УНИВЕРЗИТЕТ У БЕОГРАДУ

ГЕОГРАФСКИ ФАКУЛТЕТ

Драгица В. Делић

ПРОСТОРНО-ФУНКЦИОНАЛНА ТРАНСФОРМАЦИЈА НАСЕЉА У ЗОНАМА ЕКСПЛОАТАЦИЈЕ УГЉА У РЕПУБЛИЦИ СРПСКОЈ

Докторска дисертација

Београд, 2026.

UNIVERSITY OF BELGRADE

FACULTY OF GEOGRAPHY

Dragica V. Delić

SPATIO-FUNCTIONAL TRANSFORMATION OF SETTLEMENTS IN COAL MINING ZONES IN THE REPUBLIC OF SRPSKA

Doctoral Dissertation

Belgrade, 2026.

Ментори:

др Драгица Гатарић, редовни професор
Универзитет у Београду – Географски факултет

др Иван Раткај, редовни професор
Универзитет у Београду – Географски факултет

Чланови комисије:

др Микица Сибиновић, редовни професор
Универзитет у Београду – Географски факултет

др Дејан Филиповић, редовни професор
Универзитет у Београду – Географски факултет

др Мира Мандић, редовни професор
Универзитет у Бањој Луци – Природно-математички факултет

Датум одбране докторске дисертације: _____

ПРОСТОРНО-ФУНКЦИОНАЛНА ТРАНСФОРМАЦИЈА НАСЕЉА У ЗОНАМА ЕКСПЛОАТАЦИЈЕ УГЉА У РЕПУБЛИЦИ СРПСКОЈ

Сажетак:

На настанак, развој, а на крају и нестајање насеља делује низ фактора који у сложеним међусобним интеракцијама одређују њихов степен развоја и просторну организацију. Експлоатација ресурса великих размера, као што је експлоатација угља, може истовремено подстицати оснивање и интензиван развој појединих насеља, али и доводити до функционалног слабљења, просторне деградације и нестанка других. Ови процеси вишеструко трансформишу насеобинску структуру простора и условљавају промене односа унутар насеобинске мреже.

Примарни циљ истраживања јесте утврђивање степена и карактера просторно-функционалних трансформација насеља у зонама експлоатације угља у Републици Српској, са посебним освртом на насеобинске мреже општина Гацко, Угљевик и Станари. У складу са тим, идентификована су насеља обухваћена процесом експлоатације, а применом одабраних индикатора анализиране су промене у демографској, функционалној и хијерархијској структури насеља током посматраног периода.

Резултати истраживања указују да су у насеобинским мрежама анализираних општина током посматраног периода формирани различити сложени обрасци просторно-функционалне трансформације. Ови процеси огледају се у уситњавању насеобинске мреже, изменама функционалне структуре насеља и хијерархијских односа, смањењу функционалног капацитета појединих насеља и истовременој концентрацији функција у општинским центрима. Потенцијалне демографске и функционалне промене у зонама одобрених експлоатационих поља указују на неопходност благовременог предузимања мера инфраструктурне и функционалне реорганизације у циљу дугорочне одрживости насеобинских мрежа анализираних општина.

Кључне речи: просторно-функционална трансформација насеља, функције насеља, хијерархија насеља, експлоатација угља, перцепција задовољства, перципирани утицаји експлоатације, миграционе намере, Република Српска.

Научна област: Геонауке

Ужа научна област: Друштвена географија

SPATIO-FUNCTIONAL TRANSFORMATION OF SETTLEMENTS IN COAL MINING ZONES IN REPUBLIKA SRPSKA

Abstract:

A range of factors influences the emergence, development, and ultimately the disappearance of settlements, and through their complex mutual interactions they determine the degree of development and spatial organization of settlements. Large-scale resource exploitation, such as coal mining, can simultaneously stimulate the establishment and rapid growth of certain settlements, while also leading to the functional weakening, spatial degradation, and disappearance of others. These processes transform the settlement structure of an area in multiple ways and condition changes in relationships within the settlement network.

The primary objective of the research is to determine the degree and character of spatial-functional transformations of settlements in coal-exploitation zones in the Republic of Srpska, with particular emphasis on the settlement networks of the municipalities of Gacko, Ugljevik, and Stanari. Accordingly, settlements encompassed by the exploitation process were identified, and, using selected indicators, changes in the demographic, functional, and hierarchical structure of settlements over the observed period were analyzed.

The research results indicate that, over the observed period, different complex patterns of spatial-functional transformation emerged within the settlement networks of the analyzed municipalities. These processes are reflected in the fragmentation of the settlement network, changes in the functional structure of settlements and hierarchical relationships, a reduction in the functional capacity of certain settlements, and the simultaneous concentration of functions in municipal centers. Potential demographic and functional changes within approved exploitation zones highlight the necessity of timely infrastructure and functional reorganization measures aimed at ensuring the long-term sustainability of settlement networks in the analyzed municipalities. Potential demographic and functional changes within approved exploitation zones highlight the necessity of timely infrastructure and functional reorganization measures aimed at ensuring the long-term sustainability of settlement networks in the analyzed municipalities.

Keywords: spatial-functional transformation of settlements, settlement functions, settlement hierarchy, coal exploitation, perceived satisfaction, perceived impacts of exploitation, migration intentions, Republic of Srpska.

Scientific field: Geosciences

Scientific subfield: Social Geography

САДРЖАЈ

1. УВОД 1

1.1. Проблем и предмет истраживања 1

1.2. Циљеви и задаци истраживања 3

1.3. Полазне хипотезе истраживања 3

1.4. Структура истраживања 4

2. ТЕОРИЈСКО-МЕТОДОЛОШКИ ОКВИР ИСТРАЖИВАЊА 6

2.1. Преглед досадашњих истраживања 6

2.2. Просторни и временски оквир истраживања 13

2.3. Методологија истраживања 13

2.4. Просторно-планска документациона основа рударских активности 26

3. ИСТОРИЈСКИ АСПЕКТИ ПОСТАНКА И РАЗВОЈА РУДАРСКИХ НАСЕЉА У РЕПУБЛИЦИ СРПСКОЈ (БиХ) 30

3.1. Савремена експлоатација угља у Републици Српској 30

3.1.1. Угљоносни басен и насеља у зони експлоатације у општини Гацко 31

3.1.2. Угљоносни басен и насеља у зони експлоатације у општини Угљевик 32

3.1.3. Угљоносни басен и насеља у зони експлоатације у општини Станари 33

4. ГЕОГРАФСКИ ПОЛОЖАЈ И ГРАНИЦЕ ИСТРАЖИВАНОГ ПРОСТОРА 34

4.1. Географски положај и границе општине Гацко 34

4.2. Географски положај и границе општине Угљевик 37

4.3. Географски положај и границе општине Станари 40

5. ОСНОВНЕ КАРАКТЕРИСТИКЕ МРЕЖЕ НАСЕЉА 43

5.1. Физичко-географске детерминанте постанка и развоја мреже насеља 43

5.1.1. Геолошке и педолошке карактеристике 43

5.1.2. Рељефне карактеристике 46

5.1.3. Климатске карактеристике 49

5.2. Друштвено-географске карактеристике мреже насеља 51

5.2.1. Кретање броја становника 51

5.2.1.1. Природно кретање становништва 52

5.2.1.2. Механичко кретање становништва 53

5.2.1.3. Кретање укупног броја становника 57

5.2.2. Демографска величина насеља и густина насељености 63

5.2.3. Структуре становништва 66

5.2.3.1. Полно-старосна структура становништва 66

5.2.3.2. Образовна структура становништва 71

5.2.3.3. Економска структура становништва 75

5.2.4. Просечна величина домаћинстава и извори прихода 83

5.2.5. Просторни распоред јавно-социјалних служби 89

5.2.6. Инфраструктурни системи као фактор формирања мрежа и просторне интеграције насеља 94
5.2.7. Структура коришћења земљишта 99
6. ПРОСТОРНО-ФУНКЦИОНАЛНА ТРАНСФОРМАЦИЈА НАСЕЉА У ЗОНАМА ЕКСПЛОАТАЦИЈЕ УГЉА 101
6.1. Промена броја становника и демографске величине насеља 101
6.2. Промена густине насељености 104
6.3. Изградња стамбеног фонда 107
6.4. Промена просечне величине домаћинстава 112
6.5. Промена просторног распореда запосленог становништва 114
6.6. Промена економске структуре становништва 117
6.7. Промена хијерархијских односа у мрежи насеља 127
6.8. Промена односа базних делатности 151
6.9. Промене у концентрацији делатности 152
6.10. Промена у структури коришћења земљишта 154
7. ОПИС УЗОРКА И КОНСТРУИСАЊЕ ИНДЕКСА ПЕРЦЕПЦИЈЕ 160
7.1. Демографске карактеристике испитаника 160
7.2. Социо-економске карактеристике испитаника 161
7.3. Социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава 162
7.4. Карактеристике насеља и дужина становања 164
7.5. Конструисање индекса перцепције задовољства квалитетом услова живота 166
7.6. Конструисање индекса перцепције задовољства квалитетом стања животне средине 168
7.7. Конструисање индекса перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота 171
7.8. Конструисање индекса перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине 174
7.9. Рекодовање варијабли 177
8. УТИЦАЈ ЕКСПЛОАТАЦИЈЕ УГЉА НА КВАЛИТЕТ УСЛОВА ЖИВОТА СТАНОВНИШТВА И СТАЊА ЖИВОТНЕ СРЕДИНЕ 179
8.1. Задовољство квалитетом услова живота у насељу 179
8.1.1. Задовољство квалитетом услова живота у насељу према демографским карактеристикама испитаника 179
8.1.2. Задовољство квалитетом услова живота у насељу према социо-економским карактеристикама испитаника 181
8.1.3. Задовољство квалитетом услова живота у насељу према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава 184
8.1.4. Задовољство квалитетом услова живота у насељу према карактеристикама насеља и дужини становања испитаника у насељу 191
8.1.5. Регресиона анализа предиктора задовољства квалитетом услова живота у насељу 199
8.2. Задовољство квалитетом стања животне средине у насељу 201

8.2.1. Задовољство квалитетом стања животне средине у насељу према демографским карактеристикама испитаника 201

8.2.2. Задовољство квалитетом стања животне средине у насељу према социо-економским карактеристикама испитаника 203

8.2.3. Задовољство квалитетом стања животне средине у насељу према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава 206

8.2.4. Задовољство квалитетом стања животне средине у насељу према карактеристикама насеља и дужини становања испитаника у насељу 214

8.2.5. Регресиона анализа предиктора задовољства квалитетом стања животне средине у насељу 222

8.3. Перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота становништва на поседу 224

8.3.1. Перципирани утицај експлоатације угља према демографским карактеристикама испитаника 224

8.3.2. Перципирани утицај експлоатације угља према социо-економским карактеристикама испитаника 227

8.3.3. Перципирани утицај експлоатације угља према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава 229

8.3.4. Перципирани утицај експлоатације угља према карактеристикама насеља и дужини становања испитаника у насељу 237

8.3.5. Регресиона анализа предиктора перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу 245

8.4. Перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу 247

8.4.1. Перципирани утицај експлоатације угља према демографским карактеристикама испитаника 247

8.4.2. Перципирани утицај експлоатације угља према социо-економским карактеристикама испитаника 249

8.4.3. Перципирани утицај експлоатације угља према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава 252

8.4.4. Перципирани утицај експлоатације угља према карактеристикама насеља и дужини становања испитаника у насељу 259

8.4.5. Регресиона анализа предиктора перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу 267

8.5. Квалитативни увиди из отворених коментара испитаника 270

9. ПРОСТОРНО-ФУНКЦИОНАЛНА ТРАНСФОРМАЦИЈА НАСЕЉА У ЗОНАМА ПЛАНИРАНЕ ЕКСПЛОАТАЦИЈЕ УГЉА 274

9.1. Миграционе намере и излазне стратегије у зависности од сценарија експлоатације угља у општини 274

9.1.1. Регресиона анализа предиктора миграционих намера у контексту експлоатације угља у општини 276

9.1.2. Регресиона анализа предиктора излазних стратегија у контексту експлоатације угља у општини 278

9.2. Излазне стратегије у случају потенцијалне експропријације поседа и некретнине 282

9.2.1. Регресиона анализа предиктора излазних стратегија у случају експропријације поседа и некретнине 285
9.3. Потенцијалне демографске промене 288
9.4. Потенцијалне инфраструктурне промене 289
9.5. Потенцијалне промене намене земљишта 291
9.6. Потенцијалне функционалне промене 292
10. ЗАКЉУЧНА РАЗМАТРАЊА 293
ЛИТЕРАТУРА И ИЗВОРИ 297
СПИСАК ТАБЕЛА 312
СПИСАК ГРАФИКОНА 312
СПИСАК СЛИКА 314
ПРИЛОЗИ 318
БИОГРАФИЈА 344

1. УВОД

1.1. Проблем и предмет истраживања

Током историје насеља континуирано мењају своју морфолошку, функционалну и демографску структуру. Наведене промене у различитим историјским раздобљима имају развојну динамику која одговара њиховим својствима. Оне су најинтензивније у савременом периоду друштвено-економског развоја, нарочито од 70-их година XX века до данас. На просторно-функционалну трансформацију и организацију мреже насеља у великој мери утиче интензивни процес индустријализације. Иницијално дејство индустрије по принципу кружне кумулативне каузалности подстиче развој и концентрацију функција у градским насељима, као и руралним насељима која се налазе у близини општинских средишта, чиме се појачава њихов функцијски капацитет, а тиме и свеукупни развој.

Процес индустријализације, превасходно рударства, имао је различите ефекте на функцијску, демографску, морфолошку, економску, еколошку и друге видове трансформације геопростора који је у фокусу овог истраживања, односно на насеља у зонама експлоатације угља у Републици Српској (Босни и Херцеговини). Последице ове трансформације огледају се у исељавању становништва из насеља која су захваћена површинском експлоатацијом угља, те концентрацији становништва и капитала у градским центрима на једној страни, а на другој, у потпуној девастацији, а тиме и изразитој функционалној зависности и слабљењу унутрашњих функција насеља и геопростора. Најинтензивније трансформације насеља забележене су у подручјима у којима су убрзана индустријализација и њоме условљена деаграризација довеле до напуштања или модификације дотадашњег начина живота, како у насељима директно захваћеним површинском експлоатацијом угља, тако и у насељима у њиховом непосредном окружењу.

Рударске активности подразумевају неколико фаза, међу којима су незаобилазне: процена залиха минералних сировина и исплативости њихове експлоатације, експропријација земљишта и сама експлоатација минералних сировина. Наведене фазе прате различите промене и процесе у насељима, као што су промене структуре коришћења земљишта, изградња инфраструктуре, измена физиономије изграђеног простора и просторно-функционалне организације насеља, те промене у структурама становништва, карактеру и динамици његовог кретања. Наведене појаве и процеси често иницирају „гашење“ постојећих насеља у простору и непосредној близини експлоатационих поља, као и оснивање нових насеља и успостављање нових просторно-функционалних веза и односа у оквиру мреже насеља. Интензивни развој индустрије, као и пратећих секундарних, терцијарних и квартарних делатности условљава бројне просторно-функционалне и социо-економске промене, посебно у градским или новоформираним насељима.

Процеси експлоатације, чији је крајњи циљ економска добит, условили су формирање рударских насеља и региона широм света. С друге стране, рударска делатност може бити покренута и у већ успостављеној насеобинској структури, при чему се простор адаптира процесу експлоатације: мења се постојећа инфраструктура, мењају се функције насеља, а становништво се пресељава. У оба случаја долази до просторно-функционалне, физиономске и социо-економске трансформације насеља, при чему се поједини његови делови, у односу на иницијални развој рударске функције, мењају до непрепознатљивости. Током експлоатације минералних сировина, поред тога што простор добија нове садржаје који покрећу економски развој, испољавају се и негативни ефекти, као што су: деградација земљишта и биодиверзитета (Antwi et al., 2008), слегање тла (Can et al., 2012), појава клизишта (Momon et al., 2021), загађење воде (Sahoo et al., 2021) и ваздуха (Pandey et al., 2014), односно нарушавање квалитета животне средине. Наведени ефекти могу, али и не морају утицати на потпуно гашење насеља или на њихов будући функционални развој, што зависи од различитих планова и њихових реализација, степена деградације животне средине, дефинисаних политика развоја и (не)предузетих мера. Када су у питању рударске активности великих размера, наведене

промене се дешавају истовремено, што доводи до проглашавања насеља небезбедним за живот (Areeparampil, 1996). Процес етапног гашења појединих насеља или делова насеља одвија се и на простору јединица локалних самоуправа у Републици Српској (Гацко, Угљевик и Станари), а што представља централну тему овог истраживања.

Богатство минералним сировинама и њихова експлоатација у различитим регионима света покренули су општи, али просторно неуједначен развој. Овај феномен се врло често назива „проклетство ресурса“ (енгл. *resource curse*), који је предмет истраживања бројних научних и стручних радова (Auty, 1997; Ross, 2003; Domenech, 2008; Hartley & Otto, 2008; Richards, 2009; Perdue & Pavela, 2012; Frantál & Nováková, 2014; Betz et al., 2015; Ross, 2015; Douglas & Walker, 2017; Qian et al., 2021; Esposito & Abramson, 2021; Frantál et al., 2022). Економисти сматрају да се „проклетство ресурса“ јавља у државама које већину капитала улажу у једну индустријску делатност и у њу усмеравају радну снагу, те се сугерише да се економска зависност спречи диверзификацијом привредних делатности. Примери простора који зависе од једног ресурса су најчешће региони богати нафтом и угљем. Наведена теорија проверавана је у истраживањима традиционалних рударских региона. Истраживања указују на то да рударски простори, иако у односу на нерударске просторе имају повољније вредности неких индикатора животног стандарда, истовремено имају неповољне вредности знатно већег броја индикатора (вредности загађености ваздуха, стопа смртности одојчади, незапосленост и криминал, смањење броја становника и други) (Frantál & Nováková, 2014; Frantál, 2017; Frantál et al., 2022). Поменута истраживања указују на то да су резултати на нивоу већих територијалних јединица недовољно јасно изражени, те да је потребно истраживање на локалном нивоу.

Будући да процес индустријализације има директне и индиректне просторне ефекте, који се одражавају и на насеља која нису непосредно захваћена експлоатацијом угља, предмет овог истраживања јесте анализа хетерогености њихових карактеристика, као и функционалних, демографских и социо-економских трансформација које су се одвијале различитом динамиком у појединим насељима на простору проучаваних јединица локалне самоуправе, укључујући и пратеће развојне проблеме настале у том процесу. У зонама интензивне површинске експлоатације угља драматичне су трансформације у структури коришћења земљишта и просторно-функционалној организацији насеља, што се директно и индиректно рефлектује и на демографске и социо-економске структуре становништва. Другим речима, ефекти рударства постају све видљивији на територији проучаваних насеља.

Иако се у протеклим деценијама интензивно развијају концепти алтернативних (обновљивих) извора енергије, експлоатација минералних сировина и даље има значајну улогу у светској привреди. Упркос климатским и енергетским циљевима дефинисаним међународним конвенцијама и декларацијама (United Nations, 1997; European Commission, 2020), тренутна енергетска криза приморала је неке земље да повећају енергетску зависност од угља, а производња електричне енергије на бази сагоревања угља је у 2022. години достигла рекордне вредности у земљама чланицама Међународне агенције за енергију (International Energy Agency, 2022). За потребе индустрије, потрошња фосилних горива, у првом реду угља, достиже чак 40% потрошње енергије на глобалном нивоу (*International Energy Agency, Industry*, n.d.). Слична ситуација је и на простору Републике Српске. При томе, још увек не постоји план за потенцијалну енергетску транзицију и економско преструктуирање привреде у области термоенергетике (Stojanović & Borović, 2019). Према Електроенергетском билансу Владе Републике Српске за 2025. годину, планске пројекције указују да је око 58% електричне енергије требало да буде произведено у термоелектранама које раде на бази сагоревања угља (Влада Републике Српске, 2025а). То су термоелектране у општинама Гацко, Угљевик и Станари. С обзиром на то да се функционисање индустрије у великој мери ослања на коришћење угља у будућности се може очекивати његова даља експлоатација. Утицај експлоатације угља на простор је вишеструк и сложен, што се директно одражава и на просторно-функционалну и социо-економску трансформацију насеља. Због свега наведеног, просторно-функционална

трансформација насеља под утицајем процеса индустријализације на територији наведених јединица локалне самоуправе представља предмет истраживања ове дисертације.

Анализа просторно-функционалне трансформације мреже насеља није сама по себи циљ, него полазна основа за разумевање процеса који су довели до потенцијално неадекватне организације мреже насеља и неједнакости социјалногеографских карактеристика насеља. Имајући на уму процесе који су иницирани експлоатацијом угља, и у будућности се очекује просторно-функционална трансформација насеља у зонама експлоатације и у њиховој непосредној близини. Предмет истраживања односи се на анализу просторно-функционалне трансформације насеља у зонама експлоатације угља у Републици Српској.

1.2. Циљеви и задаци истраживања

У складу са проблемом и предметом истраживања, дефинисани су циљеви докторске дисертације. Примарни циљ јесте анализа функционалних и демографских детерминанти мреже насеља на територији проучаваних јединица локалне самоуправе, а потом утврђивање степена и динамике просторно-функционалне трансформације насеља у зонама експлоатације угља. Како би се дефинисали потенцијални развојни сценарији за простор обухваћен истраживањем, крајњи циљ је указивање на правце функционалног развоја насеља у будућности.

Из дефинисаног предмета истраживања, као и основних циљева докторске дисертације, произилазе следећи задаци: (1) анализа теоријских и практичних истраживања просторно-функционалне трансформације насеља у зонама експлоатације угља; (2) просторно разграничење експлоатационих зона и издвајање насеља у њиховом обухвату; (3) прикупљање релевантних статистичких података неопходних за истраживање и података о ставовима локалног становништва кроз анкетирање, те креирање базе података; (4) сагледавање и систематизација добијених резултата са циљем научног објашњења и разумевања просторно-функционалне трансформације насеља у зонама експлоатације угља; (5) анализа одабраних индикатора просторно-функционалне трансформације насеља у зонама експлоатације угља и картографска интерпретација добијених резултата применом ГИС софтвера; (6) утврђивање будућих праваца просторно-функционалне трансформације насеља; (7) дефинисање одговарајућих мера, препорука и смерница за просторно-функционалну организацију мреже насеља на проучаваном простору.

1.3. Полазне хипотезе истраживања

Након дефинисања предмета, циљева и задатака истраживања, постављене су хипотезе и подхипотезе које су у дисертацији проверене, доказане или оповргнуте.

Хипотеза 1: Насеља на територији проучаваних јединица локалне самоуправе у којима се врши експлоатација угља карактерише изражен процес досељавања становништва, изградња стамбеног фонда и пратеће инфраструктуре.

Хипотеза 1а: Концентрација становништва одвија се дуж главних саобраћајних праваца ка општинском центру и његовом окружењу. Овај процес манифестује се у простору повећаном изграђеношћу стамбеног фонда и променама у структури коришћења земљишта.

Хипотеза 2: Ефекти просторно-функционалне трансформације насеља у зонама експлоатације угља просторно су диференцирани.

Хипотеза 2а: Мрежа насеља на територији општина у којима се одвија површинска експлоатација угља уситњава се услед смањења просечне величине насеља, домаћинстава и густине насељености.

Хипотеза 2б: У насељима која се налазе у непосредној близини површинске експлоатације угља нема досељавања становништва, већ доминира аутохтоно становништво.

Хипотеза 2в: У насељима која су захваћена површинском експлоатацијом угља смањује се динамика изградње стамбеног фонда.

Хипотеза 2г: Трансформација економске структуре становништва најизраженија је у насељима ближим зонама експлоатације угља.

Хипотеза 2д: Према функционалној типологији, аграрна насеља на територији три проучаване јединице локалне самоуправе су и даље доминантна, али се повећава број аграрно-индустријских насеља.

Хипотеза 2ђ: Насеља у зонама експлоатације угља бележе смањење функционалног капацитета као и функционалних односа и веза са другим насељима, док је, истовремено, акумулација функција концентрисана у централним насељима.

Хипотеза 3: Становништво у насељима захваћеним експлоатацијом угља има субјективно перципиран нижи квалитет живота и стања животне средине.

Хипотеза 3а: Ставови везани за квалитет живота и стање животне средине статистички се значајно разликују у зависности од демографских и социо-економских карактеристика испитаника.

Хипотеза 3б: Ставови везани за квалитет живота и стање животне средине статистички се значајно разликују у зависности од места становања испитаника.

Хипотеза 4: У зависности од будућих рударских активности (почетак, наставак или крај), могу се очекивати различити сценарији функционалне, морфолошке и демографске трансформације насеља.

Хипотеза 4а: Након експропријације земљишта и поседа у насељима захваћеним експлоатацијом угља очекује се трајна емиграција из насеља и/или општина.

Хипотеза 4б: Ставови везани за намеру и одредиште пресељења статистички се значајно разликују у зависности од демографских и социо-економских карактеристика испитаника.

Хипотеза 4в: Ставови везани за намеру и одредиште пресељења статистички се значајно разликују у зависности од места становања испитаника.

Хипотеза 5: У случају прекида рударске активности, успостављају се нове функционалне везе и односи са окружењем, што додатно утиче на просторно-функционалну трансформацију и организацију насеља.

1.4. Структура истраживања

Истраживање је структурисано у неколико већих целина, полазећи од дефинисања истраживачког и теоријско-методолошког оквира, преко анализе савремених карактеристика насеобинске мреже општина Гацко, Угљевик и Станари и просторно-функционалне трансформације насеља у зонама досадашње (постојеће) експлоатације угља, до анализе актуелног утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота и стања животне средине и перцепције становништва, а завршава се формулисањем сценарија потенцијалне просторно-функционалне трансформације насеобинске мреже у зонама планиране експлоатације угља и закључним разматрањима.

У првом делу рада (поглавља 1–4) дефинишу се истраживачки и теоријско-методолошки оквир, даје се преглед досадашњих истраживања и просторно-планске документације, разматрају се историјски аспекти развоја рударства и рударских насеља у Босни и Херцеговини и Републици Српској, као и географски положај и границе мреже насеља општина Гацко, Угљевик и Станари.

У централном делу рада (поглавља 5–8) спроводи се детаљна анализа карактеристика насеобинске мреже наведених општина (демографска кретања и структуре становништва, запосленост, миграције, инфраструктура, јавно-социјалне службе, коришћење земљишта), затим просторно-функционалне трансформације насеља у зонама досадашње (постојеће) експлоатације угља, као и анализа перцепције становништва о квалитету услова живота и стања животне средине и утицају експлоатације угља, заснована на опису узорка, дескриптивној статистици, конструисаним индексима и примени одговарајућих статистичких тестова и модела.

У завршном делу рада (поглавља 9 и 10) анализира се потенцијална просторно-функционална трансформација насеља у зонама планиране експлоатације угља у општинама Гацко, Угљевик и Станари, формулишу се сценарији будућих промена, дефинишу одговарајуће мере, препоруке и смернице за просторно-функционалну организацију мреже насеља на проучаваној територији, синтетизују се кључни резултати, преиспитују полазне хипотезе и разматрају научни допринос, практичне импликације истраживања и могући правци даљих истраживања.

Истраживање структурисано на овај начин омогућава аналитичку разраду сложеног процеса просторно-функционалне трансформације насеља, полазећи од сагледавања историјског и савременог стања до аргументованог предвиђања будућих сценарија у насеобинској мрежи општина површинске експлоатације угља у Републици Српској. Оваква структура омогућава сагледавање сложених утицаја рударских активности на просторне, функционалне и друштвене карактеристике насеља кроз јасно формулисане и међусобно повезане фазе, чиме се доприноси већој прегледности излагања и методолошки доследној интерпретацији добијених резултата.

2. ТЕОРИЈСКО-МЕТОДОЛОШКИ ОКВИР ИСТРАЖИВАЊА

2.1. Преглед досадашњих истраживања

У савременом енергетском комплексу актуелизована је тежња ка економској декарбонизацији (Radovanović et al., 2022; Yang et al., 2024; Cała et al., 2021; Zhang et al., 2024; Golinucci et al., 2025), то јесте смањењу емисија угљеника. Без обзира на потискивање угља као необновљивог ресурса из употребе, он и даље остаје важан извор енергије (Bian et al., 2010; Lapandić et al., 2011; Morrice & Colagiuri, 2013). Поједине државе, укључујући и Босну и Херцеговину (Републику Српску), у великој мери економски развој заснивају на експлоатацији угља за потребе производње електричне енергије. У неким земљама угаљ представља једини извор фосилног горива, а рудници угља основ снабдевања термоелектрана. Такав пример је Грчка, чија је производња електричне енергије у великој мери ослоњена на експлоатацију угља (Karasmanaki et al., 2020). Сличан економски образац заступљен је и у Чешкој (Rouhani et al., 2023). Убрзани економски развој у Кини реализован је такође захваљујући енергији добијеној пре свега из угља (Q. Li et al., 2017). Имајући у виду све већу потребу за енергијом, а истовремено успорену динамику имплементације обновљивих извора енергије, може се очекивати ослањање на угаљ као енергетски извор и у будућности (Stojanović & Borović, 2019).

Истраживања утицаја експлоатације угља углавном су усмерена на последице по физичку средину. Анализе промена у структури коришћења земљишта наглашавају комплексан утицај рударских активности, како на штетне последице по квалитет земљишта, тако и на економске ефекте тих последица по локалну заједницу. Истраживање Thakur et al. (2022) о променама намене земљишта у рудницима централне Индије, указало је на губитак шумске површине у корист раста површина одлагалишта јаловине. Mishra et al. (2022), у анализи округа Корба, које представља енергетско чвориште државе Чатисгар (Индија), установили су деградацију шумских и пољопрвредних површина које су потиснуте ширењем експлоатације угља. Сличне резултате истраживања остварили су Upadhyay & Bhattacharya (2022) у округу Данбад у Џаркханду (Индија), где је забележен раст површине угљених поља уз драстично смањење вегетације. У једном од кључних рударских подручја Јужноафричке Републике, на подручју града Емалахлени, у периоду 1990–2020. године утврђено је смањење удела површина под вегетацијом, уз истовремено повећање површина обухваћених рударским активностима (Cudjoe et al., 2024). На површинском копу лигнита Адамов–Кожмин у Пољској, током периода 1940–2011. године, забележено је смањење удела оранице и ливада/пашњака, уз истовремени раст шума, изграђених површина, водених површина, активних копова и пострударских деградираних површина (Fagiewicz & Łowicki, 2019). Слични обрасци дугорочне трансформације пољопривредног у индустријски пејзаж утврђени су и у Северночешком лигнитском басену (Hendrychová & Kabrna, 2016). Деградација вегетационог покривача условљена експлоатацијом угља, са драстичним губитком шумског земљишта, установљена је и на примеру рударског региона Џарсугуда у Индији (Ranjan et al., 2021). У рударском региону Бразила „Гвоздени четвороугао“ (порт. *Quadrilátero Ferrífero*) у периоду 1990–2010. године обимне промене намене земљишта обухватиле су више од половине аутохтоне вегетације (Sonter et al., 2014). Сличне последице промена у структури коришћења земљишта забележене су и у рударским басенима у Републици Српској (Sabljić & Delić, 2023; Sabljić et al., 2024).

Промене у рударском пејзажу Лужичког лигнитског басена огледају се кроз интензивно смањење површине пољопривредног земљишта и повећање водених површина које су последица удубљења преосталих након експлоатације (Krümmelbein et al., 2012). Појава нових језерских површина, као последица експлоатације угља, забележена је у тузланском рударском басену у Босни и Херцеговини (Smajić et al., 2009).

Поред наведених последица експлоатације угља на промену структуре коришћења земљишта, у рударском басену Колубара идентификован је и ризик од водне ерозије

(Milanović et al., 2017; M. Živanović et al., 2024). Процес водне ерозије потврђен је и у бројним другим рударским локалитетима на глобалном нивоу, укључујући Индонезију (Momon et al., 2021; Supandi et al., 2023), Северну Америку (Reed & Kite, 2020), Кину (Ding et al., 2024; S. Song et al., 2025) и Босну и Херцеговину (Sabljić et al., 2024). Истраживања су показала да у рударским регионима постоји и ризик од слегања тла. Song et al. (2024) у истраживању промена доминантне морфологије у рударској општини Љангхуанг (Кина) установили су да је 87,4% обрадивог земљишта захваћено слегањем услед експлоатације угља. У рударском подручју Пеибеи (Кина) установљено је да је слегање тла услед експлоатације угља у периоду од 1994. до 2014. године проузроковало повећање водених површина око 22 пута (Xu et al., 2017). Последично, слегање тла доводи до смањења плодности земљишта, што је потврђено истраживањима у Кини, у угљеном басену на Лесној висоравни (Z. Wang et al., 2021), у руднику угља Ханванг (Guo et al., 2018), те у рударском подручју Далиута (Dejun et al., 2016) и источно-централном делу провинције Нингсија (Ma et al., 2019). Слегање тла има директан утицај на квалитет услова живота у заједницама које функционишу у непосредној близини рударских активности. Последице се манифестују кроз фрагилност инфраструктуре и стамбеног фонда, као и ограничену могућност за улагање у исте. Пример заједнице која се суочава са овом појавом је град Зонгулдак (Турска), традиционално рударско средиште са више од 160 година рударске активности (Can et al., 2012).

Поред истраживања негативних ефеката експлоатације угља на квалитет земљишта и ризика од деградационих процеса, бројна истраживања усмерена су на процену утицаја рударства на стање животне средине, при чему је квалитет ваздуха једна од најчешће анализираних компоненти. У том контексту, значајна су компаративна истраживања, која упоређују рударске и нерударске регионе и, на основу просторних разлика, указују на степен загађења ваздуха у зонама експлоатације угља. Тако је Frantál (2017), у истраживању разлика у квалитету ваздуха између рударских и нерударских региона у Чешкој, утврдио да је ваздух у рударским регионима шест пута лошији у односу на нерударске регионе. Литература која се бави перцепцијама локалног становништва у рударским подручјима указује да је загађење ваздуха често идентификовано као најозбиљнији еколошки проблем. То потврђују истраживања из различитих просторних контекста. На пример, у рударском подручју Ханченг у Кини, утврђено је да становништво загађење ваздуха доживљава као доминантан еколошки проблем (Shi & He, 2012), док да су забринутост за квалитет ваздуха и безбедност воде, као и перципиране последице по здравље, међу доминантним ставовима у провинцији Шанси (Q. Li et al., 2017). У европским рударским регионима загађење ваздуха се манифестује кроз присуство прашине, што је потврђено истраживањем перцепција локалног становништва у највећем површинском копу у Европи – Хамбах (Немачка) (Holtermann et al., 2025). Слични утицаји забележени су и у селу Лунг Анаи (Индонезија), где Surbakti et al. (2025) указују да локално становништво перципира погоршање квалитета ваздуха услед рударских активности. Забринутост у вези загађења ваздуха услед рударских активности забележена је и у истраживању еколошког утицаја рударства у заједницама дистрикта Бонте, Коно и Порт Локо (Сијера Леоне) (Mabey et al., 2020). Истраживања указују да интензитет негативних перцепција зависи од микролокације у односу на руднике**.** У истраживању локалне перспективе рударских заједница у Либју (Филипини), Lazarte et al. (2025) утврдили су да становништво перципира изражену појаву прашине током активних рударских операција и повезује лош квалитет ваздуха са респираторним тегобама. Такође, уочено је да наведене утицаје интензивније осећа становништво које станује у близини рудника (Lazarte et al., 2025). На сличан просторни образац указују и Moran et al. (2013), наглашавајући да становништво које живи у непосредној близини рудника чешће и интензивније перципира негативне ефекте на квалитет ваздуха. Утицај експлоатације угља на квалитет ваздуха најчешће се анализира у контексту последица загађења ваздуха по здравље локалног становништва. У истраживању у Бовенском угљеном басену у Аустралији Petkova et al. (2009) открили су забринутост локалног становништва због угљене прашине, која је повезана са повећањем броја случајева астме. Резултати истраживања Maji (2024), које је процењивало утицај експлоатације угља у угљеном појасу Саланпур

(Индија) на здравствено стање локалног становништва, указали су на погоршан квалитет ваздуха у рударском селу у односу на контролно, нерударско насеље. Забринутост због здравствених последица експлоатације и сагоревања угља забележена је и у Горњем Хантеру (Аустралија) (Higginbotham et al., 2010). Према наводима локалног становништва у округу Геита (Танзанија), загађење прашином, углавном узроковано експлозивима у селу Њакабале, повећава учесталост спонтаних побачаја код жена и инфекција преносивих ваздухом (Kitula, 2006). Истраживања показују да се загађење ваздуха у рударским регионима генерише из више извора. У експлоатационом пољу Џарија (Индија), Pandey et al. (2014) идентификовали су рударске активности као главни извор загађења, укључујући: експлоатацију угља, пожаре у руднику, емисије штетних гасова из рударских возила и прашину са рударских земљаних путева. У истраживању које су спровели Wright et al. (2014) у рударском подручју Витватерсранд (Јужна Африка), идентификовали су рударска одлагалишта као највећи извор прашине. Загађење ваздуха такође се и индиректно испољава кроз контаминацију пољопривредних површина прашином у непосредном окружењу рудника, што је потврђено истраживањем еколошких утицаја рудника Моатизе у Мозамбику (Macie, 2017). У контексту Републике Српске, у истраживању перцепција квалитета живота и стања животне средине у општини Угљевик, констатовано је да локално становништво перципира погоршање квалитета ваздуха и појаву прашине као најјачи негативни ефекат експлоатације угља (Delić, 2025). Ови резултати добијају значајну тежину у светлу регионалних извештаја о емисијама појединих загађујућих материја из термоенергетских постројења, при чему је, према извештају CEE Bankwatch Network, Термоелектрана Угљевик идентификована као највећи емитер сумпор-диоксида (SO_2) у региону (Ciuta et al., 2025).

Значајна компонента животне средине која је под директним утицајем експлоатације угља је вода. У том контексту, истраживања се фокусирају на испитивање квалитета водотокова у које се испуштају отпадне воде из рудника, анализу промена концентрације хемијских елемената у води и процену водног режима у непосредној близини рударских активности. Wright et al. (2017), у истраживању квалитета воде реке Волангамбе (Аустралија), у близини испуста отпадних вода из рудника угља, установили су значајно нарушавање водног екосистема, као и повећање салинитета и концентрације цинка и никла. Wright et al. (2015) су и истраживању квалитета воде у сливу Хоксбери–Нипиан (Аустралија) открили геохемијску промену воде изазвану одлагањем рудничког отпада из оближњег подземног рудника угља. Сложеност функционисања водног режима у непосредној близини експлоатације угља додатно интензивира негативне ефекте на квалитет вода. Пример за то је истраживање Wright et al. (2018), које је испитивало утицај дренаже једног рудника након акумулације подземне воде на квалитет реке Вингекариби (Аустралија), који је знатно погоршан након дренирања воде из подземних рудничких јама. У Кини, рударске активности доводе до наглог смањења нивоа подземних вода (X. Wang et al., 2021). Поред експлоатације, до загађења воде може довести и прерада угља, што је потврђено у истраживању у рударском подручју Ханченг (Кина) (Shi & He, 2012). Такође, поред негативног утицаја активних рудника угља на квалитет воде, установљени су и негативни утицаји из напуштених рудника. Такав пример представљају напуштени рудници на подручју реке Јудонг у провинцији Гуиџоу (Кина) (X. Li et al., 2021). Исто тако, контаминација из напуштеног рудника угља забележена је у истраживању провинције Мпумаланга (Јужна Африка) (Mlalazi et al., 2025).

Комплексност просторних промена узрокованих експлоатацијом угља огледа се не само у изменама животне средине већ и у утицају на живот локалног становништва. Истраживања поменутог утицаја најчешће се заснивају на процени економске неједнакости између рударских и нерударских заједница. Истраживање регионалних неједнакости проузрокованих експлоатацијом угља у Чешкој открило је да се рударски региони поред бенефита (изнадпросечни приходи и пензије, инфраструктура за грејање) суочавају са високим стопама незапослености, еколошким и здравственим трошковима и бескућништвом (Frantál & Nováková, 2014). Сличне резултате утврдили су Frantál et al. (2022) у истраживању социо-економске трансформације рударских и пострударских региона у Чешкој, где је забележен

нижи очекивани животни век, повећане стопе смртности одојчади, абортуса, незапослености и криминала, нижи ниво социјалног капитала и социјалне кохезије, као и значајан губитак становништва у односу на нерударске регионе. У истраживању еколошке неправде у угљеном региону Мост у Чешкој, установљени су слични обрасци неравномерног развоја (Frantál, 2017). Развојне неједнакости присутне су и угљеним регионима Сједињених Америчких Држава, где се показује да су користи и трошкови рударске активности социјално и просторно диференцирани, док негативни ефекти демографског опадања остају константни, посебно у Апалачком рударском региону, што указује да експлоатација угља не генерише равномерни регионални просперитет (Betz et al., 2015). Резултати истраживања Douglas & Walker (2017) о експлоатацији угља и проклетству ресурса у Апалачком рударском региону констатују да снажно ослањање на индустрију угља може чак и успорити економски развој. Развојне неједнакости уочене су и у истраживању социо-економских исхода експлоатације угља у Западној Вирџинији (САД) (Perdue & Pavela, 2012). Поред негативног ефекта експлоатације угља који се испољава кроз развојне неједнакости, у истраживању Qian et al. (2021) констатује се да ризик од прекомерног ослањања на рудне ресурсе доводи до ограничавања развоја људског капитала, технолошких иновација и производног сектора. Развојна неједнакост може имати дугорочне ефекте чак и након престанка експлоатације, што је потврђено истраживањем Esposito & Abramson (2021), који указују да су бивши угљенорударски региони у Европи сиромашнији у односу на регионе у којима се није експлоатисао угаљ.

Ширење површинских копова доводи до потискивања локалног становништва и условљава његово пресељење. Процес расељавања изазван рударским активностима присутан је на глобалном нивоу и обухвата значајан број становника, који у појединим државама достиже и неколико милиона (Terminski, 2012). Према Pasqualetti & Frantál (2022), отварање површинских копова угља у Чехословачкој у периоду 1978–1989. године резултирало је расељавањем више од сто села и принудном миграцијом око 100 000 становника. Downing (2002) негативне ефекте овог вида расељавања дефинише као губитак физичких и нефизичких добара, праћен ризицима као што су несигурности у снабдевању храном, губитак заједничких земљишта и ресурса, повећани здравствени ризици, прекиди у формалном образовању и губитак грађанских и људских права, што у коначници ствара ново сиромаштво. Процес расељавања изазван отварањем више десетина рудника у Џаркханду (Индија), угрозио је опстанак руралних заједница аутохтоног становништва, а само у угљеном басену Ранигањ више од 49 локалитета проглашено је небезбедним за становање (Areeparampil, 1996). Резултати истраживања рударских заједница у Гани указују да расељавање изазвано рударством доводи до губитка социјалног и људског капитала, изазива промене у економским активностима, те утиче на нижи ниво задовољства животом (Ofori et al., 2023). Ови ризици су потврђени кроз различита истраживања на глобалном нивоу (Khan & Temocin, 2022). У истраживању Manduna (2023) наводи се пример принудног пресељења 4 321 породице, из региона Чјадзва (Зимбабве), којима је надокнада за пресељење била недовољна или потпуно изостављена. Пресељење изазвано рударством у рударској заједници Ајнак у Авганистану такође је праћено недовољним накнадама за експроприсано земљиште (Khan et al., 2021). Wilson (2019) у истраживању расељавања рударских заједница у Сијера Леонеу је дошао до сличних резултата где је утврђено трајно социјално и економско осиромашење пресељених заједница нарочито у контексту недовољних накнада за експроприсану имовину. Owen et al. (2020) у истраживању оквира управљања процесом расељавања на нивоу државе, констатују да питање износа накнаде за расељене заједнице отвара простор за дуготрајне тензије између интересних група у процесу рударства: рударских компанија, влада и заједница погођених рударством. Индиректна последица наведених изазова је нарушавање менталног здравља заједница које су обухваћене расељавањем, што је потврђено у истраживању расељавања изазваног рударством у оквиру неколико племенских заједница у Андра Прадешу у Индији (Goessling, 2010). Како би се дао адекватан одговор на потенцијалне ризике изазване расељавањем, Adam et al. (2015) предложили су активно учешће погођених заједница на нивоу домаћинстава у креирању политика за ублажавање последица расељавања. Поред еколошких,

социјалних и демографских ефеката рударства, у фокус истраживања све више долази питање одрживости простора током и након експлоатације. Миграције становништва при томе делују као значајан покретач економских промена у рударским регионима, будући да утичу на промене у структури запослености, слабљење локалних функција и, посредно, трансформацију насеобинске мреже (Delić et al., 2025).

У друштвеним и просторним наукама све је израженија релевантност истраживања потенцијалних облика социо-еколошке трансформације (Schmid, 2021), а посебно се наглашава потреба за успостављањем нових просторно-функционалних односа који доприносе јачању територијалне кохезије (Vojković et al., 2010). Истовремено, као значајан проблем идентификована је диспропорција у функционалном развоју, која се испољава кроз трансформацију функција и монофункционални развој рударских региона, а у постиндустријској фази додатно и кроз губитак функција (Delić et al., 2025). У земљама које пролазе кроз динамичне промене, подстакнуте процесима као што су урбанизација и енергетска транзиција, функционална трансформација све чешће постаје предмет важних истраживања (Morar, 2012; Obrębalski & Walesiak, 2015; David, 2015; Petrova & Marinova, 2013; Kamanroodi et al., 2020; Kerker & Vogel, 2024; Bański, 2019).

На основу прегледа литературе, може се уочити да истраживања утицаја рударских активности на трансформацију геопростора обухватају две главне аналитичке целине. Једна група истраживања фокусирана је на утицај рударских активности на физичке карактеристике простора кроз анализу: утицаја на промену структуре коришћења земљишта, геофизичких карактеристика тла, морфо-физономских карактеристика насеља и квалитета животне средине. Друга група истраживања бави се анализом регионалне испољености социо-географских карактеристика простора у којима се одвија рударска активност, као и неједнакостима у стандарду живота локалног становништва. Фокус овог истраживања биће на примени одабраних индикатора из обе групе истраживања ради испитивања развојних неједнакости између насеља на простору три јединице локалне самоуправе у којима се одвија експлоатација угља у Републици Српској.

У литератури о постсоцијалистичкој просторно-функционалној трансформацији рударских региона, анализа региона Горња Шлеска у Пољској, показује да пад производње угља доводи до снажног смањења запослености и ширих структурних измена у локалној привреди. Посебно се истиче „домино ефекат“ на делатности које су просторно и функционално везане за руднике, уз ограничен капацитет регионалног тржишта рада да апсорбује вишак радне снаге. Трансформација има и изражену социјалну димензију, јер зависност домаћинстава од једног прихода додатно повећава рањивост рударских заједница (Nawrocki & Szczepański, 1997). Истраживања пострударских подручја у источној Немачкој након уједињења 1990. године наглашавају да ни обимна, државно вођена еколошка санација не гарантује економску диверзификацију и отварање нових развојних стратегија уколико се истовремено не оснаже локални капацитети за управљање развојним процесима (Harfst & Wirth, 2011). У истраживању валоризације пострударског потенцијала у Централној Европи истичу се примери просторно-функционалне трансформације рударских региона и након експлоатације, кроз прелазак са моноиндустријске рударске функције ка новим наменама простора (туризам, култура, рекреација) (Harfst, 2015). Позитиван пример управљања развојним процесима дају Bole et al. (2023) пружајући важан увид у дугорочну динамику промене развојне путање кроз студију случаја рударског града Идрија у Словенији. За разлику од приступа који трансформацију своде на изоловане епизоде (нпр. затварање рудника), аутори трансформацију тумаче као постепен процес који траје више деценија и обухвата више критичних прекретница, у којима су локални актери били спремни да постојеће рударске ресурсе функционално преобликују и усмере ка новим привредним активностима. У случају неспремности локалне заједнице на престанак експлоатације угља, то јесте на губитак рударске функције, јавља се ризик да посматрани простор по више основа поприми карактеристике проблемског подручја (Мандић, 2019а). Стога је анализа могућих развојних сценарија неопходна.

У домаћој литератури, просторно-функционална трансформација рударских региона систематски је разматрана у оквиру истраживања великих лигнитских и рударско-енергетских басена у Србији, пре свега Косовско-метохијског, Колубарског и Костолачког басена. Радови из 90-их година прошлог века, настали за потребе израде просторно-планске документације за Рударско-енергетско-индустријски систем (РЕИС) Косово, били су усмерени на планирање, уређење и ревитализацију простора захваћеног обимном експлоатацијом минералних сировина, на регионалне и функционалне односе, заштиту животне средине, рекултивацију деградираног земљишта, као и очување културно-историјског наслеђа (Derić, 1994; Milašin, 1994; Perišić, 1994; Spasić, 1994; Spasić & Pejović, 1994; Spasić & Prodanović, 1994). Посебан допринос у том периоду дали су радови који су се бавили просторним размештајем и кретањем становништва, као и концепцијом пресељења насеља и домаћинстава у зони утицаја површинске експлоатације, засновани на обимној анкетној бази прикупљеној у насељима уже зоне РЕИС Косово (Spasovski & Petovar, 1994). Током каснијег периода, пажња истраживача проширена је на питања одрживог развоја рударских басена, управљања руралним и пољопривредним развојем, дефинисања индикатора социјалног развоја и усклађивања еколошких и развојних интереса кроз стратешку процену утицаја (Jokić & Petovar, 2010; Nenković-Riznić & Milijić, 2010; Ненковић-Ризнић & Милијић, 2010; Николић & Јокић, 2010). Значајан број истраживања бави се и анализом просторних ограничења, еколошких ризика и конфликата развоја у конкретним басенима, нарочито у Костолачком и Колубарском угљеном басену, укључујући измештање насеобинске и комуналне инфраструктуре, као и утицај рударских радова на природну и створену средину (Ђурђевић & Живановић Миљковић, 2010; Ковачевић & Џунић, 2010; Црнчевић, 2010; Џунић & Ковачевић, 2010; Đukičin et al., 2014). Посебно место заузимају синтетички радови и монографије Спасића и сарадника, у којима су разматрани историјски развој великих рударских производних система, дугорочни трансформациони процеси, просторни конфликти и потенцијали развоја, као и демографска и социјална трансформација насеобинске мреже у Колубарском лигнитском басену (Spasić, 1988; Spasić, Petovar, et al., 2007; Spasić, Vujošević, et al., 2007; Spasić et al., 2010). У целини, ова истраживања указују да је домаћа научна литература просторно-функционалну трансформацију рударских региона најчешће посматрала кроз призму планирања великих рударских система, управљања просторним конфликтима и заштите окружења, док су интегралне анализе трансформације насеља у зонама експлоатације угља и њихове функционалне улоге у ширем регионалном контексту знатно ређе заступљене. Из тог разлога, неопходно је размотрити шири теоријски и методолошки оквир који се односи на просторно-функционалну трансформацију насеља уопште. У том смислу, у наставку се даје преглед истраживања која се баве променама у структури, функцијама и хијерархији насеља и насеобинских мрежа, независно од специфичног рударског контекста, а која представљају важну основу за разумевање трансформационих процеса у просторима захваћеним експлоатацијом угља.

Прву групу чине истраживања која се баве просторно-функционалном организацијом и развојним тенденцијама мреже насеља на нивоу општина и мањих регионалних целина, при чему је посебан акценат стављен на идентификовање функцијских типова насеља, њихових међусобних односа и развојних улога. У ову групу спадају истраживања развоја мреже насеља у општинама Смедерево, Нова Варош, Тутин, Инђија, Кнић и Чачак, као и анализе просторних и функционалних промена у Пријепољу и Јужном Поморављу (Tošić & Obradović, 2003; Вујадиновић & Гајић, 2004, 2006; Тошић & Невенић, 2005; Ćirković, 2007; Tošić et al., 2009; Nikolić, 2013; Miletić & Drobnjaković, 2015).

Другу тематску целину чине истраживања која су фокусирана на функционалну типологију насеља, хијерархију и нодалне односе у насеобинским мрежама, често у контексту дневних миграција становништва и формирања дневних урбаних система. Ова истраживања указују на динамичне промене у функционалној улози насеља и трансформацију хијерархијских односа, како у нодалним регијама већих градова, тако и у ширим регионалним

системима (Јовановић, 1995; Тошић, 1999; Грчић, 1999; Грчић & Грчић, 2002; Бубало-Живковић, 2005; Тошић & Невенић, 2007; Раткај, 2009; Krunić et al., 2009; Krunić, 2012).

Трећу групу чине истраживања у којима је наглашен демографски аспект просторно-функционалне трансформације, односно анализа односа између демографских процеса, просторне организације и функционалне структуре насеља. У овим радовима разматрају се промене у концентрацији становништва, миграциони токови и њихов утицај на улогу насеља у регионалним системима (Vasilevska, 2009; Гајић et al., 2011; Гатарић, 2012; Дробњаковић, 2012; Гатарић & Иванишевић, 2016; Гатарић, 2018; Drobnjaković et al., 2021).

Најзад, посебну целину чине истраживања која интегрално анализирају просторно-функционалну трансформацију и хијерархијску реорганизацију насеобинских система, често применом савремених методолошких приступа и компаративних анализа (Lukić et al., 2012; Đerčan, Radaković, et al., 2017; Malić Sibinović, 2023; Malić Sibinović et al., 2024; Đerčan et al., 2024; Chebotarev, 2021).

Приказана истраживања представљају важну теоријско-методолошку основу за разумевање промена у структури, функцијама и хијерархији насеља и насеобинских система, што је релевантно и за просторе захваћене експлоатацијом угља. У контексту Републике Српске, међутим, интегралне анализе просторно-функционалне трансформације насеља у зонама експлоатације угља и даље нису заступљене, што указује на потребу систематичног испитивања демографских, функционалних и просторних процеса који обликују насеобинску мрежу, као и њихових просторних последица.

Иако је експлоатација угља у Босни и Херцеговини, односно Републици Српској, дуго присутна и представља традиционалну делатност на којој се заснива значајан део економије (Делич, 2020), досадашња сазнања углавном потичу из делимичних истраживања појединих басена и ограниченог броја ауторских истраживања (Castán Broto, 2012, 2013a, 2013b; Smajić et al., 2009, 2020, 2021; Sabljić & Delić, 2023; Sabljić et al., 2024; Delić et al., 2025; Delić, 2025). Потреба за оваквим проучавањем произилази из тога што комплексна истраживања просторно-функционалне трансформације насеља у Републици Српској до данас нису спроведена. Добијени резултати могу послужити као основа за одређивање потенцијалних праваца развоја насеља/општина у будућности, у контексту енергетске транзиције и престанка експлоатације угља. Предвиђање просторно-функционалних промена у мрежи насеља на основу ширења експлоатационих поља, отвара могућност за дефинисање микроразвојних нуклеуса као будућих носилаца развоја локалне економије, односно њихове улоге у функционалној организацији јединица локалне самоуправе (Тошић & Невенић, 2006). У контексту актуелних расправа о енергетској транзицији, перцепције локалног становништва имају посебан значај, јер представљају важно полазиште за циљано и контекстуално утемељено формулисање развојних политика.

Сагледана литература указује да експлоатација угља не представља искључиво економску делатност, већ сложен просторни процес који покреће вишеслојне трансформације на различитим нивоима. У том контексту, просторно-функционална трансформација насеља може се посматрати као динамичан и фазно условљен процес који обухвата морфолошке, демографске и функционалне промене, условљене интензитетом, просторним обухватом и развојном фазом рударских активности. Иако су у досадашњим истраживањима појединi аспекти процеса експлоатације угља детаљно анализирани – од еколошких последица до социо-економских неједнакости и проблема пресељења становништва – интегрални приступ који истовремено разматра њихове просторне манифестације и трансформацију мреже насеља остаје недовољно заступљен, нарочито у контексту Републике Српске. Управо тај истраживачки јаз представља полазиште ове дисертације, чији је циљ да кроз синтетички и методолошки утемељен приступ допринесе свеобухватнијем разумевању просторних и функционалних импликација експлоатације угља на савремени развој насеља.

2.2. Просторни и временски оквир истраживања

Просторни обухват истраживања обухвата насеља на територији јединица локалне самоуправе у Републици Српској (БиХ) у којима се одвија површинска експлоатација угља: Гацко, Угљевик и Станари. Површинска експлоатација угља присутна је и у другим општинама Републике Српске, попут Мркоњић Града и Фоче (комбинована експлоатација), али у тим општинама не доводи до изражене просторно-функционалне трансформације насеља. Супротно томе, у насељима општине Гацко, Угљевик и Станари експлоатација угља значајно је изменила постојеће просторно-функционалне односе. У овим јединицама локалне самоуправе општински центри били су слабо развијени полифункционални центри, док су сеоска насеља била претежно пољопривредна и монофункционална. Главни покретач развоја и трансформације ових насеља је процес индустријализације, који је у значајној мери подстакао прерасподелу радне снаге из примарног у секундарни сектор привреде. У оквиру насеобинских мрежа општина Гацко, Угљевик и Станари обухваћено је 109 насеља. На основу претходно изнесених чињеница о сложеним процесима трансформације насеља, увидом у катастар одобрених експлоатационих поља и спроведеном просторном анализом у ГИС-у, издвојена је група од 50 насеља у којима се одвија, или се у већем или мањем обиму планира, експлоатација угља; ова насеља представљају предмет овог истраживања.

Временски оквир истраживања, обухвата период 1971–2025. године. У оквиру наведеног временског распона анализирана је просторно-функционална трансформација насеља на основу доступних пописних података за период 1971–2013. године, који представљају основни извор података. Почетна година истраживања изабрана је како би се могле сагледати просторне, функционалне, демографске и социо-економске карактеристике насеља у периоду који претходи интензивној индустријализацији проучаваног подручја, док завршна година одговара години последњег спроведеног пописа становништва у Републици Српској (БиХ). Анализа савремених процеса, као и процена могућих будућих сценарија развоја, заснива се на подацима прикупљеним теренским и анкетним истраживањем спроведеним у периоду од априла 2024. до септембра 2025. године.

2.3. Методологија истраживања

Да би се испунили циљеви истраживања и научно проверили полазне хипотезе и подхипотезе, примењене су научне методе које захтевају поједине фазе кабинетског и теренског рада. Методолошки приступ конципиран је тако да омогућава проверу постављених хипотеза о просторним и функционалним променама насеља, кроз превођење хипотеза у мерљиве демографске, социо-економске и просторне индикаторе, у складу са расположивим пописним подацима на нивоу насеља. У складу са дефинисаним циљевима и садржајем овог истраживања, систематски су коришћене методе анализе, синтезе, класификације и генерализације, чијом применом је постављена полазна основа у проучавању просторно-функционалне трансформације насеља. За истраживање историјског аспекта настанка и развоја рударских насеља примењен је историјско-генетски метод. Границе истраживаног простора дефинисане су применом ГИС алата, кроз просторну интеграцију административних граница насеља, сателитских снимака и катастарских података о одобреним експлоатационим пољима (Министарство енергетике и рударства Владе Републике Српске, 2023). Поступак је обухватио просторну обраду и интерсекцију података, уз примену стандардних ГИС алата за геопроцесуирање и геометријске операције. Описаним приступом идентификован је обим експлоатације угља у насељима која се налазе у зони тренутне експлоатације, најкраћа удаљеност геометријског центра насеља од тренутне границе површинског копа као и потенцијални обим обухваћености насеља експлоатацијом у будућности (Прилози 1–3).

Методологија утврђивања основних карактеристика мреже насеља заснива се на анализи физичко-географских и друштвено-географских карактеристика простора на коме су формиране насеобинске мреже јединица локалне самоуправе које су предмет овог истраживања.

Анализа физичко-географских детерминанти подразумевала је анализу геолошке и педолошке грађе, расподеле надморске висине и нагиба у насеобинској мрежи те климатских карактеристика. За анализу геолошке структуре дигитализована је Основна геолошка карта у размери 1:100 000, то јесте ОГК листови: Гацко [К34-26] (Мирковић et al., 1979), Фоча [К34-14] (Buzaljko et al., 1980), Невесиње [К34-25] (Geološki zavod Sarajevo, 1969), Бијељина [Л34–111] (Vrhovčić et al., 1984), Брчко [Л34–110] (Buzaljko et al., 1985), Тузла [Л34–122] (Čičić et al., 1990), Зворник [Л34–123] (Mojsilović et al., 1975) и Дервента [Л33-120] (Sofilj et al., 1984). За анализу педолошке структуре дигитализована је Основна педолошка карта Босне и Херцеговине у размери 1:50 000 (Institut za agropedologiju, 1990). Анализа просторне расподеле надморске висине и нагиба терена извршена је обрадом сателитског податка под називом Shuttle Radar Topography Mission (SRTM) (Farr & Kobrick, 2000). Климатске карактеристике, укључујући просечну температуру и просечну количину падавина, анализиране су на основу података из Климатског атласа Босне и Херцеговине (Бајић et al., 2023), при чему су коришћене пројектоване вредности за период 2001–2030. године према A1B сценарију, као најконзистентнији просторни скуп података, будући да недостају конзистентна мерења са традиционалних метеоролошких станица. Сви наведени подаци обрађени су употребом софтвера QGIS 3.28 (QGIS Development Team, 2022).

С обзиром на то да су подаци о природном и механичком кретању становништва доступни само на нивоу општина, анализа је спроведена и интерпретирана управо на том просторном нивоу. Природно кретање становништва анализирано је на основу података из публикација Статистички годишњак (2009, 2011 и 2015) и Градови и општине (2020 и 2024). Анализа обухвата период од 1996. до 2023. године, који је условљен доступношћу података (Републички завод за статистику Републике Српске, 2009, 2011, 2015, 2020, 2024). Механичко кретање становништва анализирано је на основу података из публикација Статистички годишњак (2011 и 2015) и Градови и општине (2020 и 2024), за период од 2007. до 2023. године, такође одређен доступношћу података. Анализа кретања броја становника на нивоу општине у периоду 1948–2023. године, заснива се на подацима из релевантних пописних и статистичких публикација (Savezni zavod za statistiku, 1975; Gelo et al., 1995; Републички завод за статистику Републике Српске, 2017a, 2022, 2024). Кретање броја становника на нивоу насеља разматрано је за период од 1948. до 2013. године на основу података пописа становништва (Savezni zavod za statistiku, 1975; Gelo et al., 1995; Републички завод за статистику Републике Српске, 2017b). Просторни распоред становништва, демографска величина насеља и старосно-полне структуре анализирани су на основу података из публикације Попис становништва, домаћинстава и станова у Републици Српској 2013. године (Републички завод за статистику Републике Српске, 2017b). Остале карактеристике становништва и домаћинстава (образовна и економска структура становништва, просторни распоред запосленог становништва, миграциона обележја, просечна величина домаћинстава и извори прихода) анализиране су на основу необјављених података пописа становништва из 2013. године.

Необјављени подаци на нивоу насеља уступљени су од стране Завода за статистику Републике Српске, у складу са Уговором о уступању статистичких микроподатака из Пописа становништва, домаћинстава и станова у Босни и Херцеговини 2013. године (бр. 06.3.07/060-421.1/23). Подаци су, у складу са наведеним Уговором, припремљени и коришћени искључиво за потребе израде ове докторске дисертације. С обзиром на то да подаци нису јавно доступни, аутор се обавезао на њихово чување и заштиту поверљивости, као и на приказивање резултата искључиво у агрегатном облику, у складу са Изјавом о чувању и заштити тајности поверљивих података, потписаном приликом преузимања података. С обзиром на то да методологијом пописа није предвиђено праћење дневних миграција, за анализу овог облика кретања становништва коришћени су подаци прикупљени анкетним истраживањем, са применом методолошких поступака по узору на ранија истраживања дневних миграција (Стаменковић, 1989; Стаменковић et al., 1995; Стаменковић & Гатарић, 2006, 2007, 2008a, 2008b).

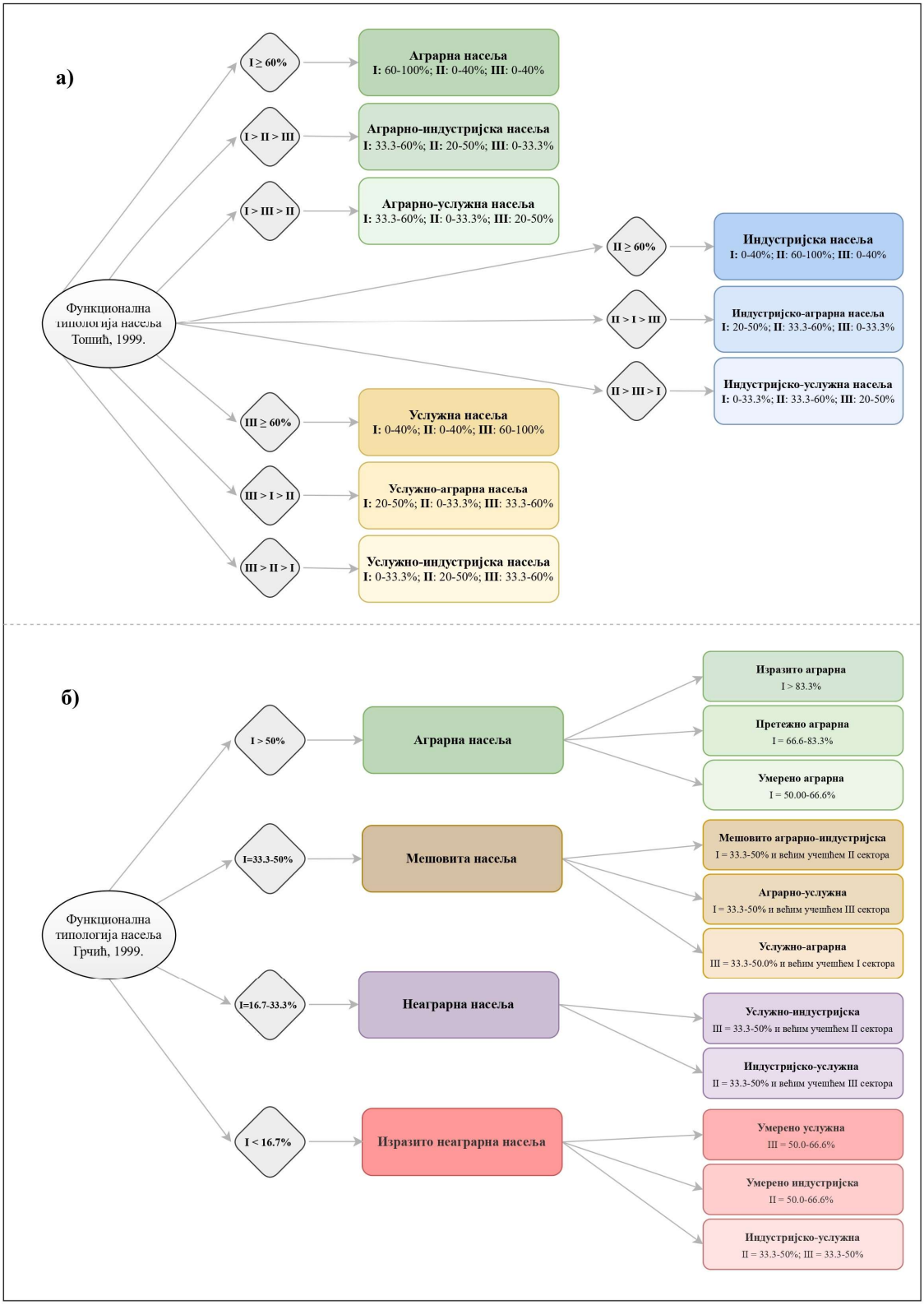
Имајући у виду да организација јавно-социјалних служби утиче на степен социо-економске трансформације насеља (Тошић & Невенић, 2005, 2006), анализиран је њихов

просторни распоред на основу теренског истраживања и доступних геопросторних база података. Конкретно, за анализу геопросторних база података, коришћени су OpenStreetMap подаци (OpenStreetMap contributors, 2025) који су коришћени и за мапирање и анализу инфраструктурних система, укључујући саобраћајнице. Наведени подаци из геопросторне базе података за потребе овог истраживања обрађени су посредством QGIS 3.28. софтвера (QGIS Development Team, 2022).

Анализа структуре коришћења земљишта заснива се на просторним слојевима преузетим из базе CORINE Land Cover, која пружа податке о начинима коришћења земљишта (European Environment Agency, 2019b). Подаци коју су преузети односе се на последњи доступни период, то јесте 2018. годину. Подаци из базе CORINE генерализовани су на први ниво CLC класификације, који обухвата пољопривредно земљиште, шумско земљиште и водене површине. Изузетак је примењен код категорије вештачких површина, која је, због сврхе истраживања и специфичности рударских активности, раздвојена на изграђено земљиште и површински коп. Сви кораци просторне анализе (издвајање података по административним границама општина и границама насеља, израчунавање површина и припрема упоредних показатеља) реализовани су применом ГИС технологија, у софтверском окружењу QGIS 3.28 (QGIS Development Team, 2022).

Методологија истраживања просторно-функционалне трансформације насеља заснива се на компаративној анализи одабраног скупа индикатора, у циљу провере Хипотезе 1 и Хипотезе 2, у складу са подацима доступним на нивоу насеља. Промене броја становника, демографске величине насеља, густине насељености, просечне величине домаћинстава и просторног распореда запосленог становништва анализиране су на основу података из пописа становништва за 1971. и 2013. годину (Savezni zavod za statistiku, 1974, 1975; Републички завод за статистику Републике Српске, 2017b). Анализа процеса досељавања становништва по пореклу досељавања, изградње стамбеног фонда и промена у просторном распореду запосленог становништва заснива се на необјављеним подацима пописа из 2013. године.

Методологија истраживања промена функционалне структуре насеља заснива се на примени више комплементарних методолошких поступака. Кључни индикатор социјалногеографске трансформације насеља представљају промене у структури делатности запосленог становништва (Тошић, 2018). Промена функционалне оријентације насеља у оквиру насеобинске мреже у посматраном периоду анализирана је применом тернарног дијаграма, познатог као Фереов троугао (Fehre, 1961). Овај приступ је већ примењиван у претходним истраживањима усмереним на анализу процеса функционалне трансформације, како на нивоу јединица локалне самоуправе, тако и на нивоу појединачних насеља (Fehre, 1961; Tošić & Obradović, 2003; Вујадиновић & Гајић, 2004; Lukić et al., 2012; David, 2015; Miletić & Drobnjaković, 2015; Dragojlović et al., 2017; Kamanroodi et al., 2020; Penjišević & Dragojlović, 2020; Drobnjaković et al., 2021; Delić et al., 2025). Промене у функционалној структури насеља анализиране су методом компарације удела запослених по секторима делатности у анализираном периоду. Функционална трансформација насеобинске мреже, са аспекта промене функционалних типова насеља, анализирана је применом две функционалне типологије насеља (Слика 1). Прву типологију предложио је Тошић (1999), дефинишући девет функционалних типова насеља на основу односа удела запосленог становништва у различитим секторима делатности (Слика 1а). Другу типологију дефинисао је Грчић (1999) издвајајући четири групе насеља према уделу запослених у примарном сектору, а у оквиру њих једанаест подтипова насеља на основу удела запосленог становништва по секторима делатности (Слика 1б). Обе типологије широко су коришћене у претходним истраживањима функционалне трансформације насеља (Грчић & Грчић, 2002; Dabović, 2003; Tošić & Obradović, 2003; Вујадиновић & Гајић, 2004; Bubalo-Živković, 2005; Тошић & Невенић, 2005, 2006; Вујадиновић & Гајић, 2006; Ćirković, 2007; Krunić et al., 2009; Tošić et al., 2009; Павловић & Радивојевић, 2009; Гајић et al., 2011; Nikolić, 2013; Miletić & Drobnjaković, 2015; Dragojlović et al., 2017; V. Živanović, 2017; Penjišević & Dragojlović, 2020; Drobnjaković et al., 2021; Delić et al., 2025).



Слика 1. Фунцкионална типологија насеља према Тошићу (Тошић, 1999) (а) и Грчићу (Грчић, 1999) (б) (адаптирано према Delić et al., 2025)

Наведене типологије примењене су на пописним подацима из 1971. године (Savezni zavod za statistiku, 1974) и необјављеним подацима пописа из 2013. године, чиме су дефинисани функционални типови насеља и омогућена анализа њихових трансформација у посматраном периоду. Иако се у савременим класификацијама економских делатности квартарни сектор издваја као посебан сегмент економије, у овом истраживању примењена је класична подела на

примарни, секундарни и терцијарни сектор. С обзиром на то да се процеси функционалне трансформације насеља у истраживаном простору одвијају пре свега кроз промене односа између пољопривредних, индустријских и услужних функција, детаљнија сегментација терцијарног сектора не би суштински допринела тумачењу уочених просторних образаца. У том смислу, делатности које се у појединим класификацијама третирају као квартарне обједињене су у оквиру терцијарног сектора.

Методологија истраживања промена хијерархијских односа у мрежи насеља заснива се на примени Шмуковог индекса (Schmook, 1968) (1). Шмуков индекс указује на степен у којем удео запослених у терцијарно-квартарном сектору у одређеном насељу одступа од просечног удела у општини. Предност овог модела огледа се у могућности усмерене анализе појединачних централних функција у сваком насељу, као и процене специфичног капацитета других функционалних сектора, што омогућава прецизнији увид у улогу насеља и његову укупну функционалну структуру. Ипак, важно ограничење представља могућност дисторзије добијених вредности, јер израчунавање индекса укључује општински просек, који истовремено одражава високу концентрацију терцијарних и квартарних функција у највећим централним насељима. С обзиром на то да ове функције често превазилазе ниво потребан за задовољење основних потреба становништва, вредности централитета у упоредној анализи могу бити релативно увећане у односу на мања насеља. Упркос овом ограничењу, Шмуков индекс је изабран због практичности и усклађености са циљевима овог истраживања, имајући у виду његову успешну примену у претходним анализама хијерархијских односа у мрежама насеља (Grgurević, 1991; Đerčan, Radaković, et al., 2017; Đukičin-Vučković et al., 2020; V. Živanović et al., 2021; Đerčan et al., 2024; Delić et al., 2025). Формула за израчунавање индекса централитета (C) гласи (Schmook, 1968):

$$C = A_s \times \frac{TQ_S}{A_s} - \frac{TQ_m}{A_m} \tag{1}$$

где A_S представља укупан број запослених у насељу, TQ_s број запослених у терцијарно-квартарном сектору у оквиру насеља, TQ_m број запослених у терцијарно-квартарном сектору на нивоу општине, док A_m означава укупан број запослених у општини. Позитивне вредности добијене овим прорачуном указују на значај централитета унутар насеља (Vresk, 2002).

Поред утврђивања класичног централитета насеља (значаја насеља у насеобинској мрежи према броју запослених у терцијарно-квартарном сектору), Шмуков индекс примењен је за процену значаја секударних делатности у насељима (енг. *significance of secondary sector activities* – SSA) коришћењем модификоване једначине (2), која је претходно примењивана и у ранијим истраживњима (Đukičin-Vučković et al., 2020; Đerčan et al., 2024; Delić et al., 2025). Секундарни сектор обухвата делатности повезане са експлоатацијом и прерадом руда, производњом енергије и производњом материјалних добара (Тошић, 2018). У попису из 1971. године секундарни сектор је обухватао следеће делатности: индустрију, рударство и грађевинарство, док је у попису 2013. године обухватао: рударство и вађење камена, прерађивачку индустрију, снабдевање електричном енергијом, снабдевање водом и грађевинарство. С обзиром на разлике у секторској класификацији између методологија пописа 1971. и 2013. године, у оквиру истраживања спроведен је поступак усклађивања секторске класификације на основу Класификације делатности коју је објавио Републички завод за статистику Републике Српске (Завод за статистику Републике Српске, n.d.). Да би се идентификовала насеља у којима је значај делатности секундарног сектора током времена порастао или опао, SSA индекс је израчунат за 1971. и 2013. годину применом једначине:

$$SSA = A_s \times \frac{SS_S}{A_S} - \frac{SS_m}{A_m} \quad (2)$$

где A_S представља укупан број запослених у насељу, SS_s број запослених у делатностима секундарног сектора у оквиру насеља, SS_m број запослених у делатностима секундарног сектора на нивоу општине, а A_m укупан број запослених у општини.

Уважавајући просторне и привредне специфичности истраживаног подручја, анализа је посебно усмерена на рударске делатности као један од најважнијих сегмената секундарног сектора. У складу са темом истраживања, примењен је модификовани Шмуков индекс за процену значаја рударства и повезаних делатности (енг. *significance of mining and related activities* – SMA), са циљем идентификације насеља у којима рударска функција има преовлађујућу улогу (3). Модификовани индекс је овим приступом примењиван у ранијим истраживањима (Delić et al., 2025). Да би се утврдило да ли је значај ових делатности у појединачним насељима током времена порастао или опао, SMA индекс израчунат је за 1971. и 2013. годину. Подаци потребни за израчунавање добијени су издвајањем рударски релевантних делатности из секундарног сектора. За 1971. годину у наведени скуп сврстане су делатности које су директно или посредно повезане са рударством, односно индустрија и рударство. У класификацији из 2013. године, у оквир рударских и повезаних делатности укључени су рударство и вађење камена, прерађивачка индустрија и снабдевање електричном енергијом. Једначина за израчунавање модификованог Шмуковог индекса има следећи облик:

$$SMA = A_s \times \frac{MA_S}{A_S} - \frac{MA_m}{A_m} \quad (3)$$

где A_S представља укупан број запослених у насељу, MA_S број запослених у рударским делатностима у оквиру насеља, MA_m број запослених у рударским делатностима на нивоу општине, а A_m укупан број запослених у општини.

Да би се графички представиле промене у централитету насеља засноване на променама вредности C, SSA и SMA, коришћен је Рошфортов метод (Rochefort, 1957) који је раније примењиван у сличним истраживањима (Đerčan, Radaković, et al., 2017; Đerčan et al., 2024; Delić et al., 2025). Једначина за одређивање положаја насеља на основу централитета (4) у оквиру координатног система (X и Y координате) гласи:

$$X = \frac{TQ_s}{A_m}, Y = \frac{TQ_s}{TQ_m} \quad (4)$$

Једначина за одређивање положаја промена у хијерархији насеобинске мреже на основу SSA (5) у оквиру координатног система (X и Y координате) гласи:

$$X = \frac{SS_s}{A_m}, Y = \frac{SS_s}{SS_m} \quad (5)$$

Једначина за одређивање положаја промена у хијерархији насеобинске мреже на основу SMA (6) у оквиру координатног система (X и Y координате) гласи:

$$X = \frac{MA_s}{A_m}, Y = \frac{MA_s}{MA_m} \tag{6}$$

Ознаке које се користе у једначинама за одређивање положаја насеља у хијерархији насеобинске мреже на основу C (4), SSA (5) и SMA (6), имају исто значење као и ознаке у једначинама за израчунавање C (1), SSA (2) и SMA (3).

Методологија утврђивања промена односа базних делатности заснована је на одређивању економске базе насеља. У циљу идентификације промена базних функција у насеобинској мрежи, примењен је Хојтов индекс вишка запослености (7) (Hoyt, 1954). Наведени индекс успешно је примењиван у сличним истраживањима (Малић Сибиновић, 2023; Đađanski & Kovjanić, 2024). Хојтов индекс вишка запослености израчунат је према једначини:

$$I = Zig - \frac{S_g}{S_n} \times Zin \tag{7}$$

где I представља индекс вишка запосленх, Zig запослено становништво неке делатности у насељу, Zin запослено становништво неке делатности у општини, S_g становништво насеља, а S_n становнштво општине. Уколико је добијена вредност негативна или близу нули, у анализираној делатности нема базне запослености, а позитивне вредности указују на то да је делатност базна, то јесте да се у њој појављује вишак запослености (Vresk, 1980). У овом истраживању израчунате су вредности индекса за свако насеље 1971. и 2013. године, ради утврђивања промена економске базе у насеобинској мрежи, као и идентификовања насеља у којима рударство и сродне делатности чине базну делатност (Прилози 4–9).

Методологија истраживања промене у концентрацији делатности заснована је на примени Херфиндал-Хиршмановог индекса просторне концентрације делатности (8) (Hirschman, 1964). Наведени индекс примењиван је и у ранијим истраживањима (Ellison & Glaeser, 1997; Maurel & Sédillot, 1999; Guimarães et al., 2007; Obrębalski & Walesiak, 2015; Бајић, 2015; Braičić & Lončar, 2018; van Egeraat et al., 2018). Једначина за израчунавање Херфиндал-Хиршмановог индекса гласи:

$$HHI = \sum_{j=1}^{n} (g_{ij})^2;\ g_{ij=\frac{X_{ij}}{X_i}} \tag{8}$$

где је HHI вредност индекса просторне концентрације, i насеље, j делатност, X_{ij} број запослених у делатности j у насељу i, X_i број запослених у насељу i, g_{ij} удео делатности j у укупној економској структури насеља i. Вредности индекса у интервалу 0–1 указују на степен концентрације: што су вредности ближе 1, концентрација је израженија, а вредности ближе 0 указују на већу диверзификацију привредне структуре (Бајић, 2015). Израчунате су вредности за свако насеље 1971. и 2013. године, како би се утврдило да ли постоје промене у вредности индекса концентрације делатности (Прилог 10, Прилог 11, Прилог 12).

Методологија анализе промена у структури коришћења земљишта заснива се на компаративној анализи начина коришћења земљишта у јединицама локалних самоуправа Гацко, Угљевик и Станари за 2000. и 2018. годину. Избор посматраних година условљен је доступношћу релевантних и компаративно упоредивих података. Анализа се ослања на просторне слојеве преузете из базе CORINE Land Cover, која пружа податке о начинима коришћења земљишта (European Environment Agency, 2019a, 2019b). Преузети подаци за обе године упоређени су унутар наведених јединица локалне самоуправе, при чему је просторна

компарација изведена на нивоу сваког насељеног места. Подаци из базе CORINE генерализовани су на први ниво CLC класификације, који обухвата пољопривредно земљиште, шумско земљиште и водене површине. Изузетак је примењен код категорије вештачких површина, која је, због сврхе истраживања и специфичности рударских активности, раздвојена на изграђено земљиште и површински коп. Сви кораци просторно-временске компарације (преклапање слојева, издвајање података по административним границама и границама насеља, израчунавање површина и припрема упоредних показатеља) реализовани су применом ГИС технологија у софтверском окружењу QGIS 3.28 (QGIS Development Team, 2022).

Методологија анкетног истраживања заснива се на формирању и дистрибуцији анкетног упитика, одређивању оптималног узорка испитаника, те дигитализовању анкетног упитника. Анкетно истраживање спроведено је ради анализе: дневних миграција, задовољства квалитетом услова живота и стања животне средине у месту становања, учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота и стања животне средине на поседу, као и миграционих намера и излазних стратегија у зависности од сценарија експлоатације угља (наставак или завршетак експлоатације у општини, експропријација поседа и некретнине). Упитник је обухватао пет тематских целина и укупно 37 питања (Прилог 49).

Први део анкетног упитника (1–19. питања) обухватао је питања о демографским и социо-економским карактеристикама испитаника, социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава и карактеристикама насеља и дужини становања у насељу.

Другу тематску целину чини 24. питање у оквиру кога је дефинисано 14 ставова у вези различитих аспеката задовољства квалитетом услова живота и стања животне средине у месту становања. Испитаници су ове ставове оцењивали помоћу Ликетрове петостепене скале (у распону: од 1 – нимало задовољан/а, 2 – мало задовољан/а, 3 – средње задовољан/а, 4 – много задовољан/а, до 5 – потпуно задовољан/а).

Трећу тематску целину чини 25. питање у оквиру кога је дефинисано 15 ставова у вези учесталости утицаја експлоатације угља на различите аспекте квалитета услова живота и стања животне средине на поседу становања. Учесталост утицаја испитаници су оцењивали помоћу Ликертове петостепене скале (у распону: од 1 – никада, 2 – ретко, 3 – повремено, 4 – често, до 5 – стално).

Четврта група питања (26–31) односи се на одлуку о пресељењу у зависности од трајања експлоатације угља у општини. Кроз овај сет питања испитаници су давали одговоре у вези са миграционом намером и излазним стратегијама у зависности од сценарија експлоатације у општини (наставак експлоатације, престанак експлоатације, у оба случаја). Испитаници су могли да дају одговор у вези миграционе намере, правца миграције, крајњег одредишта пресељења, мотива избора одредишта, решења стамбеног питања и запослења.

Последња, пета, група питања (32–37) односи се на сценарио потенцијалне експропријације поседа и некретнине у којој испитаник живи, а кроз овај сет питања испитаници су давали одговоре у вези излазних стратегија (правац миграције, локација планираног пресељења, мотив избора одредишта, решење стамбеног питања и запослења, спремност на организовано пресељење).

Анкетни упитник је, поред питања затвореног типа, садржао и једно питање отвореног типа, у којем су испитаници имали могућност да изнесу додатне коментаре у вези са утицајима експлоатације угља на квалитет услова живота и стања животне средине. Отворени коментари пружају дубљи увид у субјективне перцепције и искуства локалног становништва, те допуњују резултате квантитативне анализе. Анализом одговора отвореног типа извршена је тематска систематизација коментара, при чему су издвојене доминантне групе проблема. У оквиру сваке тематске целине наведена су и насеља из којих потичу испитаници, како би се сагледала просторна димензија перципираних утицаја.

Теренски рад реализован је од априла 2024. до септембра 2025. године. Анкетним истраживањем обухваћени су испитаници из свих јавних институција и више приватних предузећа у општинама Гацко, Угљевик и Станари. Анкета је дистрибуисана након прибављања сагласности управа надлежних предузећа, а мањи део упитника дистрибуисан је

и путем платформе Google Forms. Истраживање је спроведено у складу са етичким принципима научних истраживања. Учешће у анкети било је добровољно и анонимно, уз претходно информисање испитаника о сврси истраживања и начину коришћења података искључиво у научне сврхе.

Да би се постигли жељени резултати у истраживањима која имају за циљ утврђивање разлике између група или процену одређене величине, неопходно је планирање адекватне величине узорка (Nanjundeswaraswamy & Divakar, 2021). Коришћење адекватног узорка, уз систематично прикупљање података, резултује поузданим резултатима истраживања (Bartlett et al., 2001). За израчунавање величине узорка у истраживању у почетној фази кориштена је Cochran-ова једначина (9) (Cochran, 1977) која гласи:

$$n_0 = \frac{t^2 pq}{d^2} = \frac{pq}{V} \tag{9}$$

где је:
n_0 – почетна величина узорка (за бесконачну популацију)
t – ниво поузданости истраживања (за 95% поузданости t =1,96)
p – процењена пропорција (p = 0,5 јер даје највећи потребан узорак)
q – допуна пропорције ($q = 1 - p$)
d – дозвољена грешка (±5% = 0,05)
$\frac{pq}{V}$ – жељена варијанса пропорције узорка
V – варијанса процене, дефинише се као $V = \frac{pq}{n_0}$.

Почетна величина узорка у случају великих популација, при нивоу поузданости 95%, процењеној пропорцији 0,5 и дозвољеној грешци ±5%, износи 385 испитаника.

С обзиром на то да је позната величина популације која се истражује, примењена је модификована Cochran-ова једначина (10) (Cochran, 1977) са корекцијом за коначну популацију (енг. *finite population correction*), која гласи:

$$n = \frac{n_0}{1 + \frac{n_0 - 1}{N}} = \frac{n_0}{1 + \frac{n_0}{N}} \tag{10}$$

где је:
n = тражена (коригована) величина узорка који је потребно анкетирати
n_0 – почетна величина узорка (за бесконачну популацију)
N – позната укупна величина популације.

Укупна величина популације за потребе овог истраживања дефинисана је као број становника на нивоу општине, умањен за број малолетних лица, с обзиром на то да су анкетом били обухваћени искључиво пунолетни испитаници. Поред тога, из анализе су искључени испитаници старији од 69 година. Оваква одлука заснована је на чињеници да је примарни циљ истраживања усмерен на радноактивно становништво, јер управо ова категорија становништва представља кључног носиоца социо-економских активности која доноси одлуке о миграцијама и директно је погођена променама у економском контексту. На тај начин, узорак је прилагођен да репрезентује управо онај део популације који је од суштинског значаја за анализу миграционих намера и перцепције квалитета живота у условима рударске експлоатације. Примењујући модификовану Cochran-ову формулу са корекцијом за коначну популацију,

израчуната је величина узорка који је потребно анкетирати у све три општине. У општини Гацко тај узорак износио је 358, у општини Угљевик 369, а у општини Станари 354 испитаника. Стварни број анкетираних премашио је планирани узорак: у општини Гацко анкетирано је 408, у општини Угљевик 736, а у општини Станари 554 испитаника. Анкетним истраживањем обухваћено је укупно 1 696 испитаника. Из укупног узорка искључени су испитаници који немају пребивалиште у анализираним општинама. Након редуковања броја испитника, њихов број је на нивоу општина износио: Гацко 390, Угљевик 558, Станари 413 испитаника. За анализу резултата, заснованих на одговорима испитаника чије је место пребивалишта у анализираним општинама, обрађен је 1 361 анкетни лист. На овај начин добијена је оптимална величина узорка која обезбеђује жељени ниво поузданости уз минималну маргину грешке. Анкетни листови дигитализовани су у софтверском пакету IBM SPSS Statistics 23 (IBM Corp., 2015), чиме је креирана база података неопходна за спровођење даљих анализа.

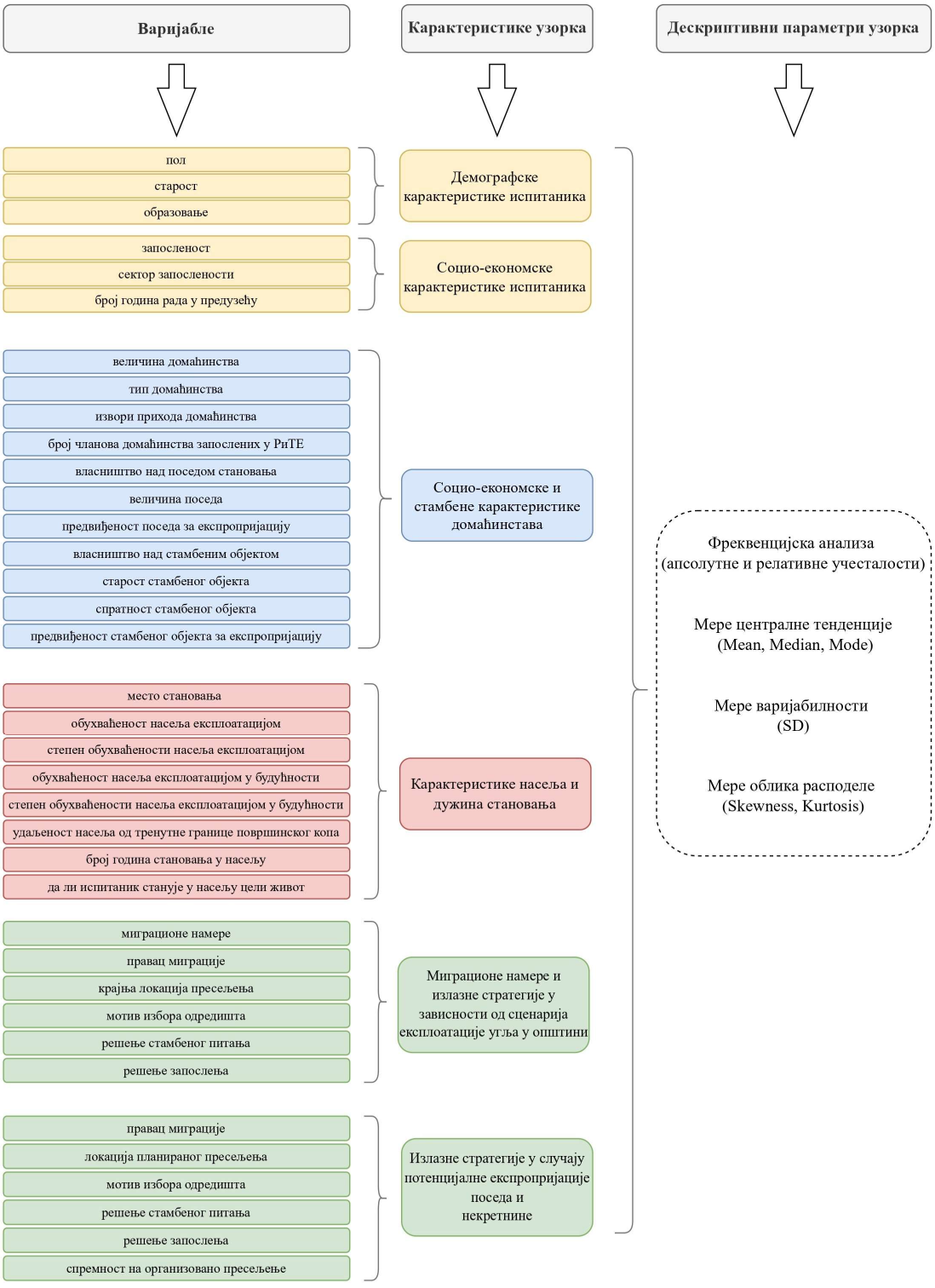
Методологија структуисања истраживачких варијабли заснована је на јасно дефинисаној методолошкој шеми, којом је омогућено логичко груписање података и њихова аналитичка интерпретација у складу са постављеним хипотезама. Варијабле су, у складу са питањима постављеним у анкети, груписане у тематске целине на начин да одражавају демографске, социо-економске, стамбене, просторне аспекте живота, те миграционе намере испитаника (Слика 2). При томе, анализа је ограничена на варијабле које показују задовољавајући ниво поузданости и интерпретативне вредности, односно на она питања за која је обезбеђен довољан ниво попуњености одговора.

Демографске карактеристике испитаника обухватају: пол, старост и ниво образовања. Социо-економске карактеристике испитаника подразумевају: радни статус, сектор запослености и дужину радног стажа у тренутном предузећу. У оквиру ове групе, варијабла занимање није укључена у даљу анализу као социо-економска карактеристика, јер одговори на питање о радном месту нису били у довољној мери попуњени да би омогућили аналитички релевантно и упоредиво тумачење резултата. Ове две групе варијабли представљају основ за сагледавање разлика у ставовима и намерама према карактеристикама испитаника.

Другу целину чине социо-економске и стамбене карактеристике домаћинства, које обухватају величину и тип домаћинства, изворе прихода, запосленост чланова у рударско-термоенергетском сектору, величину поседа, власништво над поседом и стамбеним објектом, као и старост и спратност стамбеног објекта, те статус поседа и стамбеног објекта у погледу потенцијалне експропријације. Ова група варијабли омогућава анализу материјалних и стамбених услова живота домаћинстава, као и сагледавање разлика у ставовима испитаника у односу на карактеристике домаћинства у ком живе.

Трећу групу варијабли чине карактеристике насеља и дужина становања испитаника, у оквиру којих су анализиране: место становања, тренутни и будући статус насеља у погледу обухваћености експлоатацијом, степен тренутне и будуће обухваћености насеља експлоатацијом, удаљеност насеља од тренутне границе површинског копа, дужина становања испитаника у насељу, као и њихова везаност за насеље становања (да ли у насељу живи цели живот или је досељен). Ове варијабле омогућавају просторну диференцијацију узорка, те анализу ставова испитаника у односу на близину зоне експлоатације угља.

Последња група варијабли односи се на миграционе намере и излазне стратегије, које су анализиране према сценаријима експлоатације. У сценарију наставка или престанка експлоатације у општини анализиране су варијабле: миграционе намере, правац миграције, крајња локација пресељења, мотив избора одредишта, решење стамбеног питања и запослења. У сценарију почетка експлоатације на поседу анализиране су варијабле: правац миграције, локација планираног пресељења мотив избора одредишта, решење стамбеног питања и запослења, као и спремност на организовано пресељење. Ове варијабле представљају кључни аналитички оквир за процену будуће просторно-функционалне трансформације у истраживаном подручју.



Слика 2. Структура истраживачких варијабли и примењених дескриптивних показатеља

У циљу описивања структуре узорка и основних карактеристика посматраних варијабли примењени су дескриптивни статистички показатељи, који обухватају фреквенцијску анализу (апсолутне и релативне учесталости), мере централне тенденције (*Mean* – аритметичка средина, *Median* – медијана, *Mode* – модус), мере варијабилности (*SD* – стандардна девијација), као и мере облика расподеле (коефицијент асиметрије – *Skewness* и коефицијент заобљености – *Kurtosis*). Примењени показатељи омогућили су детаљан увид у расподелу одговора, хомогеност узорка и основне статистичке карактеристике анализираних варијабли, што представља неопходну основу за даље аналитичке поступке (Прилози 13–24).

По узору на претходна истраживања ставова локалног становништва (Shi & He, 2012; Shi, 2012; Đerčan et al., 2014; Shi, 2015; Đerčan, Bubalo-Živković, et al., 2017; Q. Li et al., 2017; Poudyal et al., 2019; Đukičin-Vučković et al., 2020; Đerčan et al., 2021; Delić, 2025) дефинисан је методолошки поступак за мерење субјективног задовољства квалитетом живота и стања животне средине, као и субјективно перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет живота и стања животне средине, што је омогућило логичко груписање података и аналитичку интерпретацију у складу са постављеним хипотезама.

Методологија конструисања композитних индекса заснована је на вишестепеном поступку који обухвата избор индикаторских варијабли, проверу интерне конзистентности мерних скала и формирање композитних индекса за мерење субјективно перципираних ставова (Слика 3). У првом кораку извршена је анализа поузданости мерних скала, при чему су појединачне тврдње, дефинисане кроз анкетна питања, груписане у логички и садржински повезане целине (Прилози 25–48).

Мерна скала задовољства квалитетом услова живота у насељу обухвата индикаторе који се односе на квалитет инфраструктуре и основних јавних услуга, укључујући путну инфраструктуру, снабдевање електричном енергијом и водом, квалитет интернет сигнала, здравствене и образовне услуге, јавни превоз, снабдевање, ПТТ услуге и систем одвоза отпада. Ови индикатори омогућавају свеобухватно сагледавање субјективне процене квалитета услова живота у насељу.

Следећа мерна скала односи се на задовољство квалитетом стања животне средине у насељу, у оквиру које су анализирани индикатори који обухватају квалитет питке и техничке воде, ваздуха и земљишта. Ова група индикатора представља основу за процену перципираног квалитета стања животне средине у насељу.

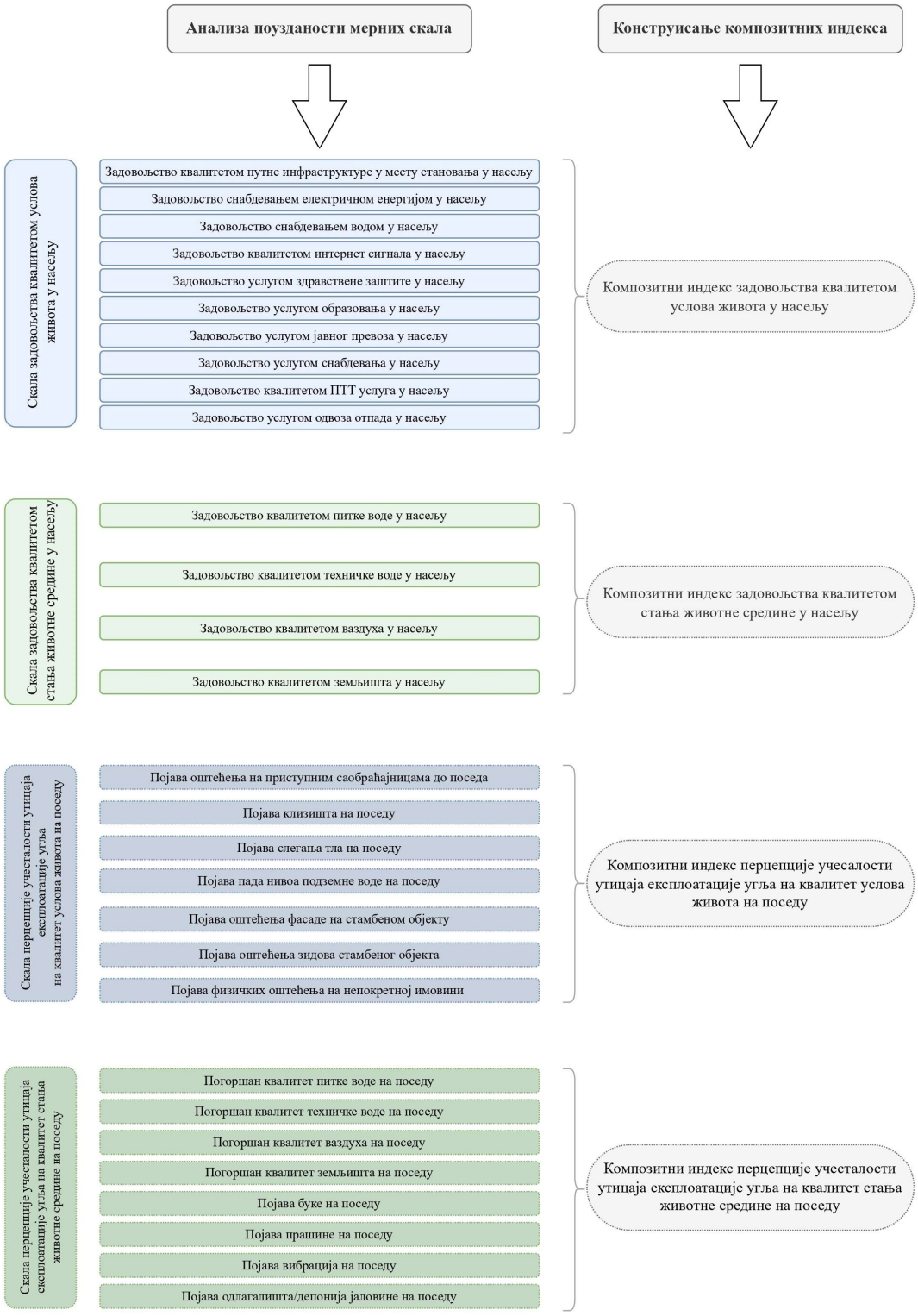
Поред скала задовољства, конструисане су и мерне скале перцепције учесталости утицаја експлоатације угља, које су раздвојене на утицаје на квалитет услова живота и на квалитет стања животне средине на поседу. Прва мерна скала обухвата појаве физичких оштећења и деградације, као што су оштећења приступних саобраћајница, клизишта, слегање тла, промене нивоа подземних вода, као и оштећења стамбених објеката и непокретне имовине. Друга мерна скала обухвата индикаторе који се односе на погоршање елемената животне средине, укључујући квалитет питке и техничке воде, квалитет ваздуха и земљишта, као и појаву буке, прашине, вибрација и одлагалишта или депонија јаловине на поседу.

Након утврђивања задовољавајућег нивоа унутрашње конзистентности мерних скала, односно провере њихове поузданости путем израчунавања коефицијента Cronbach's α, приступило се конструисању композитних индекса перцепције испитаника. На тај начин формирани су: композитни индекс задовољства квалитетом услова живота у насељу, композитни индекс задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, композитни индекс перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота и композитни индекс перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу.

Дефинисање композитних индекса омогућило је смањење броја појединачних варијабли, повећање аналитичке прегледности и поузданије статистичко испитивање субјективно перципираног квалитета услова живота, квалитета стања животне средине и учесталости утицаја рударских активности у односу на дефинисане карактеристике испитаника.

Након дефинисања истраживачких варијабли и конструисања композитних индекса, приступљено је *примени статистичких тестова* ради испитивања разлика у ставовима између група у односу на карактеристике испитаника, домаћинства и насеља, а у циљу провере Хипотезе 3. У анализи перцепције становништва о квалитету услова живота, стању животне средине и учесталости утицаја експлоатације угља, примењена је комбинација дескриптивних и инференцијалних статистичких поступака. Интензитет перцепције описан је аритметичком средином (*Mean*), док су разлике између група испитаника провераване параметарским и непараметарским тестовима. С обзиром на то да су зависне варијабле засноване на

Ликертовим скалама и композитним индексима, непараметарски тестови примењивани су и ради потврде стабилности резултата параметарских анализа.



Слика 3. Концептуални модел конструисања композитних индекса

За поређење две независне групе примењен је t-тест за независне узорке, уз проверу хомогености варијанси применом Levene теста. Када претпоставке параметарског приступа нису биле у потпуности испуњене или када је било потребно потврдити стабилност резултата, коришћен је непараметарски Mann–Whitney U тест.

Када је независна варијабла имала три или више категорија, за испитивање разлика у средњим вредностима коришћена је једнофакторска анализа варијансе (енг. *Analysis of variance* – ANOVA). Претпоставка о једнакости варијанси проверавана је Levene тестом, а у случајевима њеног нарушавања примењени су робусни тестови Welch и Brown–Forsythe. Као непараметарска алтернатива ANOVA анализи коришћен је Kruskal–Wallis тест. У ситуацијама када су утврђене статистички значајне разлике, ради идентификације група између којих разлике постоје примењени су пост хок тестови Tukey, те Games–Howell. У случајевима када поједине категорије независних варијабли обухватају веома мали број испитаника, робусни тестови и пост хок анализе нису могли бити спроведени, због чега је тумачење резултата ограничено на утврђивање постојања општих разлика међу групама, без могућности прецизне идентификације парова група између којих се статистички значајне разлике јављају.

С обзиром на то да идентификација кључних предиктора субјективно перципираних ставова може допринети дефинисању мера за ублажавање негативних утицаја експлоатације (Q. Li et al., 2017), примењена је вишеструка линеарна регресиона анализа ради утврђивања најзначајнијих предиктора перцепције задовољства и учесталости утицаја експлоатације угља. У оквиру регресионих модела извештаване су мере прилагођености (R, R^2 и прилагођени R^2), укупна значајност модела преко F-теста, као и појединачни допринос предиктора кроз нестандардизоване коефицијенте (B), стандардизоване коефицијенте (β) и вредности p. Независност остатака (разлике између посматраних и моделом предвиђених вредности зависне варијабле) процењивана је применом Durbin–Watson статистике.

Методолошки оквир за процену будуће просторно-функционалне трансформације у истраживаном подручју заснован је на анализи варијабли у вези са миграционим намерама и излазним стратегијама становништва у условима различитих сценарија експлоатације угља, као и у сценарију потенцијалне експропријације поседа и некретнине. Анализирани исходи обухватају намеру пресељења, правац и крајње одредиште миграције, мотиве избора крајњег одредишта, стратегије решавања стамбеног питања и запослења, као и ставове о организованом пресељењу. Наведени исходи упоређени су са демографским карактеристикама и социо-економским карактеристикама испитаника, социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава, као и просторним карактеристикама насеља (место становања и дужина становања у насељу). У првој фази примењена је дескриптивна статистика (фреквенције, проценти и показатељи расподеле). У другој фази, за проверу повезаности категоријских променљивих примењене су унакрсне табеле и χ^2 тест независности, док су за идентификацију предиктора миграционих намера и излазних стратегија коришћени мултиномијални логистички регресиони модели, у складу са хипотезама 4а, 4б и 4в. Ниво статистичке значајности постављен је на $p < 0{,}05$, што је уобичајено у истраживањима у домену друштвених наука (Salkind, 2007). Сви статистички поступци реализовани су у софтверском пакету IBM SPSS Statistics 23 (IBM Corp., 2015).

Процена будуће просторно-функционалне трансформације насеља допуњена је просторном ГИС анализом преклапања границе одобреног експлоатационог простора са мрежом насеља и њиховим функционалним (типологија насеља), морфолошким (промене начина коришћења земљишта) и демографским обележјима (број становника и густина насељености), што је обезбедило основу за разматрање сценарија трансформације у зависности од почетка, наставка или завршетка рударских активности. Описани приступ представља метод провере Хипотезе 4. Провера Хипотезе 5 заснована је на сценаријској интерпретацији резултата анкете и просторне анализе, при чему су намере промене запослења и оријентација ка другим насељима тумачене као показатељи потенцијалног успостављања нових функционалних веза у случају прекида рударске активности.

2.4. Просторно-планска документациона основа рударских активности

Рударске активности обухватају истраживање и експлоатацију минералних сировина, а функционисање ових процеса у односу на природну и антропогену средину дефинисано је

скупом планских, стратешких и секторских докумената који чине институционални и нормативни оквир функционисања рударских система. На тај начин дефинишу се просторне границе обухвата рударских активности, као и процене утицаја на животну средину.

Институционализована пракса просторног планирања рударских подручја развија се током 1970-их година у различитим регионима Југославије, где су рударска насеља настајала у непосредној близини рудника. Пример из Србије показује да су први урбанистички планови рударских насеља израђени још средином 1970-их година (Spasić, 1988). Пракса планирања експропријација и социо-географских истраживања касније је примењена и на простору Републике Српске, на пример у оквиру Елабората о експропријацији за изградњу ПК Богутово Село и ТЕ-е Угљевик 1 (Opštinski sekretarijat za privredu i druge službe, Skupština opštine Ugljevik, 1976). У савременој планерској пракси у Републици Српској просторно-планска документациона основа рударских активности заснива се на комбинацији просторних планова као кровних докумената, локалних планских докумената, секторских стратегија, студија процене утицаја на животну средину и рударских пројеката. На нивоу Републике Српске, плански оквир рударских активности чине следећи документи:

- Просторни план Републике Српске, као кровни документ просторног развоја,
- Стратегија развоја енергетике Републике Српске до 2035. године и
- Катастар одобрених истражних простора и одобрених експлоатационих поља.

На нивоу јединица локалних самоуправа, рударске активности разматрају се кроз просторне и регулационе планове општина, локалне стратегије развоја и студије процене утицаја на животну средину. Од наведених докумената, за разумевање планског третмана експлоатације угља посебан значај има Просторни план Републике Српске, јер се у њему рударство и термоенергетика посматрају као део ширег концепта просторног, економског и инфраструктурног развоја Републике. У Просторном плану Републике Српске природни ресурси препознати су као најзначајнији потенцијали економског и просторног развоја, при чему се, поред пољопривредног земљишта, шума и вода, посебно издвајају минералне сировине и енергетски ресурси. Угаљ се у том контексту посматра као део унутрашњег, односно ендогеног развојног потенцијала Републике Српске, чије организовано и еколошки прихватљиво коришћење треба да допринесе економском развоју, енергетској стабилности и активирању територијалног капитала појединих подручја (Министарство за просторно уређење, грађевинарство и екологију Републике Српске, 2015). У делу који се односи на основну концепцију развоја рударства, наглашава се значај минералних сировина за развој Републике Српске, али истовремено и потреба рационалног коришћења и већег степена прераде. Посебно се истиче да рударство треба развијати на одржив начин, имајући у виду необновљив карактер минералних ресурса. За отворене копове наглашена је потреба веће пажње према природној околини, еколошким системима и насељеним местима, што је посебно важно за рударске општине у којима се експлоатација угља одвија у непосредном контакту са насеобинском структуром. Просторни план такође предвиђа наставак систематских геолошких истраживања и унапређење концесионог система, са нагласком на добробит Републике и јединица локалне самоуправе на чијој територији се експлоатише руда.

Када је реч о енергетским сировинама, у Просторном плану полази се од става да је потенцијал лежишта угља углавном познат и да се на тој основи планира развој термоенергетских капацитета. У планском периоду предвиђају се активности стратешких приоритета које су усмерене на истраживање резерви угља, планирање развоја појединих угљених басена, отварање нових површинских копова на локацијама Гацко и Угљевик, као и обнова рударске механизације. У оквиру потенцијалних пројеката у области рударства и геологије наводе се, између осталог, лежишта лигнита у Станарима, односно подручја Рашковац, Драгаловци и Оструžња, затим угљена лежишта у Угљевику, Миљевини, Лопарама, Новом Граду, Котор Варошу и Шипову. На тај начин у Просторном плану рударске

активности не третирају се као изоловане локалне интервенције, већ као део ширег система коришћења енергетских сировина и развоја рударско-енергетских подручја.

У области термоенергетике у Просторном плану предвиђено је задржавање значајне улоге угља у енергетском билансу Републике Српске. Према наведеним пројекцијама, угаљ би требао да задржи највећи удео у укупној потрошњи енергије, што указује на наставак ослањања електроенергетског система на домаће енергетске сировине. У том контексту предвиђене су активности на одржавању и ревитализацији постојећих термоелектрана, пре свега ТЕ „Гацко" и ТЕ „Угљевик", укључујући реконструкцију постројења, продужење животног века, повећање ефикасности, увођење система за смањење емисија и израду студија утицаја на животну средину. Концепција просторног развоја у сектору термоенергетике заснива се на задржавању постојећих локација термоелектрана, уз разматрање две развојне опције. Прва опција подразумева престанак рада постојећих блокова ТЕ „Гацко 1" и ТЕ „Угљевик 1" и изградњу нових производних јединица, уз примену савременијих техничких решења, повећање степена корисног дејства и смањење специфичне емисије угљен-диоксида. Друга опција подразумева продужење рада постојећих термоелектрана до 2035/2036. године, уз ограничено повећање снаге, задржавање производње на постојећем или нешто вишем нивоу и ниже инвестиционе трошкове, али уз очекиване веће погонске трошкове и ограничене могућности повећања енергетске ефикасности.

Прецизнија анализа улоге угља у структури енергетског сектора, тренутној и будућој производњи електричне енергије, дата је у Стратегији развоја енергетике Републике Српске до 2035. године (Влада Републике Српске, 2018). У Стратегији се угаљ дефинише као доминантан енергетски потенцијал од чије се целокупне произведене количине 95% користи за производњу електричне енергије. Посебан значај имају активни рудници угља који су функционално повезани са термоелектранама, односно рудници у Гацку, Угљевику и Станарима, у којима се налази и највећи део билансних резерви угља у Републици Српској. Наведено указује на то да експлоатација угља није изолована привредна делатност, него је директно повезана са термоенергетском делатношћу од чијег развоја и планова производње зависи обим и динамика експлоатације. Када је реч о тренутним и планираним термоенергетским капацитетима, у Стратегији су дефинисани различити правци развоја. Ови правци развоја разматрају се у ширем контексту енергетске транзиције, обавеза смањења емисија и постепене декарбонизације електроенергетског сектора, при чему се у Стратегији наглашава да потпуно напуштање угља представља сложен и дугорочан процес. Сви развојни сценарији, у различитој мери, третирају угаљ као значајну сировину за производњу електричне енергије. Први сценарио предвиђа најинтензивнији термоенергетски развој и највеће кумулативне потребе за угљем. Други сценарио предвиђа пораст производње електричне енергије са угљем као сировинском базом, али у мањем обиму. У трећем сценарију угаљ задржава важну улогу, али се предвиђа кориговање инсталисане снаге термоелектрана и постепено смањење производње електричне енергије из угља до краја посматраног периода. Последњи сценарио којим се тежи енергетској ефикасности предвиђа најмањи обим употребе угља, али се и даље подразумева његова употреба у производњи електричне енергије. Из дефинисаних сценарија може се закључити да ће обим и интензитет експлоатације угља зависити од стратешког опредељења у вези са улогом термоелектрана у укупној производњи електричне енергије. Иако се у Стратегији препознаје потреба трансформације сектора угља и делимично указује на социјалну компоненту реструктурирања, пре свега кроз питање запослености у рудницима, њен фокус остаје претежно на енергетским, тржишним и технолошким аспектима.

Анализирана планска и секторска решења показују да се у Републици Српској експлоатација угља и термоенергетика третирају као значајни елементи економског, енергетског и просторног развоја. Просторни план Републике Српске наглашава значај рационалног коришћења необновљивих ресурса, заштите животне средине и веће пажње према насељеним местима у зонама отворених копова, док Стратегија развоја енергетике Републике Српске до 2035. године прецизније разрађује улогу угља у производњи електричне енергије, развој термоенергетских капацитета, сценарије потрошње угља и оквире постепене

декарбонизације електроенергетског сектора. Међутим, у оба документа последице таквог развоја по насеобинску мрежу, демографску динамику, функционалну структуру насеља и квалитет живота становништва нису разрађене као посебан аналитички проблем.

Упоредно посматрано, у непосредном окружењу Републике Српске, нарочито у Републици Србији, плански инструмент просторних планова подручја посебне намене за велике рударске и енергетске системе нормативно је и методолошки развијенији. Примери таквих планова су: Просторни план подручја експлоатације Колубарског лигнитског басена, Просторни план подручја посебне намене за реализацију пројекта експлоатације и прераде минерала јадарита Јадар, Просторни план подручја посебне намене експлоатације минералних сировина на локалитету рудника Чукару Пеки у граду Бору, као и Просторни план подручја посебне намене за мрежу електроенергетских водова на потесу ХЕ Ђердап, ТЕ „Дрмно“, производни рударски системи у Мајданпеку и Бору. У Републици Српској просторни планови подручја посебне намене за зоне површинске експлоатације угља нису нормативно издвојени као засебан плански инструмент. Савремени процеси експлоатације угља у Републици Српској нису праћени у континуитету и у мери која би омогућила свеобухватно сагледавање последица рударских активности на антропогену средину, нити се у планској и пројектној документацији у већој мери примењују анкетни и социо-географски приступи усмерени на становништво насеља захваћених експлоатацијом.

Сагледавањем постојеће просторно-планске и секторске документације може се уочити да је нормативни оквир рударских активности у Републици Српској превасходно усмерен на дефинисање експлоатационих граница, техничко-технолошких услова рада и процену утицаја на физичке компоненте животне средине. Иако су просторни и урбанистички планови, као и студије процене утицаја на животну средину, формално обавезни делови процедуре одобравања рударских пројеката, у њима су просторно-функционалне последице по насеља и насеобинску мрежу углавном третиране посредно и без интегралног аналитичког оквира. Питања демографске динамике, промене функционалне структуре насеља, трансформације хијерархијских односа и дугорочне одрживости насеобинског система нису систематски разматрана као посебна планска категорија. Управо у том сегменту препознаје се истраживачки јаз који ова дисертација настоји да превазиђе кроз интегралну анализу просторних, демографских и функционалних трансформација насеља у условима интензивне експлоатације угља.

3. ИСТОРИЈСКИ АСПЕКТИ ПОСТАНКА И РАЗВОЈА РУДАРСКИХ НАСЕЉА У РЕПУБЛИЦИ СРПСКОЈ (БиХ)

Развој рударства на простору данашње Републике Српске условљен је богатством минералних ресурса, пре свега угља, и повољним географским условима за насељавање. Иако је експлоатација руда и других минерала у Босни и Херцеговини имала дуг историјски континуитет (Čović, 1984, 1988a; Antonović, 2019), организована и систематска експлоатација угља на простору данашње Републике Српске почиње тек током аустроугарске управе крајем XIX века, што представља прекретницу у формирању модерних рударских насеља.

Аустроугарска власт спроводи геолошка истраживања (Grimmer, 1902; Katzer, 1918, 1921; Mojsisovics et al., 1880; Дангић & Митровић, 2012; Митровић & Дангић, 2013), доноси рударски закон (Hrelja, 1974) и започиње експлоатацију у басенима мрког угља (Čičić, 1976). За потребе транспорта и извоза угља гради се прва железничка инфраструктура, која омогућава формирање малих урбаних центара уз линије пруга и магистралне путеве (Filipović & Benac, 1983; Мандић, 2019b). У непосредној близини рудника настају рударска насеља, позната као рударске колоније, чији се развој условљава потребама запослених у рударству и потребама индустријске инфраструктуре.

У периоду Краљевине Југославије и након Другог светског рата, експлоатација угља се механизује и модернизује, а насеља у зонама експлоатације угља доживљавају просторно-функционалну трансформацију: поред индустријско-стамбених зона формирају се и пословне зоне, повећава се стамбени фонд и долази до економског преструктурирања локалног становништва. Тада се такође интензивира развој термоелектрана (Гацко, Угљевик), а рударска насеља постају централне тачке локалне економије.

Након ратних дешавања 1992–1995. и транзиције, рударство угља у Републици Српској наставља да игра кључну улогу у економији региона. Рудници и термоелектране настављају рад, уз постепену приватизацију и формирање савремених структура управљања, али уз ограничена улагања у локалну инфраструктуру у односу на ранији период. Савремена рударска насеља више нису рударске колоније, већ претежно градска насеља са општинским функцијама, чији је економски и просторни развој условљен трајањем и динамиком експлоатације угља.

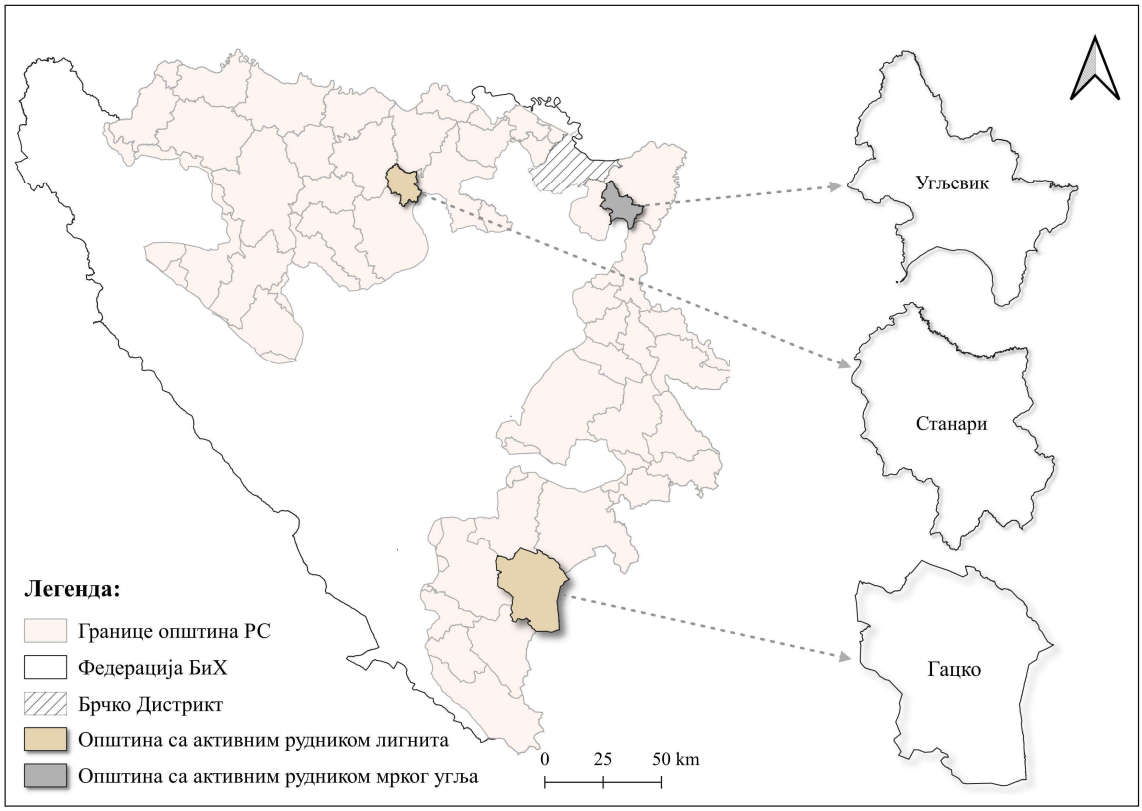
Анализа просторно-функционалних трансформација у овој дисертацији фокусира се на три угљоносна басена у Републици Српској – Гацко, Угљевик и Станари – где експлоатација угља представља кључни фактор промене мреже насеља, њихове функције и структуре.

3.1. Савремена експлоатација угља у Републици Српској

С обзиром на то да савремена експлоатација угља непосредно условљава трансформације насеља, у наставку се приказују њена просторна расподела и основне карактеристике у Републици Српској. Резерве угља у Републици Српској распрострањене су у неколико угљоносних басена и лежишта: североисточне Мајевице, бањалучки, которварошки, љешљански, Миљевина и Теслић угљоносни басени, као и лежишта мрког угља Месићи (Рогатица), лигнита станарског басена и лигнита гатачког неогенског басена (Вујновић et al., 2010). Континуитет и динамика експлоатације угља зависе од утврђених количина и квалитета угља, односно, економски исплативих резерви. У поменутим басенима, експлоатација са најдужим континуитетом и највећим просторним обимом, одвија се у басенима североисточне Мајевице, као и на лежиштима у гатачком и станарском басену. Ови басени обухватају простор три општине, Гацко, Угљевик и Станари (Слика 4).

Заједничка карактеристика експлоатације у овим басенима јесте њен карактер (површинска експлоатација великих размера) и улога у структури привреде (производња електричне енергије). Резерве угља у овим басенима сврставају се у лежишта примарног типа (Вуковић, 2013). У осталим басенима експлоатација угља одвија се повремено, углавном подземном екстракцијом, и има мањи економски значај. У наставку ће бити анализиране

карактеристике угљоносних басена са активном експлоатацијом која, с обзиром на дужину трајања, карактер и обим, утиче на просторно-функционалну трансформацију насеља у свом непосредном окружењу.



Слика 4. Општине са активним рудницима угља и термоелектранама у Републици Српској

3.1.1. Угљоносни басен и насеља у зони експлоатације у општини Гацко

Лежиште лигнита гатачког неогенског басена налази се испод претежно квартарних седимената Гатачког поља, укупне површине од око 40 km^2 (Вујновић et al., 2010). Резерве у лежишту Гацко процењене су на 264 688 000 тона чистог угља (са прослојцима јаловине до 0,15 m), 295 277 000 тона ровног угља (са прослојцима јаловине до 1 m), 36 112 000 тона резерви категорије C2 (перспективних резерви) и 34 783 000 тона ванбилансних резерви (Олујић, 2003). Од наведених ванбилансних резерви, око 26 000 000 тона налази се у заштитној зони насеља Гацко и Врбица, због чега се практично не могу експлоатисати јер се налазе испод насеља, инфраструктуре и других зона које морају остати нетакнуте. Најстарији подаци указују да се организована експлоатација угља на овом простору одвијала крајем XIX века када је основан Гатачки државни рудник (Станојевић, 1929). Тренутни рудник угља отворен је 1982. године за потребе снабдевања термоелектране која је пуштена у погон 1983. године. Концесија за експлоатацију угља дата је на одобрено експлоатационо поље површине 14 135 522 m^2 (Министарство енергетике и рударства Владе Републике Српске, 2023) (Слика 5). Током 2023. године, у делатностима рударства било је запослено 16,04%, а у делатностима везаним за производњу електричне енергије 43,81% укупно запосленог становништва општине Гацко (Републички завод за статистику Републике Српске, 2024). Велики удео запослених у наведеним делатностима (59,86%), указује на економску зависност локалног становништва од обима и трајања рударске активности у овом угљоносном басену.

Насеља која се тренутно налазе у зони експлоатације су: Башићи, Друговићи, Гацко, Грачаница, Кула, Муховићи, Рудо Поље и Срђевићи. У експлоатационом пољу налази се још 17 насеља која потенцијално могу бити обухваћена експлоатацијом у будућности, а то су:

Автовац, Браниловићи, Церница, Данићи, Добрељи, Гарева, Ходинићи, Липник, Меданићи, Међуљићи, Мекавци, Михољаче, Надинићи, Пржине, Самобор, Степен и Столац.

Слика 5. Поглед на површински коп и постројење термоелектране у Гацку, мај 2025. године (Аутор: Драгица Делић)

3.1.2. Угљоносни басен и насеља у зони експлоатације у општини Угљевик

Лежиште мрког угља угљевичког басена налази се у слатководним миоценским седиментима на простору крајњих североисточних делова планине Мајевице, на површини од око 30 km² (Митровић, 2011). Укупне резерве мрког угља у угљевичком басену процењене су на 270 932 000 тона билансних резерви, 17 233 000 тона ванбилансних резерви и 65 397 000 тона перспективних резерви, тако да укупне геолошке резерве износе 335 561 000 тона (Митровић, 2011). Организована експлоатација угља започета је крајем XIX века отварањем Угљевичког државног угљеног рудника (Станојевић, 1929). Савремена експлоатација започела је отварањем површинског копа Богутово Село 1985. године, ради снабдевања термоелектране која је исте године пуштена у рад. Резерве угља данас се експлоатишу у оквиру више ревира, при чему су најзначајнији Богутово Село и Угљевик Исток. Концесија за експлоатацију угља дата је за одобрено експлоатационо поље површине 11 113 417,5 m^2 (Министарство енергетике и рударства Владе Републике Српске, 2023) (Слика 6). Током 2023. године, у делатностима рударства било је запослено 32,26%, а у делатностима повезаним с производњом електричне енергије 22,89% укупно запосленог становништва општине Угљевик (Републички завод за статистику Републике Српске, 2024). Удео запослених у овим делатностима је изразито висок (55,16%), што упућује на то да је економска егзистенција локалног становништва у значајној мери условљена обимом и трајањем рударске активности у оквиру овог угљоносног басена.

Слика 6. Поглед на површински коп и постројење термоелектране у Угљевику, јул 2025. године (Аутор: Драгица Делић)

Насеља која се тренутно налазе у зони експлоатације су Богутово Село, Мезграја, Сарије и Стари Угљевик. У експлоатационом пољу налази се још 12 насеља која потенцијално могу бити обухваћена експлоатацијом у будућности, а то су: Атмачићи, Доња Трнова, Глиње, Јањари, Јасење, Јасиковац, Мукат Станковићи, Равно Поље, Средња Трнова, Угљевичка Обријеж, Угљевик Село и општинско средиште Угљевик.

3.1.3. Угљоносни басен и насеља у зони експлоатације у општини Станари

Лежиште лигнита станарског басена налази се у плиоценским седиментима на простору између река Босне, Усоре и Укрине, на површини од око 100 km² (Митровић, 2011). Резерве у лежишту лигнита Станари процењене су на 92 789 000 тона билансних резерви и 1 956 000 тона резерви категорије C2 (перспективне резерве). Такође, процењене су и ванбилансне резерве на 13 534 000 тона, па укупне геолошке резерве чини 108 279 000 тона (Simić, 2010). Организована експлоатација угља у станарском басену траје од почетка XX века. Рудник, у коме је експлоатација на површинском копу започета 1948. године, приватизован је 2005. године и данас обезбеђује угаљ за термоелектрану која је пуштена у рад 2016. године. Концесија за експлоатацију угља, као и за истраживање и експлоатацију воде, дата је за одобрено експлоатационо поље површине 54 810 519,5 m² (Министарство енергетике и рударства Владе Републике Српске, 2023) (Слика 7). Током 2023. године у делатностима рударства било је запослено 43,68%, а у делатностима повезаним с производњом електричне енергије 19,77% укупно запосленог становништва општине Станари (Републички завод за статистику Републике Српске, 2024). Велики удео запослених у наведеним делатностима (63,46%) указује на економску зависност локалног становништва од обима и трајања рударске активности у овом угљоносном басену.

Насеља која се тренутно налазе у зони експлоатације су Драгаловци, Остружња Доња и Рашковци. У експлоатационом пољу налази се још шест насеља која потенцијално могу бити обухваћена експлоатацијом у будућности, а то су: Јелањска, Љеб, Осредак, Остружња Горња, Станари и Церовица.

Слика 7. Поглед на део површинског копа и постројење термоелектране у Станарима, април 2024. године (Аутор: Драгица Делић)

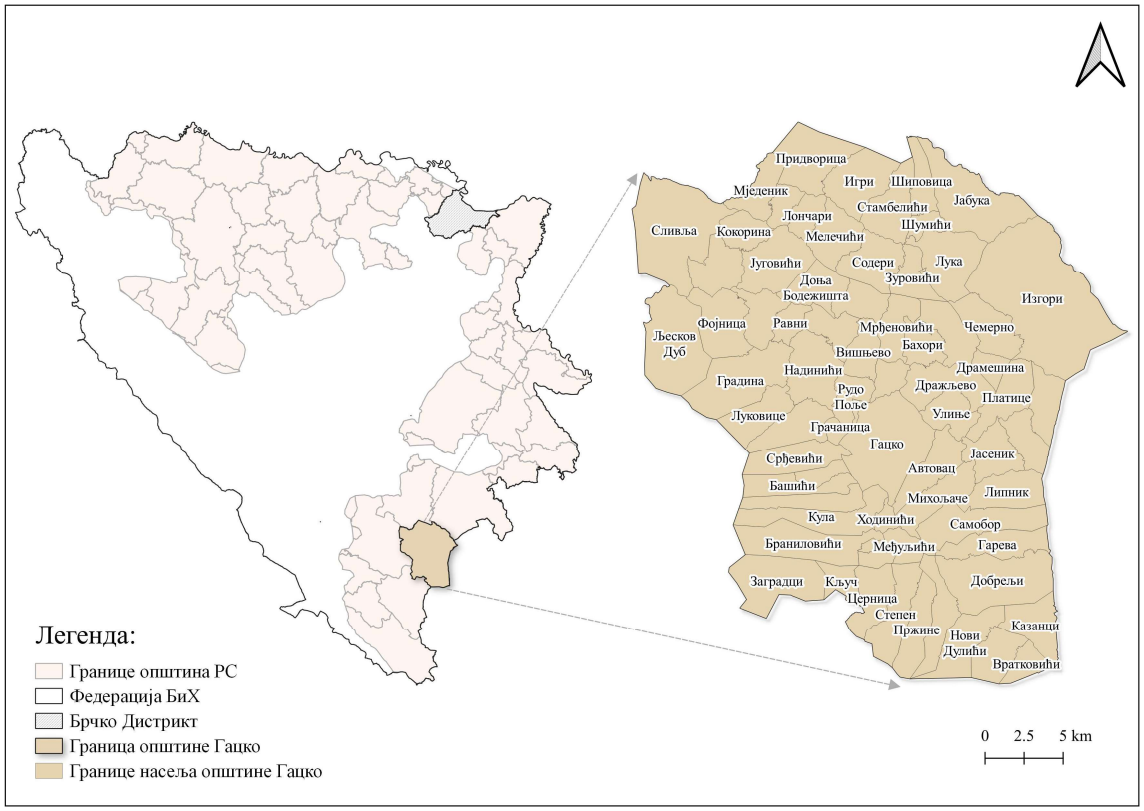
Угљоносни басени међусобно се разликују по површини лежишта, типу угља, као и по обиму геолошких и експлоатационих резерви, што условљава различит степен просторног обухвата и дугорочног утицаја рударске активности. Заједничка карактеристика сва три басена јесте економска зависност локалног становништва од рударства и производње електричне енергије. У том смислу, експлоатација угља није само производни процес, већ и доминантан фактор локалног развоја и одрживости насеобинске мреже. Тренутна и планирана експлоатација у сва три басена обухвата различит удео насеобинске мреже. Детаљна анализа положаја насеља у односу на површинске копове, као и степена обухваћености насеља експлоатацијом, биће предмет поглавља 4. *Географски положај и границе истраживаног простора.*

4. ГЕОГРАФСКИ ПОЛОЖАЈ И ГРАНИЦЕ ИСТРАЖИВАНОГ ПРОСТОРА

Истраживање обухвата насеља у зонама експлоатације угља у Републици Српској, са фокусом на просторно-функционалну трансформацију насеља. Издвојене су општине у којима се налазе рудници са дугим континуитетом рада и површинском експлоатацијом великих размера, а то су: Гацко, Угљевик и Станари. У наставку ће бити анализирани географски положај и административне границе ових општина, са посебним освртом на просторни распоред и мрежу насеља унутар њихових оквира. Поред административних граница, у анализи ће бити узете у обзир и границе постојећих и планираних експлоатационих поља, како би се сагледао њихов однос према мрежи насеља и могуће импликације на њену просторно-функционалну трансформацију.

4.1. Географски положај и границе општине Гацко

Општина Гацко смештена је у југоисточном делу Републике Српске (Слика 8). Површина општине износи 728,36 km². Према нодално-функционалној регионализацији, припада Требињско-фочанској нодалној регији (Гњато, 1997). У административно-територијалном смислу, граничи се са општином Калиновик на северу, општином Фоча на североистоку, општином Билећа на југу и општином Невесиње на западу. На истоку и југоистоку граничи се са општином Плужине и Градом Никшић у Црној Гори. Према Одлуци о степену развијености јединица локалне самоуправе у Републици Српској за 2026. годину, општина Гацко припада групи развијених јединица локалне самоуправе (Влада Републике Српске, 2025b).



Слика 8. Географски положај општине Гацко у оквиру Босне и Херцеговине (Републике Српске)

Мрежу насеља општине Гацко чини 71 насеље, од којих је 10 ненасељено: Стамбелићи, Зуровићи, Јабука, Мелечићи, Пода, Игри, Придворица, Мекавци, Драмешина и Муховићи (Републички завод за статистику Републике Српске, 2017b).

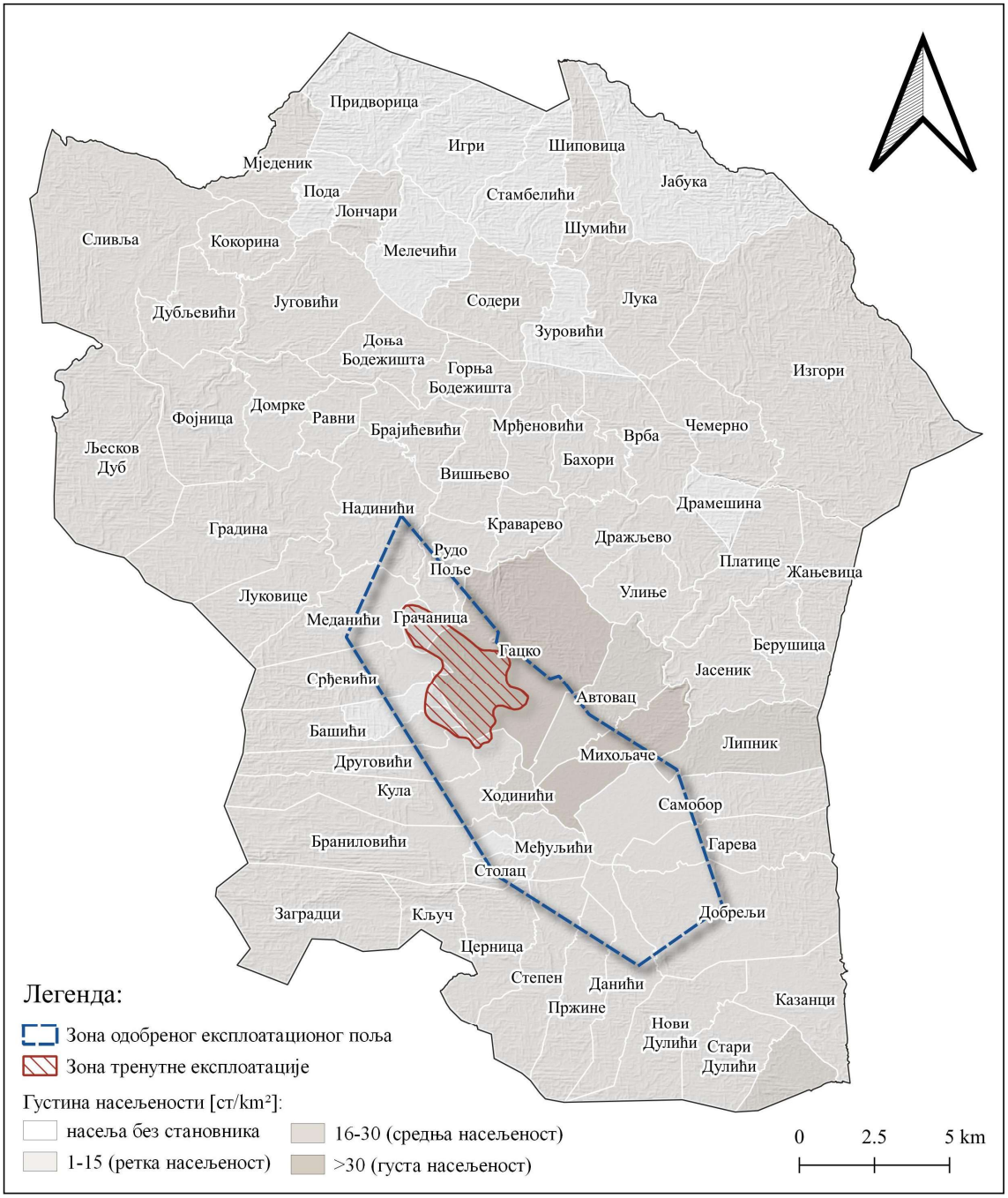
Као што је наведено у поглављу *3.1.1. Угљоносни басен и насеља у зони експлоатације у општини Гацко*, површинском експлоатацијом угља на територији општине Гацко обухваћено је, у различитом обиму, осам насеља. То су: Башићи (0,59 km²; 8,07% површине), Друговићи (0,20 km²; 2,54%), Гацко (6,49 km²; 24,49%), Грачаница (1,39 km²; 57,55%), Кула (0,15 km²; 1,17%), Муховићи (0,43 km²; 12,62%), Рудо Поље (0,001 km²; 0,03%) и Срђевићи (0,10 km²; 0,98%). Посматрајући укупну површину општине, експлоатацијом је до сада обухваћено 9,36 km², то јесте 11,26% насеља у целокупној насеобинској мрежи.

Положај насеља у односу на површински коп, а према удаљености геометријског центра насеља од тренутне границе површинског копа, указује на то да тренутна експлоатација обухвата различите делове насеља. Само се геометријски центар насеља Грачаница налази у површинском копу. Насеља која се налазе на удаљености до 1 500 m и делимично су обухваћена су Гацко (Слика 9 а–г) и Муховићи. У зони удаљености 1 501–3 000 m налазе се насеља: Автовац, Башићи, Друговићи, Ходинићи, Кула, Меданићи, Рудо Поље и Срђевићи. Преосталих 60 насеља налазе су зони удаљености преко 3 000 m. Посматрајући целокупну мрежу насеља у односу на положај површинског копа, 4,23% насеља налази се на удаљености до 1 500 m, 11,27% насеља се налази на удаљености 1 501–3 000 m, а на највећој удаљености од тренутне границе површинског копа (> 3 000 m) налази се 84,51% насеља.

Слика 9. Положај површинског копа у односу на насеље Гацко: поглед из насеља (а, б, г) и поглед из површинског копа (в), април 2025. године
(Аутори: Драгица Делић и Лука Сабљић)

Границе истраживаног простора, у зависности од фазе истраживања, односе се на: целокупну мрежу насеља, на насеља обухваћена тренутном експлоатацијом, и на насеља која ће у будућности бити обухваћена површинском експлоатацијом (Слика 10, Прилог 1).

У одобреном експлоатационом пољу, поред тренутно обухваћених насеља, налази се још 17 насеља која ће у различитом обиму бити обухваћена експлоатацијом у будућности. То су: Автовац (3,44 km²; 34,57% површине), Браниловићи (0,89 km²; 5,50%), Церница (0,21 km²; 2,32%), Данићи (3,06 km²; 34,28%), Добрељи (6,80 km²; 30,87%), Гарева (3,10 km²; 31,71%), Ходинићи (2,09 km²; 100,00%), Липник (0,32 km²; 3,04%), Меданићи (3,77 km²; 38,46%), Међуљићи (4,00 km²; 100,00%), Мекавци (1,01 km²; 83,90%), Михољаче (5,61 km²; 59,60%), Надинићи (1,99 km²; 15,31%), Пржине (1,25 km²; 13,34%), Самобор (7,86 km²; 53,46%), Степен (2,03 km²; 18,80%) и Столац (1,23 km²; 55,52%).

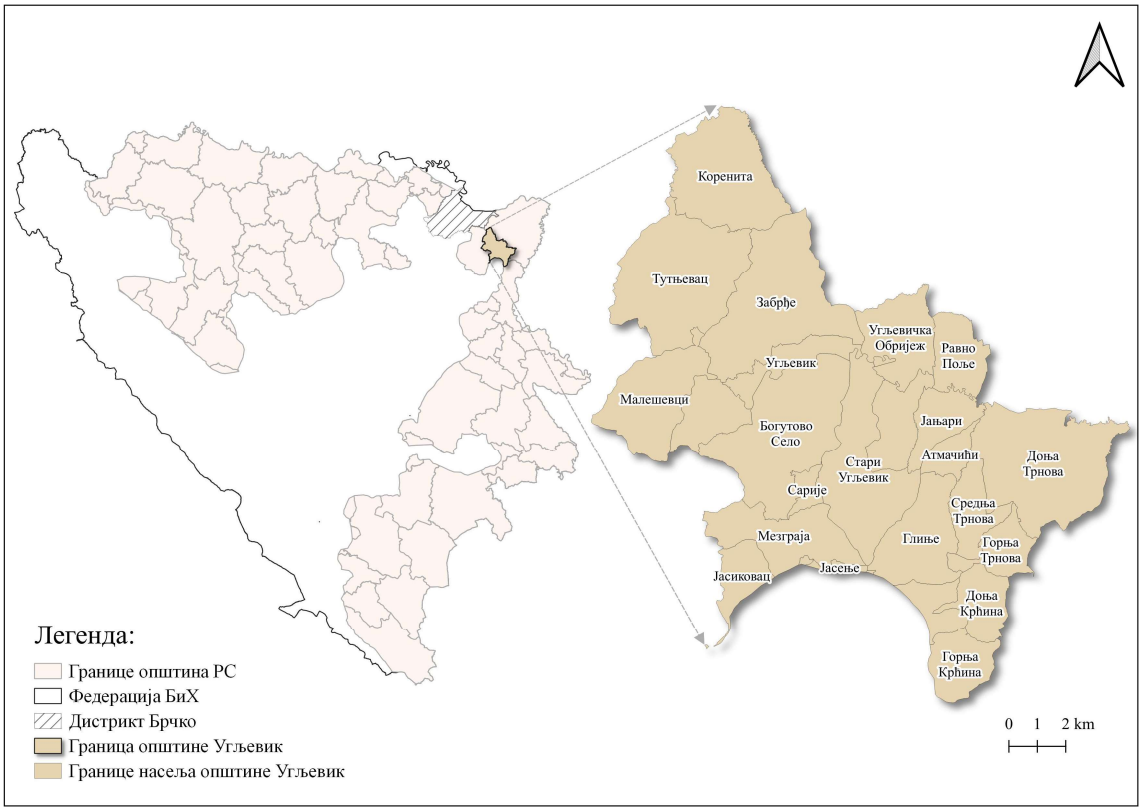


Слика 10. Зона одобреног експлоатационог поља и зона тренутне експлоатације угља у насеобинској мрежи општине Гацко

У тренутно обухваћеним насељима удео површине под експлоатацијом ће такође порасти. У насељу Башићи на 1,78 km² (24,15%), Друговићи на 2,29 km² (29,27%), Гацко на 12,18 km² (48,46%), Грачаница на 2,16 km² (89,49%), Кула на 4,24 km² (32,93%), Муховићи на 1,53 km² (44,76%), Рудо Поље на 2,12 km² (37,87%), а у насељу Срђевићи на 3,49 km² (33,83%). Дакле, експлоатација угља ће, у већој или мањој мери, обухватити укупно 25 насеља, што представља 35,21% насеља у мрежи насеља општине Гацко, то јесте 79,09 km² (10,86% укупне површине општине).

4.2. Географски положај и границе општине Угљевик

Општина Угљевик смештена је у североисточном делу Републике Српске (Слика 11). Површина општине износи 170,42 km². Према нодално-функционалној регионализацији, припада Добојско-бијељинској нодалној регији (Гњато, 1997). У административно-територијалном смислу, граничи се са општином Лопаре на западу, са Градом Бијељина на северу и истоку, те са општином Теочак на југу и Градом Зворник на југоистоку. Према Одлуци о степену развијености јединица локалне самоуправе у Републици Српској за 2026. годину, општина Угљевик припада групи развијених јединица локалне самоуправе (Влада Републике Српске, 2025b).



Слика 11. Географски положај општине Угљевик у оквиру Босне и Херцеговине (Републике Српске)

Мрежу насеља чини 25 насеља, што је мање него у првобитној мрежи, јер су делови појединих насеља након ентитетског разграничења припали општини Теочак у Федерацији Босне и Херцеговине. То су насеља Јасиковац и Стари Теочак. На простору општине Угљевик од преосталих делова атара настала су насеља Јасење, Билалићи и Турсуново Брдо, чија територија није насељена (Републички завод за статистику Републике Српске, 2017b). Насеља Снијежница и Крстац у потпуности су припала општини Теочак. Важно је напоменути још неке измене у мрежи насеља када је реч о административно-територијалној реорганизацији. Наиме, због ширења површинског копа угља, као и пресељавања локалног становништва из зоне планиране експлоатације, првобитно насеље Угљевик, које је било општински центар, променило је назив у Стари Угљевик. Да би се обезбедио смештај становништва, формирано је ново насеље Угљевик на тромеђи насеља: Забрђе, Угљевичка Обријеж и Богутово Село.

Због настанка новог насеља и будућег општинског центра, територија (атари) наведених насеља је смањена. Такође, Богутово Село је умањено издвајањем делова од којих су настала нова насеља Мукат Станковићи и Сариje. На простору некадашњег општинског центра настала су нова насеља Стари Угљевик и Угљевик Село (Gelo et al., 1995). Сем општинског центра, насеља Угљевик, сва насеља у мрежи су руралног карактера.

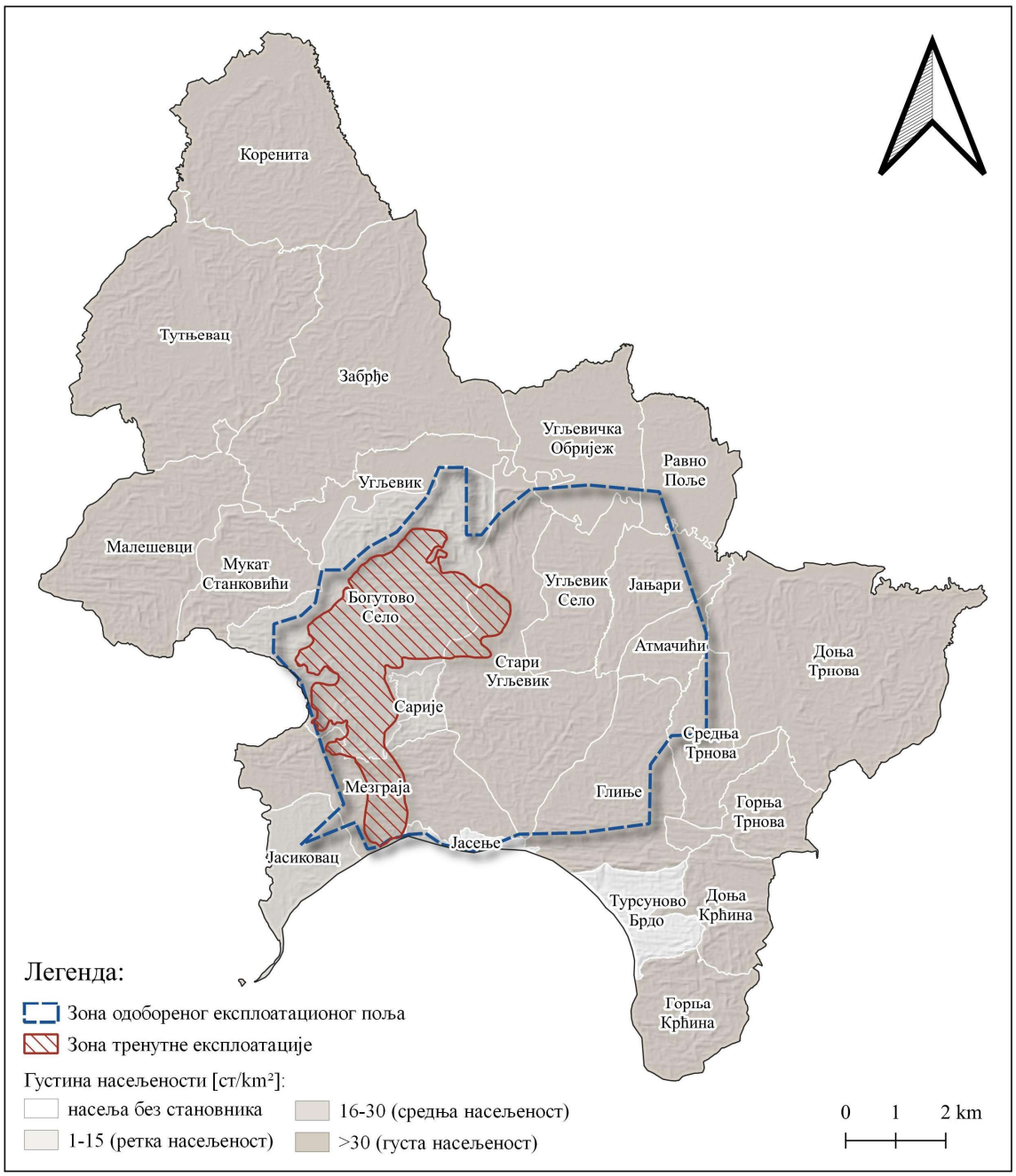
Као што је наведено у поглављу *3.1.2. Угљоносни басен и насеља у зони експлоатације у општини Угљевик,* у мрежи насеља општине Угљевик површинском експлоатацијом угља на територији општине Угљевик у различитом обиму обухваћена су четири насеља: Богутово Село (8,35 km²; 52,64% површине), Мезграја (1,38 km²; 17,10%), Сарије (0,01 km²; 1,02%) и Стари Угљевик (0,96 km²; 7,78%). Посматрано у односу на укупну површину општине, до сада је експлоатацијом обухваћено 6,28 km², односно 16,00% насеља у оквиру целокупне насеобинске мреже.

Положај насеља у односу на површински коп, а према удаљености геометријског центра насеља од тренутне границе површинског копа, указује на то да тренутна експлоатација обухвата различите делове насеља. Насеља чији се геометријски центри налазе у површинском копу су Богутово Село и Мезграја. Насеља која се налазе на удаљености до 1 500 m и делимично су обухваћена су: Сарије и Стари Угљевик (Слика 12). Иако тренутно нису обухваћена експлоатацијом, у непосредној зони до 1 500 m налазе се и насеља: Јасење, Јасиковац, Угљевик Село и централно насеље Угљевик. У зони удаљености 1 501–3 000 m налазе се насеља: Билалићи, Јањари и Мукат Станковићи.

Слика 12. Положај површинског копа у односу на насеља Сарије (а) и Стари Угљевик (б), јул 2025. године (Аутори: Драгица Делић и Лука Сабљић)

Преостала насеља налазе су зони удаљености преко 3 000 m. Посматрајући целокупну мрежу насеља у односу на положај површинског копа, 32,00% насеља налази се на удаљености до 1 500 m, 12,00% насеља се налази на удаљености 1 501–3 000 m, а на највећој удаљености од тренутне границе површинског копа (> 3 000 m) налази се 56,00% насеља.

Границе истраживаног простора, у зависности од фазе истраживања, односе се на целокупну мрежу насеља, на простор насеља обухваћених тренутном експлоатацијом, као и на простор насеља која ће површинском експлоатацијом бити обухваћена у будућности (Слика 13, Прилог 2).



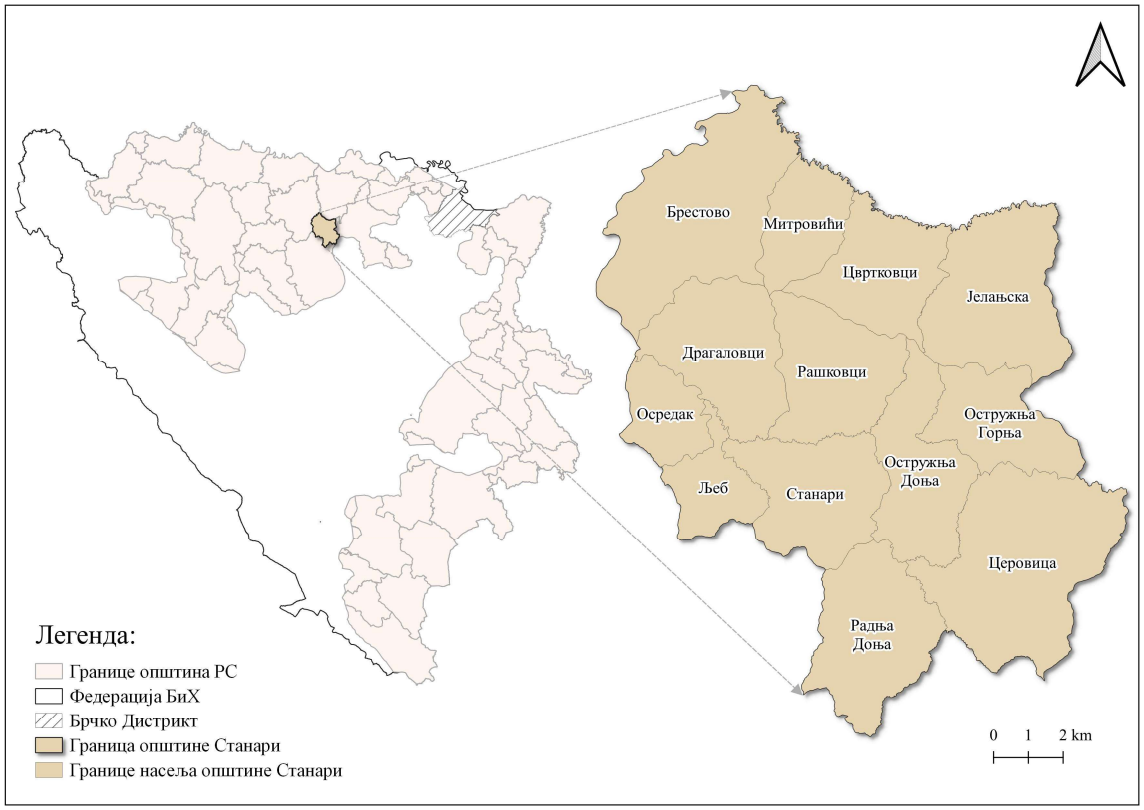
Слика 13. Зона одобреног експлоатационог поља и зона тренутне експлоатације угља у насеобинској мрежи општине Угљевик

У одобреном експлоатационом пољу, поред тренутно обухваћених насеља, налази се још 12 насеља која ће у мањој или већој мери бити обухваћена експлоатацијом у будућности. То су: Атмачићи (1,93 km²; 91,65%), Доња Трнова (0,0002 km²; 0,0012%), Глиње (4,91 km²; 61,61%), Јањари (3,12 km²; 77,77%), Јасење (1,93 km²; 61,10%), Јасиковац (0,25 km²; 7,39%), Мукат Станковићи (0,01 km²; 0,30 %), Равно Поље (0,40 km²; 8,82%), Средња Трнова (0,78 km²; 19,69%), Угљевичка Обријеж (1,02 km²; 15,35%), Угљевик Село (4,76 km²; 100,00%) и општинско средиште Угљевик (0,02 km²; 0,54%).

Обухваћеност површинском експлоатацијом ће порасти у тренутно обухваћеним насељима. Насеље Богутово Село ће бити обухваћено 12,48 km² (78,68%), насеље Мезграја ће бити обухваћено 5,55 km² (68,82%), насеље Сарије ће бити обухваћено 1,17 km² (100,00%), а насеље Стари Угљевик 11,78 km² (95,60%). Дакле, експлоатација угља ће, у већој или мањој мери, обухватити укупно 16 насеља, што представља 64,00 % насеља на територији општине Угљевик, то јесте 48,50 km² (28,46% укупне површине општине).

4.3. Географски положај и границе општине Станари

Општина Станари смештена је у северном делу Републике Српске (Слика 14). Површина општине износи 160,96 km². Према нодално-функционалној регионализацији, припада Добојско-бијељинској нодалној регији (Гњато, 1997). У административно-територијалном смислу, граничи се са градовима: Теслић (на југу), Прњавор (на западу), Дервента (на северу) и Добој (на истоку). Према Одлуци о степену развијености јединица локалне самоуправе у Републици Српској за 2026. годину, општина Станари припада групи развијених јединица локалне самоуправе (Влада Републике Српске, 2025b). Општина је настала издвајањем из територије Града Добоја 2014. године, доношењем Закона о оснивању Општине Станари (Народна скупштина Републике Српске, 2014). Мрежу насеља чини 13 насеља. Сва насеља, сем општинског центра Станари, су руралног карактера.



Слика 14. Географски положај општине Станари у оквиру Босне и Херцеговине (Републике Српске)

Као што је наведено у поглављу *3.1.3. Угљоносни басен и насеља у зони експлоатације у општини Станари*, површинском експлоатацијом угља на територији општине Станари у различитом обиму обухваћена су три насеља: Драгаловци (0,99 km²; 7,55% површине), Оструж̌ња Доња (0,39 km²; 3,34%) и Рашковци (5,55 km²; 46,37%). Посматрано у односу на укупну површину општине, до сада је експлоатацијом обухваћено 6,93 km², што чини 23,08% општинске насеобинске мреже.

Положај насеља у односу на површински коп, а према удаљености геометријског центра насеља од тренутне границе површинског копа, указује на то да тренутна експлоатација обухвата различите делове насеља. Само се геометријски центар насеља Рашковци налази у површинском копу (Слика 15). Насеља која се налазе на удаљености до 1 500 m и делимично су обухваћена су Оструж̌ња Доња и Драгаловци. У зони удаљености 1 501–3 000 m налазе се насеља: Осредак, Цвртковци, Љеб, Оструж̌ња Горња и централно насеље Станари. Преостала насеља (Јелањска, Митровићи, Церовица, Радња Доња и Брестово) налазе се у зони удаљености преко 3 000 m. Посматрајући целокупну мрежу насеља у односу на положај

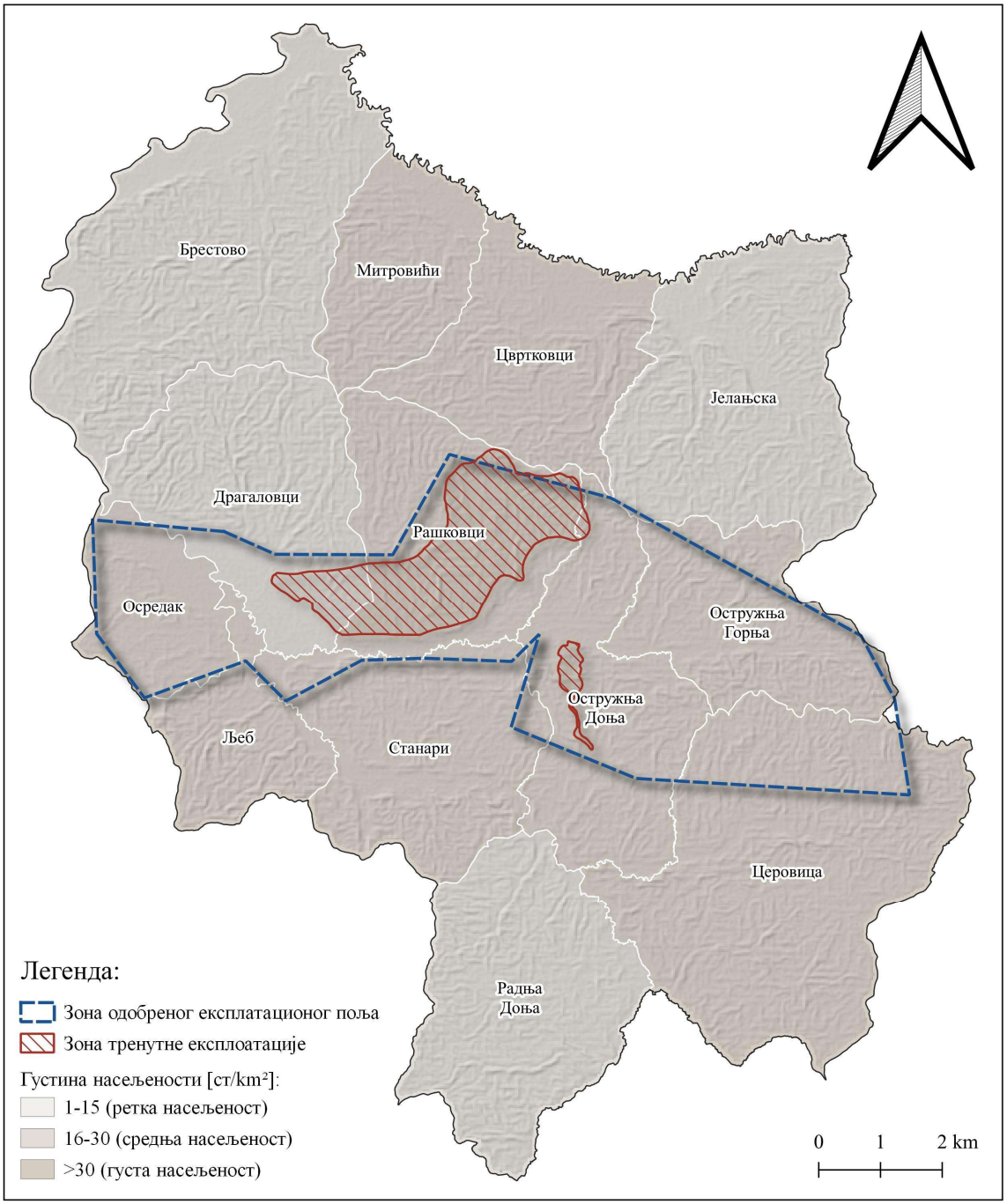
површинског копа, 23,07 % насеља налази се на удаљености до 1 500 m, 38,46% насеља се налази на удаљености 1 501–3 000 m, а на највећој удаљености од тренутне границе површинског копа (> 3 000 m) налази се 38,46% насеља.

Слика 15. Положај површинског копа у односу на насеље Рашковци, април 2024. године. (Аутор: Драгица Делић)

У одобреном експлоатационом пољу, поред тренутно обухваћених насеља, налази се још шест насеља која ће у различитом обиму бити обухваћена експлоатацијом у будућности. То су: Јелањска (0,04 km²; 0,25%), Љеб (0,51 km²; 9,02%), Осредак (4,84 km²; 86,71%), Оструњна Горња (7,73 km²; 82,77%), Церовица (4,35 km²; 19,16%) и општинско средиште Станари (1,62 km²; 13,21%). Обухваћеност површинском експлоатацијом биће повећана и у тренутно захваћеним насељима: у Драгаловцима на 3,51 km² (26,87%), у Оструњни Доњој на 7,66 km² (65,91%), а у Рашковцима на 8,13 km² (67,88%). Укупно посматрано, експлоатација угља ће у већој или мањој мери обухватити девет насеља, што представља 69,23% насеља у мрежи општине Станари, односно 38,38 km² (23,85% укупне површине општине).

Границе истраживаног простора, у зависности од фазе истраживања, односе се на целокупну мрежу насеља, на простор насеља обухваћених тренутном експлоатацијом, као и на простор насеља која ће површинском експлоатацијом бити обухваћена у будућности (Слика 16, Прилог 3).

Компаративна анализа географског положаја и односа мреже насеља према зонама тренутне и планиране експлоатације показује да се општине Гацко, Угљевик и Станари разликују по степену просторне захваћености рударским активностима. У општини Гацко, иако је реч о просторно највећој општини, тренутна експлоатација захвата релативно мањи удео насеља, док се планираним проширењем зона експлоатације обухват повећава на приближно трећину мреже насеља. Насупрот томе, у општинама Угљевик и Станари просторна захваћеност је већ у садашњој фази израженија, а планирана експлоатација обухвата више од половине, односно приближно две трећине насеља у мрежи.



Слика 16. Зона одобреног експлоатационог поља и зона тренутне експлоатације угља у насеобинској мрежи општине Станари

Посебно је значајно да се у све три општине у зони директног или потенцијалног утицаја налазе насеља различитог функционалног значаја, укључујући и општинска средишта. То указује да експлоатација угља не представља изолован просторни процес, већ фактор који структурно утиче на целокупну организацију насеобинске мреже. Разлике у обиму и просторном распореду експлоатационих поља условљавају различит интензитет просторно-функционалне трансформације, при чему се може очекивати да ће у општинама Угљевик и Станари та трансформација бити израженија и више просторно концентрисана, док ће у општини Гацко имати мањи обухват у мрежи насеља, јер ће највећи део насеља остати ван зоне експлоатације.

5. ОСНОВНЕ КАРАКТЕРИСТИКЕ МРЕЖЕ НАСЕЉА

У циљу сагледавања специфичности сваког истраживаног подручја појединачно, у овом поглављу анализирају се основне карактеристике мреже насеља у општинама Гацко, Угљевик и Станари, односно кључне физичко-географске и друштвено-географске одлике које представљају основу за даље разматрање просторно-функционалне трансформације насеља у условима експлоатације угља.

5.1. Физичко-географске детерминанте постанка и развоја мреже насеља

Простор општина Гацко, Угљевик и Станари одликује се дугим континуитетом насељености који је потврђен археолошким доказима који датирају још из периода праисторије (Čović, 1988b, 1988c). На простору општине Гацко евидентирано је укупно 181 археолошко налазиште (54 из праисторијског доба, 17 из периода римске владавине и 110 из средњег века), а непрекинута насељеност од праисторијског доба до средњег века потврђена је у насељима Автовац, Фојница, Гацко, Гарева, Грачаница, Јасеник, Југовићи, Казанци, Краварево и Нови Дулићи (Čović, 1988c). Археолошки докази о праисторијској насељености на простору општине Угљевик евидентирани су у насељима Богутово Село и Сарије (по једно налазиште), докази о насељености у римском периоду у насељу Тутњевац (три налазишта), док арехолошки налази из средњег века указују на насељеност у насељима Богутово Село (два налазишта), Малешевци, Угљевичка Обријеж и Забрђе (по једно налазиште). На простору општине Станари докази о праисторијској насељености евидентирани су у насељима Драгаловци (једно налазиште) и Брестово (два налазишта). Средњовековна насељеност потврђена је у насељима Брестово и Церовица (по два налазишта), као и у насељима Драгаловци, Осредак, Оструžња Доња и Радња Доња (по једно налазиште) (Čović, 1988b). Констатована рана насељеност простора упућује на повољне природне услове за развој насеља, због чега се у наставку разматрају геолошке, педолошке, рељефне и климатске карактеристике као кључне физичко-географске детерминанте формирања и развоја мреже насеља.

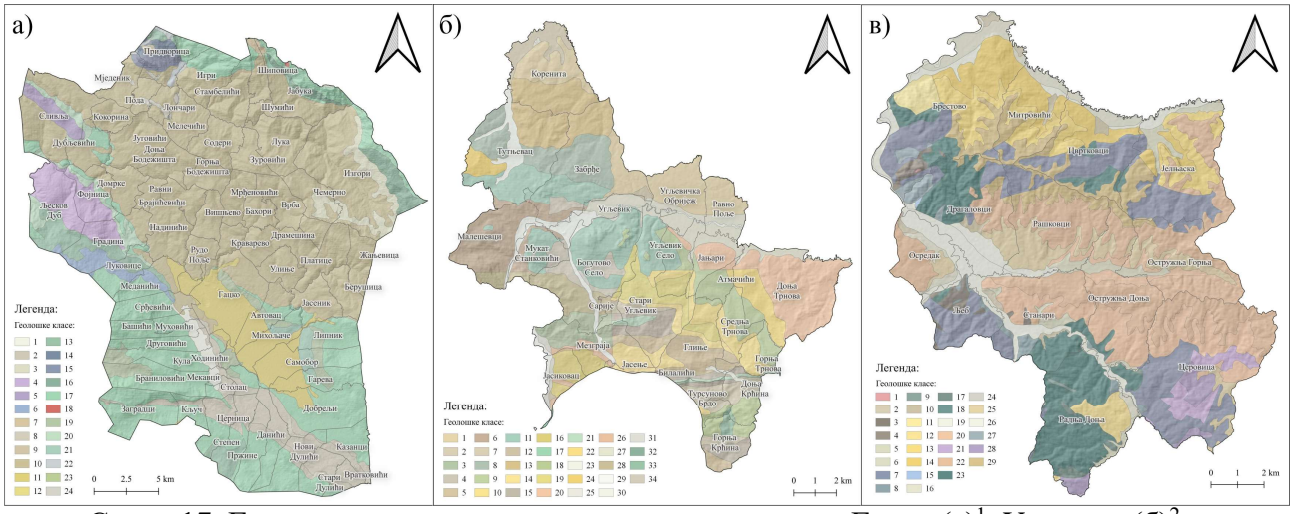
5.1.1. Геолошке и педолошке карактеристике

Простор **општине Гацко** одликује се доминантном кречњачком грађом, са значајним учешћем доломитних и лапоровитих варијанти (Слика 17а). У геолошкој структури највећи удео заузимају флишни слојеви састава: конгломерати, бреče, пешчари, лапоровити кречњаци. Ова геолошка класа заузима 46,71% (340,31 km^2) у укупној геолошкој грађи и простире се у северном и делимично централном делу општине. Значајан удео у геолошкој грађи има слој кречњака 25,25% (171,45 km^2), а простире се у рубним југозападним и југоисточним деловима општштине. Мање уделе заузимају глине и лапорци са угљем 5,87% (42,78 km^2), флиш, лапори, кречњачке бреče, пешчари и конгломерати 5,16% (37,58 km^2), кречњаци са рожнацима и лапорци 2,76% (20,12 km^2) и лапоровити и доломитни кречњаци 2,18% (15,91 km^2). Остале геолошке класе заступљене су у уделу мањем од 2%. Појаве угља просторно су ограничене на подручје Гатачког поља и обухватају насеља Грачаница, Гацко, Автовац, Михољаче, Самобор, Гарева и Добрељи, док у осталим насељима доминирају кречњачко-доломитске и флишне формације без угљоносних наслага.

У геолошкој структури простора **општине Угљевик** заступљена је седиментна грађа, са преовлађујућим учешћем глина, пешчара, лапораца и алеврита, уз ограничено присуство карбонатних формација (Слика 17б). Највећи удео у геолошком саставу заузимају глине, пешчари, лапоровите глине, лапорци, конгломерати, масивни до банковити кречњаци. Ова геолошка класа заузима 11,17% (19,95 km^2) у укупној геолошкој грађи и простире се у северном и делимично централном делу општине. Значајан удео у геолошкој грађи имају геолошке класе: алверити, глине, пескови и ређе шљункови 8,84% (15,07 km^2), пешчари, песковите глине и глине 8,19% (13,96 km^2), глиновити лапори, гвожђевити пешчари, глине,

шљунак 7,11% (12,11 km^2), глинци и пешчари 5,81% (9,89 km^2), глине, лапорци, лапоровити пешчари, лапоровито-песковите глине 5,71% (9,72 km^2), пескови и ситнозрни шљункови 5,16% (8,80 km^2). Остале геолошке класе заступљене су у уделу мањем од 5%. Угљоносне серије простиру се у централно-јужном делу општине и делимично обухватају насеља: Богутово Село, Сарије, Стари Угљевик, Угљевик Село, Јањари и Глиње.

Простор **општине Станари** одликује доминантно седиментна геолошка грађа, представљена пре свега терцијарним кластичним и лапоровито-глиновитим седиментима (Слика 17в). У геолошком саставу највећи удео заузимају разнобојни пескови, подређено шљункови. Ова геолошка класа заузима 18,70% (30,10 km^2) у укупној геолошкој грађи и простире се у централном појасу општине.



Слика 17. Геолошке карактеристике простора општина Гацко (а)[1], Угљевик (б)[2] и Станари (в)[3] (дигитализовано према изворима: Geološki zavod Sarajevo, 1969; Mojsilović et al., 1975; Мирковић et al., 1979; Buzaljko et al., 1980; Sofilj et al., 1984; Vrhovčić et al., 1984; Buzaljko et al., 1985; Čičić et al., 1990)

[1] Легенда: 1 – шљунак, песак, глина; 2 – брече и конгломерати; 3 – делувијум; 4 – доломит; 5 – доломити и доломитични кречњаци; 6 – доломити и кречњаци; 7 – флиш: лапорци, пешчари, кречњаци, глинци; 8 – флиш: лапори, кречњачке брече, пешчари и конгломерати; 9 – флиш: пешчари, лапорци, лапоровити кречњаци и глинци; 10 – флиш: конгломерати, брече, пешчари, лапоровити кречњаци; 11 – глине и лапорци са угљем; 12 – конгломерати, пешчари, лапорци, глинци са угљем; 13 – кречњаци и доломити; 14 – кречњаци са рожнацима и лапорци; 15 – кречњаци, доломити и рожнаци; 16 – кречњаци, доломатични кречњаци и доломити; 17 – кречњак; 18 – кварц – лискуноити пешчари, алевролити, глинци и конгломерати; 19 – лапоровити и доломитични кречњаци; 20 – лапоровити кречњаци и доломитични кречњаци; 21 – лапоровити кречњаци, доломатични кречњаци, доломити; 22 – морене; 23 – пешчари, калкаренити, брече и лапорци; 24 – сипар.

[2] Легенда: 1 – алеврити, глине, пескови и ређе шљункови; 2 – алевролити, глине, фација поводња; 3 – банковити кварцни пешчари, песковити кречњаци и лапорци; 4 – банковити пешчари, песковити глинци, детритични кречњаци; 5 – флиш: кварцни пешчари, конгломерати, глине и лапорци; 6 – глинци и пешчари; 7 – глине, лапорци и пешчари; 8 – глине, лапорци, лапоровити пешчари, лапоровито-песковите глине; 9 – глине, пешчари, лапорци, подређено кречњаци; 10 – глине, пескови и шљункови; 11 – глине, пешчари, лапоровите глине, лапорци, конгломерати, масивни до банковити кречњаци; 12 – глиновити и песковити шљункови и дробина са суглинама; 13 – глиновити лапори, гвожђевити пешчари, глине и шљунак; 14 – конгломерати, шљунковите глине и глиновити пешчари; кварцни пешчари, фелдспатске грауваке и субграуваке; 15 – кварни пешчари, фелдспатске грауваке и субграуваке; 16 – лапорци и глине са слојевима мрког угља; 17 – масивни и банковити кречњаци; 18 – пешчари, конгломерати и глинци; 19 – пешчари, лапорци и глине са угљем; 20 – пешчари, песковите глине и глине; 21 – песковити кречњаци; 22 – песковити лапорци, глиновити пескови и шљунковите глине; 23 – песак и шљунак; 24 – пешчари, лапори, лапоровити пескови, глине и оолитични кречњаци; 25 – прва тераса Саве; 26 – разнобојне глине, шљунковите глине, пешчари и конгломерати; 27 – речна тераса: пескови и ситнозрни шљункови; 28 – ритмичко смењивање лапораца и пешчара; 29 – седименти корита: пескови и алевритски пескови; 30 – шљунак и песак; 31 – шљунак, песак, алеврити-седименти прве надплавне тераса; 32 – слојевии битуминозни кречњаци и кластити; 33 – слојевити кречњаци, глинци и пешчари; 34 – субаркозе, пешчари, шљунци, лапорци, силтови, лапоровити кречњаци, конгломерати.

[3] Легенда: 1 – албитски гранити; 2 – алевролити, глине, фација поводња; 3 – амфиболити; 4 – амфиболитски гнајсеви; 5 – делувијално-пролувијални седименти-дробина, шљунак и песак; 6 – делувијално-пролувијални седименти дробина, шљункови и глине; 7 – дијабаз-рожњачка формација: пешчари, глинци, рожнаци са малим телима дијабаза и спилита; 8 – дијабази; 9 – габрови, претежно оливински габро; 10 – глиновити и песковити шљункови и дробина са суглинама; 11 – грубокластичне творевине: пескови, крупнозрни пешчари, конгломерати, песковите глине, плочасти лапоровити кречњаци и туфови; 12 – конгломерати, пешчари, глине и лапори; 13 – лапоровите глине, лапоровити кречњаци и пескови; 14 –

Значајан удео у геолошкој грађи имају геолошке класе: дијабаз – рожначка формација (пешчари, глинци, рожнаци са малим телима дијабаза и спилита) 15,05% (24,23 km^2), серпентинити 12,26% (19,74 km^2), пескови, шљункови, местимично заглињени 8,61% (13,86 km^2), трошни, грубозни конгломерати, шљункови, песковите и шљунковите иловаче 6,27% (10,10 km^2), лапоровите глине, лапоровити кречњаци и пескови 5,69% (9,17 km^2), лапоровито-песковите глине, лапорци, оолистични кречњаци, карбонатни пешчари и конгломерати 5,67% (9,13 km^2). Остале геолошке класе заступљене су мање од 5%. Угљоносни седименти развијени у оквиру терцијарних седиментних јединица угљоносних серија заступљени су у насељима Рашковци и Оструж̌ња Доња.

Анализа геолошких карактеристика на проучаваном простору указује на доминацију седиментне грађе, као и на присуство просторно ограничених угљоносних серија. Разлике у геолошкој грађи најизраженије су у литолошким карактеристикама. На простору општине Гацко преовладавају карбонатне и флишне формације карстног карактера, док су у општинама Угљевик и Станари заступљени кластични и лапоровито-глиновити седименти. Ове разлике стварају различите претпоставке за настанак и развој земљишта, што посредно утиче на привредно коришћење простора и насељавање.

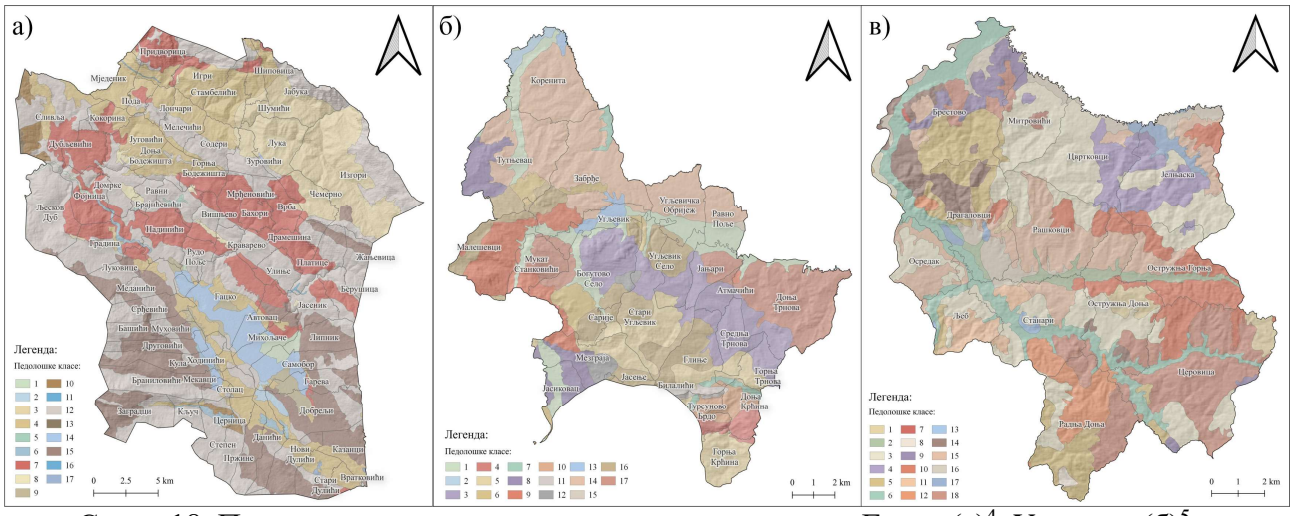
Укупну педолошку грађу **општине Гацко** карактерише доминација плитких и слабо развијених земљишта са танким хумусним слојем и израженом стеновитошћу, што представља ограничење за интензивну пољопривредну производњу. У педолошкој структури највећи удео заузимају литични лептосоли. Ова педолошка класа заузима 34,50% (251,29 km^2) у укупној педолошкој грађи и простире се тракасто у правцу северозапад-југоисток кроз све делове општине. Значајан удео у педолошкој грађи имају класе: еутрични камбисол 16,25% (118,34 km^2), еутрични лептосол 15,94% (42,78 km^2), молични лептосол 14,08% (102,57 km^2) и дистрични камбисол 10,55% (76,86 km^2). Остале педолошке класе заступљене су мање од 10% (Слика 18а). Просторна расподела педолошких класа указује на условно издвајање три зоне различитог квалитета земљишта, при чему се земљишта најповољнија за пољопривреду налазе у централним деловима општине (простор Гатачког поља), земљишта средњег квалитета у северним и североисточним деловима општине, док је у периферним деловима заступљено земљиште ниског квалитета.

Педолошка грађа **општине Угљевик** одликује се земљиштима средње агропроизводне вредности, са релативно повољним природним особинама, али и са одређеним ограничењима која утичу на интензитет и начин њиховог пољопривредног коришћења. У педолошкој структури највећи удео заузимају стагнични лувисоли. Ова педолошка класа заузима 21,32% (36,33 km^2) у укупној педолошкој грађи и простире се у северном и северо-источном делу општине. Значајан удео у педолошкој грађи имају класе: калцични вертисоли 13,06% (22,26 km^2), вертични камбисоли 12,47% (21,25 km^2) и вертични лувисоли 11,20% (19,09 km^2). Остале педолошке класе заступљене су у мањим уделима (Слика 18б).

Педолошке карактеристике **општине Станари** одликују се одређеним природним ограничењима за интензивније пољопривредно коришћење, а у педолошкој структури преовладавају земљишта средње агропроизводне вредности, међу којима су најзаступљенији дистрични подзолувисоли. Ова педолошка класа заузима 22,43% (36,11 km^2) у укупној педолошкој грађи и простире се у северном и делимично у централном делу општине. Значајан удео у педолошкој грађи имају класе: вертични лувисоли 12,68% (20,41 km^2), стагнични лувисоли 12,05% (19,40 km^2), еутрични флувисоли 8,92% (14,36 km^2), ферични акрисоли 8,47%

лапоровито-песковите глине, лапорци, оолитични кречњаци, карбонатни пешчари и конгломерати; 15 – масивни, ређе танкослојевити кречњаци; 16 – нижа речна тераса; 17 – офитски нормални габрови; 18 –перидотити; 19 – песак и шљунак; 20 – пескови, шљункови, местимично заглињени; 21 – плочасти до банковити кречњаци са брахиподама; 22 – разнобојни пескови, подређено шљункови; 23 – серпентинити; 24 – сипари; 25 – ситнозрни пескови, улошци песковитих глина, сочива шљунка; 26 – шљунак и песак; 27 – спилити; 28 – танкоплочасти лапоровити и песковити кречњаци, шкриљави кречњаци, глинци и кварцни пешчари; 29 – трошни, грубозни конгломерати, шљункови, песковите и шљунковите иловаче.

(13,63 km^2) и еутрични камбисоли 8,24% (13,26 km^2). Остале педолошке класе заступљене су мање од 5% (Слика 18в).



Слика 18. Педолошке карактеристике простора општина Гацко (а)[4], Угљевик (б)[5] и Станари (в)[6] (дигитализовано према извору: Institut za agropedologiju, 1990)

Анализа педолошких карактеристика простора општина Гацко, Угљевик и Станари указује на просторну диференцијацију типова земљишта, као и на присуство различитих природних ограничења за интензивније пољопривредно коришћење. Разлике у педолошкој структури најизраженије су у степену развијености и агропроизводној вредности земљишта. Простор општине Гацко карактеришу претежно плитка, слабо развијена и стеновита земљишта, док у општинама Угљевик и Станари преовладавају земљишта средње агропроизводне вредности са релативно повољнијим особинама. Разлике у педолошким карактеристикама условљавају различите могућности и правце пољопривредног коришћења земљишта и развоја пољопривредних делатности.

5.1.2. Рељефне карактеристике

Просторна расподела надморских висина на простору **општине Гацко** је разуђена и указује на хипсометријску диференцијацију у неколико зона које се простиру у правцу од северо-запада ка југо-истоку. Најниже надморске висине (732–1 000 m н. в.) простиру се у централном делу општине и представљају Гатачко поље, обухватајући простор од насеља Грачаница до насеља Вратковићи. Следећа хипсометријска зона (1 001–2 000 m н. в.) је простор који окружује централни део општине и представља прелаз ка зони највиших надморских висина. Зона највиших надморских висина (2 001–2 239 m н. в.) обухвата северне и северо-источне, рубне делове општине, са највишом надморском висином у насељу Изгори. Ова зона просторно је повезана са почетним деловима планине Зеленгоре на северу и планине Волујак на источном ободу општине. Оваква просторна дистрибуција надморске висине

[4] Легенда: 1 – Калкарични флувисоли; 2 – Калцични глејсоли; 3 – Дистрични камбисоли; 4 – Еутрични камбисоли; 5 – Еутрични флувисоли; 6 – Еурилни глејсоли; 7 – Еутрични лептосоли; 8 – Еутрични регосоли; 9 – Глејни камбисоли; 10 – Хумусни камбисоли; 11 – Језеро; 12 – Литични лептосоли; 13 – Молични камбисоли; 14 – Молични глејсоли; 15 – Молични лептосоли; 16 – Река; 17 – Умбрични глејсоли.

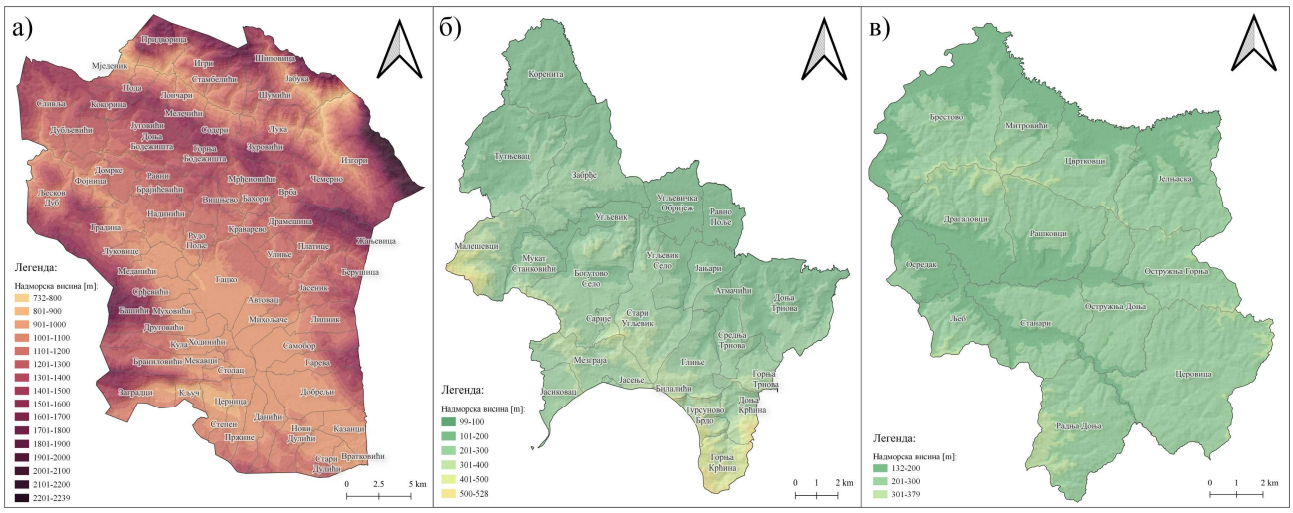
[5] Легенда: 1 – Калкарични флувисоли; 2 – Калцични глејсоли; 3 – Калцични вертисоли; 4 – Хромични лувисоли; 5 – Дистрични камбисоли; 6 – Еутрични камбисоли; 7 – Еутрични флувисоли; 8 – Еутрични вертисоли; 9 – Ферични акрисоли; 10 – Глејни лувисоли; 11 – Литични лептосоли; 12 – Рудник; 13 – Молични глејсоли; 14 – Стагнични лувисоли; 15 – Стагнични подзолувисоли; 16 – Вертични камбисоли; 17 – Вертични лувисоли.

[6] Легенда: 1 – Дистрични камбисоли; 2 – Дистрични флувисоли; 3 – Дистрични подзолувисоли; 4 – Дистрични вертисоли; 5 – Еутрични камбисоли; 6 – Еутрични флувисоли; 7 – Еутрични лептосоли; 8 – Еутрични подзолувисоли; 9 – Еутрични вертисоли; 10 – Ферични акрисоли; 11 – Хаплични акрисоли; 12 – Хаплични лувисоли; 13 – Молични глејсоли; 14 – Молични лептосоли; 15 – Стагнични лувисоли; 16 – Стагнични подзолувисоли; 17 – Умбрични глејсоли; 18 – Вертични лувисоли.

предодредила је образац насељавања са израженом концентрацијом у Гатачком пољу, те ређем насељавању рубних делова општине. Према типологији насеља по надморској висини, сва насеља у насеобинској мрежи општине Гацко имају карактер планинских насеља (Слика 19а).

Просторна расподела надморских висина на простору **општине Угљевик** уједначена је, а рељеф је у мањој мери расчлањен на три зоне. Најниже надморске висине (99–200 m н. в.) простиру се у северном и северо-источном делу општине и представљају почетак семберске равнице, обухватајући простор насеља Коренита, Угљевичка Обријеж и Равно Поље. Следећа хипсометријска зона (201–500 m н. в.) је простор који представља прелаз ка зони највиших надморских висина у западним и југо-источним деловима општине. Зона највиших надморских висина (преко 500 m н. в.) обухвата рубне делове општине, то јесте, насеља Малешевци на западу и Горња Крћина на југу, где започињу падине планине Мајевице. Према типологији насеља по надморској висини, 36,00% насеобинске мреже чине низијска насеља (Угљевичка Обријеж, Доња Трнова, Атмачићи, Јањари, Угљевик Село, Угљевик, Равно Поље, Тутњевац, Коренита), а 64,00% насеобинске мреже чине брдска насеља (Слика 19б). Оваква хипсометријска расподела условила је обрасце насељавања са већом концентрацијом становништва у низијским насељима.

На простору **општине Станари** рељеф је слабо расчлањен са уједначеном просторном расподелом надморске висине. Условно се могу издвојити три висинске зоне. Најниже надморске висине (132–200 m н. в.) простиру се у рубним деловима на северу и у централном делу општине. Обухватају делове насеља Брестово, Митровићи, Цвртковци и Јелањска на северу, те делове насеља Осредак, Драгаловци, Љеб, Рашковци, Станари и Остружња Доња. Следећа хипсометријска зона (201–300 m н. в.) обухвата највећи простор у општини и има удео у свим насељима. Зона највиших надморских висина (301–379 m н. в.) обухвата најмању површину, а простире се у граничном појасу између насеља Брестово, Митровићи, Цвртковци, Рашковци и Драгаловци, те делимично у насељима Љеб, Радња Доња, Остружња Горња и Церовица. Овај простор морфолошки је обележен узвишењем Раскршће, које представља једини израженији рељефни облик у оквиру наведене зоне. Према типологији насеља по надморској висини, већину насеобинске мреже чине брдска насеља (84,61%), а само насеља Брестово и Осредак имају карактер низијских насеља (Слика 19в). Оваква хипсометријска расподела условила је обрасце равномерног насељавања и развоја насеља.



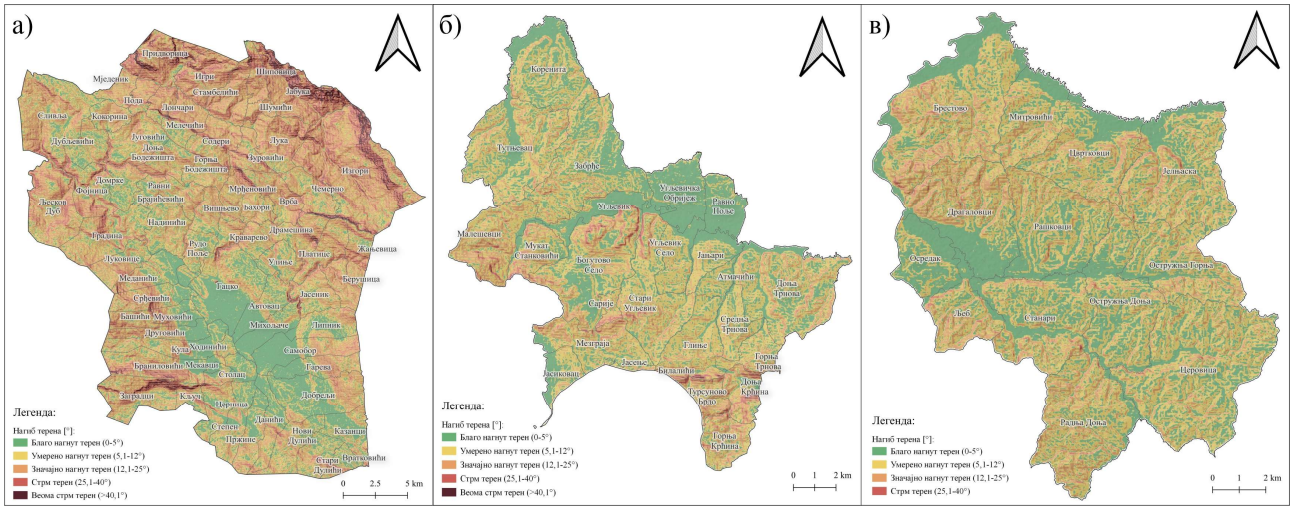
Слика 19. Надморске висине на простору општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в)

Хипсометријске карактеристике посматраних општина разликују се према просторној расподели надморске висине и степену расчлањености рељефа. Рељеф општине Гацко одликује се израженом висинском разуђеношћу, што је условило настанак планинских насеља, те концентрацију становништва у нижим зонама, уз истовремено ређе насељавање рубних и виших зона. Простор општине Угљевик има уједначенију висинску расподелу и мањи степен

рељефне расчлањености, због чега су насеља и становништво израженије концентрисани у нижим зонама, док се на ободима јављају брдска насеља као прелаз ка вишим зонама. Рељеф општине Станари одликује слаба расчлањеност, што условљава равномерније обрасце насељавања и формирање насеља брдског типа.

Просторна расподела нагиба терена на простору **општине Гацко** показује изражену зоналност која је усклађена са хипсометријском диференцијацијом простора. Најмањи нагиби (0–5°) заступљени су у централном делу општине и представљају простор погодан за насељавање и пољопривредну производњу. Умерено нагнут терен (5,1–12°) и значајно нагнут терен (12,1–25°), који представљају мање погодне површине за пољопривредну производњу, простиру су око централног дела, чинећи прелазну зону ка стрмом (25,1–40°) и веома стрмом терену (> 40,1°) (Слика 20а). Ове категорија нагиба заједно чине највећи део територије општине. Стрм и веома стрм терен доминатан је у северо-источном делу општине и представља простор са израженим ограничењима за пољопривредну производњу и изградњу. Према категоризацији нагиба рељефа и вредновања њиховог аграрног искоришћавања, 54,92% насеобинске мреже чине насеља са значајно нагнутим тереном, што указује да у више од половине насеља преовлађују падине граничне категорије за интензивније аграрно искоришћавање. Умерено и благо нагнут терен доминантни су у подједнаком уделу у насеобинској мрежи (по 22,53%) и представљају погодне, односно релативно погодне падине за пољопривредну производњу.

На простору **општине Угљевик** нагиби су у целини умеренији и просторно равномерније распоређени. Благо нагнут терен (0–5°) заступљен је у централном делу општине и представља простор погодан за насељавање и пољопривредну производњу. Умерено нагнут терен (5,1–12°) и значајно нагнут терен (12,1–25°), који представљају мање погодне површине за пољопривредну производњу, простиру су у скоро свим деловима општине и заузимају највећу површину. Најмање су заступљене површине стрмог (12,1–40°) и веома стрмог терена (> 40,1°), које представљају простор са израженим ограничењима за пољопривредну производњу и изградњу, а просторно су ограничене и јављају се само на изразитијим морфолошким прелазима (Слика 20б). Према наведеној категоризацији, 68,00% насеобинске мреже чине насеља са умерено нагнутим тереном, што указује на доминацију релативно погодних падина за пољопривредну производњу. Благо нагнут терен заступљен је у 20,00% насеобинске мреже и доминира у насељима Угљевичка Обријеж, Угљевик, Равно Поље, Коренита и Јасиковац, која имају падине погодне за пољопривредну производњу. Само у три насеља (Турсуново Брдо, Доња Крћина и Билалићи) доминатне су падине са значајно нагнутим тереном, то јесте нагибом граничне категорије падина за значајније аграрно искоришћавање.



Слика 20. Нагиби терена на простору општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в)

Простор **општине Станари** одликује се најуједначенијом расподелом нагиба терена. Најмањи нагиби (0–5°) заступљени су у рубним деловима на северу и централном делу општине, те представљају простор погодан за насељавање и пољопривредну проиводњу. Умерено нагнут терен (5,1–12°) који представља релативно погодне површине за пољопривредну производњу, простире су у скоро свим деловима општине и заузима највећу површину. Најмање су заступљене површине стрмог терена (12,1–40°) (Слика 20в). У складу са категоризацијом нагиба рељефа и вредновања њиховог аграрног искоришћавања 92,30% насеобинске мреже чине насеља са умерено нагнутим тереном, што указује да у већини насеља преовлађују релативно погодне падине за пољопривредну производњу. Благо нагнут терен доминатан је у насељу Осредак, које има падине погодне за пољопривредну производњу. У насеобинској мрежи ни у једном насељу не доминира значајно нагнут и стрм терен.

Може се закључити да међу посматраним општинама постоје јасне разлике у степену рељефне разуђености и аграрној погодности падина. Простор општине Гацко одликује се најизраженијом зоналношћу и већим уделом значајно нагнутих и стрмих падина, што условљава већа ограничења за интензивнију пољопривредну производњу и изградњу. Насупрот томе, простор општине Угљевик одликује се доминантношћу умерено нагнутих и значајно нагнутих падина, што омогућава повољније услове за пољопривредно коришћење и насељавање. Простор општине Станари има најуједначенију расподелу нагиба и највећи удео релативно погодних падина, што указује на најповољније рељефне услове за равномеран развој насеобинске мреже и аграрних активности.

5.1.3. Климатске карактеристике

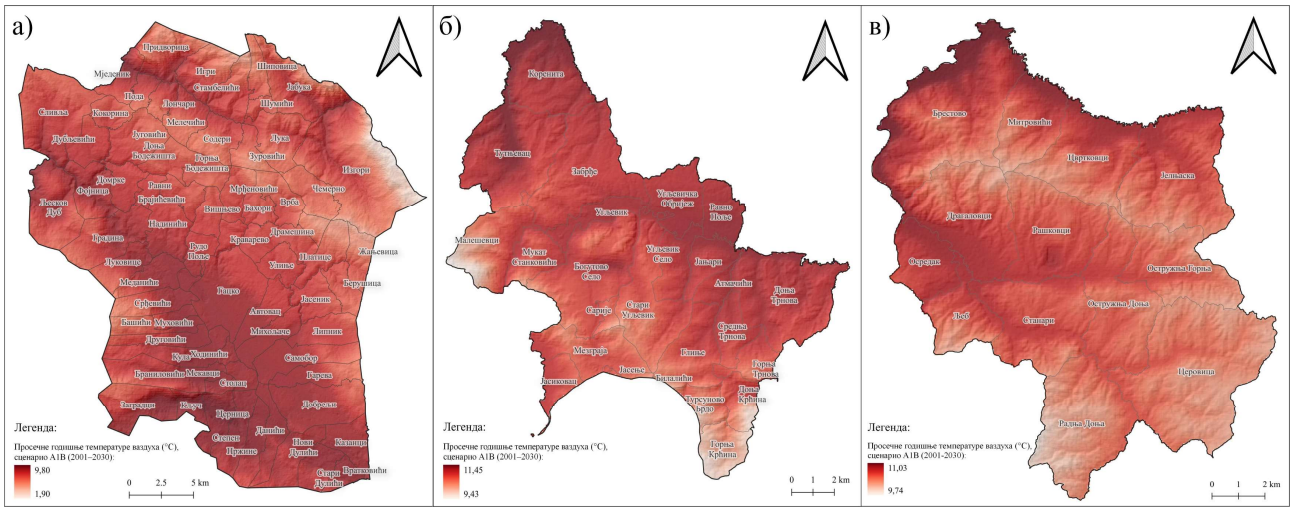
На простору **општине Гацко** просечне годишње температуре ваздуха крећу се у интервалу од 1,9 °C до 9,8 °C. Ниже просечне температуре заступљене су на вишим надморским висинама смештеним у источним и западним рубним деловима општине. Насупрот томе, више просечне температуре ваздуха јављају се у централним и јужним деловима општине, на простору Гатачког поља (Слика 21а). Широк распон између минималних и максималних вредности просечне годишње температуре ваздуха (≈ 7,9 °C) указује на изражену хетерогеност термичких услова унутар општине Гацко, што посредно доприноси просторном диференцирању услова за развој појединих привредних активности.

Просечне годишње температуре ваздуха на простору **општине Угљевик** крећу се у интервалу од 9,43 °C до 11,45 °C. Ниже просечне температуре заступљене су у зонама већих надморских висина, пре свега у западном и јужном делу општине. Више вредности просечне температуре ваздуха јављају у северо-западним и северо-источним деловима општине, нарочито у равничарским зонама (Слика 21б). Релативно мала разлика између минималних и максималних вредности просечне годишње температуре ваздуха (≈ 2,0 °C) указује на слабо изражену просторну диференцијацију термичких услова, што посредно резултује приближно уједначеним климатским условима на нивоу општине.

На простору **општине Станари** просечне годишње температуре ваздуха крећу се у интервалу од 9,74 °C до 11,03 °C. Ниже просечне температуре заступљене су у зонама виших надморских висина, пре свега у јужном и југо-источном, те делимично у северо-источном делу општине. Више вредности просечне температуре ваздуха јављају у западним, централним и северним рубним деловима, који су обележени нижим рељефним облицима (Слика 21в). Разлика између минималних и максималних вредности просечне годишње температуре ваздуха (≈ 1,3 °C) указује на релативно уједначене термичке услове и одсуство израженијих просторних разлика у оквиру општине.

Укупно посматрано, просторна расподела температуре ваздуха у великој мери условљена је распоредом надморских висина. Највећа просторна диференцијација просечне годишње температуре присутна је у општини Гацко, док су у општинама Станари и Угљевик термичке разлике слабије изражене, при чему простор општине Станари показује највећу

уједначеност. Наведене разлике у термичким условима посредно утичу на просторну диференцијацију услова за развој појединих привредних делатности.



Слика 21. Просечне годишње температуре ваздуха на територији општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) (према Бајић et al., 2023)

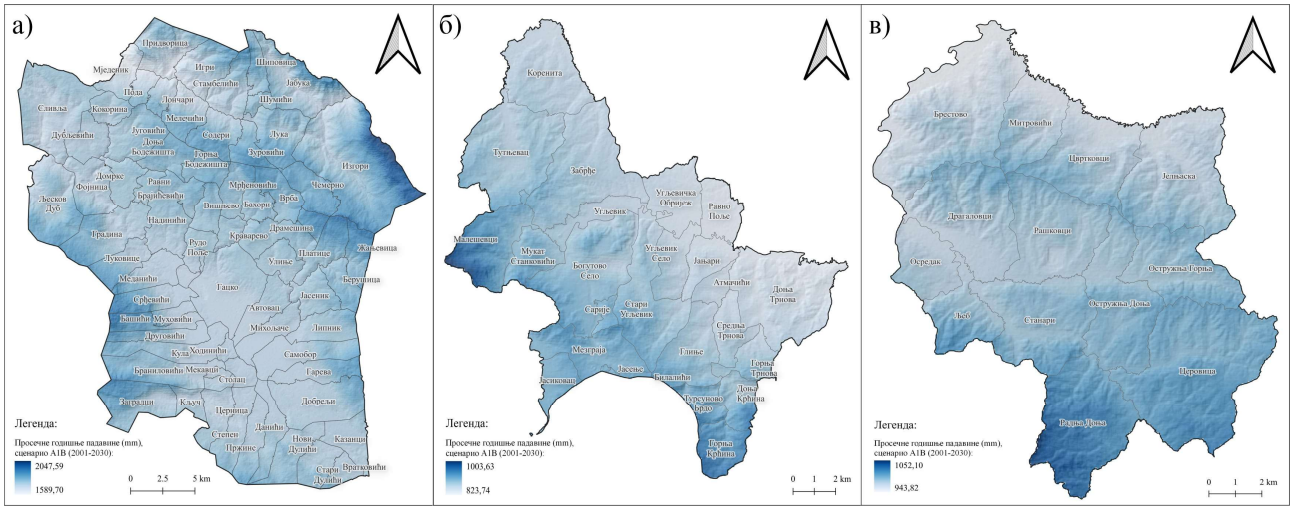
Просечне годишње количине падавина на простору **општине Гацко** крећу се у интервалу од 1 589,70 mm до 2 047,59 mm. Ниже просечне вредности заступљене су у централном делу општине, на простору Гатачког поља, као и делимично у североисточном делу, где доминирају ниже надморске висине (Слика 22а). Насупрот томе, веће просечне количине падавина јављају се у зонама виших надморских висина, пре свега у западном и југозападном делу општине, као и у рубним деловима на истоку. Овако изражена просторна диференцијација падавина, уз релативно широк распон између минималних и максималних вредности (≈ 458 mm), указује на неуједначене природне услове за организацију пољопривредних активности и потребу за њиховим прилагођавањем локалним специфичностима.

На простору **општине Угљевик** просечне годишње количине падавина износе између 823,74 mm и 1 003,63 mm. Ниже просечне вредности падавина заступљене су у северо-источном делу општине који одликују ниже надморске висине (Слика 22б). Истовремено, више просечне количине падавина јављају се у зонама већих надморских висина, пре свега у западном делу (у насељу Малешевци) и јужном делу општине (у насељу Горња Крћина). Овакав просторни градијент падавина, уз релативно узак распон између минималних и максималних вредности (≈ 180 mm), указује на релативну уједначеност природних услова за развој пољопривреде на нивоу општине.

Просечне годишње количине падавина на простору **општине Станари** крећу се у интервалу од 943,82 mm до 1 052,10 mm. Ниже просечне вредности заступљене су у централним и северним деловима општине, који карактеришу ниже надморске висине (Слика 22в). С друге стране, више просечне количине падавина јављају се у зонама већих надморских висина, пре свега у јужном и југоисточном делу општине. Релативно узак распон између минималних и максималних вредности (≈ 108 mm) и на овај начин просторно диференцирана расподела падавина указују на приближно уједначене природне услове за пољопривредне делатности на нивоу општине.

Укупно посматрано, рељефне карактеристике условиле су просторну расподелу просечних годишњих падавина, при чему су веће количине падавина везане за зоне виших надморских висина, а мање количине падавине за ниже и равничарске зоне. Простор општине Гацко издваја се највећим распоном просечних годишњих количина падавина и најизраженијом унутрашњом диференцијацијом, што указује на неуједначене природне услове за организацију пољопривредних активности. Насупрот томе, простор општина

Угљевик и Станари карактерише мањи распон годишњих количина падавина, уз релативно уједначене услове на нивоу општине.



Слика 22. Распоред просечних годишњих количина падавина на простору општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) (према Бајић et al., 2023)

Физичко-географске карактеристике анализираних општина указују на јасне разлике у природној основи развоја мреже насеља. Простор општине Гацко издваја се израженом рељефном разуђеношћу, већим климатским распонима и неповољнијом педолошком структуром, што условљава концентрацију насеља у нижим зонама и већа ограничења за интензивније пољопривредно коришћење. Насупрот томе, простор општина Угљевик и Станари одликује се уједначенијом морфологијом рељефа, климатским условима и земљиштима средње агропроизводне вредности, што ствара повољнију основу за равномернији развој насеобинске мреже и веће могућности аграрног коришћења простора. Хидрографска мрежа у анализираним општинама није развијена, што смањује ризик од загађења вода. Међутим, ширење експлоатације угља изменило је хидрографску мрежу измештањем појединих делова речних токова, као што је случај у Угљевику са мањим речним током Мезграја, као и у Гацку са реком Мушницом.

5.2. Друштвено-географске карактеристике мреже насеља

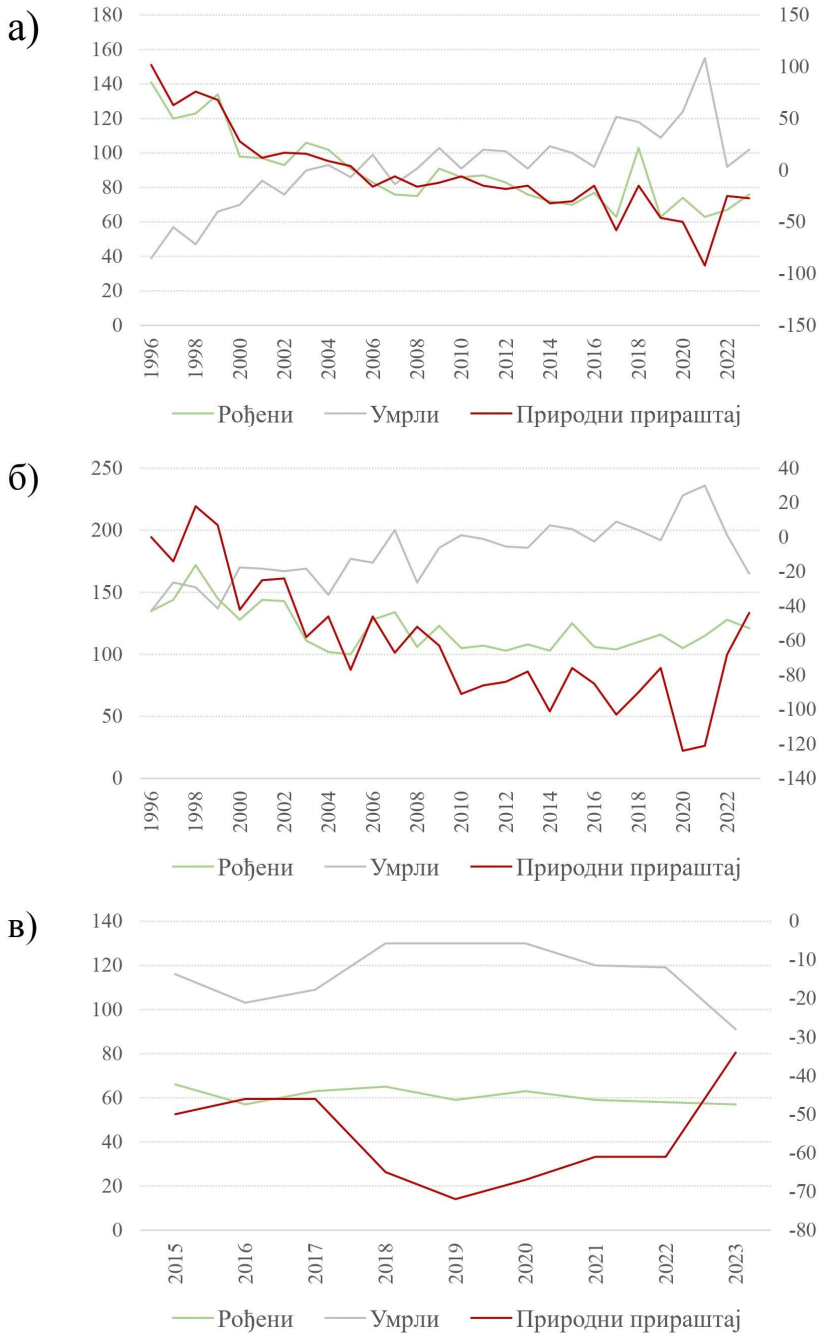
У оквиру овог потпоглавља разматрају се друштвено-географске карактеристике мреже насеља, ради сагледавања демографских, социо-економских и функционално-просторних обележја истраживаног простора. Анализа обухвата природно и механичко кретање становништва, демографску величину насеља и густину насељености, структуре становништва, просечну величину домаћинстава и изворе прихода, као и просторни распоред јавно-социјалних служби, инфраструктурне системе и структуру коришћења земљишта.

5.2.1. Кретање броја становника

У овом потпоглављу представљени су резултати анализе кретања броја становника на простору општина Гацко, Угљевик и Станари кроз две основне компоненте: природно и механичко кретање становништва. Период и просторни ниво анализе дефинисан је постојећим статистичким праћењем овог показатеља. Поред основне две компоненте кретања броја становника, анализиран је и однос удела аутохтоног и досељеног становништва, стурктура досељеног становништва према месту порекла, као и кретање укупног броја становника на нивоу општине и на нивоу насељених места.

5.2.1.1. Природно кретање становништва

Током анализираног периода (од 1996. до 2023. године) број рођених у **општини Гацко** био је највећи на почетку посматраног периода и до краја периода имао је опадајући тренд, са изузетком у 2018. години. Насупрот броју рођених, број умрлих је био најмањи на почетку периода, затим је благо растао и стагнирао до 2017. године када поприма вишу вредност у односу на цели период, а највишу вредност има 2021. године. Тренд природног прираштаја био је у опадању до 2005. године, када је попримио негативну вредност. Тренд опадања се наставља до краја анализираног периода, а највећа негативна вредност забележена је 2021. године (Графикон 1а).



Графикон 1. Природно кретање становништва у општинама Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в)

Број рођених у **општини Угљевик** био је највећи на почетку посматраног периода, а у наставку периода уочава се опадајући тренд, уз међугодишње осцилације. Истовремено, број умрлих је био најмањи на почетку периода, затим је благо растао до 2021. године када поприма вишу вредност у односу на цели период. Вредности природног прираштаја биле су негативне током целог посматраног периода (са изузетком мањих позитивних вредности 1998. и 1999. године). Опадајући тренд природног прираштаја се наставља до краја анализираног периода, а највећа негативна вредност забележена је 2020. и 2021. године (Графикон 1б).

У **општини Станари** број рођених био је највећи на почетку посматраног периода. Број умрлих је растао 2020. године, када достиже максимум, након чега опада и достиже најнижу вредност на крају периода. Вредности природног прираштаја биле су негативне током целог посматраног периода (Графикон 1в).

Упоредно посматрано, све три општине одликују негативни демографски трендови природног кретања становништва. Највеће опадање у апсолутном износу природног прираштаја забележено је у општини Угљевик, где су највеће негативне вредности регистроване у периоду 2019–2021. године. У општини Гацко негативне вредности природног прираштаја су мање, са израженијим падом током 2020. и 2021. године, док се општина Станари издваја најблажим негативним вредностима и мањим осцилацијама вредности природног прираштаја, уз благо ублажавање негативног тренда након 2022. године.

5.2.1.2. Механичко кретање становништва

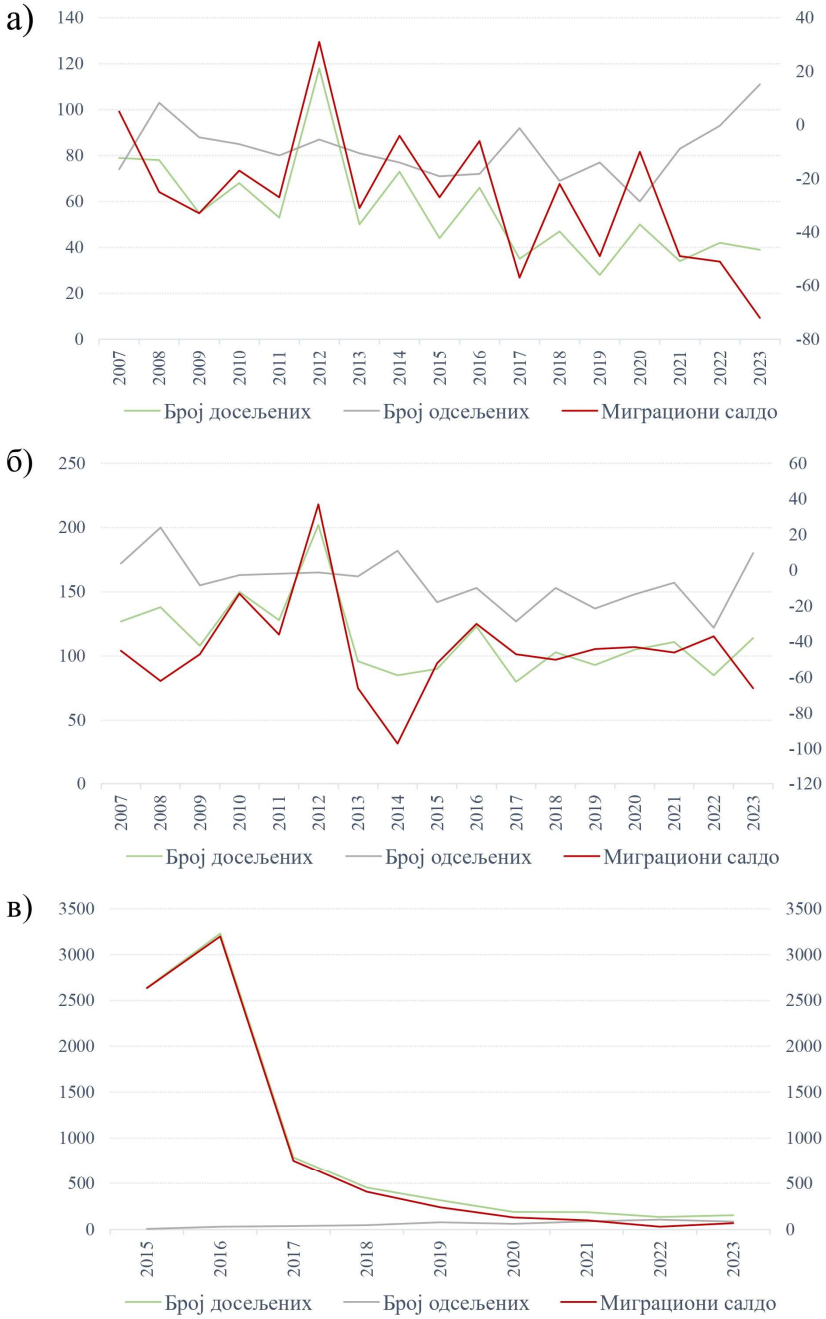
Број досељених у **општину Гацко** током посматраног периода (од 2007. до 2023. године) има опадајући тренд кретања, а највећа вредност забележена је 2012. године. Број одсељених са простора општине имао је највећу вредност 2008. године, од када је приметан опадајући тренд кретања броја одсељеног становништва. На крају посматраног периода број одсељених почиње да расте, а током 2023. године забележен је највећи број одсељених у току целокупног периода. Вредности миграционог салда биле су негативне током целог периода, са изузетком позитивних вредности у 2007. и 2012. години. Миграциони салдо има опадајући тренд вредности у другој половини периода, а 2023. године бележи највећу негативну вредност у односу на цели период (Графикон 2а).

Општина Угљевик има опадајући тренд кретања броја досељених становника, а највећа вредност забележена је 2012. године. Број одсељених са простора општине имао је највећу вредност 2008. године, од када је приметан опадајући тренд кретања. На крају посматраног периода број одсељених почиње да расте. Вредности миграционог салда биле су негативне током целог периода, са изузетком позитивне вредности у 2012. години. Највећа негативна вредност миграционог салда забележена је 2014. године (Графикон 2б).

Број досељених има опадајући тренд кретања и у **општини Станари**, са највећом вредношћу током 2016. године. Током целог посматраног периода вредности одсељених имају растући тренд, а највећи број одсељених са простора општине забележен је 2022. године. Вредности миграционог салда биле су позитивне током целог периода, али са опадајућим трендом. Највеће вредности миграционог салда забележене су током 2015. (2 636) и 2016. (3 197) године (Графикон 2в). Висока вредност миграционог салда може се објаснити чињеницом да је 2014. основана општина Станари, те да је 2016. године отворена термоелектрана у општини Станари, што је резултовало већим бројем пријава пребивалишта досељених радника и њихових породица.

Упоредно посматрано, механичко кретање становништва у општинама Гацко и Угљевик одликује се негативним миграционим салдом, што указује на дугогодишњи одлив становништва. Иако су у појединим годинама забележене краткотрајне позитивне вредности, општи тренд механичког кретања становништва у обе општине је неповољан. С друге стране, општина Станари издваја се по позитивном миграционом салду, нарочито у периоду оснивања општине и отварања термоелектране, што указује на значајан утицај индустријских инвестиција на интензивирање досељавања. Међутим, треба имати на уму да досељавање у

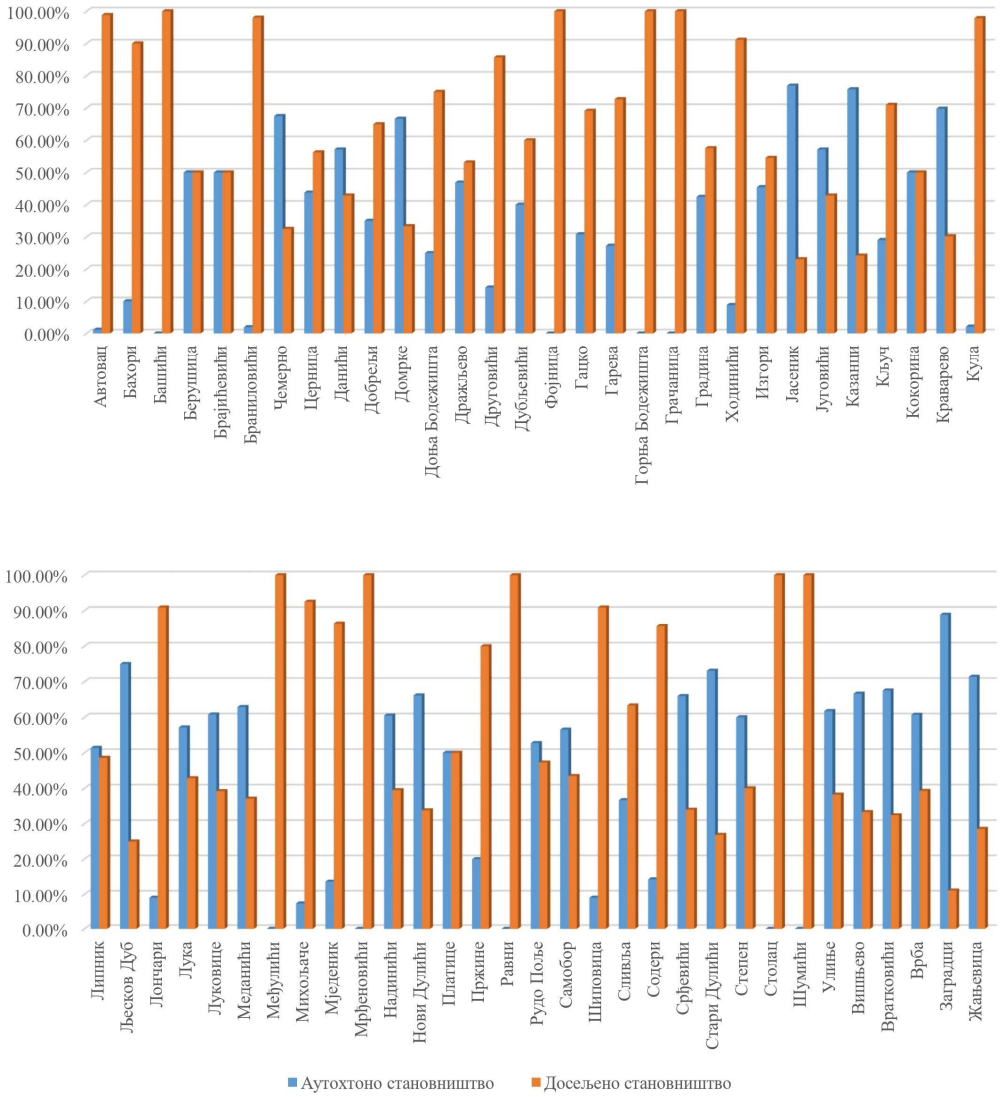
већем обиму има привремен карактер, узимајући у обзир опадајући тренд броја досељеног становништа до краја просматраног периода.



Графикон 2. Механичко кретање становништва у општинама Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в)

Анализа односа аутохтоног и досељеног становништва у насеобинским мрежама општина Гацко, Угљевик и Станари заснива се на утврђивању укупног удела досељеног становништва, идентификацији насеља без аутохтоног становништва, као и насеља у којима једна од посматраних категорија има већинско учешће (Графикони 3–5). Структура досељеног становништва анализирана је према три правца досељавања: из насеља исте општине, из насеља ван општине и из других држава.

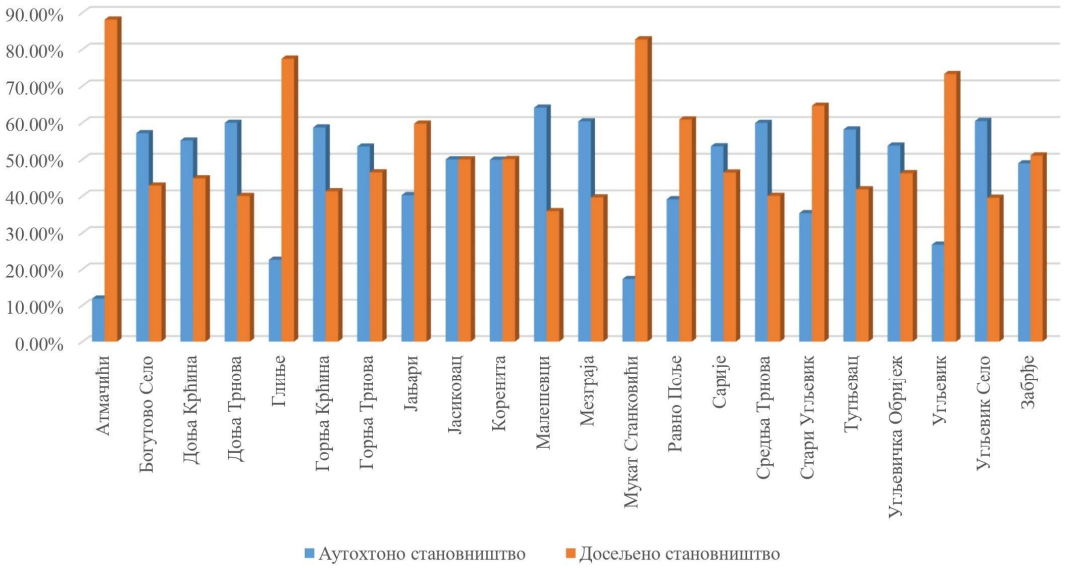
У насеобинској мрежи **општине Гацко** досељено становништво чини 66,64%, а аутохтоно 33,36% укупног становништва, што указује на изражену миграциону динамику. Насеља без аутохтоног становништва чине 12,67% укупног броја насеља, док је у 37,70% насеља већинско досељено становништво. Насупрот томе, у 40,98% насеља доминира аутохтоно становништво. Највећи удео аутохтоног становништва бележе Заградци (88,89%), Јасеник (76,92%) и Казанци (75,81%), док највеће уделе досељеног становништва имају Автовац (98,85%), Браниловићи (98,04%) и Кула (97,87%). У структури укупног броја досељеника доминира насеље Гацко, у којем је концентрисано 62,16% досељеног становништва општине. У зони експлоатације угља само у насељима Рудо Поље и Срђевићи је доминатно аутохтоно становништво. Када је реч о стурктури досељеног становништва према месту порекла, у општини Гацко доминира досељавање из насеља ван општине (50,50%), затим из насеља исте општине (34,82%), док најмањи удео чини становништво досељено из других држава (14,68%). Највећа концентрација досељеника из сва три правца усмерена је ка насељу Гацко, што потврђује његову улогу централног миграционог пола. Изражен удео спољних миграција указује на шире регионалне миграционе везе ове општине.



Графикон 3. Структура становништва према пореклу у насељима на територији општине Гацко (2013. година)

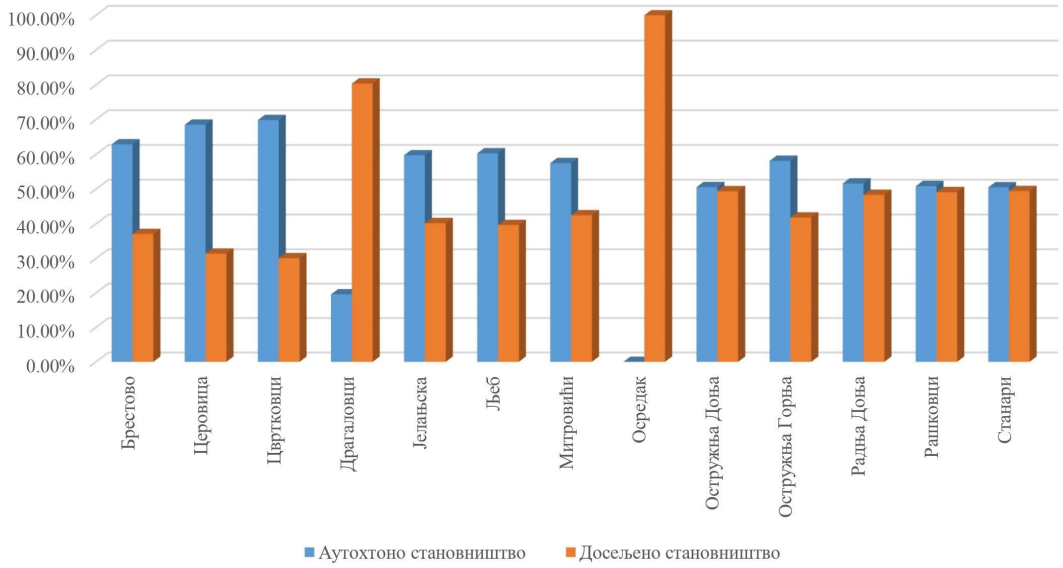
У **општини Угљевик** досељено становништво чини 56,91%, а аутохтоно 43,09%, што указује на уравнотеженији однос у поређењу са општином Гацко. У овој насеобинској мрежи

нема насеља без аутохтоног становништва. Већинско досељено становништво присутно је у 40,90% насеља, док у 54,54% насеља доминира аутохтоно становништво. Највеће уделе аутохтоног становништва имају Малешевци (64,11%), Угљевик Село (60,46%) и Мезграја (60,35%), док су највећи удели досељеног становништва забележени у насељима Атмачићи (88,11%), Мукат Станковићи (82,73%) и Глиње (77,44%). Највећа концентрација досељеног становништва забележена је у насељу Угљевик (33,41%), затим у Забрђу (9,21%) и Доњој Трнови (5,37%). У насељима која су лоцирана у зони експлоатације угља доминантно је аутохтоно становништво, са изузетком насеља Стари Угљевик у коме преовладава досељено становништво. У стурктури досељеног становништва према месту порекла највећи удео чини становништво досељено из насеља ван општине (44,36%), затим из насеља исте општине (31,98%) и из других држава (23,66%). Досељавање је најинтензивније усмерено ка насељу Угљевик, што је делимично последица пресељавања становништва из насеља захваћених експропријацијом у зони рударске експлоатације (Стари Угљевик и Богутово Село).



Графикон 4. Структура становништва према пореклу у насељима на територији општине Угљевик (2013. година)

Насеобинску мрежу **општине Станари** одликује доминација аутохтоног становништва (54,05%), док досељено становништво чини 45,95%, што указује на слабији интензитет миграционих процеса. Само у насељу Осредак регистровано је искључиво досељено становништво, док већинско досељено становништво има једино насеље Драгаловци (80,38%). У чак 84,61% насеља доминира аутохтоно становништво. Највеће уделе аутохтоног становништва имају Цвртковци (69,88%), Церовица (68,54%) и Брестово (62,89%). Досељено становништво најконцентрисаније је у насељу Станари (15,70%), затим у Остружњи Доњој (12,95%) и Церовици (10,13%). У зони експлоатације угља преовладава аутохтоно становништво, са изузетком насеља Драгаловци у коме већину чини досељено становништво. С обзиром на то да је у време пописа ова насеобинска мрежа била у саставу града Добоја, добијени резултати одражавају њен изразито рурални карактер. Накнадно формирање општине и јачање функција насеља Станари, као и отварање термоенергетских капацитета, вероватно су условили промене у миграционим токовима након пописног периода. У стурктури досељеног становништва према месту порекла уочавају се приближно уједначени обими досељавања из сва три правца: из насеља исте општине (35,73%), из других држава (33,20%) и из насеља ван општине (31,07%). Иако је највећи број досељеника концентрисан у насељу Станари, миграциони притисак је слабије изражен у односу на претходне две општине.



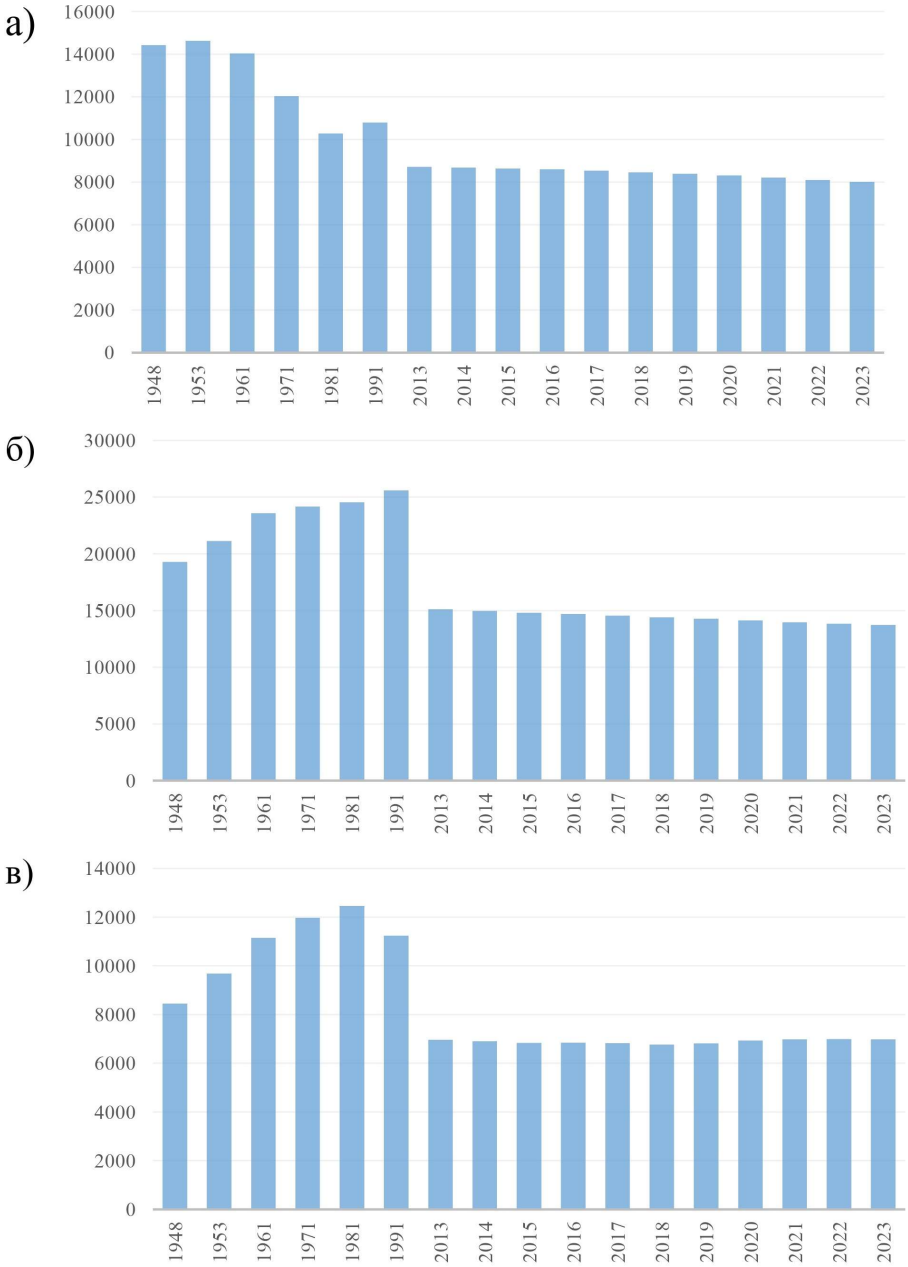
Графикон 5. Структура становништва према пореклу у насељима на територији општине Станари (2013. година)

Упоредна анализа указује да је најинтензивнија миграциона динамика присутна у општини Гацко, коју одликује висок удео досељеног становништва и снажна концентрација миграција у општинском средишту. Општина Угљевик има уравнотеженију структуру, али такође изражену централизацију досељавања, условљену индустријским и експлоатационим процесима. Насупрот томе, у општини Станари доминира аутохтоно становништво и уједначенији правци досељавања, што указује на слабији миграциони притисак и израженији рурални карактер насеобинске мреже. У све три општине највећи део досељавања концентрисан је у општинским средиштима, што потврђује њихову функцију главних миграционих полова унутар локалних насеобинских система.

5.2.1.3. Кретање укупног броја становника

Кретање укупног броја становника у **општини Гацко** у посматраном периоду (1948–2023) карактерише опадајући тренд. Највећи број становника забележен је у послератном периоду (1948. године 14 424, а 1953. године 14 628). Након 1961. године започиње континуирано смањење броја становника, док је најизраженији пад регистрован у периоду 1991–2013. године. У последњој фази посматраног периода уочава се релативна стабилизација броја становника са благим тенденцијама даљег смањења, при чему треба имати у виду да се подаци након 2013. године односе на процењене вредности (Графикон 6а). Наведена динамика кретања укупног броја становника условљена је дугорочним демографским процесима који карактеришу подручје Херцеговине.

У **општини Угљевик** у периоду након Другог светског забележен је континуирани пораст броја становника све до 1991. године, што се може довести у везу са процесима индустријализације и развојем рударско-енергетског комплекса. Највећи број становника забележен је управо 1981. године (24 540), док је 1991. године достигнута максимална вредност у читавом посматраном периоду (25 587). Након 1991. године број становника опада, а најизраженији пад уочен је између 1991. и 2013. године (Графикон 6б), што се делимично може објаснити ратним дешавањима и последичним миграционим кретањима, с обзиром на то да се општина налази уз линију ентитетског разграничења и да је након 1991. неколико насеља делимично или у потпуности припало општинама у Федерацији Босне Херцеговине.

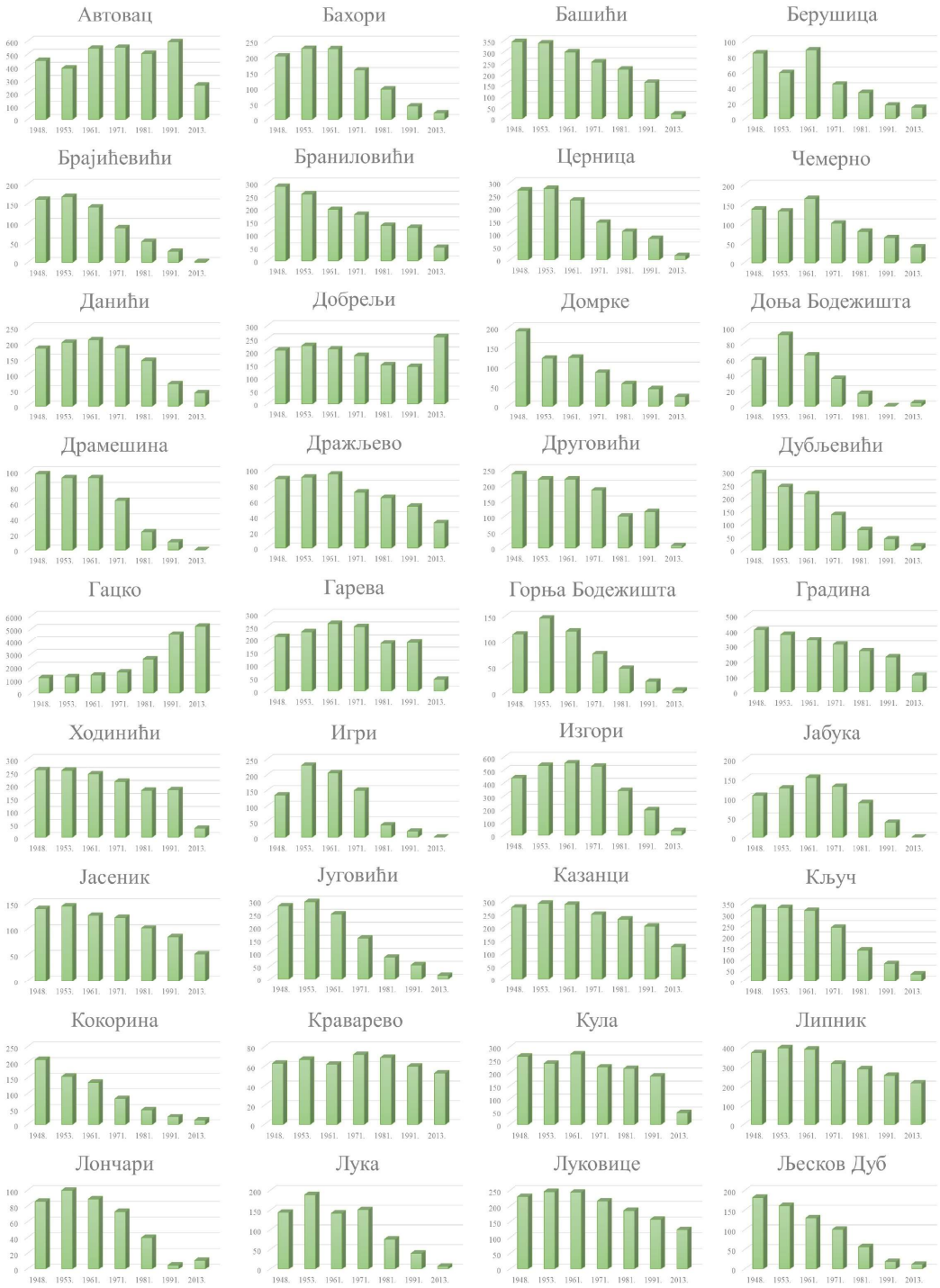


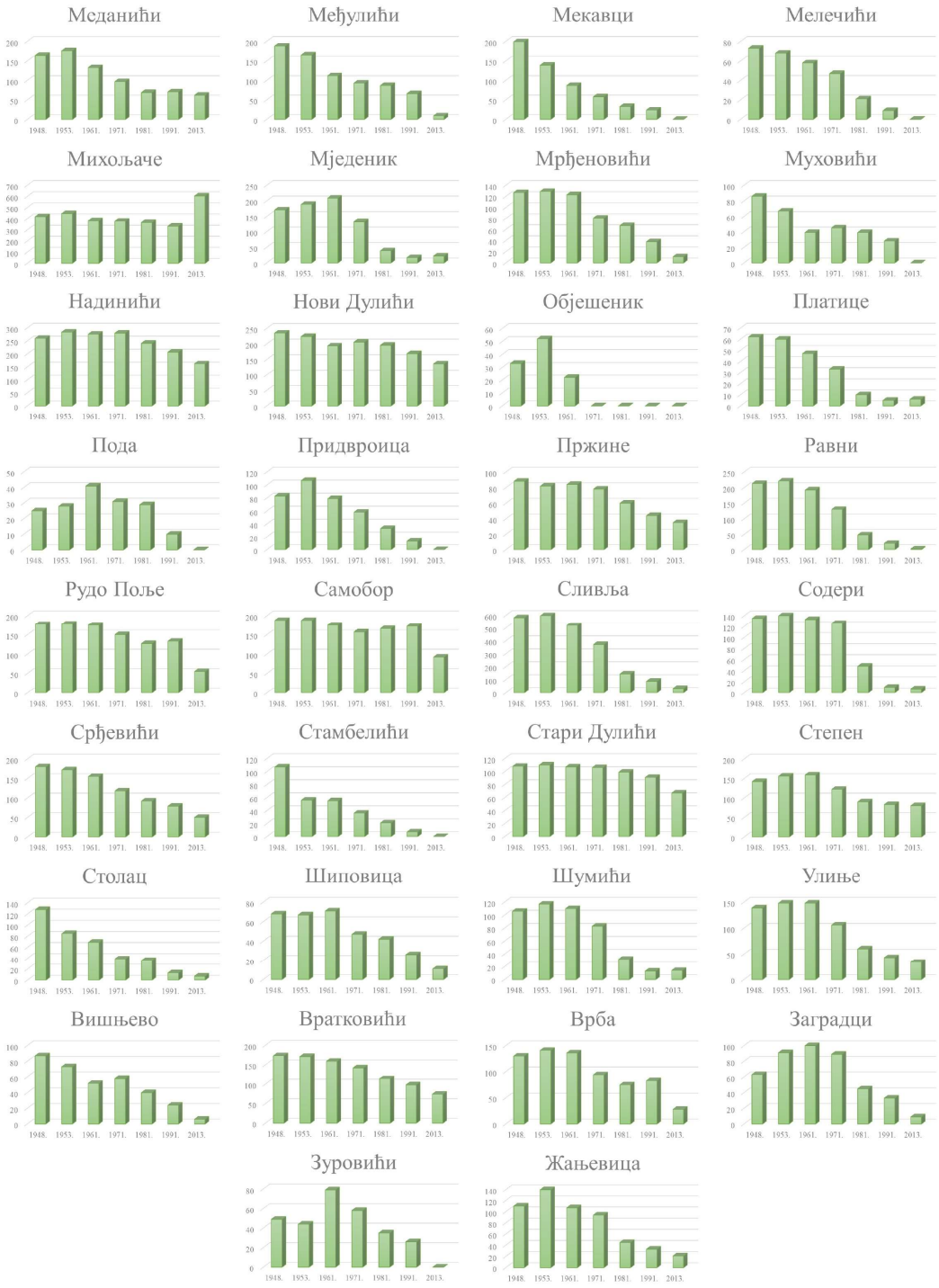
Графикон 6. Кретање броја становника у општинама Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в)

Кретање укупног броја становника у **општини Станари** током посматраног периода карактерише дугорочни опадајући тренд. Након Другог светског рата број становника је растао до 1981. године, када је забележена максимална вредност у читавом посматраном периоду (12 457 становника). У наредној фази долази до умереног смањења, док је најизраженији пад регистрован у периоду 1991–2013. године. Након 2013. године уочава се релативна стабилизација броја становника, уз благо смањење у завршном делу периода (Графикон 6в). Делимично ублажавање негативних демографских кретања може се довести у везу са променом административног статуса, односно издвајањем општине Станари из састава града Добоја 2014. године, као и са отварањем термоелектране 2016. године, што је условило позитивне вредности миграционог салда и утицало на успоравање депопулације.

Укупно посматрано, у све три општине присутан је сличан тренд кретања укупног броја становника, са најизраженијим падом броја становника у периоду 1991–2013. године и стагнацијом након 2013. године до данас.

Кретање броја становника на нивоу насеља **општине Гацко** указује на изражену просторну диференцијацију демографских кретања унутар насеобинске мреже. У већини насеља уочљив је опадајући тренд, који уз мање осцилације прати укупна кретања на нивоу општине, док насеље Гацко бележи континуиран раст током читавог анализираног периода (Графикон 7), што указује на процес демографске концентрације у општинском средишту. У послератном периоду значајан број насеља достигао је свој демографски максимум: 1948. године у 25 насеља (34,72%), 1953. године у 29 насеља (40,27%), а 1961. године у 15 насеља (20,83%).



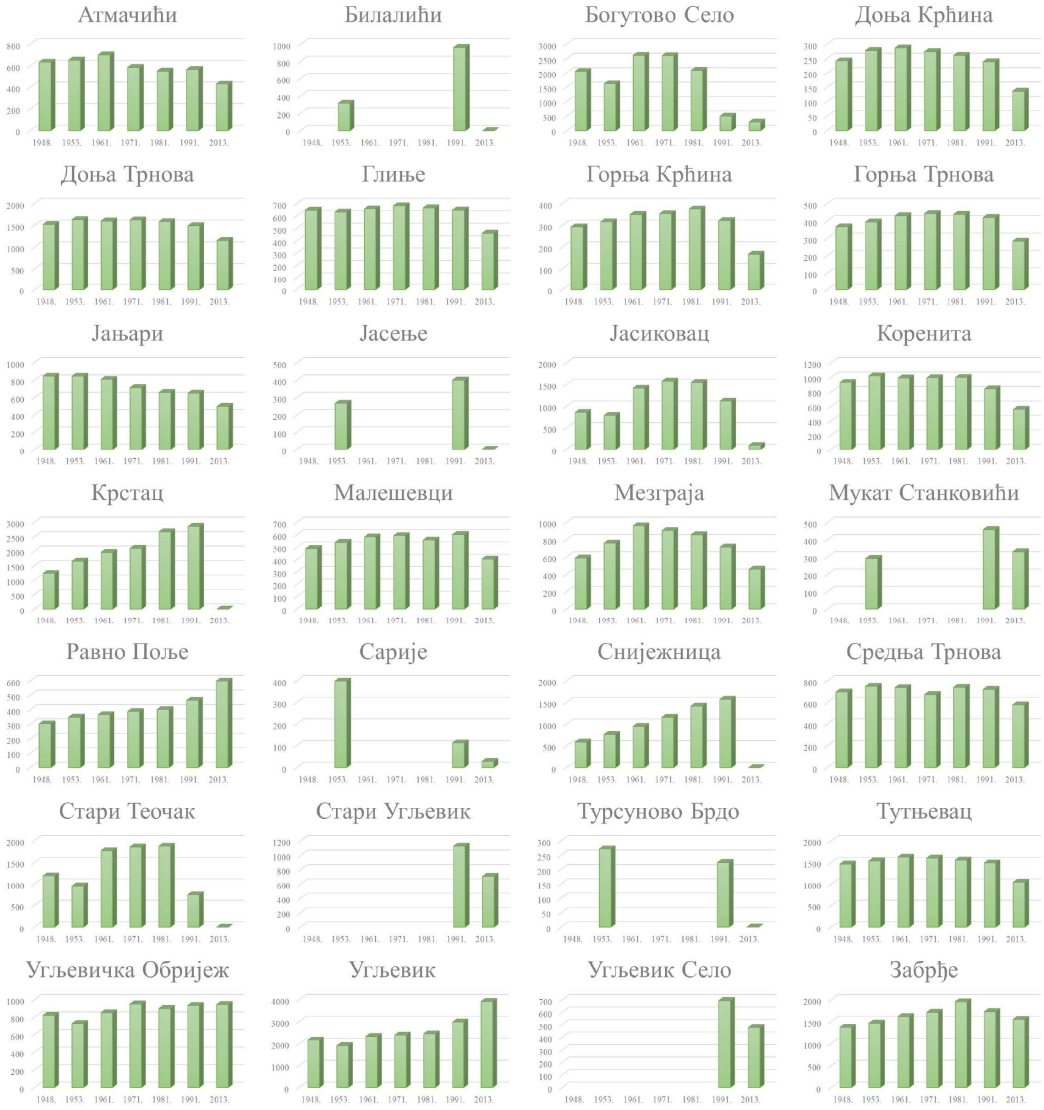


Графикон 7. Кретање броја становника у насељима општине Гацко (1948–2013)

Након тога број насеља са максималним вредностима се смањује, те је 1971. године максимум забележен само у једном насељу, док 1981. године ниједно насеље није достигло највећу вредност у оквиру анализираног периода. Године 1991. максимум је забележен искључиво у насељу Автовац. Највећи број становника током читавог периода концентрисан је у општинском средишту, док су се од сеоских насеља издвајали Автовац, Изгори, Сливља и Михољаче. С друге стране, најмање вредности бележене су у мањим и периферним насељима, а 1991. године по први пут се јавља насеље без становника, што представља показатељ интензивирања процеса демографског пражњења. На крају анализираног периода, то јесте у 2013. години, у скоро свим насељима забележен је минималан број становника у односу на

целокупан период. У насељима Добрељи, Михољаче и Гацко забележен је максималан број становника у односу на анализирани период. Поред општинског средишта, насеља Гацко (5 218), највећи број становника у мрежи насеља забележен је у насељима Михољаче (604) и Автовац (261). У насеобинској мрежи идентификовано је 10 насеља (14,08%) без становника: Драмешина, Игри, Јабука, Мекавци, Мелечићи, Муховићи, Пода, Придворица, Стамбелићи и Зуровићи. Дакле, у великом делу насеобинске мреже максималан број становника био је забележен у првим годинама анализираног периода. Мањи број насеља имао је забележен максимални број становника у некој од наредних година. На самом крају периода, долази до појаве потпуног пражњења појединих насеља у насеобинској мрежи, а већина насеља бележи најнижи број становника у односу на целокупан период. Такође, ову демографску динамику прати континуирана концентрација становништва у општинском центру, уз истовремено пражњење рубних насеља у насеобинској мрежи.

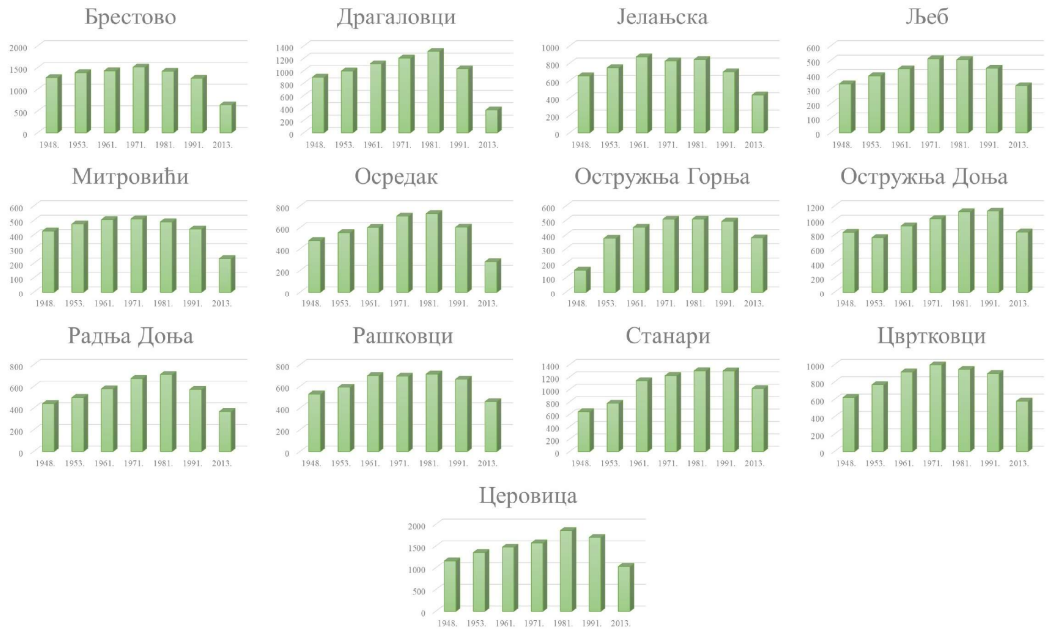
Кретање броја становника у насељима **општине Угљевик** указује на сложене демографске процесе у оквиру насеобинске мреже (Графикон 8). У већини насеља општине Угљевик до 1991. године присутан је тренд пораста броја становника, што указује на фазу демографске експанзије унутар насеобинске мреже.



Графикон 8. Кретање броја становника у насељима општине Угљевик (1948–2013)

Године 1948. максимум у оквиру читавог посматраног периода забележен је само у насељу Јањари. У раним послератним деценијама као демографски најјача насеља издвајају се Богутово Село, Доња Трнова и Крстац, уз општинско средиште Угљевик, док најмање вредности континуирано бележе мања периферна насеља, попут Доње Крћине и Јасења. Током 1953, 1961. и 1971. године између четири и шест насеља (19–24%) достиже свој демографски максимум, док се 1981. године тај број смањује на три насеља (14,28%), што указује на постепено успоравање раста. У овом периоду као водећа насеља смењују се Богутово Село и Крстац, док општинско средиште бележи стабилан пораст. Године 1991. максимум достиже осам насеља (28,57%), укључујући и новоформирана насеља Мукат Станковићи, Стари Угљевик и Угљевик Село. Поред Угљевика (2 981 становник), највећи број становника тада имају Крстац (2 861) и Забрђе (1 725), док најмању вредност бележи Сарије (114). Након 1991. године долази до изразитог демографског пада, те је 2013. године укупан број становника на нивоу општине мањи за око 10 000 у односу на 1991. годину. У већини насеља регистроване су минималне вредности у читавом посматраном периоду, а појављују се и насеља без становника (Билалићи, Јасење и Турсуново Брдо), што указује на процес пражњења делова насеобинске мреже. Истовремено, поједина насеља (Крстац, Снијежница и Стари Теочак) издвојена су из састава општине након рата и припојена општинама у Федерацији Босне и Херцеговине (Gelo et al., 1995), што је додатно утицало на демографску структуру мреже. У 2013. години максимум у односу на целокупни период бележе три насеља (12,00%), а поред Угљевика (3 922), демографски се издвајају Забрђе (1 551) и Доња Трнова (1 154), док најмањи број становника, изузимајући напуштена насеља, има Сарије (28).

Анализа промена броја становника на нивоу насеља у **општини Станари** указује на постојање сложених демографских процеса унутар насеобинске мреже (Графикон 9). У већини насеља забележен је тренд пораста броја становника до 1981. године. На почетку периода, током 1948. и 1953. године ниједно насеље није имало максималан број становника у односу на целокупни период, највећи број становника у мрежи насеља забележен је у насељима Брестово и Церовица, а најмањи број становника забележен је у насељу Остружња Горња. Током 1961. године само у насељу Јелањска забележен је максималан број становника у односу на целокупни период. Насеља са највећим бројем становника су поново Брестово и Церовица, а најмањи број становника забележен је у насељу Љеб. Током 1971. године у већем броју насеља је забележен највећи број становника у односу на целокупан период. Највећи број становника у насеобинској мрежи имала су поново насеља Брестово и Церовица, а најмањи број становника забележен је у насељу Митровићи. У 1981. години долази до демографског максимума у највећем делу насеобинске мреже. Код седам насеља (53,84 % насеља) забележен је максималан број становника у односу на целокупан анализирани период. Насеља са највећим бројем становника су и даље Брестово и Церовица. Током 1991. године долази до благог пада број становника у већем делу насеобинске мреже. Само код насеља Остружња Доња је забележен пораст броја становника и истовремено максималан број становника у односу на целокупни период (1 130 становника). Највећи број становника у насеобинској мрежи имала су насеља Станари (1 299) и Церовица (1 701). Најмањи број становника забележен је у насељу Митровићи (441). На крају анализираног периода, у 2013. години, тренд пада броја становнка присутан је у целокупној мрежи насеља. Ни у једном насељу није забележен демографски максимум у односу на цели анализирани период. Највећи број становника у насеобинској мрежи поново су имала насеља Станари (1 015) и Церовица (1 030), а најмањи број становника насеље Митровићи (233). С обзиром на то да подаци о броју становника на нивоу насеља нису доступни за период након последњег пописа, није могуће поуздано сагледати најновија демографска кретања унутар насеобинске мреже. Ипак, имајући у виду претходне трендове у општини Станари, може се указати на вероватну тенденцију концентрације становништва у општинском средишту, уз релативну стагнацију или даље смањење броја становника у осталим насељима.



Графикон 9. Кретање броја становника у насељима општине Станари (1948–2013)

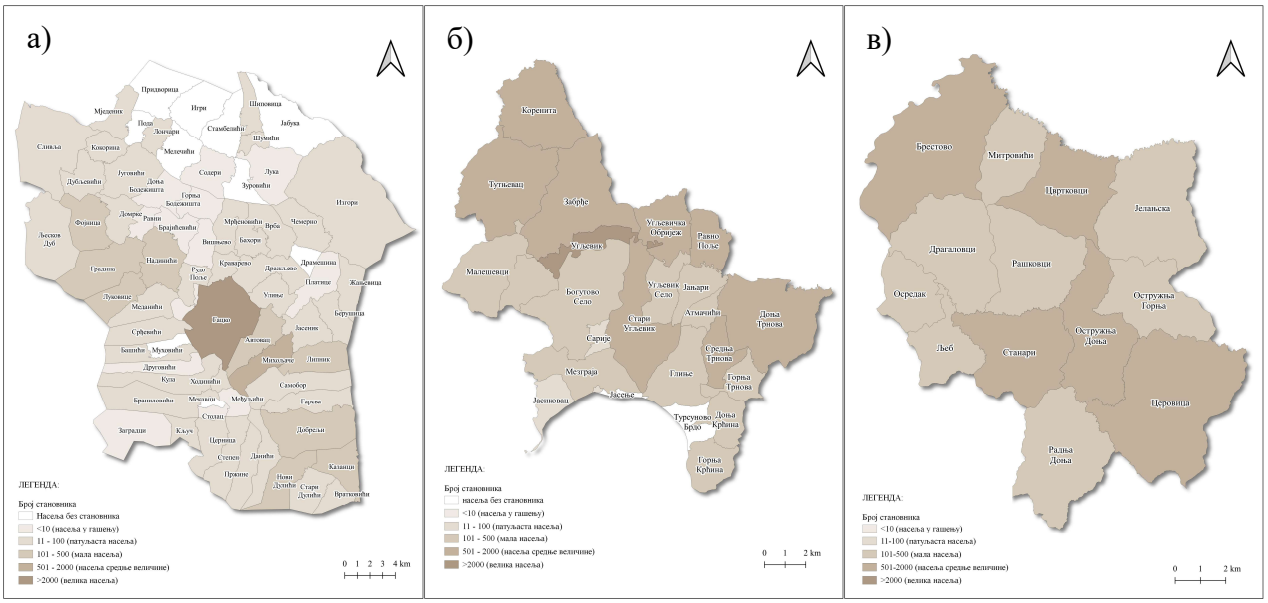
Упоредна анализа кретања броја становника на нивоу насеља показује да све три општине карактерише дугорочнан процес депопулације, али са различитим просторним обрасцима. Општина Гацко издваја се континуираним падом броја становника у већини насеља, уз изражену концентрацију становништва у општинском центру и појаву пражњења појединих рубних насеља. У општини Угљевик забележени су различити обрасци кретања броја становника на нивоу насеља, али са уочљивим је порастом укупног броја становника до 1991. године, након чега следи смањење броја становника у готово целокупној насеобинској мрежи, делом условљено ратним дешавањима и административно-територијалним променама. Насеобинску мрежу општине Станари карактерише демографски максимум остварен углавном око 1981. године, након чега следи смањење броја становника, при чему је у новијем периоду уочљива тенденција концентрације становништва у насељу Станари као новом административном и функционалном центру. У целини, посматране општине показују заједнички тренд смањења броја становника на нивоу насеља, уз све израженију поларизацију између централних и периферних насеља.

5.2.2. Демографска величина насеља и густина насељености

Насеобинска мрежа **општине Гацко** одликује се неравномерним просторним распоредом становништва. Изражена је висока концентрација становништва у општинском средишту – насељу Гацко, а истовремено је присутна ниска заступљеност становништва у рубним деловима насеобинске мреже. Посматрано кроз типологију насеља према демографској величини, такође се уочава диспропорција у дистрибуцији величинских категорија (Слика 23а). У мрежи насеља постоји само једно велико насеље – Гацко (5 218 становника) и једно насеље средње величине – Михољаче (604 становника). Нешто већи удео у насеобинској мрежи (12,67%) имају мала насеља. Више од половине насеља (50,70%) спада у патуљасти тип насеља. У насеобинској мрежи значајан удео заузимају насеља у гашењу (18,30%). Насеља без становника чине 14,08% насеобинске мреже, при чему се већина налази у северном делу, са изузетком насеља Муховићи и Мекавци која се налазе у непосредној близини централног насеља Гацко.

Просторни распоред становништвништва у насеобинској мрежи **општине Угљевик** такође је неравномеран. Изражена је концентрација становништва у општинском средишту –

насељу Угљевик и насељима у непосредној близини, а истовремено је присутна мања заступљеност становништва у рубним деловима насеобинске мреже. Изражен је поларитет између северног дела насеобинске мреже, са насељима која имају већи број становника, и јужног дела, са насељима која имају мањи број становника и насељима без становника. Посматрано кроз типологију насеља према демографској величини, уочава се диспропорција у дистрибуцији величинских категорија (Слика 23б). У мрежи насеља постоји само једно велико насеље – Угљевик (3 922 становника). Скоро трећину насеља у насеобинској мрежи (32,00%) чине насеља средње величине. Највећи удео у насеобинској мрежи (44,00%) чине мала насеља. Само два насеља су патуљастог типа. У насеобинској мрежи нису заступљена насеља у гашењу, али је присутан мањи удео насеља без становника (12,00%) и она се налазе у јужном делу општине, уз линију ентитетског разграничења. Након грађанског рата већи део атара ових насеља припао је општини Теочак у Федерацији Босне и Херцеговине, која се издвојила из општине Угљевик 1992. године, док су у оквиру данашње општине Угљевик преостали мањи, функционално слаби, делови насеља.



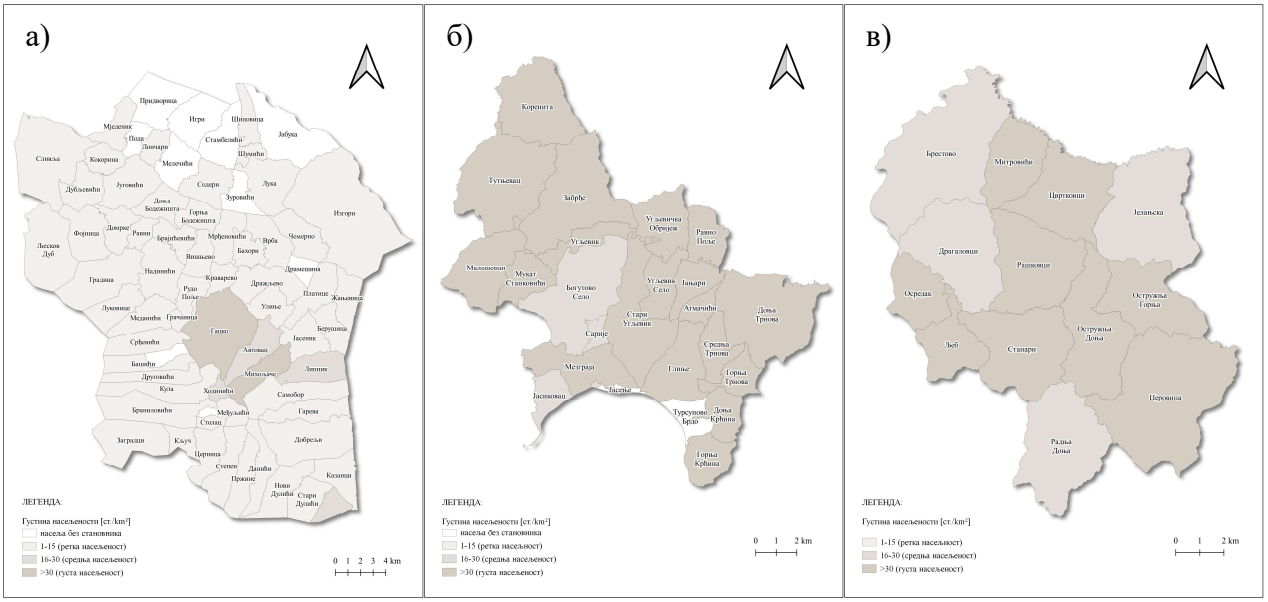
Слика 23. Демографска величина насеља општина Гацко (а),
Угљевик (б) и Станари (в) 2013. године

Становништво у насеобинској мрежи **општине Станари** има равномеран просторни распоред. Највећа концентрација је у насељу Церовица (1 030) и општинском средишту – насељу Станари (1 015), али и у насељима Оструњжа Доња, Цврtковци и Брестово. Посматрано кроз типологију насеља према демографској величини уочава се поларизација у две групе насеља (Слика 23в). У мрежи насеља не постоје велика насеља. Више од трећине насеља (38,46%) чине насеља средње величине. Највећи удео (61,53%) чине мала насеља. У насеобинској мрежи нису заступљена патуљаста насеља, насеља у гашењу нити насеља без становника.

Анализиране општине показују различит степен поларизације насеобинске мреже у погледу демографске величине насеља. Насеобинску мрежу општине Гацко одликује најизраженија концентрација становништва у центру и демографски најслабија периферија. Сличан, али мање изражен образац има општина Угљевик, са умереном поларизацијом услед доминације малих и насеља средње величине и мањег броја празних насеља на рубним деловима територије. Најравномернији распоред становништва и демографски најстабилнију насеобинску мрежу има општина Станари.

Када је реч о општој густини насељености **општине Гацко**, уочава се неравномеран просторни распоред (Слика 24а). Концентрација насеља са највећом густином насељености налази се у централном делу општине, у централном насељу Гацко и његовој непосредној близини. Густина насељености на нивоу целокупне насеобинске мреже је ниска и износи 11,96

становника по километру квадратном, то јесте, вредност густине насељености спада у тип ниске густине. Посматрано кроз типологију насеља према густини насељености (ретка 1–15 ст/km²; средња 16–30 ст/km²; густа > 30 ст/km²) јасно се уочава поларитет између насеља смештених у централном делу општине и преосталих насеља у насеобинској мрежи. Само два насеља имају густу насељеност (> 30 ст/km^2). То су насеља Гацко (196,92) и Михољаче (64,14). Насеља са средњом густином насељености заузимају мали удео у насеобинској мрежи (5,63%). Насеља са ретком густином насељености заузимају највећи део насеобинске мреже (77,46%). Ретка насељеност у насељима Срђевићи, Рудо Поље, Башићи, Друговићи, Грачаница и Кула, може се објаснити чињеницом да су у мањој или већој мери (насеље Грачаница 57,55%) обухваћена експлоатацијом угља. Преостала насеља су без становника.



Слика 24. Општа густина насељености насеља на територији општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) 2013. године

У насеобинској мрежи **општине Угљевик** уочава се условно равномеран просторни распоред опште густине насељености (Слика 24б), са највећом концентрацијом у централном делу, односно у општинском средишту Угљевик (1 001,06 ст/км²). Просечна густина насељености на нивоу целокупне мреже износи 88,71 ст/км², што одговара типу густе насељености. Већину чине насеља са густом насељеношћу (76,00%), док насеља са средњом густином заузимају знатно мањи удео (12,00%). Насеља са ретком насељеношћу нису присутна, а преостала насеља су без становника.

Просторни распоред опште густине насељености у насеобинској мрежи **општине Станари** је равномеран (Слика 24в). Највећа густина насељености је у централном делу насеобинске мреже, то јесте, у централном насељу Станари (82,69 ст/km^2). Густина насељености на нивоу целокупне насеобинске мреже је 43,23 ст/km^2, то јесте, вредност густине насељености спада у тип густе насељености. Посматрано кроз типологију насеља према густини насељености просторна дистрибуција је равномерна. Већину насеља (69,23%) карактерише густа насељеност. Насеља са средњом густином насељености заузимају преостали удео у насеобинској мрежи (30,76%). Насеља са ретком густином насељености нису заступљена у насеобинској мрежи.

Упоредно посматрано, уочавају се јасне разлике у обрасцима просторне концентрације густине насељености анализираних општина. Насеобинску мрежу општине Гацко одликују изразито ниска просечна густина насељености и наглашен поларитет између централног насеља и демографски разређене периферије, што указује на изражене процесе депопулације. Насеобинска мрежа општине Угљевик има знатно вишу просечну густину насељености и уједначенију просторну дистрибуцију, уз доминацију густо насељених насеља. Највећи степен

просторне равнотеже има насеобинска мрежа општине Станари, са умерено високом просечном густином насељености и равномернијом заступљеношћу насеља густе и средње насељености, без појаве ретко насељених насеља. С обзиром на то да се подаци о броју становника и густини насељености односе на 2013. годину (годину последњег пописа становништва), може се претпоставити да је у међувремену дошло до промена у просторном распореду становништва и густине насељености, услед општих демографских трендова, али и активне површинске експлоатације у појединим деловима насеобинских мрежа у анализираним општинама.

5.2.3. Структуре становништва

У овом потпоглављу представљени су резултати анализе структура становништва у насеобинској мрежи општина **Гацко, Угљевик и Станари**. Анализиране су полно-старосна, образовна и економска структура становништва према подацима пописа становништва из 2013. године. У оквиру економске структуре становништва анализиране су дневне миграције, а на основу података добијених анктеним истраживањем.

5.2.3.1. Полно-старосна структура становништва

Полна структура у целокупној насеобинској мрежи **општине Гацко** је уравнотежена, то јесте број мушкараца (4 423) и жена (4 287) је приближно једнак. Дистрибуција старосних кохорти концентрисана је у старосним групама 50–54 (760 становника), 55–59 (697 становника) и 45–49 (684 становника). У старосној структури најмањи удео има кохорта 85 и више година старости (140). И мушкарци и жене најзаступљенији су у старосним кохортама 50–54 (393 мушкараца и 367 жена), 55–59 (367 мушкараца и 330 жена) и 45–49 (354 мушкараца и 330 жена). Такође, оба пола бележе најмањи удео у старосној кохорти 85 и више година (47 мушкараца и 93 жене). Удео младог становништва (0–15 година старости) у укупном становништву општине износи 15,76%, а удео старог становништва (65 и више година старости) 16,46%. Просечна старост становништва у целокупној насеобинској мрежи 2013. године износила је 41,16 година, а процењена вредност просечне старости становништва из 2023. године 43,35 година, што указује на постепено старење становништва. Просечна старост становништва је нешто нижа у односу на републички просек (43,90 године). Анализа полно-старосне структуре на нивоу насеља указује на неуједначену дистрибуцију становништва према полним и старосним кохортама (Графикон 10).

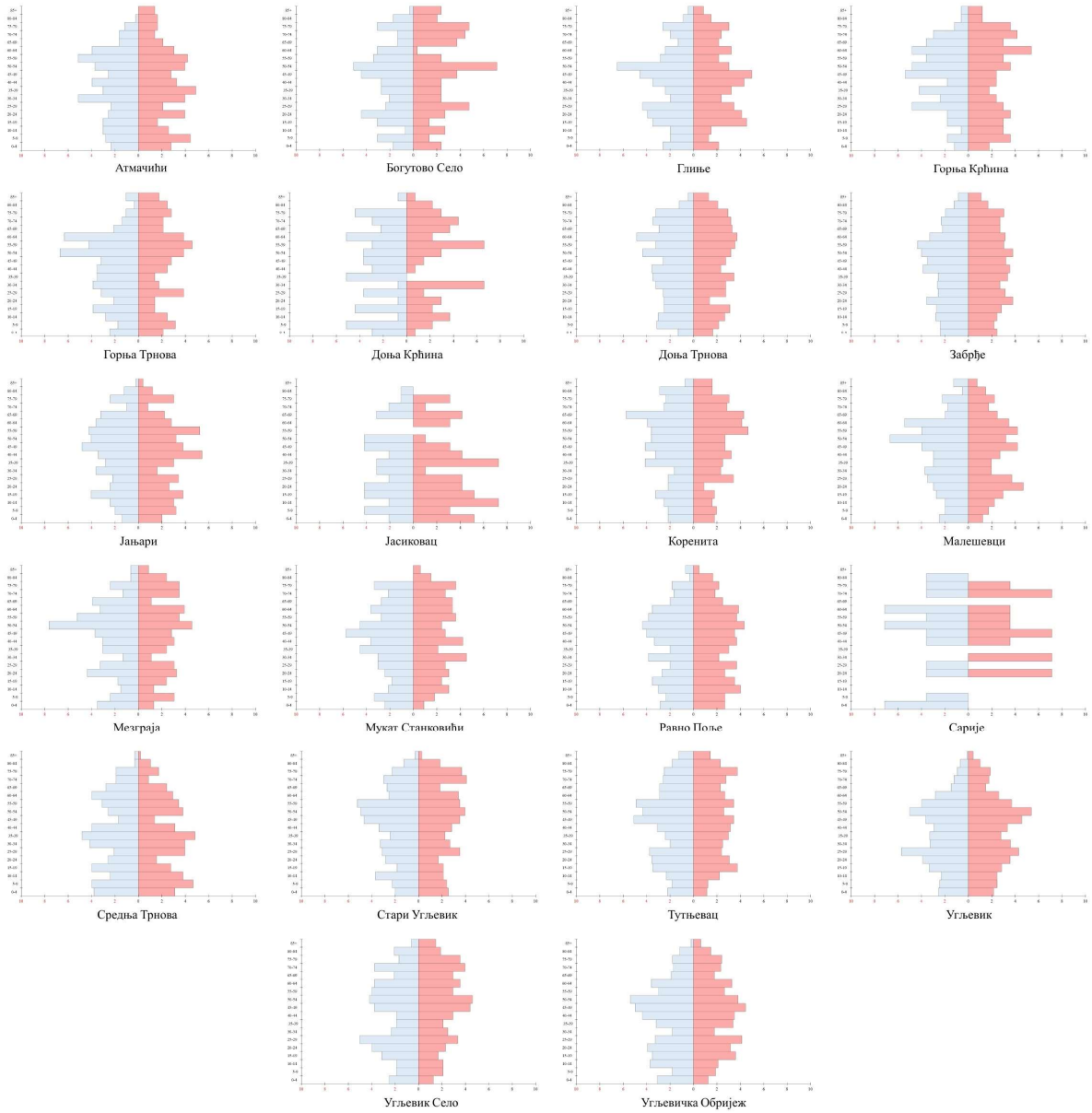
Насеља у којима су заступљене све полне и старосне кохорте су Гацко, Автовац, Добрељи, Михољаче и Нови Дулићи. У преосталим насељима, која чине 91,80% насеобинске мреже, демографска структура је нестабилна. Удео младог становништва највећи је у насељима Гацко (9,85%) и Михољаче (1,42%), док у свим осталим насељима не прелази 1%. На нивоу целе општине, највећи број младих концентрисан је у Гацку (62,49%) и Михољачама (9,03%). У 31 насељу (50,81% мреже) удео младих не прелази 1%, а у 18 насеља (29,50% мреже) присуство младог становништва није забележено. Највећи проценат младих у својој старосној структури има Краварево (28,30%). Што се тиче старог становништва, највећи удео у односу на укупан број становника општине има Гацко (7,32%), док у осталим насељима не прелази 1%. На нивоу целокупне општине, највећи број старих концентрисан је у Гацку (44,49%), а мање уделе имају Михољаче (5,86%), Добрељи (4,18%), Липник (3,56%), Надинићи (2,65%), Нови Дулићи (2,37%), Фојница (2,30%), Казанци (2,23%) и Градина (2,09%). Најстарија насеља по структури становништва су Брајићевићи и Равни, са 100% старог становништва. Однос младог и старог становништва, посматран по насељима, позитиван је у Гацку (16,44% наспрам 12,23%), Михољачама (20,53% наспрам 13,91%), Меданићима (19,35% наспрам 16,30%), Љесковом Дубу (25,00% наспрам 16,67%), Краваревеу (28,30% наспрам 24,53%), Жањевици (23,81% наспрам 19,05%) и Шиповици (18,18% наспрам 0,00%). У Мједенику и Врби однос је изједначен. У

преосталим насељима, која чине 85,24% насеобинске мреже, однос младих и старих је негативан, што указује на процес старења становништва.

Графикон 10. Полно-старосне пирамиде насеља општине Гацко (2013. година)

У целокупној мрежи насеља **општине Угљевик** полна структура је уравнотежена, то јесте, број мушкараца (7 626) и жена (7 492) је приближно једнак. Дистрибуција старосних кохорти концентрисана је у старосним групама 50–54 (1 332 становника), 45–49 (1 136

становника) и 55–59 (1 129 становника). У старосној структури најмањи удео има кохорта 85 и више година старости (196). И мушкарци и жене су најзаступљенији у старосним кохортама 50–54 (716 мушкараца и 616 жена), 45–49 (584 мушкарца и 552 жене) и 55–59 (594 мушкарца и 535 жена). Такође, оба пола бележе најмањи удео у старосној кохорти 85 и више година (69 мушкараца и 127 жена). Удео младог становништва (0–15 година старости) у укупном становништву општине износи 14,25%, а удео старог становништва (65 и више година старости) 17,50%. Просечна старост становништва у целокупној насеобинској мрежи 2013. године износи 41,74 година, а процењена вредност просечне старости становништва из 2023. године 43,88 година, што указује на постепено старење становништва. Просечна старост становништва је нешто нижа у односу на републички просек (43,90 године).

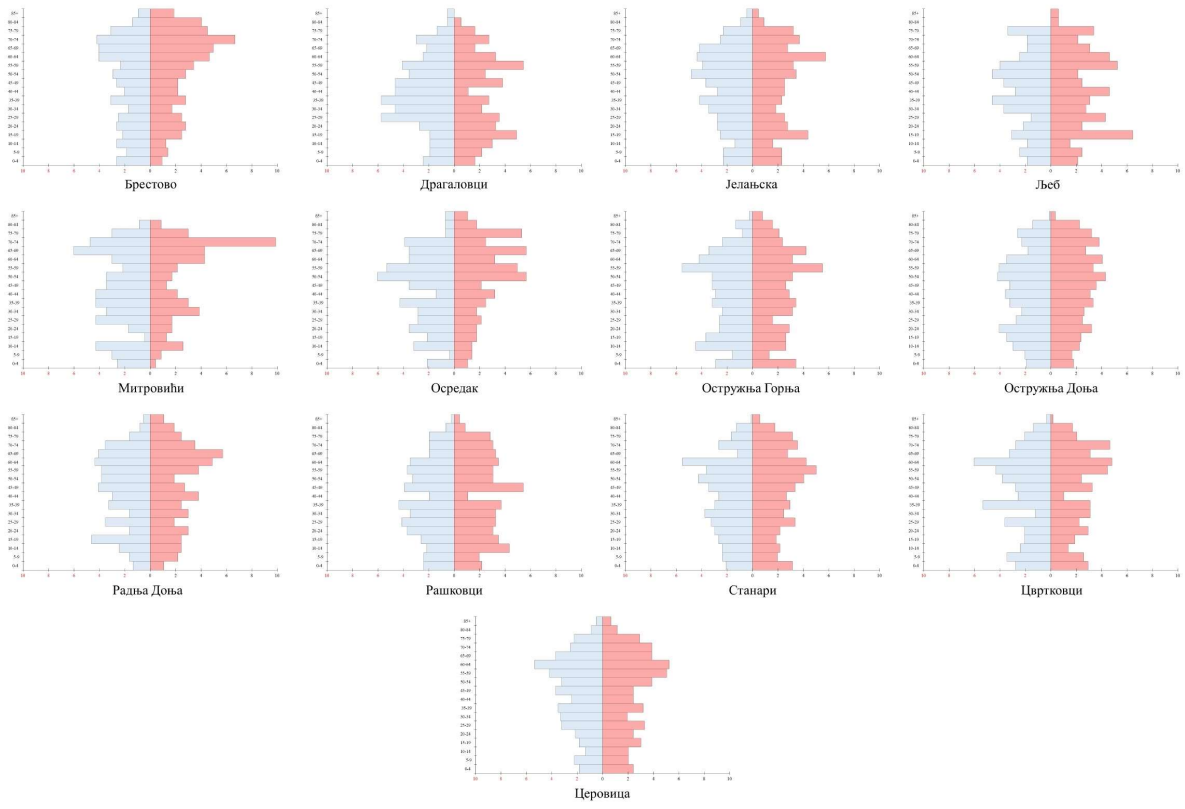


Графикон 11. Полно-старосне пирамиде насеља општине Угљевик (2013. година)

Анализа полно-старосне структуре на нивоу насеља указује на неуједначену дистрибуцију становништва према полним и старосним кохортама (Графикон 11). Насеља у којима нису заступљене све полне и старосне кохорте су Доња Крћина, Јасиковац и Сарије,

док преостала насеља показују нестабилну демографску структуру. Удео младог становништва у односу на укупан број становника највећи је у насељима Угљевик (3,73%), Забрђе (1,50%) и Доња Трнова (1,06%), док у осталим насељима не прелази 1%. На нивоу општине највећи број младих концентрисан је у Угљевику (26,18%) и Забрђу (10,54%), а преостала насеља имају мање уделе, од 7,47% у Доњој Трнови до 0,14% у Саријама. Највећи проценат младог становништва у својој старосној структури забележен је у Јасиковцу (23,96%). Што се тиче старог становништва, највећи удео у односу на укупан број становника општине има Угљевик (2,85%). На нивоу целокупне општине највећи број старих концентрисан је у насељима Угљевик (16,29%), Забрђе (11,56%) и Доња Трнова (10,51%), док у преосталим насељима удео старих не прелази 10%. Највећи проценат старог становништва у својој старосној структури има Коренита (27,65%). Однос младог и старог становништва по насељима позитиван је у Атмачићима (17,95% наспрам 12,82%), Јасиковцу (23,96% наспрам 15,63%), Равном Пољу (17,56% наспрам 15,22%), Средњој Трнови (21,76% наспрам 13,47%) и Угљевику (14,38% наспрам 10,99%). У преосталим насељима, која чине 77,27% насеобинске мреже, однос младих и старих је негативан, што указује на процес старења становништва.

У целокупној мрежи насеља **општине Станари** број мушкараца (3 448) и жена (3 510) је приближно једнак. Дистрибуција старосних кохорти концентрисана је у старосним групама 60–64 (608 становника), 55–59 (569 становника) и 50–54 (500 становника). У старосној структури најмањи број има кохорта 85 и више година старости (70 становника). И мушкарци и жене су најзаступљенији у старосним кохортама 60–64 (302 мушкараца и 306 жена) и 55–59 (271 мушкараца и 298 жена). Следећа најбројнија старосна кохорта за мушкарце је 50–54 (267), а за жене старосна кохорта 70–74 (277). Такође, оба пола бележе најмањи удео у старосној кохорти 85 и више година (25 мушкараца и 45 жена). Удео младог становништва (0–15 година старости) у укупном становништву општине износи 13,01%, а удео старог становништва (65 и више година старости) 22,16%. Процењена вредност просечне старости становништва у целокупној насеобинској мрежи из 2023. године износи 44,99 година, што указује да је становништво старије у односу на републички просек (43,90 године).



Графикон 12. Полно-старосне пирамиде насеља општине Станари (2013. година)

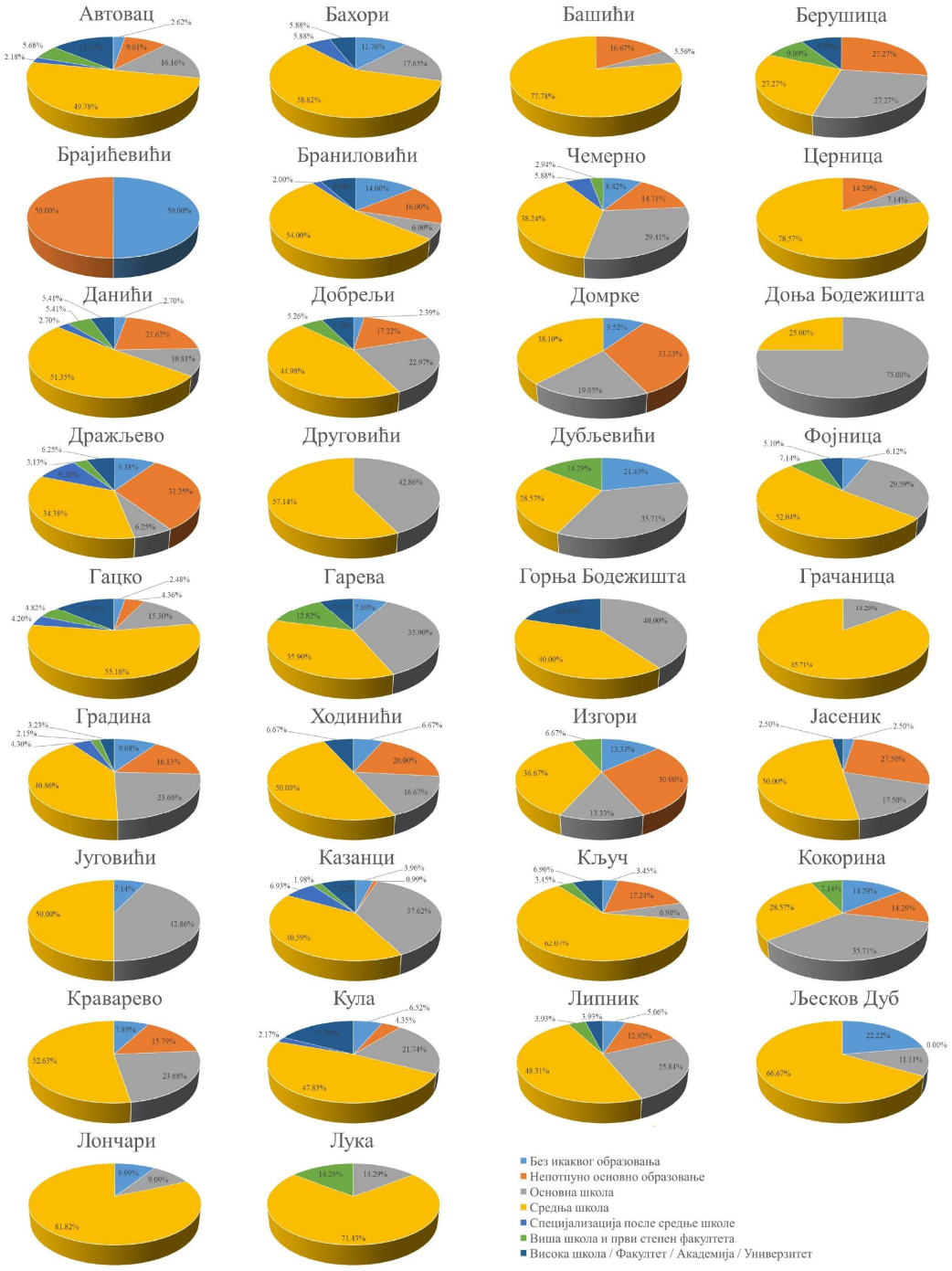
Анализа полно-старосне структуре на нивоу насеља указује на неуједначену дистрибуцију становништва према полним и старосним кохортама (Графикон 12). У свим насељима присутне су све кохорте, али са различитим уделима, што указује на нестабилну полно-старосну структуру целокупне насеобинске мреже. Удео младог становништва највећи је у насељима Станари (2,06%), Церовица (1,77%), Остружња Доња (1,52%), Цвртковци (1,29%) и Рашковци (1,02%), док у осталим насељима не прелази 1%. На нивоу целе општине највећи број младих концентрисан је у Станарима (15,80%), Церовици (13,59%) и Остружњи Доњој (11,71%), док преостала насеља имају мањи удео (<10%) у укупном броју младих. Највећи проценат младог становништва у својој старосној структури забележен је у Остружњи Горњој (16,32%). Што се тиче старог становништва, највећи удео у односу на укупан број становника имају Брестово и Церовица (3,31%). На нивоу општине највећи број старих концентрисан је у Брестову и Церовици (14,92%), док Станари и Остружња Доња имају мање уделе (12,32% и 11,22%), а преостала насеља мање од 10%. Највећи проценат старих у својој старосној структури забележен је у Брестову (35,71%). Однос младог и старог становништва, посматран на нивоу насеља, негативан је у свим насељима, што указује на то да је целокупна насеобинска мрежа у фази старења.

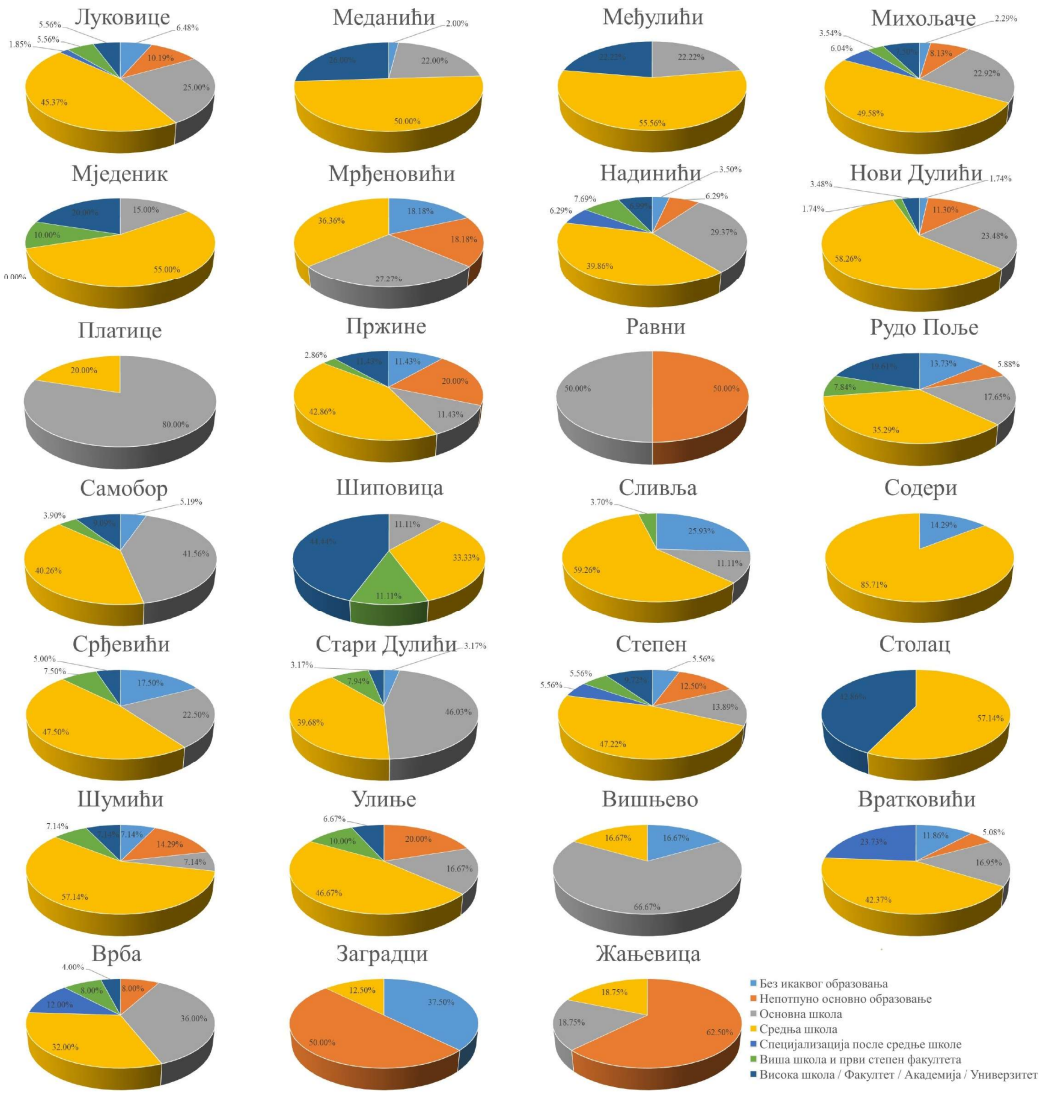
Укупно посматрано, у све три општине полна структура је уравнотежена, али је изражено старење становништва. У насеобинским мрежама општина Гацко и Угљевик већина насеља има неповољан однос младих и старих кохорти, док је у Станарима тај однос негативан у свим насељима. Имајући у виду да се анализирани подаци односе на 2013. годину, може се претпоставити да је полно-старосна структура у насеобинској мрежи до данас претрпела даље промене у правцу интензивирања процеса старења становништва.

5.2.3.2. Образовна структура становништва

У образовној структури становништва **општине Гацко** више од половине становништва има завршену средњу школу (51,81%). Мање уделе у образовној структури чини становништво са завршеном основном школом (18,48%) и становништво са високом стручном спремом – завршеном виском школом, академијом или факултетом (11,07%). Најмање уделе у образовној структури имају групе становништва са непотпуним основним образовањем (6,76%), вишом школом (4,57%), специјализацијом након средње школе (3,67%) и без икаквог образовања (3,65%).

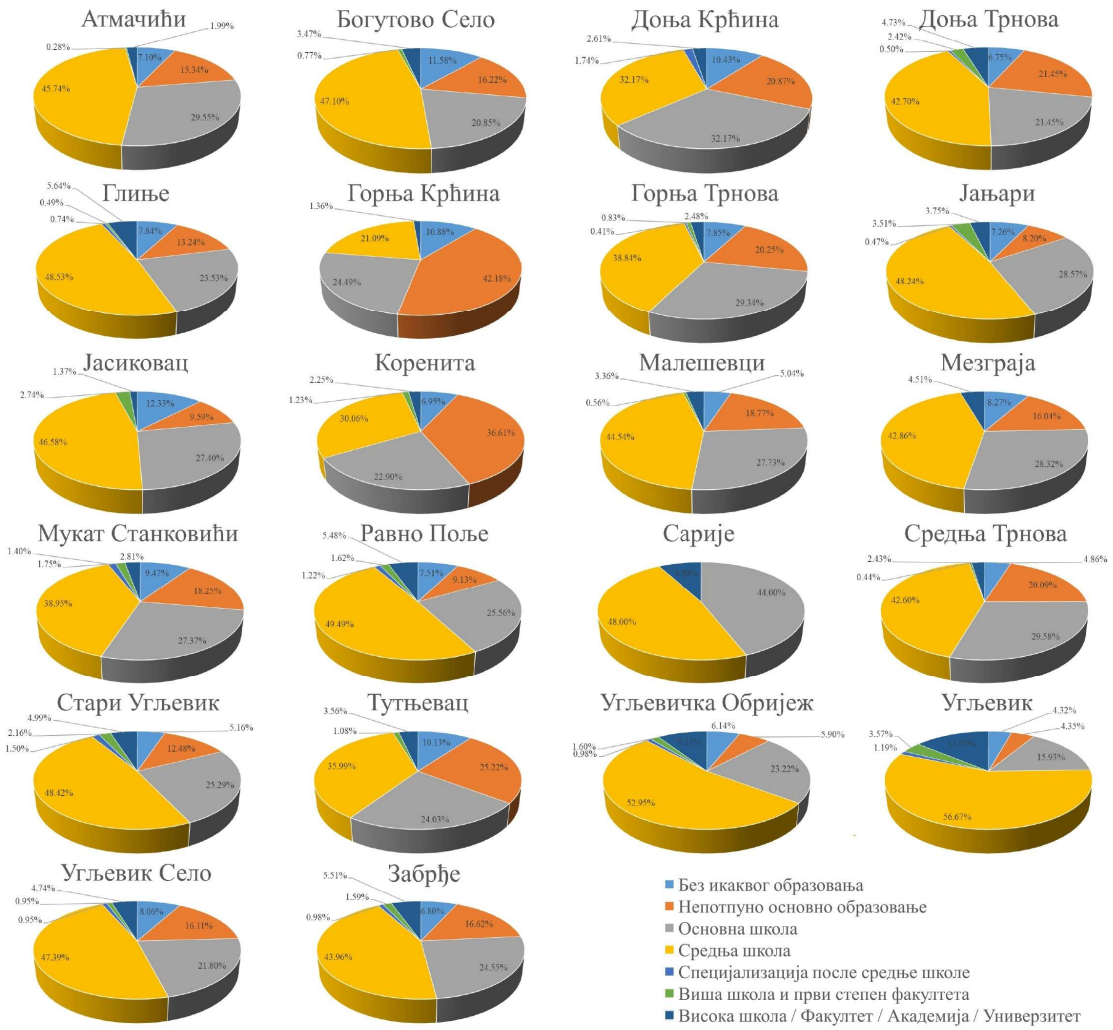
Анализа образовне структуре на нивоу насеља указује на неуједначене односе група становништва са различитим степеном образовања (Графикон 13). У образовној структури на нивоу појединичних насеља, највећи удео становништва без икаквог образовања има насеље Брајићевићи где ова група чини половину укупног становништва. Насеља у којима је највећи удео становништва са непотпуним основним образовањем су: Жањевица (62,50%), Заградци, Равни и Брајићевићи, у којима ова група становништва чини 50%. Насеља у којима највећи удео у образовној структури чини становништво са завршеном основном школом су: Платице (80,00%), Доња Бодежишта (75,00%), Вишњево (66,67%), Стари Дулићи (46,03%), Самобор (41,56%), Дубљевићи (35,71%), Кокорина (35,71%) и Врба (36,00%). У 45 насеља, то јесте, у 73,77% насеобинске мреже, највећи удео у образовној структури чини становништво са завршеном средњом школом. Ни у једном насељу није доминантна група становништва са завршеном специјализацијом после средње школе или вишом школом и првим степеном факултета. Једино насеље у чијој образовној структури највећи удео има становништво са завршеном високом школом, академијом или факултетом је Шиповица (44,44%).


Автовац
Бахори
Башићи
Берушица
Брајићевићи
Браниловићи
Чемерно
Церница
Данићи
Добрељи
Домрке
Доња Бодежишта
Дражљево
Друговићи
Дубљевићи
Фојница
Гацко
Гарева
Горња Бодежишта
Грачаница
Градина
Ходинићи
Изгори
Јасеник
Југовићи
Казанци
Кључ
Кокорина
Краварево
Кула
Липник
Љесков Дуб
Лончари
Лука
Без икаквог образовања
Непотпуно основно образовање
Основна школа
Средња школа
Специјализација после средње школе
Виша школа и први степен факултета
Висока школа / Факултет / Академија / Универзитет



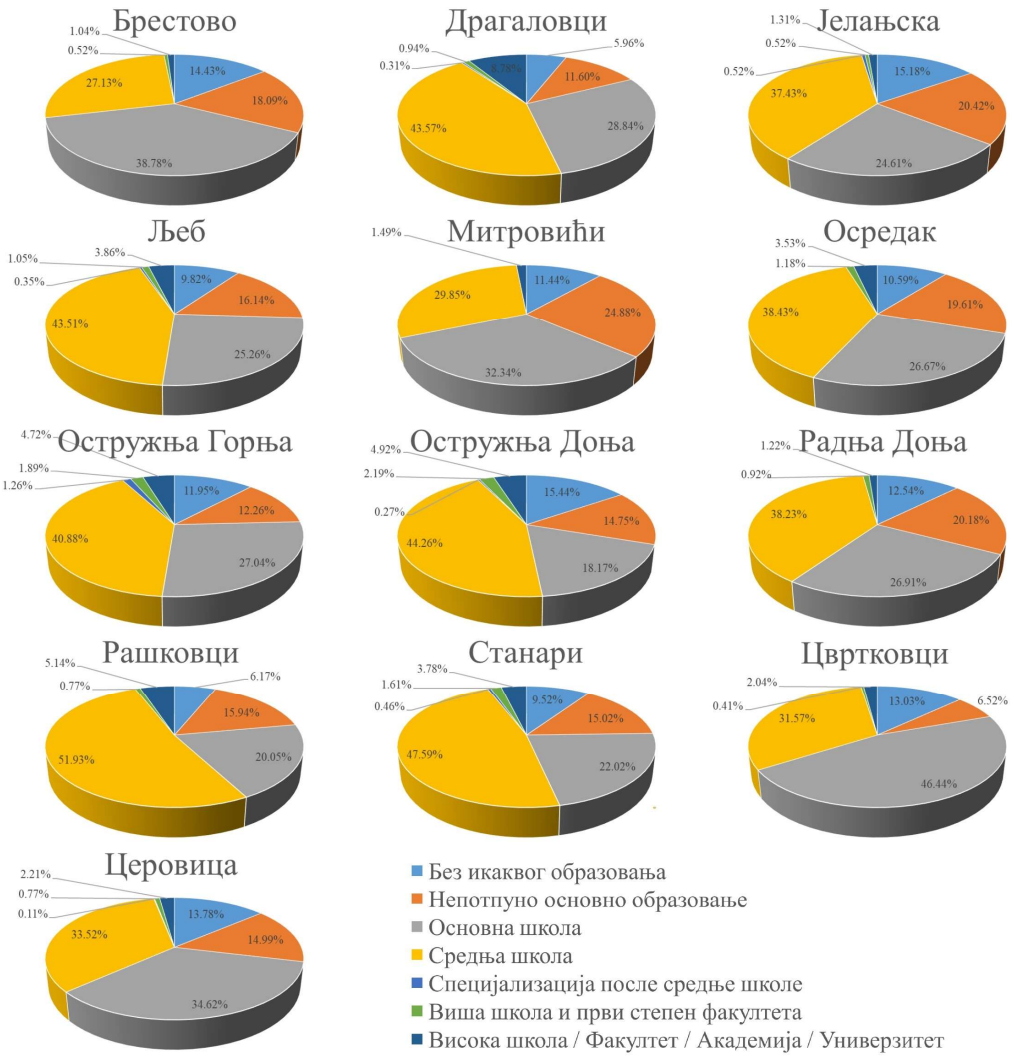
Графикон 13. Образовна структура становништва насеља општине Гацко (2013. година)

У образовној структури становништва **општине Угљевик**, највећи удео становништва има завршену средњу школу (46,94%). Мање уделе у образовној структури чини становништво са завршеном основном школом (22,69%) и становништво са непотпуним основним образовањем (14,11%). Најмање уделе у образовној структури имају групе становништва са завршеном високом школом, академијом или факултетом (6,97%), становништво без икаквог образовања (6,60%), становништво са завршеном вишом школом и првим степеном факултета (1,94%) и са завршеном специјализацијом после средње школе (0,75%). Анализа образовне структуре на нивоу насеља указује на неуједначене односе група становништва са различитим степеном образовања (Графикон 14). У образовној структури на нивоу појединачних насеља нису заступљена насеља у којима је доминантно становништво без икаквог образовања. Насеља у којима највећи удео у образовној структури чини становништво са непотпуним основним образовањем су: Горња Крћина (42,18%) и Коренита (36,61%). У насеобинској мрежи нису заступљена насеља у којима је доминатна група становништва са завршеном основном школом. У 19 насеља, то јесте, у 86,36% насеобинске мреже, највећи удео у образовној структури чини становништво са завршеном средњом школом. Ни у једном насељу није доминантна група становништва са завршеном специјализацијом после средње школе, вишом школом и првим степеном факултета, нити са завршеном високом школом, академијом или факултетом.



Графикон 14. Образовна структура становништва насеља општине Угљевик (2013. година)

У образовној структури становништва **општине Станари**, највећи удео становништва има завршену средњу школу (39,24%). Мање уделе у образовној структури чини становништво са завршеном основном школом (28,63%) и становништво са непотпуним основним образовањем (15,51%). Најмање уделе у образовној структури имају групе становништва без икаквог образовања (11,99%), са завршеном високом школом, академијом или факултетом (3,30%), са завршеном вишом школом и првим степеном факултета (1,07%) и са завршеном специјализацијом после средње школе (0,25%). Анализа образовне структуре на нивоу насеља указује на неуједначене односе група становништва са различитим степеном образовања (Графикон 15). У образовној структури на нивоу појединачних насеља нису заступљена насеља у којима је доминантно становништво без икаквог образовања или становништво са непотпуним основним образовањем. Насеља у којима највећи удео у образовној структури чини становништво са завршеном основном школом су: Цвртковци (46,44%), Брестово (38,78%) и Церовица (34,62%). У девет насеља, то јесте, у 69,23% насеобинске мреже, највећи удео у образовној структури чини становништво са завршеном средњом школом. Ни у једном насељу није доминантна група становништва са завршеном специјализацијом после средње школе, вишом школом и првим степеном факултета, нити са завршеном високом школом, академијом или факултетом.



Графикон 15. Образовна структура становништва насеља општине Станари (2013. година)

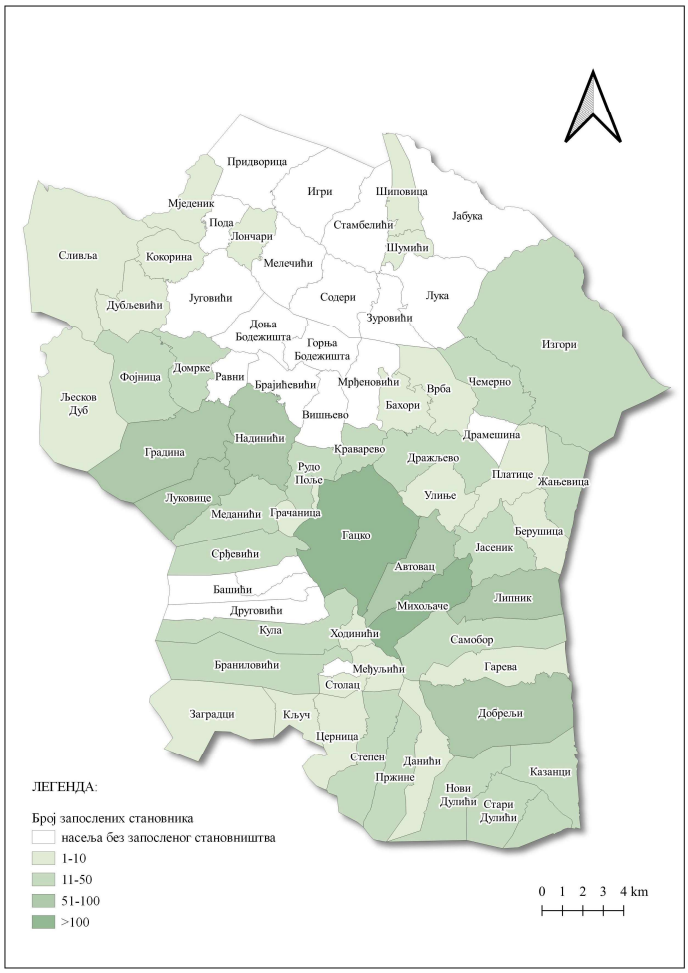
У образовној структури становништва на територији све три општине доминира становништво са завршеном средњом школом, док су удели високообразованог становништва релативно ниски и просторно ограничени на мањи број насеља. Треба имати у виду да велики процентуални удели у појединим насељима могу бити последица малог укупног броја становника. Насеобинску мрежу општине Гацко каратерише изражена поларизација између насеља са вишим и нижим образовним нивоима. У насеобинској мрежи општине Угљевик дистрибуција становништва са средњим нивоом образовања је уједначенија, али без насеља у којима је високообразовано становништво доминантно. Насеобинска мрежа општине Станари има најнижи удео високообразованог становништва уз већу заступљеност становништва са основним и непотпуним образовањем.

5.2.3.3. Економска структура становништва

Према подацима из пописа 2013. године, на простору **општине Гацко** структуру укупне радне снаге чини 80,30% запосленог и 19,70% незапосленог становништва. Посматрано на нивоу насеља, у 16 насеља у укупној радној снази је 100% запосленог становништва, а у преосталих 45 насеља удео запосленог становништва креће се од 58,82% до 96,67%. Однос запосленог и незапосленог становништва је негативан (то јесте удео запослених

је мањи од удела незапослених) у насељима: Башићи (11,11% запослених наспрам 88,89% незапослених), Југовићи (11,11% запослених наспрам 88,89% незапослених), Мједеник (37,50% запослених наспрам 62,50% незапослених) и Сливља (40,00% запослених наспрам 60,00% незапослених). У насеобинској мрежи заступљена су и насеља без радне снаге (Другoвићи, Лука, Равни и Содери).

Запослено становништво у насеобинској мрежи има неравномеран просторни распоред. Изражена је висока концентрација запосленог становништва у општинском средишту – насељу Гацко, а истовремено је присутна ниска заступљеност запосленог становништва у рубним деловима насеобинске мреже (Слика 25). Посматрано на нивоу целокупне насеобинске мреже у 14 насеља није забележено запослено становништво, то јесте 10 насеља је без становника, а у четири насеља нема становништва које представља радну снагу, што имплицира да у 19,71% насеобинске мреже нема запосленог становништва. Насеља без запосленог становништва смештена су већином у северном делу насеобинске мреже. Насеља која имају до десет запослених смештена су на југу насеобинске мреже, те на северу, где се граниче са насељима без запосленог становништва. Од 11 до 50 запослених становника забележено је у 20 насеља, то јесте у 28,16% насеобинске мреже. Ова насеља смештена су равномерно на западу, југу и истоку насеобинске мреже. Нешто већи број запослених становника (од 51 до 100) забележен је у шест насеља која су концентрисана углавном у централном делу општине.

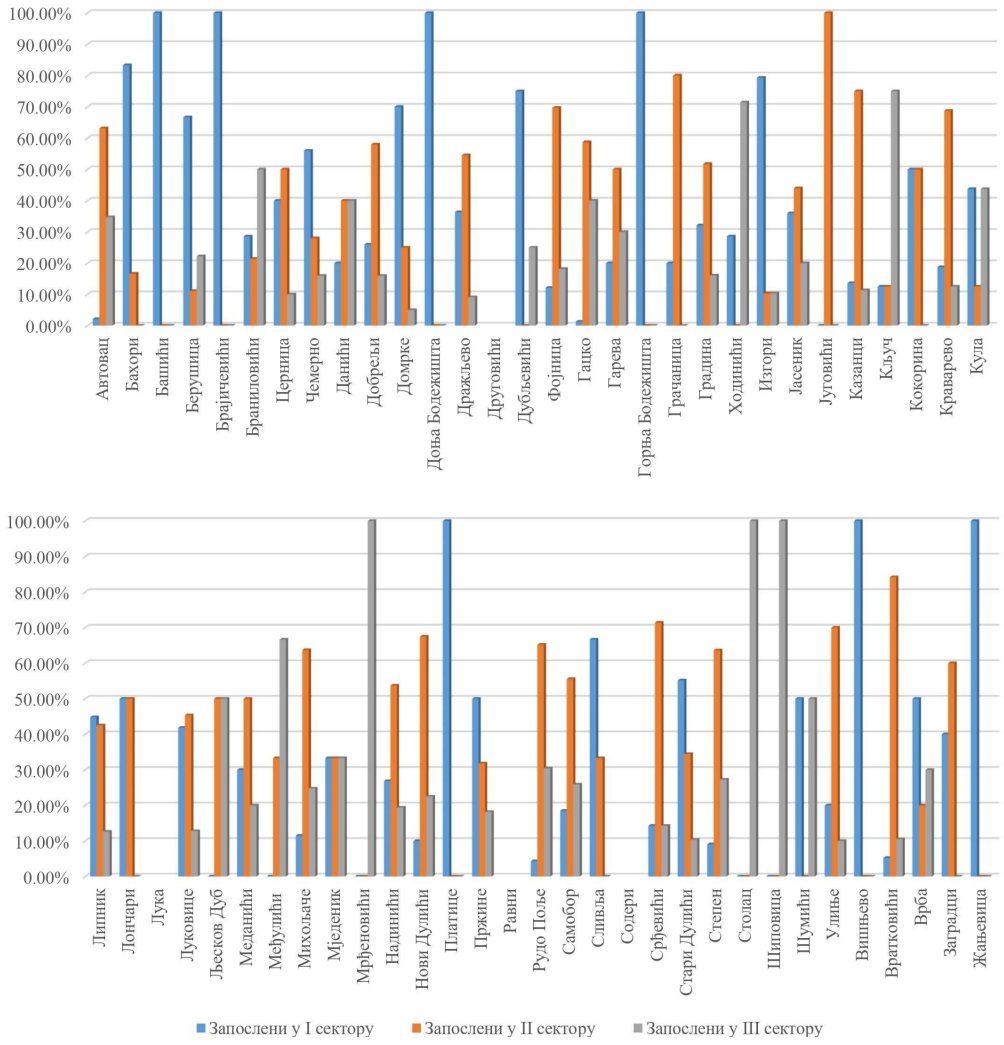


Слика 25. Просторни распоред запосленог становништва у насељима на територији општине Гацко (2013. година)

Само два насеља имају више од 100 запослених становника, Михољаче и Гацко, а смештена су у централном делу насеобинске мреже. Дакле, као резултат неравномерног рапосреда запосленог становништва, рубни делови насеобинске мреже одликују се већим бројем насеља

без запосленог становништва или са малим бројем запосленог становништва. Број запосленог становништва градацијски расте ка централном насељу у насеобинској мрежи, а као резултат таквог распореда, насеље Гацко броји скоро половину (48,83%) запосленог становништва у целокупној насеобинској мрежи.

У структури запослених према секторима делатности на нивоу општине највећи удео има становништво запослено у делатностима секундарног сектора (55,82%), потом становништво запослено у делатностима терцијарног сектора (32,50%), а најмањи удео заузима запослено становништво у делатностима примарног сектора (11,68%). Резултати анализе структре запослених по делатностима указују на неједнаку структуру на нивоу насеља (Графикон 16), као и неравномеран распоред појединих група запослених. У укупној насеобинској мрежи 11,47% заузимају насеља која у структури запослених према сектору делатности имају 100% запослених у примарном сектору. Насеља без запослених у примарном сектору су Југовићи, Љесков Дуб, Међуљићи, Мрђеновићи, Столац и Шиповица. У делатностима секундарног сектора највећи удели запослених забележени су у Југовићима (100,00%), Вратковићима (84,21%) и Грачаници (80,00%), док становништво запослено у овом сектору није присутно у 21,31% насеобинске мреже.



Графикон 16. Структура запосленог становништва по секторима делатности у насељима на територији општине Гацко (2013. година)

Највећи удели запослених у терцијарном сектору су у Мрђеновићима, Столцу и Шиповици, а у 22,95% насеобинске мреже терцијарни сектор није заступљен. Посматрано кроз

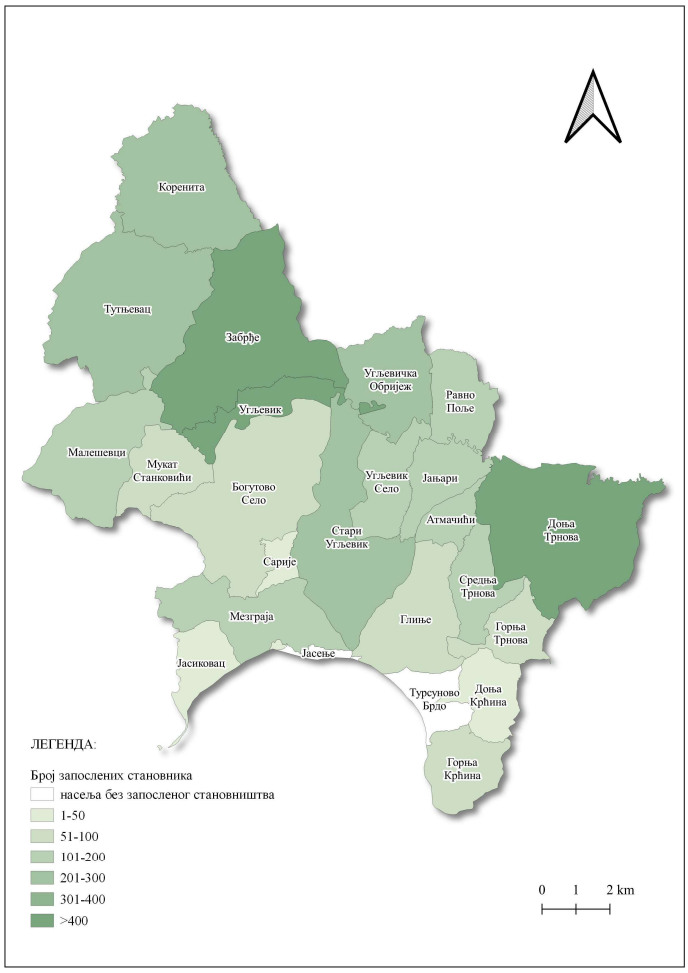
структуру запослених по секторима, у 17 насеља (27,86% мреже) доминира примарни сектор, у 25 насеља (40,98%) преовладава секундарни сектор, а најмањи број насеља карактерише доминација терцијарног сектора – то су Мрђеновићи, Столац, Шиповица, Браниловићи, Ходинићи, Кључ и Међуљићи.

Овако изражена просторна и секторска диференцијација запослености непосредно се одражава на правце и интензитет дневних миграција становништва. Према подацима добијеним из анкетног истраживања, од укупно 408 испитаника на територији општине Гацко, 390 испитаника станује на простору општине, док 18 испитаника станује ван општине. Испитаници који станују ван општине, а функцију рада обављају на простору општине Гацко, долазе из Невесиња (5), Требиња (6) и Билеће (6). Када је реч о дивергентним миграцијама, у узорку је евидентран само један испитаник који функцију рада обавља ван општине, то јесте путује у Требиње. Испитаници који станују на простору општине Гацко и раде у месту становања чине 68,12% испитаника (265), незапослено становништво 6,68% (26), а пензионери 1,28% (5). Овај податак указује на то да 76,09% узорка не учествује у дневним миграцијама ван места становања. Преостала популација (93 испитаника; 23,90%) не обавља функцију рада у месту становања и представља конвергентне мигранте. Управо та популација чини масу дневне миграције, у којој мигранти функцију рада обављају у насељима у оквиру општине Гацко, у најчешћем случају у насељу Гацко (90 испитаника; 96,77%), а у појединим случајевима у насељима Автовац (1; 1,07%), Луковице (1; 1,07%) и Грачаница (1; 1,07%). Овај резултат упућује на високу концентрацију дневних миграција ка општинском средишту, што истовремено указује на недостатак секундарних функционалних центара у оквиру мреже насеља. Када је реч о структурним обележјима дневних миграната највећи удео према дужини миграционог стажа имају дневни мигранти који путују од 11 до 20 година (24; 25,80%), потом дневни мигранти који путују од 21 до 30 година (20; 21,50%) и дневни мигранти који путују од 6 до 10 година (18; 19,35%). У складу са овим резултатом је и структура дневних миграната према дужини радног стажа у предузећу. Највеће учешће у дневним мирацијама имају испитаници који имају од 11 до 20 година радног стажа на тренутном радном месту (24; 25,80%), затим испитаници који имају од 21 до 30 година радног стажа (20; 21,50%), а потом испитаници који имају од 6 до 10 година радног стажа (16; 17,20%). Већина дневних миграната на посао путује аутомобилом (83; 89,24%). Важно је истаћи да чак је 64,51% (60) дневних миграната запослено у делатностима секундарног сектора, тачније у предузећу Рудник и термоелектрана (свих 60 испитаника).

Структуру укупне радне снаге на простору **општине Угљевик** чини 76,38% запосленог и 23,62% незапосленог становништва. Посматрано на нивоу насеља, два насеља у укупној радној снази имају 100% запосленог становништва, а у преосталих 45 насеља удео запосленог становништва креће се од 27,03% до 97,09%. Однос запосленог и незапосленог становништва је негативан само у насељу Јасиковац (27,03% запослених наспрам 72,97% незапослених). У насеобинској мрежи нису заступљена насеља без радне снаге.

У насеобинској мрежи запослено становништво има неравномеран просторни распоред. Изражена је висока концентрација запосленог становништва у општинском средишту – насељу Угљевик, а истовремено је присутна ниска заступљеност запосленог становништва у рубним деловима насеобинске мреже (Слика 26). Посматрано на нивоу целокупне насеобинске мреже, само у три насеља није забележено запослено становништво. Насеља у којима је забележено до 50 запослених становника су Сарије, Јасиковац и Доња Крћина. Наведена насеља смештена су на југу насеобинске општине. Од 51 до 100 запослених становника забележено је у 20,00% насеобинске мреже. Један део тих насеља смештен је у југозападном делу насеобинске мреже, а други део у непосредној близини површинског копа угља. Нешто већи број запослених становника (од 101 до 200) забележен је у 28,00% насеобинске мреже, то јесте у насељима која су смештена на истоку, југоистоку и западу. Насеља у којима је забележено од 201 до 300 запослених становника заузимају 16,00% удела у целокупној насеобинској мрежи. Само три насеља имају више од 400 запослених становника, а то су насеља: Доња Трнова, Забрђе и Угљевик. Иако је концентрација запосленог становништва највећа у централном насељу

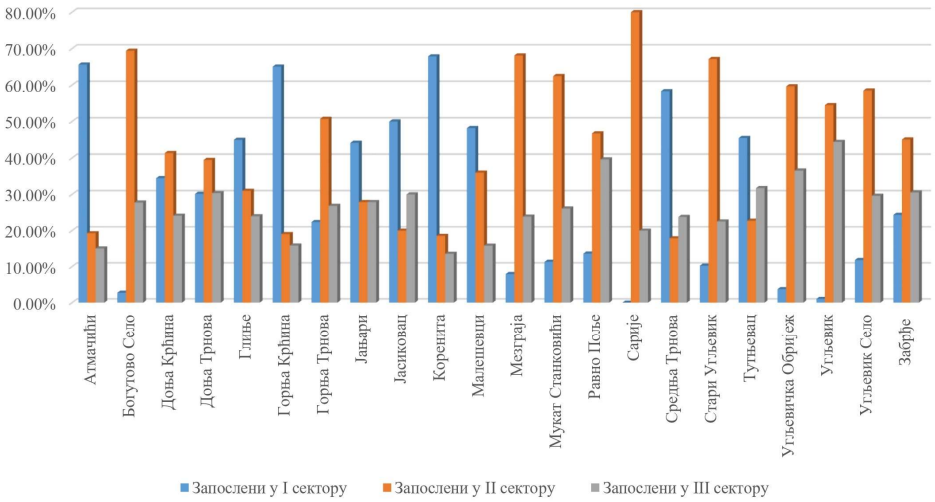
Угљевик, које броји више од четвртине (27,98%) запосленог становништва у целокупној насеобинској мрежи, на неравномерност просторног распореда запосленог становништва утиче и обухваћеност насеља површинским копом угља, као и близина истог појединим насељима, то јесте бројност становништва у наведеним насељима.



Слика 26. Просторни распоред запосленог становништва у насељима на територији општине Угљевик (2013. година)

У структури запослених према секторима делатности на нивоу општине највећи удео има становништво запослено у делатностима секундарног сектора (44,99%), потом становништво запослено у делатностима терцијарног сектора (31,88%), а најмањи удео заузима заспослено становништво у делатностима примарног сектора (23,13%). Резултати анализе структре запослених по делатностима указују на неједнаку структуру на нивоу насеља (Графикон 17), као и неравномеран распоред појединих група запослених у насеобинској мрежи. У укупној насеобинској мрежи, насеља која у структури запослених према сектору делатности имају највеће уделе запослених у примарном сектору су: Коренита (67,87%), Атмачићи (65,66%) и Горња Крћина (65,08%). Насеље Сарије је једино у којем није заступљено становништво запослено у делатностима примарног сектора. Насеља која имају највеће уделе запосленог становништва у делатностима секундарног сектора су: Сарије (80,00%), Богутово Село (69,44%), Мезграја (68,14%) и Стари Угљевик (67,16%). У насеобинској мрежи нису заступљена насеља без становништва запосленог у делатностима секундарног сектора. Насеља са највећим уделима запосленог становништва у делатностима терцијарног сектора су: Угљевик (44,41%), Равно Поље (39,61%) и Угљевичка Обријеж (36,55%). У насеобинској мрежи нису заступљена насеља без становништва запосленог у делатностима терцијарног сектора. У структури запослених по секторима на нивоу појединичних насеља, у девет насеља, то јесте у 40,90% насеобинске мреже, највећи удео чини

становништво запослено у примарном сектору. У 13 насеља у структури запослених већину чини становништво запослено у секундарном сектору, то јесте насеља у чијој струкури преовладава ова група запослених чине више од половине насеобинске мреже (59,09%). У насеобинској мрежи нису забележена насеља у чијој структури становништва преовладава запослено у терцијарном сектору.



Графикон 17. Структура запосленог становништва по секторима делатности у насељима на територији општине Угљевик (2013. година)

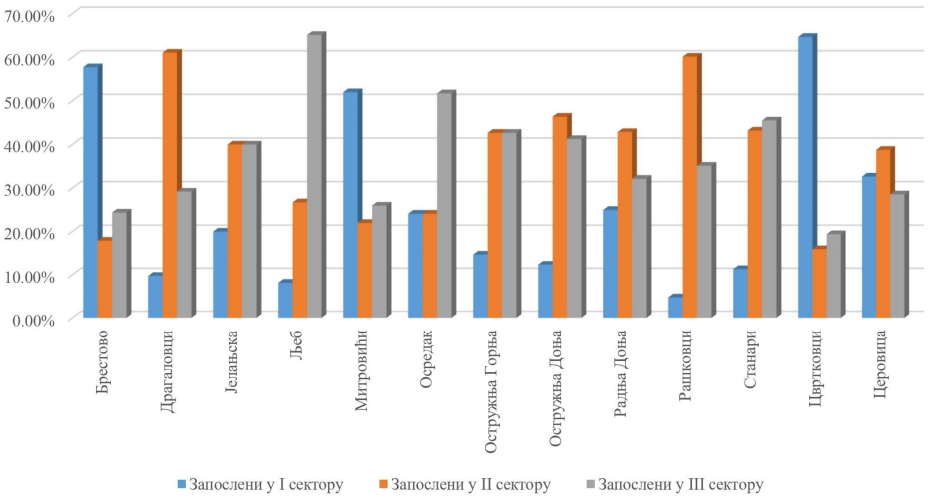
Доминација општинског средишта у просторној концентрацији запослености и висока запосленост у делатностима секундарног сектора јасно су потврђене подацима добијеним из анкетног истраживања, Од укупно 736 испитаника на простору општине Угљевик, 558 испитаника станује на простору општине, док 178 станује ван општине. Испитаници који станују ван општине, а функцију рада обављају на простору општине Угљевик, долазе из насеља која припадају Граду Бијељина (164) и општини Лопаре (13), а само један испитаник путује из Града Зворник. Одредиште ових дневних миграната у већини случајева је насеље Угљевик (154). Наведени резултати указују на закључак да иако су присутне дневне миграције из суседних општина и градова, оне су углавном усмерене само на једно насеље које је општинско средиште, а истовремено и локација рудника и термоелектране. Када је реч о дивергентним миграцијама, у узорку је евидентирано 27 испитаника који функцију рада обављају ван општине Угљевик, то јесте путују у Бијељину (19), Лопаре (2), Београд (1), Нови Сад (1), Сарајево (1) и друга насеља ван општине (3 испитаника није дало прецизан одговор). Испитаници који станују на простору општине Угљевик и раде у месту становања чине 46,70% испитаника (248), незапослено становништво 10,16% (54), а пензионери 4,51% (24). Овај податак указује на то да 61,39% узорка не учествује у дневним миграцијама ван места становања. Преостала популација (205; 38,60%) не обавља функцију рада у месту становања и представља конвергентне мигранте. Управо та популација чини масу дневне миграције, у којој мигранти функцију рада обављају у насељима у оквиру општине Угљевик, у најчешћем случају у насељу Угљевик (196; 95,60%). Овај резултат упућује на високу концентрацију дневних миграција ка општинском средишту и насељу у коме се налазе рудник и термоелектрана, што истовремено указује на недостатак секундарних функционалних центара у оквиру мреже насеља. Анализа структурних обележја дневних миграната показује да према дужини миграционог стажа највећи удео имају дневни мигранти који путују од 11 до 20 година (64; 28,31%), потом дневни мигранти који путују од 6 до 10 година (50; 22,12%), и дневни мигранти који путују од 3 до 5 година (44; 19,46%). У складу са овим резултатом је и структура дневних миграната према дужини радног стажа у предузећу. Највеће учешће у дневним мирацијама имају испитаници који имају од 11 до 20 година радног стажа на тренутном

радном месту (63; 27,87%), затим испитаници који имају од 6 до 10 година радног стажа (50; 22,12%), а потом испитаници који имају од 3 до 5 година радног стажа (44; 19,46%). Већина дневних миграната на посао путује аутомобилом (194; 85,84%). Важно је истаћи да чак је 50,00% (113) дневних миграната запослено у делатностима секундарног сектора, а у предузећу Рудник и термоелектрана 46,90% (106) испитаника.

На простору **општине Станари** структуру укупне радне снаге чини 77,23% запосленог и 22,77% незапосленог становништва. Посматрано на нивоу насеља удео запосленог становништва креће се од 55,56% до 95,26%. У целокупној насеобинској мрежи однос запосленог и незапосленог становништва је позитиван. У насеобинској мрежи нису заступљена насеља без радне снаге. Запослено становништво у насеобинској мрежи има равномеран просторни распоред. Издвајају се две доминанте групе насеља – група насеља која имају до 100 запослених становника и група насеља са бројем запослених становника који се креће од 100 до 250 (Слика 27). Посматрано на нивоу целокупне насеобинске мреже, нису забележена насеља без запосленог становништва. Насеља у којима је забележено од 50 до 100 запослених становника су најбројнија и чине 46,15% насеобинске мреже. Наведена насеља смештена су у рубним деловима насеобинске мреже. Од 101 до 150 запослених становника забележено је у насељима која обухватају 23,07% насеобинске мреже, а смештена су у централном и северозападном делу насеобинске мреже. Нешто већи број запослених становника (од 201 до 250) забележен је такође у 23,07% насеобинске мреже, то јесте у насељима у северном у југо-источном делу насеобинске мреже. Само једно насеље има више од 250 запослених становника – централно насеље Станари. С обзиром на то да се подаци о броју запослених становника односе на 2013. годину (година последњег пописа), а да се општина Станари издвојила као самостална годину дана касније, чиме је насеље Станари добило статус општинског средишта, те да је 2016. године отворена термоелектана у Драгаловцима, може се очекивати да се просторни распоред запосленог становништва значајно изменио до данас.

Слика 27. Просторни распоред запосленог становништва у насељима на територији општине Станари (2013. година)

У структури запослених према секторима делатности на нивоу општине највећи удео има становништво запослено у делатностима секундарног сектора (38,44%), потом становништво запослено у делатностима терцијарног сектора (35,72%), а најмањи удео заузима заспослено становништво у делатностима примарног сектора (25,84%). Резултати анализе структре запослених по делатностима указују на неједнаку структуру на нивоу насеља (Графикон 18), као и неравномеран распоред појединих група запослених у насеобинској мрежи. У укупној насеобинској мрежи, насеља која у структури запослених према сектору делатности имају највеће уделе запослених у примарном сектору су: Цвртковци (64,68%), Брестово (57,72%) и Митровићи (52,00%). Насеља у којима није заступљено становништво запослено у делатностима примарног сектора нису заступљена у насеобинској мрежи. Највеће уделе запосленог становништва у делатностима секундарног сектора имају насеља: Драгаловци (61,06%), Рашковци (60,14%) и Остружња Доња (46,38%). У насеобинској мрежи нису заступљена насеља без становништва запосленог у делатностима секундарног сектора. Насеља са највећим уделима запосленог становништва у делатностима терцијарног сектора су: Љеб (65,12%), Осредак (51,72%) и Станари (45,53%). У насеобинској мрежи нису заступљена насеља без становништва запосленог у делатностима терцијарног сектора. У структури запослених по секторима на нивоу појединичних насеља, у три насеља, то јесте у 23,07% насеобинске мреже, највећи удео чини становништво запослено у примарном сектору. У шест насеља у структури запослених већину чини удео становништва запослен у секундарном сектору, то јесте насеља у чијој струкури преовладава ова група запослених чини скоро половину насеобинске мреже (46,15%). У структури запослених у три насеља (23,07% насеобинске мреже) преовладава становништво запослено у терцијарном сектору.



Графикон 18. Структура запосленог становништва по секторима делатности у насељима на територији општине Станари (2013. година)

Издвајање Станара као општинског средишта и отварање термоелектране у Драгаловцима последично се одразило на просторну и секторску диференцијацију заспослености што се јасно испољава у савременим токовима дневних миграција становништва. Према резултатима анкетног истраживања, од укупно 554 лица на територији општине Станари, 413 живи унутар општине, док 142 живе ван ње. Већина лица која станују ван општине, а обављају радне активности у Станарима, долази из насеља која припадају градовима: Добој (76), Теслић (25), Прњавор (15) и Дервента (6), док мањи број миграната долази из насеља која припадају општинама и градовима: Челинац (3), Модрича (1), Петрово (1) и Бања Лука (1). Дванаест особа није прецизирало место становања. Одредишта ових дневних миграната најчешће су насеље Драгаловци (101), где се налазе рудник и термоелектрана, и централно насеље Станари (26). Ови подаци указују да, иако дневне

миграције укључују и друга насеља, оне су углавном усмерене ка два насеља са функционално јаким утицајем. Што се тиче дивергентних миграција, у узорку је забележено 52 лица која раде ван општине Станари. Главна одредишта су Прњавор (21), Добој (14), Теслић (6), Челинац (1), Бања Лука (1) и друга насеља ван општине (девет лица није прецизирало одредиште). Испитаници који станују на територији општине Станари и раде у месту становања чине 13,57% испитаника (49), незапослено становништво 23,82% (86), а пензионери 9,97% (36). Овај податак указује на то да 47,36% узорка не учествује у дневним миграцијама ван места становања. Преостала популација (190; 52,63%) не обавља функцију рада у месту становања и представља конвергентне мигранте. Управо та популација чини масу дневне миграције, у којој мигранти функцију рада обављају у насељима у оквиру општине Станари, у најчешћем случају у насељима Драгаловци (142; 74,73%) и Станари (33; 17,36%). Анализа структурних обележја дневних миграната према дужини миграционог стажа показује да је највише особа које путују од 6 до 10 година (70; 30,04%), следе оне са стажом од 11 до 20 година (41; 17,59%) и од 3 до 5 година (39; 16,73%). Сличан распоред показује и структура по радном стажу у предузећу: највише учествују особе са 6–10 година стажа (60; 25,75%), затим са 11–20 година (44; 18,88%) и 3–5 година (42; 18,02%). Већина миграната користи аутомобил као превозно средство (208; 89,27%). Највећи део запослених (146; 62,66%) ради у делатностима секундарног сектора, а у предузећу Рудник и термоелектрана ради 58,36% (136) испитаника.

Упоредно посматрано, насеобинске мреже општина Гацко и Угљевик одликује изражена концентрација запосленог становништва у општинском средишту и слаба заступљеност запослених у рубним деловима. Насупрот томе, насеобинска мрежа општине Станари има равномернији распоред запосленог становништва, без насеља без запослених и са умереном доминацијом запослених у општинском средишту. Анализа економске структуре становништва показује да на нивоу општина највећи удео запослених има општина Гацко, затим општина Угљевик, док се општина Станари издваја највећим уделом незапослених. На нивоу насеља, екстреми су најизраженији у насеобинској мрежи општине Гацко, где се јављају насеља са веома ниским уделом запослених и насеља без радне снаге, док је у насеобинској мрежи општине Угљевик негативан однос присутан само у једном насељу. С друге стране, у насеобинској мрежи општине Станари однос запослених и незапослених позитиван је у свим насељима.

По секторима делатности, општина Гацко се издваја доминацијом удела запослених у секундарном сектору, док општине Угљевик и Станари имају равномернију структуру запослених са нешто већим уделима запослених у примарном сектору у односу на општину Гацко. На нивоу насеља, насеобинска мрежа у општини Гацко показује највеће екстреме у погледу запослености по секторима делатности, док је у општини Угљевик наглашена двојност – у значајном делу насеља преовладава запосленост у примарном, а у већем делу насеља запосленост у секундарном сектору, без насеља са доминацијом запослених у терцијарном сектору. Насеобинска мрежа општине Станари се издваја већом секторском разноврсношћу, јер поред насеља у којима преовладава запосленост у примарном сектору постоје и насеља са великим бројем запослених у терцијарном сектору.

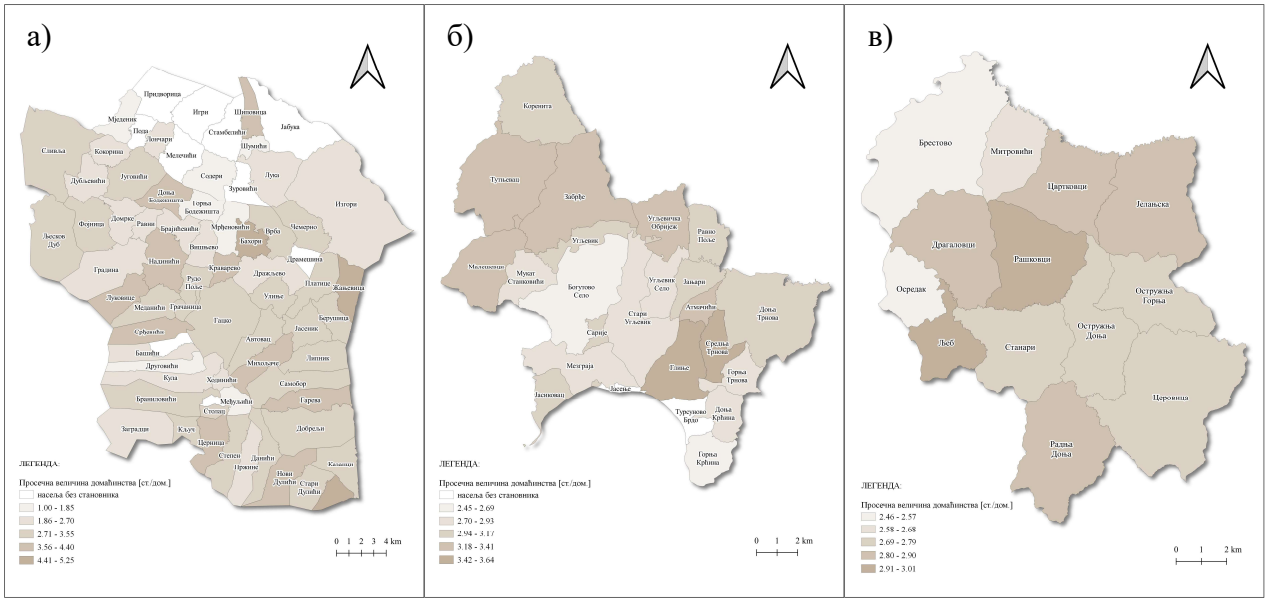
Резултати анкетног истраживања показују да су дневне миграције у све три општине снажно концентрисане ка општинским средиштима и насељима у којима се налазе рудник и термоелектрана, што указује на недостатак секундарних функционалних центара унутар насеобинских мрежа. Општине Угљевик и Станари имају израженији прилив дневних миграната из суседних општина и градова, док се у општини Гацко дневне миграције одвијају претежно унутар општине. У све три општине доминира запосленост дневних миграната у секундарном сектору (рударство и енергетика), што потврђује високу економску зависност локалних заједница од једне привредне делатности.

5.2.4. Просечна величина домаћинстава и извори прихода

У укупном броју домаћинстава **општине Гацко** највећи удео чине домаћинства са пет или више чланова (22,89%), затим двочлана (21,40%) и трочлана (19,60%), док су најмање

заступљена четворочлана (18,11%) и једночлана (18,00%). На нивоу појединачних насеља, највећи удео једночланих домаћинстава забележен је у Содерима (85,71%), Међуљићима (80,00%) и Мрђеновићима (66,67%). Двочлана домаћинства преовлађују у насељима Брајићевићи, Вишњево и Равни (100%), док су трочлана најзаступљенија у Лончарима (60,00%), Берушици, Жањевици и Заградцима (50,00%). Четворочланих домаћинства највише имају Доња Бодежишта (100,00%), Бахори (75,00%) и Платице (50,00%), а петочланих или вишечланих Грачаница (100,00%), Шиповица (66,67%) и Вратковићи (60,00%).

Просечна величина домаћинства на нивоу општине износи 3,14, што је изнад републичког просека (2,86). На нивоу насеља просечна величина домаћинства је неравномерна и креће се у интервалу од 1,00 до 5,25 становника по домаћинству (Слика 28а). Насеља у којима је заступљена најмања просечна величина домаћинства (од 1 до 2 становника) су: Содери, Горња Бодежишта, Шумићи, Друговићи, Међуљићи, Мрђеновићи и Мједеник. Просечна величина домаћинства од 2 до 3 становника заступљена је у 24 насеља, то јесте у 39,34% насеобинске мреже. У 23 насеља (37,70% насеобинске мреже) заступљена је просечна величина домаћинства од 3 до 4 становника. У насељима: Доња Бодежишта, Церница, Луковице, Нови Дулићи и Вратковићи, просечна величина домаћинства износи од 4 до 5 становника. Просечну величину домаћинства са више од 5 становника има само насеље Жањевица.



Слика 28. Просечна величина домаћинства у насељима општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) (2013. године)

У **општини Угљевик**, међу домаћинствима најзаступљенија су двочлана (21,84%), затим домаћинства са пет и више чланова (21,66%) и четворочлана (20,75%), док су најмање заступљена једночлана (19,50%) и трочлана (16,25%). На нивоу појединачних насеља, највећи удео једночланих домаћинстава имају Горња Трнова (32,32%), Мезграја (30,95%) и Доња Крћина (30,61%), док су двочлана домаћинства најзаступљенија у Саријама (33,33%), Богутовом Селу (30,00%) и Старом Угљевику (29,92%). Највећи удели трочланих домаћинстава забележени су у насељима Угљевик (20,74%), Јасиковац (19,35%) и Стари Угљевик (18,90%), а четворочланих у Јасиковцу (35,48%), Саријама (33,33%) и Угљевику (27,78%). Највећи удео петочланих и вишечланих домаћинстава имају Средња Трнова (38,36%), Атмачићи (32,58%) и Коренита (31,18%).

Просечна величина домаћинства на нивоу општине износи 3,10, што је изнад републичког просека (2,86). На нивоу насеља просечна величина домаћинства је неравномерна и креће се у интервалу од 2,45 до 3,64 становника по домаћинству (Слика 28б). Насеља у којима је заступљена најмања просечна величина домаћинства (од 2 до 3 становника) су: Богутово Село, Горња Крћина, Мезграја, Стари Угљевик, Доња Крћина, Горња Трнова,

Угљевик Село, Мукат Станковићи, Коренита и Јањари. У преосталим насељима заступљена је просечна величина домаћинства са више од 3 становника по домаћинству.

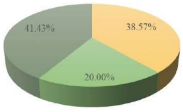
У укупном броју домаћинстава **општине Станари** најзаступљенија су двочлана (28,60%) и једночлана домаћинства (24,26%), а најмање учешће имају домаћинства са пет и више чланова (17,79%), трочлана (15,37%) и четворочлана (13,99%). На нивоу појединачних насеља, највећи удели једночланих домаћинстава забележени су у Осредку (32,46%), Брестову (30,53%) и Митровићима (26,67%), док су двочлана најзаступљенија у Радњи Доњој (33,86%), Митровићима (33,33%) и Осредку (32,46%). Највећи удели трочланих домаћинстава карактеришу насеља Радња Доња (18,90%), Церовица (17,62%) и Станари (17,60%), а четворочланих Оструж̌ња Горња (20,59%), Драгаловци (18,92%) и Станари (15,73%). Насеља која имају највеће уделе петочланих или вишечланих домаћинства су Рашковци (22,22%), Љеб (21,62%) и Јелањска (21,57%).

Просечна величина домаћинства на нивоу општине износи 2,77, што је испод републичког просека (2,86). На нивоу насеља просечна величина домаћинства је равномерна и креће се у интервалу 2,46 до 3,01 становника по домаћинству (Слика 28в). Просечна величина домаћинства од 2 до 3 становника заступљена је у целокупној насеобинској мрежи са изузетком насеља Рашковци у којем износи 3,01 становника по домаћинству.

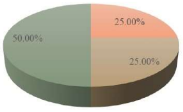
Анализа просечне величине домаћинстава показује да општине Гацко и Угљевик имају већу просечну величину домаћинства од републичког просека, то јесте веће присуство вишечланих домаћинстава. Насупрот томе, општина Станари има мању просечну величину домаћинства и већи удео једночланих и двочланих домаћинстава, што упућује на фрагментацију домаћинстава. Заједничко обележје све три општине је просторна неуједначеност просечне величине домаћинства у насеобинској мрежи. С обзиром на динамичне демографске процесе, као и на процес интензивне површинске експлоатације угља великих размера, може се претпоставити да се структура насеља према просечној величини домаћинства, услед експропријације поседа, знатно изменила до данас.

У структури домаћинстава **општине Гацко** према изворима прихода највећи удео имају домаћинства са приходима из непољопривредних делатности (41,40%) и са мешовитим приходима (31,67%), док мање уделе заузимају домаћинства са приходима из пензија (19,23%), пољопривреде (3,07%) и другим врстама прихода (2,24%). Најмање су заступљена домаћинства без прихода (1,74%) и са социјалним примањима (0,65%). Анализа на нивоу насеља указује на неуједначену структуру домаћинстава према изворима прихода (Графикон 19). Највећи удели домаћинстава са приходима из пољопривреде забележени су у Брајићевићима (100%), Југовићима (60%) и Домркама (55,56%). Домаћинства са приходима из непољопривредних делатности преовлађују у Грачаници (100%), Гацку (52,88%) и Михољачама (47,62%). Пензија је доминантан извор прихода у Луци (100%), Међуљићима (80%) и Друговићима (75%). Домаћинства са мешовитим приходима најбројнија су у целокупној насеобинској мрежи, а у насељима Чемерно, Доња Бодежишта, Платице и Равни овај тип домаћинстава чини 100% укупне структуре. Социјални приходи су ретки, а највећи удели забележени су у Љесковом Дубу (25%), Степену (10,71%) и Самобору (7,41%). Домаћинства са другим врстама прихода најзаступљенија су у Мрђеновићима (33,33%), Бахорима (25%) и Башићима (25%). Домаћинства без прихода такође су ретка, а највећи удели су у насељима Горња Бодежишта, Мрђеновићи и Шиповица (по 33,33%).

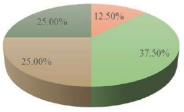
Автовац



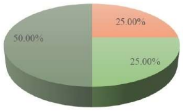
Бахори



Башићи

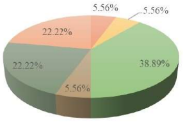


Берушица

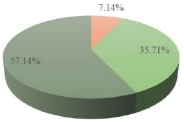


Брајићевићи

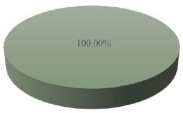
Браниловићи



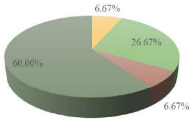
Чемерно



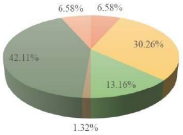
Церница



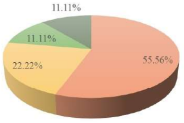
Данићи



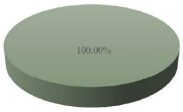
Добрељи



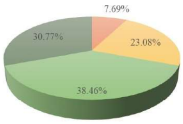
Домрке



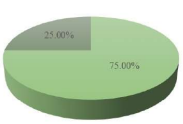
Доња Бодежишта



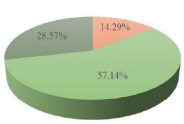
Дражљево



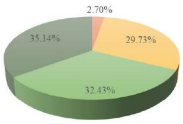
Друговићи



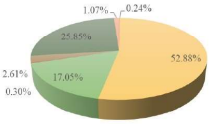
Дубљевићи



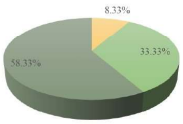
Фојница



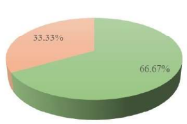
Гацко



Гарева

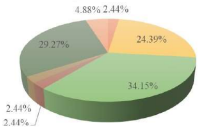


Горња Бодежишта

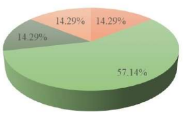


Грачаница

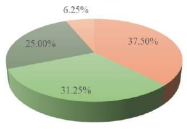
Градина



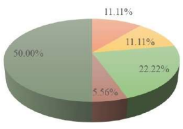
Ходинићи



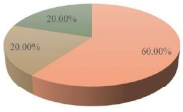
Изгори



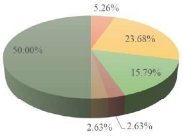
Јасеник



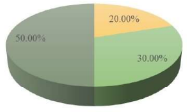
Југовићи



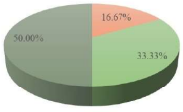
Казанци



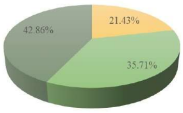
Кључ



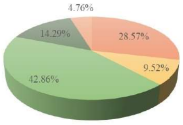
Кокорина



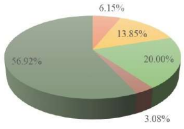
Краварево



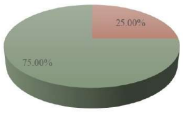
Кула



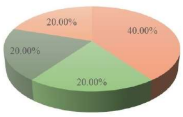
Липник



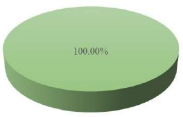
Љесков Дуб



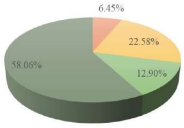
Лончари



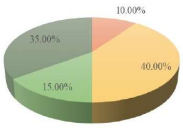
Лука

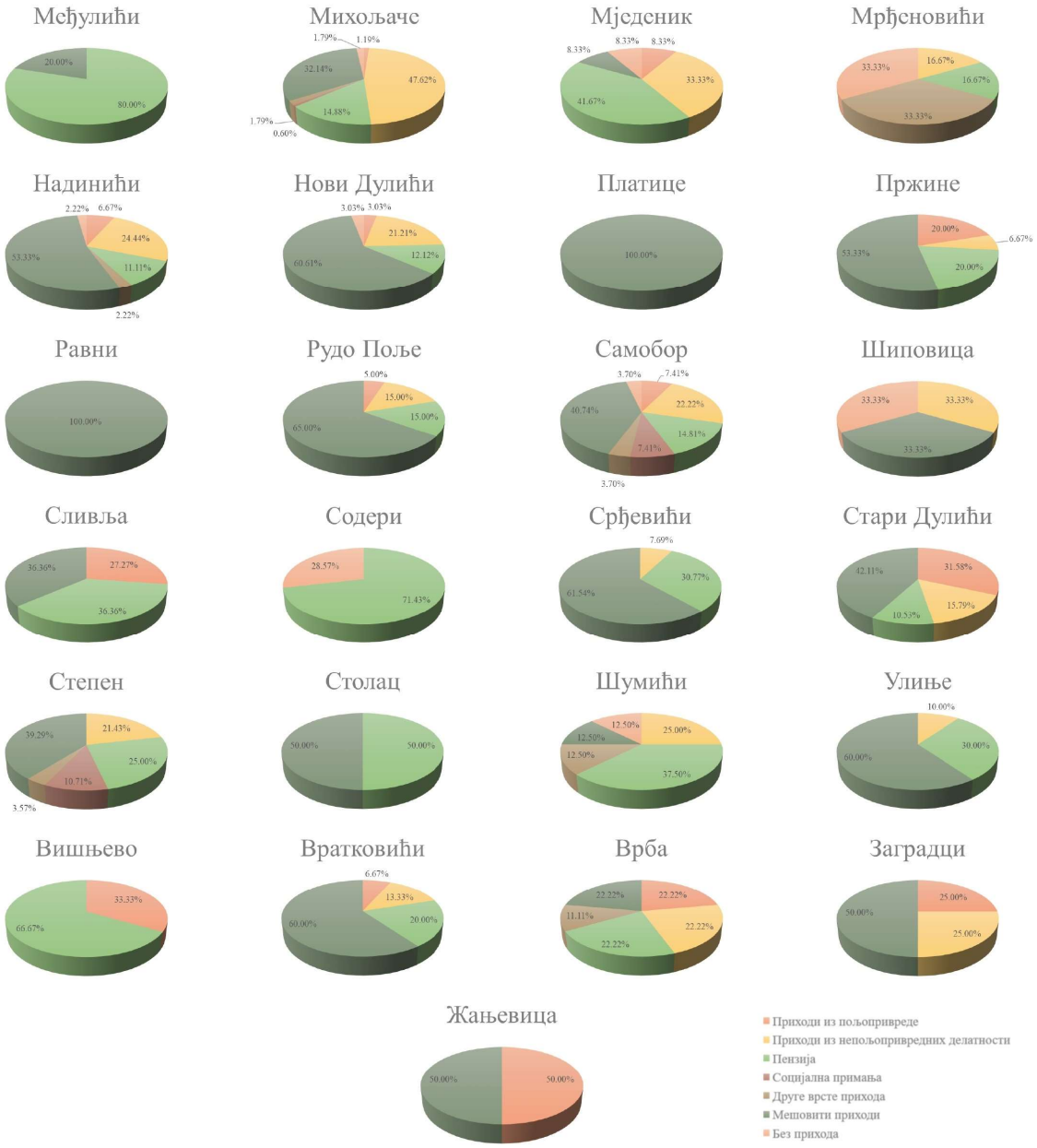


Луковице



Меданићи

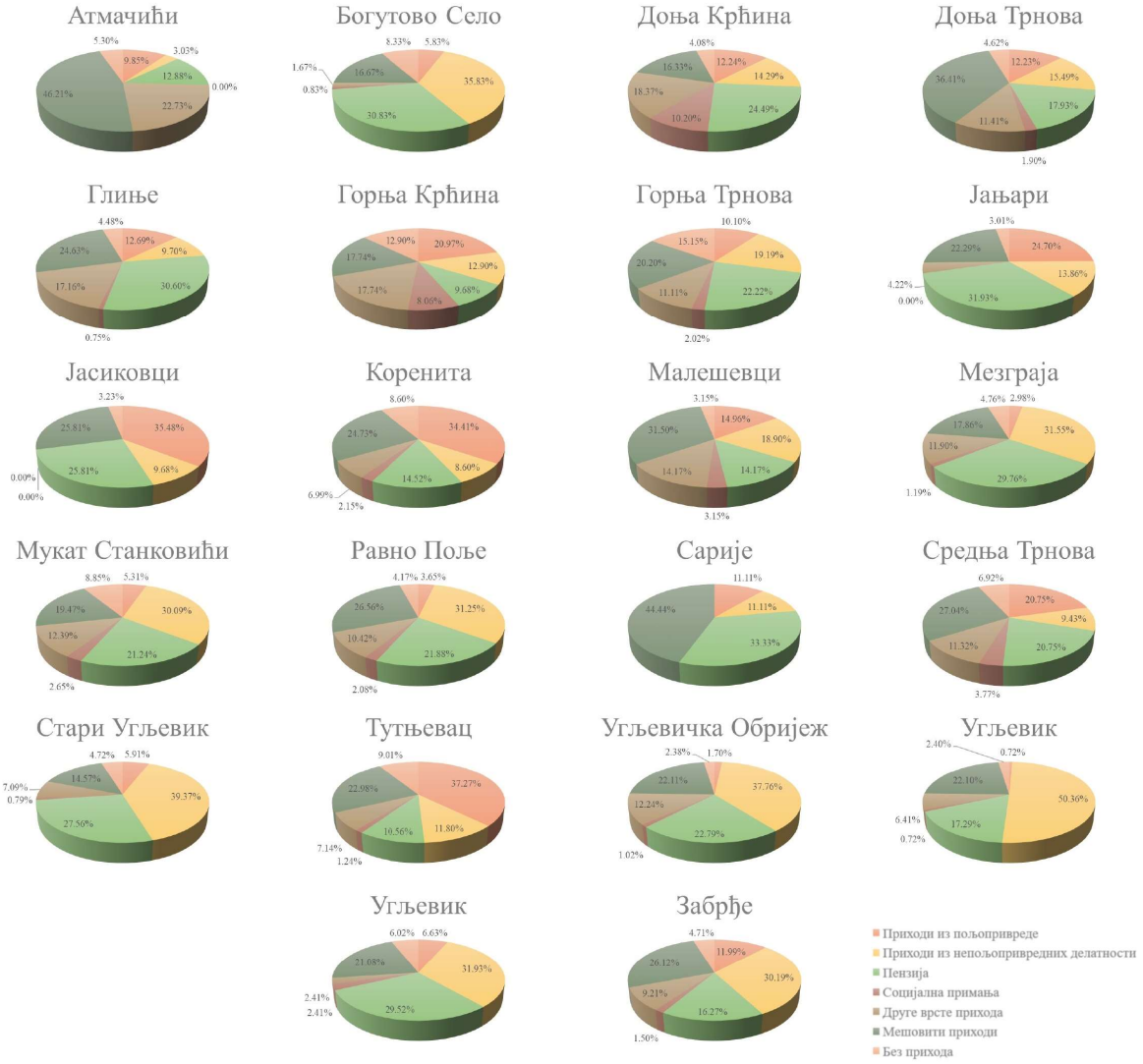




Графикон 19. Структура извора прихода домаћинстава у насељима општине Гацко (2013. година)

У структури домаћинстава према изворима прихода у насеобинској мрежи **општине Угљевик** највећи удео имају домаћинства са приходима из непољопривредних делатности (29,83%) и домаћинства са мешовитим приходима (24,18%), док мање уделе имају домаћинства са приходима из пензије (19,95%), пољопривреде (10,56%) и других врста прихода (9,08%). Најмање уделе заступају домаћинства без прихода (4,89%) и домаћинства са социјалним примањима (1,50%). На нивоу насеља приметна је неуједначена дистрибуција домаћинстава по изворима прихода (Графикон 20). Домаћинства са приходима из пољопривреде чине већину у насељима Тутњевац (37,27%), Јасиковац (35,48%), Коренита (34,41%) и Горња Крћина (20,97%), док су домаћинства са приходима из непољопривредних делатности најзаступљенија у насељима Угљевик (50,36%), Стари Угљевик (39,37%) и Угљевичка Обријеж (37,76%). Пензија је главни извор прихода у насељима Сарије (33,33%), Јањари (31,93%) и Богутово Село (30,83%).

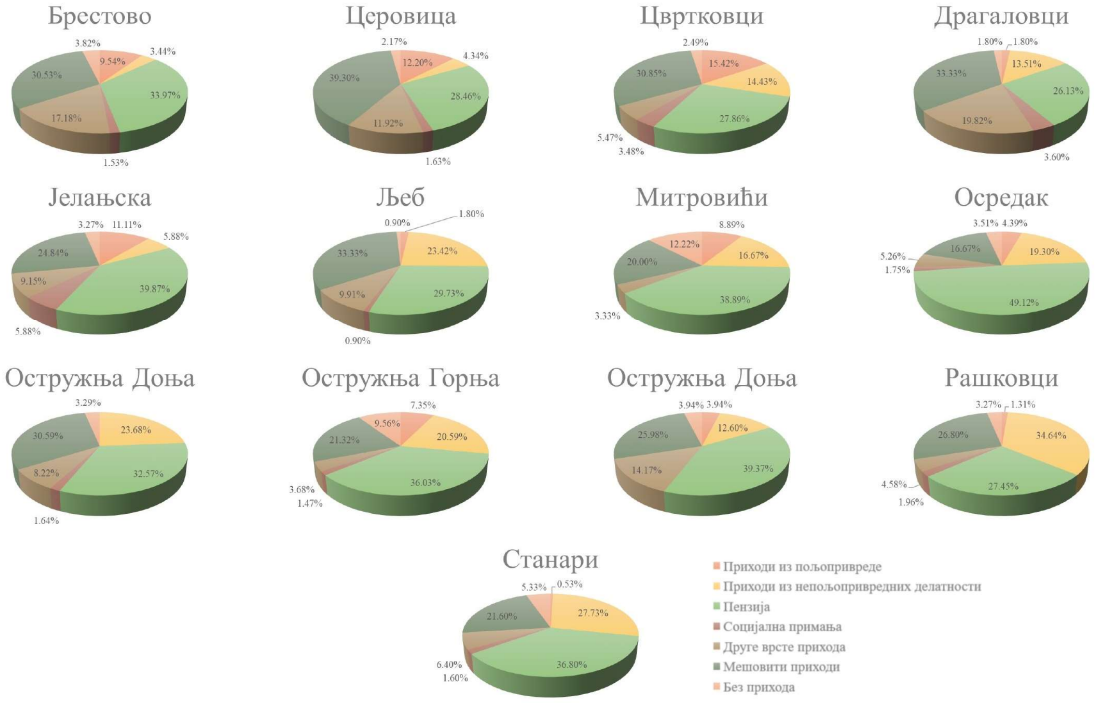
Домаћинства са мешовитим приходима најчешћа су у насељима Атмачићи (46,21%), Сарије (44,44%) и Доња Трнова (36,41%), а домаћинства са социјалним примањима и другим врстама прихода ретка су у целокупној мрежи, са највишим уделима у Доњој Крћини (10,20% социјална примања) и Атмачићима (22,73% други приходи). Домаћинства без прихода такође су изузетак, а најзаступљенија су у насељима Горња Трнова (15,15%), Горња Крћина (12,90%) и Тутњевац (9,01%). Оваква структура указује на високу разноликост извора прихода по насељима, са значајним уделом домаћинстава која комбинују више извора прихода, док се насеља у којима преовладава један извор прихода могу сматрати функционално и економски специфичним унутар насеобинске мреже.



Графикон 20. Структура извора прихода домаћинстава у насељима општине Угљевик (2013. година)

У структури домаћинстава према изворима прихода у насеобинској мрежи **општине Станари** највећи удео имају домаћинства са приходима из пензије (33,60%) и домаћинства са мешовитим приходима (28,45%), док мање уделе заступају домаћинства са приходима из непољопривредних делатности (16,52%), других извора (9,38%) и пољопривреде (6,15%). Најмање заступљена су домаћинства без прихода (3,95%) и са социјалним примањима (1,96%). На нивоу насеља уочава се неуједначена дистрибуција домаћинстава по изворима прихода (Графикон 21). Домаћинства са приходима из пензије преовладавају у насељима Осредак (49,12%), Јелањска (39,87%) и Радња Доња (39,37%), док су домаћинства са мешовитим

приходима најзаступљенија у Церовици (39,30%), Драгаловцима (33,33%) и Љебу (33,33%). Домаћинства са приходима из непољопривредних делатности доминирају у Рашковцима (34,64%), Станарима (27,73%) и Оструж њи Доњој (23,68%), док су домаћинства са приходима из пољопривреде највише заступљена у Цврт ковцима (15,42%), Церовици (12,20%) и Јелањској (11,11%). Домаћинства са социјалним примањима и без прихода ретка су у мрежи; највиши удели бележе се у Јелањској (5,88% социјална примања) и Митровићима (12,22% без прихода). Оваква структура указује на значајан удео домаћинстава са мешовитим и пензионерским приходима, док се економски активни извори прихода неравномерно распоређују по насељима.



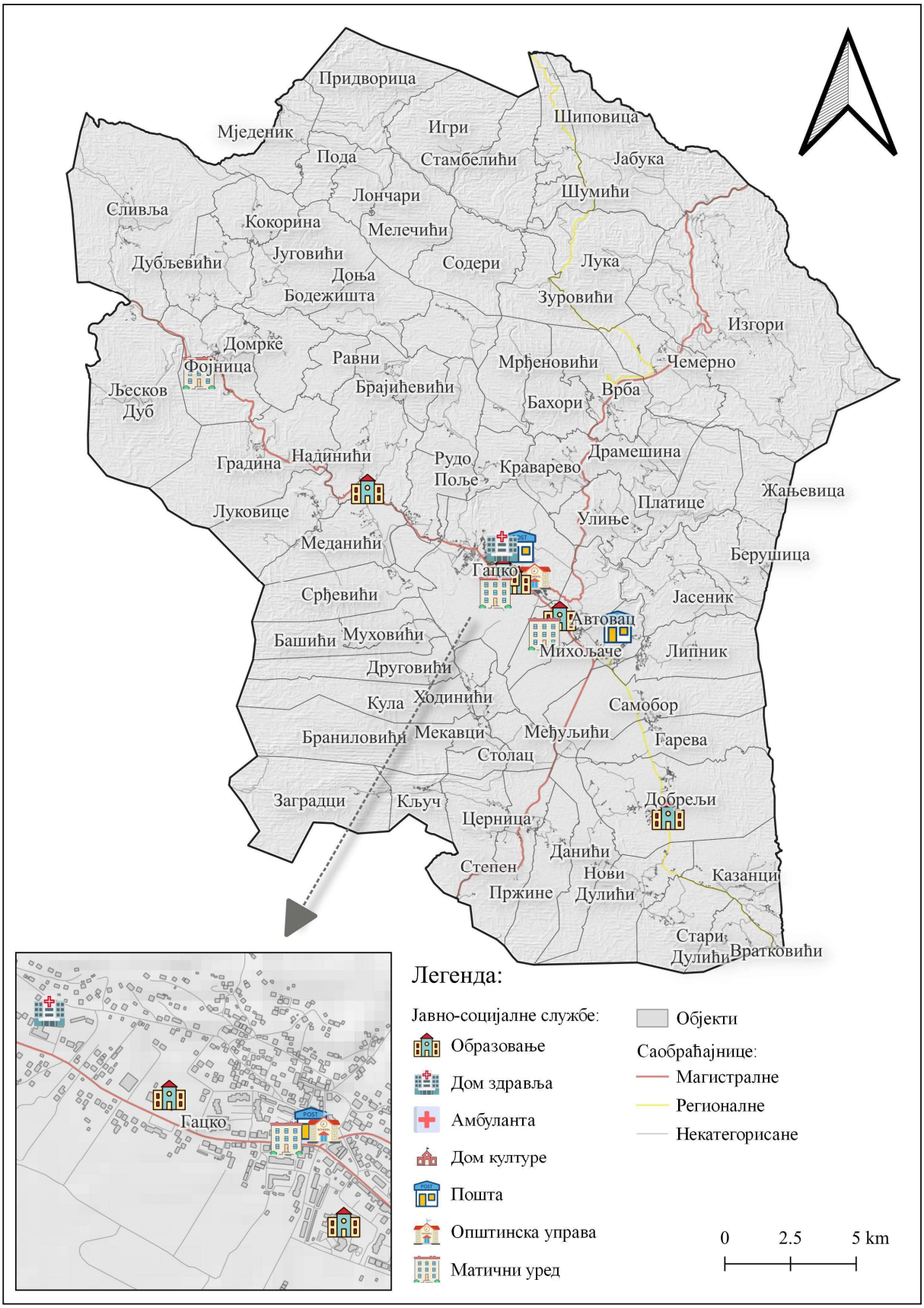
Графикон 21. Структура извора прихода домаћинстава у насељима општине Станари (2013. година)

Упоредна анализа извора прихода домаћинстава показује да се општине Гацко и Угљевик одликују великим уделима домаћинстава са приходима из непољопривредних делатности и мешовитих извора, што указује на израженију оријентацију локалне економије ка индустријским и услужним активностима. С друге стране, у општини Станари највећи удео имају домаћинства чији је главни извор прихода пензија, што упућује на израженије демографско старење и слабију економску активност становништва. Заједничка карактеристика све три општине јесте просторна неуједначеност извора прихода на нивоу насеља и значајно присуство мешовитих извора прихода.

5.2.5. Просторни распоред јавно-социјалних служби

Јавно-социјалне службе подразумевају јавне институције свих нивоа из домена образовања, здравствене заштите, културе, поштанског саобраћаја и јавне управе. Просторни распоред ових објеката у насеобинској мрежи општина Гацко, Угљевик и Станари показује значајне разлике у концентрацији и доступности.

На територији **општине Гацко** објекти јавно-социјалних служби имају неравномеран просторни распоред (Слика 29). У домену образовања, у насеобинској мрежи заступљен је само један објекат предшколских установа који се налази у насељу Гацко. Мрежу основних школа чини једна централна (деветогодишња) и четири подручне (петогодишње) школе.



Слика 29. Просторни распоред објеката јавно-социјалних служби
на територији општине Гацко

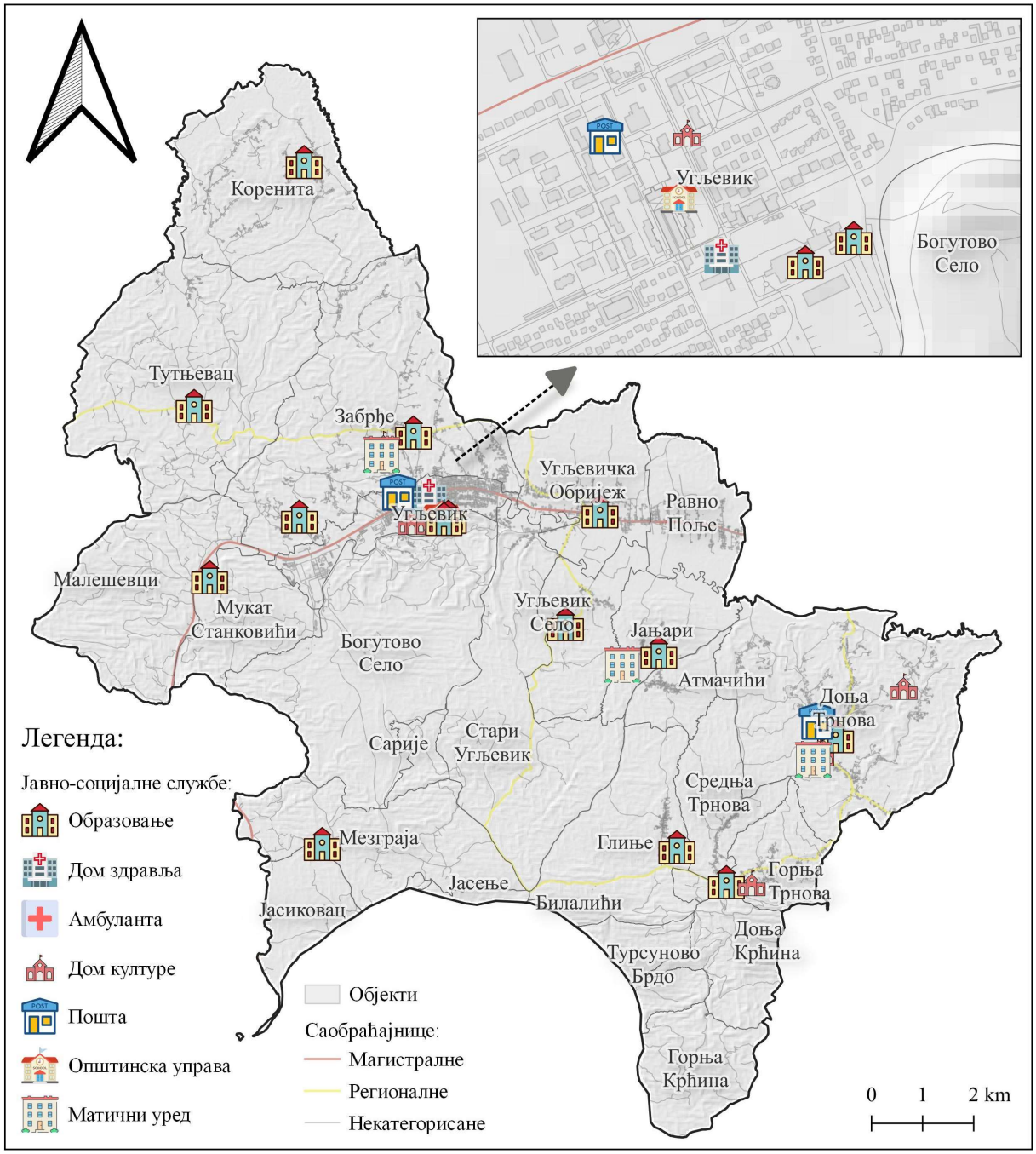
Централна деветогодишња школа налази се у насељу Гацко, а подручна одељења налазе се у насељима: Автовац, Казанци, Наданићи и Добрељи. Када је реч о средњошколском

образовању, на подручју општине постоји један средњошколски центар који је смештен у насељу Гацко. Служба здравствене заштите организована је кроз дом здравља и подручне амбуланте. Дом здравља смештен је у насељу Гацко, док у мрежи насеља нису заступљени објекти подручних амбуланти. Амбуланте у насељима Придворица и Казанци више нису у функцији. Када је реч о јавним установама културе, оне су такође смештене у насељу Гацко, а чине их библиотека и дом културе, тачније спортско-културни центар. Мрежа поштанских објеката је ретка, то јесте, објекти поште налазе се у насељима Гацко и Автовац. Објекти јавне управе такође су ретко заступљени у насеобинској мрежи. Општинска управа смештена је у насељу Гацко, а матични уреди у насељима Гацко, Автовац и Фојница.

Заступљеност објеката јавно-социјалних служби у насеобинској мрежи је ретка, али просторно концентрисана уз саобраћајнице вишег реда, тачније уз деоницу магистралног пута М–20 и М–6.1. и деоницу регионалног пута Р–432. Анализа заступљености и просторног распореда објеката јавно-социјалних служби указује на то да у већини насеља, то јесте у 94,55% насеобинске мреже, није заступљен ни један објекат јавно-социјалних служби.

Просторни распоред објеката јавно-социјалних служби у насеобинској мрежи **општине Угљевик** је релативно равномеран (Слика 30). У домену образовања, заступљен је само један објекат предшколских установа који се налази у насељу Угљевик. Мрежу основних школа чине три централне (деветогодишње) и десет подручних (петогодишњих) школа. Централна деветогодишња школа налази се у насељима Угљевик, Забрђе и Доња Трнова. Објекти подручних одељења налазе се у насељима: Коренита, Тутњевац, Малешевци, Забрђе, Горња Трнова, Јањари, Глиње, Угљевичка Обријеж, Угљевик Село и Мезграја. Када је реч о средњошколском образовању, на подручју општине постоји један средњошколски центар који је смештен у насељу Угљевик. Објекти јавно-социјалне службе у домену образовања су, у односу на друге службе, највише заступљени и равномерно просторно распоређени. Служба здравствене заштите организована је кроз дом здравља који је смештен у насељу Угљевик, док у остатку насеобинске мреже тренутно нису заступљени објекти подручних амбуланти. У претходном периоду угашене су амбуланте у насељима: Доња Трнова, Горња Трнова, Забрђе, Тутњевац и Мезграја. Објекти јавних установа културе смештени су у насељу Угљевик, а чине их библиотека и дом културе. У насељу Доња Трнова такође се налазе бибилотека и дом културе, а у насељу Горња Трнова се налази дом културе. Мрежа поштанских објеката је ретка, то јесте, објекти поште се налазе у насељима Угљевик и Доња Трнова. Објекти јавне управе такође су ретко заступљени у насеобинској мрежи. Општинска управа смештена је у насељу Угљевик, а матични уреди у насељима Угљевик, Забрђе, Јањари и Доња Трнова.

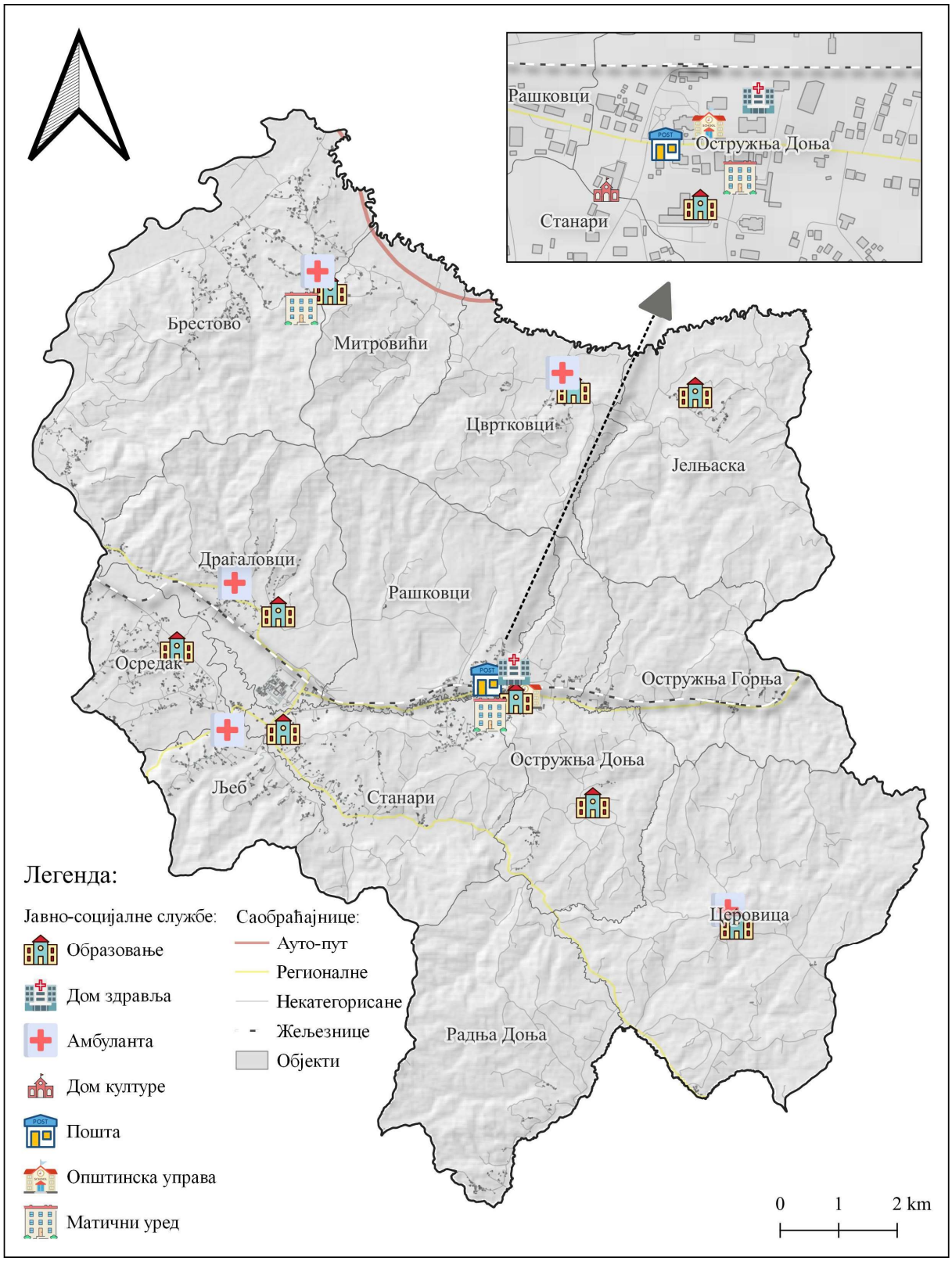
Заступљеност објеката јавно-социјалних служби у насеобинској мрежи је релативно ретка, али просторно концентрисана уз саобраћајнице вишег реда, тачније уз деоницу магистралног пута М–18 и деоницу регионалног пута Р–459. Анализа заступљености и просторног распореда објеката јавно-социјалних служби указује на то да у већини насеља, то јесте у 52,00% насеобинске мреже, није заступљен ни један објекат јавно-социјалних служби.



Слика 30. Просторни распоред објеката јавно-социјалних служби
на територији општине Угљевик

У насеобинској мрежи **општине Станари** објекти јавно-социјалних служби имају релативно равномеран просторни распоред (Слика 31). У домену образовања, у насеобинској мрежи заступљен је само један објекат предшколских установа који се налази у насељу Станари. Мрежу основних школа чине једна централна (деветогодишња) и девет подручних (петогодишњих) школа. Централна деветогодишња школа налази се у насељу Станари, а подручна одељења налазе се у насељима: Станари, Брестово, Цвртковци, Церовица, Јелањска, Оструњна Доња, Драгаловци и Осредак. Када је реч о средњошколском образовању, на подручју општине не постоји средња школа. Објекти јавно-социјалне службе у домену образовања су, у односу на друге службе, највише заступљени и равномерно просторно распоређени. Служба здравствене заштите организована је кроз дом здравља и подручне амбуланте. Дом здравља смештен је у насељу Станари, а подручне амбуланте смештене су у насељима: Церовица, Драгаловци, Цвртковци, Брестово и Љеб. Објекти јавних установа

културе смештени су у насељу Станари, а чине их библиотека и дом културе, то јесте центар за културу. Мрежа поштанских објеката је ретка, то јесте, објекти поште налазе се у насељима Станари и Драгаловци. Објекти јавне управе такође ретко су заступљени у насеобинској мрежи. Општинска управа смештена је у насељу Станари, а матични уред у насељу Брестово.



Слика 31. Просторни распоред објеката јавно-социјалних служби на територији општине Станари

Заступљеност објеката јавно-социјалних служби у насеобинској мрежи релативно је ретка, али просторно концентрисана уз саобраћајнице вишег реда, тачније уз деонице регионалног пута Р–474 и Р–473, као и уз жељезничку пругу Добој–Бања Лука. Анализа заступљености и просторног распореда објеката јавно-социјалних служби указује на то да у неколико насеља, то јесте у 30,70% насеобинске мреже, није заступљен ни један објекат јавно-социјалних служби.

У све три општине јавно-социјалне службе су најчешће концентрисане у општинским центарима, што потврђује њихову доминантну улогу као примарних функционалних центара. Општина Гацко има најизраженију централизацију, док Угљевик и Станари показују релативно равномернији распоред услуга, пре свега захваљујући широј мрежи основних школа. Иако је општински центар најбоље опремљен, значајан број насеља нема ниједан објекат јавно-социјалних служби. Овако неуравнотежена организација јавно-социјалних служби може представљати један од фактора који подстичу исељавање становништва ка функционално опремљенијим насељима, пре свега ка општинском центру, али и ка насељима суседних општина. Посебно је важно истаћи да недовољна заступљеност појединих служби, нарочито објеката здравствене заштите, додатно може појачати овакве миграционе тенденције.

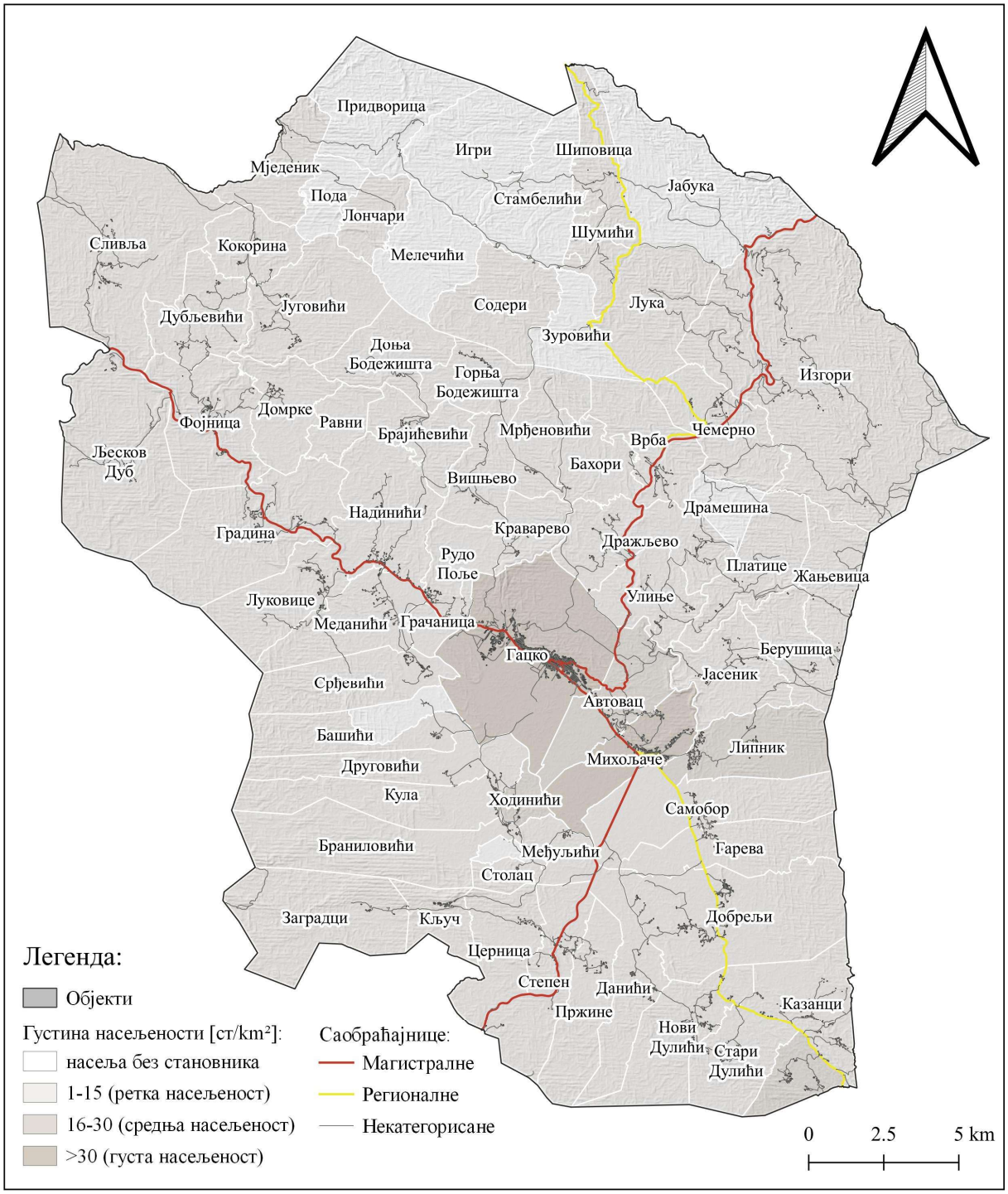
5.2.6. Инфраструктурни системи као фактор формирања мрежа и просторне интеграције насеља

Инфраструктурни системи подразумевају саобраћајну, енергетску, хидротехничку инфраструктуру, као и инфраструктуру телекомуникационог саобраћаја. Као фактор формирања и просторне интеграције насеља од суштинске важности је заступљеност и просторни размештај саобраћајне инфраструктуре.

На простору **општине Гацко** од саобраћајне инфраструктуре заступљене су само друмске саобраћајнице. Кроз простор општине пролазе деонице магистралног пута М–20 и М–6.1, те деоница регионалног пута Р–432 и Р–434. У мрежи друмског саобраћаја заступљене су и саобраћајнице нижег реда у виду локалних путева (Слика 32). Укупна дужина деоница магистралног пута на простору општине износи 70,2 km, регионалног 48,11 km, а локалних путева 321,95 km (Општина Гацко, 2021). Када је реч о просечној густини саобраћајне мреже она износи 16,24 km/100 km^2, што представља нижу вредност од републичког просека (16,5 km/100 km^2). Поред ниске густине, саобраћајна мрежа је и просторно неравномерно заступљена. Велики део насеља нема приступ, то јесте удаљен је од саобраћајница вишег реда, а у неким случајевима нема развијену ни мрежу локалних, то јесте некатегорисаних путева. Пример таквих насеља су: Башићи, Друговићи, Кула, Заградци, Кључ, Пода, Лончари, Мелечићи, Содери, Горња Бодежишта и Равни.

Као што је раније напоменуто, уз деонице магистралног и регионалног пута концентрисана је већина објеката јавно-социјалних служби. Такође, уз поменуте путне саобраћајнице присутна је концентрација изграђених објеката и густине насељености (Слика 32). На простору општине Гацко није развијен железнички, водни нити авио собраћај.

Када је реч о енергетској инфраструктури, као најважнији енергетски објекат издваја се термоелектрана у насељу Гацко. Сва насеља у насеобинској мрежи су електрификована, с тим да су потребна улагања у реконструкцију електро-енергетске мреже у појединим рубним насељима. Регулисаним водоснадевањем обухваћено је око 70% домаћинстава у насеобинској мрежи, док је канализационим системом обухћена једна трећина становништва која станује у централном насељу Гацко. Када је реч о инфраструктури телекомуникационог саобраћаја, целокупна насеобинска мрежа је покривена сигналом мобилне мреже (Општина Гацко, 2021).



Слика 32. Саобраћајна инфраструктура у насеобинској мрежи општине Гацко

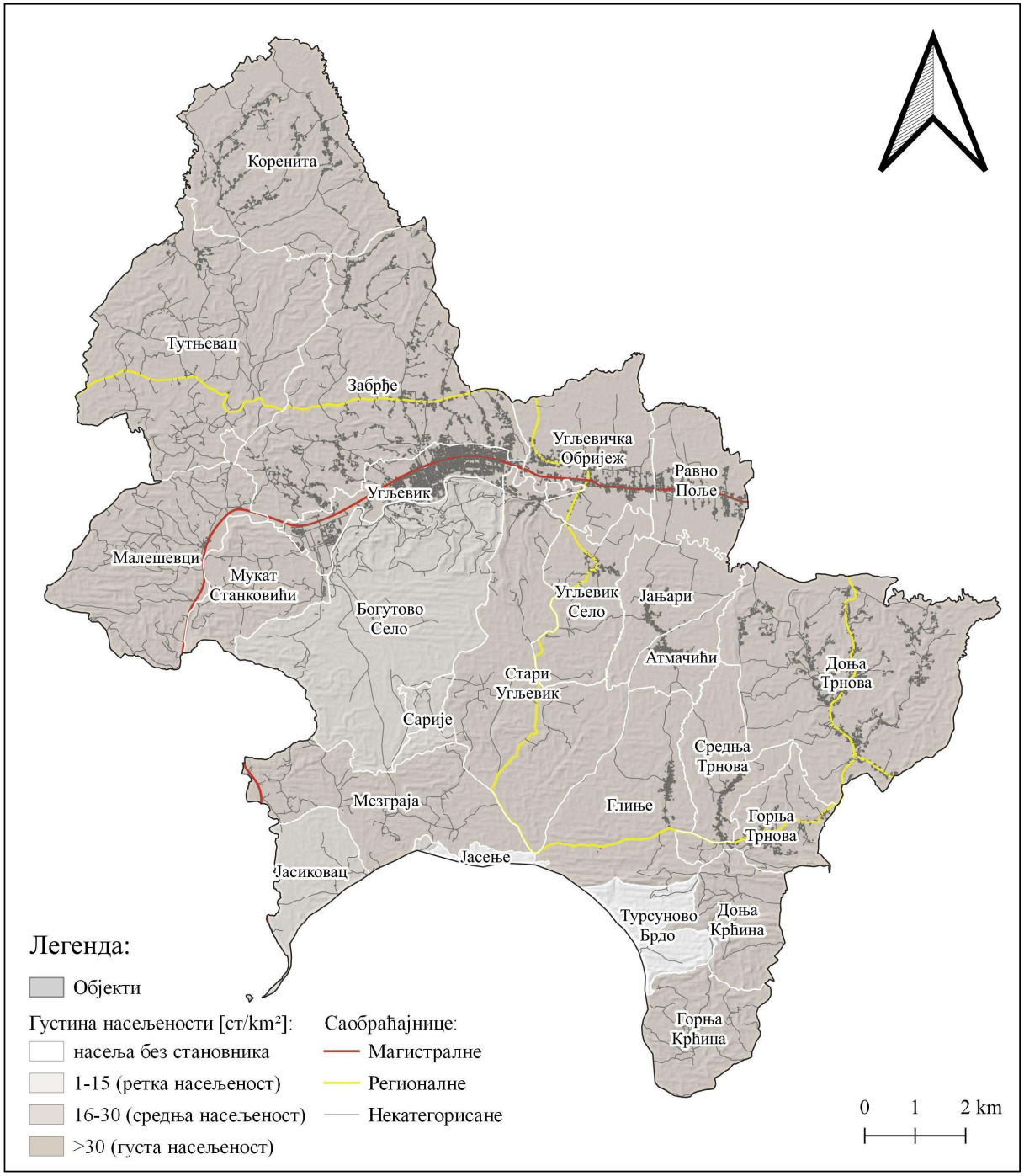
На простору **општине Угљевик** од саобраћајне инфраструктуре заступљене су само друмске саобраћајнице. У прошлости је, за потребе превоза угља, постајао крак железничке пруге који је укинут 1979. године. Кроз простор општине пролази деоница магистралног пута М–18, те деоница регионалног пута Р–459. У мрежи друмског саобраћаја заступљене су и саобраћајнице нижег реда у виду локалних, то јесте некатегорисаних путева. Укупна дужина деоница магистралног пута на простору општине износи 14,81 km, регионалног 29,85 km, а локалних путева 146,09 km (Завод за урбанизам и пројектовање, 2014). Када је реч о просечној густини саобраћајне мреже она износи 26,20 km/100 km^2, што представља вишу вредност од републичког просека (16,5 km/100 km^2). Саобраћајна мрежа је просторно равномерно заступљена. Мањи део насеља нема приступ, то јесте удаљен је од саобраћајница вишег реда, а у неким случајевима нема развијену ни мрежу локалних, то јесте некатегорисаних путева.

Пример таквих насеља су Стари Угљевик и Угљевик Село кроз које пролази регионални пут Р-459 који је посредством експлоатације угља урушен (Слика 33), а саобраћај на њему обустављен те су наведена насеља саобраћајно изолована.

Слика 33. Урушена деоница регионалног пута Р-459 у насељу Стари Угљевик, јул 2025. године (Аутори: Драгица Делић и Лука Сабљић)

Већина објеката јавно-социјалних служби просторно је концентрисана уз деонице магистралног и регионалног пута. Такође, дуж поменутих саобраћајница присутна је концентрација изграђених објеката и густине насељености (Слика 34).

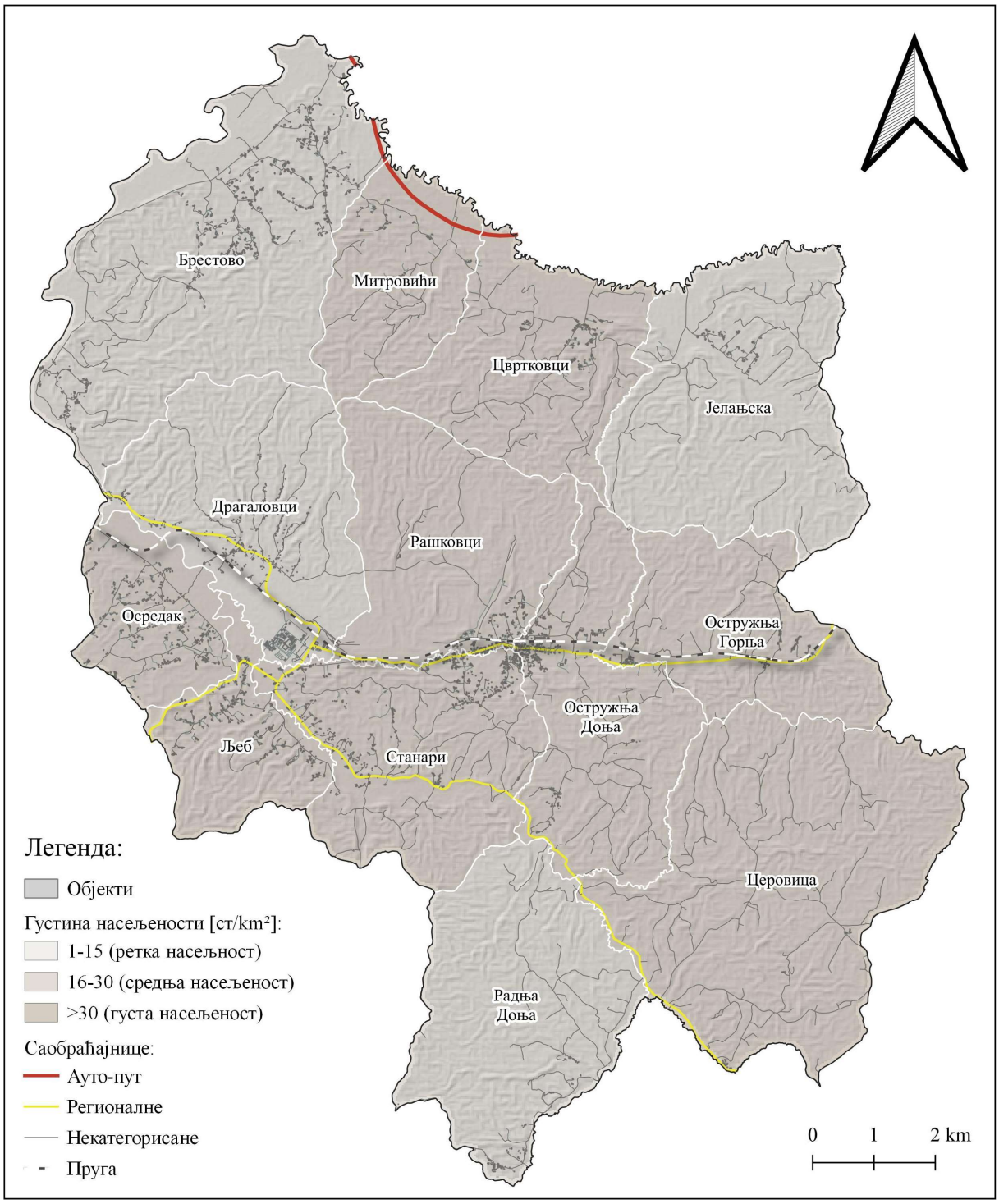
Када је реч о енергетској инфраструктури, као најважнији енергетски објекат издваја се термоелектрана у насељу Угљевик. Сва насеља у насеобинској мрежи су електрификована, а мрежа насеља је равномерно покривена високонапонском мрежом. Такође, након изградње термоелектране изграђен је вреловод до насеља Угљевик у коме је делимично заступљено централно грејање. Водоснабдевање становништва врши се из општинског и локалних водовода чиме су обухваћена сва насеља у насеобинској мрежи. Канализационим системом обухваћено је само становништво које станује у централном насељу Угљевик. Када је реч о инфраструктури телекомуникационог саобраћаја, целокупна насобинска мрежа је покривена сигналом мобилне мреже (Завод за урбанизам и пројектовање, 2014).



Слика 34. Саобраћајна инфраструктура у насеобинској мрежи општине Угљевик

На простору **општине Станари** од саобраћајне инфраструктуре заступљене су железничке и друмске саобраћајнице. На железничкој прузи Добој–Бања Лука, која пролази кроз централни део насеобинске мреже, одвија се путнички и теретни саобраћај. Кроз простор општине пролази деоница аутопута 9. јануар (Бања Лука–Добој) и деонице регионалног пута Р–474а, Р–474 и Р–473. У мрежи друмског саобраћаја заступљене су и саобраћајнице нижег реда у виду локалних, то јесте некатегорисаних путева (Слика 35). Укупна дужина деоница регионалног пута на простору општине износи 30,73 km (Општина Станари, 2017). Када је реч о просечној густини саобраћајне мреже она износи 19,09 km/100 km^2, што представља вишу вредност од републичког просека (16,5 km/100 km^2). Саобраћајна мрежа просторно је равномерно заступљена. Сва насеља имају приступ деоницама регионалног пута преко развијене мреже локалних саобраћајница. Изузетак је насеље Радња Доња, које у свом западном делу нема развијену мрежу локалних саобраћајница, те брдски простор који представља границу

између насеља Драгаловци, Брестово, Митровићи, Цвртковци и Рашковци. Као што је раније напоменуто, дуж железничке пруге и деонице регионалног пута концентрисана је већина објеката јавно-социјалних служби. Такође, уз поменуте путне саобраћајнице присутна је концентрација изграђених објеката и густине насељености (Слика 35).



Слика 35. Саобраћајна инфраструктура у насеобинској мрежи општине Станари

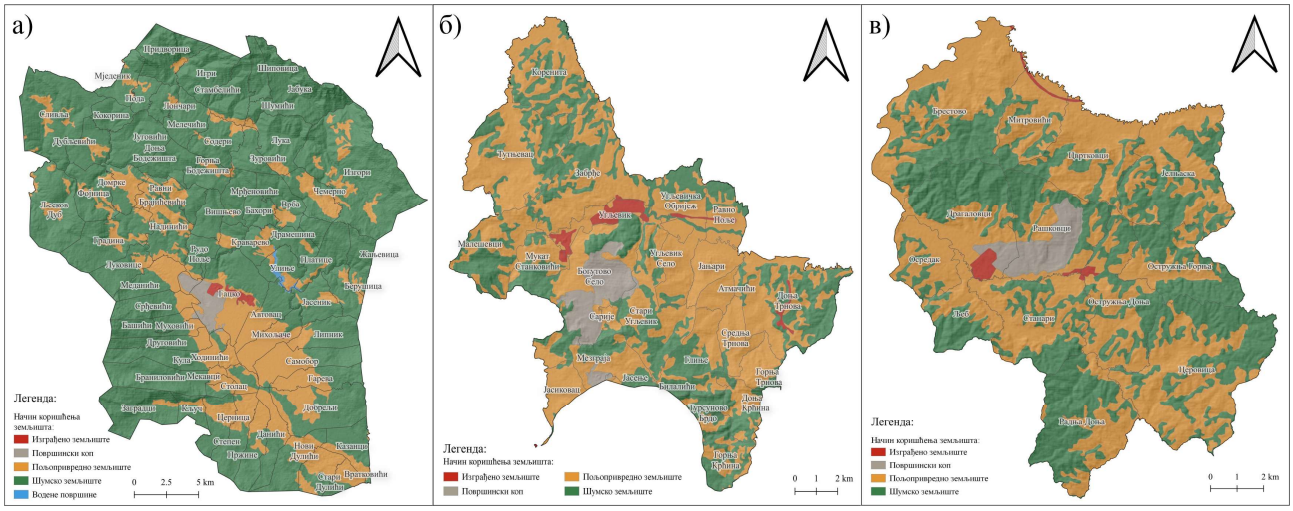
Када је реч о енергетској инфраструктури, као најважнији енергетски објекат издваја се термоелектрана у насељу Драгаловци. Сва насеља у насеобинској мрежи електрификована су, а мрежа насеља равномерно је покривена високонапонском мрежом. Водоснабдевање путем водоводне мреже постоји само у насељима Станари, Рашковци и Остружња Доња. У насеобинској мрежи не постоји канализациона мрежа. Када је реч о инфраструктури

телекомуникационог саобраћаја, целокупна насобинска мрежа покривена је сигналом мобилне мреже (Институт за грађевинарство “ИГ,” 2017).

Посматрано у целини, општине Угљевик и Станари имају повољнију саобраћајну инфраструктуру и равномернију густину саобраћајне мреже, док простор општине Гацко карактеришу нижа густина и изражена просторна неравномерност, што повећава изолованост рубних насеља. Због ширења експолатационих поља и транспорта угља постојећа саобраћајна инфраструктура у све три општине се девастира, а истовремено се јавља потреба за изградњом нових саобраћајних траса. Заједничко обележје све три општине је концентрација јавних функција, изграђених структура и становништва уз главне саобраћајне коридоре, као и доминантни рударско-енергетских објекти у оквиру енергетске инфраструктуре.

5.2.7. Структура коришћења земљишта

У структури коришћења земљишта на простору **општине Гацко** највећи удео заузима шумско – 77,07% (561,46 km^2) и пољопривредно земљиште – 21,44% (156,16 km^2). Мање уделе заузимају површине под површинским копом – 0,98% (7,14 km^2), изграђено земљиште – 0,34% (2,47 km^2) и водене површине – 0,17% (1,24 km^2). Просторна расподела земљишта према начину коришћења показује да је пољопривредно земљиште углавном концентрисано у централном и јужном делу општине, а местимично се јавља и у северном делу. Шумско земљиште распрострањено је у рубним деловима општине (Слика 36а). Површине под површинском копом налазе се у централном делу пољопривредног земљишта. Ово указује на просторне конфликте између рударских активности и пољопривредне делатности, с обзиром на њихову међусобну искључивост.



Слика 36. Просторни распоред структуре коришћења земљишта на простору општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) (према European Environment Agency, 2019)

На простору **општине Угљевик** у структури коришћења земљишта највећи удео заузима пољопривредно – 58,02% (98,89 km^2) и шумско земљиште – 35,23% (60,04 km^2). Мање уделе заузимају површине под површинским копом – 4,78% (8,14 km^2) и изграђено земљиште – 1,97% (3,36 km^2). Просторна расподела земљишта према начину коришћења указује на концентрацију пољопривредног земљишта у зони која се простире од северо-западних до југо-источних делова општине. Шумско земљиште распрострањено је местимично у рубним деловима општине (Слика 36б). Површине под површинском копом налазе се у централном и делимично јужном делу општине и у директном су контакту са пољопривредним и делимично са шумским земљиштем, што имплицира просторни конфликт с обзиром на искључивост карактера рударског земљишта и пољопривредних активности.

У структури коришћења земљишта на простору **општине Станари** највећи удео заузима пољопривредно – 52,13% (83,92 km^2) и шумско земљиште – 43,23% (70,27 km^2). Мање уделе заузимају површине под површинским копом – 3,31% (5,33 km^2) и изграђено земљиште – 0,91% (1,47 km^2). Просторна расподела земљишта према начину коришћења указује на концентрацију пољопривредног земљишта у зони која се простире на северном и западном делу општине. Шумско земљиште распрострањено је оазно у северо-западном, јужном и југо-источном делу општине (Слика 36в). Површине под површинским копом налазе се у централном делу општине и у директном контакту су са пољопривредним и делимично са шумским земљиштем, што имплицира просторни конфликт с обзиром на искључивост карактера пољопривредних и рударских активности.

У целини посматрано, у све три општине најзаступљеније је пољопривредно и шумско земљиште, али са различитим односом њиховог учешћа, што одражава специфичности природних услова и начина привређивања. Општина Гацко издваја се изразитом доминацијом шумског земљишта, док у општинама Угљевик и Станари већи удео има пољопривредно земљиште. Заједничка карактеристика све три општине јесте просторна позиционираност површинских копова у зонама пољопривредног и делимично шумског земљишта, што указује на изражене просторне конфликте између рударских активности и традиционалних начина коришћења земљишта. Оваква структура коришћења земљишта потврђује снажан утицај експлоатације угља на трансформацију простора и повећан притисак на пољопривредне и шумске ресурсе.

Анализа друштвено-географских карактеристика мрежа насеља општина Гацко, Угљевик и Станари показује заједничка обележја, али и јасно изражене разлике у степену демографске стабилности, функционалне развијености и просторне интегрисаности. У све три општине присутни су неповољни трендови природног и механичког кретања становништва, старење популације, концентрација становништва, запослености и јавно-социјалних функција у општинским средиштима, као и снажан утицај рударско-енергетског комплекса на дневне миграције, економску структуру и организацију мреже насеља. Општина Гацко издваја се најизраженијом демографском поларизацијом, ниском густином насељености, већим бројем патуљастих насеља и насеља без становника, као и најслабијом просторном интегрисаношћу. Општина Угљевик има повољније демографске и функционалне одлике, али и јасно видљиве последице депопулације, миграционих промена и просторне трансформације условљене експлоатацијом угља. Општина Станари показује најравномернији просторни распоред становништва, запослености, јавно-социјалних служби и саобраћајне повезаности, али истовремено и најнеповољнија обележја старосне структуре, мању просечну величину домаћинстава и већи значај прихода из пензије. Заједничко обележје све три општине представља снажан утицај рударске делатности на развој енергетске инфраструктуре. Такође површинска експлоатација утиче и на структуру коришћења земљишта, при чему се одвија у зонама пољопривредног и делимично шумског земљишта. У целини посматрано, мреже насеља анализираних општина представљају просторне системе чији је развој у значајној мери условљен рударском делатношћу, али са израженим разликама у степену просторних неједнакости. Утврђене друштвено-географске карактеристике мрежа насеља представљају аналитичку основу за разматрање просторне и функционалне трансформације насеља у зонама експлоатације угља.

6. ПРОСТОРНО-ФУНКЦИОНАЛНА ТРАНСФОРМАЦИЈА НАСЕЉА У ЗОНАМА ЕКСПЛОАТАЦИЈЕ УГЉА

Површинска експлоатација угља, поред утицаја на очигледне промене у морфофизиономији простора, представља и узрок сложених процеса у насеобинској мрежи на подручју на коме се одвија. Ови процеси нису очигледни нити лако мерљиви у кратком временском периоду, али континуирана експлоатација, која временом поприма све веће просторне размере, чини их видљивијим. Сложени процеси који се одвијају у мрежи насеља огледају се у променама демографских карактеристика, миграционим токовима, променама функционалне структуре и хијерархије насеља, као и у променама у структури коришћења земљишта. Ове промене су узрочно–последично повезане и чине комплексан процес просторне, демографске и функционалне трансформације насеобинске мреже у простору захваћеном површинском експлоатацијом угља.

Како би се сагледале насеобинске промене на територији општина **Гацко, Угљевик и Станари**, спроведена је анализа скупа просторно-функционалних индикатора на нивоу насеља, са посебним освртом на насеља у којима се одвија површинска експлоатација угља. Компаративна анализа усмерена је на два временска пресека: **1971. годину**, као период пре интензивне експлоатације угља, и **2013. годину**, која представља савремени период и уједно годину последњег пописа становништва.

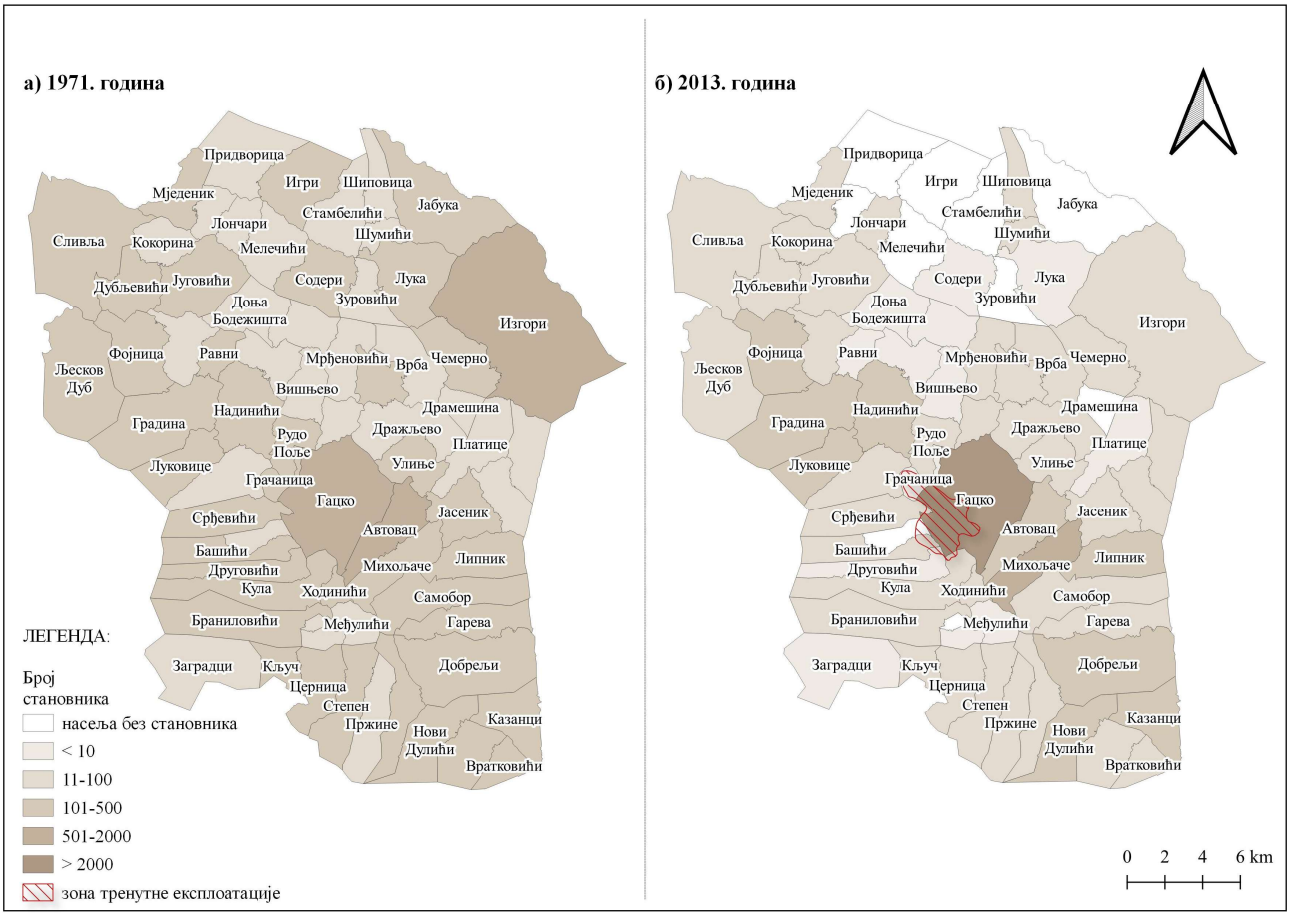
Анализирани индикатори обухватају: промене броја становника и демографске величине насеља, промене густине насељености, динамику изградње стамбеног фонда, промене просечне величине домаћинства, промене просторног распореда запосленог становништва, промене функционалне структуре насеља, хијерархијске односе у мрежи насеља, промене односа базних и небазних делатности и степена концентрације делатности, као и промене у структури коришћења земљишта.

Током анализираног периода мрежа насеља **општине Угљевик** претрпела је одређене административно-територијалне промене, које су обухватале изузимање појединих насеља и делова насеља, као и формирање нових насеља издвајањем из постојећих. Ове промене, детаљно објашњене у потпоглављу 4.2., представљају методолошко ограничење истраживања због недоступности катастарских граница насеља у њиховим ранијим административним оквирима, те је компаративна анализа спроведена на основу актуелне мреже насеља.

6.1. Промена броја становника и демографске величине насеља

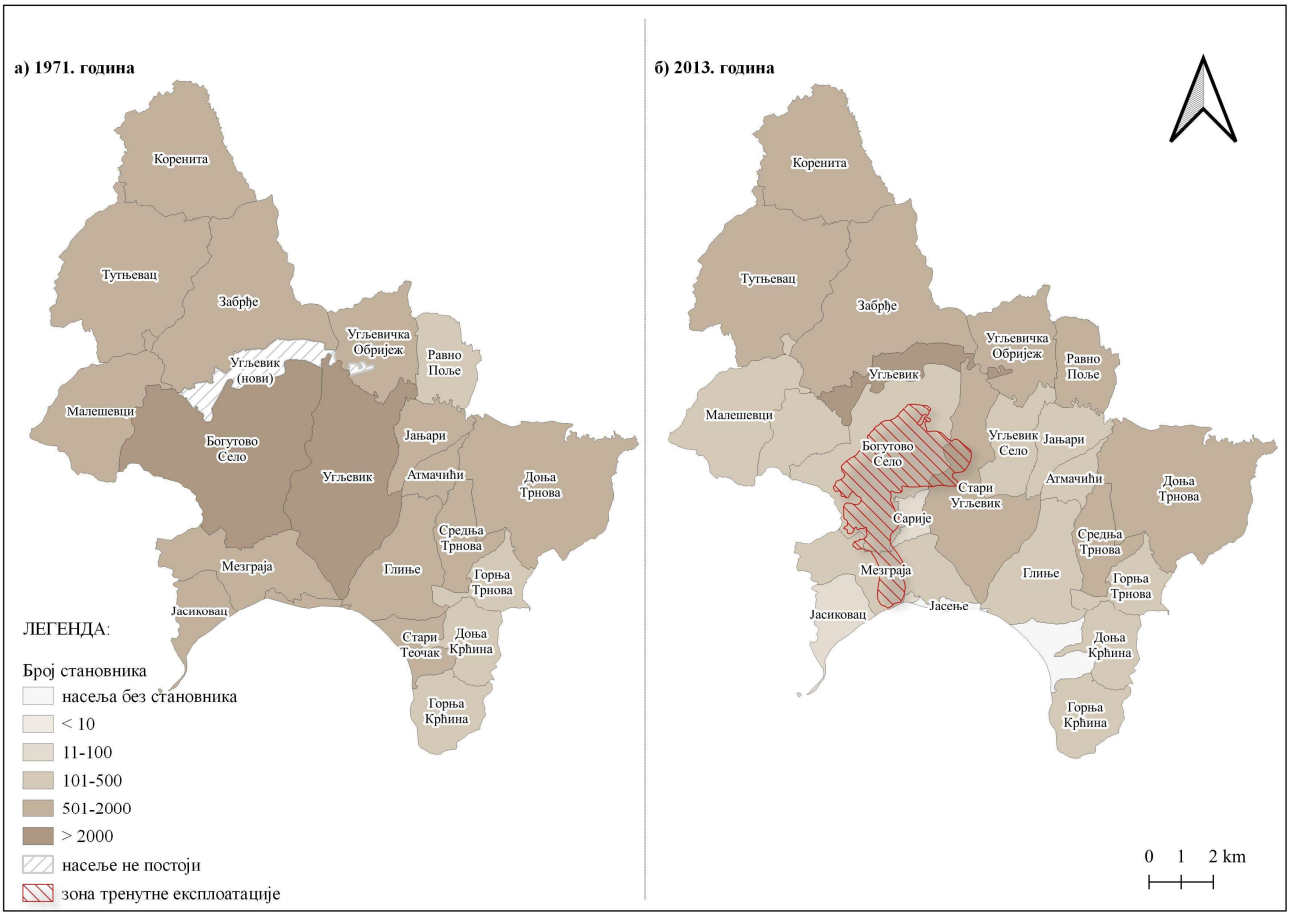
У анализираном периоду (1971–2013) у мрежама насеља општина Гацко, Угљевик и Станари одвијао се интензиван процес депопулације, чији су интензитет, просторна дистрибуција и ефекти на демографску структуру становништва били просторно диференцирани.

У **општини Гацко** у посматраном периоду у скоро свим насељима забележено је смањење броја становника. Највећи апсолутни губици евидентирани су у насељима Изгори, Грачаница и Сливља. Већина насеља (59,15%) забележила је смањење до 100 становника, док је у четвртини насеља забележен губитак већи од 100 становника. Изузетак у оквиру мреже насеља представљају насеља Добрељи, Михољаче, а нарочито општинско средиште **Гацко**, које је забележило значајано повећање броја становника (+3 614), што је резултирало преласком у категорију популационо великог насеља. Насеља која се налазе у зони површинске експлоатације угља, са изузетком насеља Гацко, карактерише интензивнији депопулациони процес, који се манифестује преласком у ниже категорије демографске величине, као и појавом насеља у фази гашења и насеља без становништва (Слика 37).



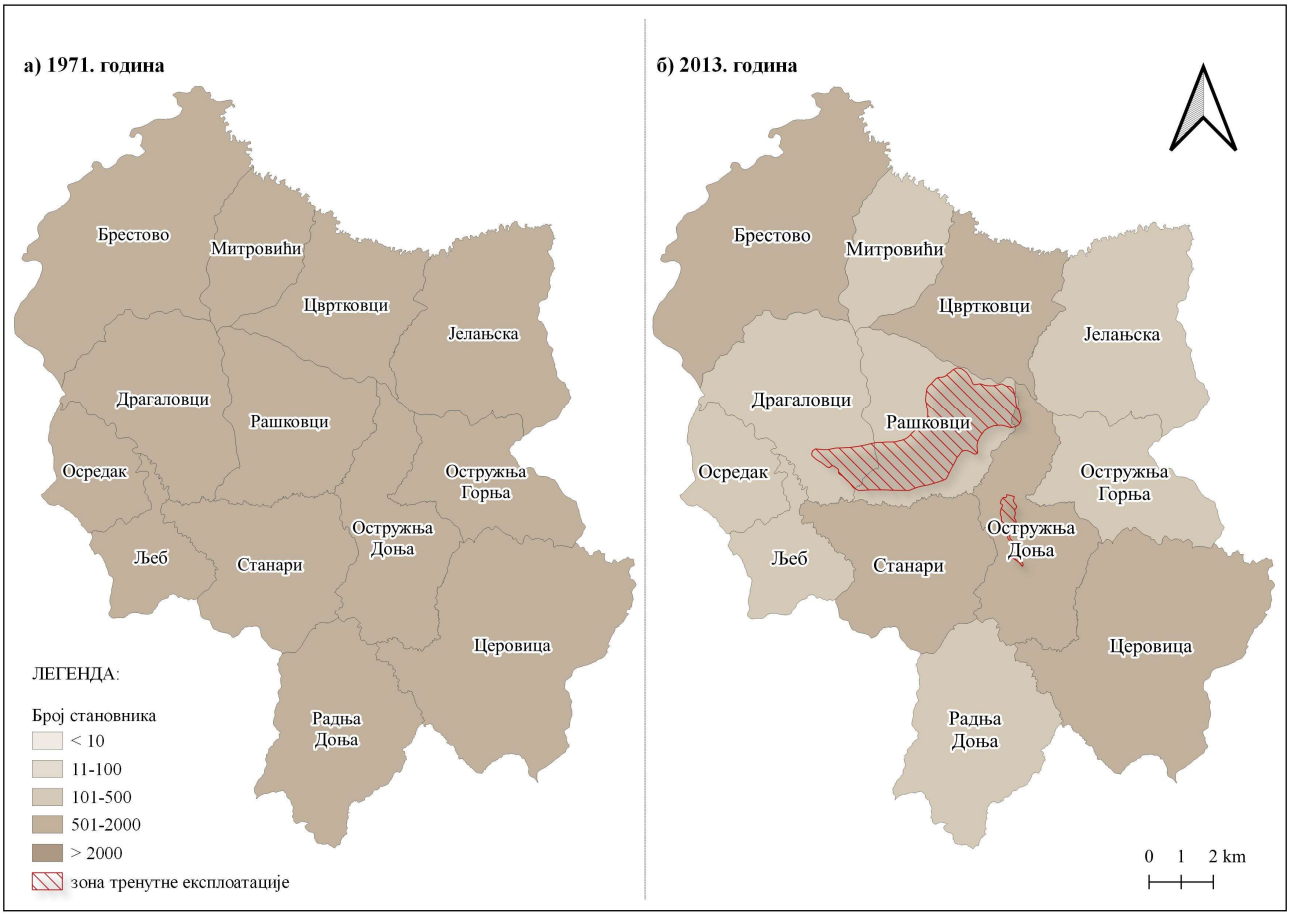
Слика 37. Промена демографске величине насеља општине Гацко у периоду 1971–2013. године

Највећи интензитет демографског пражњења простора регистрован је у **општини Угљевик**, при чему су насеља Сарије, Богутово Село и Мукат Станковићи забележила најизраженије апсолутне губитке становништва. За разлику од општине Гацко, овде је смањење броја становника доминантан и у популационо већим и у мањим насељима, а посебно је изражен у насељима захваћеним површинском експлоатацијом угља која су прешла у ниже категорије демографске величине. Специфичност у насеобинској мрежи општине Угљевик представља формирање новог насеља **Угљевик**, које је у анализираном периоду прешло из категорије насеља без становништва у категорију великих насеља. Ова промена условљена је процесима пресељавања становништва из експроприсаних насеља и административно-територијалном трансформацијом, што представља методолошко ограничење у прецизном праћењу демографске динамике. Упркос томе, укупан резултат је изразито смањење удела средњих и великих насеља и појава патуљастих насеља (Слика 38).



Слика 38. Промена демографске величине насеља општине Угљевик у периоду 1971–2013. године

У **општини Станари** у посматраном периоду евидентирано је смањење броја становника у свим насељима, при чему су апсолутни губици били мањег интензитета у поређењу са општином Угљевик. Највеће смањење броја становника регистровано је у насељима Брестово и Драгаловци, док су у осталим насељима губици били умеренијег обима. За разлику од претходно анализираних општина, мрежу насеља општине Станари 1971. године одликовала је потпуна хомогеност у погледу демографске величине, с обзиром на то да су сва насеља припадала категорији средње величине. Током анализираног периода дошло је до унутрашње диференцијације насеобинске мреже и формирања категорије малих насеља, која 2013. године чине већински тип у структури мреже (Слика 39). Насеља лоцирана у зони експлоатације угља (Драгаловци и Рашковци) прешла су у ниже категорије демографске величине, док су поједина насеља, упркос евидентираном смањењу броја становника, задржала постојећу популациону величину.



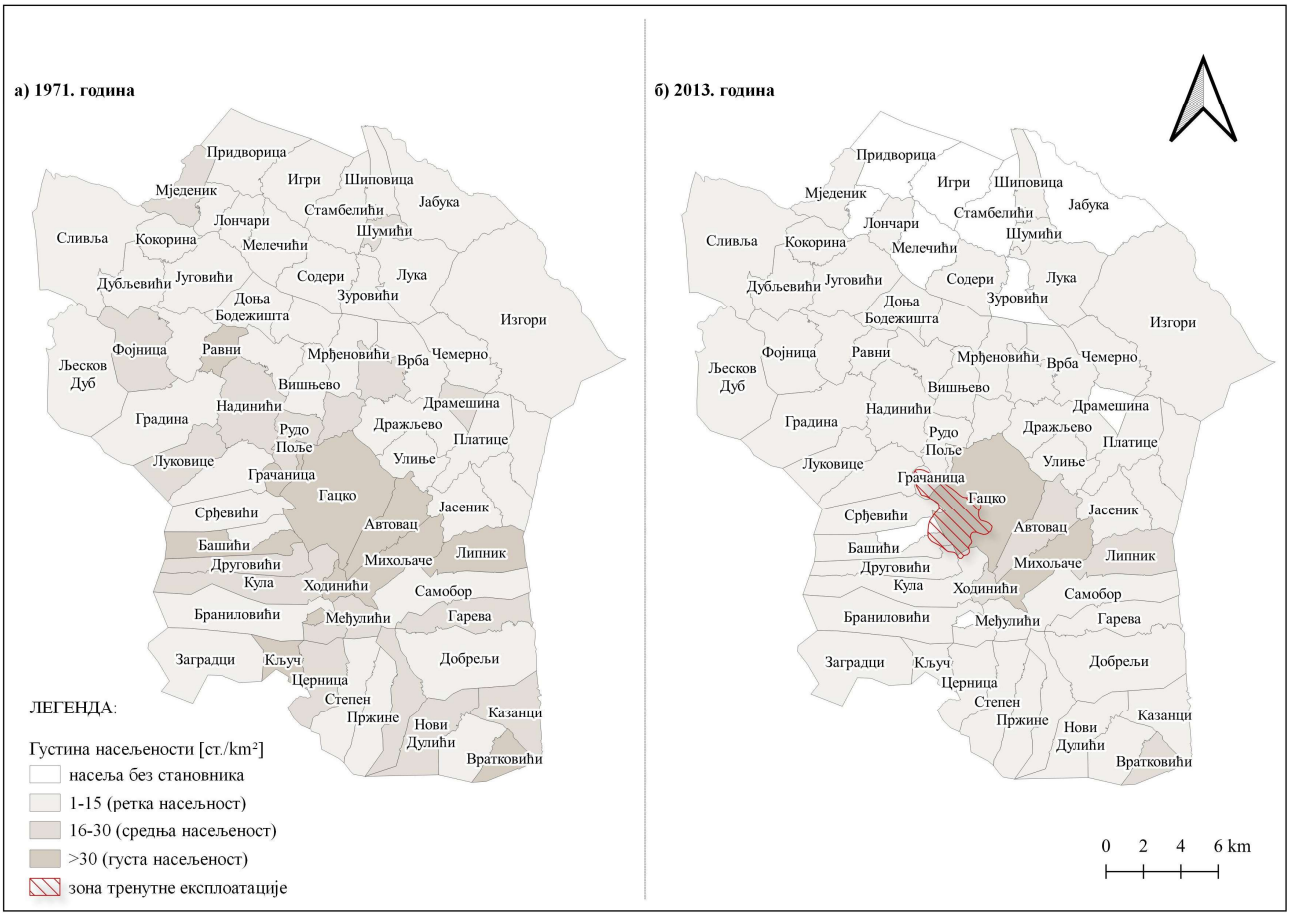
Слика 39. Промена демографске величине насеља општине Станари у периоду 1971–2013. године

Посматрано компаративно, резултати анализе указују на то да површинска експлоатација угља представља значајан фактор депопулационих кретања у све три општине, при чему је интензитет демографских последица просторно диференциран. Најизраженији ефекти уочавају се у општини Угљевик, умерени у општини Гацко, док су у општини Станари релативно мањег интензитета. Истовремено, јачање функција општинских центара (Гацко и Угљевик) условило је концентрацију становништва у административним средиштима и допринело израженој поларизацији мреже насеља.

6.2. Промена густине насељености

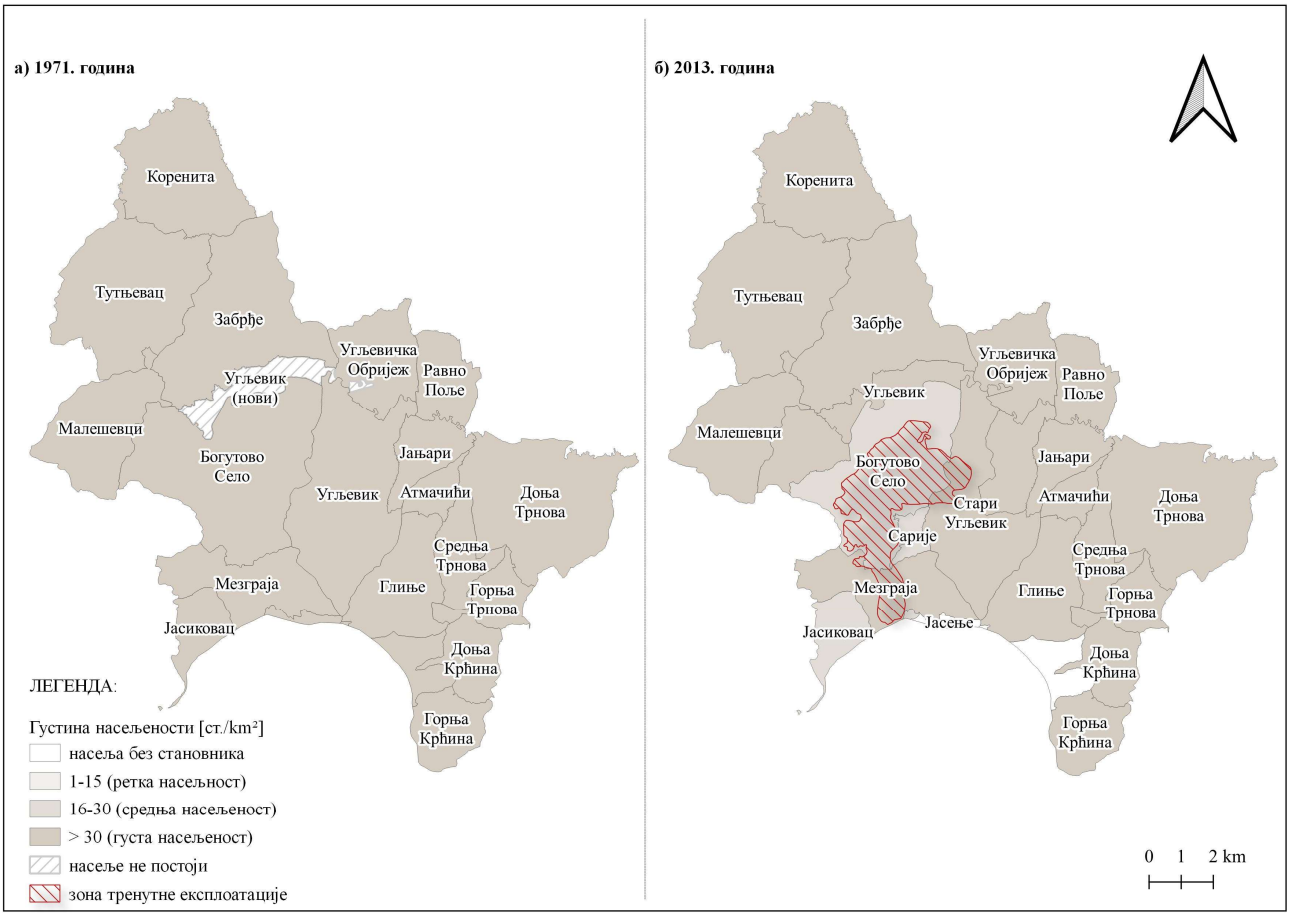
Последично променама у броју становника, у насељима на територији општина **Гацко, Угљевик и Станари** дошло је до значајних промена у густини насељености, које указују на општи тренд **разређивања насеобинског простора**, уз просторно диференциране интензитете и обрасце.

У **општини Гацко** доминирао је процес изразитог смањења густине насељености. Иако насеља у којима је евидентирано повећање броја становника (Гацко и Михољаче) нису променила категорију густине и задржала су статус густо насељених, укупан удео насеља са ретком насељеношћу значајно је порастао – са 59,15% 1971. године на 77,46% 2013. године (Слика 40). Истовремено је регистровано смањење удела насеља са средњом и густом насељеношћу. Насеља лоцирана у зони површинске експлоатације угља испољавају најинтензивније негативне промене густине насељености, при чему су готово сва променила категорију густине насељености, најчешће прелазећи у категорију ретко насељених насеља. Посебно изражена трансформација забележена је у насељу **Грачаница**, где је густина насељености смањена са 141,73 ст/km² на 2,90 ст/km².



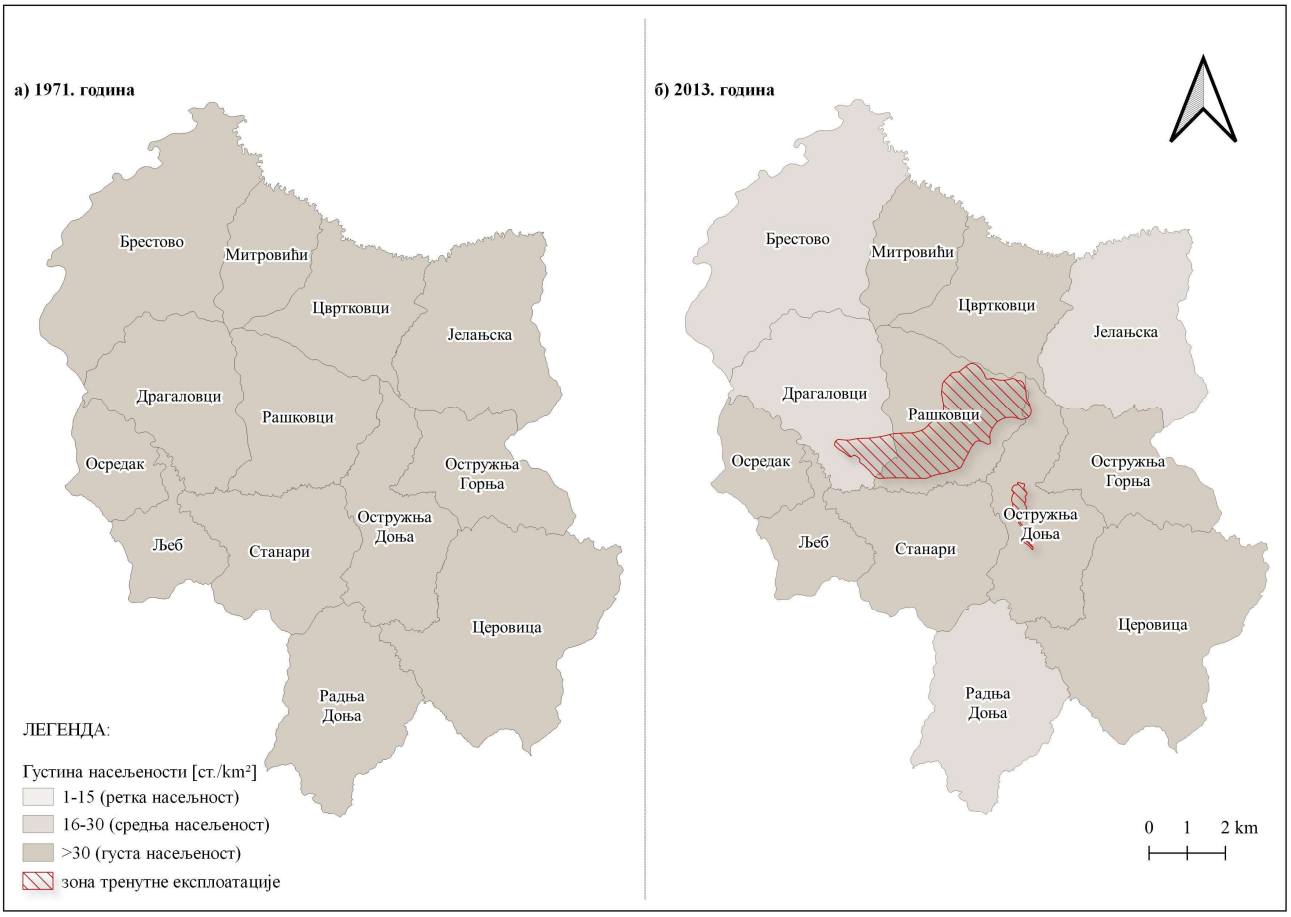
Слика 40. Промена густине насељености у насеобинској мрежи општине Гацко у периоду 1971–2013. године

У **општини Угљевик** промене густине насељености имају другачији карактер. За разлику од насеља у општини Гацко, 1971. године сва насеља припадала су категорији густо насељених. Током анализираног периода дошло је до диференцијације мреже, при чему се појављују насеља са средњом густином насељености, док категорија ретко насељених насеља није евидентирана (Слика 41). Специфичност ове општине представља новоформирано насеље **Угљевик**, које се одликује изразито високом густином насељености. Упркос томе, у свим насељима која се налазе у зони површинске експлоатације угља регистровано је смањење густине насељености, при чему су насеља Богутово Село и Сарије прешла из категорије густе у категорију средње насељености, док су у осталима забележена значајна апсолутна смањења густине, иако без промене категорије.



Слика 41. Промена густине насељености у насеобинској мрежи општине Угљевик у периоду 1971–2013. године

У **општини Станари** такође је евидентирано опште смањење густине насељености, али са умеренијим структурним променама у односу на претходно анализиране општине. Док су 1971. године сва насеља припадала категорији густо насељених, до 2013. године долази до унутрашње диференцијације мреже и појаве насеља са средњом густином насељености, која чине приближно трећину насеобинске мреже (Слика 42). Насеља лоцирана у зони експлоатације угља углавном нису мењала категорију густине насељености, али су забележила континуирано смањење њених вредности. Изузетак представља насеље **Драгаловци**, које је прешло из категорије густо насељених у категорију средње насељености.



Слика 42. Промена густине насељености у насеобинској мрежи општине Станари у периоду 1971–2013. године

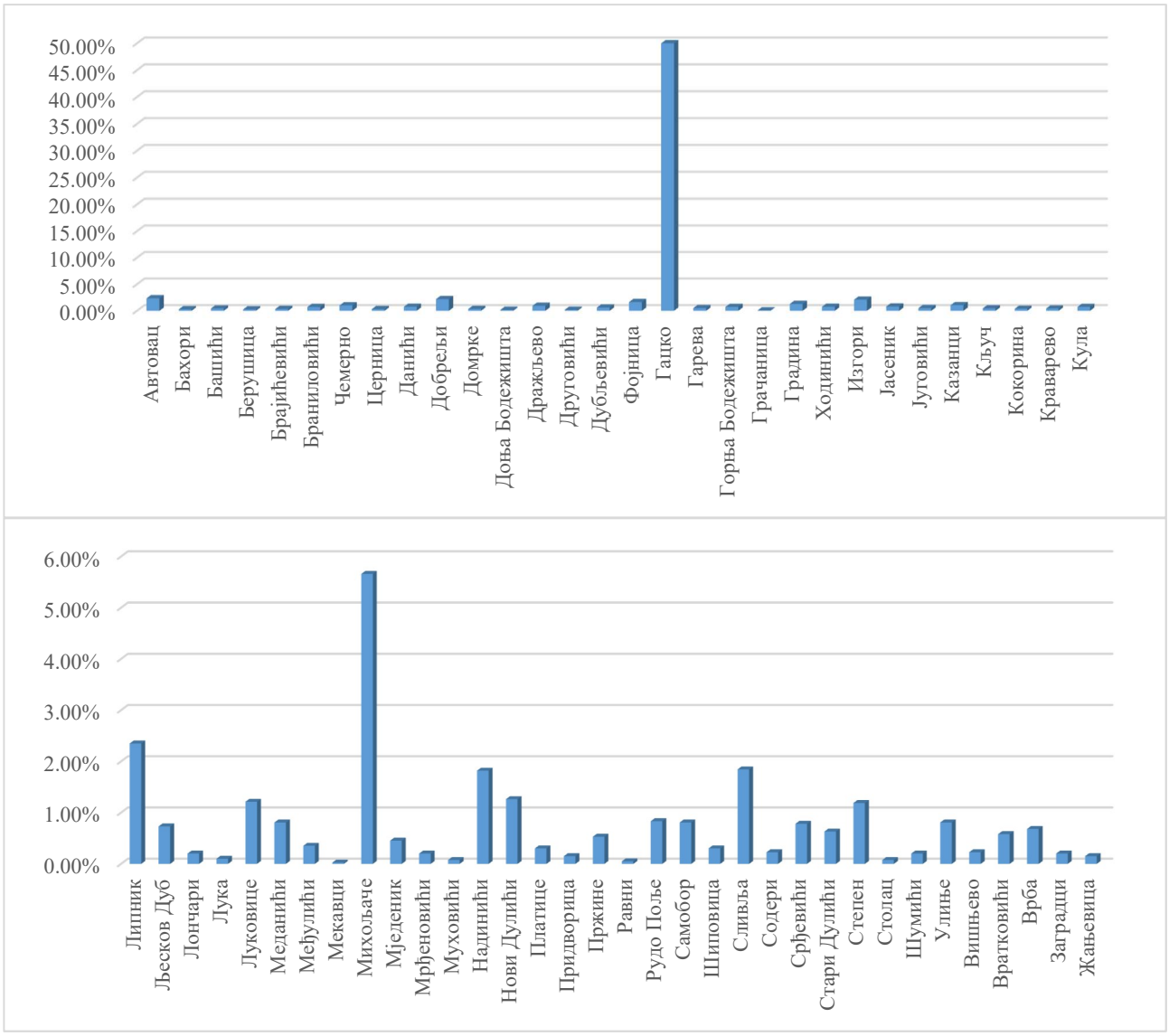
Компаративна анализа указује да су најинтензивније промене густине насељености забележене у општини Гацко, где доминира процес демографског разређивања насеобинског простора и смањење демографске виталности насеља. У општини Угљевик уочава се изражена просторна поларизација, која се манифестује концентрацијом становништва у новоформираном општинском центру и истовременим смањењем густине насељености у зонама површинске експлоатације угља. Насупрот томе, општина Станари испољава релативно стабилнији образац трансформације, који карактерише умерено смањење густине насељености и ограничен обим структурних промена у мрежи насеља.

6.3. Изградња стамбеног фонда

У циљу сагледавања просторне концентрације и временске динамике изградње стамбеног фонда у насељима која су захваћена површинском експлоатацијом угља на територији општина Гацко, Угљевик и Станари, у наставку се анализира удео стамбеног фонда по насељима у укупном фонду, као и структура фонда према периодима изградње, уз посебан осврт на насеља у зони експлоатације угља.

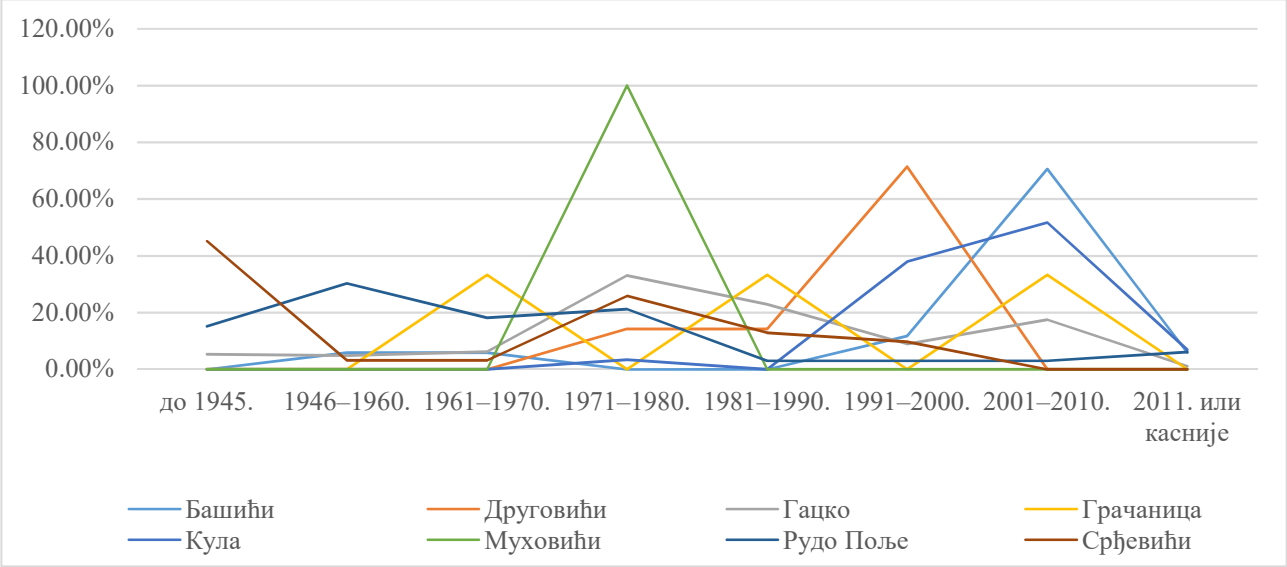
У укупном стамбеном фонду **општине Гацко** највећи удео имају насеља Гацко (51,83%) и Михољаче (5,66%) (Графикон 22). Према периоду изградње највећи удео стамбеног фонда изграђен је у периодима 1971–1981. године (24,69%) и 1981–1990. године (20,17%). Међутим, динамика изградње стамбеног фонда разликује се на нивоу насеља у зависности од појединачних периода изградње. Насеља у којима је највећи удео стамбеног фонда изграђен у најстаријим периодима (до 1945. године и 1946–1960. године) су Брајићевићи, Кокорина, Дубљевићи и Изгори. Након 1960. године, највећи удео стамбеног фонда у појединим насељима везује се за различите деценије, при чему се издвајају Гацко (1971–1980), Дражљево

и Чемерно (1981–1990), Друговићи (1991–2000) и Кула (2001–2010), док у више насеља целокупан стамбени фонд потиче из периода 2001–2010. године. У савременом периоду (после 2011. године) највећи удео стамбене изградње забележен је у насељу Столац. Иако поједина насеља имају висок релативни удео стамбеног фонда изграђеног у одређеним периодима, анализирана динамика не одражава реални обим улагања, јер је више од половине укупног стамбеног фонда концентрисано у насељу Гацко.



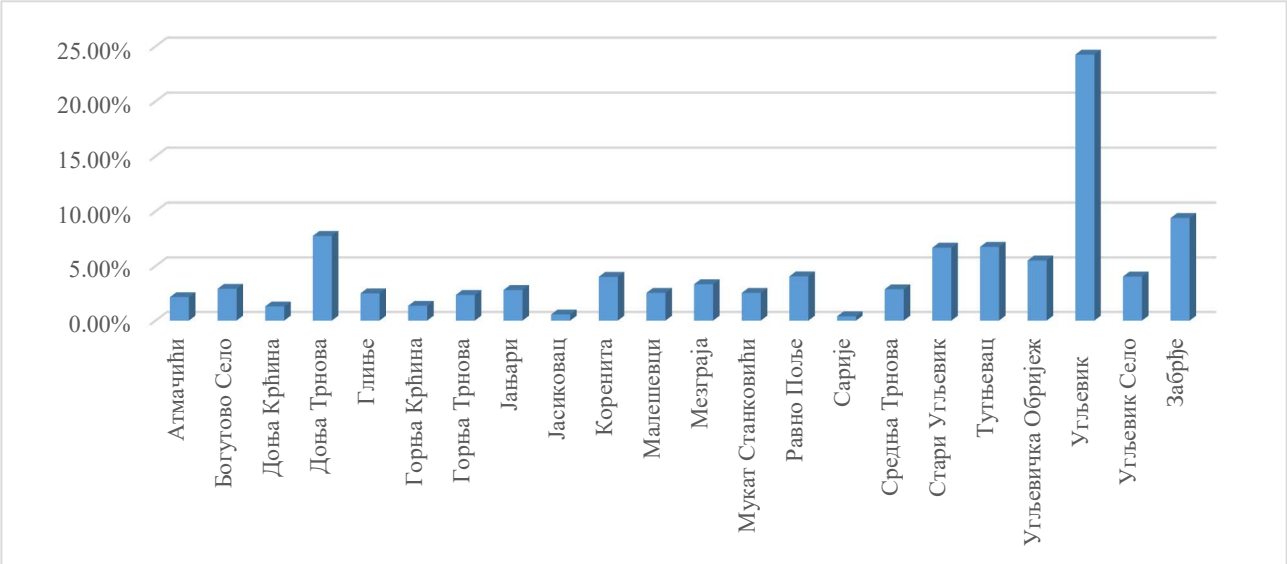
Графикон 22. Удео стамбеног фонда насеља у укупном стамбеном фонду општине Гацко

У насељима која се налазе у зони експлоатације угља не уочава се правилност у динамици изградње стамбеног фонда (Графикон 23). Насеља Башићи (70,59%) и Кула (51,72%) издвајају се по обиму изградње у периоду 2001–2010, насеље Друговићи у периоду 1991–2000 (71,43%), насеље Грачаница у периоду 1961–1970 (70,59%), а насеље Муховићи у периоду 1971–1980 (100,00%). Насеља Рудо Поље (30,00%) и Срђевићи (45,16%) имају највећи удео стамбеног фонда изграђен у периоду 1946–1960. Ипак, удео стамбеног фонда ових насеља у укупном стамбеном фонду општине је мали (0,08–0,83%), те не одражава реални обим улагања у стамбену изградњу.



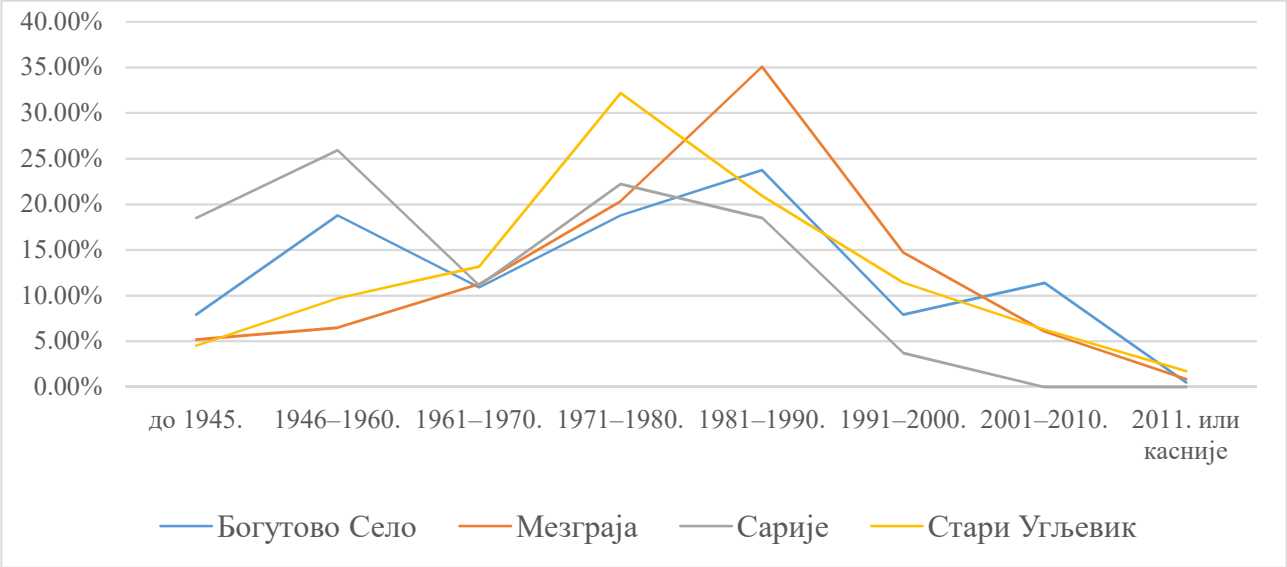
Графикон 23. Динамика изградње стамбеног фонда у насељима у зони експлоатације угља у општини Гацко

У укупном стамбеном фонду **општине Угљевик** највећи удео имају насеља Угљевик (24,25%) и Доња Трнова (7,76%) (Графикон 24). Према периоду изградње, највећи удео стамбеног фонда изграђен током периода 1981–1990. (31,40%) и 1971–1981. године (21,48%). Динамика изградње се, међутим, значајно разликује на нивоу насеља. У најстаријим периодима (до 1945. и 1946–1960. године) већи удео изграђеног стамбеног фонда забележен је у насељима Саније, Горња Крћина и Богутово Село. Изградња у периодима после 1960. године просторно је неуједначена и везује се за различита насеља у зависности од деценије, при чему се издвајају насеља Угљевик Село и Стари Угљевик (1961–1970), насеља Глиње и Јањари (1971–1980), насеља Угљевик и Атмачићи (1981–1990), насеља Јасиковац и Горња Трнова (1991–2000), као и насеља Средња Трнова и Равно Поље (2001–2010). У савременом периоду нешто већи удео стамбеног фонда изграђен је у насељима Доња Крћина и Угљевик. Иако поједина насеља имају висок релативни удео стамбеног фонда изграђеног у одређеним периодима, анализирана динамика не одражава реални обим улагања, јер је готово четвртина укупног стамбеног фонда концентрисана у насељу Угљевик.



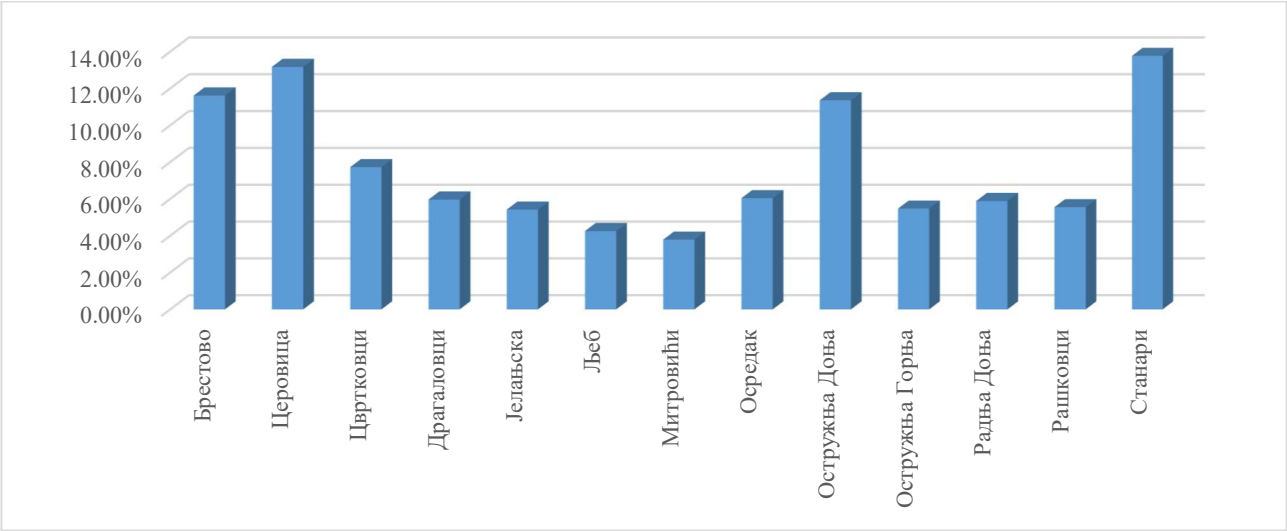
Графикон 24. Удео стамбеног фонда насеља у укупном стамбеном фонду општине Угљевик

У насељима лоцираним у зони експлоатације угља не уочава се правилност у динамици изградње стамбеног фонда. Поједина насеља се издвајају по обиму изградње у одређеним периодима: Богутово Село (23,76%) и Мезграја (35,06%) у периоду 1981–1990, насеље Сарије у периоду 1946–1960 (25,93%) и Стари Угљевик у периоду 1971–1980 (32,18%). Међутим, укупан обим изградње у овим насељима остаје релативно скроман, јер њихови удели у укупном стамбеном фонду општине варирају у распону од 0,39% до 6,68%. Након 1990. године, у свим насељима која се налазе у зони експлоатације угља забележено је смањење изградње стамбеног фонда (Графикон 25).



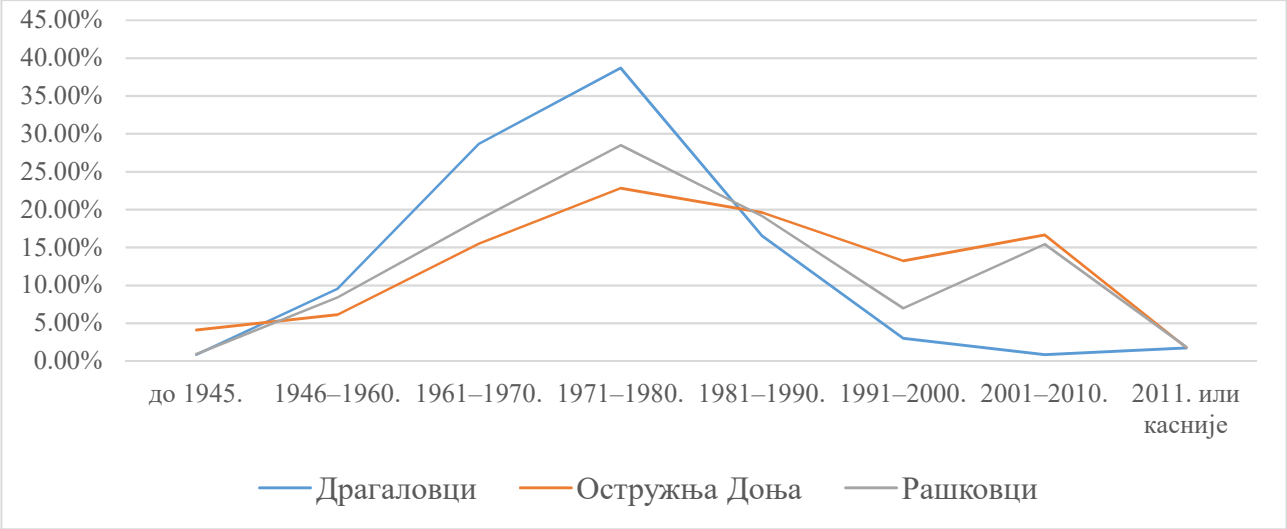
Графикон 25. Динамика изградње стамбеног фонда у насељима у зони експлоатације угља у општини Угљевик

У укупном стамбеном фонду **општине Станари** највећи удео имају насеља Станари (13,77%) и Церовица (13,17%) (Графикон 26). Према периоду изградње, највећи удео стамбеног фонда изграђен је током периода 1971–1980. године (31,99%) и 1961–1970. године (23,13%). На нивоу насеља, динамика изградње показује просторну неуједначеност. У најстаријим периодима (до 1945. и 1946–1960. године) већи удео изграђеног стамбеног фонда забележен је у насељима Остружња Доња, Љеб, Станари и Драгаловци. Изградња у периодима након 1960. године просторно је неуједначена и везује се за различита насеља у зависности од деценије, при чему се издвајају насеља Брестово и Осредак (1961–1970), Цвртковци и Радња Доња (1971–1980), Церовица и Цвртковци (1981–1990), као и Остружња Доња и Митровићи (1991–2000). У периоду 2001–2010. године нешто већи удео изградње забележен је у насељима Остружња Горња и Остружња Доња. У савременом периоду стамбена изградња је слабије заступљена и углавном концентрисана у насељима Митровићи и Станари. Посматрано на нивоу учешћа стамбеног фонда у насељима, у односу на укупни стамбени фонд, концентрисан је у више насеља, што упућује на мању доминацију централног насеља у укупној структури стамбеног фонда.



Графикон 26. Удео стамбеног фонда насеља у укупном стамбеном фонду општине Станари

У насељима у зони експлоатације угља уочава се правилност у динамици изградње стамбеног фонда, јер је у насељима Драгаловци (38,70%), Оструж̌ња Доња (22,83%) и Рашковци (28,50%) највећи део фонда изграђен у периоду 1971–1980. године. Ипак, њихов удео у укупном стамбеном фонду општине је релативно мали (5,55–11,36%), па ова динамика не одражава реални обим улагања. Након 1980. године обим изградње стамбеног фонда у овим насељима се смањује, уз изузетак периода 2001–2010. године, када је у насељима Оструж̌ња Доња и Рашковци изграђено око 15% стамбеног фонда (Графикон 27).

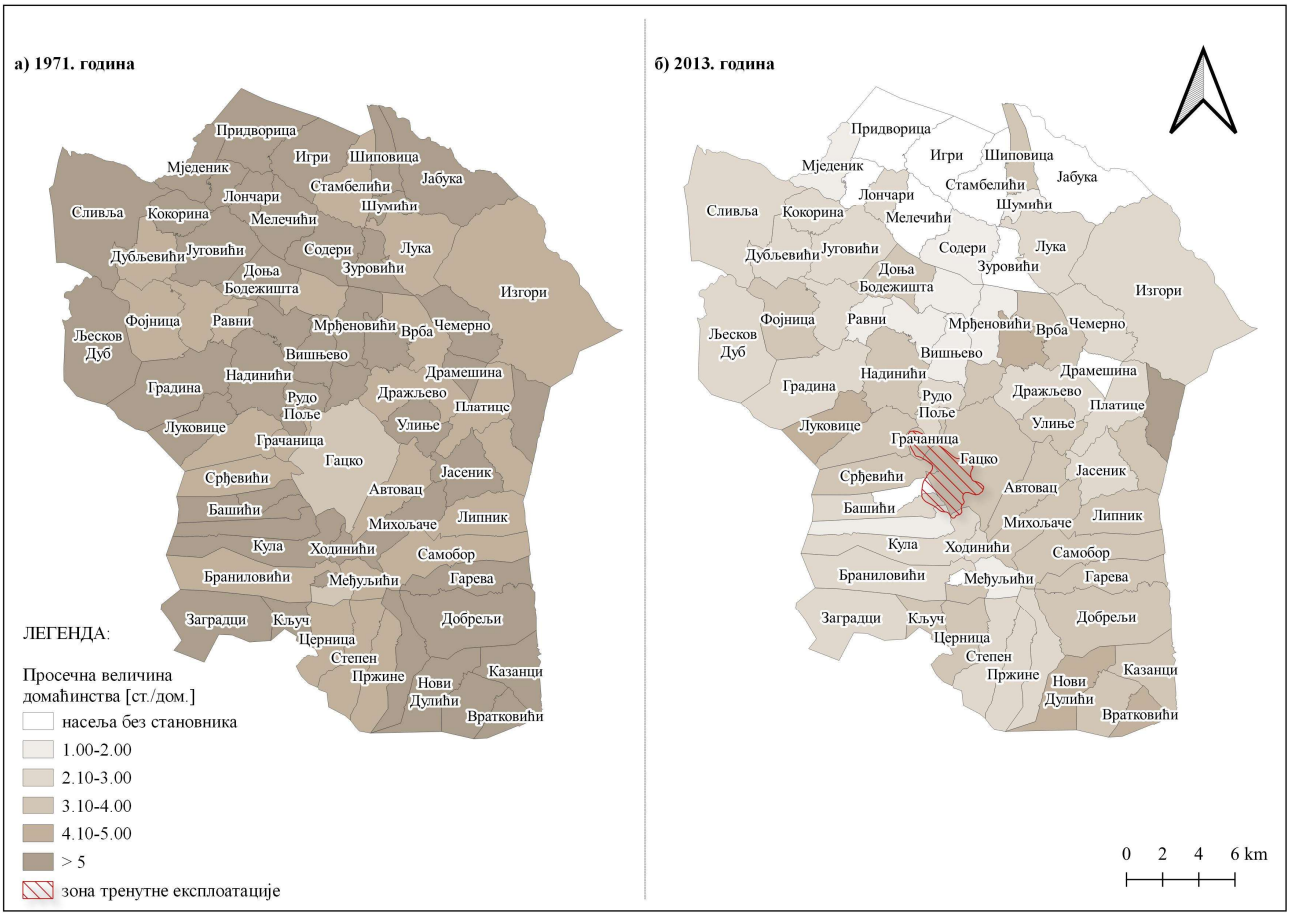


Графикон 27. Динамика изградње стамбеног фонда у насељима у зони експлоатације угља у општини Станари

Укупно посматрано, динамика изградње стамбеног фонда у општинама Гацко, Угљевик и Станари просторно је неуједначена. Заједничка карактеристика је повећан обим изградње од 60-их до 80-их година XX века. Степен концентрације стамбеног фонда у насеобинској мрежи општина Гацко и Угљевик изражен је у општинском средишту, док је на територији општине Станари распоређен у више насеља с приближним уделима, што упућује на мању доминацију централног насеља. Насеља у зони експлоатације угља у све три општине углавном не показују јединствен образац динамике изградње, а њихов утицај на укупан стамбени фонд је ограничен, што указује да су улагања у изградњу стамбеног фонда у насељима у непосредној близини експлоатације била скромна, док је стамбена изградња била израженије усмерена ка већим и функционално значајнијим насељима.

6.4. Промена просечне величине домаћинстава

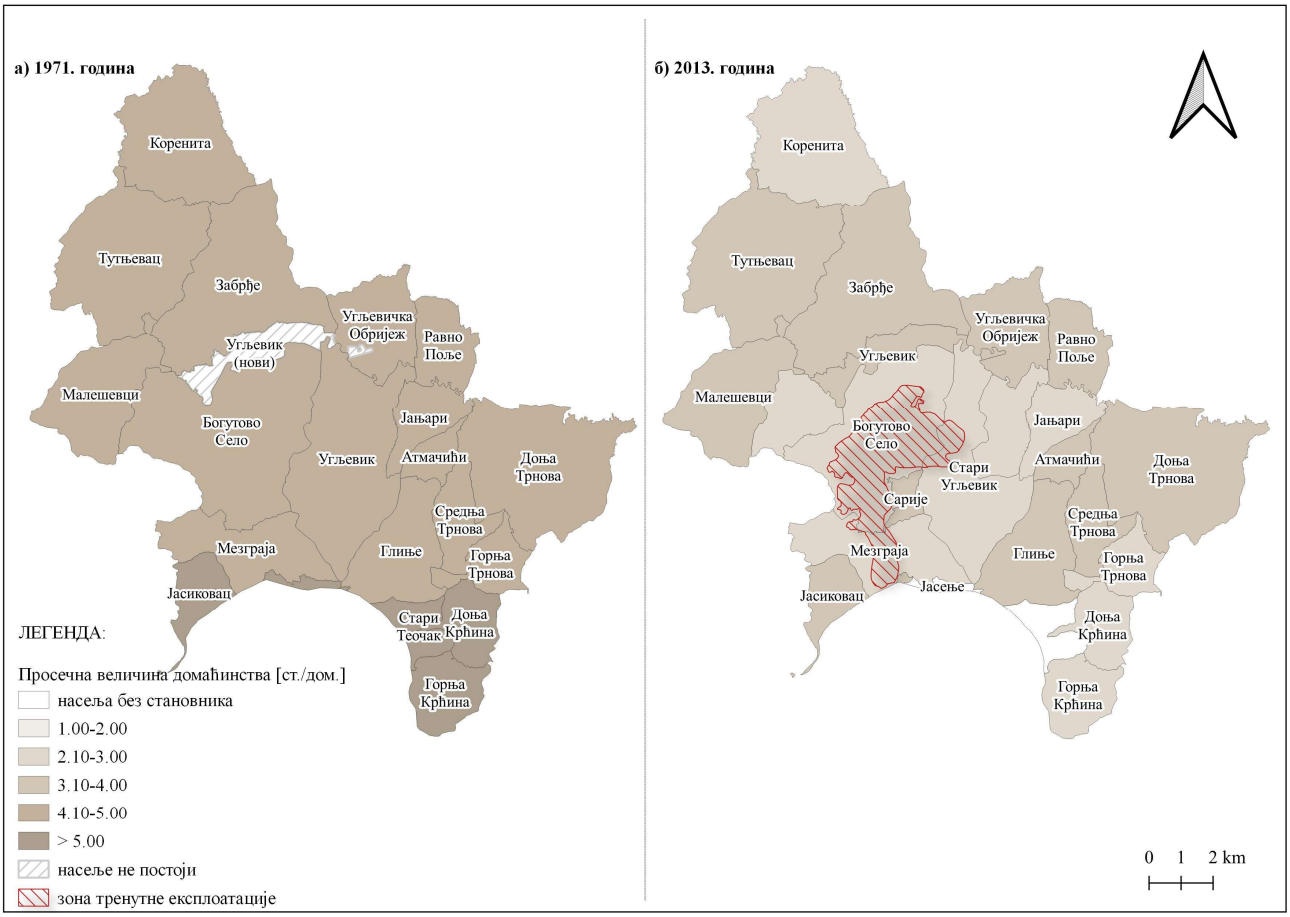
Промене у броју становника, утицале су на трансформацију просечне величине домаћинстава у насеобинским мрежама општина Гацко, Угљевик и Станари. У насеобинској мрежи **општине Гацко** забележено је изражено смањење просечне величине домаћинстава, са 4,88 на 3,14 чланова по домаћинству. Током 1971. године доминирала су насеља са просечном величином домаћинства већом од 5 чланова (64,78%), као и са 4–5 чланова по домаћинству (32,39%) (Слика 43). Просечна величина домаћинства мања од 4 члана забележена је само у насељима Гацко и Столац. До 2013. године, удео насеља са просечном величином домаћинства већом од 5 чланова смањен је на 1,40%, а насеља са 4–5 чланова по домаћинству на 5,63%. Истовремено, порастао је удео насеља са просечном величином домаћинства 3–4 и 2–3 члана, уз значајно присуство насеља са 1–2 члана по домаћинству. Ови резултати указују на општи тренд смањења просечне величине домаћинстава у целој насеобинској мрежи. Такође, и у насељима која се налазе у зони експлоатације угља евидентирано је смањење просечне величине домаћинства, при чему су најизраженије промене забележене у насељима Муховићи, Друговићи, Кула и Башићи.



Слика 43. Промена просечне величине домаћинства у насеобинској мрежи општине Гацко у периоду 1971–2013. године

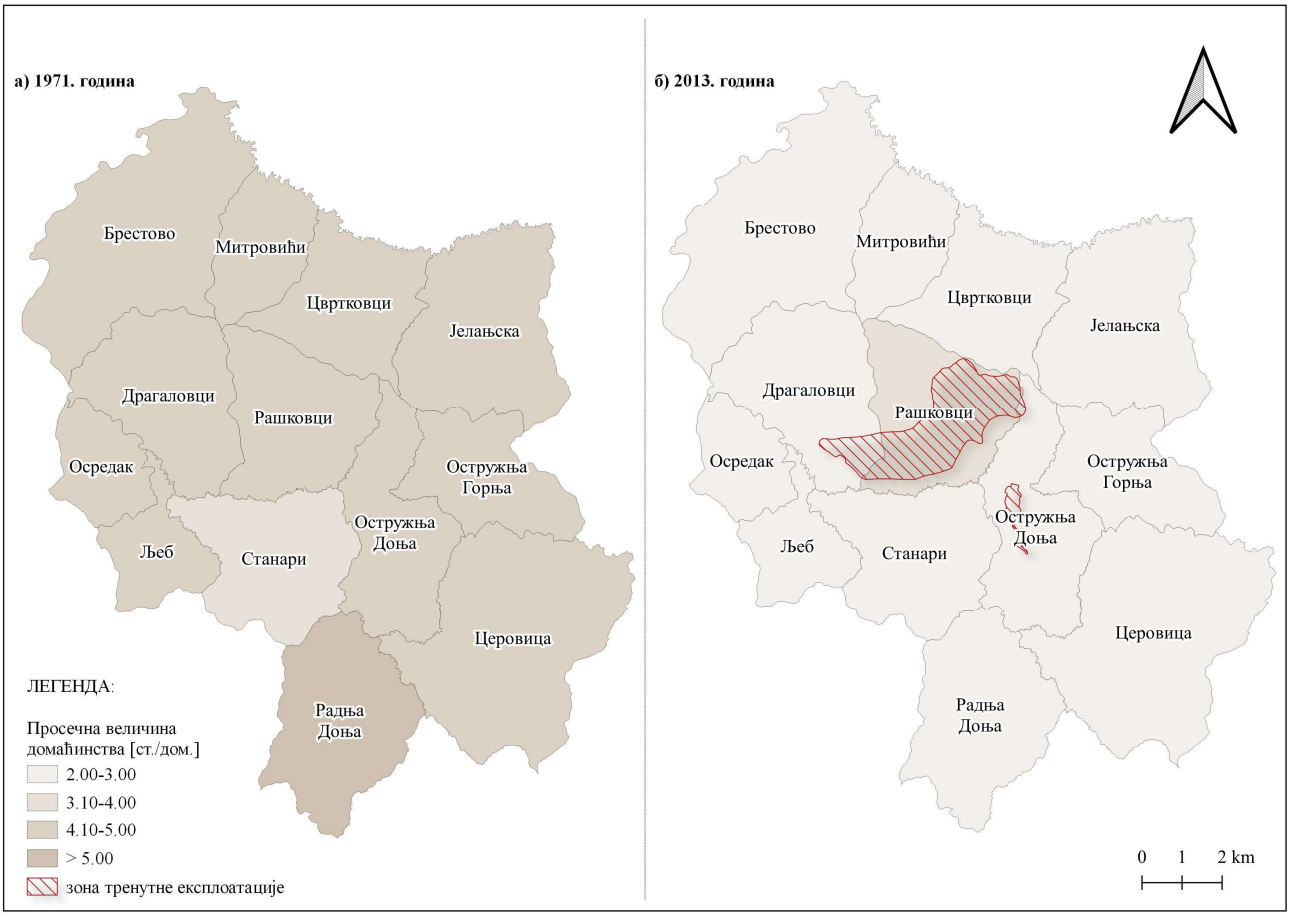
Просечна величина домаћинства у насеобинској мрежи **општине Угљевик** смањила се са 4,49 на 3,10 чланова по домаћинству. Током 1971. године доминирала су насеља са просечном величином домаћинства већом од 5 чланова (78,94%) и 4–5 чланова (21,05%). У насеобинској мрежи 2013. године преовладавала су насеља са 3–4 члана (48,00%) и 2–3 члана (40%) по домаћинству, док су преостала насеља била без становника. Резултати указују на смањење просечне величине домаћинства у целокупној насеобинској мрежи (Слика 44). У

насељима у зони експлоатације такође је забележен пад просечне величине домаћинства, при чему су смањења била најизраженија у насељима Богутово Село и Мезграја.



Слика 44. Промена просечне величине домаћинства у насеобинској мрежи општине Угљевик у периоду 1971–2013. године

На нивоу насеобинске мреже **општине Станари** просечна величина домаћинства смањила се са 4,38 на 2,77 чланова по домаћинству. Током 1971. године највећи удео имала су насеља са просечном величином домаћинства од 4–5 чланова (84,61%), док је просечна величина домаћинства већа од 5 чланова забележена само у насељу Радња Доња. Истовремено, једино је насеље Станари имало просечну величину домаћинства од 3–4 члана. У 2013. години није било насеља са просечном величином домаћинства већом од 4 члана. Само су Рашковци имали 3–4 члана по домаћинству, док су преостала насеља припадала категорији 2–3 члана (92,30%). Резултати указују на општи пад просечне величине домаћинстава на нивоу насеобинске мреже (Слика 45). И у насељима у зони експлоатације забележено је смањење просечне величине домаћинства, при чему су разлике у интензитету смањења биле релативно уједначене.

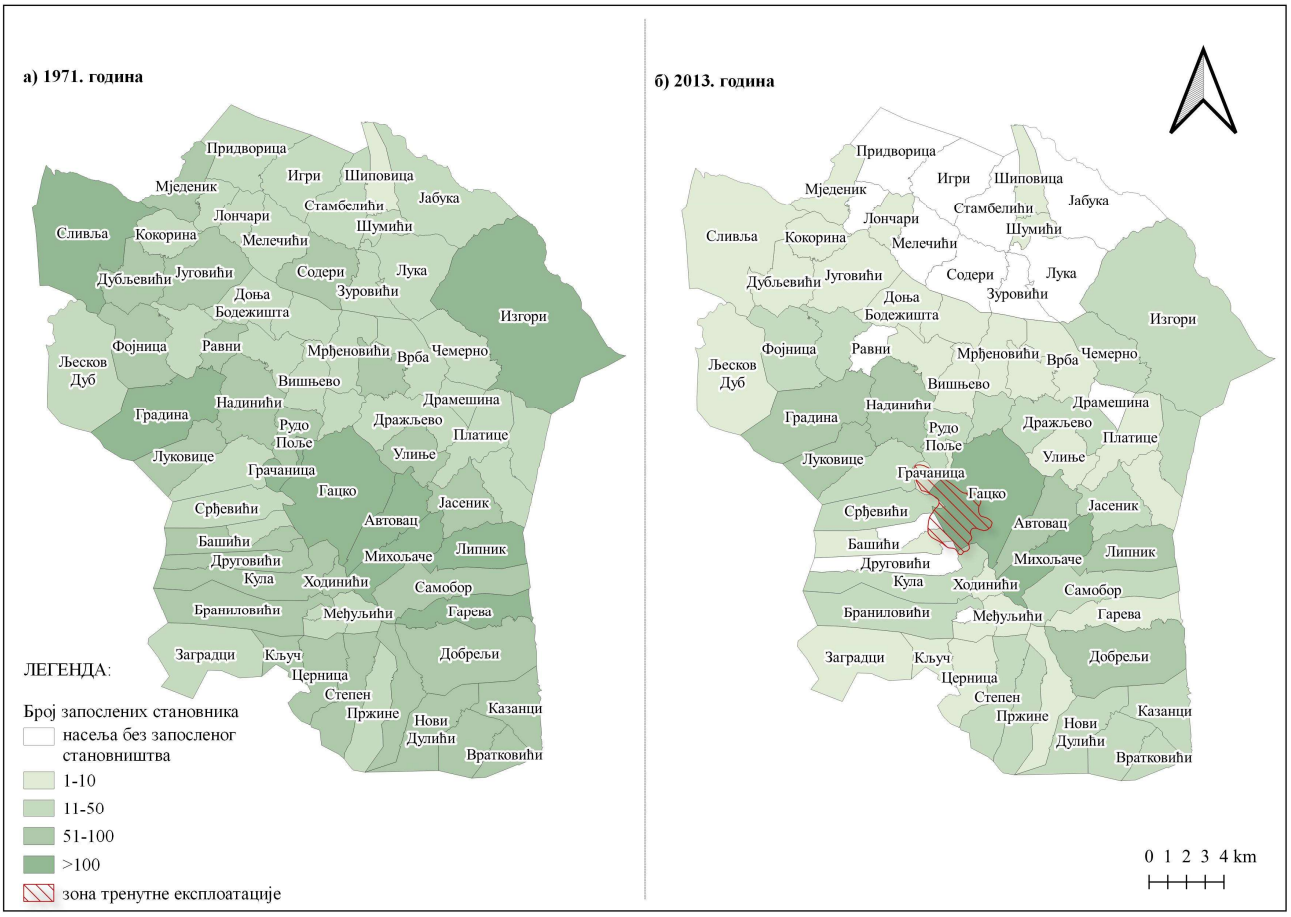


Слика 45. Промена просечне величине домаћинства у насеобинској мрежи општине Станари у периоду 1971–2013. године

Упоредно посматрано, у периоду 1971–2013. године, у све три општине забележено је смањење просечне величине домаћинстава, али са различитим интензитетом. Смањење просечне величине домаћинства највише је изражено у насеобинској мрежи општине Гацко, потом у насеобинској мрежи општине Станари, а најмање је изражено у насеобинској мрежи општине Угљевик. У насељима која се налазе у зонама експлоатације угља такође је изражено смањење просечне величине домаћиства, што имплицира повезаност рударских активности са депопулацијом и повећан ризик њиховог даљег демографског пражњења.

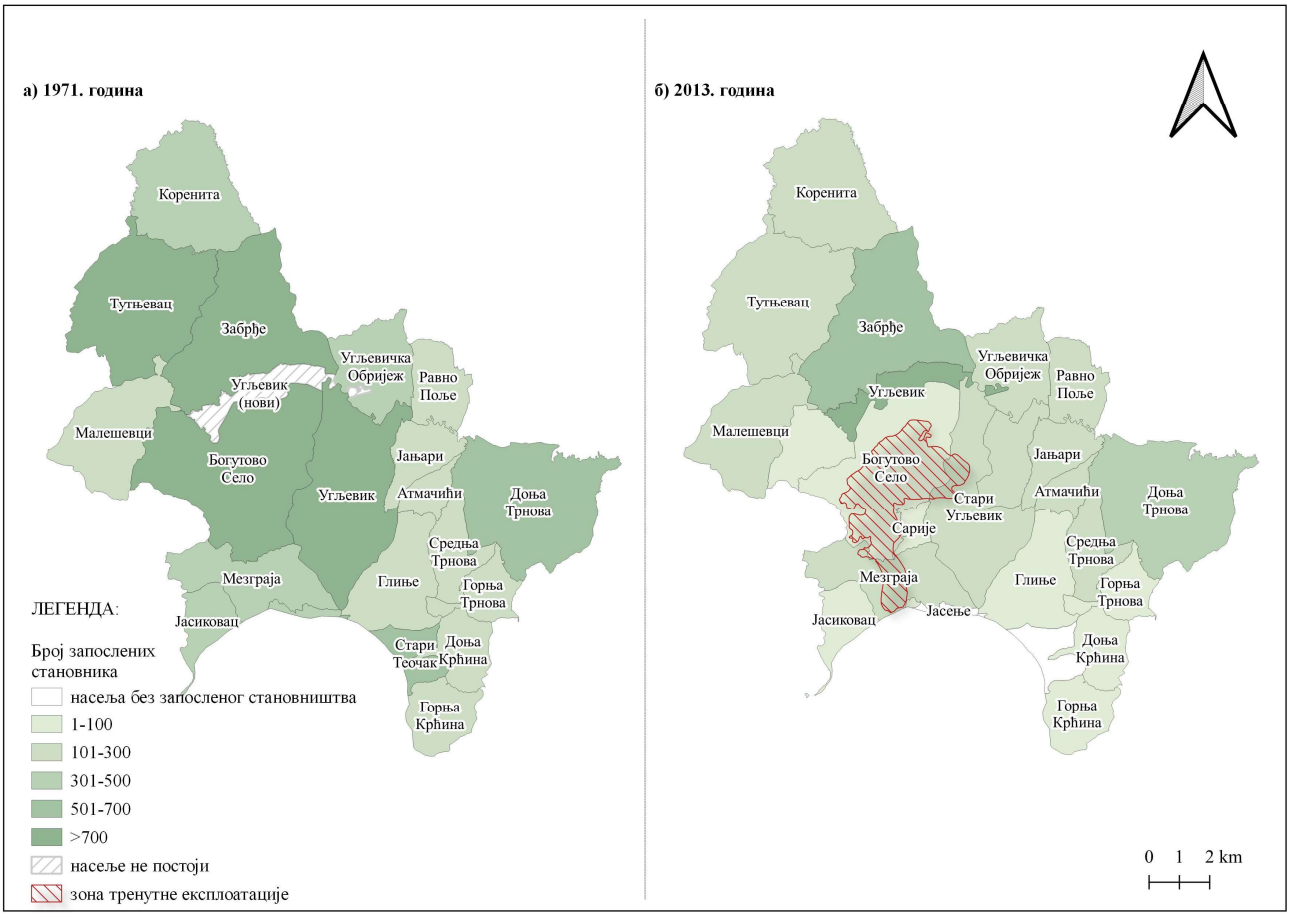
6.5. Промена просторног распореда запосленог становништва

Просторни распоред запосленог становништва у насеобинским мрежама проучаваних општина у периоду 1971–2013. године знатно је измењен. У **општини Гацко**, на почетку периода у свим насељима било је заступљено запослено становништво, а највећи удео имала су насеља са 11–50 запослених (47,88%) и 51–100 запослених (38,02%). Више од 100 запослених забележено у девет насеља, смештених углавном у централном делу општине (Слика 46). До краја периода уочен је пад броја запослених у скоро свим насељима, изузев у насељима Гацко, Михољаче, Добрељи и Луковице. У насељима која се налазе у зони експлоатације угља, осим у насељу Гацко, такође је забележено смањење броја запосленог становништва, а најизраженије је у насељима Грачаница, Башићи, Кула и Друговићи.



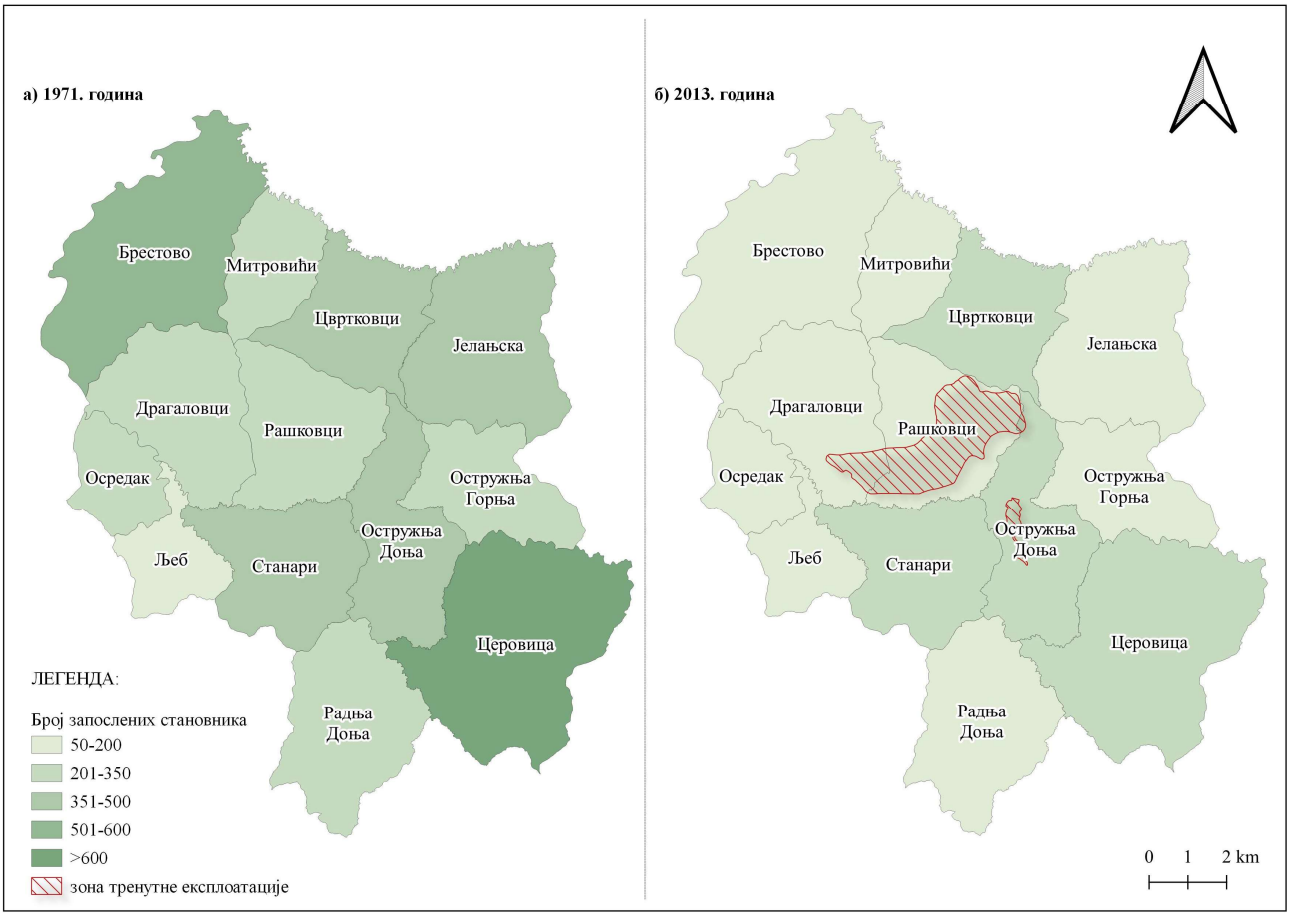
Слика 46. Промена броја запосленог становништва у насељима општине Гацко (1971–2013)

На почетку анализираног периода у целокупној насеобинској мрежи **општине Угљевик** забележено је преко 100 запослених становника, при чему су доминирала насеља са 101–300 запослених (47,36%), док су насеља са 301–500 и 501–700 запослених имала знатно мањи удео. Више од 700 запослених забележено је у четири насеља (Тутњевац, Забрђе, Богутово Село, Угљевик) која су смештена углавном у централном и северном делу насеобинске мреже. До краја посматраног периода уочена је промена просторног распореда запосленог становништва и смањење броја запослених у скоро свим насељима (Слика 47). Изузетак су насеља Угљевик, Атмачићи и Равно Поље. У насељима у зони експлоатације такође је забележено смањење броја запослених становника, а најизраженије је у насељима Богутово Село и Мезграја. Важно је истаћи да је смањење броја запослених становника у насељу Богутово Село највеће у насеобинској мрежи, а управо то насеље је у највећој мери обухваћено површинским копом.



Слика 47. Промена броја запосленог становништва у насељима општине Угљевик (1971–2013)

У анализираном периоду просторни распоред запосленог становништва у насеобинској мрежи **општине Станари** такође је измењен (Слика 48). На почетку посматраног периода није било насеља без запосленог становништва, а највећи удео имала су насеља са 201–350 запослених (46,15%) и 351–500 запослених (30,76%). Категорије са већим бројем запослених биле су ограничене на појединачна насеља (Брестово и Церовица), док је насеље Љеб било једино у групи 50–200 запослених. До краја анализираног периода уочено је смањење броја запослених у свим насељима, што је довело до промене структуре ка нижим категоријама. Удео насеља са 50–200 запослених порастао је на 69,23%, док је удео насеља са 201–350 запослених смањен на 30,76%. У насељима у зони експлоатације угља највеће смањење забележено је у насељу Остружња Доња, затим у насељима Драгаловци и Рашковци.



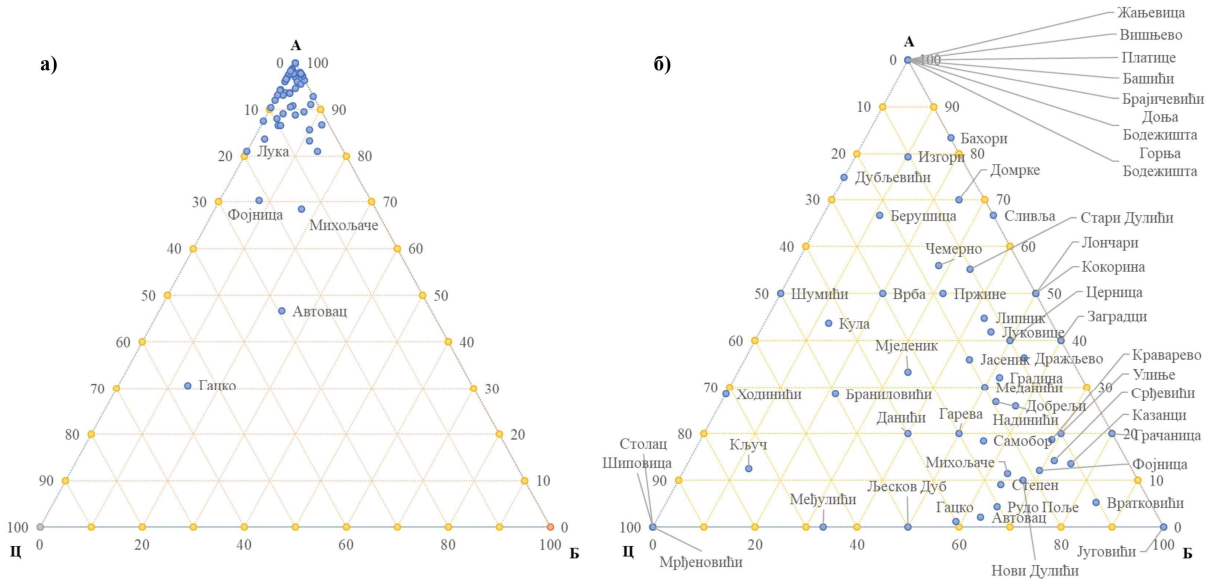
Слика 48. Промена броја запосленог становништва у насељима општине Станари (1971–2013)

Компаративно посматрано, у све три анализиране општине уочава се заједнички тренд промена просторног распореда запосленог становништва, који се пре свега огледа у општем смањењу броја запослених у већини насеља и постепеном јачању улоге ограниченог броја централних насеља као носилаца запослености. Иако је правац промена исти, уочавају се разлике у интензитету и просторном обрасцу. У насеобинској мрежи општина Гацко и Угљевик концентрација запослености најизраженија је у општинском центру, а смањење броја запослених у већини преосталих насеља, док се у општини Станари уочава општи и просторно свеобухватан помак ка смањењу броја запослених у укупној насеобинској мрежи. Наведено указује на слабљење економске базе периферних насеља, уз истовремено јачање просторне неравномерности запослености. Насеља у зонама експлоатације угља, са изузетком централног насеља Гацко, имају исти образац промене, то јесте смањење броја запосленог становништва.

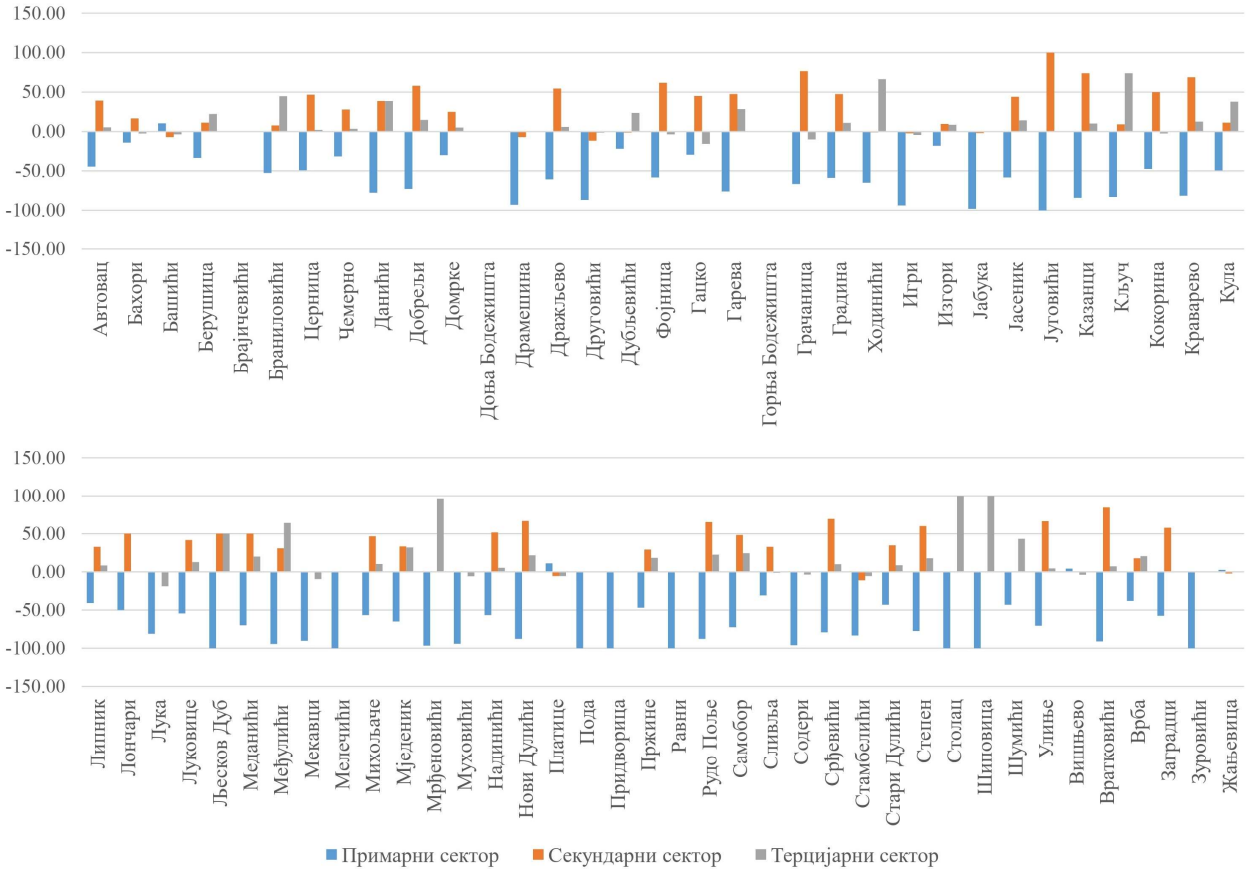
6.6. Промена економске структуре становништва

Економска структура становништва у насеобинским мрежама проучаваних општина у периоду 1971–2013. године знатно је измењена, што је условило промене у функционалној оријентацији и функционалним типовима насеља. На почетку анализираног периода (Графикон 28а), функционална оријентација насеља у **општини Гацко** била је усмерена на примарни сектор делатности (А). Изузетак су насеља Фојница, Михољаче, Автовац и Гацко, у којима је запосленост такође била доминантна у делатностима примарног сектора, али са значајним учешћем становништва запосленог и у делатностима секундарног (Б) и терцијарног (Ц) сектора. Једино је у насељу Гацко више од пола становништва било запослено у терцијарном сектору (55,69%). На крају анализираног периода (Графикон 28б) функционална оријентација насеобинске мреже померила се од примарног сектора и усмерила према осталим

секторима делатности. Један део насеља није мењао функционалну оријентацију. То су насеља која су остала функционално оријентисана ка примарном сектору делатности: Башићи, Брајићевићи, Доња Бодежишта, Горња Бодежишта, Платице, Вишњево и Жањевица.



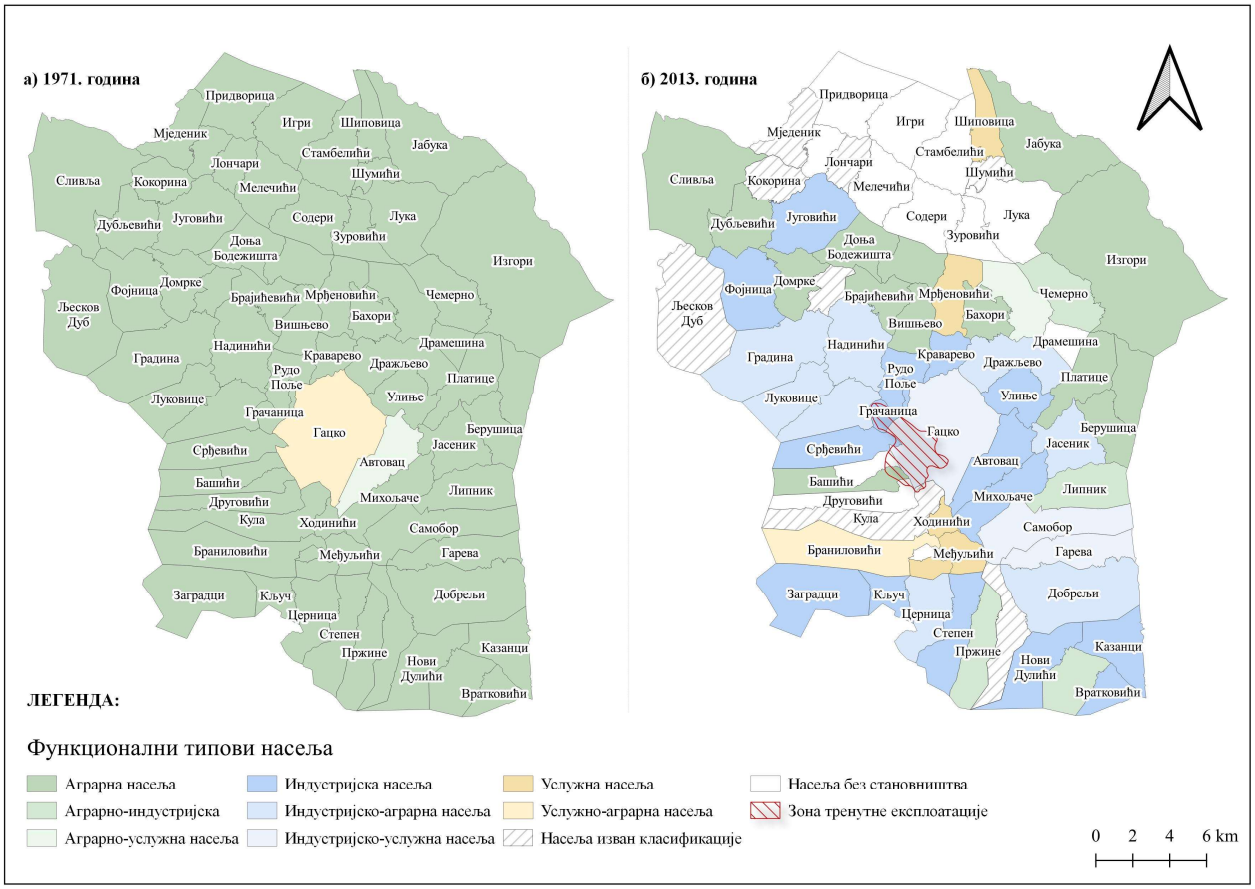
Графикон 28. Тернарни дијаграм функционалне оријентације насеља на територији општине Гацко 1971. године (а) и 2013. године (б)



Графикон 29. Промена структуре запослености према секторима делатности у насеобинској мрежи општине Гацко у периоду 1971–2013. године

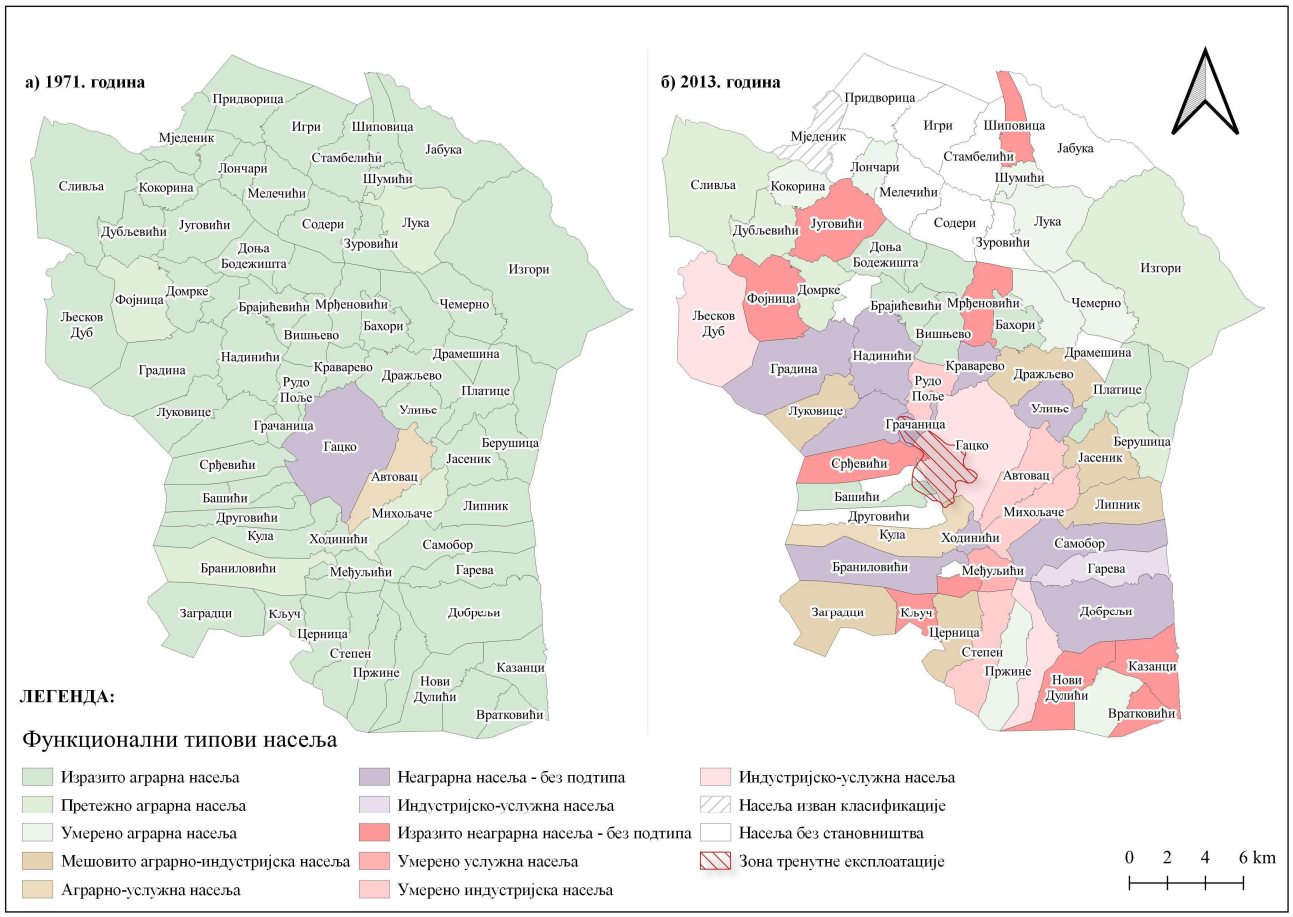
Економска структура становништва насеља која се налазе у зони експлоатације угља такође је измењена током анализираног периода (Графикон 29). У свим насељима, са изузетком насеља Башићи, удео запосленог становништва у делатностима примарног сектора је смањен. Удео запосленог становништва у делатностима секундарног сектора порастао је у насељима: Гацко, Грачаница, Кула, Рудо Поље и Срђевићи, док је у насељима Башићи и Друговићи опао, а у насељу Муховићи остао једнак као на почетку анализираног периода (без запослених). Удео запосленог становништва у делатностима терцијарног сектора порастао је у насељима Кула, Рудо Поље и Срђевићи, док је у преосталим насељима опао. Из наведених резултата може се закључити да је повећање запослености у делатностима секундарног сектора, то јесте у рударству и индустрији, утицало на функционалну оријентацију насеља у целокупној насеобинској мрежи, а посебно насеља смештених у зони експлоатације угља.

Промене у економској структури, то јесте промене у запослености становништва по секторима делатности, последично су условиле промене у функционалним типовима насеља. Према Тошићевој типологији, 1971. године целокупна мрежа насеља, са изузетком насеља Гацко и Автовац имала је аграрни карактер (Слика 49а). У току анализираног периода већина насеља променила је функционални тип (Слика 49б). Мањи број насеља који је задржао аграрни тип обухвата 19,71% насеобинске мреже. Највећи део насеља променио је тип из аграрног у индустријски (21,12%) или индустријско-аграрни (11,26%). У осталим деловима насеобинске мреже насеља су попримила карактеристике индустријско-услужног (4,22%), аграрно-индустријског (5,63%), аграрно-услужног (1,40%), услужног (7,04%) и услужно-аграрног (1,40%) типа. Насеља у зони експлоатације угља трансформисала су се из аграрних у индустријске типове (Грачаница, Рудо Поље и Срђевићи). Такође, насеље Гацко променило је функционални тип из услужно-аграрног у индустријско-услужни тип. Насеље Кула такође је изгубило аграрни карактер, али према функционалној типологији не припада ниједном дефинисаном типу.



Слика 49. Функционална типологија насеља општине Гацко према Тошићу (Тошић, 1999) 1971. године (а) и 2013. године (б)

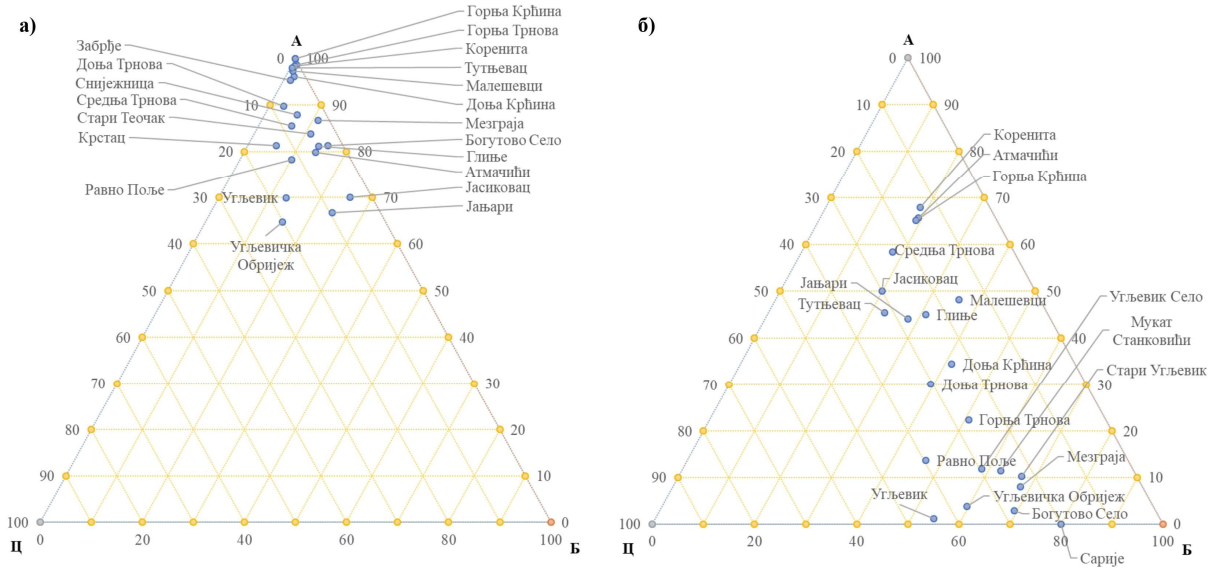
Према Грчићевој типологији, 1971. године већина насеља имала је изразито аграрни карактер (91,54%) (Слика 50а). Претежно аграрни карактер имала су четири насеља: Фојница, Лука, Браниловићи и Михољаче (5,63%), аграрно-услужни карактер насеље Автовац, а неаграрни карактер (без подтипа) насеље Гацко. Током посматраног периода само 11,26% насеља задржало је изразито аграрни карактер (Слика 50б). Изузимајући насеља која су у посматраном периоду остала без становника или радне снаге, скоро трећина насеља у укупној насеобинској мрежи попримила су карактеристике неаграрних насеља (без подтипа) (14,08%) и изразито неаграрних насеља (без подтипа) (14,08%). Значајан део насеља добио је карактер умерено аграрних насеља (11,26%) и мешовито аграрно-индустријских насеља (8,45%). Насеља која се, мањим или већим делом, налазе у зони експлоатације угља, такође су претрпела функционалну трансформацију, са изузтеком насеља Башићи које је задржало карактеристике изразито аграрног насеља. Насеље Гацко се из неаграрног типа (без подтипа) трансформисало у индустријско-услужно, насеље Грачаница из изразито аграрног у неаграрно насеље (без подтипа), насеље Рудо Поље из изразито аграрног у умерено индсутријско, а насеље Срђевићи из изразито аграрног у изразито неаграрно (без подтипа). Резултати обе примене функционалне типологије показују сличне обрасце трансформације, односно да је насеобинска мрежа изгубила првобитни аграрни карактер, претварајући се у насеља неаграрног типа са значајним учешћем насеља индустријског и услужног карактера. Функционална трансформација је нарочито изражена у зони експлоатације угља, где су аграрни типови прешли у индустријске или модификоване индустријске категорије.



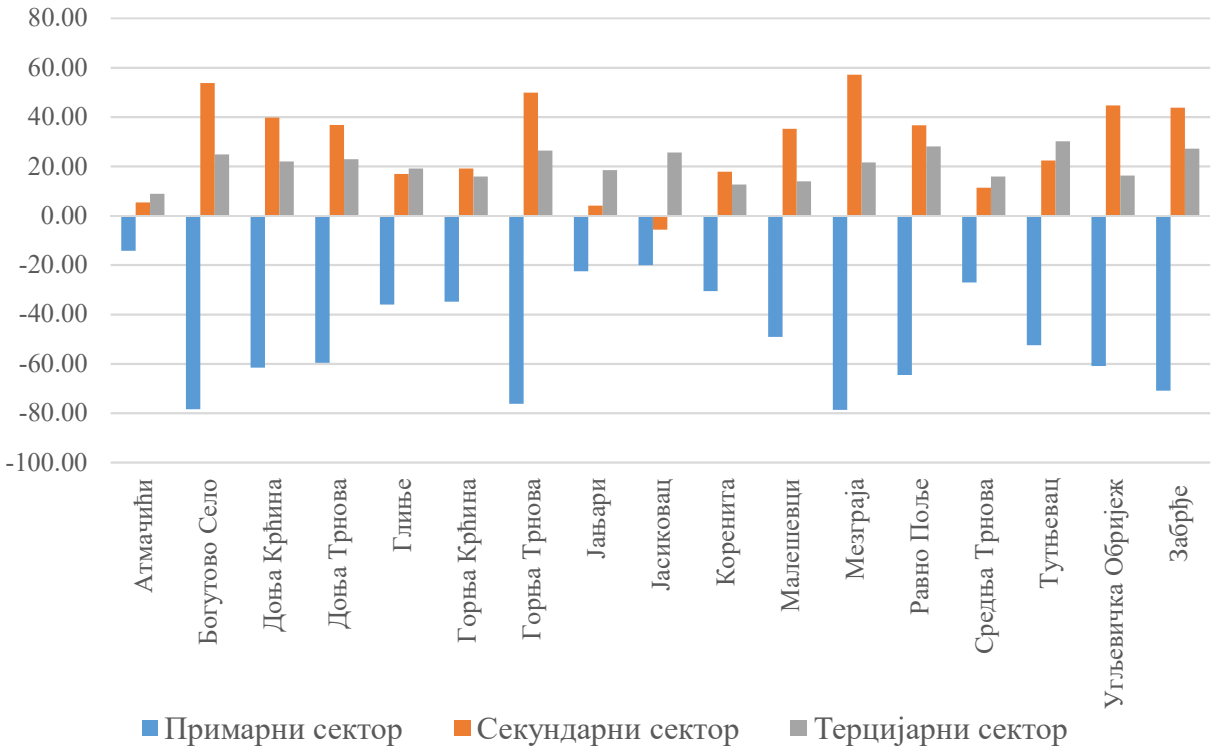
Слика 50. Функционална типологија насеља општине Гацко према Грчићу (Грчић, 1999) 1971. године (а) и 2013. године (б)

Економска структура становништва у насеобинској **мрежи општине Угљевик** током анализираног периода знатно је измењена, што је резултовало и променама у функционалној оријентацији у насеобинској мрежи (Графикон 30). На почетку анализираног периода

(Графикон 30а), функционална оријентација насеља била је усмерена на примарни сектор делатности (А).



Графикон 30. Тернарни дијаграм функционалне оријентације насеља на територији општине Угљевик 1971. године (а) и 2013. године (б)

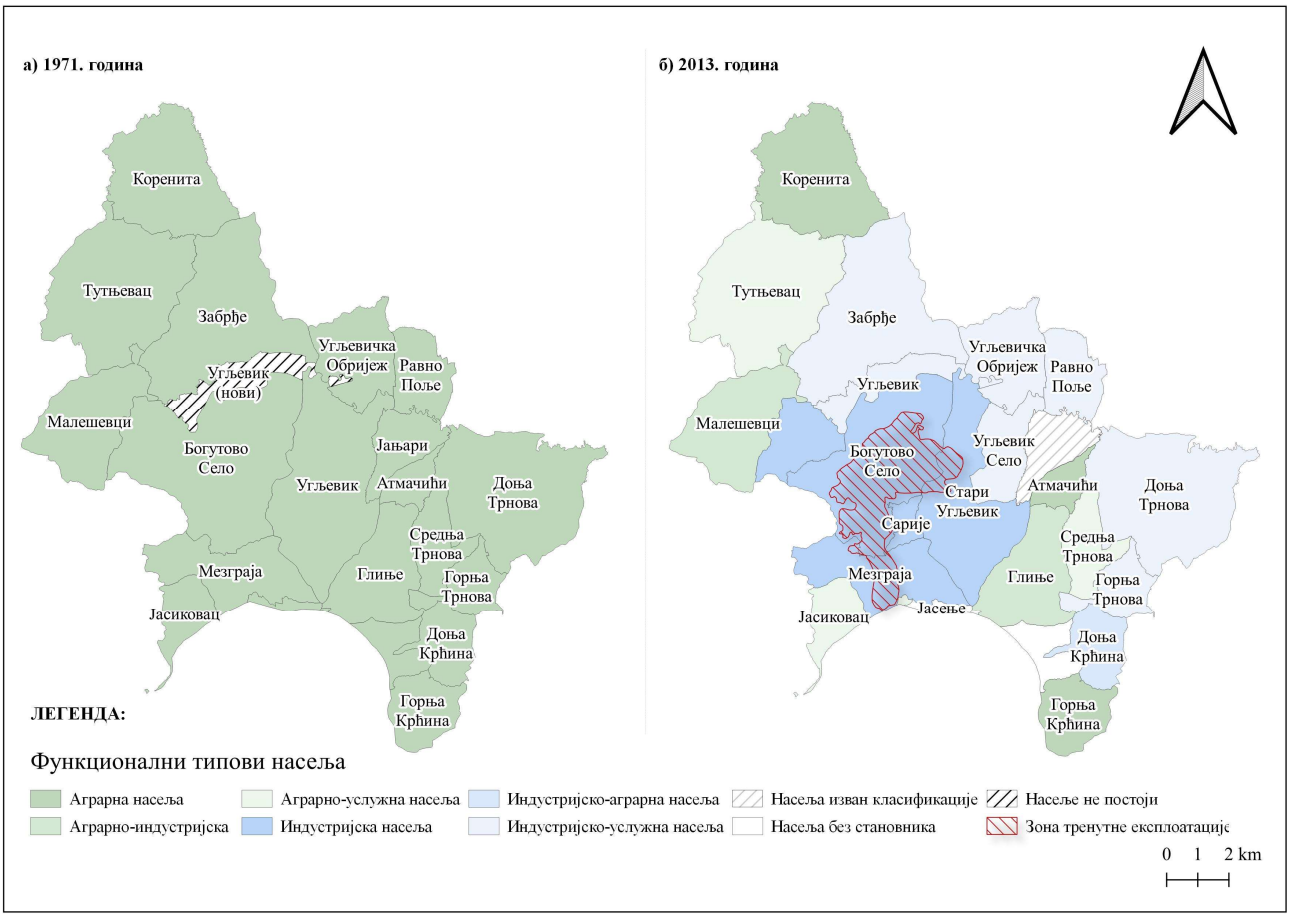


Графикон 31. Промена структуре запослености према секторима делатности у насеобинској мрежи општине Угљевик у периоду 1971–2013. године

Изузетак су насеља Јасиковац, Јањари, Угљевичка Обријеж и Угљевик, у којима је запосленост такође била доминантна у делатностима примарног сектора, али са значајним учешћем становништва запосленог и у делатностима секундарног (Б) и терцијарног (Ц) сектора. На крају анализираног периода (Графикон 30б) функционална оријентација

насеобинске мреже померила се од примарног према секундарном, а мање ка терцијарном сектору делатности. Економска структура становништва насеља која се налазе у зони експлоатације угља такође је измењена током анализираног периода (Графикон 31). У свим насељима удео запосленог становништва у делатностима примарног сектора се смањио. Забележен је пораст удела запослених у секундарном сектору, уз истовремено, али мање изражено, повећање удела запослених у терцијарном сектору. На основу представљених резултата може се закључити да је повећање запослености у делатностима секундарног сектора, то јесте у рударству и индустрији, утицало на функционалну оријентацију насеља у целокупној насеобинској мрежи, а посебно насеља смештених у зони експлоатације угља.

Промене у економској структури, то јесте промене у запослености становништва по секторима делатности, последично су условиле промене у функционалним типовима насеља. Према Тошићевој типологији, 1971. године целокупна мрежа насеља имала је аграрни карактер (Слика 51а). У току анализираног периода већина насеља променила је функционални тип (Слика 51б). Насеља која су задржала аграрни тип обухватају 12,00% насеобинске мреже, а то су: Коренита, Атмачићи и Горња Крћина. Део насеља попримио је карактеристике аграрно-индустријских (8,00%) или аграрно-услужних (12,00%) типова насеља. Највећи део насеља променио је тип из аграрног у индустријско-услужни (28,00%), индустријски (20,00%) или индустријско-аграрни тип (4,00%). Једино је насеље Јањари, упркос промени функционалног типа, остало изван класификације. Сва насеља у зони експлоатације угља трансформисала су се из аграрних у индустријске типове насеља.

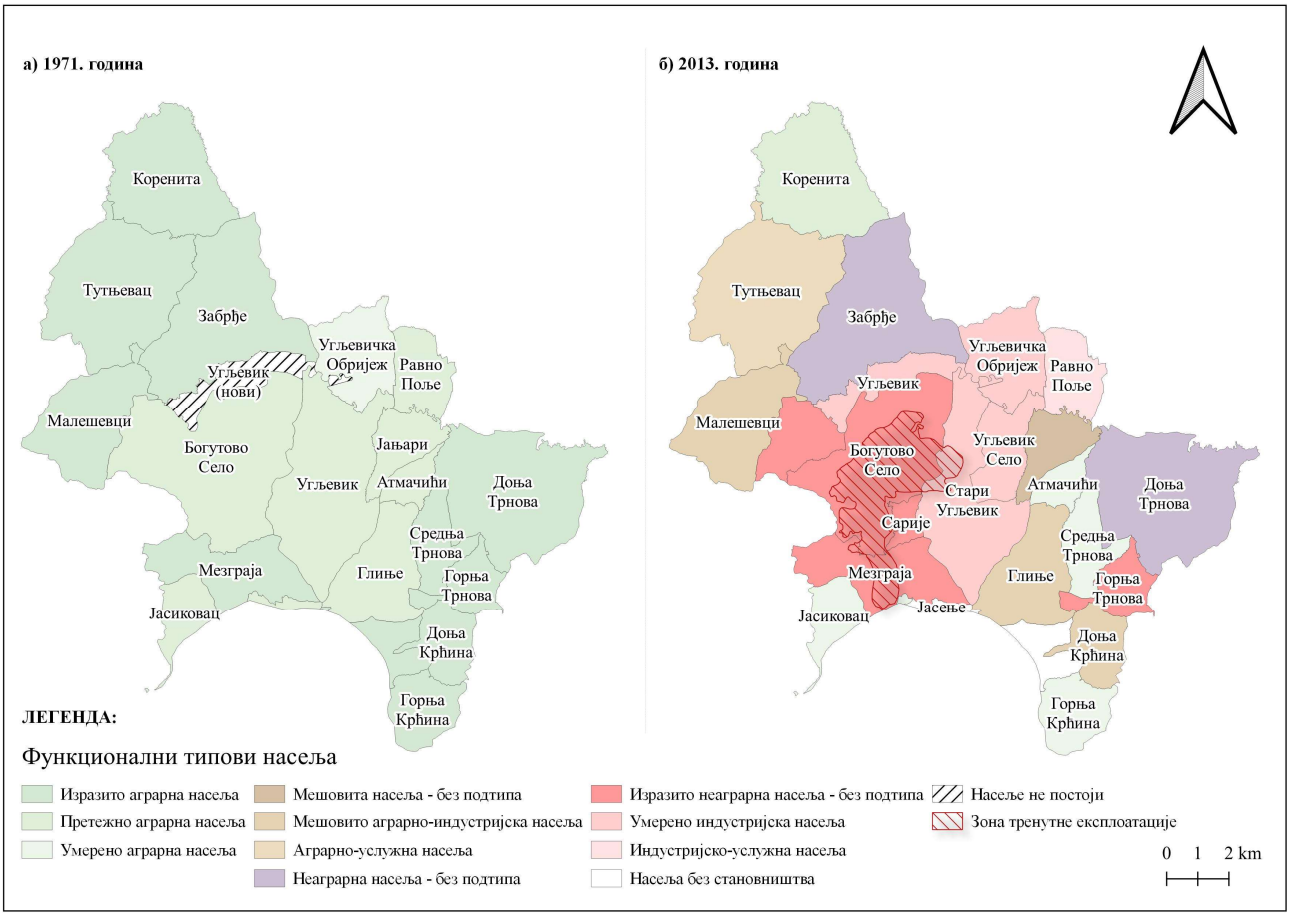


Слика 51. Функционална типологија насеља општине Угљевик према Тошићу (Тошић, 1999) 1971. године (а) и 2013. године (б)

Према Грчићевој типологији, 1971. године сва насеља у насеобинској мрежи имала су аграрни карактер (Слика 52а). У укупној насеобинској мрежи највећи удео имала су изразито аграрна насеља (57,88%), потом претежно аграрна (36,84%), а најмањи удео умерено аграрна

насеља (5,26%). Током посматраног периода само 4,00% насеља задржало је претежно аграрни карактер, а удео умерено аграрних насеља повећан је на 16,00% у насеобинској мрежи (Слика 52б). Изузимајући насеља која су у посматраном периоду остала без становника или радне снаге, петина насеља у укупној насеобинској мрежи попримила је карактеристике изразито неаграрних насеља (без подтипа). Значајан део насеља добио је карактер умерено индустријских (16,00%), мешовито аграрно-индустријских (12,00%) и неаграрних (без подтипа) (8,00%) насеља. У насеобинској мрежи најмање уделе заузимала су аграрно-услужна (4,00%), индустријско-услужна (4,00%) и мешовита (без подтипа) (4,00%) насеља.

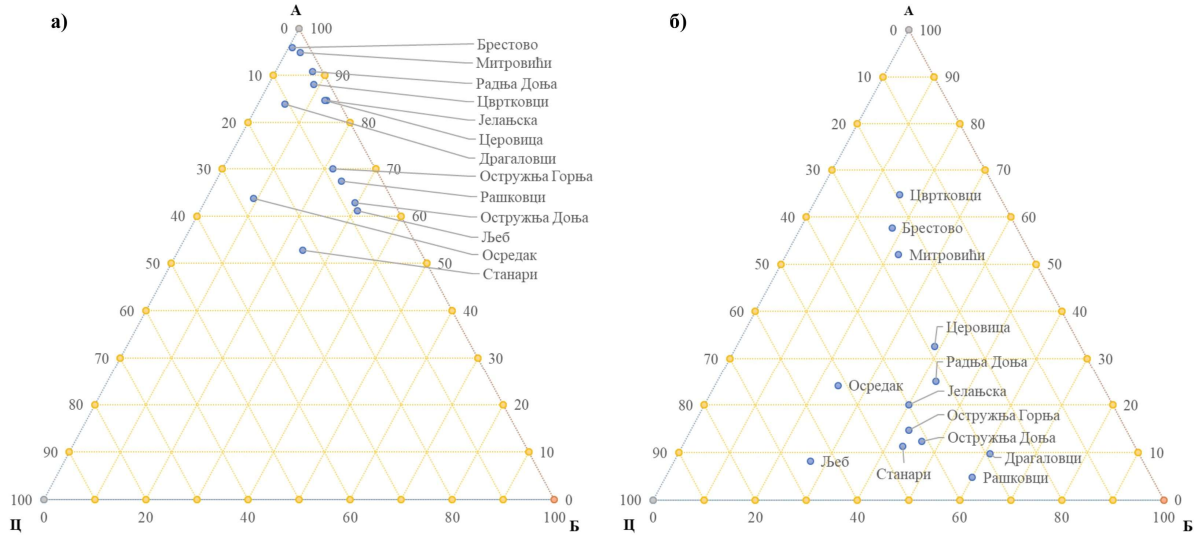
Насеља која се, мањим или већим делом, налазе у зони експлоатације угља, такође су променила функционални тип. Насеља Богутово Село и Сарије (које је издвојено из Богутовог Села) су се из претежно аграрних насеља функционално трансформисала у изразито неаграрна (без подтипа) насеља. Насеље Мезграја се из изразито аграрног насеља функционално трансформисало у изразито неаграрно (без подтипа), а насеље Стари Угљевик из претежно аграрног насеља у умерено индустријско насеље. Резултати обе примењене функционалне типологије указују на сличне обрасце функционалне трансформације насеља. Насеобинска мрежа изменила је првобитни аграрни карактер трансформишући се знатним делом у насеља неаграрног типа са великим учешћем насеља индустријског и услужног карактера. Функционална трансформација посебно је изменила функционални карактер насеља у зони експлоатације угља, из аграрних у индустријске или измењено индустријске типове.



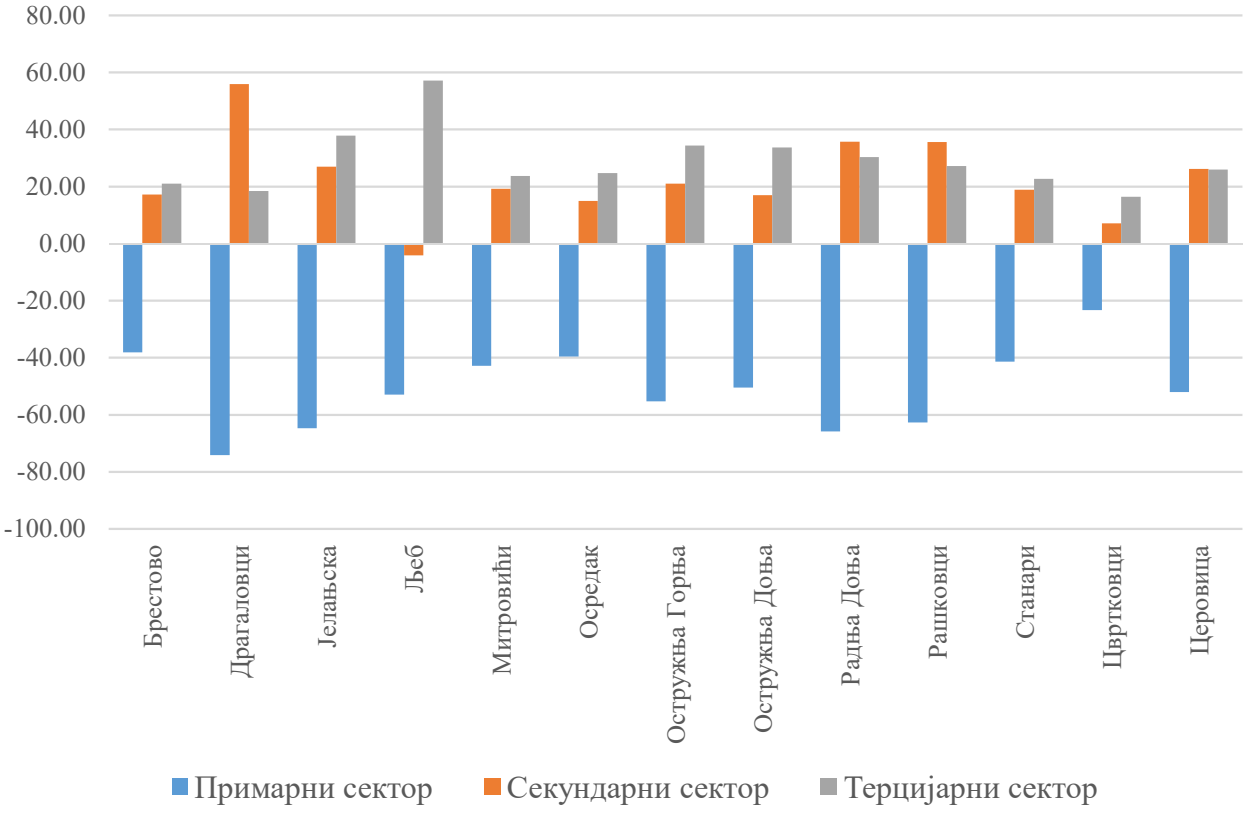
Слика 52. Функционална типологија насеља општине Угљевик према Грчићу (Грчић, 1999) 1971. године (а) и 2013. године (б)

У насеобинској мрежи **општине Станари** током анализираног периода економска структура становништва знатно је измењена, што је резултовало и променама у функционалној оријентацији у насеобинској мрежи (Графикон 32). На почетку анализираног периода

(Графикон 32а), функционална оријентација већег дела насеља била је усмерена на примарни сектор делатности (А).



Графикон 32. Тернарни дијаграм функционалне оријентације насеља на територији општине Станари 1971. године (а) и 2013. године (б)



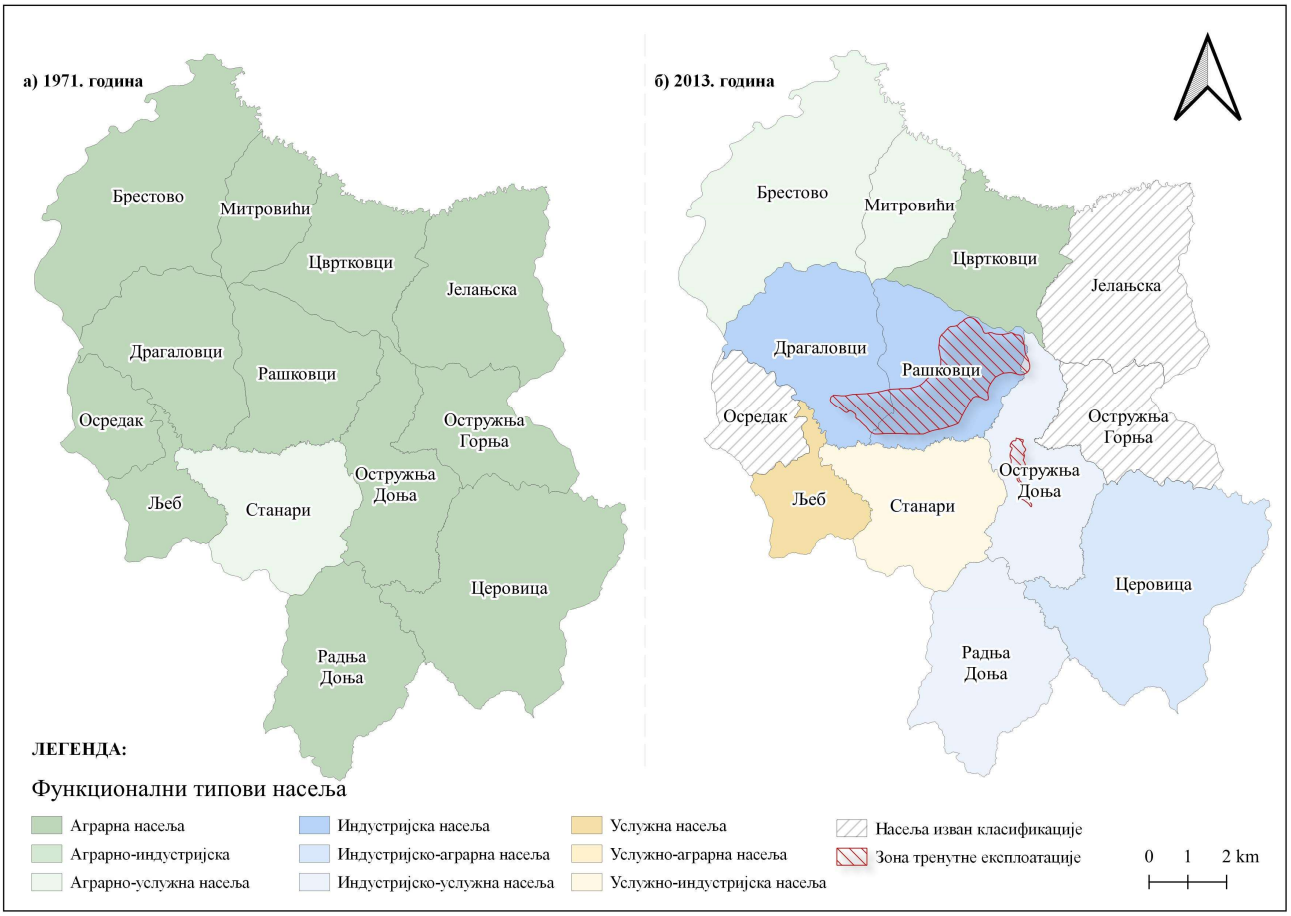
Графикон 33. Промена структуре запослености према секторима делатности у насеобинској мрежи општине Станари у периоду 1971–2013. године

Изузетак су насеља Оструж ња Горња, Рашковци, Оструж ња Доња и Љеб, у којима је запосленост такође била доминантна у делатностима примарног сектора, али са значајним учешћем становништва запосленог у делатностима секундарног (Б) сектора, те насеља Осредак и Станари са значајним уделом запосленог становништва у делатностима терцијарног

(Ц) сектора. На крају анализираног периода (Графикон 32б), у свим насељима десила се промена економске структуре, док се функционална оријентација насеобинске мреже померила од примарног према секундарном и терцијарном сектору. Економска структура становништва насеља која се налазе у зони експлоатације угља такође је измењена током анализираног периода (Графикон 33). У свим насељима удео запосленог становништва у делатностима примарног сектора се смањио.

Удео запосленог становништва у делатностима секундарног сектора и терцијарног сектора повећао се у свим насељима која се налазе у зони експлоатације угља. Важно је истаћи да је у насељима Драгаловци и Рашковци веће повећање запослених у делатностима секундарног сектора у односу на пораст запослених у делатностима терцијарног сектора, а у насељу Оструњжа Доња је већи пораст запослених у делатностима терцијарног сектора у односу на пораст запослених у секундарном сектору. Из наведених резултата може се закључити да је повећање запослености у делатностима секундарног сектора, то јесте у рударству и индустрији, утицало на функционалну оријентацију насеља у целокупној насеобинској мрежи, а посебно насеља смештених у зони експлоатације угља.

Промене у запослености становништва по секторима делатности, последично су условиле промене у функционалним типовима насеља. Према Тошићевој типологији, 1971. године целокупна мрежа насеља, са изузетком насеља Станари, имала је аграрни карактер (Слика 53а). Насеље Станари било је аграрно-индустријског типа. У току анализираног периода скоро сва насеља променила су функционални тип, са изузетком насеља Цвртковци које је задржало аграрни карактер (Слика 53б).

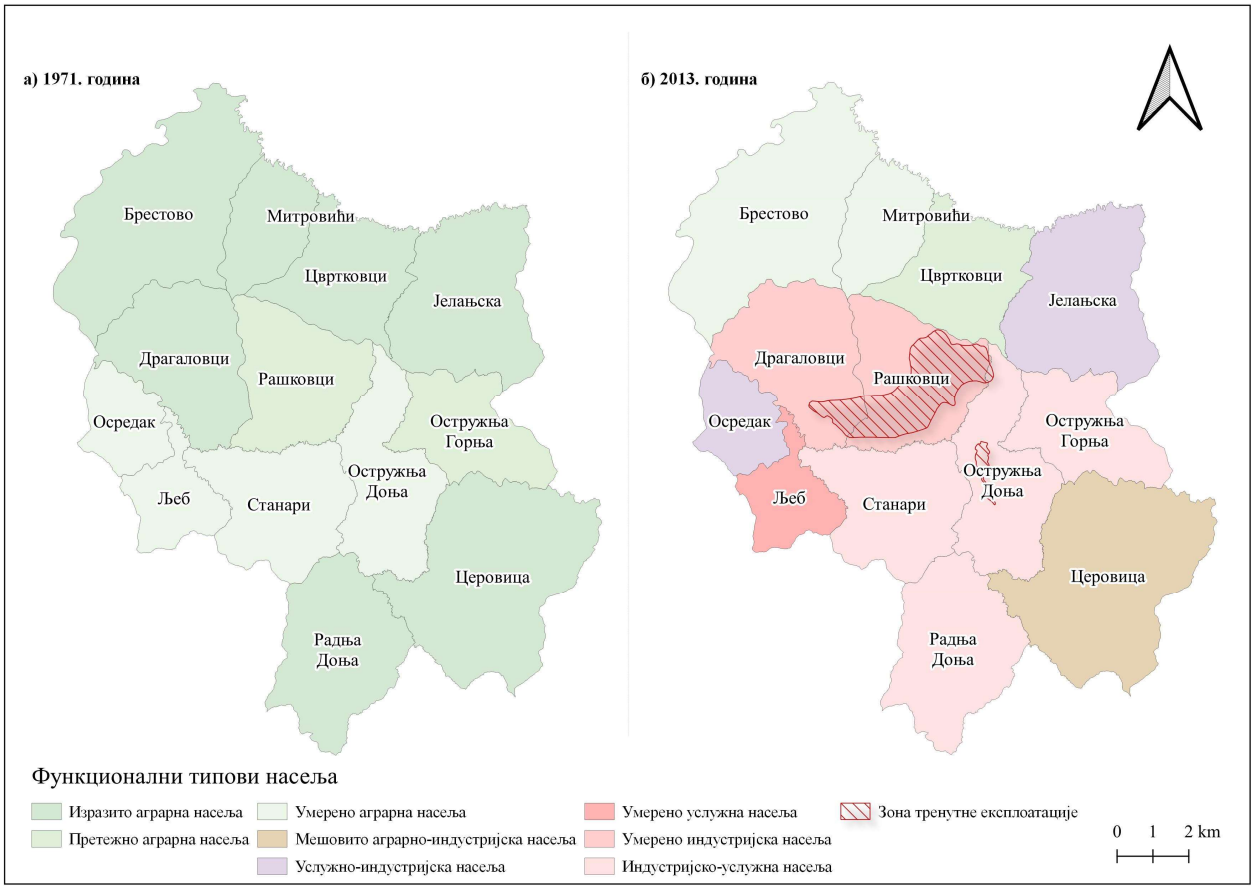


Слика 53. Функционална типологија насеља општине Станари према Тошићу (Тошић, 1999) 1971. године (а) и 2013. године (б) (прилагођено према Delić et al., 2025)

Већи део насеља попримио је карактеристике аграрно-услужних (15,38%), индустријских (15,38%) и индустријско-услужних (15,38) типова насеља. Мањи део насеља променио је тип

из аграрног у индустријско-аграрни (7,70%), услужни (7,70%) или услужно-индустријски тип (7,70%). Део насеља попримио је карактеристике услужних насеља (7,70%) и услужно-аграрних насеља (1,40%). Иако су променила функционални тип, насеља Осредак, Остружња Горња и Јелањска према функцоналној типологији не припадају ниједном дефинисаном типу. Насеља у зони експлоатације угља трансформисала су се из аграрних насеља у насеља индустријског (Рашковци и Драгаловци) и индустријско-услужног типа (Остружња Доња).

Према Грчићевој типологији, 1971. године већина насеља у насеобинској мрежи имала је изразито аграрни карактер (53,84) (Слика 54а). Претежно аграрни карактер имала су насеља Рашковци и Остружња Горња (15,38%), а умерено аграрни насеља Осредак, Љеб, Станари и Остружња Доња (30,76%). Током посматраног периода сва насеља у насеобинској мрежи променила су функционални тип (Слика 54б). Скоро трећина насеља у укупној насеобинској мрежи попримила су карактеристике индустријско-услужних насеља (30,76%). Значајан део насеља добио је карактер умерено аграрних насеља (15,38%), услужно-индустријских (15,38%) и умерено индустријских (15,38%). Мањи део насеља функционално се трансформисао у претежно аграрна (7,70%), мешовито аграрно-индустријска (7,70%) и умерено услужна (7,70%). Насеља која се, мањим или већим делом, налазе у зони експлоатације угља, такође су променила функционални тип. Насеље Драгаловци се из изразито аграрног насеља функционално трансформисало у умерено индустријско, насеље Рашковци из претежно аграрног у умерено индустријско, а насеље Остружња Доња из умерено аграрног у индустријско-услужно. Резултати обе примењене функционалне типологије указују на сличне обрасце функционалне трансформације насеља, то јесте, на то да је насеобинска мрежа изменила првобитни аграрни карактер трансформишући се знатним делом у насеља неаграрног типа са великим учешћем насеља индустријског и услужног карактера. Функционална трансформација посебно је изменила функционални карактер насеља у зони експлоатације угља, из аграрних у индустријске или измењено индустријске типове.

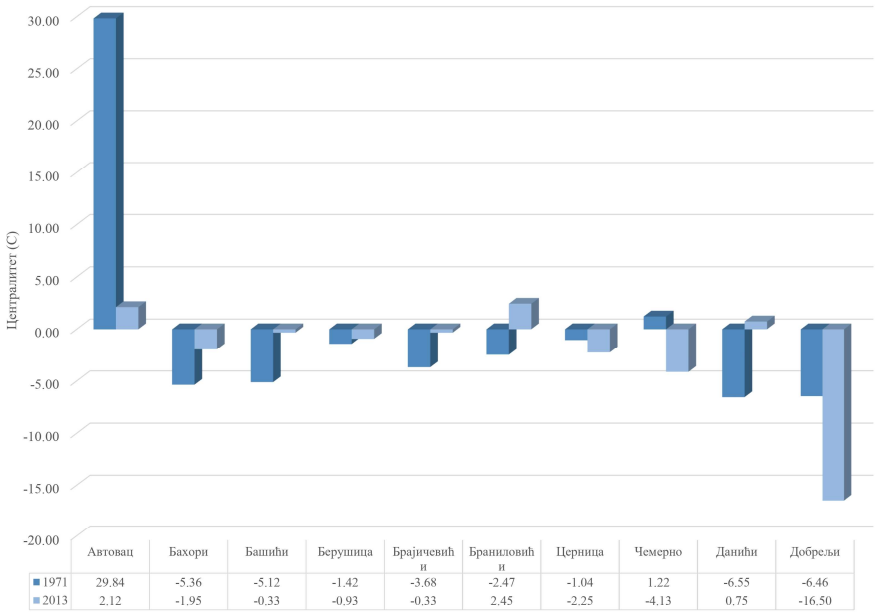


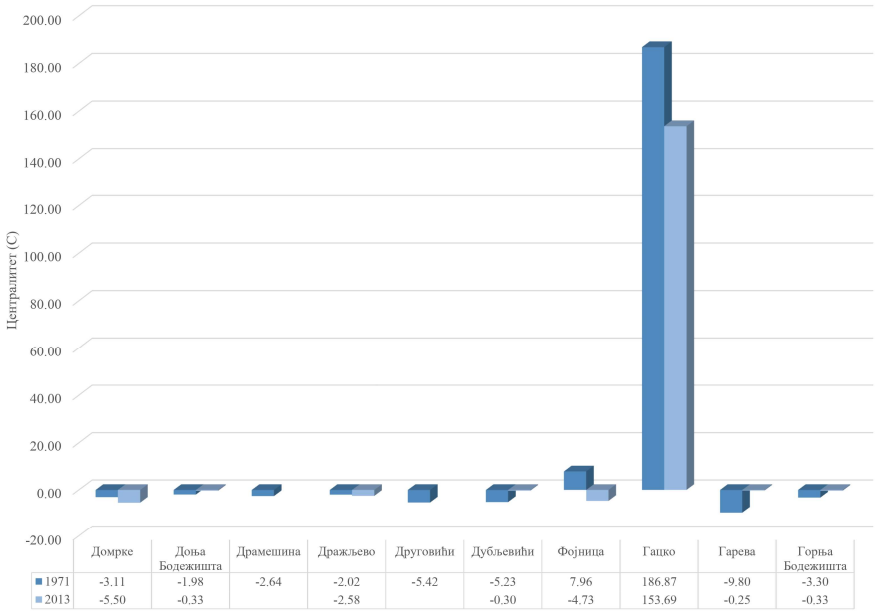
Слика 54. Функционална типологија насеља општине Станари према Грчићу (Грчић, 1999) 1971. године (а) и 2013. године (б) (прилагођено према Delić et al., 2025)

Компаративно посматрано, у периоду 1971–2013. године, у насеобинској мрежи све три проучаване општине уочава се тренд слабљења доминантно примарне оријентације насеља и јачање секундарних и терцијарних делатности, које је најизраженије у насељима у зонама експлоатације угља. У насеобинској мрежи општине Угљевик најизраженије је померање ка секундарном сектору, у општини Станари је израженије истовремено јачање секундарних и терцијарних функција, док се у општини Гацко, уз раст секундарног, уочава и наглашенија улога услужних делатности у појединим насељима. Сходно томе, обе функционалне типологије потврђују да је већина насеља прешла из аграрних у индустријске и/или индустријско-услужне, односно друге неаграрне типове, при чему су промене највише испољене управо у насељима која се налазе у експлоатационој зони.

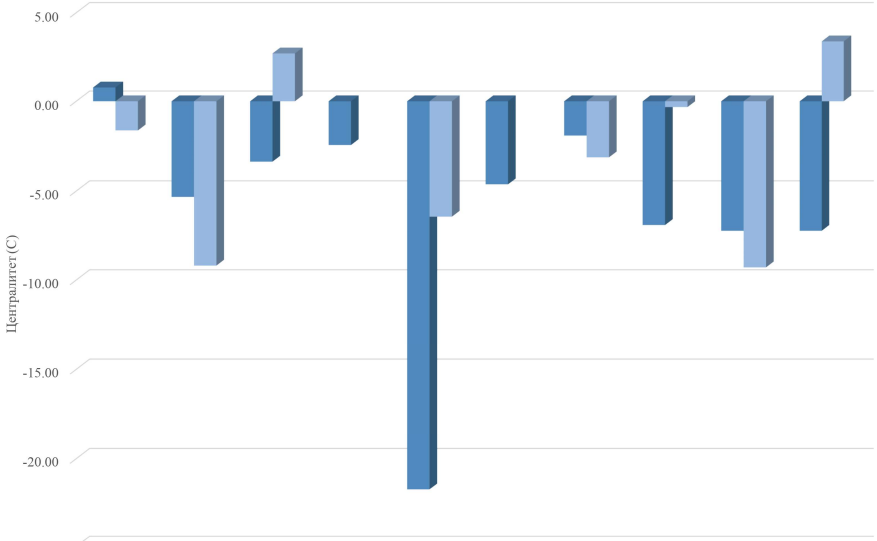
6.7. Промена хијерархијских односа у мрежи насеља

Током периода 1971–2013. године, у хијерархији насеља у општинама Гацко, Угљевик и Станари задржана је изражена улога главних општинских средишта, али је истовремено постала мање поларизована услед постепене прерасподеле функција и појаве насеља са нешто већим значајем унутар мреже. У насеобинској мрежи **општине Гацко** 1971. године већина насеља имала је негативне или ниске вредности централитета (C), што указује на одсуство развијених централних функција, док су се високим вредностима издвајала насеља Гацко (186,87) и Автовац (29,84). Расподела централитета имала је изражено поларизован карактер, са насељем Гацко као доминантним општинским центром (Графикон 34). До 2013. године, вредности централитета порасле су у готово половини насеља (47,88%), а позитивне вредности бележи ограничен број насеља, међу којима су Ходинићи, Браниловићи, Автовац и Кула. Истовремено, у значајном броју насеља забележен је пад централитета, а део насеља остао је без становништва или радне снаге. Иако и даље задржава највиши централитет насеље Гацко смањује централитет, што упућује на постепено развијање функција и ван општинског средишта, те на смањење хијерархијске неуравнотежености унутар мреже.

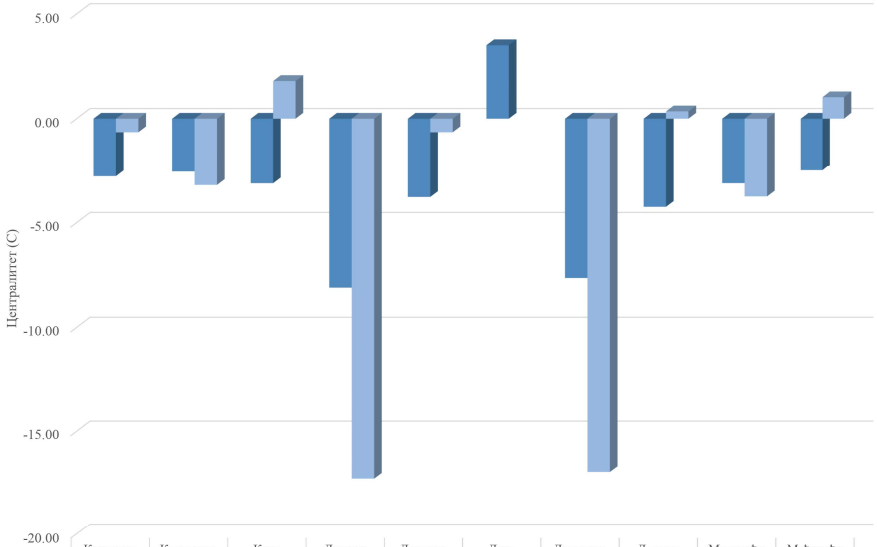




	Домрке	Доња Бодежишта	Драмешина	Дражљево	Друговићи	Дубљевићи	Фојница	Гацко	Гарева	Горња Бодежишта
1971	-3.11	-1.98	-2.64	-2.02	-5.42	-5.23	7.96	186.87	-9.80	-3.30
2013	-5.50	-0.33		-2.58		-0.30	-4.73	153.69	-0.25	-0.33



	Грачаница	Градина	Ходинићи	Игри	Изгори	Јабука	Јасеник	Југовићи	Казанци	Кључ
1971	0.77	-5.33	-3.36	-2.44	-21.71	-4.63	-1.91	-6.89	-7.21	-7.21
2013	-1.63	-9.20	2.72		-6.43		-3.13	-0.33	-9.30	3.40

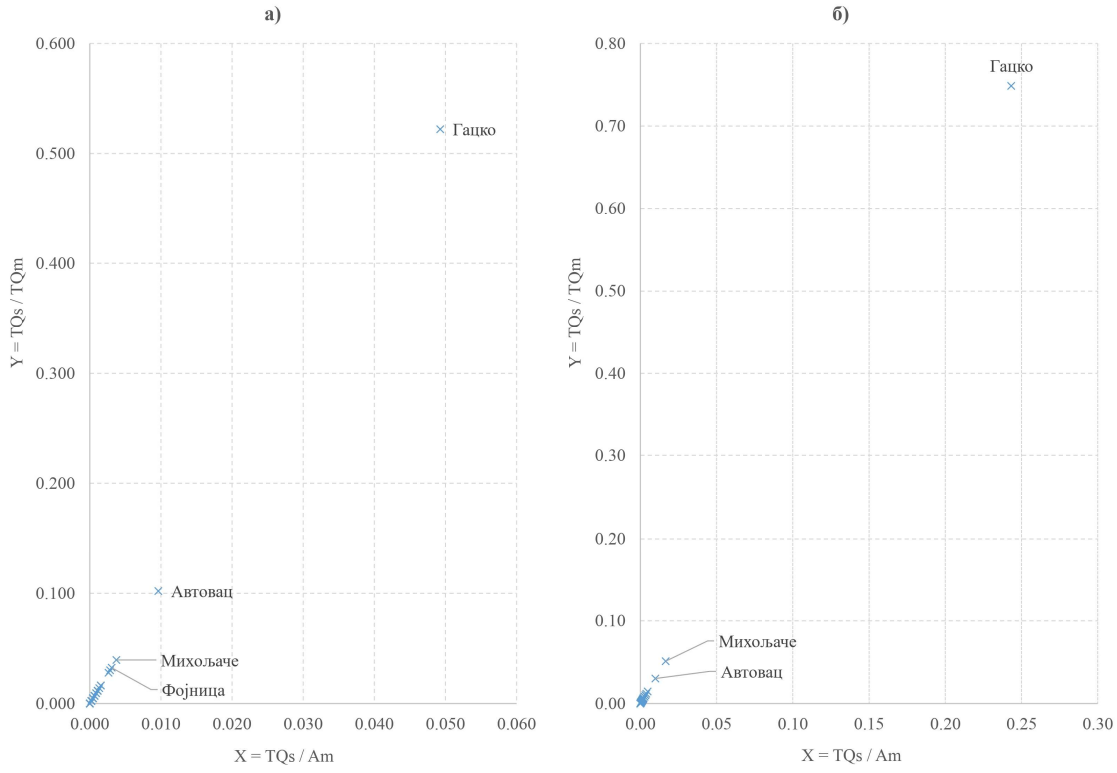


	Кокорина	Краварево	Кула	Липник	Лончари	Лука	Луковице	Љесков Дуб	Меданићи	Међулићи
1971	-2.78	-2.55	-3.12	-8.10	-3.78	3.51	-7.65	-4.25	-3.11	-2.49
2013	-0.65	-3.20	1.80	-17.28	-0.65		-16.95	0.35	-3.75	1.02

Графикон 34. Вредности централитета за насеља општине Гацко 1971. и 2013. године

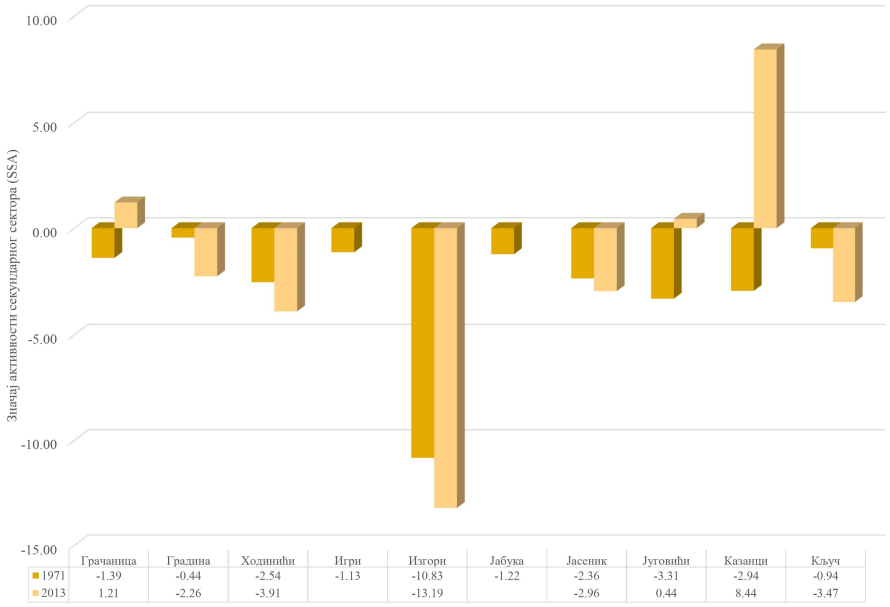
Како би се стекао увид у позицију сваког насеља у хијерархији насеобинске мреже, као и у промене релативне позиције насеља током посматраног периода, извршена је графичка интерпретација централитета (Графикон 35). У 1971. години већина насеља заузимала је ниску позицију у хијерархији како по релативном учешћу запослених у терцијарно-квартарном сектору у односу на укупно запослене у општини (X оса), тако и по релативном учешћу запослених у терцијарно-квартарном сектору у односу на укупан број запослених у овом сектору на нивоу општине (Y оса) (Графикон 35а). Насеље Гацко јасно се издвајало са веома високом позицијом у односу на остала насеља, што указује да је и пре интензивирања површинске експлоатације угља имало улогу централног насеља. Такође, насеље Автовац је заузимало високу позицију, али са нижим вредностима и на X и на Y оси, што упућује на мањи степен специјализације у терцијарно-квартарном сектору. Насеља Михољаче и Фојница имала су незнатно веће позиције у хијерархији у односу на насеља без централитета.

Хијерархија унутар мреже насеља заснована на централитету у 2013. години показује сличан карактер у односу на 1971. годину (Графикон 35б). Позиција насеља Гацко у укупној хијерархији је порасла по Y оси, што указује на концентрацију становништва запосленог у делатностима терцијарно-квартарног сектора управо у насељу Гацко. Међутим, промена позиције по X оси указује на унутрашњу функционалну трансформацију самог насеља, односно на знатан пораст удела запослених у терцијарно-квартарним делатностима у укупној структури запослености. Насеље Гацко није само преузело већину општинских услужних функција, већ је и његова локална економија постала много јаче специјализована за услужни сектор у односу на 1971. годину. Упоредна анализа показује да насеља Автовац, Михољаче и Фојница током анализираног периода задржавају периферност и ограничену улогу у хијерархији централитета у насеобинској мрежи. Насеља у зони експлоатације угља, као и преостала насеља у насеобинској мрежи, имају незнатну запосленост у терцијарно-квартарном сектору, како у оквиру сопствене структуре запослености, тако и на нивоу општине у целини, те не успостављају значајније услужне функције и задржавају статус насеља без јасно израженог централног карактера.

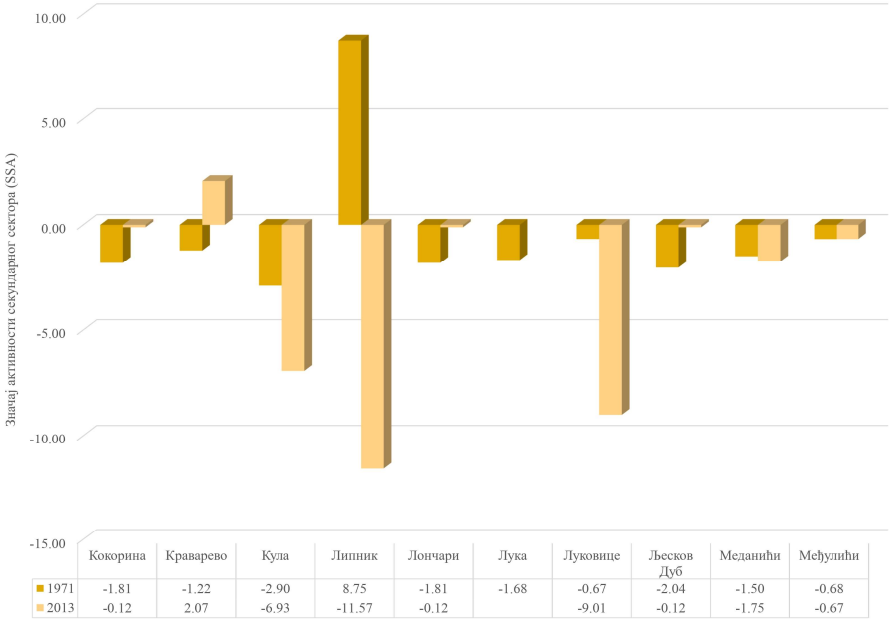


Графикон 35. Хијерархија насеља општине Гацко према степену централитета 1971. (а) и 2013. године (б)

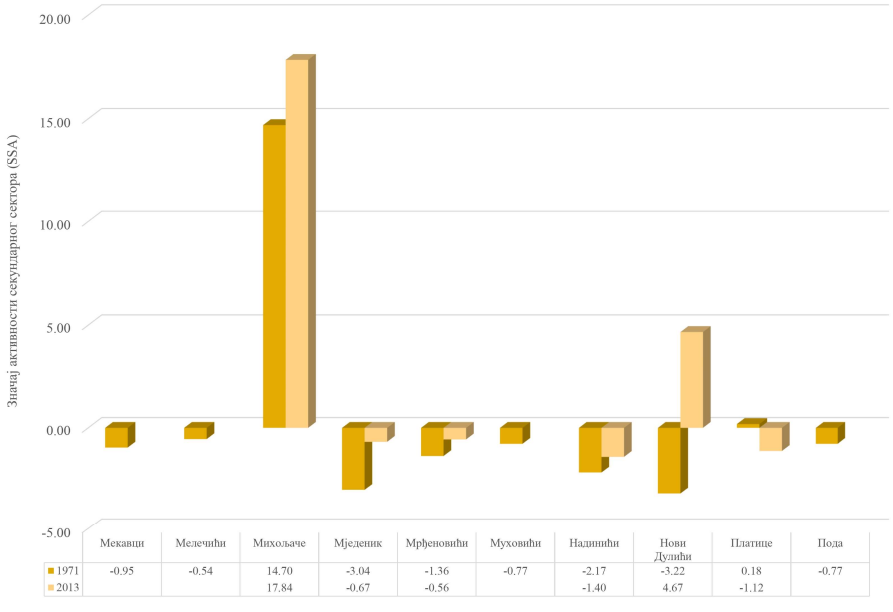
Имајући у виду да је подручје истраживања индустријализовано, пре свега услед рударских активности, анализирање значаја насеља у оквиру секундарног сектора представља неопходан допунски корак ради сагледавања њихове улоге и функционалне позиције у насеобинској мрежи, независно од тога да ли су настале промене централитета у посматраном периоду. Користећи исту методологију која је примењена за израчунавање централитета (тј. концентрације запослености у терцијарно-квартарном сектору), израчунат је и значај активности секундарног сектора (SSA индекс) (Графикон 36). У 1971. години, насеља са највишим вредностима SSA индекса била су: Гацко (36,68) и Автовац (29,20) што указује на њихов значај у погледу запослености у секундарном сектору. Позитивне SSA вредности забележене су и у насељима: Михољаче (14,70), Липник (8,75), Браниловићи (5,37), Друговићи (4,92), Башићи (2,10), Фојница (2,10), Самобор (1,96), Стамбелићи (1,18), Драмешина (0,73) и Платице (0,18). До 2013. године дошло је до очигледних промена у запослености у секундарном сектору (Графикон 36).



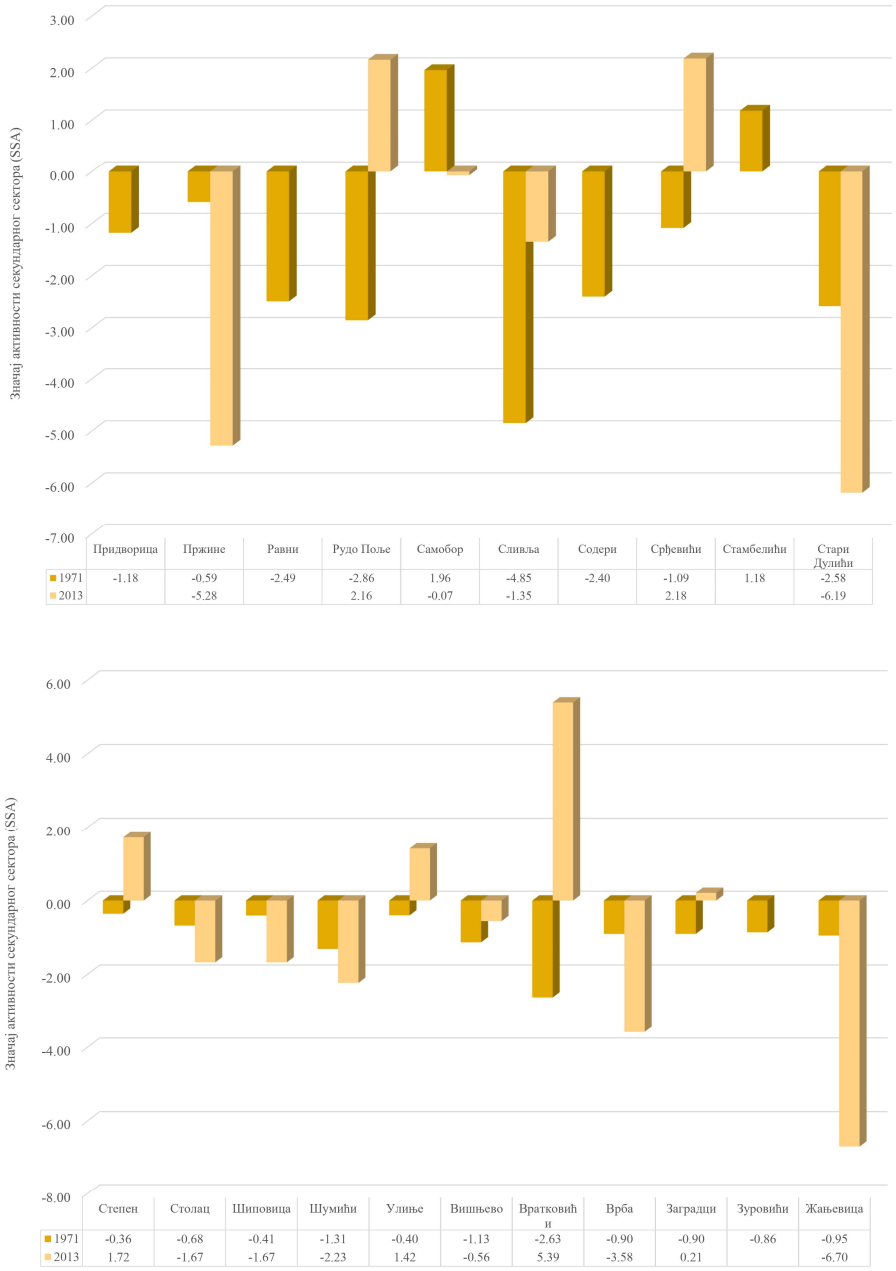
	Грачаница	Градина	Ходинићи	Игри	Изгори	Јабука	Јасеник	Југовићи	Казанци	Кључ
1971	-1.39	-0.44	-2.54	-1.13	-10.83	-1.22	-2.36	-3.31	-2.94	-0.94
2013	1.21	-2.26	-3.91		-13.19		-2.96	0.44	8.44	-3.47



	Кокорина	Краварево	Кула	Липник	Лончари	Лука	Луковице	Љесков Дуб	Меданићи	Међулићи
1971	-1.81	-1.22	-2.90	8.75	-1.81	-1.68	-0.67	-2.04	-1.50	-0.68
2013	-0.12	2.07	-6.93	-11.57	-0.12		-9.01	-0.12	-1.75	-0.67



	Мекавци	Мелечићи	Михољаче	Мједеник	Мрђеновићи	Муховићи	Надинићи	Нови Дулићи	Платице	Пода
1971	-0.95	-0.54	14.70	-3.04	-1.36	-0.77	-2.17	-3.22	0.18	-0.77
2013			17.84	-0.67	-0.56		-1.40	4.67	-1.12	



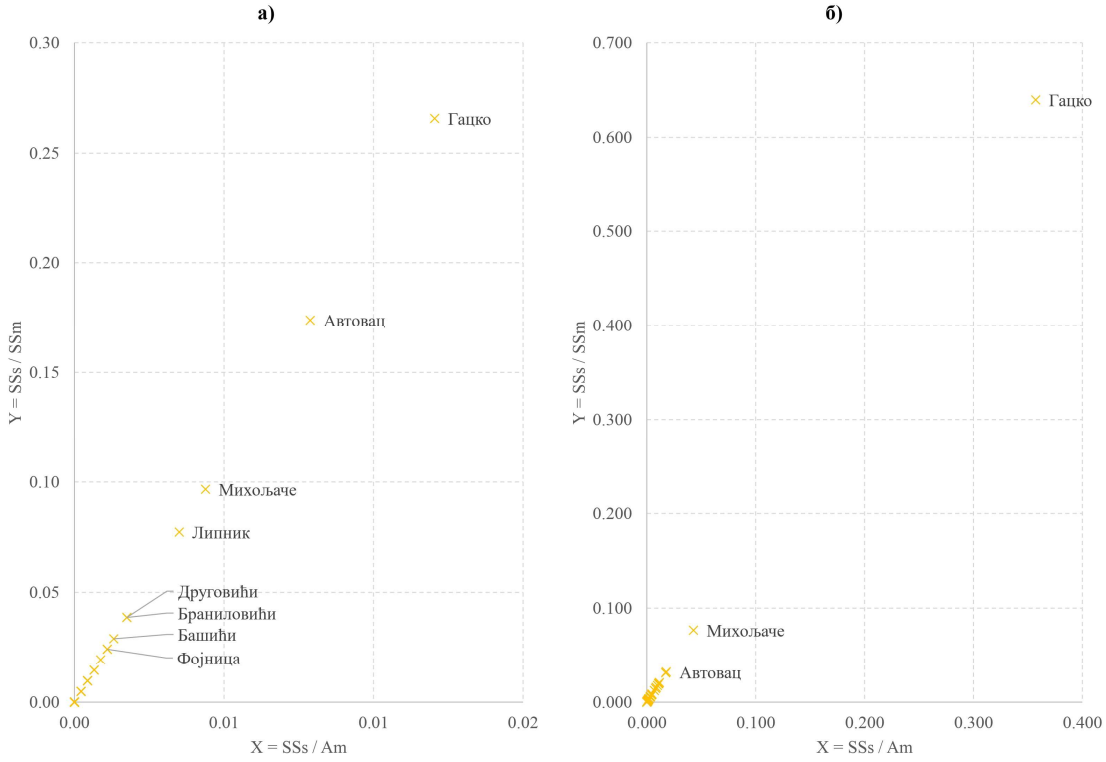
Графикон 36. Вредности SSA индекса за насеља општине Гацко 1971. и 2013. године

Вредност SSA индекса порасла је у 32 насеља (45,07% насеобинске мреже), али само у једном делу насеља је позитивна. У насељима која се, мањим или већим делом, налазе у зони експлоатације угља, SSA вредност је имала позитиван тренд у анализираном периоду. Изузетак су насеља Башићи (-0,56) и Кула (-6,93).

Како би се стекао увид у позицију сваког насеља у хијерархији насеобинске мреже према значају секундарних делатности, као и у промене релативне позиције насеља током посматраног периода, извршена је графичка интерпретација SSA вредности (Графикон 37). У 1971. години већина насеља заузимала је ниску позицију у хијерархији како по релативном учешћу запослених у секундарном сектору у односу на укупно запослене у општини (X оса), тако и по релативном учешћу запослених у секундарном сектору у односу на укупан број запослених у овом сектору на нивоу општине (Y оса) (Графикон 37а). Насеље Гацко јасно се издваја изнад осталих насеља, са највишим вредностима на обе осе, што указује да је већ почетком посматраног периода представљало кључно средиште делатности секундарног сектора. Насеље Автовац такође има релативно високе SSA вредности, али ниже у односу на Гацко, што упућује на мањи степен специјализације у секундарном сектору и на ограниченији

утицај на општинску индустријску базу. Насеља Михољаче и Липник имају нешто повољнију позицију у односу на преостала насеља, али и даље са знатно скромнијим учешћем у укупној запослености у секундарним делатностима. Остала насеља (Другoвићи, Браниловићи, Башићи, Фојница) налазе се у непосредној близини координатног почетка, са минималним учешћем секундарног сектора и без значајније улоге у индустријској хијерархији мреже.

Хијерархија унутар насеобинске мреже заснована на SSA вредностима у 2013. години показује још израженији значај насеља Гацко (Графикон 37б). Позиција овог насеља значајно се помера навише по Y оси и удесно по X оси, што указује да је током посматраног периода дошло до снажне концентрације запослености у секундарном сектору управо у насељу Гацко, као и до пораста удела секундарних делатности у укупној структури запослености овог насеља. Дакле, поред тога што је преузело већину индустријских функција на нивоу општине, насеље Гацко постало је јаче специјализовано за секундарни сектор него 1971. године. Насеља Автовац и Михољаче задржавају секундарни сектор у структури запослености, али са релативно скромним вредностима на обе осе, што указује на ограничен допринос укупној индустријској бази општине и периферну позицију у хијерархији заснованој на SSA индексу. Преостала насеља и у 2013. години остају у зони ниских вредности, без значајнијег померања у односу на почетни анализирани период. Насеља која се налазе у зони експлоатације угља задржавају незнатно учешће секундарног сектора како у оквиру сопствене структуре запослености, тако и на нивоу општине у целини. Упркос развоју индустријских активности, већина ових насеља не успоставља значајније индустријске функције и задржава статус локалитета без јасно израженог индустријског централитета.

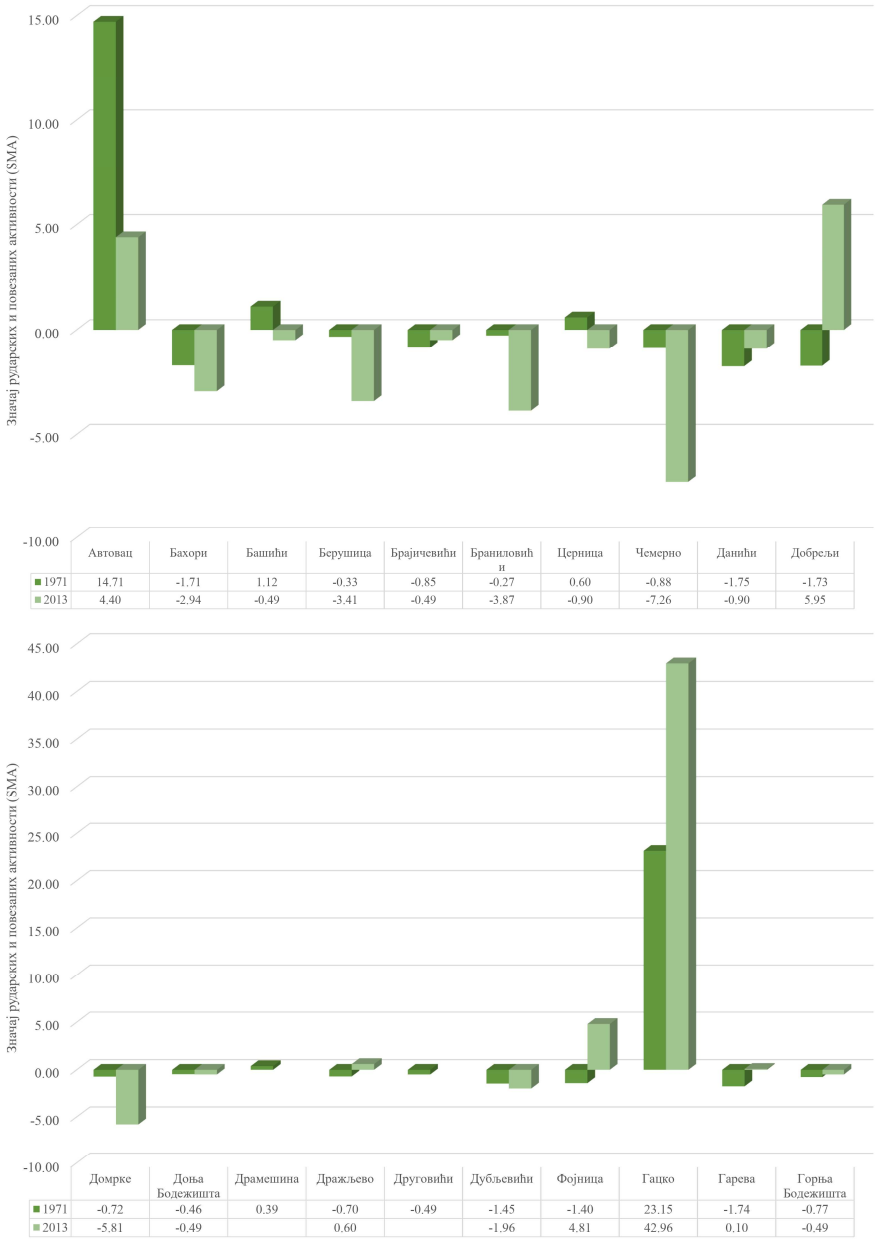


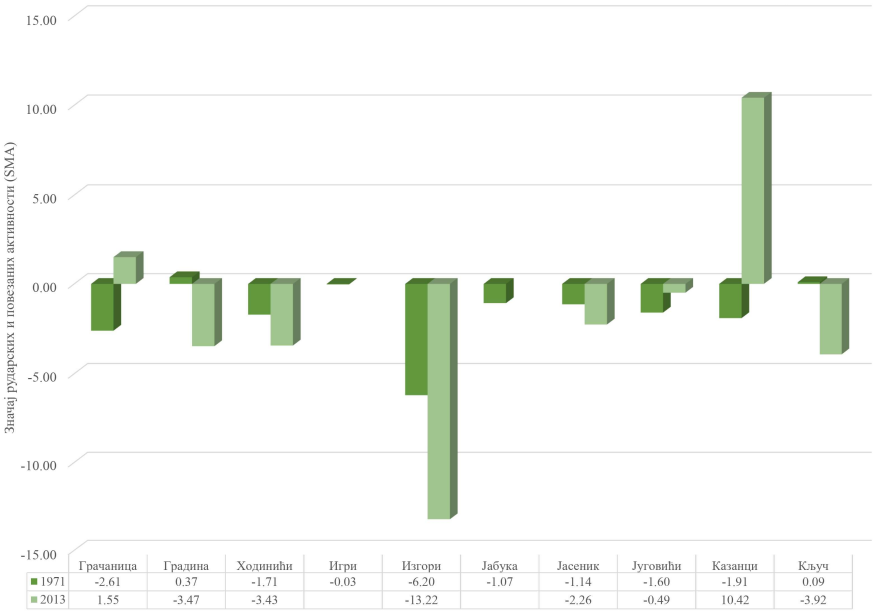
Графикон 37. Хијерархија насеља општине Гацко према SSA индексу 1971. (а) и 2013. године (б)

Имајући у виду економску специфичност истраживаног подручја, посебан акценат стављен је на анализу рударских активности као кључне компоненте секундарног сектора. У оквиру даље анализе издвајају се резултати SMA индекса у структури секундарног сектора, јер омогућавају процену утицаја рударства на економску основу насеља и њихову позицију унутар хијерархије насеобинске мреже. Полазећи од исте методологије која је примењена за

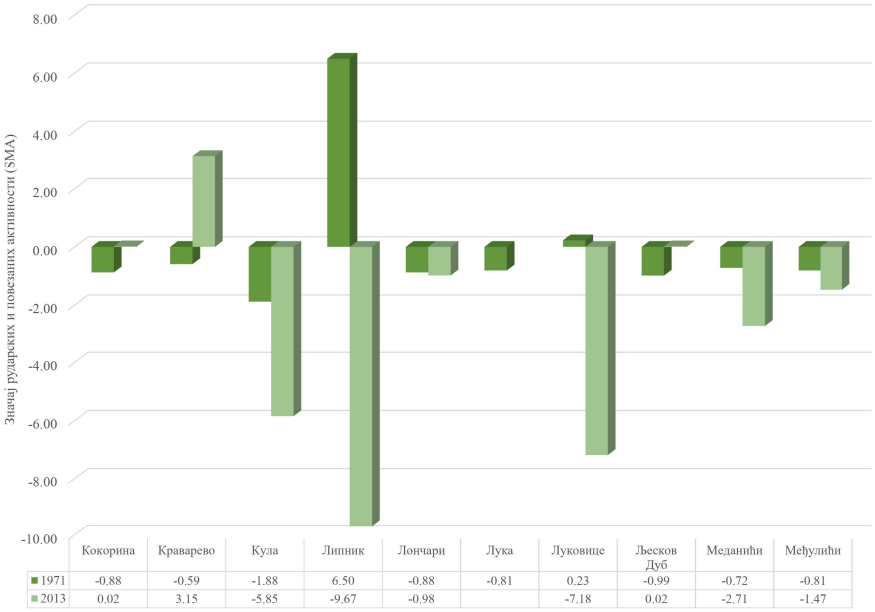
израчунавање централитета (тј. концентрације запослености у терцијарно-квартарном сектору), израчунат је и значај рударских и повезаних активности (SMA) (Графикон 38) према раније описаној методологији.

У 1971. години, насеља са највишим SMA вредностима била су: Гацко (23,15) и Автовац (14,71) што указује на њихов значај у погледу запослености у рударству и сродним делатностима. До 2013. године дошло је до очигледних промена у запослености у рударским и сродним делатностима (Графикон 38). Вредност SMA порасла је у 26 насеља (36,61% насеобинске мреже), али је само у једном делу насеља позитивна. У насељу Гацко, иако има улогу општинског центра и позитивну вредност централитета, уочен је раст и SMA вредности, то јесте значаја рударске и сродних делатности. У насељима која се налазе у зони експлоатације угља, SMA вредност је у анализираном периоду углавном расла и има позитивне вредности. Изузетак су насеља Башићи (-0,49) и Кула (-5,85).

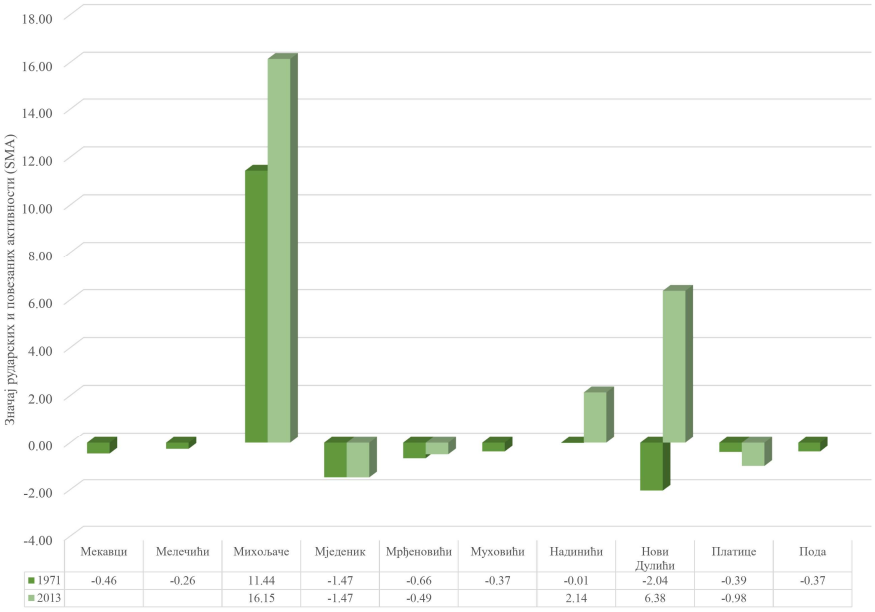




	Грачаница	Градина	Ходинићи	Игри	Изгори	Јабука	Јасеник	Југовићи	Казанци	Кључ
1971	-2.61	0.37	-1.71	-0.03	-6.20	-1.07	-1.14	-1.60	-1.91	0.09
2013	1.55	-3.47	-3.43		-13.22		-2.26	-0.49	10.42	-3.92



	Кокорина	Краварево	Кула	Липник	Лончари	Лука	Луковице	Љесков Дуб	Меданићи	Међулићи
1971	-0.88	-0.59	-1.88	6.50	-0.88	-0.81	0.23	-0.99	-0.72	-0.81
2013	0.02	3.15	-5.85	-9.67	-0.98		-7.18	0.02	-2.71	-1.47



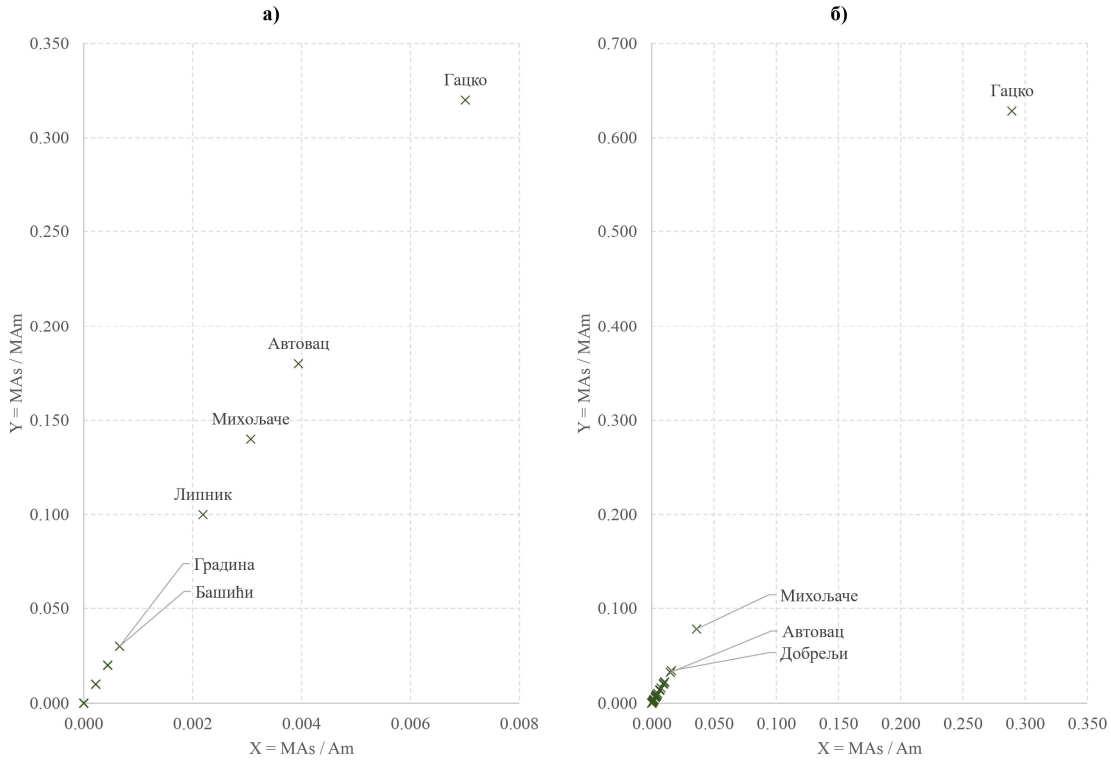
	Мекавци	Мелечићи	Михољаче	Мједеник	Мрђеновићи	Муховићи	Надинићи	Нови Дулићи	Платице	Пода
1971	-0.46	-0.26	11.44	-1.47	-0.66	-0.37	-0.01	-2.04	-0.39	-0.37
2013			16.15	-1.47	-0.49		2.14	6.38	-0.98	

Графикон 38. Вредности SMA индекса за насеља општине Гацко 1971. и 2013. године

Како би се стекао увид у позицију сваког насеља у хијерархији насеобинске мреже према значају рударских и сродних делатности, као и у промене релативне позиције насеља током посматраног периода, извршена је графичка интерпретација SMA вредности (Графикон 39). У 1971. години већина насеља заузимала је ниску позицију у хијерархији како по релативном учешћу запослених у рударским делатностима у односу на укупно запослене у општини (X оса), тако и по релативном учешћу запослених у рударским делатностима у односу на укупан број запослених у овим делатностима на нивоу општине (Y оса) (Графикон 39а). Насеље Гацко јасно се издваја изнад осталих насеља, са највишим вредностима на обе осе, што указује да је већ почетком посматраног периода представљало кључно рударско средиште. Насеље Автовац такође показује релативно високу позицију, што указује на рано укључивање у рударске активности и значајније учешће овог сектора у локалној економији. Насеље Михољаче, иако ниже позиционирано од насеља Автовац, такође показује приметан значај рударских активности, што га издваја у односу на остала насеља. Насеља Липник, Градина и Башићи налазе се у непосредној близини координатног почетка са веома ниским учешћем рударских делатности, како у односу на укупну запосленост, тако и у односу на укупну радну снагу у рударству на нивоу општине. Преостала насеља имају још ниже SMA

вредности што указује на то да рударство у посматраном периоду није имало значајнију улогу у њиховој економској основи.

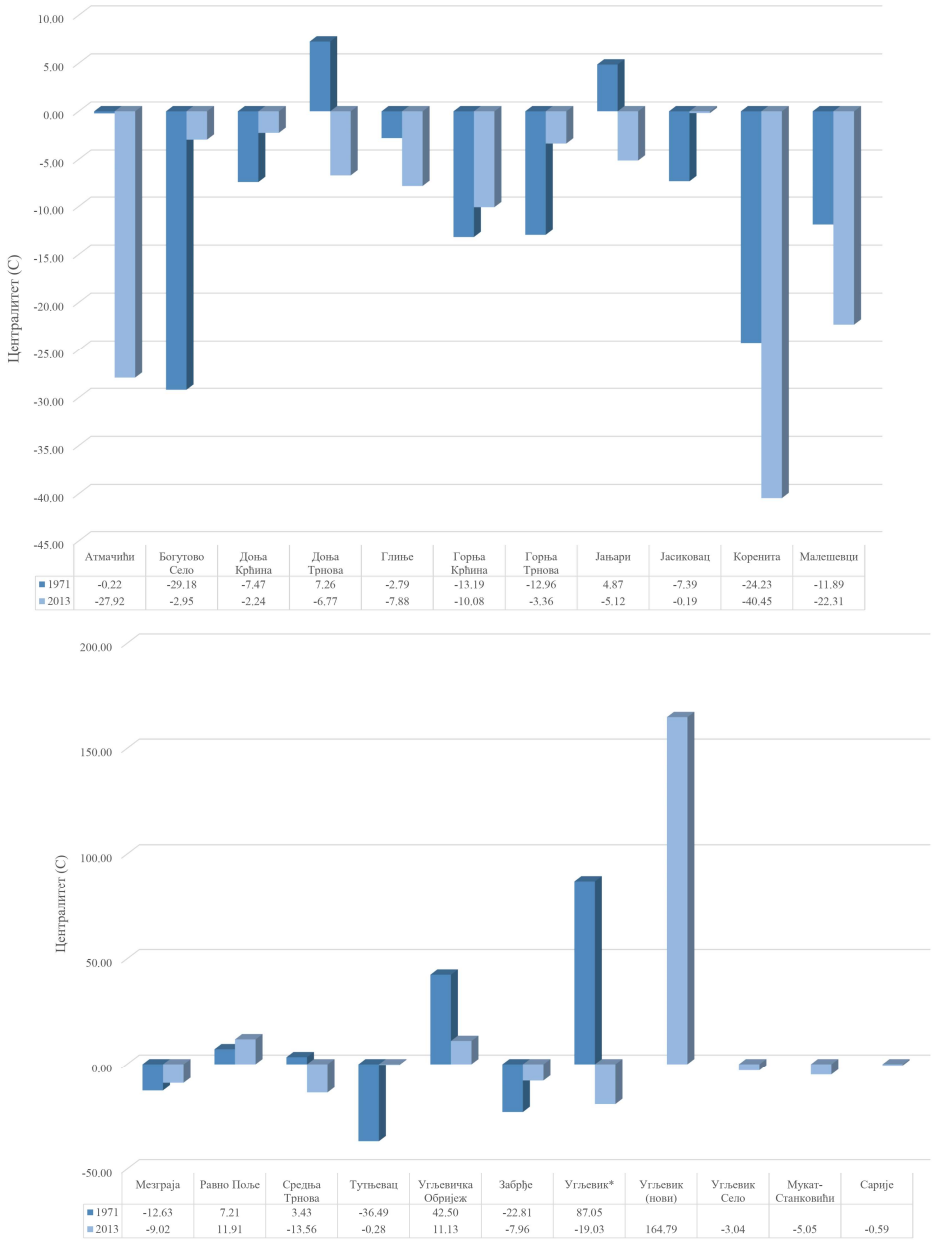
Хијерархија унутар насеобинске мреже заснована на SMA вредностима у 2013. години показује још израженији значај насеља Гацко (Графикон 39б). Позиција овог насеља се значајно помера нагоре и удесно у односу на 1971. годину, што указује како на пораст удела запослених у рударству у укупној запослености, тако и на још већу концентрацију радне снаге у рударским делатностима на нивоу општине. На тај начин насеље Гацко у посматраном периоду јасно задржава улогу централног рударског насеља. Од осталих насеља издвајају се Михољаче, Автовац и, у мањој мери, Добрељи, која бележе умерен раст SMA вредности и релативно повољнију позицију у односу на 1971. годину. Међутим, већина преосталих насеља и даље поседује веома ниске SMA вредности што указује на то да рударство и сродне делатности у 2013. години и даље немају значајнију улогу у њиховој економској основи. Насеља која се налазе у зони експлоатације угља, као и друга насеља у насеобинској мрежи, задржавају незнатно учешће рударске и сродних делатности како у оквиру сопствене структуре запослености, тако и на нивоу општине. Упркос развоју рударских активности, већина ових насеља не успоставља значајније рударске функције и задржава статус локалитета без јасно израженог рударског централитета.



Графикон 39. Хијерархија насеља општине Гацко према SMA индексу 1971. (а) и 2013. године (б)

У **општини Угљевик** током 1971. године вредности централитета (C) за већину насеља биле су негативне, што указује на то да ова насеља нису поседовала карактеристике централитета (Графикон 40). Насеља која су се истицала високим вредностима централитета су Угљевик (87,04) и Угљевичка Обријеж (42,50). Позитивне вредности централитета имала су и насеља: Доња Трнова (7,26), Равно Поље (7,20), Јањари (4,86) и Средња Трнова (3,42). Структура централитета у мрежи испољавала је поларизован карактер, са израженом хијерархијом у којој је највишу позицију заузимало насеље Угљевик као општински центар. До 2013. године, вредности централитета повећале су се у 10 насеља (40,00% насеобинске мреже), што указује на већу просторну дистрибуцију терцијарно-квартарних делатности

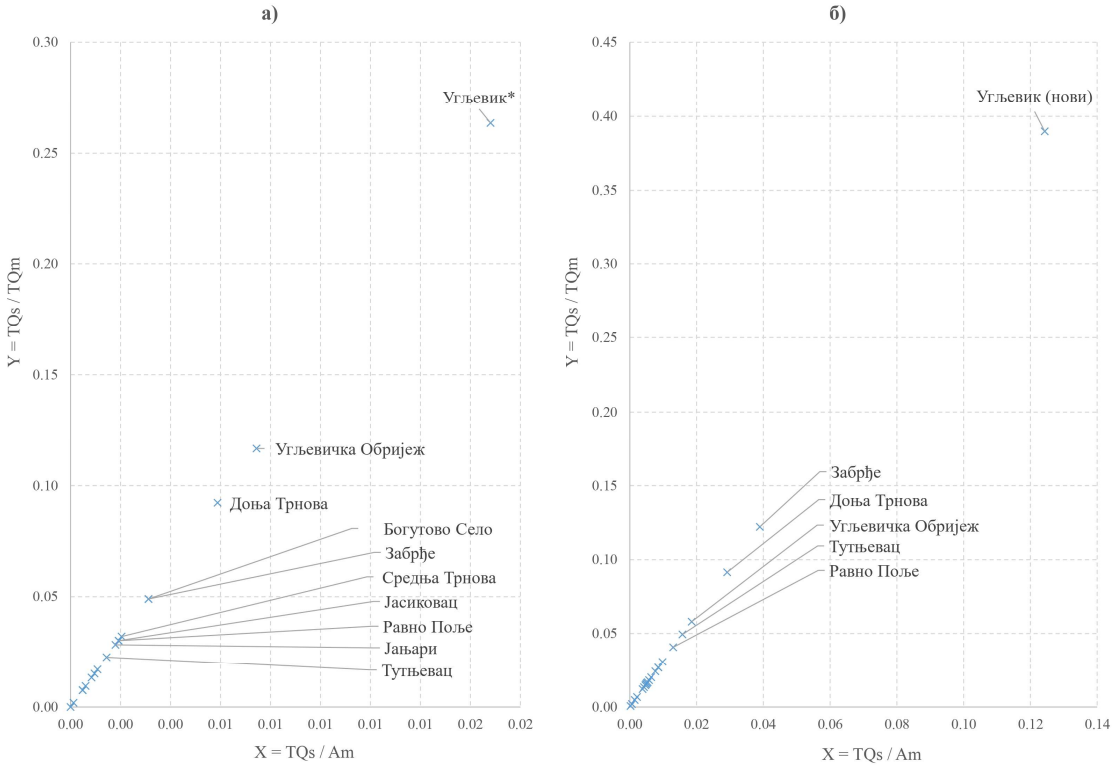
унутар насеобинске мреже. Ипак, иако су вредности централитета порасле, нису достигле позитивне вредности, те се не може говорити о развоју централних функција у тим насељима. Изузетак је насеље Равно Поље у коме је вредност централитета порасла до позитивне вредности (11,90). Позитивна вредност централитета забележена је и у насељу Угљевичка Обријеж. Највиша вредност централитета забележена је у насеља Угљевик (164,78), док је најнижа вредност централитета забележена у насељима Коренита (-40,45) и Атмачићи (-27,91). Важно је напоменути да је променом локације општинског центра промењена концентарција централних функција у просторном смислу. Првобитни општински центар имао је високу вредност централитета (87,04), а данас има негативну вредност централитета (-19,03). Промена вредности централитета уочена је у насељима која се налазе у зони експлоатације угља. Иако су у анализираном периоду вредности централитета повећане, и даље су евидентне негативне вредности у свим насељима у зони експлоатације. Пад централитета забележен је само у насељу Стари Угљевик (-19,03), што је последица промене локације општинског средишта, као и ширења површинског копа.



Графикон 40. Вредности централитета за насеља општине Угљевик 1971. и 2013. године

У 1971. години већина насеља заузимала је ниску позицију у хијерархији како по релативном учешћу запослених у терцијарно-квартарном сектору у односу на укупно запослене у општини (X оса), тако и по релативном учешћу запослених у терцијарно-квартарном сектору у односу на укупан број запослених у овом сектору на нивоу општине (Y оса) (Графикон 41а). У односу на такву структуру, издваја се неколико насеља која поседују нешто веће вредности централитета. Насеља Доња Трнова и Угљевичка Обријеж заузимају нешто више позиције по Y оси, што указује на већи релативни удео запослених у терцијарно-квартарним делатностима у односу на остатак насеобинске мреже. Ипак, ове вредности су и даље умерене и не указују на статус јасно изражених централних насеља. Посебно се издваја насеље Угљевик, које заузима највишу позицију у хијерархији у погледу централитета. Значајно виша вредност по Y оси указује да је у овом насељу већ на почетку анализираног периода концентрисан велики део услужних делатности на нивоу општине. Истовремено, нешто веће вредности по X оси сугеришу да услужни сектор представља релативно важан сегмент структуре запошљавања у самом насељу. Овакав положај у хијерархији упућује да је насеље Угљевик већ на почетку посматраног периода формирано као примарно средиште са развијеним централним функцијама.

Хијерархија унутар мреже насеља, заснована на централитету, у 2013. години показује поларизован карактер као и 1971. године (Графикон 41б), али са благим променама у јачању централних функција у одређеним насељима.

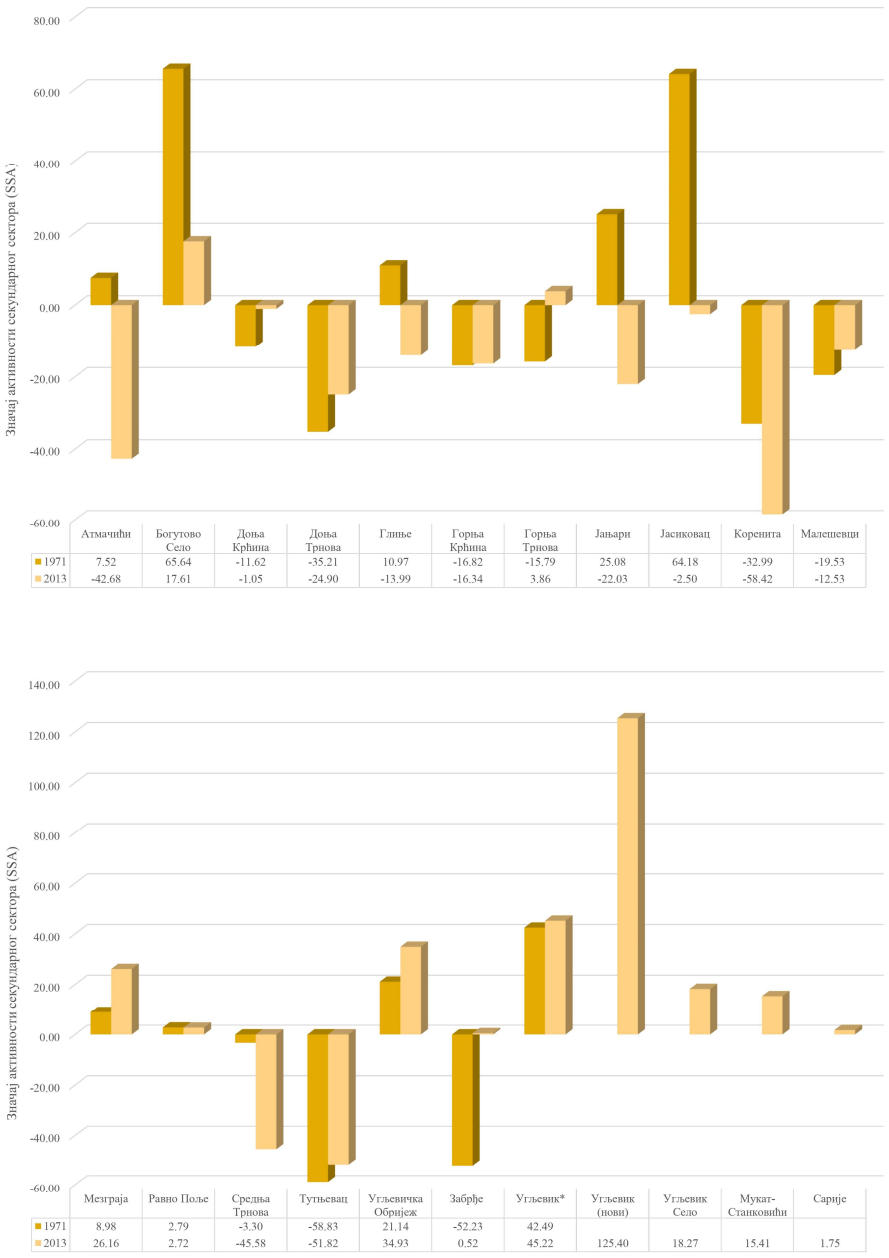


Графикон 41. Хијерархија насеља општине Угљевик према степену централитета 1971. (а) и 2013. године (б)

Позиција насеља Угљевик у укупној хијерархији је порасла по Y оси, што указује на концентрацију становништва запосленог у делатностима терцијарно-квартарног сектора управо у насељу Угљевик. Међутим, промена позиције по X оси указује на унутрашњу функционалну трансформацију самог насеља, односно на знатан пораст удела запослених у терцијарно-квартарним делатностима у укупној структури запослености. Насеље Угљевик није само преузело већину општинских услужних функција, већ је економија у самом насељу постала јаче специјализована за услужни сектор у односу на 1971. годину, што имплицира да

је ово насеље (иако измештено на нову локацију) задржало улогу доминантног централног језгра општине. Насеља Забрђе, Доња Трнова, Угљевичка Обријеж, Тутњевац и Равно Поље показују умерен пораст вредности по обе осе, што указује на ограничено јачање услужних делатности. Ова повећања нису довољна да би се позиционирала као секундарни центри, упркос благој функционалној диференцијацији. Може се закључити да насеља у експлоатационој зони, као и остатак насеобинске мреже, не успостављају значајније услужне функције и задржавају статус насеља без јасно формираних централних карактеристика.

Када је реч о значају активности секундарног сектора (SSA), у 1971. години насеља са највишим SSA вредностима била су: Богутово Село (65,64) и Јасиковац (64,18) што указује на њихов значај у погледу запослености у секундарном сектору. Позитивне SSA вредности забележене су и у насељима: Угљевик (42,48), Јањари (25,08), Угљевичка Обријеж (21,13), Глиње (10,96), Мезграја (8,97), Атмачићи (7,51) и Равно Поље (2,78) (Графикон 42).



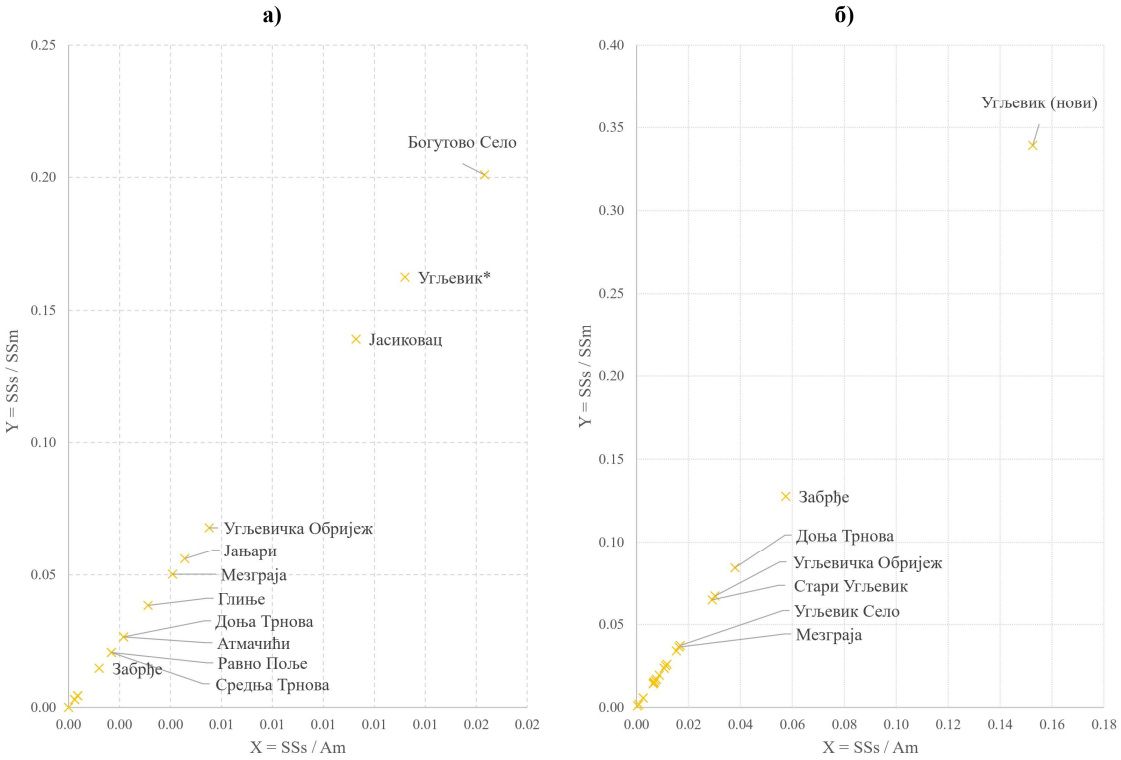
Графикон 42. Вредности SSA индекса за насеља општине Угљевик 1971. и 2013. године

До 2013. године дошло је до очигледних промена у запослености у секундарном сектору (Графикон 42). Вредност SSA порасла је у 10 насеља (40,00% насеобинске мреже), али само у

пет насеља је позитивна: Стари Угљевик (45,22), Угљевичка Обријеж (34,92), Мезграја (26,16), Горња Трнова (3,85) и Забрђе (0,52). Новонастала насеља такође имају позитивне вредности (Угљевик 125,40, Угљевик Село 18,26, Мукат Станковићи 15,41 и Сарије 1,75). У насељу Угљевик, иако има улогу општинског центра и позитивну вредност централитета, уочен је раст и SSA вредности, то јесте значаја активности секундарног сектора.

У насељима која се налазе у зони експлоатације угља, вредност SSA је позитивна. При томе је у насељима Сарије (1,75) и Богутово Село (17,60) забележено смањење SSA у посматраном периоду, док је у насељима Мезграја (26,16) и Стари Угљевик (45,22) дошло до повећања вредности овог индекса. Прерасподеле SSA вредности из некадашњег индустријског језгра, насеља Богутово Село, на три новонастала насеља (Богутово Село, Сарије и Мукат Станковићи), и проширење површинског копа на 52,64% површине, додатно је ослабило његову секундарну функцију кроз смањење броја становника. Истовремено јачање SSA вредности у насељима Стари Угљевик, Мезграја и Угљевик указује на померање тежишта секундарног сектора ка ширем подручју експлоатације и формирање нових индустријских жаришта у насеобинској мрежи.

Хијерархија насеобинске мреже према значају секундарних делатности, показује да је у 1971. години већина насеља заузимала ниску позицију у хијерархији како по релативном учешћу запослених у секундарном сектору у односу на укупно запослене у општини (X оса), тако и по релативном учешћу запослених у секундарном сектору у односу на укупан број запослених у овом сектору на нивоу општине (Y оса) (Графикон 43а). Ипак, издваја се неколико насеља са израженијим SSA вредностима. Насеље Богутово Село заузима највишу позицију на графикону, што јасно указује да је оно представљало примарно индустријско жариште у оквиру насеобинске мреже. Високе SSA вредности у насељима Угљевик и Јасиковац такође потврђују њихов значај у погледу запослености у секундарном сектору. Насеља Угљевичка Обријеж, Јањари и Мезграја показују умерене, али позитивне SSA вредности, што упућује на формирање више индустријских полова развоја.



Графикон 43. Хијерархија насеља општине Угљевик према SSA индексу 1971. (а) и 2013. године (б)

Хијерархија унутар насеобинске мреже, заснована на SSA вредностима, у 2013. години указује на значајне промене у распореду секундарних делатности у насељима (Графикон 43б). Најизразитија трансформација уочена је у насељу Угљевик, које се издваја као доминантно индустријско средиште са највишим вредностима и на X и на Y оси, што указује на јаку концентрацију индустријских активности и на унутрашњу специјализацију локалне економије. Више насеља показује умерен раст SSA вредности, међу којима се издвајају Забрђе, Доња Трнова, Угљевичка Обријеж, Стари Угљевик, Угљевик Село и Мезграја, што упућује на ширење утицаја секундарних делатности у оквиру насеобинске мреже. Иако ова насеља не достижу високе вредности, уочљив је умерени пораст значаја секундарног сектора у њима. Преостала насеља у 2013. години остају у зони ниских вредности, без значајнијег померања у односу на почетни период. У насељима која се, у мањој или већој мери, налазе у зони експлоатације угља, уочено је јачање SSA вредности, што указује на то да се тежиште секундарних делатности помера ка ширем простору, непосредно повезаном са савременим експлоатационим активностима. Такође, новоформирана насеља у оквиру експлоатационе зоне имају позитивне SSA вредности, али недовољно велике да би остварила јачу улогу у укупној хијерархији насеља.

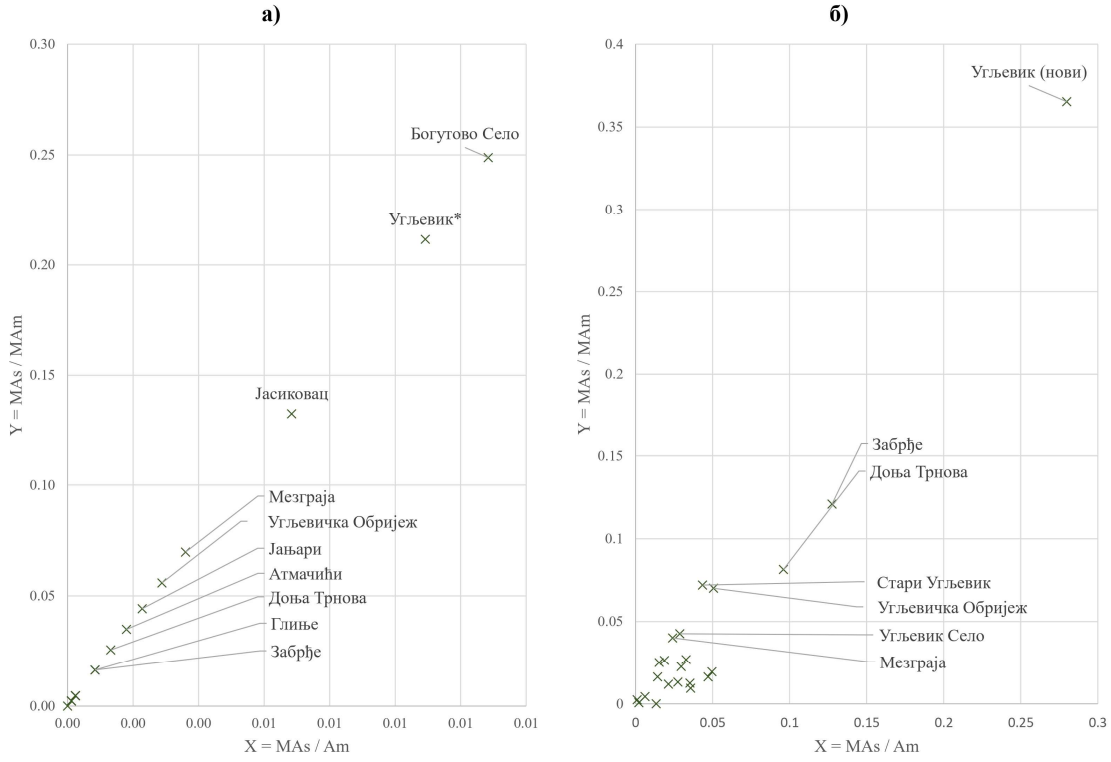
Графикон 44. Вредности SMA индекса за насеља општине Угљевик 1971. и 2013. године

Анализа рударских активности као кључне компоненте секундарног сектора показује да су у 1971. години највише SMA вредности имала насеља: Богутово Село (62,31) и Угљевик (48,11) што указује на њихов значај у погледу запослености у рударству и сродним делатностима. Позитивне SMA вредности забележене су и у насељима: Јасиковац (38,06), Мезграја (14,10), Јањари (10,79), Атмачићи (8,34) и Угљевичка Обријеж (8,20).

До 2013. године дошло је до очигледних промена у запослености у рударским и сродним делатностима (Графикон 44). Вредност SMA порасла је у шест насеља (24,00% насеобинске мреже). Насеља са позитивним вредностима су: Угљевичка Обријеж (38,55), Мезграја (26,63), Забрђе (4,81), Горња Трнова (1,69) и Доња Крћина (1,38). У насељу Равно Поље, и поред повећања, забележена је негативна SMA вредност. У насељу Угљевик, иако има улогу општинског центра и позитивну вредност централитета, уочен је раст и SMA вредности (132,68), то јесте значаја рударске и сродних делатности.

У насељима која се, мањим или већим делом, налазе у зони експлоатације угља, вредност SMA је позитивна. При томе је у насељима Сарије (2,03), Богутово Село (14,73) и Стари Угљевик (45,90) забележен пад SSA у посматраном периоду, док је у насељу Мезграја (26,63) дошло до пораста вредности овог индекса. Ове разлике потврђују да је утицај рударске експлоатације на секундарни сектор просторно неуједначен и да унутар зоне експлоатације долази до истовременог слабљења појединих и јачања других насеобинских функционалних целина.

У хијерархији насеобинске мреже према значају рударских и сродних делатности (SMA) током 1971. године већина насеља заузимала је ниску позицију како по релативном учешћу запослених у рударским делатностима у односу на укупно запослене у општини (X оса), тако и по релативном учешћу запослених у рударским делатностима у односу на укупан број запослених у овим делатностима на нивоу општине (Y оса) (Графикон 45а).



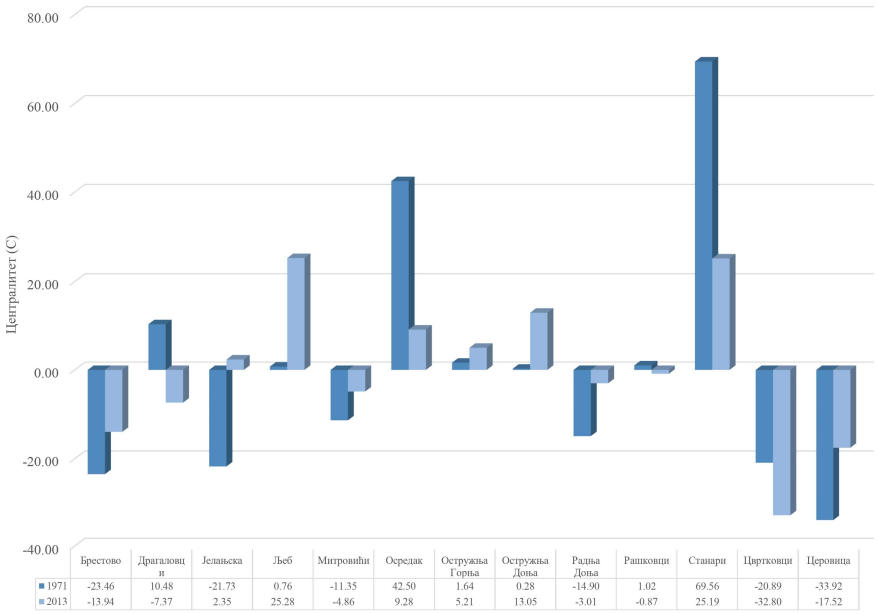
Графикон 45. Хијерархија насеља општине Угљевик према SMA индексу 1971. (а) и 2013. године (б)

Насеље Богутово Село јасно се издваја у хијерархији, са највишим вредностима на обе осе, што указује да је већ почетком посматраног периода представљало кључно рударско

средиште. Насеље Угљевик такође показује релативно високу позицију, што указује на рано укључивање у рударске активности и значајније учешће ове делатности у локалној економији. Насеље Јасиковац, иако ниже позиционирано од насеља Угљевик, такође показује приметан значај рударских активности, што га издваја у односу на остала насеља. Насеља Мезграја, Угљевичка Обријеж и Јањари налазе се у непосредној близини координатног почетка са веома ниским учешћем рударских делатности, како у односу на укупну запосленост, тако и у односу на укупну радну снагу у рударству на нивоу општине. Преостала насеља имају још ниже SMA вредности што указује на то да рударство у посматраном периоду није имало значајнију улогу у њиховој економској основи.

Хијерархија унутар насеобинске мреже, заснована на SMA вредностима, у 2013. години показује изразите промене (Графикон 45б). Најјасније издвајање има насеље Угљевик, чија се позиција значајно помера нагоре и удесно у односу на стање из 1971. године, што указује и на пораст удела запослених у рударским и сродним делатностима у укупној запослености и на изразиту концентрацију радне снаге у овом сектору на нивоу општине. На тај начин, насеље Угљевик преузима улогу примарног рударског средишта општине, коју је на почетку посматраног периода имало насеље Богутово Село. Од осталих насеља издвајају се Забрђе и Доња Трнова, која бележе уочљив раст SMA вредности и релативно повољнију позицију у односу на 1971. годину, што указује на јачање њихове повезаности са рударским активностима. Насеља Стари Угљевик, Угљевик Село, Угљевичка Обријеж и Мезграја показују умерено повећање SMA вредности, али и даље припадају нижим хијерархијским нивоима у односу на доминантни рударски центар. Иако је у појединим насељима уочен умерен раст SMA вредности, рударске функције остају јасно концентрисане у малом броју насеља, пре свега у насељу Угљевик, док већина осталих насеља задржава статус просторно и функционално периферних кад је реч о рударским и сродним делатностима. Већина насеља која се налазе у зони експлоатације угља задржавају ограничено учешће рударских и сродних делатности како у сопственој структури запослености, тако и на нивоу општине. Промена позиције у хијерархији најуочљивија је код насеља Богутово Село које је са највише позиције прешло на знатно нижу, а разлог за то јесте висок степен обухваћености површинском експлоатацијом који је иницирао исељавање становништва, то јесте, губитак укупне радне снаге.

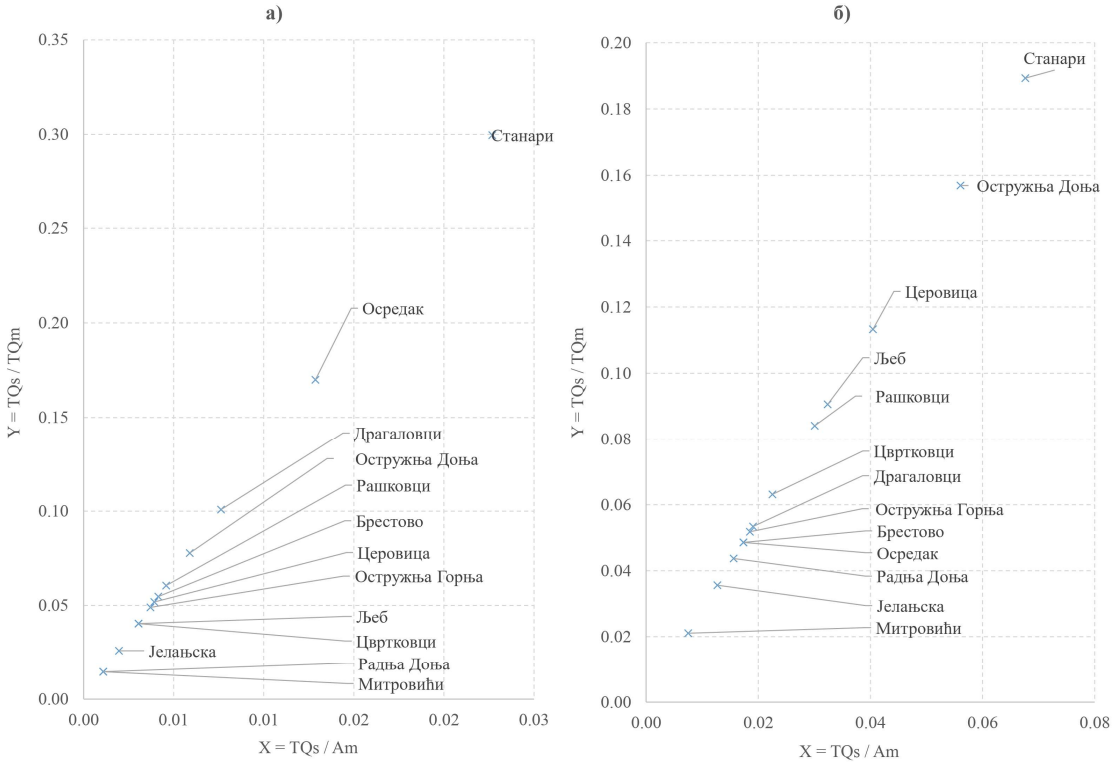
Вредности централитета (C) за већину насеља у **општини Станари** у 1971. години биле су негативне или близу вредности 1, што указује на то да су ова насеља имала мало или нимало централних функција (Графикон 46). Насеља која су се истицала високим вредностима централитета била су Станари (69,59) и Осредак (42,50). Позитивне вредности централитета имала су и насеља: Драгаловци (10,48), Оструж̌ња Горња (1,64), Рашковци (1,02), Љеб (0,76) и Оструж̌ња Доња (0,28). Овакав резултат указује на развој терцијарно-квартарних делатности у наведеним насељима. Структура централитета у мрежи насеља испољавала је поларизован карактер, са израженом хијерархијом у којој је највишу позицију заузимало насеље Станари. До 2013. године, вредности централитета повећане су у осам насеља (61,53%), што указује на већу просторну дистрибуцију терцијарно-квартарних делатности унутар насеобинске мреже (Графикон 46). Ипак, иако су вредности централитета повећане, исте нису достигле позитивне вредности у свим насељима, те се не може говорити о развоју централних функција у њима. Вредност централитета повећана је до позитивне вредности у насељима: Љеб (25,28), Оструж̌ња Доња (13,05), Оструж̌ња Горња (5,21) и Јелањска (2,35). Позитивна вредност централитета забележена је и у насељу Осредак (9,28), иако се у овом насељу вредност централитета у посматраном периоду смањила. Највиша вредност централитета забележена је у општинском средишту насељу Станари (25,19) и насељу Љеб (25,28) са којим наведено насеље граничи. Најнижа вредност централитета забележена је у насељима: Цвртковци (-32,80), Церовица (-17,52), Брестово (-13,94) и Драгаловци (-7,37). Промена вредности централитета уочена је у насељима која се налазе у зони експлоатације угља. У насељима Рашковци (0,87) и Драгаловци (-7,37) забележен је пад централитета, а у насељу Оструж̌ња Доња (13,05) пораст. Посебно је значајно да је површинска експлоатација угља у насељу Оструж̌ња Доња започела тек након 2013. године, што додатно потврђује остварени резултат.



	Брестово	Драгаловци	Јелањска	Љеб	Митровићи	Осредак	Оструж.Горња	Оструж.Доња	Радња Доња	Рашковци	Станари	Цвртковци	Церовица
1971	-23.46	10.48	-21.73	0.76	-11.35	42.50	1.64	0.28	-14.90	1.02	69.56	-20.89	-33.92
2013	-13.94	-7.37	2.35	25.28	-4.86	9.28	5.21	13.05	-3.01	-0.87	25.19	-32.80	-17.52

Графикон 46. Вредности централитета за насеља општине Станари 1971. и 2013. године (прилагођено према Delić et al., 2025)

У хијерархији насеобинске мреже у 1971. години већина насеља заузимала је ниску позицију како по релативном учешћу запослених у терцијарно-квартарном сектору у односу на укупно запослене у општини (X оса), тако и по релативном учешћу запослених у терцијарно-квартарном сектору у односу на укупан број запослених у овом сектору на нивоу општине (Y оса) (Графикон 47а).

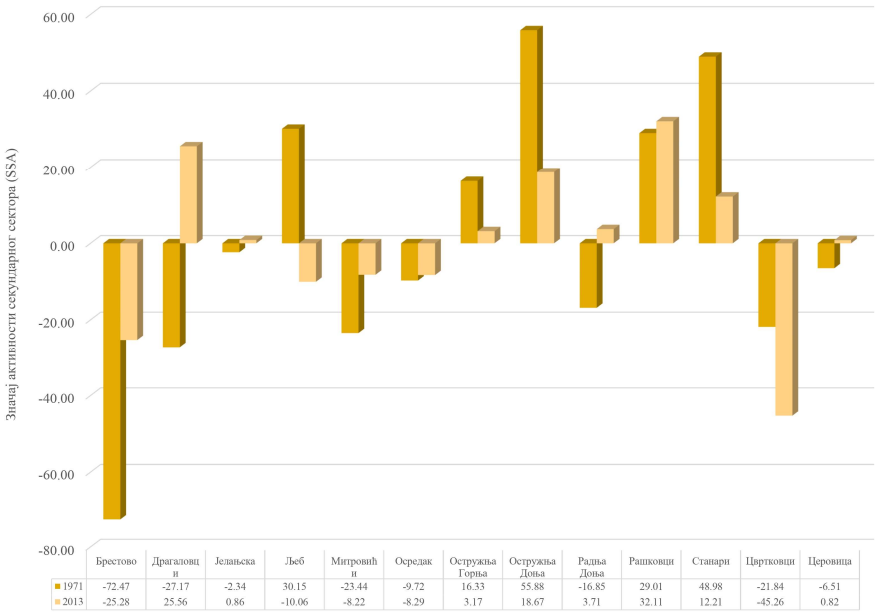


Графикон 47. Хијерархија насеља општине Станари према степену централитета 1971. (а) и 2013. године (б) (прилагођено према Delić et al., 2025)

У оквиру такве структуре издваја се неколико насеља са нешто повољнијим вредностима. Насеље Осредак показује знатно вишу вредност по Y оси у односу на остала насеља, што указује на релативно веће учешће становништва запосленог у услужним делатностима у оквиру општинског терцијарно-квартарног сектора. Иако је вредност по X оси умерена, позиција га издваја из доминантне групе насеља у доњој зони графикона. Посебно се истиче насеље Станари, једино насеље које у 1971. години заузима високу позицију на обе осе. Његова вредност по Y оси значајно надмашује све остале, што указује да је у овом насељу концентрисан највећи део општинских услужних функција. Такав положај недвосмислено указује на то да је насеље Станари већ почетком посматраног периода представљало језгро услужних активности у насеобинској мрежи. Остала насеља груписана су у доњем левом делу графикона, са ниским вредностима централитета по обе осе.

Хијерархија унутар мреже насеља, заснована на централитету, у 2013. години (Графикон 47б) показује мањи степен поларизације у односу на 1971. годину. Иако насеље Станари и даље заузима највишу позицију у хијерархији, разлика у односу на остала насеља је смањена, јер се у вишим хијерархијским зонама бележи већи број насеља. Поред насеља Станари, посебно се издваја Остружња Доња, која бележи изразит пораст вредности по обе осе, док Церовица, Љеб и Рашковци показују умерен раст централитета. Ове промене указују на дифузију услужних функција из доминантног центра ка појединим насељима, чиме се ублажава почетна поларизована структура из 1971. године. Ова повећања недовољна су да би насеља стекла централни значај у насеобинској мрежи, али указују на благу функционалну диференцијацију у односу на 1971. годину. Остала насеља углавном задржавају ниске вредности по обе осе, што указује на континуитет периферног функционалног статуса и ограничен развој услужних делатности. У оквиру зоне експлоатације, насеља Рашковци и Драгаловци задржавају периферни карактер, док се насеље Остружња Доња издваја као изузетак, јер бележи јасан пораст вредности централитета и делимично јачање услужних функција у односу на 1971. годину.

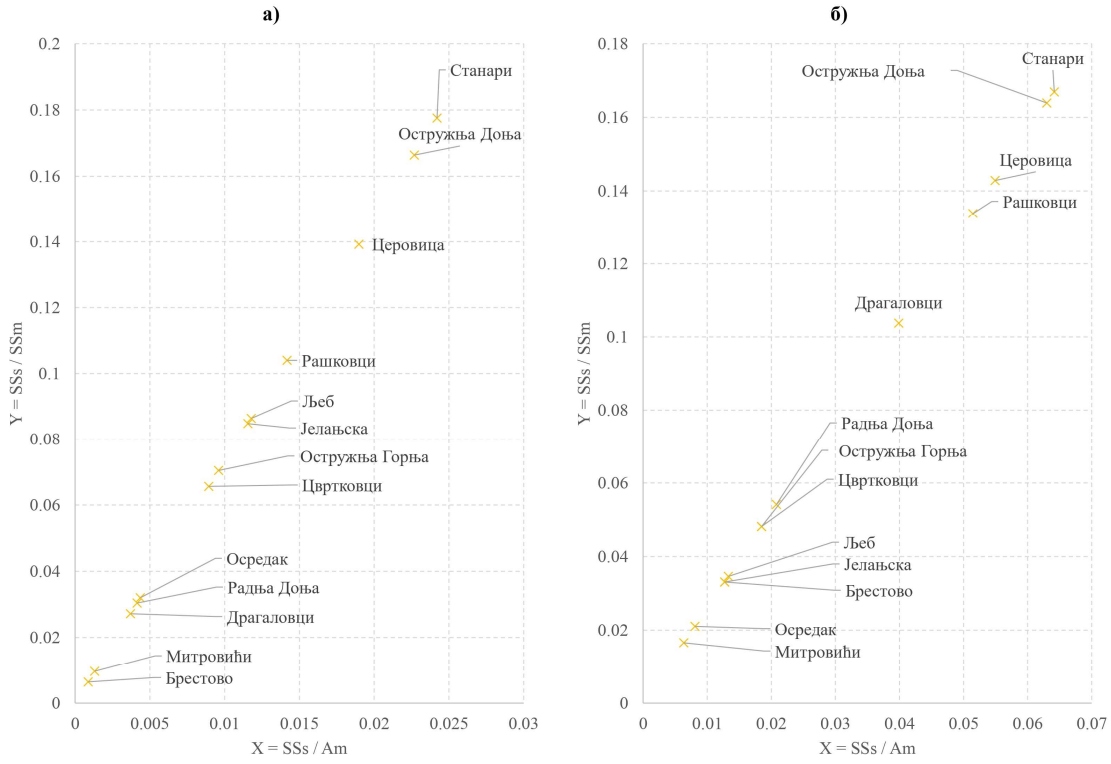
Значај активности секундарног сектора (SSA) у 1971. години био је највећи у насељима Остружња Доња (55,88) и Станари (48,98), што указује на њихов значај у погледу запослености у секундарном сектору. Позитивне SSA вредности забележене су и у насељима: Љеб (30,15), Рашковци (29,01) и Остружња Горња (16,33). До 2013. године дошло је до очигледних промена у запослености у секундарном сектору (Графикон 48).



Графикон 48. Вредности SSA индекса за насеља општине Станари 1971. и 2013. године (прилагођено према Delić et al., 2025)

Вредност SSA повећала се у шест насеља (61,53% насеобинске мреже), али само у неколико насеља је позитивна: Драгаловци (25,56), Рашковци (32,11), Радња Доња (3,71), Јелањска (0,86) и Церовица (0,82). Иако је вредност SSA у осталим насељима смањена, позитивне вредности задржале су се у насељима: Остружња Доња (18,67), Станари (12,21) и Остружња Горња (3,17). У насељима која се налазе у зони експлоатације угља, вредност SSA је позитивна, иако је у насељу Остружња Доња забележен њен пад у односу на 1971. годину.

У 1971. години већина насеља заузимала је ниску позицију у хијерархији како по релативном учешћу запослених у секундарном сектору у односу на укупно запослене у општини (X оса), тако и по релативном учешћу запослених у секундарном сектору у односу на укупан број запослених у овом сектору на нивоу општине (Y оса) (Графикон 49а), што указује да секундарни сектор није представљао доминантан сегмент њихове локалне економске структуре. У односу на насеља груписана у зони ниских вредности, јасно се издваја насеље Станари, које заузима највишу позицију у хијерархији по обе осе. Након насеља Станари, издваја се насеље Остружња Доња, са високим вредностима по обе осе, што указује на израженији значај секундарних делатности и релативно висок удео индустријске запослености у структури насеља. Насеља Церовица и Рашковци заузимају следећу, нешто нижу позицију, али се и даље јасно издвајају од већине других насеља, што указује на њихову релативно повољнију улогу у расподели секундарних активности. Преостала насеља налазе се у доњој зони графикона, са најнижим вредностима по обе осе, што указује на периферни статус и слаб значај секундарног сектора у њиховој економској структури.



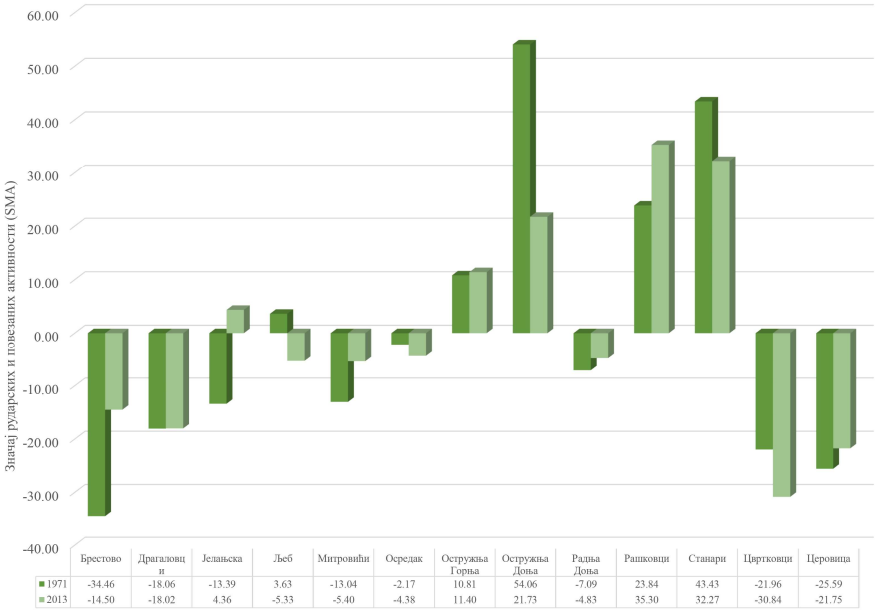
Графикон 49. Хијерархија насеља општине Станари према SSA индексу 1971. (а) и 2013. године (б) (прилагођено према Delić et al., 2025)

Хијерархија унутар насеобинске мреже, заснована на SSA вредностима, у 2013. години указује на значајне промене у распореду секундарних делатности у насељима (Графикон 49б). Иако је хијерархија и даље јасно дефинисана, уочљиво је да се значај секундарних делатности у већем броју насеља повећава, што упућује на делимично ширење индустријских активности унутар насеобинске мреже. Највиши положај у хијерархији има насеље Станари, чиме се потврђује континуитет улоге примарног индустријског средишта у оквиру насеобинске мреже.

Посебно је значајно да се у насељима која се налазе у експлоатационој зони (Рашковци, Драгаловци и Остружња Доња) у 2013. години уочавају различити обрасци SSA вредности. Насеље Остружња Доња бележи изражено јачање секундарних делатности, а насеља Драгаловци и Рашковци умерен пораст, што указује на функционално диференцирање простора у непосредној зони експлоатације.

Значај рударских активности (SMA) као кључне компоненте секундарног сектора у 1971. години највећи је био у насељима Остружња Доња (62,31) и Станари (43,43) што указује на њихов значај у погледу запослености у рударству и сродним делатностима. Позитивне SMA вредности забележене су и у насељима: Рашковци (23,84), Остружња Горња (10,84) и Љеб (3,63).

До 2013. године дошло је до очигледних промена у запослености у рударским и сродним делатностима (Графикон 50). Вредност SMA повећана у осам насеља (61,53%). Насеља са позитивним вредностима су: Јелањска (4,36), Остружња Горња (11,40) и Рашковци (35,30). У насељима Брестово (-14,50), Драгаловци (-18,02), Митровићи (-5,40), Радња Доња (-4,83) и Церовица (-21,75), и поред повећања, забележена је негативна SMA вредност. У насељима која се налазе у зони експлоатације угља, вредности SMA указују на изражену просторну неуједначеност значаја рударских и повезаних делатности.



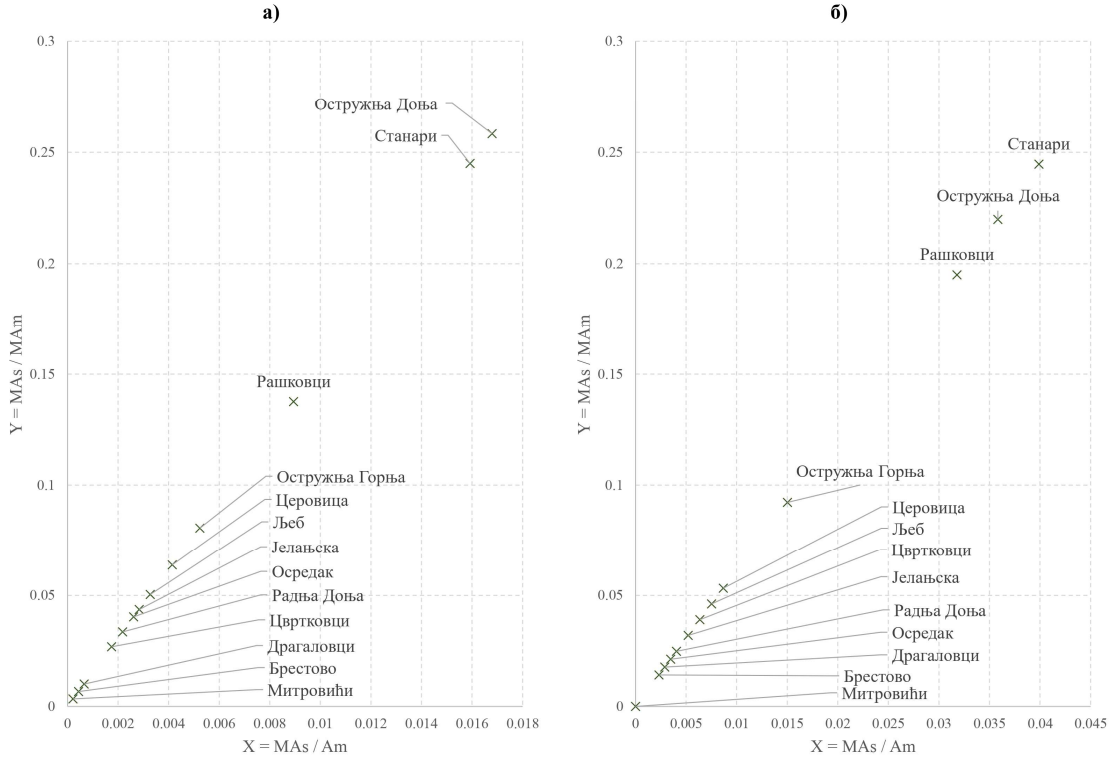
Графикон 50. Вредности SMA индекса за насеља општине Станари 1971. и 2013. године (прилагођено према Delić et al., 2025)

Позитивне SMA вредности забележене су у насељима Остружња Доња (21,73) и Рашковци (35,30), док је у насељу Драгаловци регистрована негативна вредност (-18,02). Овакве разлике потврђују да унутар зоне експлоатације долази до истовременог слабљења појединих и јачања других насеобинских функционалних целина, односно да се утицај рударске експлоатације не испољава равномерно у простору. Треба имати у виду да су наведене вредности подложне промени након завршетка посматраног периода, јер је током 2016. године у насељу Драгаловци отворена термоелектрана, што је означило јачање енергетске делатности директно повезане са рударством, док су у насељу Остружња Доња у 2024. години започете активности површинске експлоатације.

У хијерахији према SMA вредностима у 1971. години већина насеља заузимала је ниску позицију како по релативном учешћу запослених у рударским делатностима у односу на укупно запослене у општини (X оса), тако и по релативном учешћу запослених у рударским делатностима у односу на укупан број запослених у овим делатностима на нивоу општине (Y оса) (Графикон 51а). Насеље Остружња Доња јасно се издваја у хијерархији, са највишим вредностима на обе осе, што указује да је већ почетком посматраног периода представљало

кључно рударско средиште. Насеље Станари такође показује релативно високу позицију, што указује на рано укључивање у рударске активности и значајније учешће овог сектора у локалној економији. Насеље Рашковци, иако ниже позиционирано од насеља Станари, такође показује приметан значај рударских активности, што га издваја у односу на остала насеља. Преостала насеља имају још ниже SMA вредности што указује на то да рударство у посматраном периоду није имало значајнију улогу у њиховој економској основи.

Хијерархија унутар насеобинске мреже заснована на SMA вредностима у 2013. години не показује значајне промене у односу на 1971. годину (Графикон 51б). Најјасније издвајање има насеље Станари, чија се позиција помера нагоре и удесно у односу на позицију из 1971. године, што указује и на пораст удела запослених у рударским и сродним делатностима у укупној запослености и на изразиту концентрацију радне снаге у овом сектору на нивоу општине. На тај начин, насеље Станари преузима улогу примарног рударског средишта општине, коју је на почетку посматраног периода имало насеље Остружња Доња. Од осталих насеља издвајају се Остружња Доња и Рашковци. Насеље Рашковци бележи уочљив раст SMA вредности и релативно повољнију позицију у односу на 1971. годину, што указује на јачање његове повезаности са рударским активностима. Преостала насеља показују умерено повећање SMA вредности, али и даље припадају нижим хијерархијским нивоима у односу на доминантни рударски центар.



Графикон 51. Хијерархија насеља општине Станари према SMA индексу 1971. (а) и 2013. године (б) (прилагођено према Delić et al., 2025)

Иако је у појединим насељима уочен умерен раст SMA вредности, рударске функције остају јасно концентрисане у малом броју насеља, пре свега у насељу Станари, док већина осталих насеља задржава статус просторно и функционално периферних кад је реч о рударским и сродним делатностима. Већина насеља која се налазе у зони експлоатације угља имају значајно учешће рударских и сродних делатности како у сопственој структури запослености, тако и на нивоу општине. Изузетак је насеље Драгаловци које нема значај у хијерархији заснованој на значају рударских и повезаних делатности.

Компаративно посматрано, у периоду 1971–2013. године, у све три општине задржана је доминација општинског средишта у хијерархији, али је мрежа постала нешто мање поларизована услед умерене дифузије појединих функција ка мањем броју насеља. У општини Угљевик дошло је до просторног померања тежишта функција унутар насеобинске мреже, док су се у општинама Гацко и Станари промене углавном испољиле као постепено јачање или слабљење функција у мањем броју насеља. Централитет (C) остаје концентрисан у општинским средиштима. Насупрот томе, вредности SSA, а посебно SMA индекса, указују да насеља у зони експлоатације угља јачају индустријско-рударску улогу, али неравномерно, кроз јачање појединих насеља и стагнацију или слабљење насеља која су обухваћена површинском експлоатацијом у већем обиму.

6.8. Промена односа базних делатности

Како би се утврдила промена односа базних делатности у насеобинској мрежи током анализираног периода, као и промена у доминантности рударске и повезаних делатности у економској бази насеља, израчунат је индекс вишка запослености. На почетку посматраног периода, 1971. године, највише вредности индекса вишка запослености у насељима **општине Гацко** имале су делатности: пољоприведа и рибарство; шумарство и индустрија и рударство (Прилог 4). Делатности пољопривреда и рибарство, као најучесталије базне делатности у насеобинској мрежи, највеће вредности имале су у насељима Изгори (69,52), Липник (35,40) и Бахори (25,70). До 2013. године долази до диверзификације базних делатности и већег присуства енергетских и појединих услужних делатности као базних. Делатности пољопривреда, шумарство и рибарство и даље су најучесталије базне делатности у насеобинској мрежи, а највеће вредности имају у насељима Луковице (30,36), Липник (29,34) и Изгори (21,51). Иако су се наведене делатности задржале као базне у великом делу насеобинске мреже, вредности индекса вишка запослености ниже су у односу на вредности из 1971. године што указује на мању улогу у економској бази насеља. Највећу вредност индекса вишка запослености имало је насеље Гацко (49,95), а за делатност снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација.

У посматраном периоду уочљива је и промена у доминантности рударске и повезаних делатности у економској бази насеља (Прилог 5). На почетку периода, 1971. године, највише вредности индекса вишка запослености у овим делатностима забележене су у насељима Гацко (18,67) и Автовац (13,42). На крају посматраног периода, 2013. године, највише вредности индекса вишка запослености у рударској и повезаним делатностима забележене су у насељима Гацко (45,42) и Михољаче (13,51). Резултати указују да су рударство и повезане делатности током посматраног периода постепено ојачале и у 2013. години постале доминантне базне делатности у економској бази већег броја насеобинске мреже у односу на 1971. годину.

У насељима **општине Угљевик** највише вредности индекса вишка запослености на почетку посматраног периода имале су делатности: пољоприведа и рибарство; индустрија и рударство и грађевинарство (Прилог 6). Делатности пољопривреда и рибарство највеће вредности имале су у насељима Тутњевац (273,75), Забрђе (225,34) и Коренита (143,16). До 2013. године долази до диверзификације базних делатности и већег присуства енергетских, рударских и појединих услужних делатности као базних. Делатности пољопривреда, шумарство и рибарство и даље су најучесталије базне делатности у насеобинској мрежи, а највеће вредности имају у насељима Коренита (109,95), Атмачићи (78,15) и Средња Трнова (56,37), али су вредности индекса ниже у односу на 1971. годину, што указује на смањење њиховог значаја у економској бази насеља. Највећу вредност индекса вишка запослености 2013. године имало је насеље Угљевик (159,32), и то за делатност снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација (Прилог 6).

У посматраном периоду уочљиво је и јачање рударске и повезаних делатности у економској бази насеља (Прилог 7). На почетку периода највише вредности забележене су у насељима Богутово Село (60,76) и Угљевик (48,53), док су на крају периода најизраженије у

насељима Угљевик (168,96), Стари Угљевик (40,36) и Забрђе (29,26). Резултати указују на снажно јачање рударства као базне функције, уз изражену концентрацију у главном језгру – насељу Угљевик. Истовремено, пораст позитивних вредности у већем броју насеља 2013. године (40,00% насеобинске мреже) показује ширење рударског утицаја кроз јачање рударских делатности у економској бази насеља, али и поларизацију насеобинске мреже јер део насеља губи некадашњу доминантност рударске функције (нпр. Богутово Село).

На почетку посматраног периода највише вредности индекса вишка запослености у насељима **општине Станари** имале су делатности: пољоприведа и рибарство; индустрија и рударство; саобраћај и грађевинарство (Прилог 8). Делатности пољопривреда и рибарство највеће вредности имале су у насељима Церовица (108,14), Цвртковци (105,80) и Јелањска (95,24). Однос базних делатности у насеобинској мрежи је у анализираном периоду измењен кроз благу диверзификацију делатности и јачања рударских и појединих услужних делатности. Делатност вађење руда и камена постала је најучесталија базна делатност у насеобинској мрежи, а највећу вредност има у насељима Рашковци (36,36) и Оструњча Доња (28,04). Највећу вредност индекса вишка запослености у насеобинској мрежи имало је насеље Цвртковци (92,68), а за делатност пољопривреда, шумарство и рибарство.

У посматраном периоду уочљиво је и јачање рударских и повезаних делатности у економској бази насеља (Прилог 9). Иако су Оструњча Доња, Станари и Рашковци и на почетку и на крају периода издвојени као насеља са највишим вредностима, током посматраног периода дошло је до промене њихових вредности: Оструњча Доња и Станари бележе опадање (са 51,50 на 33,98; односно са 42,52 на 25,74), док Рашковци бележе пораст (са 23,72 на 43,58). Рударске и повезане делатности задржавају статус базних функција у истим насељима, уз промену интензитета њихове доминантности, што указује на континуитет рударске оријентације уз унутрашњу прерасподелу значаја међу појединим насељима. Може се претпоставити да је актуелни однос базних делатности измењен повећањем учешћа делатности снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација у економској бази насеобинске мреже, због успостављања нових производних капацитета у енергетском сектору.

Компаративно посматрано, у периоду 1971–2013. године, у све три општине дошло је до промене односа базних делатности у насеобинским мрежама, односно до слабљења примарних делатности као доминантног дела економске базе и постепеног јачања рударских и са њима повезаних делатности. Иако пољопривреда, шумарство и рибарство остају присутне као базне делатности у великом броју насеља, њихов значај је релативно мањи него на почетку периода. Насупрот томе, рударство и сродне делатности постају израженији носилац економске базе, посебно у насељима у зони експлоатације и њиховом непосредном окружењу. Тај процес је најзраженији у општини Угљевик, где насеља у зони експлоатације најдоследније попримају рударско-енергетску основу, затим у општини Станари, где је промена изражена, али не потпуно уједначена, док је у општини Гацко најсложенија и селективна. Због тога се може закључити да су насеља у зонама експлоатације простор најизраженије трансформације економске основе, али са различитим степеном рударске доминантности.

6.9. Промене у концентрацији делатности

Како би се утврдила промена у концентрацији делатности израчунат је Херфиндал-Хиршманов индекс концентрације делатности (Hirschman, 1964) на нивоу насеља за 1971. и 2013. годину (Прилог 10, 11, 12), а резултати за све три општине указују на општи процес диверзификације економске структуре (пад концентрације у већини насеља). У **општини Гацко** вредности индекса концентрације делатности током 1971. године биле су најмање у насељима Гацко (0,17), Автовац (0,25) и Фојница (0,50). То значи да је у наведеним насељима привреда била диверзификовна. Посматрано на нивоу целокупне насеобинске мреже, делатност која је имала највећи степен концентрације је пољопривреда и рибарство (0,71). У посматраном периоду вредности индекса концентрације делатности су порасле у осам насеља, то јесте, у 11,26% насеобинске мреже. Наведени резулат указује на то да се привреда у преосталим

насељима (88,73% насеобинске мреже) диверзификовала. Вредности индекса концентрације делатности током 2013. године на нивоу насеља имале су најмање вредности у насељима Кључ (0,19), Ходинићи (0,22), Браниловићи (0,22), Фојница (0,23), Гацко (0,23) и Степен (0,23). Посматрано на нивоу целокупне насеобинске мреже, делатност која је имала највећи степен концентрације је снабдевање електричном енергијом, гасом, паром, климатизација (0,19). Ова делатност имала је највеће вредности индекса концентрације у насељима Грачаница (0,64), Вратковићи (0,71) и Казанци (0,50). Оваква динамика указује на функционалну диференцијацију насеобинске мреже, у којој већина насеља добија разноврснију економску основу, док се у мањем броју насеља дешава концентрација делатности.

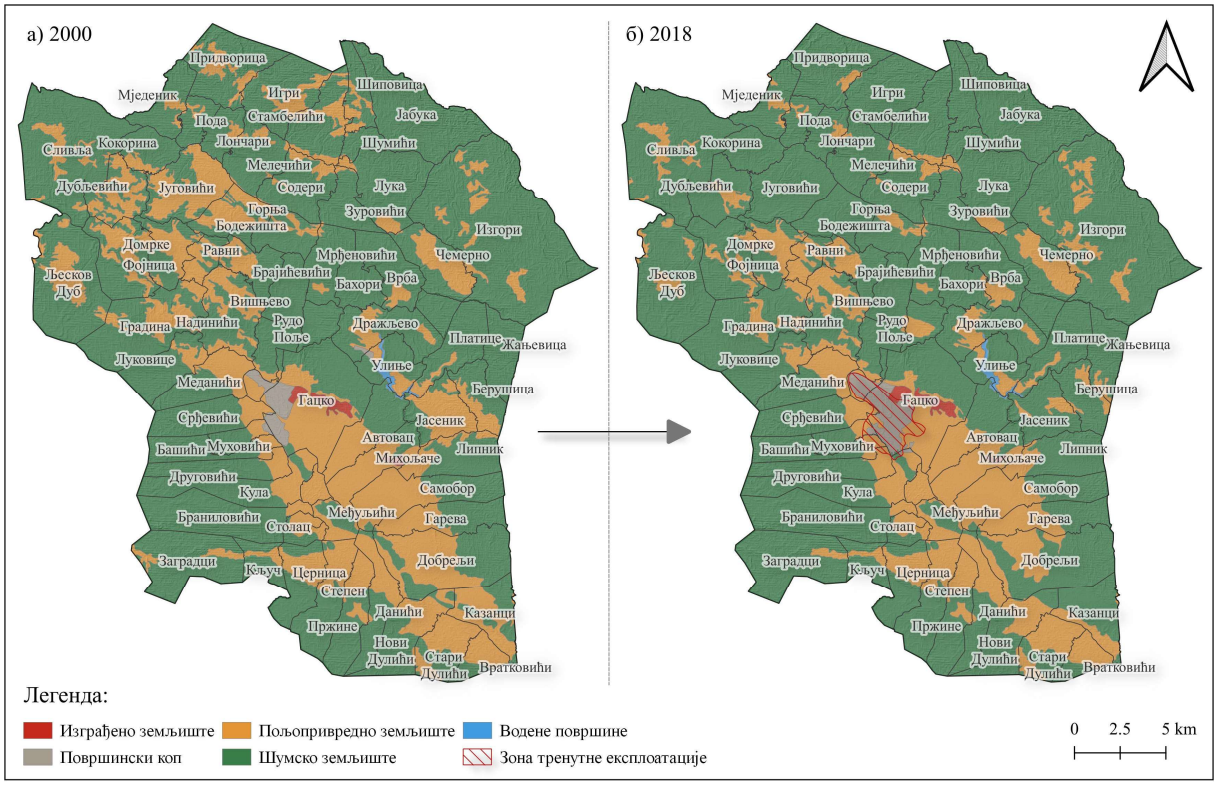
Индекс концентрације делатности током 1971. године у **општини Угљевик** имао је најмање вредности у насељима Угљевичка Обријеж (0,45), Јањари (0,48) и Угљевик (0,51). То значи да је у наведеним насељима привреда била диверзификовна. Посматрано на нивоу целокупне насеобинске мреже, делатност која је имала највећи степен концентрације је пољопривреда и рибарство (0,73). У посматраном периоду вредности индекса концентрације делатности забележиле су смањење у целокупној насеобинској мрежи. Овај резулат указује на то да се привреда у свим насељима диверзификовала. Вредности индекса концентрације делатности током 2013. године на нивоу насеља имале су најмање вредности у насељима Равно Поље (0,10), Доња Трнова (0,16), Горња Трнова (0,16), Угљевик (0,17), Угљевик Село (0,17) и Забрђе (0,17). То значи да је у наведеним насељима привреда била диверзификовна. Посматрано на нивоу целокупне насеобинске мреже, делатност која је имала највећи степен концентрације је снабдевање електричном енергијом, гасом, паром, климатизација (0,07). Ова делатност имала је највеће вредности индекса концентрације у насељима Угљевичка Обријеж (0,19), Мукат Станковићи (0,15), Угљевик (0,13), Угљевик Село (0,11) и Стари Угљевик (0,11). Промена делатности са највећим степеном концентрације на нивоу насеобинске мреже указује на структурно преусмеравање запослености и јачање улоге рударско-енергетског система. Највише вредности ове делатности у 2013. години у насељима Угљевичка Обријеж, Мукат Станковићи, Угљевик, Угљевик Село и Стари Угљевик потврђују да се енергетске функције поларизују у ужем функционалном језгру насеља, док се у преосталом делу насеобинске мреже испољава тенденција ка диверзификацији структуре запослености.

Вредности индекса концентрације делатности током 1971. године у **општини Станари** биле су најмање у насељима Станари (0,32), Љеб (0,43) и Оструњна Доња (0,45). То значи да је у наведеним насељима привреда била диверзификовна. Посматрано на нивоу целокупне насеобинске мреже, делатност која је имала највећи степен концентрације је пољопривреда и рибарство (0,61). У посматраном периоду вредности индекса концентрације делатности су смањене у целокупној насеобинској мрежи. Овај резулат указује на то да се привреда у свим насељима диверзификовала. Вредности индекса концентрације делатности током 2013. године на нивоу насеља имале су најмање вредности у насељима Јелањска (0,13), Оструњна Доња (0,13), Станари (0,13), Радња Доња (0,14) и Осредак (0,15). То значи да је у наведеним насељима привреда била диверзификовна. Посматрано на нивоу целокупне насеобинске мреже, делатности које су имале највећи степен концентрације су пољопривреда, шумарство, рибарство (0,07) и вађење руда и камена (0,03). Делатност пољопривреда, шумарство, рибарство имала је највеће вредности индекса концентрације у насељима Цвртковци (0,41), Брестово (0,33) и Митровићи (0,27). Делатност вађење руда и камена имала је највеће вредности индекса концентрације у насељима Рашковци (0,13) и Оструњна Доња (0,12). Резултати индекса концентрације запослености указују да је у периоду 1971–2013. године у целокупној насеобинској мрежи дошло до пада концентрације делатности, што упућује на општи процес диверзификације економске структуре насеља. Резултате треба тумачити уз напомену да је након посматраног периода (2016. године) отворена термоелектрана, што може бити повезано са јачањем концентрације запослености у енергетским и са њима повезаним делатностима. Због тога се може очекивати да је у новијем периоду дошло до јаче концентрације делатности у насељима која су непосредно везана за термоенергетски систем, у односу на стање забележено 2013. године.

Посматрано у целини, резултати Херфиндал-Хиршмановог индекса за насеља на територији све три општине показују да је у периоду 1971–2013. године у већини насеља дошло до пада концентрације делатности, односно до диверзификације економске основе. Диверзификација је у општинама Угљевик и Станари забележена у целокупној насеобинској мрежи, док је у општини Гацко регистрована у већини насеља, уз мањи број изузетака. Истовремено, у мањем броју насеља задржана је или појачана концентрација појединих делатности, при чему се као кључан правац промене издваја померање носилаца концентрације са традиционално доминантних пољопривредних делатности ка рударским и сродним делатностима. У насељима која се налазе у зонама експлоатације угља уочава се смањење вредности индекса, што указује на слабљење концентрације делатности и извесну диверзификацију функционалне структуре. Та правилност је најизраженија у општинама Угљевик и Станари, где сва насеља у експлоатационој зони за која постоје упоредиви подаци бележе смањење вредности индекса. Насупрот томе, у општини Гацко не уочава се потпуно уједначен образац, јер поред насеља у којима долази до смањења концентрације постоје и она у којима је концентрација задржана или повећана. Због тога се може закључити да насеља у зонама експлоатације у Угљевику и Станарима показују правилност у правцу диверзификације делатности, док је у Гацку тај процес сложенији и мање уједначен.

6.10. Промена у структури коришћења земљишта

Анализа промена у структури коришћења земљишта у насеобинским мрежама општина Гацко, Угљевик и Станари, базирана на компарацији података из CORINE Land Cover геопросторне базе за доступни период 2000–2018. године (European Environment Agency, 2019a, 2019b) (Слика 55, 57, 59), указује на доминантне процесе смањења пољопривредног земљишта, просторног ширења површинских копова и постепеног повећања удела шумског и изграђеног земљишта. На почетку посматраног периода у насеобинској мрежи **општине Гацко** доминирало је шумско земљиште са уделом од 70,12% (510,70 km²), док је пољопривредно земљиште заузимало 28,76% (209,47 km²) укупне површине, а остале категорије мање од 1%.



Слика 55. Промена у структури коришћења земљишта у насеобинској мрежи општине Гацко (2000–2018)

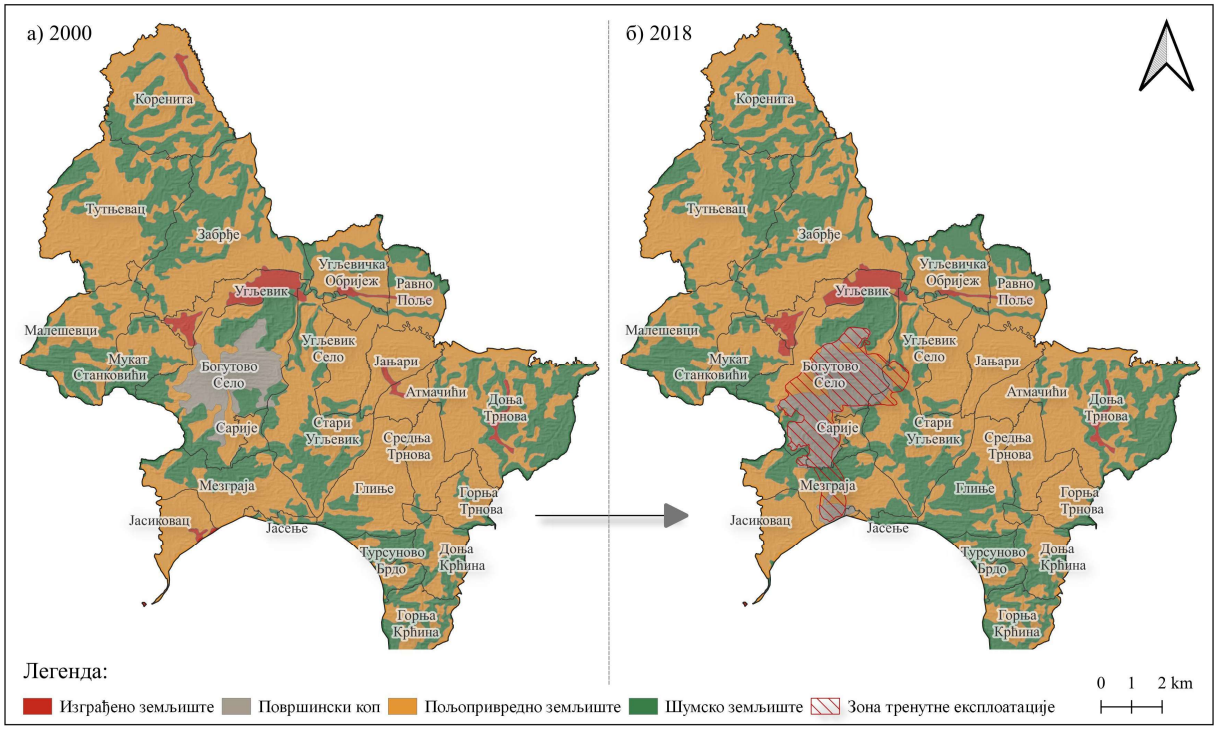
Током посматраног периода забележено је смањење површине пољопривредног земљишта на 21,44% (-53,32 km²), док су све остале категорије забележиле раст, при чему је највеће повећање забележено у површини шумског земљишта (+50,64 km²) (Слика 55).

На нивоу насеља, изграђено земљиште је углавном остало непромењено, са повећањем у насељу Гацко (+0,29 km²) и смањењем у насељу Михољаче (-0,13 km²). Површина површинског копа повећана је у више насеља, најизраженије у насељима Гацко (+1,99 km²) и Грачаница (+0,66 km²), док је у појединим насељима забележено смањење. Иако је на нивоу целокупне насеобинске мреже регистрован пад пољопривредног земљишта, на нивоу насеља уочени су различити обрасци – у 61,97% насеља забележено је смањење, а у 38,02% повећање површине ове категорије. Слично томе, површина шумског земљишта повећана је у 70,42% насеља, док је смањење забележено у 29,57% насеобинске мреже. Ширење површинског копа показује изражен утицај на структуру коришћења земљишта у насељима у непосредној близини експлоатације, што је потврђено и теренским истраживањем током 2025. године (Слика 56). Када је реч о насељима која се налазе у зони експлоатације угља, промене у структури коришћења земљишта показују различите обрасце за поједина насеља. У насељима Башићи, Друговићи, Гацко, Грачаница и Кула забележено је смањење површине пољопривредног земљишта, а у насељима Михољаче, Рудо Поље и Срђевићи повећање. Површина површинског копа повећала се у свим насељима, са изузетком насеља Срђевићи у коме је забележено смањење површине површинског копа, и насеља Друговићи и Михољаче у којима није било промена површине. Површина шумског земљишта повећала се у свим насељима, са изузетком насеља Михољаче и Рудо Поље у коме је забележено смањење ове категорије земљишта.

Слика 56. Примери утицаја експлоатације на промену у структури земљишта на територији општине Гацко: деградација ливада (а, в) и пашњака (б), фебруар и септембар 2025. године (Аутори: Драгица Делић и Лука Сабљић)

У целокупној насеобинској мрежи **општине Угљевик** на почетку посматраног периода највећи удео имало је пољопривредно – 61,68% (105,08 km^2) и шумско земљиште – 32,67% (55,65 km^2). Током посматраног периода удео пољопривредног земљишта је смањен на 58,03% (-6,23 km²), као и изграђеног земљишта на 1,97% (-0,45 km²), док је шумско земљиште повећано на 35,22% (+4,36 km²), а површински коп на 4,87% (+2,32 km²) (Слика 57).

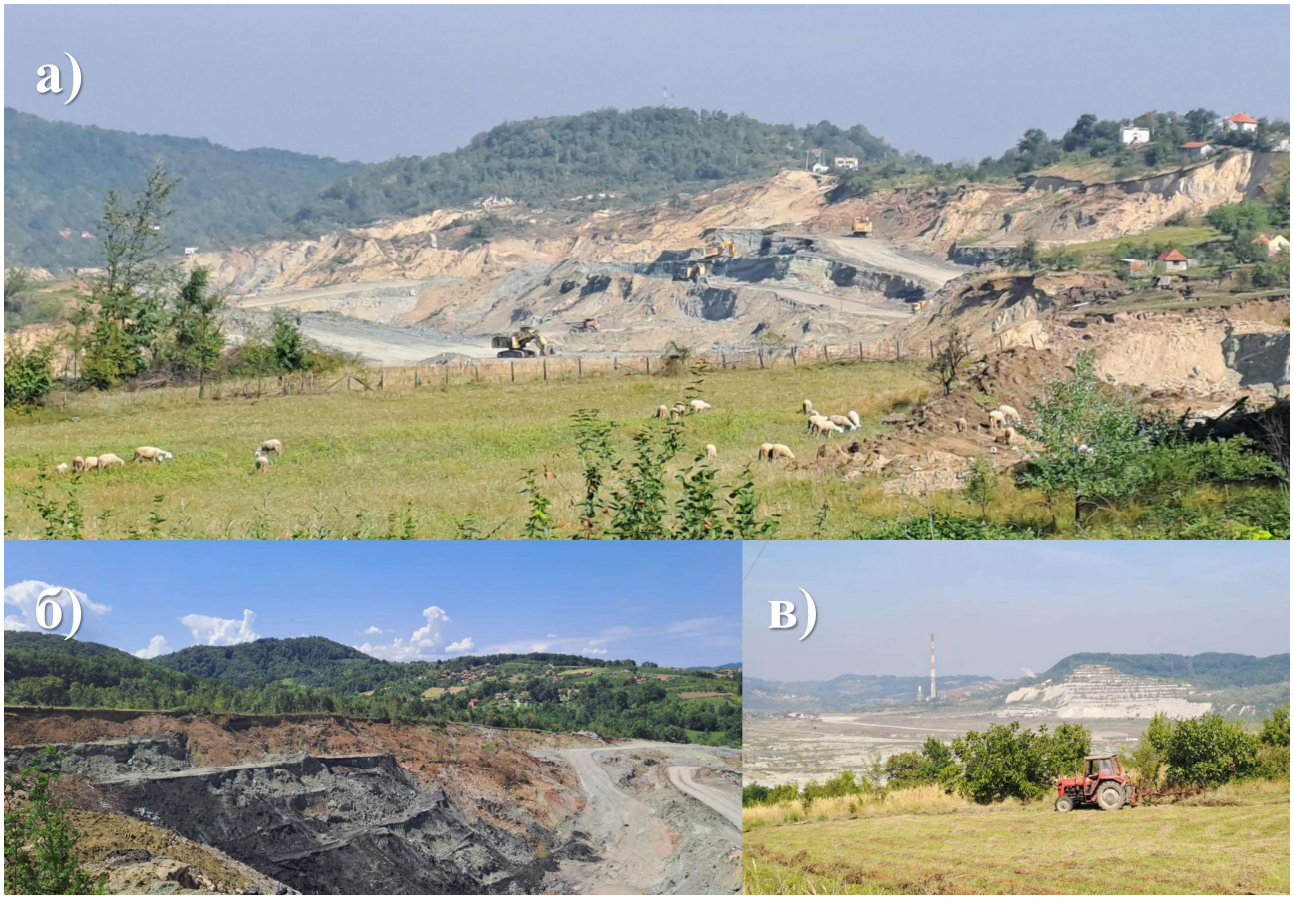
Посматрано на нивоу насеља током анализираног периода, површина изграђеног земљишта остала је непромењена у већини насеља. Категорија површинског копа повећала се у насељима: Богутово Село (+1,43 km^2), Јасиковац (+0,07 km^2), Мезграја (+0,64 km^2), Сарије (+0,0017 km^2) и Стари Угљевик (+0,18 km^2). Иако се на нивоу целокупне насеобинске мреже површина пољопривредног земљишта смањује, анализа на нивоу насеља указује на различите обрасце промене површина. Смањење површине пољопривредног земљишта забележено је у 68,00% насеља, а највећи пад забележен је у насељима Глиње (-2,63 km^2), Коренита (-0,82 km^2) и Мезграја (-0,78 km^2). У 32,00% насеобинске мреже површина пољопривредног земљишта се повећала, а највеће повећање забележено је у насељима Забрђе (+0,52 km^2), Богутово Село (+0,28 km^2) и Јањари (+0,27 km^2). Смањење површине шумског земљишта забележено је у 32,00% насеобинске мреже, а највеће смањење забележено је у насељима Богутово Село (-1,70 km^2), Забрђе (-0,54 km^2) и Горња Трнова (-0,14 km^2). Површина шумског земљишта повећала се у 68,00% насеобинске мреже, а највеће повећање забележено је у насељима Глиње (+2,63 km^2), Коренита (+1,08 km^2) и Угљевичка Обријеж (+0,87 km^2).



Слика 57. Промена у структури коришћења земљишта у насеобинској мрежи општине Угљевик (2000–2018)

Ширење површинског копа има директан утицај на структуру коришћења земљишта у насељима која се налазе у непосредној близини, што је потврђено и теренским истраживањем током 2025. године (Слика 58). Када је реч о насељима која се налазе у зони експлоатације угља, промене у структури коришћења показују различите обрасце за поједина насеља. Површина изграђеног земљишта порасла је у свим насељима, са изузетком насеља Мезграја у коме је забележен пад ове категорије земљишта. Категорија површинског копа повећала се у свим насељима у зони експлоатације. Пољопривредно земљиште бележи смањење у свим насељима, са изузетком насеља Богутово Село у коме је забележено благо повећање ове категорије

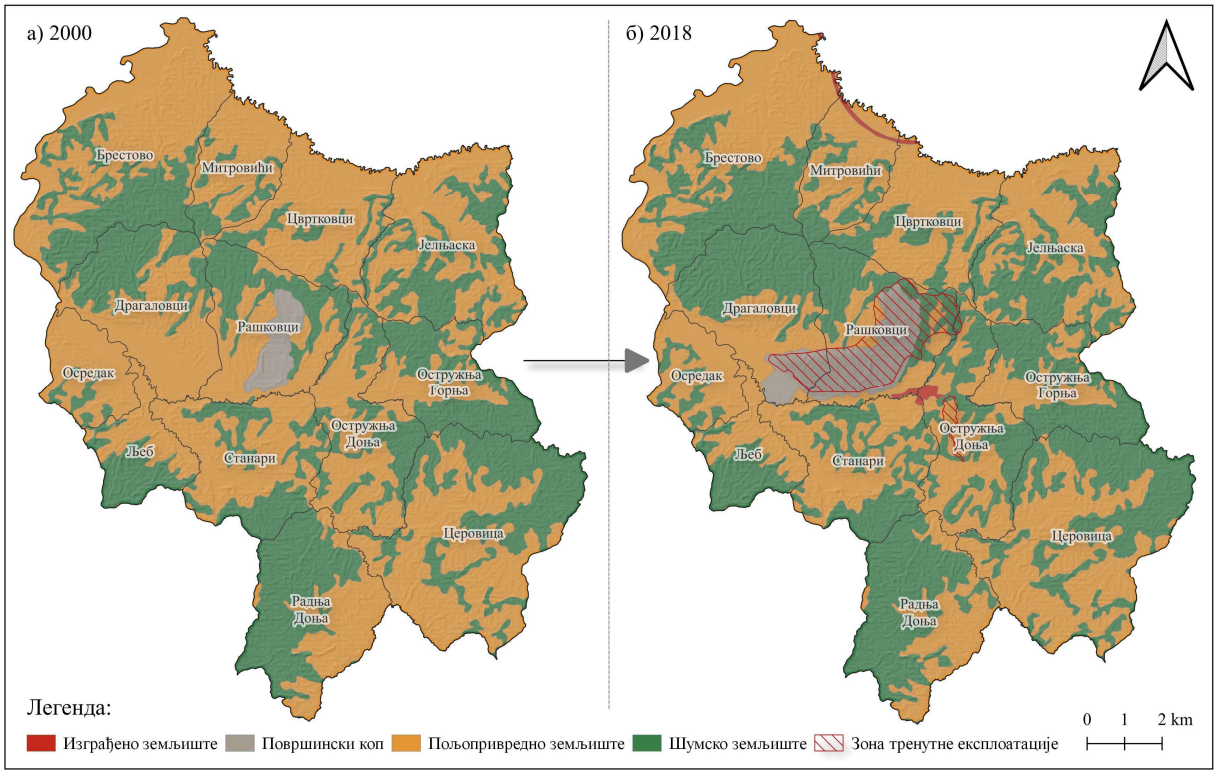
земљишта. У исто време, површина шумског земљишта повећала се у свим насељима сем у насељу Богутово Село у коме је забележено смањење ове категорије земљишта.



Слика 58. Примери утицаја експлоатације на промену у структури земљишта на територији општине Угљевик: деградација ливада (а, в) и дефорестација (б), септембар 2025. године (Аутори: Драгица Делић и Лука Сабљић)

У целокупној насеобинској мрежи **општине Станари** на почетку посматраног периода највећи удео имало је пољопривредно – 59,37% (95,56 km^2) и шумско земљиште – 39,27% (63,22 km^2). Мањи удео имала је категорија површинског копа (1,36%; 2,19 km^2), а остале категорије земљишта нису биле заступљене. Током посматраног периода смањен је удео површине пољопривредног земљишта на 52,13% (-11,65 km^2), а површина осталих категорија забележила је повећање. Удео површине шумског земљишта повећан је на 43,65% (+7,04 km^2), удео категорије површинског копа на 3,83% (+3,97 km^2), а удео изграђеног земљишта на 0,40% (+0,64 km^2) (Слика 59).

Посматрано на нивоу насеља током анализираног периода, површина изграђеног земљишта остала је непромењена у већини насеља. Категорија површинског копа повећана је у насељима: Драгаловци (+1,84 km^2), Љеб (+0,01 km^2), Рашковци (+2,12%) и Станари (+0,01 km^2). На нивоу целокупне насеобинске мреже укупна површина пољопривредног земљишта је смањена, а анализа на нивоу насеља указује на исте обрасце промене површина, то јесте, у свим насељима је забележен пад површине ове категорије земљишта. Највеће смањење забележено је у насељима Драгаловци (-3,49 km^2), Рашковци (-1,05 km^2) и Остружња Доња (-0,99 km^2). Промене површине шумског земљишта на нивоу насеља такође показују различите обрасце промена. Смањење површине шумског земљишта забележено је само у насељу Рашковци (-1,16 km^2). Површина шумског земљишта порасла је у 92,30% насеља, а највеће повећање забележено је у насељима Драгаловци (+1,65 km^2), Јелањска (+0,97 km^2) и Цвртковци (+0,91 km^2).



Слика 59. Промена у структури коришћења земљишта у насеобинској мрежи општине Станари (2000–2018)

Ширење површинског копа има директан утицај на структуру коришћења земљишта у насељима која се налазе у непосредној близини, што је потврђено и теренским истраживањем током 2024. године (Слика 60). Када је реч о насељима која се налазе у зони експлоатације угља, промене у структури коришћења показују различите обрасце за поједина насеља. Површина изграђеног земљишта повећана је у насељима Остружња Доња и Рашковци, са изузетком насеља Драгаловци у коме је забележено смањење ове категорије земљишта.

Слика 60. Примери утицаја експлоатације на промену у структури земљишта на територији општине Станари: дефорестација (а, б, в) и деградација обрадивог земљишта, април 2024. године (Аутори: Драгица Делић и Лука Сабљић)

Категорија површинског копа повећана је у насељима Драгаловци и Рашковци, а у насељу Остружња Доња није забележена промена површине ове категорије земљишта. Пољопривредно земљиште бележи смањење у свим насељима у зони експлоатације. У исто време, површина шумског земљишта повећана је у насељима Драгаловци и Остружња Доња, а у насељу Рашковци је забележено смањење ове категорије земљишта.

Анализа промена у структури коришћења земљишта у насеобинским мрежама општина Гацко, Угљевик и Станари показује заједнички образац трансформације: континуирани пад пољопривредног земљишта, раст удела шумског и изграђеног земљишта, као и ширење површинских копова. Разлике између промена у структури коришћења земљишта у општинама испољавају се пре свега у интензитету. На простору општине Гацко доминира пораст шумског земљишта уз значајно смањење пољопривредних површина, а на простору општине Угљевик промене су умереније (уз изражене промене у појединим насељима). На простору општине Станари промене у коришћењу земљишта су најконзистентније, будући да је пад пољопривредног земљишта забележен у свим насељима. Најинтензивније трансформације у структури коришћења земљишта забележене су у насељима у зони експлоатације угља, што указује на то да су рударске активности кључни покретач просторних промена. Поред промена у структури коришћења земљишта, експлоатација угља угрожава културно-историјска добра, што потврђује пример измештања стећака и девастације средњовековног утврђења у општини Угљевик (Делић, 2019; Делић & Мандић, 2022).

На основу резултата спроведене анализе одабраних индикатора просторно-функционалне трансформације може се закључити да су насеља у зонама експлоатације угља у све три општине током анализираног периода претрпела интензивну просторно-функционалну трансформацију. Овај процес огледа се у слабљењу демографске виталности насеља кроз смањење броја становника, просечне густине насељености, просечне величине домаћинстава и смањење броја запосленог становништва, што је најизраженије у насељима која су у већем обиму обухваћена површинском експлоатацијом. Истовремено, у већини ових насеља дошло је до промене економске структуре становништва, односно до слабљења примарног и јачања секундарног сектора, посебно рударских и сродних делатности, услед чега су многа насеља изгубила првобитни аграрни карактер и прешла у индустријске, неаграрне или индустријско-услужне функционалне типове. Динамика изградње стамбеног фонда показује да је након одређених фаза изградње у већини насеља у зонама експлоатације наступило смањење обима изградње, што је у складу са општим процесом демографског пражњења простора. У погледу хијерархијских односа, централитет је углавном остао концентрисан у општинским средиштима, док насеља у зони експлоатације угља најчешће нису развила израженије централне функције, већ су задржала периферну позицију у мрежи насеља. Насупрот томе, значај активности секундарног сектора, а нарочито рударских и сродних делатности, у делу ових насеља је растао, али неравномерно, тако да су се њихове хијерархијске позиције мењале селективно, у зависности од степена захваћености експлоатацијом и локалних услова. Промена односа базних делатности и смањење концентрације делатности додатно потврђују да су насеља у зонама експлоатације постала главни простор преобликовања економске основе, при чему је традиционална аграрна база постепено уступала место рударско-индустријским делатностима, уз истовремену делимичну диверзификацију функционалне структуре. Ове промене праћене су и јасном трансформацијом структуре коришћења земљишта, пре свега кроз ширење површинских копова и смањење пољопривредног земљишта, што потврђује да је рударска експлоатација деловала као кључни фактор преобликовања простора. Иако су општи правци трансформације слични у Гацку, Угљевику и Станарима, резултати показују да је њихов интензитет и просторни образац условљен локалним специфичностима. Може се закључити да су насеља у зонама експлоатације угља носиоци најинтензивнијих промена унутар насеобинских мрежа, али да се просторно-функционална трансформација у њима не одвија уједначено, већ као диференциран процес истовременог јачања рударско-индустријских функција и слабљења демографске и насеобинске основе.

7. ОПИС УЗОРКА И КОНСТРУИСАЊЕ ИНДЕКСА ПЕРЦЕПЦИЈЕ

У овом поглављу приказани су резултати детаљне дескриптивне статистике узорка из спроведене анкете за испитанике из општина **Гацко, Угљевик и Станари**. Анализа је спроведена у оквиру јединственог методолошког оквира, при чему је за све испитанике примењен исти анкетни инструмент и идентичан поступак статистичке обраде података. У првом делу анализиране су основне демографске и социо-економске карактеристике испитаника, карактеристике домаћинстава у смислу социо-економског статуса и стамбених услова, као и просторне карактеристике насеља и дужина становања испитаника у њима, како би се добио јасан увид о структури узорка. Овај део представља полазну основу за интерпретацију резултата будућих анализа, јер омогућава да се перцепције и ставови посматрају у контексту профила испитаника и специфичности мрежа насеља у окружењима рударског карактера.

Следећи корак у истраживању обухватао је конструисање индекса перцепције, који се користе у даљим аналитичким процедурама. Описан је поступак провере поузданости скала за конструисане композитне индексе перцепције, а који подразумевају: индекс перцепције задовољства квалитетом услова живота у насељу, индекс перцепције задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, као и индекс перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота и на квалитет стања животне средине на поседу. Унутрашња конзистентност конструисаних скала процењена је применом Кронбаховог алфа коефицијента, при чему су вредности изнад 0,7 оцењене као прихватљиве, а вредности изнад 0,8 као пожељне, у складу са препорукама у релевантној методолошкој литератури (Pallant, 2020). За сваки индекс приказана је дистрибуција појединачних ставки и основне карактеристике композитног скора. Ради интерпретације просечних вредности композитних индекса, распон скале од 1 до 5 подељен је на пет једнаких интервала, при чему вредности од 1,00 до 1,80 указују на изразито низак ниво задовољства/учесталости, од 1,81 до 2,60 на умерено низак, од 2,61 до 3,40 на умерен, од 3,41 до 4,20 на умерено висок, а од 4,21 до 5,00 на изразито висок ниво задовољства/учесталости. На крају поглавља, у потпоглављу *7.9. Рекодовање варијабли,* описан је поступак груписања категорија у варијаблама за које је постојала оправдана потреба, у циљу осигуравања статистичке стабилности предстојећих унакрсних и мултиваријантних анализа.

7.1. Демографске карактеристике испитаника

У овом потпоглављу приказане су демографске карактеристике испитаника (пол, старост и образовање) као полазна основа за тумачење резултата даље анализе. Детаљни резултати дескриптивне статистике приказани су у Прилозима 13–15. Анализа узорка испитаника из **општине Гацко** према полу показује да жене чине 59,5%, а мушкарци 40,5% укупног узорка. Старосна структура испитаника обухвата пет категорија. Највећи удео имају старосне групе 30–39 година (30,3%) и 40–49 година (26,4%). Када је реч о образовној структури, највећи део испитаника има високу стручну спрему (41,8%) и средњу стручну спрему (34,1%).

Резултати дескриптивне статистике за узорак испитаника из **општине Угљевик** показују да је полна структура испитаника скоро уједначена (47,8% мушкараца и 52,2% жена). Највећи број испитаника припада старосним групама 30–39 и 40–49 година (заједно скоро 60%). У образовној структури највећи удео имају испитаници са високом (42,8%) и средњом стручном спремом (39,6%).

Анализа узорка испитаника из општине **Станари** показује да је структура према полу приближно уравнотежена, са 51,1% мушкараца и 48,9% жена. У старосној структури највећи удео имају испитаници старости 30–39 (29,3%) и 40–49 година (24,5%). Када је реч о образовној структури испитаника, највећи део има средњу стручну спрему (58,1%).

У све три посматране општине (Гацко, Угљевик и Станари) уочавају се слични обрасци демографске структуре испитаника. Узорак у целини чине претежно особе средњег животног

доба, при чему су најзаступљеније старосне групе 30–39 и 40–49 година. Полна структура је приближно уравнотежена, са благом доминацијом жена у општинама Гацко и Угљевик, док је у општини Станари уочена нешто већа заступљеност мушкараца. Када је реч о образовној структури, у све три општине доминирају испитаници са средњом и високом стручном спремом. С обзиром на ординалну и категоријалну природу података, као и на расподелу одговора по категоријама (Прилог 13–15), у даљој анализи ће се примењивати непараметарски статистички тестови, који не захтевају претпоставку о нормалној дистрибуцији. Додатно, уочава се да поједине категорије у варијабли образовање (нпр. магистри и доктори наука), имају веома мали број испитаника, што може утицати на стабилност тестирања. Због тога ће се у даљој статистичкој анализи категорије у оквиру варијабле образовање груписати, у циљу повећања поузданости и валидности резултата, што је детаљно описано у потпоглављу *7.9. Рекодовање варијабли*.

7.2. Социо-економске карактеристике испитаника

У оквиру социо-економских карактеристика анализирани су статус запослености, сектор запослености и дужина радног стажа у тренутном предузећу (Прилог 16–18). Анализа узорка испитаника из **општине Гацко** показује да највећи удео испитаника чине запослени (91,8%), потом незапослени (6,7%), док најмањи удео чине пензионери (1,5%). Структура испитаника према сектору запослености показује да је највећи део испитаника запослен у секундарном (53,6%) и квартарном сектору (34,4%). Када је реч о радном стажу, највеће учешће имају испитаници са 11–20 година рада (23,1%) и 6–10 година (20,8%), док мањи удео (17,2%) имају испитаници између 21 и 30 година радног стажа. Када је реч о радном стажу, највеће учешће имају испитаници са 11–20 година рада (23,1%) и 6–10 година (20,8%), док је значајан удео и испитаника са 21–30 година радног стажа (17,2%) и 3–5 година рада (14,1%). Остале категорије заступљене су у мањем обиму, а 1,3% испитаника није дало одговор на ово питање.

Резултати дескриптивне статистике за узорак испитаника из **општине Угљевик** показују да је већина испитаника запослена (85,8%), док је 9,9% незапослено, а 4,3% узорка чине пензионери. Када је у питању сектор запослености, најзаступљенији су испитаници ангажовани у секундарном (40,7%) и квартарном сектору (37,6%). Посматрајући број година рада у предузећу, највећи број испитаника ради 11–20 година (24,6%), затим 6–10 година (18,5%) и 3–5 година (15,2%), док само 3,2% ради краће од једне године.

Анализа узорка испитаника из **општине Станари** показује да структуру узорка према запослености чини 70,0% запослених, 20,3% незапослених и 9,4% пензионера, док 0,2% испитаника није дало одговор на питање о радном статусу. Структура испитаника према сектору запослености показује да највећи удео имају испитаници запослени у секундарном сектору (37,0%), затим у квартарном (18,2%) и терцијарном сектору (6,5%), док запослени у примарном сектору имају занемарљиво учешће (0,2%). Када је реч о броју година рада у предузећу, највећи удео имају испитаници са 6–10 година рада (21,8%), затим следе групе са 11–20 година (15,7%) и 3–5 година (12,3%). Радни стаж преко 30 година присутан је код мањег броја испитаника (6,6%).

Узорак испитаника у све три општине претежно чини радноактивна популација, при чему у структури доминирају запослени. Према сектору запослености, највећи број испитаника ради у секундарном и квартарном сектору, што указује на изражену оријентацију узорка ка индустријским и услужним делатностима. Анализа радног стажа у тренутном предузећу показује да је највећи део испитаника концентрисан у интервалима 6–20 година, уз значајно учешће групе са 3–5 година стажа, што упућује на доминацију средњих генерација унутар радноактивног контингента. Уочава се неуједначена расподела одговора по категоријама (Прилог 16–18), због чега је у наставку анализе оправдана примена непараметарских тестова. Истовремено, ради поузданости и стабилности резултата, оправдано је груписање категорија у варијабли број година рада на тренутном радном месту у којој је

број испитаника у појединим одговорима низак, како би се добиле интерпретативно јасније и статистички стабилније групе.

7.3. Социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава

У структури узорка према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава анализирани су: величина и тип домаћинства, извори прихода домаћинства, број чланова домаћинства запослених у руднику и термоелектрани, власништво над поседом становања, величина поседа, предвиђеност поседа за експропријацију, власништво над стамбеним објектом, старост и спратност стамбеног објекта, те предвиђеност стамбеног објекта за експропријацију (Прилог 19–21).

Структура узорка испитаника из **општине Гацко** према величини домаћинства показује да највећи део испитаника живи у четворочланим домаћинствима (30,3%) и у петочланим или већим домаћинствима (35,4%). Трочлана домаћинства обухватају 19,0% узорка, двочлана 11,0%, док су једночлана заступљена са 4,1% у узорку. У структури узорка према типу домаћинства преовладавају вишегенерацијска домаћинства (45,1%) и вишегенерацијска домаћинства са децом (20,0%).

Највећи део испитаника приход остварује из непољопривредних делатности (65,6%), затим из више извора прихода (19,7%), док су приходи из пољопривредне делатности заступљени код 3,3% узорка. Преостале појединачне категорије извора прихода заступљене су у мањем обиму. Највећи број домаћинстава има једног запосленог члана у руднику и термоелектрани (43,3%), затим два члана (25,4%), док 24,4% домаћинстава нема запослених чланова у овом предузећу. Удео домаћинстава са три или више запослених чланова је занемарљив.

На властитом поседу станује 91,0% испитаника, док 8,7% живи на поседу који није у њиховом власништву. Највећи удео имају домаћинства са малим поседима до 100 m² (33,6%), док је нешто мањи удео оних са поседима површине 100–500 m² (18,5%) и више од 10 000 m² (11,8%). Велики удео домаћинстава са малим поседима може се довести у везу са бројношћу испитаника који живе у насељу Гацко. Ово насеље је општинско средиште са урбаним карактеристикама, а у коме велики број становника живи у становима и индивидуалним стамбеним објектима са мањом површином поседа. Код домаћинстава у узорку, већина поседа није обухваћена експропријацијом (65,4%), док 30,5% испитаника не познаје статус свог поседа, а 3,1% потврђује да ће доћи до експропријације поседа.

Испитаници најчешће живе у властитој кући (61,0%), док мањи део поседује стан (33,8%), а најмањи је удео подстанара (2,8%) и испитаника који станују код родбине (2,3%). Највише стамбених објеката изграђено је у периоду 1981–1990. године (33,3%) и 1971–1980. године (24,4%), док је новија градња после 2000. године слабије заступљена (око 17%). Највећи број испитаника станује у једноспратним објектима (44,9%), а значајан удео у двоспратним (21,0%) и троспратним (9,0%). Према статусу експропријације стамбеног објекта, 64,4% објеката није предвиђено за експропријацију, 32,1% испитаника није сигурно у статус, а 2,8% потврђује да је стамбени објекат предвиђен за експропријацију.

Анализа узорка испитаника из **општине Угљевик** према величини домаћинства испитаника указује на то да највећи удео имају петочлана (35,5%) и четворочлана (29,9%) домаћинства. У структури према типу домаћинства највећи удео чине вишегенерацијска (41,8%) и вишегенерацијска домаћинства са децом (26,3%).

Извори прихода домаћинстава у највећој мери су из непољопривредних делатности (65,2%), док су приходи из пољопривредних делатности знатно мање заступљени (8,6%). Највећи удео домаћинстава нема запослених чланова у руднику и термоелектрани (44,8%) или има само једног запосленог члана (40,5%).

На властитом поседу станује 89,4% испитаника, док 10,2% станује на туђем поседу. Највећи удео имају домаћинства са поседима мањим од 100 m² (21,1%) и са поседима од 1 001 до 5 000 m² (19,2%). У узорку преовладавају домаћинства чији посед није предвиђен за

експропријацију (83,7%), док мањи део испитаника није информисан о експропријацији поседа (11,3%), а 4,1% наводи да је посед предвиђен за експропријацију.

Анализа начина становања указује да већина домаћинстава живи у сопственим кућама (72,8%), док 22,8% станује у сопственим становима. Највећи број објеката у којима испитаници станују изграђен је у периоду 1981–1990. (36,6%), а затим 2001–2010. године (16,1%). Највећи удео у узорку имају домаћинства која станују у објектима са спратношћу П+1 (53,8%), док домаћинства која станују у приземним објектима чине 14,7% узорка. Према статусу експропријације стамбеног објекта, 84,4% објеката није предвиђено за експропријацију, док је 10,9% домаћинстава неинформисано у вези експропријације стамбеног објекта.

Анализа узорка испитаника из **општине Станари** показује да у структури домаћинстава према величини највећи удео чине петочлана и већа домаћинства (35,6%) и четворочлана (29,3%). Према типу домаћинстава, највећи удео имају вишегенерацијска (33,2%) и вишегенерацијска са децом (26,2%).

Већина домаћинстава приходе остварује из непољопривредних делатности (57,1%), а затим из вишеструких извора (14,5%). Приходи из пољопривреде и из пензије појављују се код 8,7% испитаника, док су социјална примања занемарљива (0,7%). Када је реч о броју чланова који раде у руднику и термоелектрани, 49,4% домаћинстава нема запослених чланова, 36,6% има једног, а два запослена члана има 8,7% домаћинстава. Домаћинства са три и више запослених чланова су врло ретка (2,1%).

На властитом поседу живи 83,5% домаћинстава. Према величини поседа, најзаступљенија су домаћинства са поседом величине од 1 001–5 000 m² (23,7%) и више од 10 000 m² (15,7%). Више од трећине испитаника није одговорила на питање у вези величине поседа на коме станује (34,6%). У погледу статуса експропријације, 58% поседа испитаника није предвиђено за експропријацију, 3,1% јесте, док 36,6% испитаника није информисано.

Начин становања показује да већина домаћинстава станује у властитој кући (82,6%). Највећи број стамбених објеката изграђен је у периоду 1971–1990. године (39,0%), затим 2001–2010. године (18,2%). Посматрано према спратности објекта становања, највећи удео је једноспратних објеката (61,7%), док су двоспратни (20,3%) и приземни (10,9%) нешто мање заступљени. Коначно, у погледу статуса експропријације стамбеног објекта, 58,6% испитаника станује у објекту који није предвиђен за експропријацију, 3,1% испитаника станује у објекту који је предвиђен за експропријацију, а 35,8% испитаника нема јасне информације.

Резултати анализа социо-економских и стамбених карактеристика домаћинстава у општинама Гацко, Угљевик и Станари показују сличан образац. У све три општине преовладавају најчешће четворочлана и петочлана домаћинства, уз изражену заступљеност вишегенерацијских облика. Приходи су углавном везани за непољопривредне делатности. Запосленост чланова домаћинстава у руднику и термоелектрани је неуједначена, део домаћинстава има једног или два запослена члана, али је у свим општинама присутан и значајан удео домаћинстава без запослених у овим предузећима. Најизраженије разлике се уочавају у стамбено-просторним обележјима. У све три општине доминира власништво над поседом и стамбеним објектом и становање у кући, али су домаћинства из општине Гацко специфична по већем уделу малих поседа, што је повезано са већом концентрацијом испитаника из општинског средишта и урбаним начином становања. Насупрот томе, домаћинства из општине Станари се издвајају већом заступљеношћу средњих и већих поседа, уз нешто израженију неинформисаност испитаника код питања о величини поседа. Период изградње стамбеног фонда је у све три општине најчешће везан за период 1970–1990. године, док је новија градња после 2000. умерено и неједнако заступљена по општинама. У погледу експропријације, у све три општине доминира одговор да поседи и објекти нису предвиђени за експропријацију, али се истовремено издваја значајан удео испитаника који немају поуздане информације о статусу имовине.

У целини, расподеле већине варијабли одступају од нормалности и показују нагомилавање у појединим категоријама (Прилог 19–21), због чега ће у даљој анализи бити

примењени непараметарски тестови. Истовремено, категорије са малом учесталошћу биће обједињене у шире групе ради повећања статистичке поузданости, а поступак је детаљно описан у потпоглављу *7.9. Рекодовање варијабли*. Овако дефинисана структура узорка омогућава поуздано испитивање веза између карактеристика домаћинстава, перцепције утицаја рударства и намера у погледу пресељења.

7.4. Карактеристике насеља и дужина становања

У оквиру анализе карактеристика насеља и дужине становања разматрани су: место становања испитаника, обухваћеност насеља експлоатацијом и степен обухваћености (тренутно и у будућности), удаљеност насеља од тренутне границе површинског копа, као и трајање становања испитаника у насељу (број година становања и податак да ли испитаник у насељу станује од рођења). Детаљни резултати дескриптивне статистике приказани су у Прилозима 22–24.

Анализа узорка испитаника из **општине Гацко** показује да највећи удео имају испитаници из насеља Гацко (70,8%), што указује на доминацију централног насеља у структури узорка. Значајније учешће забележено је још у насељима Автовац (3,6%), Нови Дулићи (2,6%), Грачаница (2,3%), као и Надинићи, Добрељи и Самобор (по 2,1%), док је у осталим насељима заступљеност мања.[7]

Када је реч о обухваћености насеља површинским копом, анализа показује да већина испитаника живи у насељима која су директно обухваћена површинским копом (74,6%), док 25,4% станује у насељима која нису у зони експлоатације. Анализа степена обухваћености насеља површинским копом указује да највећи број испитаника живи у насељима у којима је 21–30% површине обухваћено површинским копом (70,8%). Знатно мањи удео испитаника живи у насељима са веома малим (< 10%; 1,5%) и високим (> 40%; 2,3%) степеном обухваћености.

Подаци о будућој обухваћености насеља површинским копом показују да 89,0% испитаника живи у насељима за која се очекује да ће у будућности бити обухваћена копом, док 11,0% живи у насељима која неће бити обухваћена експлоатацијом. Анализа будућег степена обухваћености насеља површинским копом показује да највећи удео испитаника (70,8%) живи у насељима у којима ће 41–50% површине бити обухваћено површинским копом. Следе насеља са будућом обухваћеношћу од 31–40% (9,5%), док мањи удели припадају категоријама 10–20% и 51–60% (по 3,1%) и категорији > 80% (2,3%).

Анализа удаљености тренутне границе површинског копа од геометријског центра насеља показује да 2,3% испитаника живи у насељима чији геометријски центар пада у површински коп („0 m“), док 70,8% станује у зони удаљености мањој од 500 m. С друге стране, 16,9% испитаника живи у насељима удаљеним више од 5 001 m, док су остале категорије удаљености (1 501–2 000 m, 2 501–3 000 m, 3 001–3 500 m, 4 001–4 500 m, 4 501–5 000 m) мање заступљене, са појединачним уделима од 0,3% до 4,4%.

Када је у питању дужина становања у насељу, највећи број испитаника живи у месту становања 31–50 година (49,2%), што упућује на дугорочну повезаност испитаника са местом становања. Знатан удео имају и испитаници који у месту становања живе 21–30 година (22,8%), док 10,8% у месту становања борави дуже од 50 година. Краће категорије становања (2–5, 6–10, 11–15 и 16–20 година) заступљене су са појединачним уделима од 2,3% до 7,9%. Анализа показује да приближно половина испитаника живи у истом насељу од рођења (50,5%), док је 49,5% испитаника досељено, што упућује на релативно уједначен однос староседелаца и досељеника.

[7] Насеља из којих није било испитаника су: Бахори, Башићи, Берушица, Брајићевићи, Браниловићи, Церница, Чемерно, Домрке, Доња Бодежишта, Друговићи, Дубљевићи, Горња Бодежишта, Ходинићи, Југовићи, Кључ, Кула, Лончари, Лука, Љесков Дуб, Меданићи, Међуљићи, Мједеник, Мрђеновићи, Платице, Пржине, Равни, Содери, Столац, Шиповица, Шумићи, Улиње, Заградци и Жањевица.

Анализа узорка испитаника из **општине Угљевик** показује да највећи удео имају испитаници из насеља Угљевик (52,9%), што указује на јасну доминацију централног насеља у структури узорка. Значајније учешће забележено је још у насељу Забрђе (9,1%) и Угљевик Село (5,0%), док је у осталим насељима заступљеност знатно мања. Насеља из којих није било испитаника су: Атмачићи, Јасиковац и Горња Крћина.

Када је реч о обухваћености насеља површинским копом, анализа показује да велика већина испитаника живи у насељима која нису обухваћена површинским копом (90,7%), док само 9,3% живи у насељима која су обухваћена, при чему су унутар ове групе заступљена насеља са веома малим степеном обухваћености (< 10%; 3,2%), затим 11–20% (2,2%), као и насеља са високим степеном обухваћености (> 40%; 3,9%).

Подаци указују да већина испитаника живи у насељима која ће у будућности бити обухваћена експлоатацијом (80,6%). Највећи удео испитаника (59,7%) живи у насељима која ће бити обухваћена експлоатацијом у мањем обиму (< 10%), док су мањи удели заступљени у категоријама 10–20% (5,6%), 61–70% (2,9%), 71–80% (4,3%) и > 80% (8,2%).

Анализа показује да највећи удео испитаника (57,9%) живи у насељима која се налазе на удаљености 1 001–1 500 m од површинског копа, што их сврстава у непосредну зону утицаја.

Највећи број испитаника у насељу станује 31–50 година (40,0%), што упућује на дугорочну повезаност испитаника са местом становања. Анализа показује да 43,2% испитаника живи у истом насељу од рођења, док је 55,4% досељено у каснијем периоду.

У структури узорка испитаника из **општине Станари** највећи удео имају испитаници из насеља Станари (32,9%) и Цвртковци (9,7%), док су учешћа испитаника из осталих насеља појединачно мања и крећу се у распону од приближно 4% до 6%.

Када је реч о томе да ли је насеље обухваћено експлоатацијом, већина испитаника живи у насељима која нису обухваћена (83,1%), док мањи део (16,9%) потиче из насеља која су обухваћена. Слично, посматрано по обиму обухваћености експлоатацијом, 11,1% испитаника живи у делимично захваћеним насељима (< 10%), а 5,8% у насељима са већим обимом захваћености експлоатацијом (> 40%).

Већина испитаника (70,5%) живи у насељима која ће у будућности бити обухваћена површинским копом. Када је реч о обиму обухваћености насеља будућом експлоатацијом угља, највећи удео испитаника (38,0%) станује у насељима која ће бити обухваћена 10–20%, док 24,5% испитаника станује у насељима која неће бити обухваћена. Значајан је и удео испитаника чија ће насеља бити обухваћена у распону 61–70% (11,4%) и више од 80% (9,7%).

У погледу удаљености центра насеља од тренутне границе површинског копа, скоро половина испитаника (47,7%) живи у насељима која се налазе на удаљености од 1 501–2 000 m, док се остале категорије удаљености насеља испитаника јављају у мањем проценту (по 4–10%). Посматрано по дужини становања у насељу, доминантна је заступљеност испитаника из категорија 31–50 (31,5%) и 21–30 година (22,5%), док 12,6% испитаника живи у насељу дуже од 50 година. Краћи периоди становања (< 10 година) јављају се код око 10% узорка. Најзад, подаци о томе да ли испитаник живи у насељу цели живот показују да више од половине испитаника (51,6%) станује у насељу цели живот, а 45,0% не станује, док је код 2,7% испитаника одговор изостао.

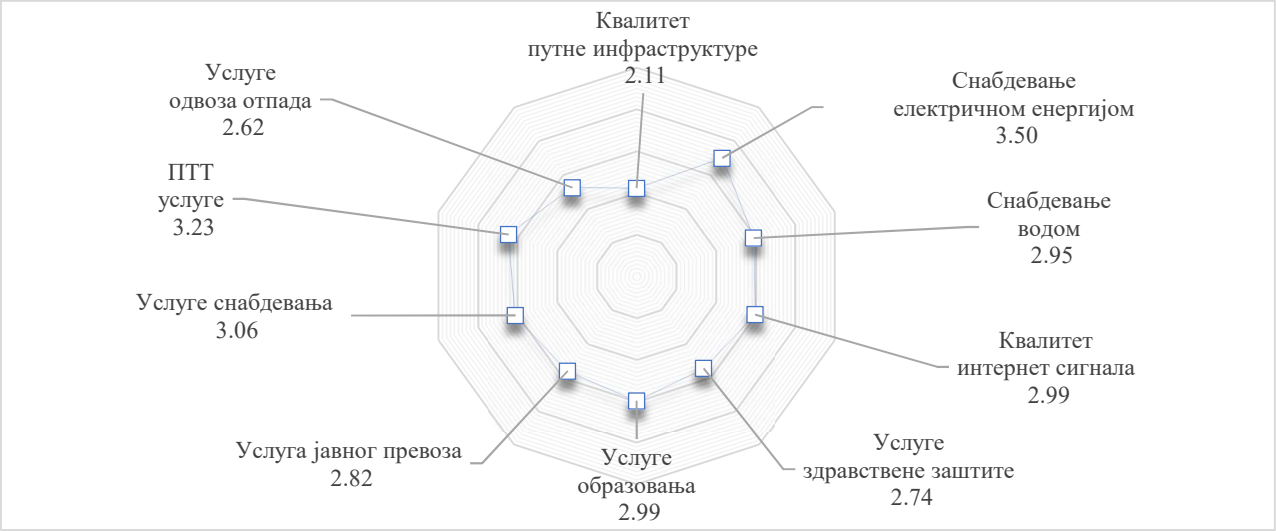
У целини посматрано, узорци испитаника у све три анализиране општине показују изражену структурну сличност у погледу просторних и демографских обележја. Заједничка карактеристика јесте доминација испитаника из централних насеља општина, као и висок удео испитаника који дугорочно живе у месту становања. Истовремено, у сва три узорка уочљива је доминација појединих категорија код већине просторних варијабли (обухваћеност насеља експлоатацијом, будућа обухваћеност, удаљеност од површинског копа), уз изражену неравномерност у заступљености категорија (Прилог 22–24). Разлике између узорака огледају се пре свега у степену актуелне и будуће изложености насеља експлоатацији угља. У општини Гацко доминирају испитаници из насеља која су већ директно обухваћена површинским копом и која се у великој мери налазе у непосредној зони утицаја. Насупрот томе, у општинама Угљевик и Станари већина испитаника тренутно живи у насељима која нису обухваћена

експлоатацијом, али значајан удео станује у насељима за која се очекује укључивање у експлоатационо подручје у будућности.

Дескриптивни показатељи у све три општине указују на диспропорцију у заступљености појединих категорија, што може ограничити примену параметарских статистичких поступака. Због тога је у даљим анализама оправдана примена непараметарских тестова, као и груписање категорија у оквиру појединих варијабли (тренутни и будући степен обухваћености насеља експлоатацијом, удаљеност насеља од тренутне границе површинског копа и број година становања у насељу) у шире целине, како би се обезбедила поуздана и статистички валидна интерпретација резултата, уз очување репрезентативности узорка.

7.5. Конструисање индекса перцепције задовољства квалитетом услова живота

Анализа поузданости мерног инструмента, на основу одговора испитаника из **општине Гацко**, обухватила је 390 валидних случајева (Прилог 25). Ниједан случај није искључен због недостајућих података. Вредност Cronbach's Alpha износи 0,86, што указује на добру унутрашњу конзистентност скале и потврђује да су ставке међусобно повезане и да мере исти конструкт – ниво задовољства квалитетом услова живота у месту становања. Средње вредности по ставкама крећу се од 2,11 (задовољство квалитетом путне инфраструктуре у месту становања) до 3,50 (задовољство снабдевањем електричном енергијом), што показује да су поједини аспекти услова живота оцењени повољније од других. Уочљиво је да су испитаници најзадовољнији снабдевањем електричном енергијом, док је најнижи ниво задовољства исказан према квалитету путне инфраструктуре (Графикон 52). Анализа повезаности ставки са укупним скором указује да све ставке имају позитивне кориговане корелације са укупним скором скале (од 0,489 до 0,646). Вредности Cronbach's Alpha if Item Deleted показују да би уклањање било које ставке резултирало минималним променама у укупном коефицијенту α (од 0,839 до 0,853), што потврђује да ниједна ставка не нарушава стабилност и конзистентност скале. У целини, инструмент показује високу поузданост и унутрашњу доследност, те је оправдана конструкција композитног индекса (аритметичка средина свих ставки) за даље анализе задовољства квалитетом услова живота у месту становања.

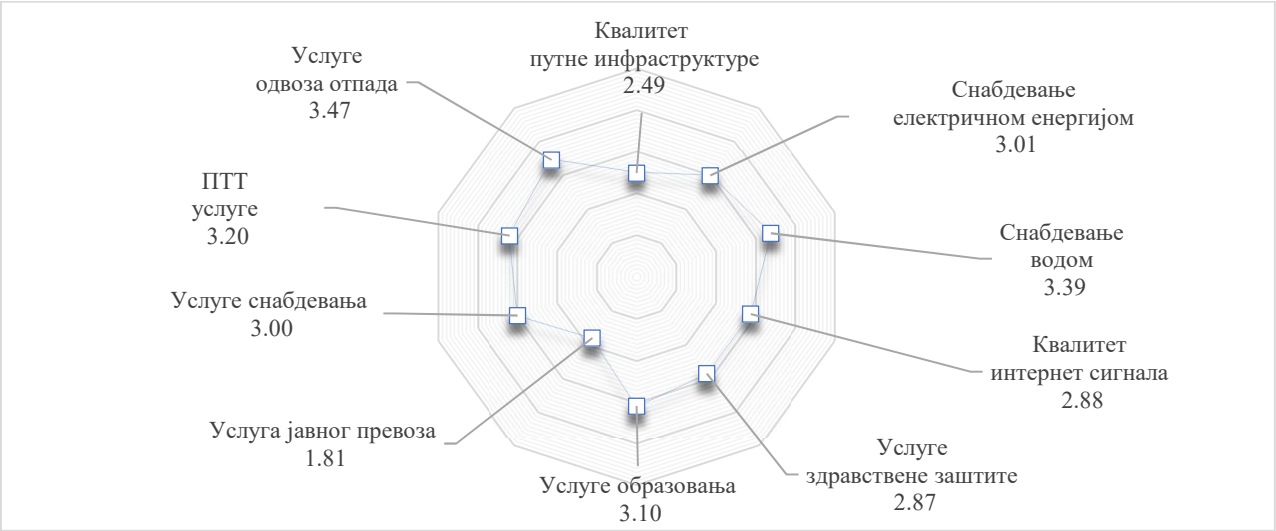


Графикон 52. Средње вредности задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Гацко)

Дескриптивна анализа композитног индекса задовољства квалитетом услова живота (Прилог 26) показује да је у анализу укључено 390 валидних случајева. Вредности индекса крећу се од 1,00 до 5,00, при чему је опсег износио 4,00, што указује да су испитаници користили цео распон скале за оцењивање задовољства. Средња вредност (*Mean* = 2,90) указује

на умерен ниво задовољства У целини, добијени резултати указују да је расподела података за индекс задовољства релативно уједначена и погодна за даље статистичке анализе.

У **општини Угљевик**, анализа је обухватила 555 валидних случајева (99,5%), при чему су 3 случаја (0,5%) искључена због недостајућих података. Вредност Cronbach's Alpha (0,83) указује на добру унутрашњу конзистентност скале и потврђује да су ставке међусобно повезане и да заједнички мере исти конструкт (Прилог 27). Средње вредности по ставкама крећу се од 1,81 (задовољство јавним превозом) до 3,47 (задовољство услугом одвоза отпада), што показује да су поједини аспекти услова живота оцењени повољније од других (Графикон 53). Анализа Item-Total Statistics указује да све ставке имају позитивне кориговане корелације са укупним скором скале (од 0,284 до 0,639). Вредности Cronbach's Alpha if Item Deleted показују да би уклањање појединих ставки незнатно повећало или смањило укупни α, али ниједна ставка не нарушава стабилност и конзистентност скале у значајној мери. У целини, скала се може сматрати поузданом, а конструкција композитног индекса (аритметичка средина свих ставки) је оправдана за даље анализе задовољства квалитетом услова живота у месту становања.



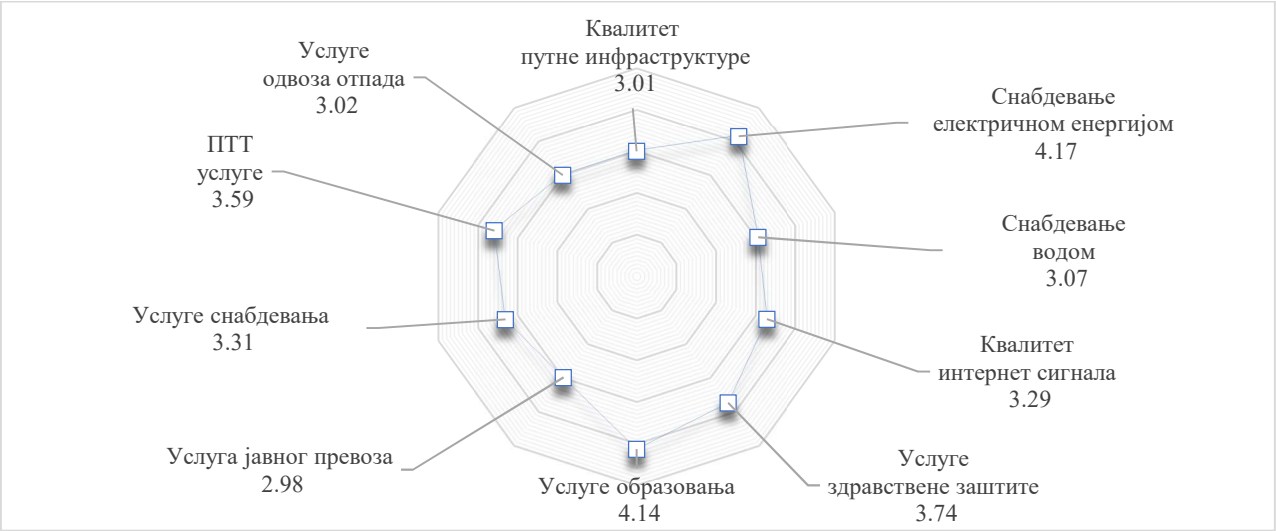
Графикон 53. Средње вредности задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Угљевик)

Композитни индекс је израчунат на основу нешто већег броја испитаника (N = 558)[8], јер су у анализу укључени и испитаници са делимично недостајућим одговорима по појединим ставкама (индекс рачунат као аритметичка средина доступних ставки), а вредности индекса крећу се од 1 до 5 (Прилог 28). Средња вредност (*Mean* = 2,92) указује на умерен ниво задовољства. С обзиром на ове резултате, индекс се може третирати као приближно нормално распоређен, што омогућава примену параметарских тестова у даљој статистичкој анализи.

За **општину Станари**, анализа је обухватила 385 валидних случајева (93,2%), док је 28 случајева (6,8%) искључено због недостајућих података (Прилог 29). Вредност Cronbach's Alpha (0,86) указује на врло добру унутрашњу конзистентност скале, те потврђује да су ставке добро повезане и да заједнички мере исти конструкт. Средње вредности по ставкама крећу се од 2,98 (задовољство јавним превозом) до 4,17 (задовољство снабдевањем електричном енергијом), што показује да су поједини аспекти услова живота оцењени повољније од других (Графикон 54). Анализа Item-Total Statistics указује да све ставке имају позитивне кориговане корелације са укупним скором скале (0,440–0,668). Вредности Cronbach's Alpha if Item Deleted

[8] Разлика у броју валидних случајева између анализе поузданости (N = 555) и композитног индекса (N = 558) последица је различитог начина третирања недостајућих података, јер је анализа поузданости заснована на потпуно валидним случајевима, док је композитни индекс израчунат као аритметичка средина доступних ставки, што омогућава задржавање већег броја испитаника без нарушавања валидности индекса.

показују да би елиминисање појединих ставки незнатно изменило укупни α, те да ниједна ставка не нарушава стабилност скале. У целини, скала се може сматрати поузданом и конструкција композитног индекса (аритметичка средина свих ставки) је оправдана за даље анализе задовољства квалитетом услова живота у месту становања.



Графикон 54. Средње вредности задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Станари)

Композитни индекс је израчунат на основу већег броја испитаника ($N = 411$)[9], јер су у његову конструкцију укључени и испитаници са делимично недостајућим одговорима по појединим ставкама (индекс рачунат као аритметичка средина доступних ставки). Дескриптивна анализа композитног индекса (Прилог 30) показује да средња вредност износи 3,41, што указује на умерено висок ниво задовољства. На основу показатеља облика расподеле, индекс се може третирати као приближно нормално распоређен, што омогућава примену параметарских тестова у даљој статистичкој анализи.

Компаративно посматрано, резултати показују да је задовољство квалитетом услова живота код испитаника у општинама Гацко и Угљевик на умереном нивоу, док је у општини Станари забележена виша средња вредност индекса, што указује на умерено висок ниво задовољства. Ови резултати показују да испитаници у Станарима услове живота у месту становања оцењују повољније у односу на испитанике у Гацку и Угљевику. Истовремено, уочава се сличан образац вредновања појединих аспеката услова живота. Највише средње вредности забележене су код задовољства снабдевањем електричном енергијом у општинама Гацко и Станари, док се у општини Угљевик највиши ниво задовољства односи на услугу одвоза отпада. Висок ниво задовољства квалитетом снабдевања електричном енергијом може се довести у везу са постојањем термоелектрана које доприносе стабилности у снабдевању електричном енергијом. Насупрот томе, ниже оцене односе се на јавни превоз и поједине аспекте инфраструктуре, при чему су у Гацку најниже оцењени квалитет путне инфраструктуре, а у Угљевику и Станарима јавни превоз. У анализираним општинама није развијен локални јавни превоз, већ је заступљен само међуопштински превоз, што се одражава на неповољнију оцену овог аспекта квалитета услова живота.

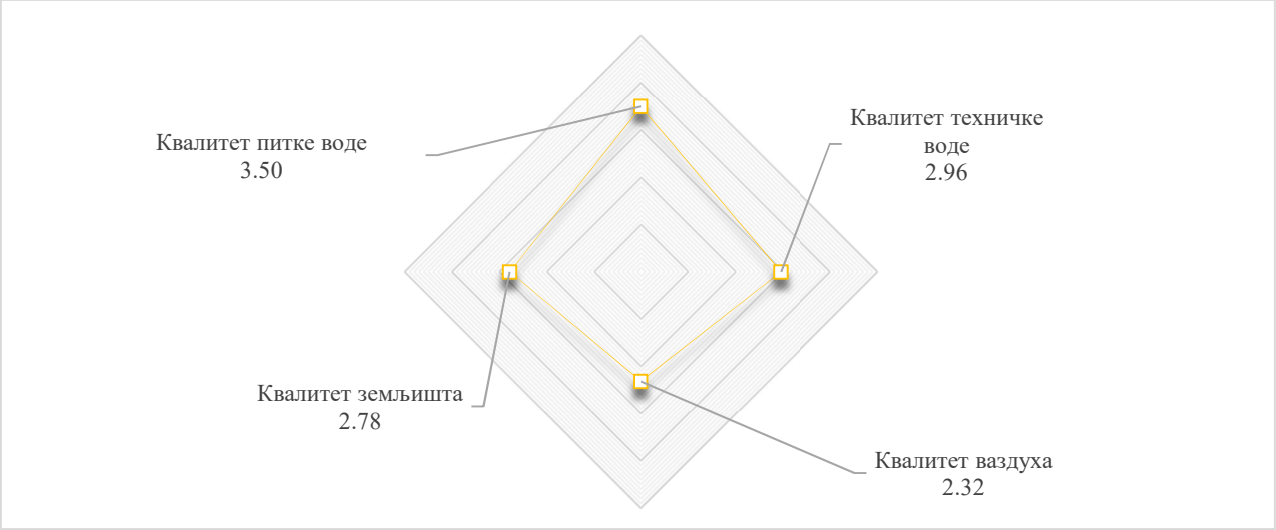
7.6. Конструисање индекса перцепције задовољства квалитетом стања животне средине

Анализа поузданости мерног инструмента у **општини Гацко** обухватила је 390 валидних случајева, без искључених података (Прилог 31). Вредност Cronbach's Alpha (0,69)

[9] Разлика у броју валидних случајева између анализе поузданости ($N = 385$) и композитног индекса ($N = 411$) последица је различитог начина третирања недостајућих података.

указује на прихватљиву поузданост скале, што значи да су четири ставке умерено конзистентне у мерењу перцепције квалитета животне средине. Средње вредности крећу се од 2,32 до 3,50, што указује да су испитаници најзадовољнији квалитетом питке воде, док је најнижи ниво задовољства исказан за квалитет ваздуха (Графикон 55). Према вредностима кориговане корелације ставке са укупним скором у распону 0,409–0,559, све ставке показују позитивну и умерену повезаност, што указује на њихову усклађеност са мереном појавом. Анализа Cronbach's Alpha if Item Deleted показује да би уклањање било које ставке донело минималне промене у укупном α (0,573–0,666), што указује на равномерни допринос свих ставки укупној поузданости скале. У целини, резултати указују да је инструмент довољно стабилан за конструкцију композитног индекса „Задовољство квалитетом стања животне средине" (аритметичка средина свих ставки) који се може користити у даљим анализама.

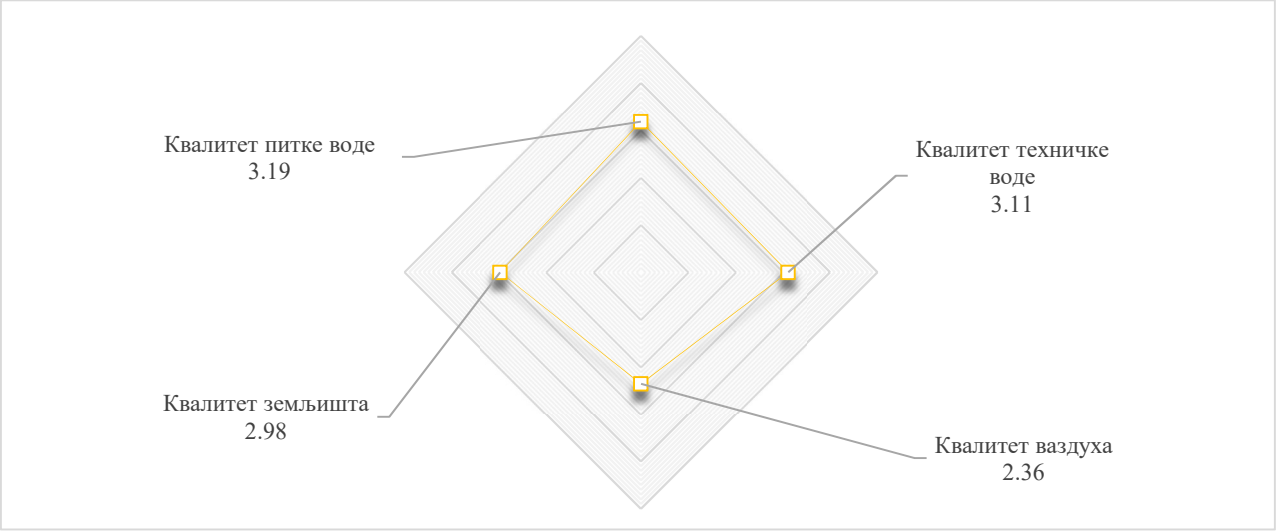
Композитни индекс задовољства квалитетом животне средине израчунат је на основу 390 валидних случајева, без недостајућих података (Прилог 32). Вредности индекса крећу се од 1,00 до 5,00, при чему је просечна вредност (*Mean* = 2,89) релативно близу средишту скале, што указује на умерен ниво задовољства испитаника квалитетом стања животне средине у месту становања. У целини, композитни индекс има уравнотежену расподелу и може се сматрати статистички стабилним показатељем перцепције квалитета стања животне средине међу испитаницима.



Графикон 55. Средње вредности задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Гацко)

Анализа поузданости мерног инструмента, на основу одговора испитаника из **општине Угљевик**, обухватила је 555 валидних случајева (99,5%), при чему су 3 случаја (0,5%) искључена због недостајућих података (Прилог 33). Вредност Cronbach's Alpha (0,78) указује на добру унутрашњу конзистентност скале, што потврђује да су ставке међусобно усклађене и да заједнички мере исти конструкт – ниво задовољства квалитетом стања животне средине у месту становања. Средње вредности по ставкама крећу се од 2,36 (задовољство квалитетом ваздуха) до 3,19 (задовољство квалитетом питке воде). Ови резултати показују да је квалитет ваздуха оцењен најнеповољније, док је задовољство квалитетом воде, и питке и техничке, нешто више изражено (Графикон 56). Анализа Item-Total Statistics указује да све ставке имају позитивне кориговане корелације са укупним скором скале (од 0,509 до 0,631). Вредности Cronbach's Alpha if Item Deleted показују да би уклањање појединих ставки незнатно изменило укупни α (креће се између 0,705 и 0,771), али ниједна ставка не нарушава стабилност и конзистентност скале у значајној мери. У целини, може се закључити да је скала поуздана, те да је конструкција композитног индекса (аритметичка средина свих ставки) оправдана за даље анализе задовољства квалитетом стања животне средине у месту становања.

Композитни индекс задовољства квалитетом животне средине обухватио је 558 испитаника[10], при чему се вредности крећу у распону од 1 до 5. Средња вредност (*Mean* = 2,91) указује на умерен ниво задовољства. На основу параметара дескриптивне статистике (Прилог 34) може се закључити да индекс има карактеристике приближно нормалне расподеле, што омогућава примену параметарских статистичких техника у даљој анализи.



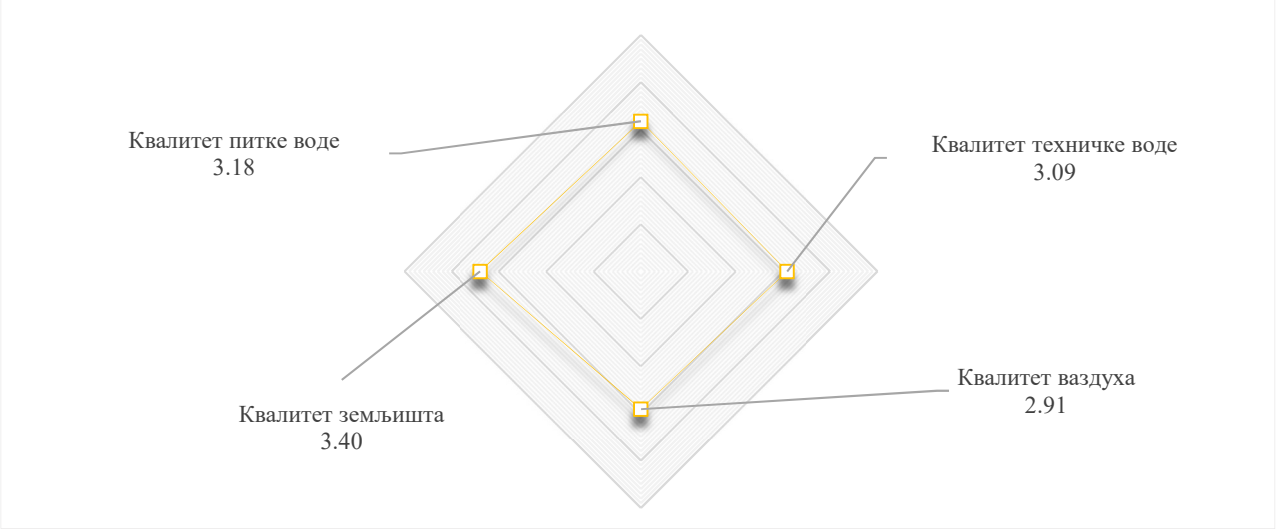
Графикон 56. Средње вредности задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Угљевик)

Анализом поузданости мерног инструмента, на основу одговора испитаника из **општине Станари**, обухваћено је укупно 399 валидних случајева (96,6%), док је 14 случајева (3,4%) искључено због недостајућих података (Прилог 35). Вредност Cronbach's Alpha (0,85) указује на врло добру унутрашњу конзистентност скале, што потврђује да су ставке добро повезане и да заједнички мере исти конструкт – ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу становања. Средње вредности по ставкама крећу се од 2,91 (задовољство квалитетом ваздуха) до 3,40 (задовољство квалитетом земљишта), што показује да су поједини аспекти квалитета стања животне средине оцењени повољније од других (Графикон 57). Анализа Item-Total Statistics указује да све ставке имају позитивне кориговане корелације са укупним скором скале (0,635–0,720). Вредности Cronbach's Alpha if Item Deleted показују да би уклањање појединих ставки незнатно умањило укупни α, али ниједна ставка не нарушава стабилност скале у значајној мери. У целини, скала се може сматрати поузданом и конструкција композитног индекса (аритметичка средина четири ставке) оправдана је за даље анализе задовољства квалитетом стања животне средине.

Композитни индекс задовољства квалитетом животне средине израчунат је на узорку од 408 испитаника[11], са вредностима од 1 до 5 и средњом вредношћу 3,14, што указује на умерен ниво задовољства квалитетом стања животне средине. Резултати дескриптивне статистике (Прилог 36) указују на приближно симетричну расподелу, што омогућава примену параметарских статистичких тестова у даљој анализи.

[10] Разлика у броју валидних случајева између анализе поузданости (*N* = 555) и композитног индекса (*N* = 558) последица је различитог начина третирања недостајућих података.

[11] Разлика у броју валидних случајева између анализе поузданости (*N* = 399) и композитног индекса (*N* = 408) последица је различитог начина третирања недостајућих података.



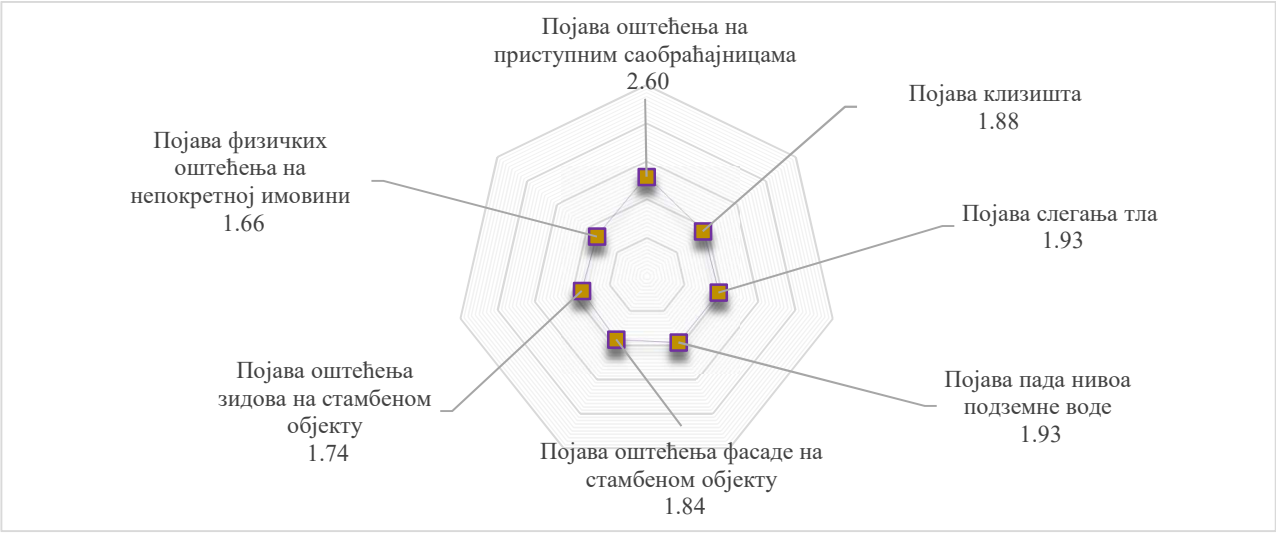
Графикон 57. Средње вредности задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Станари)

Закључно, оцена квалитета стања животне средине у све три општине указује на умерено задовољство испитаника, што указује на то да се животна средина у месту становања не перципира ни као потпуно деградирана, ни као очувана. У исказаном ниову задовољства квалитетом стања животне средине препознају се заједничке карактеристике рударских средина, али и локалне специфичности појединачних општина. Као заједничка карактеристика издваја се квалитет ваздуха, који је у све три општине оцењен најнеповољније, што указује да је овај аспект животне средине највидљивији у свакодневници локалног становништва. Таква перцепција вероватно је повезана са субјективним доживљајем загађења ваздуха, пре свега услед емисије честица из термоелектрана и процеса у оквиру рударских активости на површинским коповима. Насупрот томе, повољније оцене квалитета питке воде у Гацку и Угљевику, односно квалитета земљишта у Станарима, показују да становништво не перципира све елементе животне средине једнако. Сходно томе, може се закључити да је перцепција квалитета стања животне средине у посматраним општинама диференцирана и условљена како општим обележјима рударског простора, тако и локалним контекстом.

7.7. Конструисање индекса перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота

Анализа поузданости мерног инструмента, на основу одговора испитаника из **општине Гацко,** обухватила је 388 валидних случајева (99,5%), при чему су 2 случаја (0,5%) искључена због недостајућих података (Прилог 37). Вредност Cronbach's Alpha (0,93) указује на врло високу унутрашњу конзистентност скале, што значи да су све ставке снажно међусобно повезане и мере исти конструкт – перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу. Средње вредности по ставкама крећу се од 1,66 (физичка оштећења на непокретној имовини) до 2,60 (оштећења на приступним саобраћајницама), што показује да су испитаници најчешће уочавали проблеме у путној инфраструктури, док су друга оштећења бележена ређе (Графикон 58). Према вредностима Corrected Item-Total Correlation (0,566–0,861), све ставке су у значајној и позитивној корелацији са укупним скором скале, што указује на њихов допринос укупној конзистентности инструмента. Вредности Cronbach's Alpha if Item Deleted (0,913–0,948) показују да уклањање било које ставке не би суштински променило поузданост скале, што потврђује да све ставке доприносе укупној конзистентности скале. У целини, ова скала показује високу поузданост и унутрашњу конзистентност, те је потпуно оправдана употреба композитног индекса у даљим анализама.

Композитни индекс перцепције учесталости утицаја експлоатације угља обухватио је 388 валидних случајева. Вредности индекса крећу се од 1,00 до 5,00, а просечна вредност (*Mean* = 1,94) указује на умерено низак ниво уочених оштећења, односно да већина испитаника ретко примећује појаве као што су клизишта, оштећења инфраструктуре или слегања тла. Дескриптивна статистика (Прилог 38) указује на неравномерну расподелу са концентрацијом одговора на нижим вредностима. У целини, композитни индекс показује да су оштећења у целом узорку углавном ретко уочавана, али да постоје појединци код којих су она чешће перципирана.

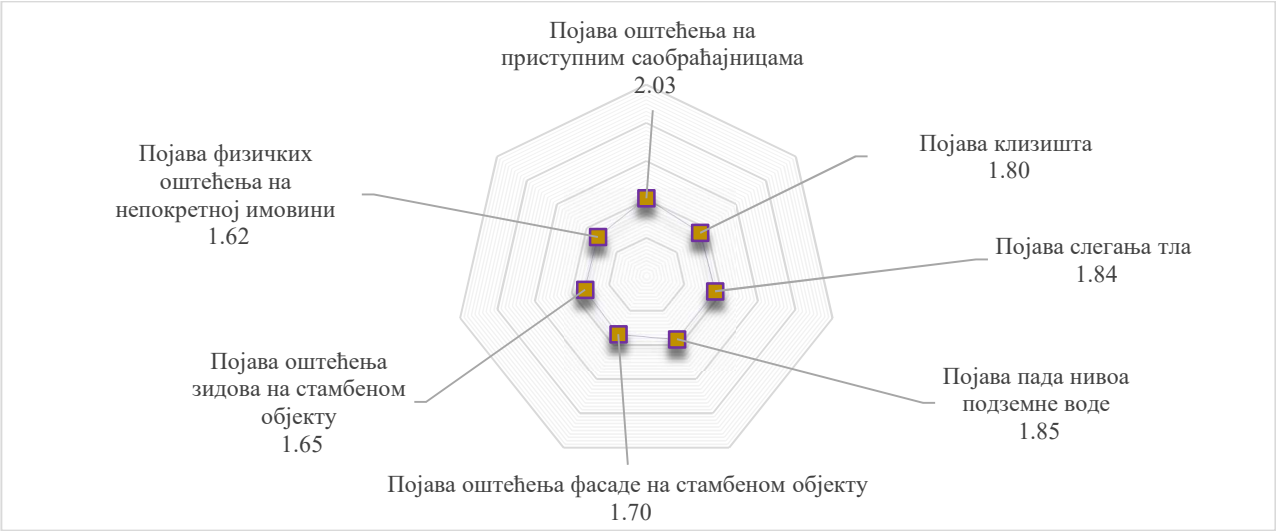


Графикон 58. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Гацко)

Анализа поузданости мерног инструмента, на основу одговора испитаника из **општине Угљевик**, обухватила је 546 валидних случајева (97,8%), док је 12 случајева (2,2%) искључено због недостајућих података (Прилог 39). Вредност Cronbach's Alpha (0,95) указује на изузетно високу унутрашњу конзистентност скале и потврђује да ставке снажно и заједнички мере перципирану учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу. Средње вредности по ставкама крећу се од 1,62 (појава физичких оштећења на непокретној имовини) до 2,03 (појава оштећења на приступним саобраћајницама). Ови резултати показују да су испитаници као најчешће уочене последице навели оштећења на путној инфраструктури, док су нешто ниже оцене добиле ставке које се односе на оштећења зидова и имовине (Графикон 59). Анализа Item-Total Statistics указује да све ставке имају високе позитивне кориговане корелације са укупним скором скале (од 0,766 до 0,894). Вредности Cronbach's Alpha if Item Deleted показују да би уклањање појединих ставки незнатно изменило укупни α (крећу се у опсегу од 0,941 до 0,953), док ниједна ставка не нарушава стабилност и конзистентност скале. У целини, може се закључити да је скала високо поуздана и да је оправдана конструкција композитног индекса (аритметичка средина свих ставки) за даље анализе перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу.

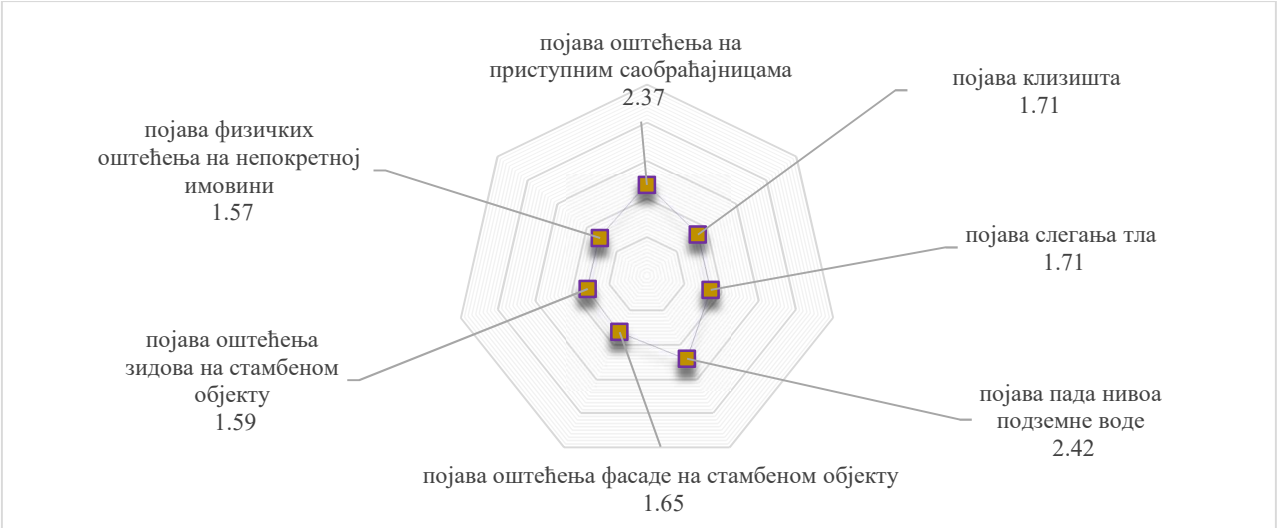
Композитни индекс перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота обухватио је 549 испитаника[12], при чему се вредности крећу у распону од 1 до 5. Средња вредност (*Mean* = 1,79) указује на изразито низак ниво перципиране учесталости утицаја. Резултати дескриптивне статистике (Прилог 40) указују на то да је расподела позитивно асиметрична, са концентрацијом одговора у нижим категоријама. С обзиром на одступање од нормалне расподеле, у даљој анализи биће примењени непараметарски статистички тестови.

[12] Разлика у броју валидних случајева између анализе поузданости (*N* = 546) и композитног индекса (*N* = 549) последица је различитог начина третирања недостајућих података.



Графикон 59. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Угљевик)

Анализа поузданости мерног инструмента, на основу одговора испитаника из **општине Станари**, обухватила је 382 валидна случаја (92,5%), док је 31 случај (7,5%) искључен због недостајућих података (Прилог 41). Вредност Cronbach's Alpha (0,92) указује на изузетно високу унутрашњу конзистентност скале, то јесте да су ставке снажно повезане и да заједнички мере исти конструкт – перципирану учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу. Средње вредности по ставкама крећу се од 1,57 (физичка оштећења на непокретној имовини) до 2,42 (пад нивоа подземне воде), што указује да испитаници у просеку ређе, али ипак уочавају одређене негативне утицаје експлоатације (Графикон 60). Вредности Corrected Item-Total Correlation (0,623–0,838) показују да све ставке снажно корелирају са укупним скором, а Cronbach's Alpha if Item Deleted (0,896–0,923) указује да би уклањање било које ставке незнатно смањило или повећало α, али ниједна ставка не нарушава стабилност мерне скале. У целини, ова скала може се сматрати веома поузданом и конструкција композитног индекса (аритметичка средина седам ставки) оправдана је за даље анализе перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота.



Графикон 60. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Станари)

Композитни индекс перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота израчунат је на узорку од 401 испитаника[13]. Вредности индекса крећу се од 1 до 5, при чему је средња вредност 1,87. Ово показује да испитаници у просеку умерено ретко уочавају изражене негативне ефекте експлоатације на услове живота на поседу. Резултати дескриптивне статистике (Прилог 42) указују да је расподела резултата позитивно асиметрична и заобљенија у односу на нормалну, са концентрацијом одговора у нижим категоријама скале. У целини, резултати показују да испитаници углавном не перципирају учесталост негативних утицаја експлоатације на квалитет услова живота на поседу, али да постоји мања група која их доживљава као наглашене. С обзиром на одступања од нормалне расподеле, у даљој анализи биће коришћени непараметарски тестови.

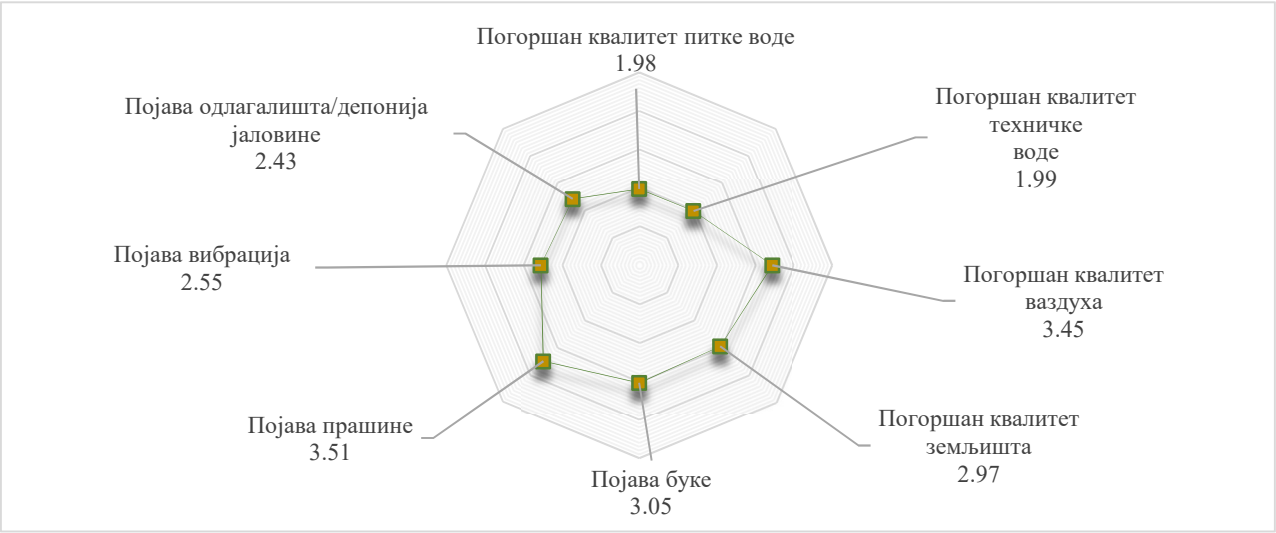
Компаративно посматрано, средње вредности композитног индекса за Гацко и Станаре указују на умерено ниску учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, док вредност за Угљевик указује на изразито ниску учесталост ових утицаја. Релативно ниска перципирана учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу може се делом довести у везу са структуром узорка испитаника, али и са просторним положајем површинског копа у односу на насеља и главне саобраћајнице. У све три општине присутна је доминација појединих насеља у структури узорка, тако да укупни резултати у великој мери одражавају искуства становништва тих насеља. При томе су разлике између општина условљене различитим степеном непосредне изложености експлоатацији, али и различитом видљивошћу експлоатационог простора у свакодневици становништва. У Гацку је већи део испитаника из насеља која су већ директно обухваћена површинским копом и налазе се у непосредној близини површинског копа, што може објаснити нешто израженију перцепцију негативних утицаја. Слично томе, и у Станарима се површински коп налази у непосредној близини важних саобраћајница, због чега је његово присуство израженије у свакодневном кретању становништва. Насупрот томе, у Угљевику већина испитаника потиче из насеља која тренутно нису обухваћена површинским копом, а експлоатациони простор је просторно изолован у односу на најфреквентнију саобраћајницу, због чега је мање присутан у свакодневном искуству становништва. То вероватно доприноси најнижем нивоу перципиране учесталости утицаја управо у овој општини. У том контексту, очекивано је да су у Гацку и Станарима негативни утицаји експлоатације нешто уочљивији у свакодневици, док се у Угљевику они ређе непосредно препознају. Са друге стране, директна физичка оштећења на непокретној имовини и стамбеним објектима у све три општине оцењена су као мање учестала, што указује да такви облици утицаја вероватно нису равномерно распрострањени у целом простору, већ погађају уже делове насеља и мањи број домаћинстава која се налазе у непосредној близини површинских копова.

7.8. Конструисање индекса перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине

У анализу поузданости мерног инструмента, на основу одговора испитаника из **општине Гацко**, укључено је 387 валидних случајева (99,2%), при чему су 3 случаја (0,8%) искључена због недостајућих података (Прилог 43). Вредност Cronbach's Alpha (0,91) указује на врло високу унутрашњу конзистентност инструмента, што значи да све ставке поуздано мере исти конструкт, односно перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине. Средње вредности крећу се од 1,98 (погоршан квалитет питке воде) до 3,51 (појава прашине), што показује да су испитаници најчешће уочавали деградацију квалитета ваздуха кроз појаву прашине, док су проблеми са водом оцењени као мање изражени (Графикон 61). Према вредностима Corrected Item-Total Correlation (0,535–0,789), све ставке су позитивно и снажно повезане са укупним скором скале, што показује да све доприносе

[13] Разлика у броју валидних случајева између анализе поузданости (N = 382) и композитног индекса (N = 401) последица је различитог третирања недостајућих података.

стабилности инструмента. Вредности Cronbach's Alpha if Item Deleted (0,885–0,906) указују да би уклањање било које ставке донело минималне промене укупне поузданости, што потврђује да све ставке равномерно доприносе конзистентности скале. У целини, скала показује високу поузданост и стабилност, те је оправдана конструкција композитног индекса који може бити коришћен у даљим анализама.

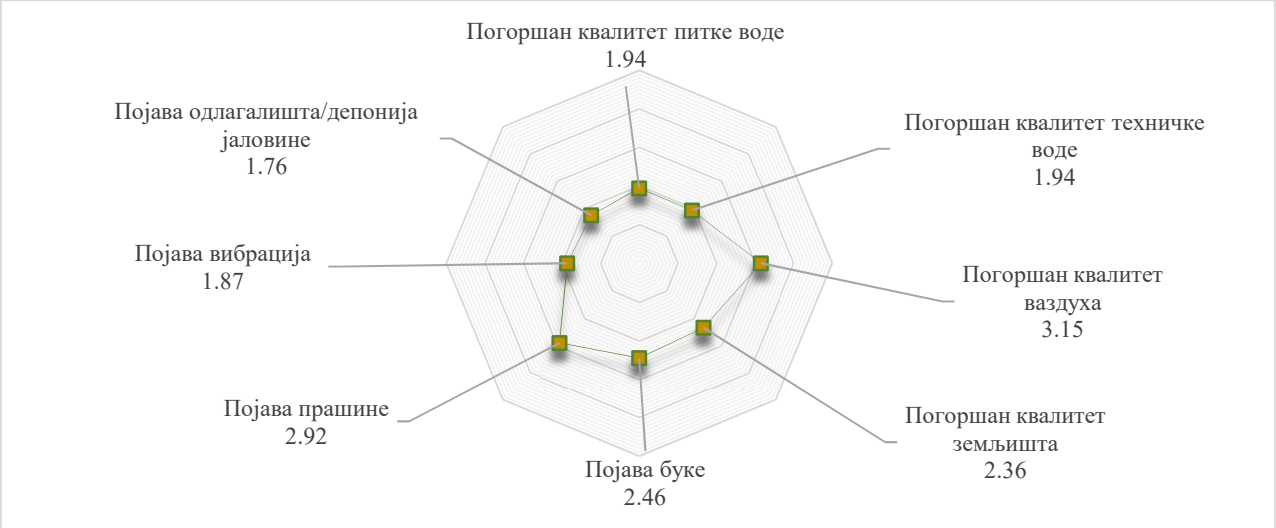


Графикон 61. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (општина Гацко)

Композитни индекс учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине обухватио је 388 валидних случајева[14], при чему су 2 случаја искључена због недостајућих података. Вредности индекса крећу се од 1,00 до 5,00, а просечна вредност (*Mean* = 2,74) показује да испитаници умерено перципирају ризике и проблеме у вези са квалитетом животне средине, то јесте, негативни ефекти нису изражени код већине, али нису ни занемарљиви. Резултати дескриптивне статистике (Прилог 44) указују на приближно симетричну и благо спљоштену расподелу, што значи да су одговори релативно равномерно распоређени око средње вредности, без изражене асиметрије и без наглашених екстремних вредности. У целини, композитни индекс може се сматрати адекватним показатељем субјективне процене учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет животне средине.

Анализа поузданости мерног инструмента, на основу одговора испитаника из **општине Угљевик**, обухватила је 543 валидна случаја (97,3%), док је 15 случајева (2,7%) искључено због недостајућих података (Прилог 45). Вредност Cronbach's Alpha (0,90) указује на врло високу унутрашњу конзистентност скале, односно да су све ставке снажно међусобно повезане и да заједнички мере исти конструкт – перципирану учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу. Средње вредности по ставкама крећу се од 1,76 (појава одлагалишта/депонија јаловине) до 3,15 (погоршан квалитет ваздуха). Највећи перципирани утицаји односе се на деградацију квалитета ваздуха и појаву прашине (2,92), док су најниже оцене добиле ставке које се односе на појаву вибрација и депонија (Графикон 62). Анализа Item-Total Statistics указује да све ставке имају позитивне и релативно високе кориговане корелације са укупним скором скале (од 0,585 до 0,741). Вредности Cronbach's Alpha if Item Deleted показују да би уклањање било које ставке незнатно изменило укупни α (крећу се у опсегу од 0,880 до 0,896), док ниједна ставка не нарушава стабилност и конзистентност скале. У целини, може се закључити да је скала поуздана, што оправдава конструкцију композитног индекса (аритметичка средина свих ставки) у даљим анализама перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу.

[14] Разлика у броју валидних случајева између анализе поузданости (N = 387) и композитног индекса (N = 388) последица је различитог третирања недостајућих података.



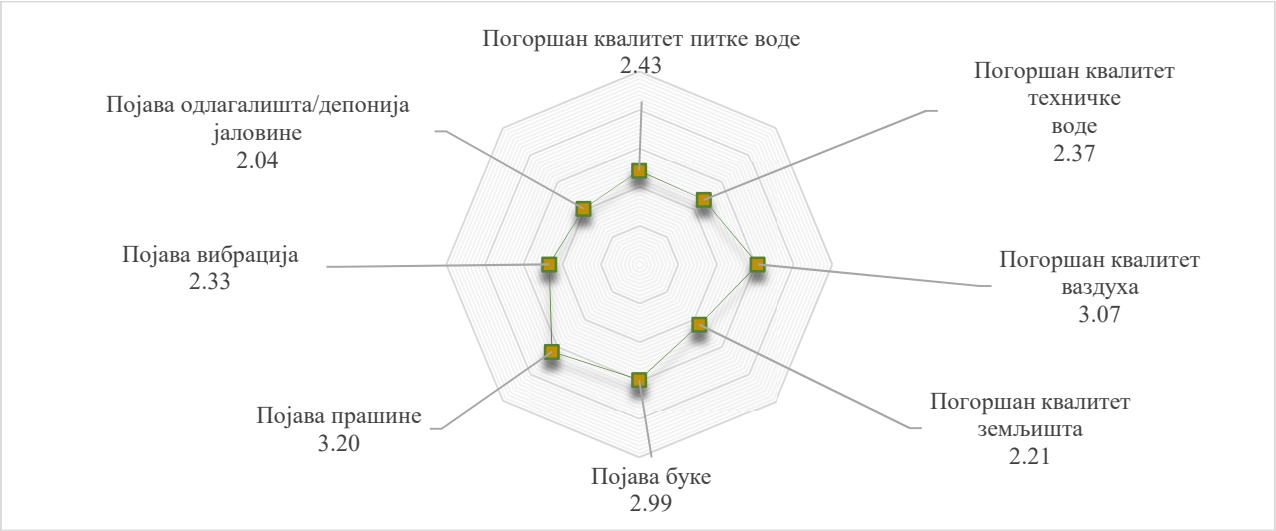
Графикон 62. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (општина Угљевик)

Композитни индекс перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу обухватио је 550 испитаника[15], при чему се добијене вредности крећу од 1 до 5. Средња вредност (*Mean* = 2,31) указује да испитаници у просеку дају оцене нешто испод средишње тачке скале, што упућује на умерено низак ниво учесталости утицаја. Резултати дескриптивне статистике (Прилог 46) указују да је расподела резултата благо позитивно асиметрична и благо спљоштена у односу на нормалну, са већом концентрацијом одговора у нижим категоријама скале.

Анализа поузданости скале која мери перцепцију утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине, на основу одговора испитаника из **општине Станари**, обухватила је 390 валидних случајева (94,4%), док је 23 случаја (5,6%) искључено због недостајућих података (Прилог 47). Вредност Cronbach's Alpha (0,92) указује на изузетно високу унутрашњу конзистентност скале, што значи да све ставке врло поуздано мере исти конструкт – субјективну перцепцију испитаника о учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу. Средње вредности по ставкама показују да се најчешће перципирају проблеми квалитета ваздуха (3,07) и прашине (3,20), док се најређе уочавају физички утицаји у виду појаве одлагалишта или депонија јаловине (2,04) и погоршаног квалитета земљишта (2,21) (Графикон 63). Вредности Corrected Item-Total Correlation (0,632–0,826) показују да све ставке снажно корелирају са укупним скором, што потврђује да се ради о стабилној скали. Вредности Cronbach's Alpha if Item Deleted (0,908–0,923) показују да би уклањање било које ставке незнатно смањило укупну вредност α, што значи да ниједна ставка не нарушава стабилност инструмента. У целини, ова скала може се сматрати поузданом и конструкција композитног индекса (аритметичка средина осам ставки) оправдана је за даље анализе.

Дескриптивна статистика композитног индекса показује да је исти израчунат на узорку од 406 испитаника . Вредности индекса крећу се од 1 до 5, са средњом вредношћу 2,58, што указује да испитаници у просеку умерено ретко перципирају учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу. Резултати дескриптивне статистике (Прилог 48) указују на то да је расподела резултата благо позитивно асиметрична, односно благо удесно искошена са концентрацијом одговора у нижим категоријама скале, као и да је у односу на нормалну расподелу нешто равнија, што упућује на већу разноврсност одговора.

[15] Разлика у броју валидних случајева између анализе поузданости (*N* = 543) и композитног индекса (*N* = 550) последица је различитог третирања недостајућих података.



Графикон 63. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (општина Станари)

Компаративно посматрано, композитни индекси показују да испитаници у све три општине учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине перципирају као умерену, при чему је та перцепција најизраженија у општини Гацко, нешто нижа у општини Станари, а најнижа у општини Угљевик. Ове разлике могу се довести у везу са просторним положајем експлоатационог простора, будући да је површински коп у Угљевику просторно изолован у односу на главне зоне насељености, услед чега су његови ефекти мање присутни у свакодневници већег дела испитаника.

Заједничка карактеристика сва три узорка јесте да су деградација квалитета ваздуха и појава прашине најчешће уочени облици утицаја, док се физички утицаји, као што су депоније јаловине, а у појединим случајевима и погоршан квалитет воде, перципирају као ређи. Перцепција погоршаног квалитета ваздуха као најучесталијег утицаја може се тумачити комбинацијом структуре узорка и просторних карактеристика истраживаног подручја. Наиме, највећи број испитаника потиче из централних насеља, док су термоелектране лоциране управо у централним насељима, односно, у случају општине Станари, у насељу Драгаловци које се налази у непосредној близини општинског средишта. Просторна дистрибуција анализираног узорка испитаника и локација енергетских објеката вероватно доприноси већој перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља и производње електричне енергије на квалитет ваздуха као највидљивији облик деградације животне средине. Насупрот томе, физички утицаји оцењени су као ређи, што се може повезати са њиховом просторном локализованошћу, будући да су такви облици деградације најприсутнији и најуочљивији пре свега у насељима која се налазе у непосредној близини површинског копа.

7.9. Рекодовање варијабли

Ради повећања статистичке стабилности и поузданости резултата предвиђених анализа, извршено је рекодовање варијабли са ниском заступљеношћу појединих категорија, њиховим груписањем у шире класе. Број категорија у оквиру варијабли пол, старост, запосленост, сектор запослености, предвиђеност поседа и стамбеног објекта за експропријацију, место становања, тренутна и будућа обухваћеност насеља експлоатацијом, као и варијабле да ли испитаник станује у насељу цео живот, остао је непромењен, док је рекодовање примењено на укупно 14 варијабли.

Варијабла „образовање“ рекодована је редукцијом категорија на: нижи степен образовања, средњи ниво образовања и виши ниво образовања. Варијабла „број година рада на тренутном радном месту“ рекодована је груписањем броја година на категорије: до 5

година, 6–20 година, више од 20 година и ван радног односа. Варијабла „величина домаћинства“ рекодована је свођењем на три категорије: мала домаћинства (једночлана и двочлана), средња домаћинства (трочлана и четворочлана) и велика домаћинства (петочлана и вишечлана). Варијабла „тип домаћинства“ рекодована је груписањем у три типа: мала, једногенерацијска домаћинства без деце (самачко домаћинство и породица пара без деце), једногенерацијска домаћинства са децом (породица пара са једним или више деце) и вишегенерацијска домаћинства (са или без деце). Категорије у оквиру варијабле „извор прихода домаћинства“ груписане су у три групе: непољопривредни приходи, пољопривредни приходи, комбиновани и други приходи. У узорку из општине Гацко, због непостојања испитаника из домаћинстава са пољопривредним приходима, ова категорија је изостављена из варијабле. Варијабла „број чланова домаћинства запослених у руднику и термоелектрани“ рекодована је редукцијом на три категорије домаћинстава: домаћинства у којима у руднику и термоелектрни нема запослених чланова, домаћинства у којима је у руднику и термоелектрни запослен један члан и домаћинства у којима је у руднику и термоелектрни запослено два или више чланова. Категорије у оквиру варијабле “величина поседа“ груписане су у три групе: мали посед (до 500 m^2), средњи посед (501–5 000 m^2) и велики посед (> 5 001 m^2). Варијабла „власништво над стамбеним објектом“ рекодована је редуковањем на три категорије: власништво – кућа, власништво – стан и без власништва над стамбеним објектом (постанарство, становање код родбине, становање у колективном радничком смештају). Категорије у оквиру варијабле „страост стамбеног објекта“ груписане су у групе: објекти изграђени до 1970-године, објекти изграђени у периоду 1971–1990. године, објекти изграђени у периоду 1991–2010. године и објекти изграђени у периоду од 2011. године до данас. Варијабла „спратност стамбеног објекта“ рекодована је редуковањем на три категорије: ниска спратност (приземни објекти и објекти са једним спратом), средња спратност (објекти са два или три спрата) и висока спратност (објекти са 4 или више спратова). Категорије у оквиру варијабле „степен обухваћености насеља експлоатацијом“ груписане су према томе који степен обухваћености насеља је заступљен у појединој општини. За узорак из општине Гацко, категорије су: насеље није обухваћено, насеље је обухваћено < 10%, насеље је обухваћено 21–30% и насеље је обухваћено > 40%. За узорак из општине Угљевик, категорије су: насеље није обухваћено, насеље је обухваћено < 10% и насеље је обухваћено > 40%. За узорак из општине Станари, категорије су: насеље није обухваћено, насеље је обухваћено < 20% и насеље је обухваћено > 40%. Категорије у оквиру варијабле „будући степен обухваћености насеља експлоатацијом“ груписане су према томе који степен обухваћености насеља ће бити заступљен у појединој општини. За узорак из општине Гацко, категорије су: насеље неће бити обухваћено, насеље ће бити обухваћено < 10%, насеље ће бити обухваћено 10–20%, насеље ће бити обухваћено 31–40%, насеље ће бити обухваћено 41–50% насеље ће бити обухваћено 51–60% и насеље ће бити обухваћено > 80%. У узорку из општине Угљевик, категорије су: насеље неће бити обухваћено, насеље ће бити обухваћено < 20%, насеље ће бити обухваћено 61–80%, насеље ће бити обухваћено > 80%. За узорак из општине Станари, категорије су: насеље неће бити обухваћено, насеље ће бити обухваћено < 10%, насеље ће бити обухваћено 11–30%, насеље ће бити обухваћено 61–70% и насеље ће бити обухваћено > 80%. Варијабла „удаљеност насеља од тренутне границе површинског копа“ рекодована је редуковањем на три категорије: 0–1 000 m, 1 001–2 000 m и > 2 000 m. Категорије у оквиру варијабле „број година становања у насељу“ редукован је на групе: < 15 година, 16–30 година, 31–50 година и > 50 година.

Редукцијом категорија смањен је ризик од малих очекиваних фреквенција и омогућена стабилнија примена планираних статистичких анализа.

8. УТИЦАЈ ЕКСПЛОАТАЦИЈЕ УГЉА НА КВАЛИТЕТ УСЛОВА ЖИВОТА СТАНОВНИШТВА И СТАЊА ЖИВОТНЕ СРЕДИНЕ

Експлоатација угља има комплексан утицај на непосредни простор у коме се одвија. Када је реч о утицајима које осећа локално становништво, а то су утицај на квалитет услова живота и квалитет стања животне средине, ради се о тешко мерљивим појавама. Један од начина јесте истраживање личних перцепција. С обзиром на разноликост структура становништва, као и положај насеља у односу на рударске активности, могу се очекивати различити нивои задовољства квалитетом услова живота и стања животне средине и перципираног утицаја експлоатације на исте. У овом поглављу, детаљно је анализиран ниво задовољства квалитетом услова живота и стања животне средине у насељу, а према унапред дефинисаним карактеристикама становништва (испитаника, домаћинстава и насеља) и композитним индексима задовољства (Слика 2, Слика 3). Потом, анализирана је перципирана учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота и стања животне средине на поседу испитаника, такође у односу на унапред дефинисане карактеристике становништва (испитаника, домаћинстава и насеља) и композитне индексе перципиране учесталости утицаја експлоатације (Слика 2, Слика 3). Поменуте анализе спроведене су у сврху утврђивања постојања статистичких разлика у одговорима међу појединим групама испитаника у односу на њихове карактеристике и карактеристике насеља у којима станују. На крају, утврђени су главни предиктори који учествују у формирању перцепција локалног становништва, а у вези са задовољством квалитета услова живота и стања животне средине у насељу. Такође, утврђени су и главни предиктори који учествују у формирању перцепција локалног становништва, а у вези са учесталошћу утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота и стања животне средине на поседу.

8.1. Задовољство квалитетом услова живота у насељу

Анализа перципираног задовољства квалитетом услова живота у насељу спроведена је у сврху утврђивања постојања статистички значајних разлика у одговорима међу групама испитаника издвојених у односу на њихове демографске и социо-економске карактеристике, социо-економске и стамбене карактеристике њихових домаћинстава, те просторне карактеристике насеља и дужину становања испитаника у насељу. Такође, утврђени су статистички значајни предиктори који утичу на ниво перципираног задовољства квалитетом услова живота у насељу спровођењем регресионе анализе.

8.1.1. Задовољство квалитетом услова живота у насељу према демографским карактеристикама испитаника

Анализа одговора испитаника из **општине Гацко** према полу указује да је просечан ниво задовољства квалитетом услова живота нешто виши код мушкараца (*Mean* = 2,99), у односу на ниво који исказују жене (*Mean* = 2,84). Резултати Levene теста ($F = 0,163$; $p = 0,687$) указују да је претпоставка о хомогености варијанси испуњена, па је примена t-теста оправдана. Вредност t-теста ($t = 1,884$; $p = 0,060$) показује да разлика између мушкараца и жена није статистички значајна. Иако Mann–Whitney U тест указује на статистички значајну разлику између мушкараца и жена ($U = 16161,000$; $Z = -1,985$; $p = 0,047$), t-тест није потврдио значајност разлике на нивоу $p < 0,05$. Средња ранг-вредност за мушкарце (*Mean Rank* = 209,22) већа је од оне за жене (*Mean Rank* = 186,16), што указује да мушкарци у просеку исказују нешто веће задовољство условима живота у поређењу са женама.

Ради утврђивања постојања разлика у нивоу задовољства квалитетом услова живота између различитих старосних група, примењена је једнофакторска анализа варијансе, уз проверу хомогености варијанси. Поред параметарског приступа, израчунат је и Kruskal–Wallis тест као непараметријска потврда резултата. Резултати Levene теста ($F = 0,243$; $p = 0,914$)

показују да су варијансе између група хомогене. Према добијеним вредностима, ANOVA тест није показао статистички значајне разлике у нивоу задовољства између старосних група (F = 1,702; p = 0,149). Исто потврђују и робусни тестови једнакости: Welch (p = 0,228) и Brown–Forsythe (p = 0,172). Ипак, дескриптивни показатељи указују да најмлађа група (20–29 година) има нешто више просечне вредности задовољства (*Mean* = 3,19) у односу на најстарију групу (60–69 година; *Mean* = 2,74). Kruskal–Wallis тест такође није показао статистички значајне разлике (χ^2 = 7,000; p = 0,136), али указује на исти смер, највише ранг-вредности имају најмлађе групе (*Mean Rank* = 234,31), а најниже најстарије групе (*Mean Rank* = 163,86).

Када је реч о степену образовања испитаника, Levene тест (F = 5,950; p = 0,003) је показао да варијансе нису хомогене. Због тога је, поред стандардне ANOVA анализе извршена и провера робусним тестовима. Резултати ANOVA теста показују да не постоје статистички значајне разлике у нивоу задовољства између група различитог образовног нивоа (F = 1,440; p = 0,238). Ово потврђују и Welch (p = 0,375) и Brown–Forsythe (p = 0,351) робусни тестови, што указује на конзистентност резултата. Дескриптивни показатељи указују да испитаници са нижим образовањем имају нешто више просечне вредности задовољства (*Mean* = 3,12) у односу на испитанике са средњим (Mean = 2,91) и високим образовањем (*Mean* = 2,85). Kruskal–Wallis тест такође није показао статистички значајну разлику (χ^2 = 0,662; p = 0,718). Средње ранг-вредности сличне су међу групама (ниже образовање = 210,08; средње = 195,83; високо = 191,03), што додатно потврђује одсуство значајних варијација.

Према одговорима испитаника из **општине Угљевик**, између мушкараца и жена не постоје статистички значајне разлике у нивоу задовољства квалитетом услова живота у насељу. Просечна вредност за мушкарце износи 2,94, а за жене 2,91. Levene тест хомогености варијанси (F = 0,062; p = 0,803) указује да су варијансе између група једнаке, што потврђује валидност примене параметријског t-теста. Разлика у просечним вредностима је минимална (0,03) и није статистички значајна (t = 0,474; p = 0,636). Примењени непараметарски Mann–Whitney U тест (U = 37405,5; Z = -0,759; p = 0,448) потврђује исте резултате, односно одсуство статистички значајне разлике у одговорима између полова.

Између старосних група постоје умерене разлике у просечним вредностима задовољства квалитетом услова живота у насељу, али према ANOVA и Kruskal–Wallis тесту оне нису потврђене као статистички значајне (p > 0,05). Просечне вредности крећу се у распону од 2,74 код најмлађе групе (20–29 година) до 3,02 код најстарије групе испитаника (60–69 година), што указује на благи раст задовољства са годинама. ANOVA тест није показао статистички значајне разлике (F = 2,009; p = 0,092), а ни Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 8,677; p = 0,070). Welch тест указује на постојање статистички значајне разлике (p = 0,040), док Games–Howell тест издваја статистички значајну разлику између група 20–29 и 40–49 година (p = 0,029), при чему старија група показује већи ниво задовољства. У целини, резултати пружају делимично конзистентне и ограничене доказе о постојању разлика у задовољству између старосних група, уз уочљив тренд нешто већег задовољства код старијих испитаника.

У перцепцији задовољства квалитетом услова живота у насељу између испитаника различитог степена образовања не постоје статистички значајне разлике. Просечне вредности показују благо растући тренд са порастом нивоа образовања, од 2,87 код испитаника са нижим образовањем, преко 2,87 код средњеобразованих, до 2,99 код високообразованих испитаника. Иако се уочава позитивна разлика, ANOVA тест показује да она није статистички значајна (F = 2,134; p = 0,119). Levene тест хомогености варијанси (F = 5,325; p = 0,005) указује на нарушену једнакост варијанси, због чега су примењени и робусни тестови Welch (p = 0,116) и Brown–Forsythe (p = 0,221), који такође нису потврдили статистички значајне разлике. Games–Howell тест није показао статистички значајну разлику (p = 0,095). Непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 3,055; p = 0,217) потврђује да разлике међу групама нису статистички значајне. Средњи рангови ипак прате исти тренд, то јесте, најнижи ранг код испитаника са нижим образовањем (*Mean Rank* = 266,44) и највиши ранг код високообразованих (*Mean Rank* = 291,81), што упућује на умерену повезаност између образовног нивоа и задовољства животним условима.

У анализи одговора испитаника из **општине Станари**, према полу, а у односу на задовољство квалитетом услова живота у насељу, установљене су нешто више просечне вредности код жена (*Mean* = 3,44) у односу на мушкарце (*Mean* = 3,38). Према резултатима t-теста (t = -0,716; p = 0,475), разлика није статистички значајна, нити Mann–Whitney U тест (U = 20377,0; Z = -0,609; p = 0,543) указује на значајне разлике у расподели одговора. Представљени резултати указују на то да пол није повезан са нивоом задовољства квалитетом услова живота у насељу.

Одговори испитаника према старости, а у односу на задовољство квалитетом услова живота у насељу, указују да просечне вредности задовољства расту са годинама (20–29, *Mean* = 3,27; 30–39, *Mean* = 3,28; 40–49, *Mean* = 3,49; 50–59, *Mean* = 3,34 и 60–69 *Mean* = 3,78). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,912; p = 0,457). Према једнофакторској ANOVA анализи постоји **статистички значајна разлика** између старосних група (F = 3,949; p = 0,004), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,009; *Brown–Forsythe* p = 0,006). Пост хок анализе показују да старосна група 60–69 има значајно више просечне вредности у односу на старосне групе 20–29 (*Tukey* p = 0,011; *Games–Howell* p = 0,029), 30–39 (*Tukey* p = 0,004; *Games–Howell* p = 0,011) и 50–59 (*Tukey* p = 0,045; *Games–Howell* p = 0,096). Kruskal–Wallis тест показује значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 14,322; p = 0,006), при чему је ранг највиши у старосној групи 60–69 (*Mean rank* = 259,91), затим 40–49 (*Mean rank* = 210,38), 50–59 (*Mean rank* = 199,26), док су групе 20–29 (*Mean rank* = 191,28) и 30–39 (*Mean rank* = 190,79) на нижем нивоу. Представљени резултати показују да старији испитаници, нарочито група 60–69 година, исказују виши ниво задовољства у односу на млађе старосне групе.

Испитаници према степену образовања, а у односу на задовољство квалитетом услова живота у насељу, имају следеће просечне вредности: ниже образовање 3,47, средње образовање 3,34 и високо образовање 3,57. Levene тест указује на неједнакост варијанси (F = 5,057; p = 0,007). Welch (p = 0,076) и Brown–Forsythe (p = 0,104) не показују статистички значајне разлике, што је у складу и са ANOVA тестом (F = 1,801; p = 0,166) и Kruskal–Wallis тестом (χ^2 = 4,577; p = 0,101). Наведени разултати указују да ниво задовољства не зависи значајно од степена образовања, иако се више просечне вредности задовољства јављају код високообразованих испитаника.

Упоредном анализом може се закључити да демографске карактеристике испитаника у највећем броју случајева не условљавају статистички значајне разлике у задовољству квалитетом услова живота у насељу. Једина статистички значајна разлика утврђена је у општини Станари, и то у односу на старост испитаника, при чему старија старосна група, нарочито кохорта од 60 до 69 година, исказује виши ниво задовољства у односу на млађе испитанике. Наведени налаз указује на то да животна доб може имати одређен утицај на начин вредновања услова живота у насељу, али истовремено укупни резултати показују да демографска обележја сама по себи не представљају кључни фактор диференцијације ове перцепције. С обзиром на то да у већини анализираних случајева нису потврђене статистички значајне разлике према полу, старости и образовању, може се закључити да су за обликовање задовољства квалитетом услова живота вероватно значајнија друга обележја, пре свега она која се односе на конкретне животне услове, просторне и функционалне карактеристике насеља, као и непосредна искуства становништва у локалној средини.

8.1.2. Задовољство квалитетом услова живота у насељу према социо-економским карактеристикама испитаника

Резултати анализе одговора испитаника из **општине Гацко** показују да постоје одређене разлике у нивоу задовољства квалитетом услова живота у зависности од радног статуса испитаника. Просечна оцена задовољства је нижа код запослених (*Mean* = 2,87) у односу на незапослене (*Mean* = 3,26), док пензионери имају средњу вредност сличну запосленима (*Mean* = 2,92). Levene тест (F = 0,724; p = 0,486) указује на хомогеност варијанси. ANOVA анализа указала је на **статистички значајну разлику** (F = 3,22; p = 0,041). Пост хок

анализа показала је да статистички значајна разлика постоји између запослених и незапослених, при чему су незапослени исказали више ниво задовољства квалитетом услова живота (p = 0,031). Непараметарски Kruskal–Wallis тест је потврдио статистички значајну разлику (χ^2 = 4,61; p = 0,032).

Просечне вредности показују да ниво задовољства квалитетом услова живота не варира значајно између испитаника запослених у различитим секторима, иако су уочене мање разлике у средњим оценама. Испитаници из II сектора остварили су просечну оцену задовољства 2,87, док је у III сектору просек нешто виши (*Mean* = 3,00). У IV сектору просек је 2,86, а међу незапосленима 3,26. Пензионери имају просек 2,92, док испитаници без одговора показују виши ниво задовољства (*Mean* = 3,23). Тест хомогености варијанси (F = 1,382; p = 0,230) указује да су варијансе уједначене. Резултати једнофакторске анализе варијансе (F = 1,50; p = 0,189) показују да не постоји статистички значајна разлика у нивоу задовољства квалитетом услова живота у зависности од сектора запослености. Представљени резултат потврђен је и непараметарским Kruskal–Wallis тестом (χ^2 = 6,16; p = 0,291).

Када је реч о броју година рада на тренутном радном месту, резултати теста једнакости варијанси (F = 0,666; p = 0,573) указују да су варијансе уједначене. Једнофакторска анализа варијансе показала је **постојање статистички значајних разлика** у нивоу задовољства условима живота у односу на број година рада у предузећу (F = 4,32, p = 0,005). Робусни тестови Welch (p = 0,011) и Brown–Forsythe (p = 0,008) потврдили су значајност добијене разлике, док је и непараметарски Kruskal–Wallis тест потврдио резултат (χ^2 = 11,49, p = 0,009). Пост хок анализе указују на значајну разлику између групе са више од 20 година рада и групе ван радног односа (p < 0,05). Просечне вредности показују да је задовољство најниже код испитаника са више од 20 година рада (*Mean* = 2,70), а највише код оних ван радног односа (*Mean* = 3,19).

Резултати анализе одговора испитаника из **општине Угљевик** указују на постојање **статистички значајних разлика** у задовољству квалитетом услова живота у насељу у зависности од радног статуса испитаника (F = 9,126; p < 0,001). Најнижи нивои задовољства забележени су код незапослених испитаника (*Mean* = 2,55), док запослени исказују виши степен задовољства (*Mean* = 2,96), а највише вредности бележе пензионери (*Mean* = 3,09). Levene тест (F = 0,322; p = 0,724) потврђује да су варијансе између група уједначене, што омогућава поуздану примену ANOVA теста. Пост хок тестови показали су статистички значајне разлике између запослених и незапослених (p < 0,001) и између незапослених и пензионера (p = 0,005–0,009), док разлика између запослених и пензионера није статистички потврђена (p > 0,05). Непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 14,041; p = 0,001) потврђује да постоје значајне разлике у дистрибуцији задовољства међу групама, при чему незапослени показују најниже, а пензионери највише ранг-вредности.

У нивоу задовољства квалитетом услова живота у насељу у зависности од сектора запослености испитаника постоји **статистички значајна разлика** (F = 4,676; p < 0,001). Просечне вредности показују да најнижи ниво задовољства исказују незапослени испитаници (*Mean* = 2,54), док највише вредности бележе пензионери (*Mean* = 3,09) и испитаници запослени у II и IV сектору (*Mean* = 2,98). Испитаници из III сектора исказују нешто ниже вредности задовољства (*Mean* = 2,74). Levene тест (F = 0,238; p = 0,946) потврђује хомогеност варијанси између група, што омогућава примену параметарске ANOVA анализе. Пост хок тестови показују да су значајне разлике присутне између незапослених и запослених у секундарном (p = 0,001) и квартарном сектору (p = 0,001), као и између незапослених и пензионера (p = 0,018–0,032). Између осталих категорија није утврђена статистички значајна разлика (p > 0,05). Робусни тестови (*Welch* p = 0,005; *Brown–Forsythe* p < 0,001) потврђују стабилност резултата, а непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 18,729; p = 0,001) додатно потврђује постојање статистички значајних разлика између група. Средњи рангови показују да највише вредности имају пензионери (*Mean Rank* = 318,85), а најниже незапослени (*Mean Rank* = 201,20). Представљени резултати јасно указују да сектор запослености представља важан фактор у перцепцији задовољства животним условима.

Резултати анализе указују да постоје **статистички значајне разлике** у задовољству квалитетом услова живота код испитаника у зависности од дужине радног стажа на тренутном радном месту (F = 4,400; p = 0,005). Испитаници са најдужим стажом (више од 20 година) показују највише нивое задовољства (*Mean* = 3,05), док најниже вредности бележе лица ван радног односа (*Mean* = 2,72). Запослени са средњим стажом од 6 до 20 година такође исказују релативно више задовољство (*Mean* = 2,99), док су они са најкраћим стажом до пет година нешто испод тог нивоа (*Mean* = 2,85). Levene тест (p = 0,675) потврђује да не постоји значајна разлика у варијансама између група, што омогућава поуздану примену ANOVA анализе. Пост хок тестови показују да су значајне разлике присутне између испитаника ван радног односа и оних са 6–20 година радног стажа (p = 0,015–0,031), као и између испитаника ван радног односа и испитаника са више од 20 година радног стажа (p = 0,013–0,018). Између осталих категорија није утврђена статистички значајна разлика (p > 0,05). Робусни тестови (*Welch* p = 0,007; *Brown–Forsythe* p = 0,005) потврђују стабилност резултата, док непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 10,035; p = 0,018) додатно потврђује постојање статистички значајних разлика међу групама. Средњи рангови указују на исти образац: највише вредности бележе испитаници са више од 20 година стажа (*Mean Rank* = 301,37), а најниже испитаници ван радног односа (*Mean Rank* = 236,78). Представљени резултати показују да дужи радни стаж утиче на перцепцију квалитета услова живота, док је одсуство радног односа повезано са смањеним субјективним осећајем задовољства.

Резултати анализе одговора испитаника из **општине Станари** указују да испитаници према запослености имају различите просечне вредности задовољства (запослени 3,38, незапослени 3,30 и пензионери 3,83). Levene тест није показао неједнакост варијанси (F = 0,215; p = 0,806). Према резултатима ANOVA теста, утврђене су **статистички значајне разлике** између група (F = 3,554; p = 0,014). Kruskal–Wallis тест потврђује поменути резултат (χ^2 = 11,116; p = 0,011), при чему највише средње вредности бележе пензионери (*Mean Rank* = 263,53), затим запослени (*Mean Rank* = 203,25), док су најниже вредности присутне код незапослених (*Mean Rank* = 188,52).

Испитаници према сектору запослености такође перципирају различите просечне вредности задовољства (II сектор 3,42, III сектор 3,30, IV сектор 3,23, незапослени 3,30 и пензионери 3,83). Levene тест није показао неједнакост варијанси (F = 2,177; p = 0,056). Према резултатима ANOVA теста, утврђене су **статистички значајне разлике** између група (F = 3,529; p = 0,002). Kruskal–Wallis тест потврђује наведени резултат (χ^2 = 16,934; p = 0,005), при чему највише средње вредности бележе пензионери (*Mean Rank* = 243,59), док се најниже вредности јављају код испитаника запослених у IV сектору (*Mean Rank* = 169,89).

Испитаници према годинама рада на тренутном радном месту имају следеће просечне вредности задовољства: до 5 година 3,24, 6–20 година 3,35, више од 20 година 3,35 и ван радног односа 3,68. Levene тест није показао неједнакост варијанси (F = 1,004; p = 0,391). ANOVA тест је указао на постојање **статистички значајних разлика** између група (F = 4,572; p = 0,004), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,008; *Brown–Forsythe* p = 0,004). Према Tukey пост хок анализи, значајне разлике утврђене су између групе „ван радног односа“ и група „до 5 година“ (p = 0,003) и „6–20 година“ (p = 0,019). Kruskal–Wallis тест потврђује статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 14,165; p = 0,003), при чему највише средње вредности бележе испитаници ван радног односа (*Mean Rank* = 232,46), а најниже запослени до 5 година (*Mean Rank* = 174,38).

Укупно посматрано, резултати анализе у све три општине показују да су радни статус и дужина радног стажа међу најважнијим социо-економским обележјима која обликују субјективну процену задовољства квалитетом услова живота у насељу. Иако интензитет и смер уочених разлика нису у потпуности исти у Гацку, Угљевику и Станарима, у свим случајевима је потврђено да положај испитаника на тржишту рада има значајну улогу у формирању ставова о животним условима. При томе, у Угљевику и Станарима статистички значајан утицај показале су све посматране социо-економске карактеристике, односно радни статус, сектор запослености и дужина радног стажа, док су у Гацку значајним потврђени радни

статус и дужина радног стажа, али не и сектор запослености. То указује да задовољство квалитетом услова живота није искључиво одраз објективних просторних и еколошких околности, већ и социо-економске сигурности, стабилности радног положаја и дугорочне интегрисаности појединца у локалну заједницу.

8.1.3. Задовољство квалитетом услова живота у насељу према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава

Према одговорима испитаника из **општине Гацко**, а када је реч о величини домаћинства, резултати Levene теста ($F = 0,722$; $p = 0,486$) показују да су варијансе хомогене. Вредност ANOVA теста ($F = 0,776$; $p = 0,461$) указује да не постоји статистички значајна разлика у нивоу задовољства између различитих група домаћинстава. Наведени резултат потврђен је и робусним тестовима (*Welch* $p = 0,484$; *Brown–Forsythe* $p = 0,454$), који су показали сличне вредности и потврдили стабилност резултата. Средње вредности показују да испитаници из великих домаћинстава исказују нешто виши ниво задовољства (*Mean* = 2,96) у односу на средња (*Mean* = 2,87) и мала домаћинства (*Mean* = 2,85), али те разлике нису статистички значајне. Такође, Kruskal–Wallis тест као непараметарска провера ($\chi^2 = 2,053$; $p = 0,358$) није показао постојање значајних разлика у дистрибуцијама вредности између група, што додатно потврђује резултате добијене параметарским приступом.

Када је реч о типу домаћинства, резултати анализе указују да тип домаћинства нема статистички значајан утицај на ниво задовољства квалитетом услова живота. Levene тест ($F = 0,257$; $p = 0,774$) показује да су варијансе између група хомогене. Међутим, вредност ANOVA теста ($F = 0,868$; $p = 0,421$) није статистички значајна, што значи да не постоји разлика у просечним вредностима између група. Робусни тестови (*Welch* $p = 0,410$; *Brown–Forsyth:* $p = 0,411$) потврдили су резултат, што указује на стабилност резултата. Средње вредности показују да испитаници из малих домаћинстава са децом (*Mean* = 2,98) исказују нешто виши ниво задовољства у односу на оне из вишегенерацијских домаћинстава (*Mean* = 2,90) и малих домаћинстава без деце (*Mean* = 2,81), али ове разлике нису статистички значајне. Исто потврђује и Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 2,476$; $p = 0,290$), који није показао значајне разлике у дистрибуцијама оцена између група.

Анализа група према изворима прихода домаћинства указује да су варијансе између група уједначене ($F = 0,003$; $p = 0,958$), што оправдава примену t-теста за независне узорке. Резултати t-теста ($t = -1,375$; $p = 0,170$) нису показали статистички значајне разлике између група – испитаници који остварују приходе из непољопривредних делатности и они са другим изворима прихода имају приближно једнаке нивое задовољства условима живота. Просечне вредности показују да су испитаници са осталим изворима прихода незнатно задовољнији (*Mean* = 2,97) у односу на оне који приходе остварују из непољопривредних делатности (*Mean* = 2,86), али ова разлика није статистички значајна. Резултати Mann–Whitney U теста ($U = 15588,50$; $Z = -1,480$; $p = 0,139$) такође указују да не постоје значајне разлике у дистрибуцијама између две групе.

Број запослених чланова у домаћинству нема статистички значајан утицај на ниво задовољства квалитетом услова живота. Levene тест ($F = 4,360$; $p = 0,038$) указује на благи поремећај хомогености варијанси. Резултати ANOVA теста ($F = 0,280$; p = 0,597) нису показали статистички значајне разлике између група, а исти закључак потврђују и робусни тестови (*Welch* и *Brown–Forsythe,* $p = 0,607$). Просечне вредности показују да испитаници из домаћинстава у којима раде два или више чланова исказују нешто већи ниво задовољства (*Mean* = 2,93) у односу на оне у којима ради један члан (*Mean* = 2,88), али разлике нису статистички значајне, што је потврђено и Kruskal–Wallis тестом као непараметарском провером ($\chi^2 = 0,029$; $p = 0,865$).

Посматрајући ниво задовољства у вези са власништвом над поседом, резултати показују да не постоји статистички значајна разлика у задовољству између домаћинстава која живе на властитом поседу и оних која живе на туђем поседу ($t = 1,499$; $p = 0,135$). Тест

једнакости варијанси (F = 0,447; p = 0,504) указује да су варијансе приближно једнаке, што потврђује исправност примене t-теста. Домаћинства која живе на властитом поседу имају нешто виши ниво задовољства (*Mean* = 2,92) у односу на домаћинства која не поседују своју некретнину (*Mean* = 2,71), али та разлика није статистички значајна. Резултати непараметарског Mann–Whitney теста (U = 5202,000; Z = -1,331; p = 0,183) потврђују исту тенденцију да расподела вредности задовољства не варира значајно у зависности од власништва над поседом.

Испитаници који имају велике поседе исказали су нешто више просечно задовољство (*Mean* = 3,01), док су најниже вредности добијене код испитаника са малим поседом (*Mean* = 2,88). Резултати Levene теста (F = 0,379; p = 0,768) показују да је претпоставка хомогености варијанси испуњена. Према резултатима једнофакторске ANOVA анализе (F = 0,387; p = 0,763), разлике у просечним вредностима задовољства између испитаника који поседују различиту величину поседа нису статистички значајне. Представљени резултат потврђују и робусни тестови (*Welch* и *Brown–Forsythe*), који указују на исту тенденцију (p > 0,05). Непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 0,713; p = 0,870) потврђује да не постоји статистички значајна разлика у ранг-вредностима између група. Средње ранг-вредности највише су код испитаника са великим поседом (*Mean Rank* = 206,73). Међутим, представљена разлика није статистички значајна.

Просечне вредности показују да испитаници чији је посед предвиђен за експропријацију (*Mean* = 2,68), као и они који су неинформисани или нису одговорили (*Mean* = 2,67) исказују нижи ниво задовољства условима живота у поређењу са испитаницима чији посед није предвиђен за експропријацију (*Mean* = 3,02). Разлика је приметна и у ранг-вредностима, јер највиши ранг припада другој групи (212,47), што указује на већу перцепцију задовољства у домаћинствима која нису у зони експропријације. Резултати Levene теста (F = 3,939; p = 0,020) указују на статистички значајну разлику у варијансама између група, због чега је неопходно размотрити и робусне тестове. ANOVA анализа (F = 10,169; p < 0,001) и робусни тестови (*Welch, Brown–Forsythe*) **потврђују постојање статистички значајних разлика** у нивоу задовољства између група. Пост хок анализе показују да је разлика статистички значајна између испитаника чији посед није предвиђен за експропријацију и оних који су неинформисани или нису одговорили (p < 0,001). Разлика између група чији је „посед предвиђен за експропријацију“ и „није предвиђен за експропријацију“ није статистички значајна (p > 0,05). Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 17,273; p < 0,001) додатно потврђује да постоји статистички значајна разлика у расподели вредности између три групе, што значи да је тренд јасан и код непараметарског теста.

Просечне вредности показују да испитаници који живе у становима исказују највише задовољство условима живота (*Mean* = 2,95), нешто више него они који живе у кућама (*Mean* = 2,88) или који немају власништво над објектом становања (*Mean* = 2,80). Ипак, разлике су веома мале и статистички нису значајне. Резултати Levene теста (F = 0,966; p = 0,382) показују да је хомогеност варијанси испуњена. Према резултатима једнофакторске ANOVA анализе (F = 0,498; p = 0,608), не постоји статистички значајна разлика у нивоу задовољства условима живота између група које се разликују по облику власништва над стамбеним објектом. Робусни тестови (*Welch* и *Brown–Forsythe*) потврђују исти резултат (p > 0,05), као и непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 1,399; p = 0,497), који показује да рангови између група не одступају значајно.

Када се посматра старост стамбеног објекта, просечне вредности задовољства условима живота су веома сличне у свим групама, у распону од 2,85 до 2,92. Најниже просечно задовољство бележи се код испитаника који живе у објектима изграђеним до 1970. године (*Mean* = 2,85), а нешто више код објеката новије градње, али без статистички значајних разлика. Резултат Levene теста (F = 1,420; p = 0,237) указује на једнаке варијансе међу групама. Према резултатима ANOVA анализе (F = 0,109; p = 0,955), као и робусних тестова Welch и Brown–Forsythe (p > 0,90), нема статистички значајних разлика у просечним вредностима

задовољства у односу на старост објекта. Исто потврђује и непараметарски Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 0{,}516$; $p = 0{,}915$).

Анализа варијабле „спратност објекта становања“ показује да су просечне вредности задовољства условима живота приближно исте у све три групе (од 2,86 до 2,95), што указује на веома мале разлике у перцепцији. Испитаници који живе у објектима средње спратности исказују нешто више задовољство (*Mean* = 2,95), али без статистички значајних разлика. Према резултатима Levene теста ($F = 0{,}470$; $p = 0{,}625$), варијансе између група су хомогене, па је примена ANOVA теста оправдана. Резултат ANOVA анализе ($F = 0{,}355$; $p = 0{,}702$) указује да не постоји статистички значајна разлика у нивоу задовољства између категорија спратности стамбених објеката. Ово потврђују и робусни тестови Welch и Brown–Forsythe ($p = 0{,}685$), као и непараметарски Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 1{,}253$; $p = 0{,}534$).

Највише просечно задовољство исказали су испитаници који су навели да њихов објекат није предвиђен за експропријацију (*Mean* = 3,01), док су најниже вредности забележене код оних који су дали одговор „не знам“ (*Mean* = 2,69) и „да“ (*Mean* = 2,70). Према резултатима Levene теста ($F = 2{,}713$; $p = 0{,}045$), утврђена је нехомогеност варијанси, због чега је потребно додатно проверити резултате помоћу робусних тестова и непараметарске анализе. Резултати ANOVA анализе ($F = 5{,}744$; $p = 0{,}001$) указују **на постојање статистички значајних разлика** у нивоу задовољства у односу на статус објекта, што потврђују и робусни тестови Welch ($p = 0{,}011$) и Brown–Forsythe ($p = 0{,}004$). Пост хок анализа показала је да је разлика статистички значајна између испитаника који су дали одговор „не“ и оних који су одговорили „не знам“ ($p < 0{,}001$), при чему прва група има виши ниво задовољства. Резултати Kruskal–Wallis теста ($\chi^2 = 15{,}841$; $p = 0{,}001$) такође потврђују ове резултате.

Према одговорима испитаника из **општине Угљевик** величина домаћинства не представља фактор који значајно утиче на перцепцију задовољства квалитетом услова живота у насељу. Према добијеним вредностима, разлике између малих, средњих и великих домаћинстава нису статистички значајне ($F = 0{,}883$; $p = 0{,}414$). Просечне вредности показују да су највише задовољни испитаници из средњих домаћинстава (*Mean* = 2,96), нешто ниже вредности бележе се код великих (*Mean* = 2,91), док најниже задовољство показују испитаници из малих домаћинстава (*Mean* = 2,85). Levene тест ($F = 1{,}027$; $p = 0{,}359$) потврђује да нема разлика у варијансама између група, чиме је примена параметарске ANOVA анализе оправдана. Робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}424$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}427$) такође нису показали статистички значајне разлике. Сличан резултат потврђује и непараметарски Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 1{,}537$; $p = 0{,}464$), указујући на то да се ниво задовољства животним условима не разликује значајно у односу на величину домаћинства. Просечни рангови показују минималне разлике, тачније, највише вредности имају средња домаћинства (*Mean Rank* = 287,82), док су мала и велика домаћинства на сличном нивоу (*Mean Rank* = 266,77 и 273,62).

У нивоима задовољства квалитетом услова живота у насељу у односу на тип домаћинства постоје **статистички значајне разлике** ($F = 3{,}145$; $p = 0{,}044$). Највише просечне вредности задовољства бележе мала домаћинства са децом (*Mean* = 3,05), затим вишегенерацијска домаћинства (*Mean* = 2,92), док су најниже вредности забележене код малих домаћинстава без деце (*Mean* = 2,78). Levene тест ($F = 1{,}257$; $p = 0{,}285$) показује да не постоје разлике у варијансама између група, што омогућава примену параметарске ANOVA анализе. Робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}037$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}040$) потврђују постојање значајних разлика међу групама, а пост хок тестови указују да је значајна разлика утврђена између малих домаћинстава без деце и малих домаћинстава са децом ($p = 0{,}035$–$0{,}037$). Између вишегенерацијских и осталих типова домаћинстава није утврђена статистички значајна разлика ($p > 0{,}05$). Непараметарски Kruskal–Wallis тест додатно потврђује наведене резултате ($\chi^2 = 6{,}346$; $p = 0{,}042$). Средњи рангови показују исти тренд – највише вредности бележе домаћинства са децом (*Mean Rank* = 311,69), затим вишегенерацијска (*Mean Rank* = 273,81), а најниже домаћинства без деце (*Mean Rank* = 255,58).

Ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу показује **статистички значајне разлике** у зависности од извора прихода ($F = 4{,}812$; $p = 0{,}008$). Највише вредности бележе

испитаници чија домаћинства остварују непољопривредне приходе (*Mean* = 2,99), док су најниже оцене дали испитаници из домаћинстава са доминантно пољопривредним изворима прихода (*Mean* = 2,71). Домаћинства са другим или комбинованим изворима прихода налазе се између ове две групе (*Mean* = 2,84). Према резултатима Levene теста (F = 2,411; p = 0,091), варијансе међу групама су уједначене, што омогућава поуздану примену ANOVA анализе. Значајност добијених разлика потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,020; *Brown–Forsythe* p = 0,023). Према Tukey тесту, утврђена је значајна разлика између домаћинстава са непољопривредним и пољопривредним приходима (p = 0,025), док међу осталим групама није уочена статистичка значајност (p > 0,05). Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 9,086; p = 0,011) потврђују наведени образац. Највиши ранг задовољства остварују испитаници из домаћинстава са непољопривредним приходима (*Mean Rank* = 293,99), док најниже вредности имају испитаници који имају извор прихода из пољопривреде (*Mean Rank* = 236,59).

У зависности од броја запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани, нису утврђене статистички значајне разлике у нивоу задовољства квалитетом услова живота у насељу (F = 0,542; p = 0,582). Средње вредности задовољства готово су идентичне између група: домаћинства без запослених у руднику и термоелектрани 2,89, домаћинства у којима ради један члан 2,95 и домаћинства са два или више запослених у руднику и термоелектрани 2,96. Levene тест (F = 0,408; p = 0,665) указује на уједначеност варијанси, што потврђује поузданост параметарске анализе. Додатно, робусни тестови (*Welch* p = 0,579; *Brown–Forsythe* p = 0,573) нису показали статистички значајне разлике међу групама. Непараметарски Kruskal–Wallis тест потврђује исти образац (χ^2 = 0,529; p = 0,767). Средњи рангови указују да је ниво задовољства нешто виши у домаћинствима са два или више запослених (*Mean Rank* = 286,48) у односу на домаћинства без запослених (*Mean Rank* = 274,15), али разлике нису статистички значајне.

Према власништву над поседом становања, нису утврђене статистички значајне разлике у нивоу задовољства квалитетом услова живота у насељу (t = -0,111; p = 0,912). Испитаници који живе на сопственом поседу (*Mean* = 2,92) и они који станују на туђем поседу (*Mean* = 2,94) показују готово исте нивое задовољства. Levene тест (F = 0,119; p = 0,731) потврђује хомогеност варијанси, што оправдава примену параметарског теста. Поред тога, непараметарски Mann–Whitney U тест (U = 13,599; Z = -0,542; p = 0,588) потврђује да разлике између две групе нису статистички значајне. Средњи рангови указују на незнатно више вредности задовољства код испитаника који не живе на сопственом поседу (*Mean Rank* = 289,42) у односу на испитанике који су власници поседа (*Mean Rank* = 277,25), али ова разлика није статистички значајна.

Према величини поседа на којем испитаници станују (мали поседи до 500 m, средњи поседи 501–5 000 m и велики поседи > 5 000 m), уочавају се **статистички значајне разлике** у нивоу задовољства квалитетом услова живота у насељу (F = 3,885; p = 0,009). Средње вредности показују да су највише нивое задовољства изразили испитаници који живе на малим (*Mean* = 2,99) и средњим поседима (*Mean* = 2,99), док нешто нижи ниво задовољства бележе они који живе на великим поседима (*Mean* = 2,75). Levene тест (F = 0,417; p = 0,741) указује на хомогеност варијанси, што омогућава примену параметарског теста. Робусни тестови (*Welch* p = 0,012; *Brown-Forsythe* p = 0,010) потврђују стабилност резултата. Према Tukey и Games–Howell тестовима, разлике су значајне између група „велики посед“ и осталих категорија (p < 0,05), при чему испитаници са већим поседима показују нижи ниво задовољства у односу на оне који поседују мање или средње поседе. Непараметарски Kruskal–Wallis тест додатно потврђује статистички значајну разлику (χ^2 = 8,173; p = 0,043), при чему рангови показују да највише вредности бележе испитаници са малим поседима (*Mean Rank* = 295,35), затим са средњим (289,76), док најниже рангове имају испитаници са великим поседима (244,86).

Задовољство условима живота значајно се разликује између испитаника према статусу поседа у односу на експропријацију. Најнижи ниво задовољства исказују домаћинства чији је посед предвиђен за експропријацију (*Mean* = 2,50), док нешто више вредности бележе неинформисани испитаници (*Mean* = 2,55). Највиши степен задовољства забележен је код испитаника чији посед није обухваћен планом експропријације (*Mean* = 3,00). Резултати

ANOVA анализе (F = 17,385; p < 0,001) указују на **статистички значајне разлике** у нивоу задовољства између ових група. Према пост хок Tukey тесту, најизраженије разлике јављају се између испитаника чији је посед предвиђен за експропријацију и оних чији није, као и између неинформисаних испитаника и испитаника који су власници поседа који нису предвиђени за експропријацију. Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 25,459; p < 0,001) потврђује стабилност ових резултата и на непараметарском нивоу.

Задовољство условима живота показује **статистички значајне разлике** између испитаника у односу на власништво над стамбеним објектом. Највише вредности бележе испитаници који поседују стан (*Mean* = 3,09), док нешто ниже нивое задовољства исказују они који живе у кућама (*Mean* = 2,88). Најнижи просек забележен је код испитаника без власништва над стамбеним објектом (*Mean* = 2,84). Резултати ANOVA теста (F = 4,512; p = 0,011) указују на постојање статистички значајних разлика у нивоу задовољства између група. Пост хок Tukey тест показује да је разлика статистички значајна између власника станова и оних који живе у кућама (p = 0,010), при чему власници станова показују већи степен задовољства условима живота. Непараметарски Kruskal–Wallis тест такође потврђује постојање статистички значајних разлика (χ^2 = 7,176; p = 0,028).

Када се посматра старост стамбених објеката испитаника, уочава се да постоји **статистички значајна разлика** у нивоу задовољства квалитетом услова живота у насељу (F = 8,972; p < 0,001). Разлике су додатно потврђене робусним тестовима (*Welch* p < 0,001; *Brown–Forsythe* p < 0,001), као и непараметарским тестом (χ^2 = 24,447; p < 0,001). Испитаници који живе у објектима изграђеним пре 1970. године показују најнижи ниво задовољства (*Mean* = 2,51), а највише вредности бележе испитаници који живе у објектима изграђеним након 1990. године (*Mean* = 3,08 за период 1991–2010. и *Mean* = 3,07 након 2011. године). Према резултатима Tukey теста, статистички значајне разлике утврђене су између објеката изграђених пре 1970. и оних из периода 1991–2010. године (p = 0,001), између објеката изграђених пре 1970. и након 2011. године (p = 0,003), као и између периода 1971–1990. и 1991–2010. године (p = 0,001). Games–Howell тест потврђује исте односе, што указује на стабилност резултата. Уопштено посматрано, задовољство условима живота је веће код испитаника који станују у новијим објектима.

Средње вредности указују да испитаници који живе у објектима високе спратности исказују нешто већи ниво задовољства (*Mean* = 3,13) у односу на оне који живе у објектима ниске (*Mean* = 2,90) и средње спратности (*Mean* = 2,94). Иако је Levene тест показао хомогеност варијанси (F = 0,760; p = 0,468), параметарски ANOVA тест није показао значајне разлике између група (p > 0,05), као ни робусни тестови Welch (p = 0,067) и Brown–Forsythe (p = 0,067). Пост хок тестови потврђују да се највећа разлика уочава између објеката високе и ниске спратности, али она није статистички значајна (p = 0,068 и p = 0,055). Насупрот томе, непараметарски Kruskal–Wallis тест указује на статистички значајну разлику у расподели вредности задовољства (χ^2 = 6,469; p = 0,039). У целини, резултати указују на ограничене и делимично конзистентне доказе о разликама у задовољству у односу на спратност објекта, при чему су уочене више вредности код испитаника који живе у објектима високе спратности.

У зависности од статуса стамбеног објекта испитаника у односу на експропријацију, ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу код испитаника значајно варира. Средње вредности показују да најниже задовољство исказују испитаници који живе у објектима предвиђеним за експропријацију (*Mean* = 2,51) и они који нису информисани о статусу експропријације (*Mean* = 2,46), док највише задовољство бележе власници објеката који нису предвиђени за експропријацију (*Mean* = 3,00). Параметарски ANOVA тест указује на постојање **статистички значајних разлика** између група (F = 14,234; p < 0,001), што је потврђено и робусним тестовима Welch (p = 0,002) и Brown–Forsythe (p = 0,000). Пост хок анализе показују да су значајне разлике присутне између категорија „да“ и „не“, као и између категорија „не“ и „не знам“. Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста додатно потврђују статистички значајну разлику (χ^2 = 29,536; p < 0,001).

Одговори испитаника из **општине Станари** показују да се њихов ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу разликује у зависности од величине домаћинства, при чему највише задовољство исказују чланови малих домаћинстава (*Mean* = 3,64), нешто ниже чланови средњих домаћинстава (*Mean* = 3,48), а најниже чланови великих домаћинстава (*Mean* = 3,19). Levene тест није показао неједнакост варијанси (F = 0,881; p = 0,415). ANOVA тест указује на **статистички значајне разлике** између група (F = 8,260; p < 0,001), што потврђују и робусни тестови Welch (p = 0,001) и Brown–Forsythe (p < 0,001). Према Tukey пост хок анализи, значајне разлике утврђене су између великих и малих домаћинстава (p = 0,001), као и између великих и средњих домаћинстава (p = 0,005). Kruskal–Wallis тест потврђује постојање статистички значајних разлика (χ^2 = 16,657; p < 0,001), при чему највише средње вредности бележе испитаници из малих домаћинстава (*Mean Rank* = 240,28), а најниже испитаници из великих домаћинстава (*Mean Rank* = 176,16).

У односу на тип домаћинства, уочава се да највиши ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу исказују испитаници из малих домаћинстава без деце (*Mean* = 3,69), док су нешто ниже просечне вредности забележене код малих домаћинстава са децом (*Mean* = 3,38) и вишегенерацијских домаћинстава (*Mean* = 3,35). Levene тест није показао неједнакост варијанси (F = 0,495; p = 0,610). ANOVA тест указује на **статистички значајне разлике** између група (F = 3,563; p = 0,029), што потврђују и робусни тестови Welch (p = 0,036) и Brown–Forsythe (p = 0,028). Према Tukey пост хок анализи, значајна разлика утврђена је између малих домаћинстава без деце и вишегенерацијских домаћинстава (p = 0,023). Kruskal–Wallis тест потврђује статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 6,809; p = 0,033), при чему највише средње вредности бележе мала домаћинства без деце (*Mean Rank* = 237,25), а најниже вишегенерацијска домаћинства (*Mean Rank* = 194,02).

Према изворима прихода домаћинства, уочава се да највиши ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу исказују испитаници са другим или комбинованим приходима (*Mean* = 3,47), затим они са непољопривредним приходима (*Mean* = 3,39), док су нешто ниже просечне вредности забележене код испитаника чији су приходи засновани превасходно на пољопривредној делатности (*Mean* = 3,27). Levene тест није показао неједнакост варијанси (F = 1,720; p = 0,180). ANOVA тест није утврдио статистички значајне разлике између група (F = 0,843; p = 0,431), што потврђују и робусни тестови Welch (p = 0,477) и Brown–Forsythe (p = 0,461). Kruskal–Wallis тест такође није показао статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 2,329; p = 0,312).

У односу на број запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани, уочава се да највиши ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу исказују испитаници из домаћинстава без запослених (*Mean* = 3,47), као и из домаћинстава са два или више запослених чланова (*Mean* = 3,45), док су нешто ниже просечне вредности забележене код домаћинстава у којима је запослен један члан (*Mean* = 3,27). Levene тест указује на неједнакост варијанси (F = 3,891; p = 0,021). ANOVA тест није показао статистички значајне разлике између група (F = 2,263; p = 0,105), што потврђују и робусни тестови Welch (p = 0,092) и Brown–Forsythe (p = 0,103). Kruskal–Wallis тест такође није утврдио статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 4,897; p = 0,086). Ипак, највише средње вредности бележе домаћинства у којима нема запослених чланова у руднику и термоелектрани (*Mean Rank* = 210,08), док су нешто ниже вредности код домаћинстава са једним запосленим чланом (*Mean Rank* = 183,56).

У односу на власништво над поседом становања, уочава се да испитаници који станују на властитом поседу исказују нешто виши ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу (*Mean* = 3,44) у поређењу са онима који не станују на властитом поседу (*Mean* = 3,23). Levene тест није показао статистички значајну неједнакост варијанси (F = 1,352; p = 0,246). Према резултатима t-теста, разлика у просечним вредностима није статистички значајна (t = 1,732; p = 0,084), мада је на граници статистичке значајности. Mann–Whitney U тест потврђује да разлика у расподели одговора није статистички значајна (U = 9236,000; Z = -1,866; p = 0,062).

У односу на величину поседа становања, највиши ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу исказују испитаници који станују на малом поседу (до 500 m²; *Mean* = 3,85),

док су нешто ниже просечне вредности забележене код испитаника који живе на средњем (501–5 000 m²; *Mean* = 3,39) и великом поседу (> 5000 m²; *Mean* = 3,30), као и код испитаника без одговора (*Mean* = 3,40). Levene тест указује на граничну неједнакост варијанси (F = 2,625; p = 0,050). ANOVA тест показује постојање **статистички значајних разлика** између група (F = 3,347; p = 0,019), што делимично потврђује и Brown–Forsythe тест (p = 0,030), док Welch тест показује граничну вредност (p = 0,061). Према Tukey пост хок тесту, статистички значајне разлике утврђене су између испитаника који станују на малом поседу и свих осталих категорија: на средњем поседу (p = 0,037), великом поседу (p = 0,009) и групе без одговора (p = 0,045). Kruskal–Wallis тест потврђује статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 9,598; p = 0,022). Највише средње вредности бележе испитаници који живе на малим поседима (*Mean Rank* = 263,06), док најниже вредности имају испитаници који живе на великим поседима (*Mean Rank* = 189,57).

У односу на предвиђеност поседа за експропријацију, уочава се да испитаници чији је посед предвиђен за експропријацију (*Mean* = 3,48) и они чији посед није предвиђен за експропријацију (*Mean* = 3,46) исказују веома сличан ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу, док нешто ниже просечне вредности бележе неинформисани испитаници, односно они без одговора (*Mean* = 3,32). Levene тест није показао неједнакост варијанси (F = 2,409; p = 0,091). ANOVA тест није утврдио статистички значајне разлике између група (F = 1,147; p = 0,319), што потврђују и робусни тестови Welch (p = 0,313) и Brown–Forsythe (p = 0,188). Kruskal–Wallis тест такође није показао статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 1,342; p = 0,511).

У односу на тип власништва над објектом становања, највиши ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу исказују испитаници који живе у сопственом стану (*Mean* = 3,97), док су нешто ниже просечне вредности забележене код испитаника који живе у сопственој кући (*Mean* = 3,38) и код оних без власништва над стамбеним објектом (*Mean* = 3,28). Levene тест није показао неједнакост варијанси (F = 0,510; p = 0,601). ANOVA тест указује на **статистички значајне разлике** између група (F = 5,543; p = 0,004), што потврђују и робусни тестови Welch (p = 0,004) и Brown–Forsythe (p = 0,003). Према Tukey пост хок тесту, статистички значајне разлике утврђене су између испитаника који живе у становима и оних који живе у кућама (p = 0,005), као и између испитаника који живе у становима и оних без власништва (p = 0,005). Kruskal–Wallis тест потврђује статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 9,653; p = 0,008).

Према старости стамбеног објекта испитаника, а у односу на задовољство квалитетом услова живота у насељу, просечне вредности указују да испитаници који станују у објектима изграђеним до 1970. године исказују најнижи ниво задовољства (*Mean* = 3,38) и у објектима изграђеним у периоду 1971–1990. године (*Mean* = 3,39), а у објектима између 1991. и 2010. године нешто виши ниво (*Mean* = 3,44), док највише просечне вредности бележе они који станују у објектима изграђеним након 2011. године (*Mean* = 3,52). Levene тест није показао неједнакост варијанси (F = 0,412; p = 0,744). ANOVA тест није утврдио статистички значајне разлике између група (F = 0,419; p = 0,739), што потврђују и робусни тестови Welch (p = 0,741) и Brown–Forsythe (p = 0,733). Kruskal–Wallis тест такође није показао статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 1,420; p = 0,701).

Према спратности стамбеног објекта испитаника, а у односу на задовољство квалитетом услова живота у насељу, просечне вредности показују да испитаници који живе у објектима ниске спратности исказују нешто нижи ниво задовољства (*Mean* = 3,38), у објектима средње спратности нешто виши (*Mean* = 3,50), док највише вредности бележе они који станују у објектима високе спратности (*Mean* = 3,60). Levene тест није показао неједнакост варијанси (F = 0,233; p = 0,792). ANOVA тест није утврдио статистички значајне разлике између група (F = 0,858; p = 0,437), што потврђују и робусни тестови Welch (p = 0,437) и Brown–Forsythe (p = 0,445). Kruskal–Wallis тест такође није показао статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 1,366; p = 0,505).

Према предвиђености стамбеног објекта за експропријацију, а у односу на задовољство квалитетом услова живота у насељу, просечне вредности показују да најнижи ниво задовољства исказују испитаници који нису информисани (*Mean* = 3,33), нешто виши испитаници чији објекат није предвиђен за експропријацију (*Mean* = 3,44), док су приближне вредности забележене код испитаника чији је објекат предвиђен за експропријацију (*Mean* = 3,41). Највише вредности бележе испитаници који нису дали одговор (*Mean* = 3,74). Levene тест није показао неједнакост варијанси (F = 1,949; p = 0,121). ANOVA тест није утврдио статистички значајне разлике између група (F = 0,933; p = 0,425), што потврђују и робусни тестови Welch (p = 0,419) и Brown–Forsythe (p = 0,276). Kruskal–Wallis тест такође није показао статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 1,731; p = 0,630).

На основу добијених резултата може се закључити да однос између задовољства квалитетом услова живота у насељу и социо-економских и стамбених карактеристика домаћинстава није истоветан у све три посматране општине. Иако су анализиране бројне карактеристике домаћинстава, статистички значајне разлике потврђене су само код појединих варијабли и у појединим општинама. Посматрано према бројности варијабли код којих је доказана статистички значајна разлика, највећи број таквих варијабли забележен је у општини Угљевик, затим у општини Станари, док је најмањи број утврђен у општини Гацко. То указује да перцепција квалитета услова живота није одређена јединственим обрасцем, већ зависи од специфичних друштвено-економских, просторних и развојних околности сваке општине, као и од интензитета и непосредности утицаја рударских активности. Сходно томе, добијени резултати упућују на закључак да субјективна процена услова живота произилази не само из обележја самог домаћинства, већ и из ширег локалног амбијента у којем оно функционише.

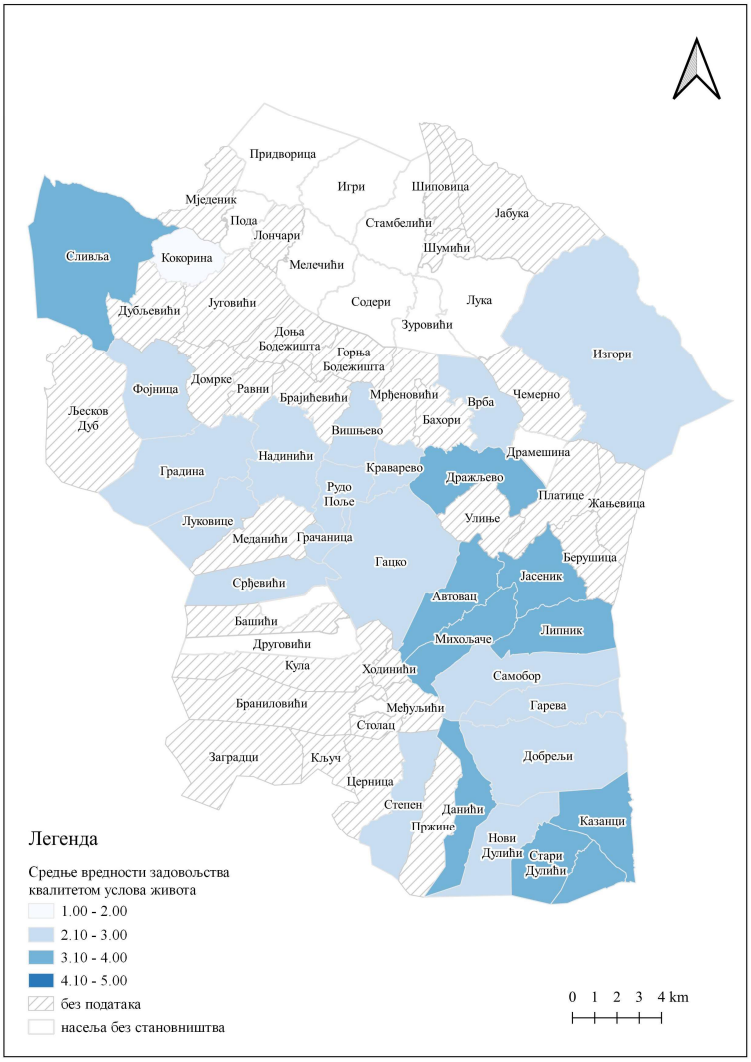
8.1.4. Задовољство квалитетом услова живота у насељу према карактеристикама насеља и дужини становања испитаника у насељу

Анализа разлика у нивоу задовољства квалитетом услова живота, између испитаника из појединачних насеља **општине Гацко**, указује на то да не постоје статистички значајне разлике у средњим вредностима индекса између насеља. Добијена вредност Levene теста (F = 1,203; p = 0,248) указује да је испуњен услов хомогености неопходан за примену параметарског теста. Резултати ANOVA теста (F = 0,869; p = 0,658) показују да не постоје статистички значајне разлике у средњим вредностима индекса између насеља општине Гацко. Резултати Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 25,135; p = 0,567) потврђују да разлике у расподели резултата између насеља нису статистички значајне. Највише средње вредности задовољства условима живота забележене су у насељима Јасеник (*Mean* = 3,80), Дражљево (*Mean* = 3,70), Липник (*Mean* = 3,50) и Вратковићи (*Mean* = 3,40), која се налазе у југоисточном и источном делу општине Гацко. Супротно томе, најниже средње вредности уочене су у насељима Кокорина (*Mean* = 1,90), Вишњево (*Mean* = 2,10), Краварево (*Mean* = 2,20) и Срђевићи (*Mean* = 2,23) (Слика 61).

Задовољство квалитетом услова живота у насељима статистички се не разликује у зависности од тога да ли је насеље обухваћено површинском експлоатацијом угља. Просечне вредности су готово идентичне (*Mean* = 2,91; *Mean* = 2,90). Пошто је Levene тест показао да претпоставка о хомогености варијанси није испуњена (F = 8,23; p = 0,004), тумачење је засновано на резултату независног t-теста за неједнаке варијансе, који није показао статистички значајну разлику (t = 0,09; p = 0,927). Резултати непараметарског Mann–Whitney U теста указују на исти закључак (U = 13680,00; Z = -0,75; p = 0,454), што потврђује да становници насеља обухваћених и необухваћених површинском експлоатацијом угља у просеку исказују веома сличан ниво задовољства квалитетом услова живота.

Нивои задовољства квалитетом услова живота у насељу у односу на степен обухваћености насеља експлоатацијом, не показују статистички значајне разлике. Средње вредности врло су сличне у три од четири групе: испитаници из насеља која нису обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 2,91) и из насеља обухваћених у распону 21–30% (*Mean* = 2,91) исказују готово идентичан ниво задовољства, док је у насељима са највишим степеном

обухваћености (> 40%) задовољство незнатно ниже (*Mean* = 2,83). Најнижи просечни ниво задовољства бележи се у насељима која су обухваћена експлоатацијом у мањем обиму (< 10%; *Mean* = 2,38), али без статистичке значајности. Levene тест хомогености варијанси указује да је претпоставка о једнакости варијанси нарушена ($F = 3{,}04$; $p = 0{,}029$). ANOVA тест не указује на постојање значајних разлика између група ($F = 1{,}00$; $p = 0{,}391$), што потврђују и робусни Welch и Brown–Forsythe тестови ($p = 0{,}268$–$0{,}347$). Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста такође указују да нема значајне разлике у расподели нивоа задовољства између група ($\chi^2 = 4{,}24$; $p = 0{,}237$). Резултати указују на то да, упркос мањим разликама, степен обухваћености насеља површинском експлоатацијом угља није повезан са нивоима субјективног задовољства квалитетом услова живота у насељима.



Слика 61. Средње вредности задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Гацко)

Задовољство квалитетом услова живота не разликује се статистички значајно између испитаника из насеља која ће бити обухваћена будућом експлоатацијом угља и оних која неће бити обухваћена. Средње вредности показују да испитаници из насеља која неће бити обухваћена експлоатацијом бележе незнатно нижи ниво задовољства (*Mean* = 2,86) у односу на испитанике из насеља која ће бити обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 2,91), али ова разлика није статистички значајна. Levene тест хомогености варијанси указује да је претпоставка о једнакости варијанси нарушена ($F = 6{,}20$; $p = 0{,}013$), те се резултати ANOVA теста тумаче уз ослонац на робусне тестове и непараметарску анализу. ANOVA анализа не показује постојање статистички значајне разлике између група ($F = 0{,}14$; $p = 0{,}710$), што

потврђују и робусни Welch и Brown–Forsythe тестови (p = 0,765). Резултати непараметарског Mann–Whitney U теста додатно потврђују да нема значајне разлике у расподели вредности задовољства између две групе (U = 13680; Z = -0,749; p = 0,454), што указује да се субјективни ниво задовољства квалитетом услова живота не разликује значајно између насеља која ће у будућности бити обухваћена површинском експлоатацијом угља и оних која неће.

У односу на степен будуће обухваћености насеља површинским копом задовољство квалитетом услова живота такође се не разликује статистички значајно. Средње вредности указују да се ниво задовољства креће у уском интервалу: од нешто нижих вредности у насељима која ће бити обухваћена у обиму 10–20% (*Mean* = 2,57) до нешто виших у насељима са обухваћеношћу 31–40% (*Mean* = 2,96) и 41–50% (*Mean* = 2,91). У насељима која неће бити обухваћена површинским копом просечан ниво задовољства износи 2,86, док категорија „биће обухваћено < 10%“ бележи највишу вредност (*Mean* = 3,50), али се она заснива на само једном испитанику и стога није поуздана за тумачење. Levene тест хомогености варијанси указује да претпоставка о једнакости варијанси није нарушена (F = 1,98; p = 0,080). Ипак, једнофакторска ANOVA анализа не показује постојање статистички значајних разлика између група (F = 0,59; p = 0,740). Због постојања категорије са само једним случајем, робусни Welch и Brown–Forsythe тестови нису могли бити израчунати. Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста додатно потврђују да не постоје значајне разлике у расподели вредности задовољства између посматраних група (χ^2 = 5,63; p = 0,466). Ови резултати указују да различити степен будуће обухваћености насеља површинским копом нису повезани са нивоима субјективног задовољства квалитетом услова живота.

Ниво задовољства условима живота не разликује се статистички значајно ни у зависности од растојања насеља од површинског копа. Средње вредности показују да испитаници који живе у насељима најближим копу (0–1 000 m) исказују просечно задовољство 2,91, што је врло слично вредностима у насељима удаљеним више од 2 001 m (*Mean* = 2,89). Најнижи просечни ниво задовољства евидентиран је у насељима на средњем растојању (1 001–2 000 m; *Mean* = 2,53), али ова група обухвата само три испитаника, па се ови резултати морају тумачити са опрезом. Levene тест указује да је претпоставка о хомогености варијанси нарушена (F = 4,13; p = 0,017), због чега се узимају у обзир робусни тестови и непараметарске анализе. ANOVA тест не показује постојање статистички значајних разлика између група (F = 0,40; p = 0,674), што потврђују и Welch и Brown–Forsythe тестови (p = 0,725; p = 0,709). Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста такође указују да нема статистички значајне разлике у расподели вредности задовољства између испитаника на посматраним растојањима њихових насеља (χ^2 = 2,03; p = 0,362). Наведени резултати указују на то да, упркос благим варијацијама, удаљеност насеља од површинског копа није повезана са јасно диференцираним нивоима субјективног задовољства условима живота у насељу.

Када је реч о броју година становања у насељу, средње вредности показују да су испитаници који у насељу живе 16–30 година (*Mean* = 2,99) исказали највише просечно задовољство условима живота, док су нешто ниже вредности забележене код група које живе до 15 година (*Mean* = 2,77) и више од 50 година (*Mean* = 2,80). Група која живи 31–50 година (*Mean* = 2,89) има вредност блиску укупном просеку (*Mean* = 2,90). Наведени резултати указују на релативно уједначене оцене задовољства, без изражених одступања између категорија. Levene тест показао је да нема статистички значајних разлика у варијансама између група (F = 0,078; p = 0,972), што значи да је услов хомогености варијанси испуњен. Резултати једнофакторске анализе варијансе показали су да не постоје статистички значајне разлике у просечној оцени задовољства условима живота између група различите дужине становања (F = 1,229; p = 0,299). Другим речима, трајање боравка у месту становања нема значајан утицај на перцепцију услова живота. Да би се проверила стабилност резултата у условима неједнаких величина група, примењени су Welch и Brown–Forsythe тестови. Оба теста потврђују резултат ANOVA теста (p = 0,331 и p = 0,308), што додатно указује да су средње вредности међу групама конзистентне и да се статистички не разликују. Ради додатне валидације резултата, спроведен је и Kruskal–Wallis тест, који је потврдио одсуство статистички значајних разлика (χ^2 = 4,508; p = 0,212).

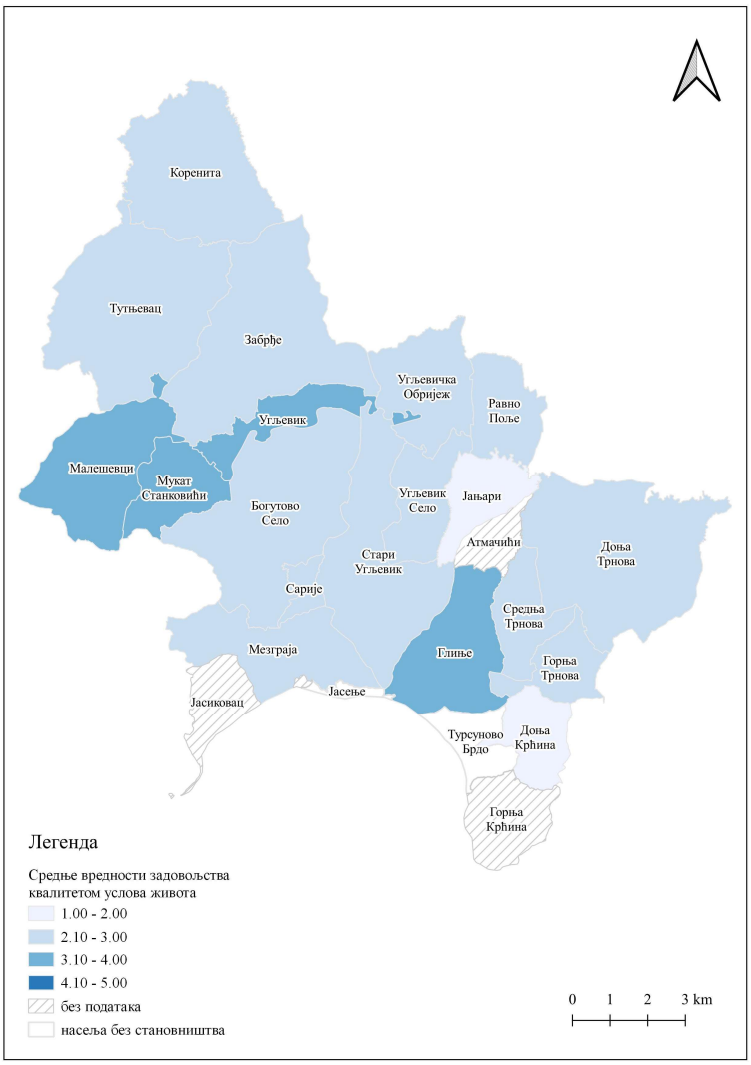
Када је реч о пореклу испитаника, то јесте, да ли су староседеоци или су досељени, резултати показују да не постоје статистички значајне разлике у нивоу задовољства условима живота између ове две групе. Средња вредност за староседеоце (*Mean* = 2,94) само је благо виша од вредности код досељеника (*Mean* = 2,86), што указује на готово идентичну перцепцију услова живота. Levene тест ($F = 0,047$; $p = 0,829$) потврђује хомогеност варијанси. Резултати t-теста ($t = 1,002$; $p = 0,317$) указују да разлика у средњим вредностима није статистички значајна, док је и непараметарски Mann–Whitney U тест ($U = 17964,000$; $Z = -0,941$; $p = 0,347$) потврдио исти резултат. Средње ранг-вредности (200,81 за староседеоце и 190,08 за досељенике) показују да су оцене староседелаца тек незнатно више, али без статистичке потврде те разлике. Ови резултати сугеришу да дужина боравка у месту становања не представља фактор који значајно утиче на перцепцију услова живота.

Резултати анализе одговора испитаника из **општине Угљевик** показују да у зависности од места становања постоје **статистички значајне** разлике у нивоу задовољства квалитетом услова живота у насељу ($F = 5,299$; $p < 0,001$). Средње вредности показују да највише задовољство исказују испитаници из насеља Мукат Станковићи (*Mean* = 4,00), Глиње (*Mean* = 3,23) и Угљевик (*Mean* = 3,10), док најниже вредности бележе испитаници из насеља Доња Крћина (*Mean* = 1,83), Јањари (*Mean* = 2,00) и Сарије (*Mean* = 2,20) (Слика 62). Levene тест ($F = 1,112$; $p = 0,338$) је показао да је претпоставка једнакости варијанси задовољена. Због малог броја испитаника у појединим насељима пост хок анализе нису могле бити спроведене. Непараметарски Kruskal–Wallis тест потврђује постојање статистички значајних разлика у расподели вредности задовољства између насеља ($\chi^2 = 71,691$; $p < 0,001$). Испитаници који станују у централном насељу Угљевик и чине више од 50% укупног узорка исказали су виши ниво задовољства у односу на насеља у руралном залеђу што је очекиван резулат. Међутим, карактеристичан је висок ниво задовољства у насељу Глиње које се налази у периферном делу насеобинске мреже. Такође, висок ниво задовољства квалитета услова живота у насељу Мукат Станковићи, смештеног у близини површинског копа може се тумачити кроз специфичан контекст. Због тога је неопходна детаљна анализа нивоа задовољства квалитетом живота кроз различит скуп варијабли.

Задовољство квалитетом услова живота у насељима **статистички се значајно разликује** у зависности од тога да ли је насеље обухваћено површинском експлоатацијом угља. Средње вредности показују да испитаници који живе у насељима која нису обухваћена површинским копом исказују већи ниво задовољства (*Mean* = 2,96) у поређењу са онима који живе у насељима директно захваћеним експлоатацијом (*Mean* = 2,63). Пошто је Levene тест показао да је претпоставка о хомогености варијанси испуњена ($F = 0,937$; $p = 0,333$), тумачење је засновано на резултату независног t-теста, који је показао статистички значајну разлику ($t = 3,244$; $p = 0,001$). Резултати непараметарског Mann–Whitney U теста додатно потврђују ову разлику ($U = 10095$; $Z = -2,768$; $p = 0,006$), што указује да становници насеља која су непосредно захваћена експлоатацијом угља у просеку исказују нижи ниво задовољства квалитетом услова живота.

Степен обухваћености насеља експлоатацијом угља такође значајно утиче на ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу. Испитаници из насеља која нису обухваћена експлоатацијом показују највиши ниво задовољства (*Mean* = 2,96), док најниже вредности бележе испитаници из делимично обухваћених насеља (< 20%) (*Mean* = 2,35). У насељима са високим степеном обухваћености (> 40%) забележен је такође висок ниво задовољства (*Mean* = 3,00), при чему пост хок анализе показују да су статистички значајне разлике присутне управо у односу на делимично обухваћена насеља (< 20%). Параметарски ANOVA тест указује на **статистички значајне разлике** између група ($F = 10,767$; $p < 0,001$), што потврђују и робусни Welch и Brown–Forsythe тестови ($p < 0,001$). Пост хок тестови показују да су разлике статистички значајне између насеља која нису обухваћена и оних која су делимично обухваћена ($p < 0,001$), као и између делимично и значајно обухваћених насеља ($p = 0,002$–$0,003$). Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста додатно потврђују постојање статистички значајне разлике у расподели вредности задовољства ($\chi^2 = 17,737$; $p < 0,001$). Добијени резултати указују да делимично обухваћена насеља имају најнижи ниво

субјективног задовољства условима живота, што може бити последица просторне близине рударским активностима на површинском копу.



Слика 62. Средње вредности задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Угљевик)

Задовољство квалитетом услова живота не разликује се статистички значајно између испитаника из насеља која ће бити обухваћена будућом експлоатацијом угља и оних која неће бити обухваћена. Средње вредности указују да испитаници из насеља која неће бити обухваћена експлоатацијом бележе нешто нижи ниво задовољства (*Mean* = 2,85) у односу на испитанике из насеља која ће бити обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 2,94), али разлика није статистички значајна (t = -1,181; p = 0,238). Резултати Mann–Whitney U теста (U = 22536,50; Z = -1,173; p = 0,241) потврђују резултат параметарског теста, што указује да између ове две групе не постоји статистички значајна разлика у расподели вредности задовољства.

С друге стране, задовољство квалитетом услова живота **статистички се значајно разликује** у односу на степен будуће обухваћености насеља површинским копом (F = 15,984; p < 0,001). Хомогеност варијанси потврђена је Levene тестом (F = 0,953; p = 0,415), док су робусни Welch (p < 0,001) и Brown–Forsythe тест (p < 0,001) потврдили стабилност резултата. Према пост хок тестовима, значајне разлике уочене су између насеља која ће бити скоро у потпуности обухваћена експлоатацијом (> 80%) и свих осталих категорија. Испитаници који живе у тим насељима исказују најнижи ниво задовољства (*Mean* = 2,33), док највише вредности бележе испитаници из насеља која ће бити делимично обухваћена (< 20%) (*Mean* =

3,04). Непараметарски Kruskal–Wallis тест такође потврђује постојање статистички значајних разлика (χ^2 = 34,031; p < 0,001).

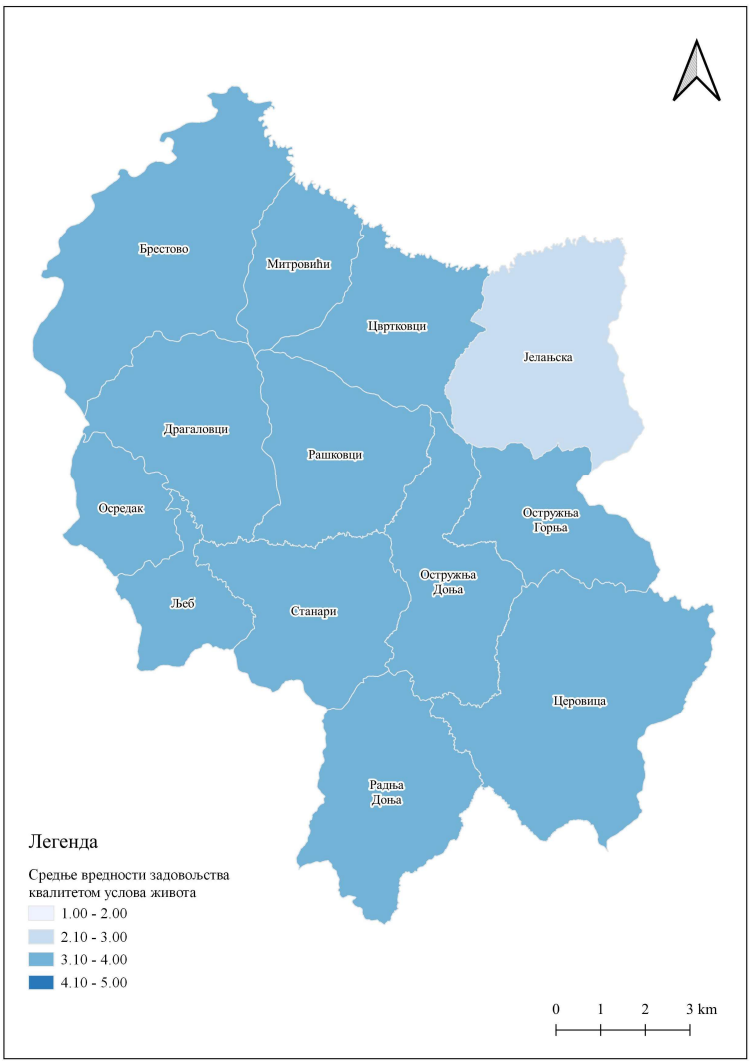
У нивоу задовољства условима живота између група насеља на различитим удаљеностима од тренутне границе површинског копа постоји **статистички значајна разлика** (F = 11,094; p < 0,001). Levene тест потврђује хомогеност варијанси (F = 0,584; p = 0,558), а робусни Welch (p < 0,001) и Brown–Forsythe тест (p < 0,001) потврђују стабилност резултата. Према пост хок тестовима, значајне разлике уочене су између насеља најближих копу (1–1 000 m) и оних која се налазе на средњем растојању (1 001–2 000 m), као и између група на средњем и већем растојању (> 2 000 m). Испитаници који живе у насељима која су у непосредној близини копа исказују најнижи ниво задовољства (*Mean* = 2,63), док су највише вредности забележене у насељима на удаљености од 1 001 до 2 000 m (*Mean* = 3,03). Непараметарски Kruskal–Wallis тест потврђује постојање статистички значајних разлика (χ^2 = 19,616; p < 0,001), што указује да се ниво задовољства услова живота повећава са удаљеношћу од површинског копа.

Резултати показују да се ниво задовољства квалитетом услова живота не разликује статистички значајно у односу на дужину боравка у насељу (F = 2,041; p = 0,107). Levene тест потврђује хомогеност варијанси (F = 0,670; p = 0,571), а робусни тестови Welch (p = 0,146) и Brown–Forsythe (p = 0,111) указују да нема значајних одступања. Средње вредности показују да највиши ниво задовољства бележе испитаници који у насељу живе 31–50 година (*Mean* = 2,98) и они који живе до 15 година (*Mean* = 2,97), док најниже вредности имају испитаници са више од 50 година боравка (*Mean* = 2,73). Такође, непараметарски Kruskal–Wallis тест није потврдио постојање статистички значајних разлика у расподели резултата (χ^2 = 5,809; p = 0,121).

Статистички значајна разлика у нивоу задовољства квалитетом услова живота у насељу постоји између испитаника који живе у насељу цео живот и оних који су се доселили (t = -2,742; p = 0,006). Levene тест указује на хомогеност варијанси (F = 0,133; p = 0,715), што потврђује поузданост параметарског t-теста. Средња вредност показује да су испитаници који не живе у насељу цео живот нешто задовољнији условима живота (*Mean* = 3,01) у односу на оне који у њему живе читав живот (*Mean* = 2,84). Непараметарски Mann–Whitney тест такође потврђује статистички значајну разлику у расподели вредности (U = 31747,50; Z = -2,971; p = 0,003).

Анализом задовољства квалитетом услова живота у насељу испитаника у **општини Станари** утврђене су разлике у просечним вредностима у односу на место становања испитаника. Просек се креће од најнижих вредности у насељима Јелањска (*Mean* = 2,95) и Цвртковци (*Mean* = 3,01), до највиших у насељима Радња Доња (*Mean* = 3,95) и Остружња Горња (*Mean* = 3,83) (Слика 63). Највеће вредности бележе испитаници из насеља ближих централном делу општине, док су ниже вредности присутне у периферним насељима. Levene тест показао је неједнакост варијанси (F = 2,723; p = 0,001). ANOVA тест указује на постојање **статистички значајних разлика** између насеља (F = 2,724; p = 0,001), а робусни тестови (*Welch* p = 0,001; *Brown–Forsythe* p = 0,005) потврђују стабилност овог резултата. Према Tukey пост хок анализи, статистички значајне разлике јављају се између испитаника из појединих насеља: насеље Цвртковци бележи ниже просечне вредности у односу на насеља Остружња Горња (p = 0,027), Радња Доња (p = 0,008) и Станари (p = 0,039). Такође, насеље Радња Доња се статистички значајно разликује од насеља Јељањска (p = 0,017) и Цвртковци (p = 0,008). Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста потврђују постојање статистички значајних разлика у расподели вредности задовољства између насеља (χ^2 = 33,596; p = 0,001).

У просечним вредностима између испитаника који живе у насељима обухваћеним површинским копом (*Mean* = 3,36) и оних који живе у насељима која нису обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 3,41) не постоји статистички значајна разлика у нивоу задовољства квалитетом услова живота. Иако је тест хомогености варијанси показао значајну разлику (F = 5,85; p = 0,016), t-тест није потврдио статистички значајну разлику (t = 0,51; p = 0,610). Слично томе, непараметарски Mann–Whitney U тест потврђује да не постоје значајне разлике у расподели вредности између група (U = 11746,00; Z = -0,21; p = 0,834).



Слика 63. Средње вредности задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Станари)

Испитаници који живе у насељима која нису обухваћена експлоатацијом исказују нешто виши ниво задовољства квалитетом услова живота (*Mean* = 3,41), у поређењу са онима који живе у насељима делимично обухваћеним експлоатацијом (< 10% обухваћености; *Mean* = 3,38) и у насељима са високим степеном обухваћености (> 40% обухваћености; *Mean* = 3,33). Тест хомогености варијанси показао је постојање статистички значајних разлика (F = 3,85; p = 0,022). Ипак, резултати ANOVA теста нису показали статистички значајне разлике у просечним вредностима између група (F = 0,12; p = 0,888), што потврђују и робусни тестови Welch (p = 0,828) и Brown–Forsythe (p = 0,840). Непараметарски Kruskal–Wallis тест такође није утврдио значајне разлике у расподели одговора између категорија (χ^2 = 0,24; p = 0,885).

У насељима која ће у будућности бити обухваћена експлоатацијом испитаници показују нешто виши ниво задовољства квалитетом услова живота (*Mean* = 3,47) у поређењу са онима који живе у насељима која неће бити обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 3,26). Тест хомогености варијанси показао је постојање статистички значајних разлика у варијансама (F = 4,15; p = 0,042). Резултати t-теста показују постојање **статистички значајне разлике** у просечним вредностима између група (t = -2,11; p = 0,036), при чему виши ниво задовољства бележе испитаници из насеља која ће бити обухваћена површинским копом. Резултати непараметарског Mann–Whitney U теста потврђују представљене резултате и указују на постојање статистички значајне разлике у расподели вредности између група (U = 14855,50; Z = -2,45; p = 0,014).

Према степену будуће обухваћености насеља експлоатацијом, просечне вредности указују да испитаници из насеља која ће бити највише обухваћена експлоатацијом (> 80% обухваћености) исказују највиши ниво задовољства квалитетом услова живота (*Mean* = 3,57), док нешто ниже вредности бележе испитаници из насеља са умереним обухватом (11–30% обухваћености; *Mean* = 3,48) и оних са значајним степеном обухваћености (61–70% обухваћености; *Mean* = 3,37). Најниже просечне вредности задовољства бележе испитаници из насеља са минималним обухватом експлоатације (<10% обухваћености; *Mean* = 3,17) и из насеља која неће бити обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 3,33). Levene тест хомогености варијанси показао је постојање статистички значајних разлика у варијансама ($F = 4,25$; $p = 0,002$). Међутим, резултати ANOVA теста нису потврдили статистички значајне разлике у просечним вредностима између група ($F = 1,80$; $p = 0,128$). Исти резултат потврђују и робусни тестови Welch ($p = 0,224$) и Brown–Forsythe ($p = 0,167$). Непараметарски Kruskal–Wallis тест такође није показао статистички значајне разлике у расподели одговора између категорија ($\chi^2 = 7,53$; $p = 0,110$).

Просечне вредности нивоа задовољства квалитетом услова живота у насељу, а према удаљености насеља испитаника од површинског копа, указују на врло мале разлике у нивоу задовољства квалитетом услова живота. Испитаници који живе на удаљености већој од 2 000 m показују нешто виши ниво задовољства (*Mean* = 3,43), у поређењу са онима који живе на удаљености од 1 001–2 000 m (*Mean* = 3,40) и најближе површинском копу на удаљености до 1 000 m (*Mean* = 3,37). Levene тест хомогености варијанси показао је статистички значајну неједнакост варијанси ($F = 8,60$; $p < 0,001$). Ипак, резултати ANOVA теста нису показали статистички значајне разлике у просечним вредностима између група ($F = 0,09$; $p = 0,914$), што потврђују и робусни тестови Welch ($p = 0,913$) и Brown–Forsythe ($p = 0,907$). Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста такође нису показали статистички значајне разлике у расподели вредности између група ($\chi^2 = 0,57$; $p = 0,752$).

Према броју година становања испитаника у насељу, резултати показују врло мале разлике у нивоу задовољства квалитетом услова живота. Највише просечне вредности бележе испитаници који живе у насељу више од 50 година (*Mean* = 3,53), док су нешто ниже вредности утврђене код оних који живе од 31 до 50 година (*Mean* = 3,40), затим код испитаника који у насељу живе 16–30 година (*Mean* = 3,38) и код оних који у насељу живе мање од 15 година (*Mean* = 3,38). Levene тест хомогености варијанси показао је да нема статистички значајних разлика у варијансама ($F = 1,00$; $p = 0,394$). Резултати ANOVA теста нису показали статистички значајне разлике у просечним вредностима између група ($F = 0,39$; $p = 0,763$), што потврђују и робусни тестови Welch ($p = 0,734$) и Brown–Forsythe ($p = 0,765$). Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста такође нису показали статистички значајне разлике у расподели вредности између група ($\chi^2 = 1,38$; $p = 0,710$).

Резултати показују да испитаници који живе у насељу цео живот исказују нешто нижи ниво задовољства квалитетом услова живота (*Mean* = 3,35) у поређењу са онима који се доселили у насеље (*Mean* = 3,48). Тест хомогености варијанси није показао статистички значајну разлику у варијансама ($F = 2,05$; $p = 0,153$). Резултати t-теста такође нису показали статистички значајну разлику у просечним вредностима између група ($t = -1,49$; $p = 0,137$). Резултати непараметарског Mann–Whitney U теста потврдили су исте резултате, односно одсуство статистички значајних разлика у расподели вредности између група ($U = 18208,00$; $Z = -1,22$; $p = 0,223$).

Укупно посматрано, резултати показују да се веза између задовољства квалитетом услова живота у насељу и карактеристика насеља, односно дужине становања испитаника, не испољава на исти начин у све три анализиране општине. Посматрано према бројности варијабли код којих је утврђена статистички значајна разлика у ставовима испитаника, највећи број таквих варијабли забележен је у општини Угљевик, затим у општини Станари, док је најмањи број утврђен у општини Гацко. То указује да је повезаност између задовољства квалитетом услова живота и просторног положаја насеља у односу на рударске активности најизраженија у Угљевику, умерено присутна у Станарима, а најслабије изражена у Гацку.

Посебно се издваја чињеница да су разлике у нивоу задовољства најчешће утврђиване управо у вези са положајем насеља у односу на постојећу и будућу експлоатацију, као и у односу на удаљеност насеља од површинског копа, што указује на значај просторне условљености у обликовању ставова испитаника. У том контексту, најнижи ниво задовољства утврђен је код испитаника из насеља обухваћених постојећом површинском експлоатацијом у општини Угљевик, што додатно упућује на то да непосредна изложеност рударским активностима може имати негативан одраз на субјективну процену квалитета услова живота. Стога се може закључити да утицај рударских активности на субјективну процену услова живота зависи од локалног контекста, односно од просторног распореда насеља, интензитета експлоатације и начина на који становништво доживљава промене у свом окружењу.

8.1.5. Регресиона анализа предиктора задовољства квалитетом услова живота у насељу

У претходно представљеним резултатима анализе одговора испитаника из **општине Гацко**, уочене су статистички значајне разлике у нивоима задовољства квалитетом услова живота у насељу између испитаника груписаних према статусу запослености, броју година рада у предузећу, предвиђености поседа и стамбеног објекта за експропријацију и власништву над стамбеним објектом. Како би се утврдили најјачи предиктори који утичу на ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу, извршена је вишеструка линеарна регресиона анализа са свим доступним предикторима.

Регресиони модел за задовољство квалитетом услова живота у насељу (ENTER метода) показује слабо прилагођавање подацима (R = 0,329; R^2 = 0,108; Adj. R^2 = 0,046; F = 1,741; p = 0,018; *Durbin–Watson* = 1,98), то јесте, укључени предиктори заједно објашњавају око 10,8% варијансе задовољства. Модел показује да карактеристике везане за пол, образовање и стамбени статус имају статистички значајан, али ограничен утицај на задовољство квалитетом услова живота (Табела 1). Просторни индикатори рударске експлоатације у овом облику модела не исказују појединачно значајан ефекат.

Табела 1. Најјачи статистички значајни предиктори задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Гацко)

Предиктор	Смер ефекта	β	B	*p*	Интерпретација
Пол испитаника	−	-0,113	-0,174	0,045	Постоји статистички значајна, али слаба разлика у задовољству између категорија пола: жене исказују нижи ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу.
Становање на властитом поседу	−	-0,154	-0,450	0,014	Постоји статистички значајна разлика између категорија: група која не станује на властитом поседу показује нижи ниво задовољства.
Власништво стамбеног објекта	+	0,181	0,241	0,016	Испитаници без власништва над стамбеним објектом исказују већи ниво задовољства квалитетом услова живота, иако је ефекат по обиму умерено слаб.

У резултатима анализе одговора испитаника из **општине Угљевик** евидентне су статистички значајне разлике у нивоима задовољства квалитетом услова живота у насељу између испитаника груписаних према: запослености, сектору запослености, броју година рада у предузећу, извору прихода домаћинства, типу домаћинства, величини поседа, предвиђености поседа и стамбеног објекта за експропријацију, власништву над стамбеним објектом, старости стамбеног објекта, месту становања, као и према обухваћености и степену обухваћености насеља површинским копом, степену будуће обухваћености, удаљености насеља од копа и везаности за место становања. Како би се утврдили најјачи предиктори који

утичу на ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу, извршена је регресиона анализа свих варијабли.

Регресиони модел за задовољство квалитетом услова живота у насељу (ENTER метода) показује слабо-умерено прилагођавање подацима (R = 0,407; R^2 = 0,166; *Adj.* R^2 = 0,126; F = 4,157; $p < 0{,}001$; *Durbin–Watson* = 1,78). Међу статистички значајним предикторима, најјачи су просторни индикатори: да ли је насеље тренутно обухваћено површинским копом, да ли ће насеље бити обухваћено у будућности, тренутни и будући степен обухваћености насеља копом и удаљеност насеља од тренутне границе копа. Од осталих предиктора, значајни су старост испитаника и старост стамбеног објекта (Табела 2).

Табела 2. Најјачи статистички значајни предиктори задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Угљевик)

Предиктор	Смер ефекта	β	B	p	Интерпретација
Да ли је насеље обухваћено површинским копом	−	-0,371	-0,883	0,010	Испитаници из насеља која су тренутно обухваћена експлоатацијом усказују нижи ниво задовољства.
Степен обухваћености насеља површинским копом у будућности	−	-0,345	-0,315	<0,001	Виши степен будућег обухвата копом повезан је са нижим задовољством.
Степен обухваћености насеља површинским копом	+	0,266	0,419	0,032	Више категорије промењиве „обухват насеља“ повезане су са већим задовољством.
Удаљеност насеља од површинског копа	−	-0,221	-0,254	0,011	Више категорије промењиве „удаљеност насеља од копа“ повезане су са нижим задовољством.
Да ли ће насеље бити обухваћено површинским копом у будућности	+	0,170	0,300	0,021	Индикација будућег обухвата повезана је са нешто вишим задовољством.
Старост испитаника	+	0,158	0,093	0,011	Старији испитаници исказују више задовољство.
Старост стамбеног објекта	+	0,150	0,134	0,001	Испитаници који станују у новијим стамбеним објектима исказују већи ниво задовољства.

Анализе одговора испитаника из **општине Станари** указује су статистички значајне разлике утврђене у нивоима задовољства квалитетом услова живота у насељу између испитаника груписаних према старости, запослености, сектору запослености, броју година рада на тренутном радном месту, величини домаћинства, типу домаћинства, величини поседа, власништву над стамбеним објектом, насељу становања и обухваћености насеља површинским копом у будућности. Како би се утврдили најјачи предиктори који утичу на ниво задовољства квалитетом услова живота у насељу, извршена је регресиона анализа свих варијабли.

Регресиони модел за задовољство квалитетом услова живота у насељу (ENTER метода) показује слабо-умерено прилагођавање подацима (R = 0,384; R^2 = 0,147; *Adj.* R^2 = 0,083; F = 2,28; p = 0,001; *Durbin–Watson* = 1,81). Резултати модела показују да на задовољство квалитетом услова живота у насељу највише утичу четири предиктора: већи број година рада у предузећу, мања величина домаћинства, предвиђеност поседа за експропријацију и старост стамбеног објекта (Табела 3). Испитаници са дужим радним стажом, као и они који живе у мањим домаћинствима, исказују виши ниво задовољства квалитетом услова живота. Насупрот томе, особе чији је посед предвиђен за експропријацију показују најнижи ниво задовољства, што указује на јасну повезаност између неизвесности у погледу власништва и перцепције квалитета

живота. Новији стамбени објекти такође су повезани са нешто већим нивоом задовољства, што одражава утицај бољих услова становања на субјективну процену животног стандарда.

Табела 3. Најјачи статистички значајни предиктори предиктори задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Станари)

Предиктор	Смер ефекта	β	B	p	Интерпретација
Број година рада у предузећу	+	0,181	0,146	0,028	Дужи радни стаж повезан је са већим задовољством квалитетом услова живота.
Величина домаћинства	−	−0,164	−0,202	0,020	Мања домаћинства показују већи ниво задовољства у односу на већа.
Да ли је посед становања предвиђен за експропријацију	−	−0,220	−0,348	0,014	Испитаници чији је посед предвиђен за експропријацију показују нижи ниво задовољства.
Старост стамбеног објекта	+	0,117	0,107	0,046	Новији стамбени објекти повезани су са већим задовољством испитаника.

Регресиони модели за све три општине показују слабо до умерено прилагођавање подацима, што указује на то да задовољство квалитетом услова живота представља вишедимензионалан феномен који није могуће у потпуности објаснити ограниченим скупом демографских, социо-економских, стамбених и просторних варијабли. Истовремено, резултати показују да се структура значајних предиктора разликује између општина, што одражава специфичност локалних контекста. Ипак, упркос тим разликама, у све три општине уочава се општа тенденција да су виши нивои задовољства најчешће повезани са већом стамбеном и егзистенцијалном стабилношћу, док су нижи нивои задовољства карактеристични за испитанике изложене већем степену просторне и имовинске неизвесности, посебно у контексту експропријације и непосредне или планиране обухваћености насеља површинским копом.

8.2. Задовољство квалитетом стања животне средине у насељу

Анализа перципираног задовољства квалитетом стања животне средине у насељу спроведена је у сврху утврђивања постојања статистички значајних разлика у одговорима међу групама испитаника издвојених у односу на њихове демографске и социо-економске карактеристике, социо-економске и стамбене карактеристике њихових домаћинстава, те просторне карактеристике насеља и дужину становања испитаника у насељу. Такође, идентификовани су статистички значајни предиктори повезани са нивоом перципираног задовољства квалитетом стања животне средине у насељу спровођењем регресионе анализе.

8.2.1. Задовољство квалитетом стања животне средине у насељу према демографским карактеристикама испитаника

Резултати анализе одговора испитаника из **општине Гацко** показују да постоји **статистички значајна разлика** у задовољству квалитетом стања животне средине у насељу између мушкараца и жена (t = 2,445; p = 0,015). Мушки испитаници исказали су виши степен задовољства (*Mean* = 3,02) у односу на женске испитанике (*Mean* = 2,80). Levene тест (F = 0,013; p = 0,911) потврђује да су варијансе између група хомогене, што оправдава употребу t-теста са претпоставком једнаких варијанси. Такође, непараметарски Mann–Whitney U тест (U = 15684,5; Z = -2,435; p = 0,015) потврђује исту статистички значајну разлику, са вишим ранг-

вредностима код мушкараца (212,23) у поређењу са женама (184,11). Резултати оба теста указују да мушкарци повољније процењују квалитет животне средине у насељу у ком живе.

Када је реч о перцепцији задовољства квалитетом стања животне средине у насељу према старости испитаника, резултати показују да постоји **статистички значајна разлика** у задовољству квалитетом животне средине између старосних група (F = 3,332; p = 0,011). Највиши ниво задовољства исказала је група од 20–29 година (*Mean* = 3,37), док је најнижи ниво забележен код групе 60–69 година (*Mean* = 2,65). Levene тест није показао статистички значајну разлику у варијансама (F = 0,929; p = 0,447), што указује да није нарушена претпоставка једнакости варијанси. Резултат потврђују и робусни тестови, као и непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 6,840; p = 0,033). Пост хок анализе указују на статистички значајне разлике између групе 20–29 година и појединих старијих група ($p < 0,05$). Разлике између осталих старосних категорија нису статистички значајне.

Просечно задовољство благо се смањује са вишим нивоима образовања, при чему је код испитаника са нижим нивоом образовања забележена највиша средња вредност (*Mean* = 3,00), затим код испитаника са средњим образовањем (*Mean* = 2,91), док је најниже задовољство исказано код високообразованих (*Mean* = 2,86). Резултати указују да не постоји статистички значајна разлика између група различитог нивоа образовања (F = 0,360; p = 0,698). Хомогеност варијанси је потврђена (F = 1,620; p = 0,199), што указује да су испуњени услови за примену ANOVA теста. Ипак, добијене вредности ($p > 0,05$) показују да образовни ниво не утиче значајно на процену квалитета животне средине. Исто потврђују и робусни тестови, као и непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 0,209; p = 0,901).

Резултати анализе одговора испитаника из **општине Угљевик** показују да постоји **статистички значајна разлика** у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу између мушкараца и жена. Просечна вредност код мушкараца износи 3,08, док је код жена 2,76, што указује да мушкарци у просеку исказују већи ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу. Резултат t-теста за независне узорке (t = 4,445; $p < 0,001$), указују на статистички значајну разлику у средњим вредностима између полова, што потврђује и непараметарски Mann–Whitney U тест (U = 30516,000; $p < 0,001$). Средњи ранг мушкараца (*Mean rank* = 310,71) већи је од ранга жена (*Mean Rank* = 250,87), што потврђује да мушкарци у већој мери изражавају виши ниво задовољства квалитетом животне средине у насељу.

У нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу између различитих старосних група не постоје статистички значајне разлике. Просечне вредности варирају у уском интервалу од 2,82 до 3,00, што указује на приближно једнак ниво перцепције квалитета животне средине међу испитаницима различите старости. Најнижи просек бележе испитаници старости од 30 до 39 година (*Mean* = 2,82), док највише вредности имају групе од 50–59 (*Mean* = 3,00) и 60–69 година (*Mean* = 3,00). Тест хомогености варијанси (F = 1,230; p = 0,297) не указује на нарушавање претпоставке једнакости варијанси. Резултати ANOVA теста (F = 0,963; p = 0,427) указују да разлике између група нису статистички значајне. Исто потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,442; *Brown–Forsythe* p = 0,416). Исти закључак произилази и из резултата непараметарског Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 4,858; p = 0,302), који показује да нема статистички значајних разлика у расподели вредности међу старосним групама.

Статистички значајне разлике у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу између група испитаника различитог степена образовања нису установљене. Испитаници са нижим образовањем показују највиши ниво задовољства (*Mean* = 3,04), затим следе они са средњим образовањем (*Mean* = 2,95), док најнижу просечну вредност бележе испитаници са високим образовањем (*Mean* = 2,85). Разлике између ових вредности су мале и нису статистички значајне. Резултати ANOVA теста (F = 1,371 при p = 0,255), потврђују да разлике у средњим вредностима нису статистички значајне. Наведени резултат у сагласности је са резултатима робусних тестова (*Welch* p = 0,284; *Brown–Forsythe* p = 0,306). Исти закључак потврђује и резултат Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 2,580; p = 0,275).

У анализи одговора испитаника из **општине Станари** према полу, а у односу на задовољство квалитетом стања животне средине у насељу, установљене су нешто више

просечне вредности код мушкараца (*Mean* = 3,16) у поређењу са женама (*Mean* = 3,12). Према резултатима t-теста (t = 0,38; p = 0,702), разлика није статистички значајна на нивоу 0,05, што је потврђено и резултатом Mann–Whitney U теста (U = 20 448,50; Z = -0,30; p = 0,767) који не указује на значајне разлике у расподели одговора. Представљени резултати указују на то да пол није повезан са нивоом задовољства квалитетом стања животне средине у насељу.

Одговори испитаника према старости, а у односу на задовољство квалитетом стања животне средине у насељу, показују следеће просечне вредности: 20–29, Mean = 3,24; 30–39 Mean = 2,86; 40–49, Mean = 3,25; 50–59, Mean = 3,07 и 60–69, Mean = 3,55. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,43; p = 0,785). Према ANOVA тесту, постоји **статистички значајна разлика** између старосних група (F = 4,53; p = 0,001), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,002; *Brown–Forsythe* p = 0,001). Пост хок анализе показују да старосна група 60–69 има значајно више просечне вредности у односу на старосну групу 30–39 (*Tukey* p = 0,001; *Games–Howell* p = 0,002), док друге парне разлике нису достигле ниво значајности од 0,05. Kruskal–Wallis тест такође показује значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 17,336; p = 0,002), при чему су средње ранг вредности највише у старосној групи 60–69 (*Mean rank* = 250,63), затим 20–29 (*Mean rank* = 217,06), 40–49 (*Mean rank* = 213,85), 50–59 (*Mean rank* = 193,93), док је група старосна 30–39 на најнижој позицији (*Mean rank* = 175,28). Представљени резултати указују на то да старији испитаници, нарочито група 60–69, исказују виши ниво задовољства у односу на млађе старосне групе.

Анализа одговора испитаника према образовању, а у односу на задовољство квалитетом стања животне средине у насељу, показују сличне просечне вредности: средње образовање 3,08, високо образовање 3,15 и ниже образовање 3,22. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 2,00; p = 0,136). Према ANOVA тесту, не постоји статистички значајна разлика између група (F = 0,55; p = 0,578), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,571; *Brown–Forsythe* p = 0,526). Kruskal–Wallis тест не указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 1,143; p = 0,565); рангови су највиши код нижег образовања (*Mean rank* = 210,11), затим високог (*Mean rank* = 206,27) и средњег (*Mean rank* = 196,10). Представљени резултати указују да ниво образовања не утиче на ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу.

Упоредно посматрано, демографске карактеристике углавном не условљавају значајне разлике у задовољству квалитетом стања животне средине у насељу. Као најстабилнији образац издваја се полна структура испитаника, с обзиром на то да су у Гацку и Угљевику мушкарци исказали статистички значајно више задовољство у односу на жене, док у Станарима таква разлика није потврђена. Старост се, такође, показала као значајна варијабла у појединим општинама, али не у свим: статистички значајне разлике утврђене су у Гацку и Станарима, док у Угљевику нису забележене. Насупрот томе, ниво образовања ни у једној од посматраних општина није показао статистички значајан утицај на процену квалитета стања животне средине у насељу. Посматрано према укупном броју демографских варијабли код којих су утврђене статистички значајне разлике у ставовима, најизраженији утицај забележен је у општини Гацко. У овој општини статистички значајне разлике потврђене су и према полу и према старости испитаника, док образовање није показало значајан утицај. У Станарима је статистички значајна разлика утврђена само према старости, док у Угљевику значајну разлику показује само пол. На основу тога може се констатовати да је у општини Гацко утврђен највећи број варијабли са статистички значајним разликама у ставовима испитаника о квалитету стања животне средине у насељу, што указује на то да су у овој општини демографске разлике најизраженије.

8.2.2. Задовољство квалитетом стања животне средине у насељу према социо-економским карактеристикама испитаника

Посматрајући ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу у **општини Гацко** према статусу запослења испитаника уочава се да не постоји статистички

значајна разлика између група ($F = 1,070$; $p = 0,344$). Робусни тестови и непараметарски Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 1,351$; $p = 0,509$) не потврђују статистичку значајност разлика. Просечно задовољство највише је код незапослених (*Mean* = 3,10), нешто ниже код запослених (*Mean* = 2,88), а најниже код пензионера (*Mean* = 2,63), али су ове разлике без статистичке значајности.

Ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу према сектору запослености испитаника, статистички се не разликује између различитих група ($F = 1,063$; $p = 0,380$). Робусни тестови, као и непараметарски Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 3,242$; $p = 0,518$), нису потврдили статистички значајне разлике. Просечне вредности указују да је највиши ниво задовољства забележен код незапослених (*Mean* = 3,10) и запослених у III сектору (*Mean* = 3,00), док су нешто ниже вредности присутне код запослених у II (*Mean* = 2,93) и IV сектору (*Mean* = 2,80), а најниже код пензионера (*Mean* = 2,63) и испитаника без одговора (*Mean* = 2,33). Ипак, разлике међу групама су мале и статистички нису значајне ($p > 0,05$).

Посматрајући ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу према дужини рада у предузећу, уочава се да постоји **статистички значајна разлика** између група ($F = 3,597$; $p = 0,014$). Хомогеност варијанси на граници је прихватљивости ($F = 2,622$; $p = 0,051$). Међутим, резултати су потврђени и робусним тестовима (*Welch* $p = 0,018$; *Brown–Forsythe* $p = 0,027$), као и непараметарским Kruskal–Wallis тестом ($\chi^2 = 10,477$; $p = 0,015$), што додатно указује на постојање значајних разлика у задовољству у односу на дужину радног стажа у предузећу. Резултати пост хок анализе указују на то да се запослени који у предузећу раде дуже од 20 година статистички значајно разликују од оних који раде до 5 година ($p = 0,027$) и од 6 до 20 година ($p = 0,030$), при чему су испитаници са дужим радним стажом исказали нижи ниво задовољства квалитетом животне средине. Просечно задовољство опада са порастом дужине рада у предузећу. Највише код је запослених са стажом до 5 година (*Mean* = 3,02), нешто ниже код оних са 6–20 година рада (*Mean* = 2,96), а најниже код запослених са више од 20 година стажа (*Mean* = 2,66).

У нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу код испитаника из **општине Угљевик** утврђене су **статистички значајне разлике** у односу на радни статус испитаника. Најнижу просечну вредност бележе незапослени испитаници (*Mean* = 2,63), потом испитаници који имају запослење (*Mean* = 2,93). Са друге стране, највише вредности имају испитаници који су у пензији (*Mean* = 3,10). Према тесту хомогености варијанси ($F = 0,116$; $p = 0,891$), варијансе између група су једнаке. Резултати ANOVA теста показују да су разлике статистички значајне ($F = 3,744$; $p = 0,024$), што указује да је радни статус повезан са перцепцијом квалитета животне средине у насељу. Робусни тестови (*Welch* $p = 0,033$; *Brown–Forsythe* $p = 0,024$) потврђују стабилност резултата. Резултати Tukey пост хок теста показују статистички значајну разлику између запослених и незапослених ($p = 0,035$), док разлике између осталих група нису статистички значајне. Идентичан резултат потврђује и Games–Howell тест ($p = 0,045$), што указује да незапослени испитаници имају нижи ниво задовољства у односу на запослене. Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 7,715$; $p = 0,021$) потврђује постојање статистички значајних разлика и указује да се расподела вредности разликује између група.

Резултати анализе показују да постоје **статистички значајне разлике** у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу у односу на сектор запослености. Највише просечне вредности бележе испитаници запослени у II сектору (*Mean* = 3,07) и пензионери (*Mean* = 3,10), док најниже вредности имају незапослени (*Mean* = 2,63) и запослени у IV сектору (*Mean* = 2,79). Тест хомогености варијанси ($F = 0,818$; $p = 0,537$) потврђује да је услов једнаких варијанси испуњен. Резултати ANOVA теста ($F = 3,842$; $p = 0,002$) указују на статистички значајне разлике између група. Робусни тестови (*Welch* $p = 0,008$; *Brown–Forsythe* $p = 0,000$) потврђују стабилност резултата и значај разлика. Резултати Tukey пост хок теста показују да су статистички значајне разлике између запослених у II и IV сектору ($p = 0,010$), као и између запослених у II сектору и незапослених ($p = 0,009$). Идентичан резултат потврђује и Games–Howell тест ($p = 0,012$ и $p = 0,018$). Наведено указује да испитаници запослени у индустријском сектору имају знатно већи ниво задовољства у односу на незапослене и

запослене у услужном сектору. Према резултатима Kruskal–Wallis теста ($\chi^2 = 19{,}093$; $p = 0{,}001$), разлике међу групама су такође статистички значајне.

Статистички значајне разлике не постоје у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу између испитаника према дужини радног стажа на тренутном радном месту. Просечне вредности варирају у уском интервалу од 2,77 до 3,00. Најнижи ниво задовољства бележе испитаници који су ван радног односа (*Mean* = 2,77), док највише вредности имају запослени са више од 20 година радног стажа у предузећу (*Mean* = 3,00). Тест хомогености варијанси ($F = 0{,}084$; $p = 0{,}969$) потврђује једнакост варијанси између група. Резултати ANOVA теста ($F = 1{,}341$; $p = 0{,}260$) показују да разлике у средњим вредностима нису статистички значајне, док робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}266$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}258$) такође не указују на статистички значајне разлике. Наведено је потврђено и резултатима Kruskal–Wallis теста ($\chi^2 = 4{,}745$; $p = 0{,}191$), који показује да нема разлика у расподели вредности између група.

Према статусу запослености, а у односу на задовољство квалитетом стања животне средине у насељу, одговори испитаника из **општине Станари** показују следеће просечне вредности: запослени 3,15, незапослени 2,96 и пензионери 3,53. Levene тест не указује на неједнакост варијанси ($F = 0{,}49$; $p = 0{,}616$). Према резултатима ANOVA теста, постоји **статистички значајна разлика** између група ($F = 2{,}69$; $p = 0{,}046$). Непараметарски резултат је конзистентан ($\chi^2 = 8{,}53$; $p = 0{,}036$), при чему су рангови највиши код пензионера (*Mean rank* = 248,41), затим код запослених (*Mean rank* = 204,60), а нижи код незапослених (*Mean rank* =185,23). Представљени резултати указују да на то да је статус запослености повезан са нивоом задовољства, при чему пензионери исказују виши ниво задовољства у односу на запослене и незапослене.

Према сектору запослености испитаника, а у односу на задовољство квалитетом стања животне средине у насељу, анализа одговора показује следеће просечне вредности: запослени у II сектору 3,22, III сектору 3,06, IV сектору 2,88, незапослени 2,96 и пензионери 3,53. Levene тест указује на неједнакост варијанси ($F = 2{,}49$; $p = 0{,}031$), па резултате ANOVA треба тумачити с опрезом. Ипак, ANOVA тест показује **статистички значајне разлике** између група ($F = 2{,}70$; $p = 0{,}014$). Kruskal–Wallis потврђује разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 12{,}47$; $p = 0{,}029$), при чему је ранг највиши код пензионера (*Mean rank* = 229,82), затим запослених у II сектору (*Mean rank* = 196,53), III сектору (*Mean rank* = 181,59), незапослених (*Mean rank* = 172,03) и запослених у IV сектору (*Mean rank* = 165,31).

Према годинама рада на тренутном радном месту, а у односу на задовољство квалитетом стања животне средине у насељу, анализа одговора испитаника показује следеће просечне вредности: до 5 година 3,18, 6–20 година 3,00, више од 20 година 2,96 и ван радног односа 3,41. Levene тест не указује на неједнакост варијанси ($F = 0{,}31$; $p = 0{,}819$). Према једнофакторској ANOVA анализи, постоји **статистички значајна разлика** између група ($F = 3{,}23$; $p = 0{,}022$), што потврђују и робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}024$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}020$). Пост хок анализе показују да група „ван радног односа" има значајно више просечне вредности у односу на групу 6–20 година (*Tukey* $p = 0{,}023$; *Games–Howell* $p = 0{,}026$), док остале парне разлике не достижу ниво значајности од 0,05. Непараметарски Kruskal–Wallis тест потврђује резултат ($\chi^2 = 10{,}06$; $p = 0{,}018$), при чему је ранг највиши код групе „ван радног односа" (*Mean rank* = 222,83), затим до 5 година (*Mean rank* = 196,99), 6–20 година (*Mean rank* = 179,71) и више од 20 година (*Mean rank* = 173,95).

Упоредна анализа резултата за све три општине показује да су радни статус и сектор запослености израженије повезани са нивоом задовољства квалитетом стања животне средине у Угљевику и Станарима, док у Гацку таква повезаност није потврђена. У овим општинама незапослени испитаници углавном исказују ниже вредности задовољства, док више просеке бележе пензионери и запослени, нарочито у II сектору. Насупрот томе, дужина радног стажа не показује уједначен образац: у Угљевику није утврђена статистички значајна повезаност, у Гацку задовољство опада са дужим стажом, док је у Станарима највиши ниво задовољства забележен код лица ван радног односа. Посматрано према укупном броју социо-економских

варијабли са статистички значајним разликама у ставовима, најизраженија повезаност утврђена је у Станарима, затим у Угљевику, док је у Гацку најслабије изражена.

8.2.3. Задовољство квалитетом стања животне средине у насељу према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава

Анализа нивоа задовољства квалитетом стања животне средине у насељу код испитаника из **општине Гацко** према величини домаћинства показује разлике које нису достигле ниво статистичке значајности у оквиру параметарске ANOVA анализе (F = 2,833; p = 0,060). Резултати Levene теста (F = 0,690; p = 0,502) указују да није нарушена претпоставка једнакости варијанси, што оправдава примену анализе варијансе. Робусни тестови Welch (p = 0,073) и Brown–Forsythe (p = 0,053) такође нису потврдили статистички значајне разлике. Насупрот томе, непараметарски Kruskal–Wallis тест указује на статистички значајну разлику у нивоу задовољства између група (χ^2 = 6,077; p = 0,048). Просечне вредности показују да чланови већих домаћинстава (*Mean* = 3,03) исказују нешто већи ниво задовољства у односу на средња (*Mean* = 2,81) и мала домаћинства (*Mean* = 2,82). У целини, резултати указују на ограничене и делимично конзистентне доказе о разликама у задовољству у зависности од величине домаћинства, уз уочљив тренд већег задовољства код испитаника из већих домаћинстава.

Посматрајући ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу према типу домаћинства, резултати показују да не постоје статистички значајне разлике између посматраних група (F = 0,633; p = 0,532). Хомогеност варијанси је потврђена (F = 1,468; p = 0,232), а и робусни тестови указују на одсуство значајних разлика (p > 0,4). Такође, непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 1,286; p = 0,526) потврђује да нивои задовољства не варирају значајно у односу на структуру домаћинства. Средње вредности показују минималне разлике: најнижи ниво задовољства исказују чланови малих домаћинстава без деце (*Mean* = 2,77), нешто више мала домаћинства са децом (*Mean* = 2,90), док је највиши просек забележен у вишегенерацијским домаћинствима (*Mean* = 2,91). Уопштено гледано, тип домаћинства нема статистички значајан утицај на перцепцију квалитета стања животне средине.

Резултати анализе нивоа задовољства квалитетом стања животне средине у насељу у односу на изворе прихода домаћинства, показују да не постоје статистички значајне разлике између посматраних група (t = -0,687; p = 0,492). Тест једнакости варијанси (F = 0,004; p = 0,947) потврђује да су варијансе између група приближно једнаке, што омогућава поуздану примену t-теста. Домаћинства која приходе остварују из непољопривредних делатности имају нешто нижи просечни ниво задовољства (*Mean* = 2,87) у односу на она чији су приходи из других извора (*Mean* = 2,93), али разлика није статистички значајна. Представљени резултати потврђени су и непараметарским Mann–Whitney тестом (U = 16365,500; Z = -0,749; p = 0,454), који указује да расподела вредности не варира значајно између група.

Посматрајући ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу код домаћинства према броју чланова запослених у руднику и термоелектрани, резултати показују да не постоје статистички значајне разлике између посматраних група (F = 0,650; p = 0,523). Иако је тест једнакости варијанси (F = 7,039; p = 0,001) указао на неједнакост варијанси, примена робусних тестова (*Welch* p = 0,471; *Brown–Forsythe* p = 0,526) потврдила је да се разлике у средњим вредностима не могу сматрати статистички значајним. Добијени резултати потврђени су и непараметарским Kruskal–Wallis тестом (χ^2 = 1,459; p = 0,482). Просечне вредности показују да је ниво задовољства најнижи у домаћинствима у којима нико није запослен у руднику и термоелектрани (*Mean* = 2,80), нешто виши у домаћинствима са једним запосленим (*Mean* = 2,92), док су домаћинства са два или више запослених показала сличан ниво задовољства (*Mean* = 2,91). Представљени резултати указују да запосленост чланова домаћинства у руднику и термоелектрани нема статистички значајан утицај на задовољство квалитетом стања животне средине у насељу.

Посматрајући ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу у односу на власништво над поседом, резултати показују да не постоји статистички значајна разлика

између домаћинстава која живе на властитом поседу и оних која станују на туђем поседу. Просечна вредност задовољства нешто је виша код власника поседа (*Mean* = 2,90) у односу на испитанике који не поседују сопствени посед (*Mean* = 2,76), али t-тест за независне узорке указује да та разлика није статистички значајна ($t = 0{,}924$; $p = 0{,}356$). Тест једнакости варијанси ($F = 1{,}241$; $p = 0{,}266$) потврђује да су варијансе између група приближно једнаке, што оправдава примену t-теста. Резултати непараметарског Mann–Whitney теста ($U = 5507{,}500$; $Z = -0{,}848$; $p = 0{,}397$) потврђују да расподела вредности задовољства не варира значајно у зависности од власништва над поседом. Ипак, виша средња ранг-вредност код власника (*Mean Rank* = 196,49), у односу на испитанике који не поседују сопствени посед (*Mean Rank* = 179,49), указује на благу тенденцију већег задовољства код испитаника који живе на властитом поседу.

Анализа одговора испитаника према величини поседа на коме станују, а у вези задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, указује на релативно уједначене резултате између посматраних група. Просечне вредности показују да највиши степен задовољства исказују власници великих поседа (*Mean* = 3,02), док су нешто ниже вредности забележене код испитаника који поседују мале (*Mean* = 2,91) и средње поседе (*Mean* = 2,90), као и код оних који нису дали одговор (*Mean* = 2,78). Levene тест ($F = 2{,}377$; $p = 0{,}070$) потврђује хомогеност варијанси, док резултати ANOVA теста ($F = 0{,}968$; $p = 0{,}408$) показују да не постоје статистички значајне разлике у просечним вредностима задовољства. Представљени резултат потврђују и робусни тестови Welch ($p = 0{,}416$) и Brown–Forsythe ($p = 0{,}427$). Потврду добијених резултата пружа и непараметарски Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 3{,}396$; $p = 0{,}334$), којим је утврђено да не постоје статистички значајне разлике у ранг-вредностима између посматраних група.

Анализа одговора испитаника према статусу поседа у односу на експропријацију, а у контексту задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, указује на **статистички значајне разлике** између група. Најнижи степен задовољства изразили су испитаници чији је посед предвиђен за експропријацију (*Mean* = 2,50), док су нешто више вредности забележене код групе неинформисаних или оних који нису дали одговор (*Mean* = 2,60). Највише вредности имали су испитаници чији посед није предвиђен за експропријацију (*Mean* = 3,05), што упућује на већу перцепцију стабилности и боље задовољство квалитетом услова живота. Levene тест ($F = 1{,}755$; $p = 0{,}174$) потврђује да није нарушена претпоставка хомогености варијанси. Резултати ANOVA анализе ($F = 13{,}472$; $p < 0{,}001$) показују да постоји статистички значајна разлика у просечним вредностима задовољства између испитаника различитог статуса поседа. Остварени резултат додатно је потврђен робусним Welch ($p < 0{,}001$) и Brown–Forsythe ($p < 0{,}001$) тестовима. Пост хок анализе показују да је разлика између групе „посед није предвиђен за експропријацију" и групе „неинформисаност / без одговора" статистички значајна ($p < 0{,}001$). Разлика између групе чији је посед предвиђен за експропријацију и групе чији није обухваћен експропријацијом показује маргиналну значајност ($p = 0{,}067$). Kruskal–Wallis тест као непараметарска алтернатива потврђује наведени резултат ($\chi^2 = 21{,}253$; $p < 0{,}001$), што додатно потврђује да је статус поседа у односу на експропријацију значајан фактор који утиче на субјективну перцепцију квалитета стања животне средине.

Анализа одговора испитаника према облику власништва над објектом становања, а у вези задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, указује на веома уједначене вредности између посматраних категорија. Испитаници који живе у кући исказали су највиши просек задовољства (*Mean* = 2,92), док су нешто ниже вредности забележене код испитаника који живе у стану (*Mean* = 2,84) и оних који немају власништво над објектом становања (*Mean* = 2,90). Резултати Levene теста ($F = 1{,}368$; $p = 0{,}256$) показују да није нарушена претпоставка о једнакости варијанси, што омогућава коришћење параметарског теста. Међутим, резултат ANOVA анализе ($F = 0{,}327$; $p = 0{,}722$) потврђује да не постоје статистички значајне разлике у просечним вредностима задовољства између посматраних група. Наведени резултат додатно је потврђен робусним тестовима Welch ($p = 0{,}724$) и Brown–Forsythe ($p = 0{,}693$). Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 0{,}698$; $p = 0{,}706$) такође није утврдио статистички значајне разлике у ранг-вредностима.

Анализа одговора испитаника у зависности од старости стамбеног објекта у којем живе, а у контексту задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, показује да међу посматраним групама не постоје статистички значајне разлике. Просечне вредности указују да највиши ниво задовољства бележе испитаници који живе у објектима изграђеним до 1970. године (*Mean* = 2,94), затим они чији су објекти изграђени у периоду 1971–1990. (*Mean* = 2,89) и 1991–2000. године (*Mean* = 2,88), док најниже вредности имају испитаници који живе у новијим објектима изграђеним након 2011. године (*Mean* = 2,64). Резултати Levene теста (F = 0,289; p = 0,834) показују да није нарушена претпоставка о једнакости варијанси, што омогућава примену параметарског теста. ANOVA анализа (F = 0,311; p = 0,817) указује да не постоји статистички значајна разлика у просечним вредностима између посматраних група. Робусни Welch (p = 0,817) и Brown–Forsythe тестови (p = 0,815) потврђују наведени резултат, као и непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 1,679; p = 0,642).

Анализа одговора испитаника према спратности стамбеног објекта у којем живе, а у вези задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, указује на уједначене вредности између посматраних група. Испитаници који живе у објектима средње спратности исказали су нешто више задовољство (*Mean* = 2,93), у поређењу са онима који живе у објектима ниске спратности (*Mean* = 2,88) и високе спратности (*Mean* = 2,87). Разлике су минималне, а све просечне вредности крећу се у оквиру уског интервала од 2,87 до 2,93, што показује да спратност зграде нема значајнији утицај на перцепцију квалитета животне средине. Резултати Levene теста (F = 0,218; p = 0,804) потврђују да није нарушена претпоставка о хомогености варијанси. ANOVA тест (F = 0,186; p = 0,831) није показао статистички значајне разлике у просечним вредностима задовољства међу посматраним групама. Робусни Welch (p = 0,831) и Brown–Forsythe тестови (p = 0,827) потврђују овај резултат, као и непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 0,523; p = 0,770).

Анализа одговора испитаника у зависности од предвиђености стамбеног објекта за експропријацију показује постојање јасних и статистички значајних разлика у задовољству квалитетом стања животне средине у насељу. Испитаници чији објекти нису предвиђени за експропријацију исказују највише задовољство (*Mean* = 3,05), док најниже вредности бележе испитаници који су неинформисани или нису дали одговор (*Mean* = 2,60 и *Mean* = 2,67), као и они чији је објекат предвиђен за експропријацију (*Mean* = 2,66). Резултати Levene теста (F = 1,862; p = 0,135) показују да није нарушена претпоставка о хомогености варијанси, што омогућава примену ANOVA теста. Анализа варијансе (F = 8,484; p < 0,001) указује на **постојање статистички значајних разлика** у средњим вредностима задовољства између посматраних група. Поменуте разлике потврђене су и робусним Welch тестом (p = 0,002) и Brown–Forsythe тестом (p < 0,001), као и непараметарским Kruskal–Wallis тестом (χ^2 = 21,412; p < 0,001), што указује на високу поузданост резултата. Пост хок анализе показују да је значајна разлика присутна између групе чији објекти нису предвиђени за експропријацију и групе која је неинформисана или није дала одговор са вишим нивоом задовољства у првој групи. Све остале међугрупне разлике нису статистички значајне. Представљени резултати указују да предвиђеност објекта за експропријацију има значајан утицај на субјективно задовољство испитаника квалитетом стања животне средине у насељу.

Резултати анализе одговора испитаника из **општине Угљевик** показују да не постоје статистички значајне разлике у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу између испитаника из домаћинстава различите величине. Испитаници из малих домаћинстава бележе просечну вредност задовољства 2,84, из средњих 2,90, а из великих 2,95. Међутим, ове разлике су минималне и нису статистички значајне. Levene тест (F = 0,579; p = 0,561) потврђује једнакост варијанси између група. Према резултатима ANOVA теста, добијена вредност (F = 0,564; p = 0,569) указује на то да разлике у средњим вредностима између група нису статистички значајне. Робусни тестови (*Welch* p = 0,604; *Brown–Forsythe* p = 0,589) такође не показују постојање значајних одступања. Исти закључак даје и Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 1,140; p = 0,566), који показује да расподеле вредности између група не одступају значајно једна од друге.

У нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, у зависности од типа домаћинства, постоје **статистички значајне разлике.** Просечне вредности указују да најнижи ниво задовољства имају испитаници из малих домаћинстава са децом (*Mean* = 2,74), нешто виши из малих домаћинстава без деце (*Mean* = 2,77), док највише просечне вредности бележе испитаници из вишегенерацијских домаћинстава (*Mean* = 2,98). Резултати ANOVA теста (F = 4,261; p = 0,015) указују на постојање статистички значајне разлике између минимално две групе. Levene тест (F = 0,741; p = 0,477) потврђује једнакост варијанси међу групама, што значи да су резултати ANOVA теста поуздани. Робусни тестови (*Welch* p = 0,014; *Brown–Forsythe* p = 0,015) потврђују стабилност остварених резултата. Пост хок тестови показују да се значајна разлика јавља између испитаника из малих домаћинстава са децом и оних који живе у вишегенерацијским домаћинствима (*Tukey* p = 0,029; *Games–Howell* p = 0,022), док остале разлике нису статистички значајне. Резултати Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 8,932; p = 0,011) такође потврђују постојање статистички значајних разлика у расподели вредности између група.

Резултати анализе показују да не постоје статистички значајне разлике у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу између испитаника чија домаћинства остварују различите изворе прихода. Просечне вредности указују да највише задовољство исказују испитаници чија су домаћинства ослоњена на изворе приходе из пољопривреде (*Mean* = 3,13), док су нешто ниже вредности забележене код оних са непољопривредним приходима (*Mean* = 2,89) и код домаћинстава са другим или комбинованим изворима прихода (*Mean* = 2,89). Резултати ANOVA теста (F = 1,710; p = 0,182) указују да разлике у средњим вредностима нису статистички значајне. Levene тест (F = 0,403; p = 0,668) потврђује једнакост варијанси између група, што значи да су добијени резултати стабилни и поуздани. Робусни тестови (*Welch* p = 0,206; *Brown–Forsythe* p = 0,185) потврђују да нема статистички значајних одступања у резултатима. Резултате потврђује и Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 3,897; p = 0,142).

У нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу постоје **статистички значајне разлике** у зависности од броја запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани. Испитаници из домаћинстава у којима није запослен ниједан члан изразили су најнижи ниво задовољства (*Mean* = 2,79), нешто више вредности забележене су код домаћинстава са једним запосленим чланом (*Mean* = 2,98), док највише просечне вредности имају домаћинства у којима су запослена два или више чланова (*Mean* = 3,10). Према резултатима ANOVA теста, добијена вредност (F = 5,405; p = 0,005) указује на постојање статистички значајних разлика у средњим вредностима између група. Levene тест (F = 0,060; p = 0,942) потврђује једнакост варијанси међу групама, што значи да су резултати поуздани. Робусни тестови (*Welch* p = 0,005; *Brown–Forsythe* p = 0,005) потврђују стабилност резултата. Пост хок тестови указују на статистички значајне разлике између домаћинстава без запослених и оних са једним запосленим (p = 0,037 и p = 0,038), као и између домаћинстава без запослених и оних са два или више запослених (p = 0,011). Разлике између домаћинстава са једним и више запослених нису статистички значајне. Резултат потврђује и Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 11,759; p = 0,003).

У нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу између испитаника који живе на властитом поседу и оних који не живе не постоје статистички значајне разлике. Испитаници који поседују властити посед показали су нешто више просечне вредности (*Mean* = 2,93) у односу на испитанике који исти не поседују (*Mean* = 2,75), али та разлика није статистички значајна. Levene тест (F = 0,034; p = 0,853) потврђује једнакост варијанси, што омогућава поуздану примену t-теста. Резултати t-теста за независне узорке (t = 1,490; p = 0,137) указују на то да се средње вредности две групе не разликују значајно. Непараметарски Mann–Whitney U тест такође показује да нема статистички значајних разлика између група (U = 12792,500; Z = -1,250; p = 0,211).

Резултати анализе показују да постоје **статистички значајне разлике** у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу у зависности од величине поседа

домаћинства. Испитаници који станују на великим поседима исказали су највише просечне вредности задовољства (*Mean* = 3,14), затим нешто ниже вредности они са средњим поседом (*Mean* = 3,00), док су најниже вредности забележене код испитаника са малим поседом (*Mean* = 2,77) и код оних који нису дали одговор у вези величине поседа (*Mean* = 2,80). Према резултатима ANOVA теста, утврђена је статистички значајна разлика између група ($F = 5{,}020$; $p = 0{,}002$), уз потврђену једнакост варијанси ($F = 0{,}753$; $p = 0{,}521$). Остварени резултати указују да величина поседа утиче на перцепцију квалитета животне средине у насељу. Робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}003$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}003$) потврђују стабилност резултата. Према резултатима пост хок тестова, значајне разлике утврђене су између испитаника који поседују мале поседе и оних са великим поседом ($p = 0{,}004$ и $p = 0{,}008$), као и између групе са великим поседом и испитаника који нису дали одговор ($p = 0{,}035$). Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста потврђују наведене резултате ($\chi^2 = 16{,}265$; $p = 0{,}001$), указујући да се перцепција квалитета стања животне средине у насељу статистички разликује у зависности од величине поседа.

У односу на то да ли је посед испитаника предвиђен за експропријацију постоји **статистички значајна разлика** у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу. Испитаници чији је посед предвиђен за експропријацију исказали су нешто више просечне вредности задовољства (*Mean* = 2,98) у односу на оне чији посед није предвиђен за експропријацију (*Mean* = 2,95), док су најниже вредности забележене код испитаника који нису информисани или нису дали одговор (*Mean* = 2,61). Levene тест ($F = 0{,}516$; $p = 0{,}597$) потврђује једнакост варијанси, што омогућава поуздану примену теста. ANOVA тест показује статистички значајну разлику између група ($F = 4{,}839$; $p = 0{,}008$), што указује да статус експропријације поседа утиче на перцепцију квалитета животне средине. Робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}012$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}006$) потврђују стабилност резултата. Пост хок тестови показују да је разлика статистички значајна између групе испитаника који нису информисани или нису одговорили и оних чији посед није предвиђен за експропријацију ($p = 0{,}006$–$0{,}007$). Између испитаника чији је посед предвиђен и оних који нису предвиђени нема значајних разлика. Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста такође указују на статистички значајне разлике ($\chi^2 = 6{,}174$; $p = 0{,}046$), што потврђује да статус експропријације поседа утиче на субјективно задовољство квалитетом стања животне средине у стању.

У нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу у односу на власништво над стамбеним објектом не постоје статистички значајне разлике. Највише просечне вредности бележе испитаници који живе у кућама (*Mean* = 2,95), затим они који поседују стан (*Mean* = 2,83), док су најниже вредности забележене код испитаника без власништва над стамбеним објектом (*Mean* = 2,63). Levene тест показује да су варијансе хомогене ($F = 1{,}133$; $p = 0{,}323$), што омогућава поуздану примену теста. ANOVA тест није потврдио статистички значајне разлике ($F = 2{,}305$; $p = 0{,}101$). Робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}101$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}090$) потврђују да разлике нису статистички значајне. Резултати Kruskal–Wallis непараметарског теста ($\chi^2 = 3{,}932$; $p = 0{,}140$) потврђују да се задовољство квалитетом животне средине у насељу не разликује значајно у односу на облик власништва над стамбеним објектом.

Статистички значајна разлика у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу у односу на старост стамбених објеката испитаника није утврђена. Испитаници који живе у објектима изграђеним у периоду 1991–2010. године исказали су нешто више просечне вредности задовољства (*Mean* = 3,01), док су најниже вредности забележене код оних који живе у објектима изграђеним до 1970. године (*Mean* = 2,77). Средње вредности за објекте из периода 1971–1990. године (*Mean* = 2,88) и након 2011. године (*Mean* = 2,89) приближне су укупном просеку (*Mean* = 2,92). Levene тест ($F = 0{,}487$; $p = 0{,}691$) указује на хомогеност варијанси, што потврђује да су групе упоредиве. Резултати ANOVA теста показују да разлике међу групама нису статистички значајне ($F = 1{,}150$; $p = 0{,}328$). Робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}347$; *Brown–Forsythe*, $p = 0{,}340$) такође потврђују одсуство значајних разлика између група. Непараметарски Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 2{,}723$; $p = 0{,}436$) потврђује да не постоје статистички

значајне разлике у нивоима задовољства квалитетом стања животне средине у насељу у зависности од старости стамбеног објекта испитаника.

Резултати анализе показују да не постоји статистички значајна разлика у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу у односу на спратност стамбених објеката испитаника. Испитаници који живе у објектима ниске спратности исказали су нешто више просечне вредности задовољства (*Mean* = 2,97), у односу на оне који живе у објектима средње спратности (*Mean* = 2,79) и високе спратности (*Mean* = 2,83). Levene тест ($F = 0,337$; $p = 0,714$) потврђује хомогеност варијанси, што омогућава поуздано поређење група. Резултати ANOVA теста указују да разлике нису статистички значајне ($F = 2,301$; $p = 0,101$). Робусни тестови (*Welch* $p = 0,109$; *Brown–Forsythe* $p = 0,092$) потврђују одсуство статистички значајних разлика. Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста ($\chi^2 = 5,188$; $p = 0,075$) потврђују да разлике у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу у односу на спратност стамбеног објекта испитаника нису статистички значајне.

Статистички значајне разлике у нивоу задовољства квалитетом животне средине у насељу у зависности од тога да ли је стамбени објекат испитаника предвиђен за експропријацију постоје. Испитаници чији објекти нису предвиђени за експропријацију исказали су највише просечне вредности задовољства (*Mean* = 2,96), док су најниже вредности забележене код оних који су неинформисани или нису одговорили на ово питање (*Mean* = 2,50). Levene тест ($F = 0,591$; $p = 0,621$) показује да су варијансе хомогене. Резултати ANOVA теста указују на постојање статистички значајних разлика између група ($F = 5,276$; $p = 0,001$). Робусни тестови (*Welch* $p = 0,029$; *Brown–Forsythe* $p = 0,004$) такође потврђују значајне разлике између група, што указује на стабилност резултата. Пост хок тестови показали су да су разлике статистички значајне између испитаника који нису информисани о статусу експропријације и оних чији објекти нису предвиђени за експропријацију ($p = 0,001$). У осталим поређењима разлике нису статистички значајне. Резултати Kruskal–Wallis непараметарског теста ($\chi^2 = 11,573$; $p = 0,009$) потврђују постојање статистички значајне разлике између група, при чему је најнижи ниво задовољства поново забележен код неинформисаних испитаника (*Mean Rank* = 214,75).

Одговори испитаника из **општине Станари** груписани према величини домаћинства, а у односу на задовољство квалитетом стања животне средине у насељу, показују следеће просечне вредности: мала домаћинства 3,36, средња домаћинства 3,20 и велика домаћинства 2,96. Levene тест не указује на неједнакост варијанси ($F = 0,17$; $p = 0,842$). Према ANOVA тесту, постоји **статистички значајна разлика** између група ($F = 3,90$; $p = 0,021$), што потврђују и робусни тестови (*Welch* $p = 0,026$; *Brown–Forsythe* $p = 0,024$). Пост хок анализе показују да мала домаћинства имају значајно више просечне вредности у односу на велика (*Tukey* $p = 0,026$; *Games–Howell* $p = 0,034$), док разлике између малих и средњих, као и средњих и великих, не достижу ниво значајности од 0,05. Kruskal–Wallis тест такође указује на разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 8,973$; $p = 0,011$), при чему је ранг највиши код малих домаћинстава (*Mean rank* = 231,56), затим средњих (*Mean rank* = 210,34), а најнижи код великих (*Mean rank* = 183,38).

Према типу домаћинства, а у односу на задовољство квалитетом стања животне средине у насељу, анализа одговора показује следеће просечне вредности: мала домаћинства без деце 3,37, мала домаћинства са децом 2,92 и вишегенерацијска домаћинства 3,17. Levene тест не указује на неједнакост варијанси ($F = 1,47$; $p = 0,231$). Према резултатима ANOVA теста, постоји **статистички значајна разлика** између група ($F = 3,56$; $p = 0,029$), што потврђују и робусни тестови (*Welch* $p = 0,044$; *Brown–Forsythe* $p = 0,038$). Пост хок анализе показују да мала домаћинства без деце имају значајно више просечне вредности у односу на мала домаћинства са децом (*Tukey* $p = 0,030$; *Games–Howell* $p = 0,043$), док разлике у односу на вишегенерацијска домаћинства нису достигле ниво значајности од 0,05. Kruskal–Wallis тест такође указује на разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 8,245$; $p = 0,016$), при чему је ранг највиши код малих домаћинстава без деце (*Mean rank* = 226,85), затим вишегенерацијских (*Mean rank* = 201,86), а најнижи код малих домаћинстава са децом (*Mean rank* = 173,73).

Одговори испитаника према извору прихода домаћинства, а у односу на задовољство квалитетом стања животне средине у насељу, показују сличне просечне вредности:

домаћинства са непољопривредним приходима 3,15, домаћинства са пољопривредним приходима 2,88 и домаћинства са другим приходима 3,22. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 1,456; p = 0,234). Према резултатима ANOVA теста, не постоји статистички значајна разлика између група (F = 1,439; p = 0,238), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,321; *Brown–Forsythe* p = 0,284). Kruskal–Wallis тест такође не показује разлике у расподели одговора (χ^2 = 2,680; p = 0,262).

Анализа одговора испитаника у односу на број запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани показују сличне просечне вредности: домаћинства без запослених чланова 3,19, домаћинства у којима је запослен један члан 3,00 и домаћинства са два или више запослених чланова 3,29. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 2,71; p = 0,068). Према резултатима ANOVA теста, не постоји статистички значајна разлика између група (F = 1,88; p = 0,154), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,140; *Brown–Forsythe* p = 0,148). Резултат потврђује и непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 3,423; p = 0,181).

Одговори испитаника у односу на власништво над поседом становања показују више просечне вредности код оних који станују на сопственом поседу (*Mean* = 3,18) у односу на оне који не станују на сопственом поседу (*Mean* = 2,96). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 2,42; p = 0,121). Према t-тесту разлика није статистички значајна (t = 1,50; p = 0,135). Mann–Whitney U тест такође не указује на значајне разлике у расподели одговора (U = 9 147,00; Z = -1,73; p = 0,084).

У односу на величину поседа на коме домаћинство станује, одговори испитаника показују јасну правилност да ниво задовољства опада са порастом величине поседа. Просечне вредности задовољства су за домаћинства са малим поседом (< 500 m²) 4,01, домаћинства са великим поседом (> 5 000 m²) 3,06, домаћинства са поседом средње величине (501–5 000 m²) 3,00, а код домаћинстава која нису дала одговор 3,14. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,471; p = 0,703). Према резултатима ANOVA теста, постоје **статистички значајне разлике** између група (F = 8,209; p < 0,001), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p < 0,001; *Brown–Forsythe* p < 0,001). Пост хок анализе показују да је ниво задовољства код домаћинстава која станују на малом поседу статистички значајно виши од свих осталих категорија, док међусобне разлике између испитаника који станују на средњем поседу, великом поседу и оних који нису дали одговор, нису статистички значајне (p > 0,70). Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 23,631; p < 0,001), са највишим рангом код домаћинстава која станују на малим поседима (*Mean rank* = 298,56).

Одговори испитаника у односу на предвиђеност поседа за експропријацију, а у вези задовољства квалитетом стања животне средине, показују ниже просечне вредности код испитаника који станују на поседу предвиђеним за експропријацију (*Mean* = 2,42) у односу на испитанике чији поседи који нису предвиђени (*Mean* = 3,25) и испитанике који нису информисани или нису дали одговор (*Mean* = 3,04). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 1,90; p = 0,152). Према резултатима ANOVA теста, **постоје статистички значајне разлике** између група (F = 4,972; p = 0,007), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,002; *Brown–Forsythe* p = 0,003). Пост хок анализе показују да су вредности за „посед предвиђен за експропријацију“ значајно ниже од „посед није предвиђен“ (*Tukey* p = 0,018; *Games–Howell* p = 0,006) и ниже од „неинформисаност/нема одговора“ (*Tukey* p = 0,113; *Games–Howell* p = 0,041), док разлика између „није предвиђен“ и „неинформисаност/нема одговора“ није значајна ($p \approx 0{,}13$). Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 9,112; p = 0,011), са највишим рангом код испитаника са поседом који није предвиђен за експропријацију (*Mean rank* = 215,12), а најнижим код испитаника чији је посед предвиђен за експропријацију (*Mean rank* = 123,35).

Према статусу власништва над стамбеним објектом, одговори испитаника у вези задовољства квалитетом стања животне средине у насељу показују сличне просечне вредности: „власништво – кућа“ 3,15, „власништво – стан“ 3,52 и „без власништва“ 2,98. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 1,024; p = 0,360). Према резултатима ANOVA теста, не постоји статистички значајна разлика између група (F = 1,964; p = 0,142),

што потврђују и робусни тестови (*Welch p* = 0,125; *Brown–Forsythe p* = 0,120). Kruskal–Wallis тест такође не указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 4,775; *p* = 0,092), иако је ранг нешто виши код домаћинстава која поседују стан (*Mean rank* = 244,78) у односу на домаћинства која поседују кућу (*Mean rank* = 204,50) и домаћинства без власништва над стамбеним објектом (*Mean rank* = 179,38).

Одговори испитаника у односу на старост стамбеног објекта, а у вези задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, показују сличне просечне вредности: изграђени до 1970. године 3,02, 1971–1990. године 3,18, 1991–2010. године 3,21 и 2011. године до данас 3,13. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (*F* = 2,58; *p* = 0,053). Према резултатима ANOVA теста, не постоји статистички значајна разлика између група (*F* = 0,54; *p* = 0,655), што потврђују и робусни тестови (*Welch p* = 0,610; *Brown–Forsythe p* = 0,674). Kruskal–Wallis тест такође не показује разлике у расподели одговора (χ^2 = 1,193; *p* = 0,755).

Одговори испитаника према спратности стамбеног објекта, а у вези задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, показују врло сличне просечне вредности: ниска спратност 3,16, средња спратност 3,08 и висока спратност 3,23. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (*F* = 1,045; *p* = 0,353). Према резултатима ANOVA теста, не постоји статистички значајна разлика између група (*F* = 0,240; *p* = 0,787), што потврђују и робусни тестови (*Welch p* = 0,819; *Brown–Forsythe p* = 0,806). Kruskal–Wallis тест такође не показује разлике у расподели одговора (χ^2 = 0,581; *p* = 0,748).

Одговори испитаника у вези задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, а према предвиђености стамбеног објекта за експропријацију, показују ниже просечне вредности код објеката који у предвиђени (*Mean* = 2,46) у односу на оне који нису (*Mean* = 3,24) и који су неинформисани о статусу стамбеног објекта (*Mean* = 3,03), док је код испитаника који нису дали одговор на сличном вишем нивоу (*Mean* = 3,44). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (*F* = 0,740; *p* = 0,529). Према резултатима ANOVA теста, постоје **статистички значајне разлике** између група (*F* = 3,104; *p* = 0,027), што потврђују и робусни тестови (*Welch p* = 0,023; *Brown–Forsythe p* = 0,022). Пост хок анализе показују да су вредности за „да“ значајно ниже у односу на „не“ (*Games–Howell p* = 0,033; *Tukey p* = 0,054), док остале парне разлике нису достигле значајност ($p \geq 0{,}15$). Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 8,376; *p* = 0,039), са ранговима: „нема одговора“ Mean = 241,88, „не“ Mean = 213,14, „не знам“ Mean = 195,15 и „да“ Mean = 129,19.

Укупно посматрано, већина социо-економских и стамбених карактеристика домаћинства не показује доследну статистички значајну повезаност са нивоом задовољства квалитетом стања животне средине у насељу. Ипак, као најконзистентнији образац у све три општине издваја се статус експропријације поседа и/или стамбеног објекта. Домаћинства чији су посед или стамбени објекат предвиђени за експропријацију, као и домаћинства која нису информисана о том статусу, у појединим општинама исказују ниже просечне вредности задовољства, што указује да неизвесност у погледу имовинског статуса представља важан чинилац у перцепцији квалитета стања животне средине. Поред тога, резултати показују да су у Угљевику и Станарима поједине карактеристике домаћинства израженије повезане са нивоом задовољства него у Гацку. У Угљевику су статистички значајне разлике утврђене према типу домаћинства, броју чланова домаћинства запослених у руднику и термоелектрани, величини поседа, као и према статусу експропријације поседа и стамбеног објекта. Посебно је индикативан налаз да са порастом броја чланова домаћинства запослених у руднику и термоелектрани расте и просечна вредност композитног индекса задовољства, што може указивати на то да непосреднија економска повезаност домаћинства са рударско-енергетским системом прати повољнију перцепцију појединих компоненти стања животне средине. У Станарима су статистички значајне разлике утврђене према величини домаћинства, типу домаћинства, величини поседа, као и према статусу експропријације поседа и стамбеног објекта. Насупрот томе, у Гацку је статистички значајна повезаност јасно потврђена углавном код варијабли које се односе на статус експропријације, док код осталих карактеристика домаћинства није утврђен стабилан образац статистички значајних разлика. Посматрано према

укупном броју варијабли са статистички значајним разликама у ставовима, најизраженија повезаност утврђена је у Угљевику и Станарима, док је у Гацку слабије изражена. На основу тога може се закључити да су у Угљевику и Станарима социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава у већој мери повезане са разликама у перцепцији квалитета стања животне средине, док је у Гацку ова повезаност уже везана пре свега за питања експропријације и стамбено-имовинске неизвесности. Индикативно је и то што извори прихода домаћинства, власништво над стамбеним објектом, старост објекта и његова спратност углавном не показују статистички значајне разлике, што упућује на то да нису све стамбене и економске карактеристике подједнако релевантне за обликовање перцепције квалитета стања животне средине у насељу.

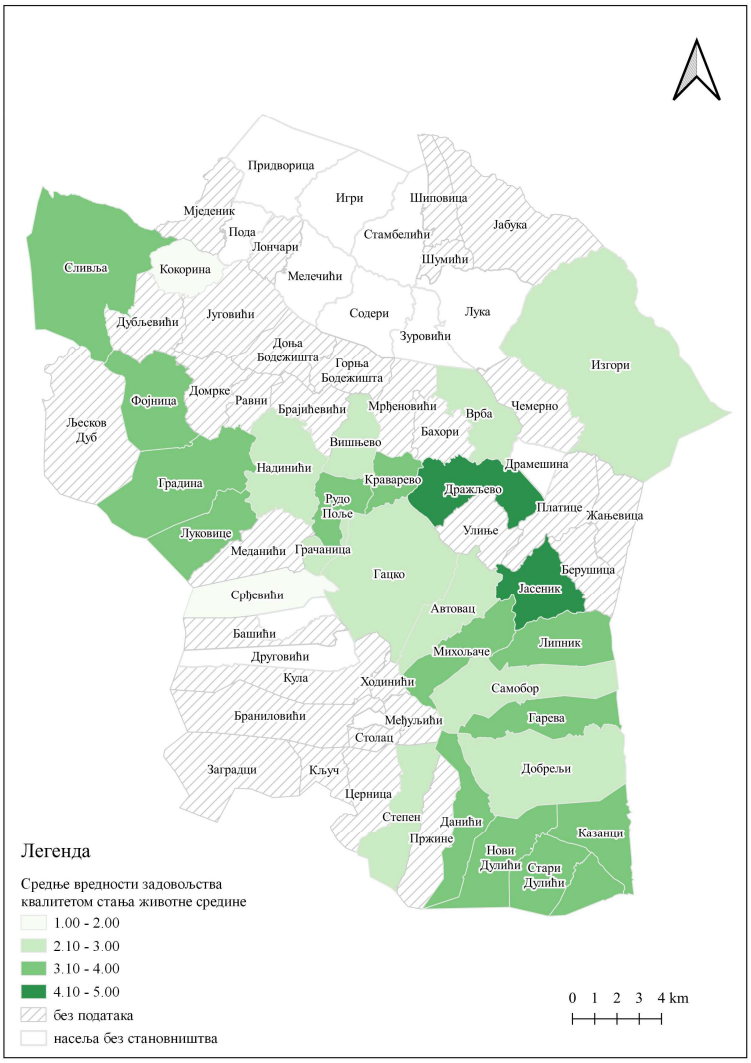
8.2.4. Задовољство квалитетом стања животне средине у насељу према карактеристикама насеља и дужини становања испитаника у насељу

Анализа одговора испитаника из **општине Гацко** према месту становања показује одређене просторне разлике у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, али без статистички значајних разлика на нивоу целокупног узорка. Просечне вредности крећу се у опсегу од 1,50 (најниже у насељима Кокорина и Срђевићи) до 5,00 (највише у насељу Јасеник), што указује на изражену варијабилност између појединих насеља (Слика 64). Наведене резултате треба посматрати са резервом, јер је у појединим насељима одговоре на питања дао по један испитаник. Levene тест (F = 0,942; p = 0,533) указује да су варијансе између група хомогене. Резултати ANOVA теста (F = 1,423; p = 0,082) показују да ове разлике нису статистички значајне, што потврђује и Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 29,624; p = 0,331). Посматрајући распон средњих вредности, уочава се да нешто већи ниво задовољства бележе испитаници из насеља Дражљево (*Mean* = 4,25) и Казанци (*Mean* = 3,58), док су најниже вредности регистроване у Срђевићима (*Mean* = 1,50) и Кокорини (*Mean* = 1,50). Централна насеља, Гацко (*Mean* = 2,84) и Автовац (*Mean* = 2,95), налазе се унутар просека, што указује на релативно умерен ниво задовољства. Представљени резултати сугеришу да место становања не представља статистички значајан фактор за задовољство квалитетом стања животне средине у насељу.

Статистички значајна разлика у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу утврђена је између испитаника који живе у насељима обухваћеним експлоатацијом и оних чија насеља нису директно обухваћена експлоатацијом. Просечна вредност задовољства код испитаника из насеља која нису обухваћена експлоатацијом је виша (*Mean* = 3,10) у односу на оне који живе у насељима која су обухваћена (*Mean* = 2,82). Пошто је Levene тест показао да је претпоставка о хомогености варијанси испуњена (F = 1,271; p = 0,260), тумачење је засновано на резултату независног t-теста, који је показао **статистички значајну разлику** (t = 2,798; p = 0,005). Резултати непараметарског Mann–Whitney U теста иду у истом смеру (U = 11969,50; Z = -2,530; p = 0,011), при чему више ранг-вредности испитаника из насеља која нису обухваћена експлоатацијом (*Mean Rank* = 220,10) у односу на становнике насеља обухваћених експлоатацијом (*Mean Rank* = 187,13) указују да они у просеку исказују виши ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу.

Степен обухваћености насеља површинском експлоатацијом угља умерено утиче на ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу. Испитаници из насеља која нису обухваћена копом исказују највиши ниво задовољства (*Mean* = 3,10), док су ниже вредности забележене у насељима делимично обухваћеним експлоатацијом: у групи < 10% Mean = 2,29, у насељима обухваћеним 21–30% Mean = 2,84 и у насељима са највишим степеном обухваћености > 40% Mean = 2,67. Levene тест указује да је претпоставка о једнакости варијанси задовољена (F = 1,68; p = 0,170). ANOVA тест показује да постоји **статистички значајна разлика** у нивоу задовољства квалитетом животне средине између група (F = 3,52; p = 0,015). Пост хок анализа показује да је статистички значајна разлика утврђена између насеља обухваћених мање од 10% и насеља обухваћених 21–30% експлоатационог поља, док

разлике између осталих група нису достигле ниво статистичке значајности. Kruskal–Wallis непараметарски тест такође показује статистички значајне разлике у расподели вредности између група (χ^2 = 8,711; p = 0,033).



Слика 64. Средње вредности задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Гацко)

Статистички значајна разлика утврђена је у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу између испитаника чија насеља неће бити обухваћена будућом експлоатацијом угља и оних који живе у насељима која ће бити обухваћена експлоатацијом. Испитаници из насеља која неће бити обухваћена експлоатацијом исказују виши ниво задовољства (*Mean* = 3,32), у односу на становнике насеља која ће бити обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 2,84). Levene тест указује да је претпоставка о једнакости варијанси задовољена (F = 1,93; p = 0,166). ANOVA тест показује да је разлика између група **статистички значајна** (F = 12,55; p < 0,001), а робусни Welch и Brown–Forsythe тестови додатно потврђују стабилност овог резултата (p = 0,003). Непараметарски Mann–Whitney U тест такође указује на статистички значајне разлике у расподели вредности задовољства (U = 5160,00; Z = -3,321; p = 0,001), при чему виши средњи ранг испитаника из насеља која неће бити обухваћена експлоатацијом (*Mean Rank* = 249,00), у односу на становнике насеља која ће бити обухваћена копом (*Mean Rank* = 188,87), потврђује да они у просеку исказују израженији ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу.

Анализа задовољства квалитетом стања животне средине у насељу показује да постоје статистички значајне разлике у зависности од будућег степена обухваћености насеља

површинским копом. Највише просечно задовољство исказују становници насеља која неће бити обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 3,32), док су ниже вредности забележене у групама 10–20% (*Mean* = 2,71), 31–40% (*Mean* = 2,89), 41–50% (*Mean* = 2,84), 51–60% (*Mean* = 2,90) и до >80% (*Mean* = 2,67) обухваћености. Категорија „биће обухваћено <10%“ има највишу средњу вредност (*Mean* = 3,50), али се заснива на само једном испитанику и стога није поуздана за тумачење. Levene тест потврђује да је претпоставка о једнакости варијанси испуњена (F = 1,64; p = 0,148), а ANOVA тест указује на **статистички значајне разлике** између група (F = 2,31; p = 0,033). Kruskal–Wallis тест додатно потврђује постојање значајних разлика у расподели вредности (χ^2 = 12,95; p = 0,044). Виши средњи рангови у насељима која неће бити обухваћена копом и минимално обухваћеним насељима (*Mean Rank* = 249,00 и 308,00), у односу на групе са већим степеном обухваћености (нпр. >80%, *Mean Rank* = 159,06), указују да становници из прве групе у просеку повољније перципирају квалитет стања животне средине у насељу.

Ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу не разликује се статистички значајно у зависности од удаљености насеља од површинског копа. Средње вредности показују да испитаници из насеља најближе копу (0–1 000 m) исказују нижи ниво задовољства (*Mean* = 2,83), док су више вредности забележене у насељима на растојању 1 001–2 000 m (*Mean* = 3,08) и већем од 2 001 m (*Mean* = 3,05). Ипак, група 1 001–2 000 m обухвата само три испитаника, па се резултат мора тумачити са опрезом. Levene тест потврђује хомогеност варијанси (F = 1,57; p = 0,210), али ANOVA тест не указује на статистички значајне разлике између група (F = 2,54; p = 0,080), што додатно потврђују и робусни Welch и Brown–Forsythe тестови (p = 0,240; p = 0,352). Резултати Kruskal–Wallis теста такође показују да нема статистички значајних разлика у расподели вредности задовољства између група (χ^2 = 4,30; p = 0,117). Упркос благом порасту просечних вредности са удаљеношћу од копа, овај резултат није статистички значајан.

Анализа одговора испитаника у односу на број година становања у насељу указује на одсуство статистички значајних разлика у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу између различитих категорија. Просечне вредности показују да највише задовољство исказују испитаници који у насељу живе 16–30 година (*Mean* = 3,00), док најниже вредности бележе они који у насељу живе више од 50 година (*Mean* = 2,68). Групе испитаника који живе до 15 година (*Mean* = 2,85) и 31–50 година (*Mean* = 2,87) имају готово идентичне вредности, што упућује на умерен ниво задовољства. Резултати Levene теста (F = 0,422; p = 0,737) потврђују да су варијансе хомогене, односно да није нарушена претпоставка о једнакој расподели варијанси између група. Према резултатима ANOVA теста (F = 1,581; p = 0,194), као и робусних Welch (p = 0,220) и Brown–Forsythe тестова (p = 0,187), не постоје статистички значајне разлике у средњим вредностима задовољства међу групама. Исто потврђује и непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 5,409; p = 0,144), који није идентификовао статистички значајну варијацију у ранг-вредностима, што значи да се нивои задовољства животном средином у насељу не разликују у зависности од дужине становања.

Анализа разлика у одговорима између староседелаца и досељених становника показује да не постоје статистички значајне разлике у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине између ове две групе испитаника. Просечна вредност задовољства код староседелаца износи 2,94, док је код досељених нешто нижа (*Mean* = 2,84). Иако је просек виши код оних испитаника који у насељу живе цео живот, разлика није статистички значајна. Резултати Levene теста (F = 3,158; p = 0,076) показују да се варијансе могу сматрати приближно једнаким, што дозвољава примену t-теста за независне узорке. Према резултатима t-теста (t = 1,120; p = 0,263), нема статистички значајних разлика у средњим вредностима задовољства између староседелаца и досељених. Представљене резултате потврђује и Mann–Whitney U тест (U = 17859,50; Z = -1,041; p = 0,298), који није идентификовао значајне разлике у ранг-вредностима између група.

Резултати анализе одговора испитаника из **општине Угљевик** показују да постоје **статистички значајне разлике** у нивоу задовољства квалитетом животне средине у насељу у

зависности од места становања испитаника. Средња вредност за целокупан узорак износи 2,91, али варира између насеља. Највише просечне вредности забележене су у насељима Доња Крћина (*Mean* = 4,00), Глиње (*Mean* = 3,94) и Коренита (*Mean* = 3,46), док су најниже вредности забележене у насељима Сарије (*Mean* = 1,88), Угљевик Село (*Mean* = 2,61) и Равно Поље (*Mean* = 2,63) (Слика 65). Резултати ANOVA теста показују да су разлике међу насељима статистички значајне (F = 2,378; p = 0,001), док Levene тест (F = 1,440; p = 0,112) потврђује хомогеност варијанси. Због недовољног броја случајева у појединим насељима (нпр. Мукат Станковићи, Јањари, Сарије), робусни и пост хок тестови нису могли бити израчунати. Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста потврђују постојање статистички значајних разлика између насеља (χ^2 = 40,074; p = 0,002). Већи степен задовољства бележи се у периферним и руралним насељима, која су удаљенија од површинског копа, док су најниже вредности задовољства изражене управо у насељима која се налазе у непосредној близини рударских активности (Угљевик, Угљевик Село, Стари Угљевик, Сарије).

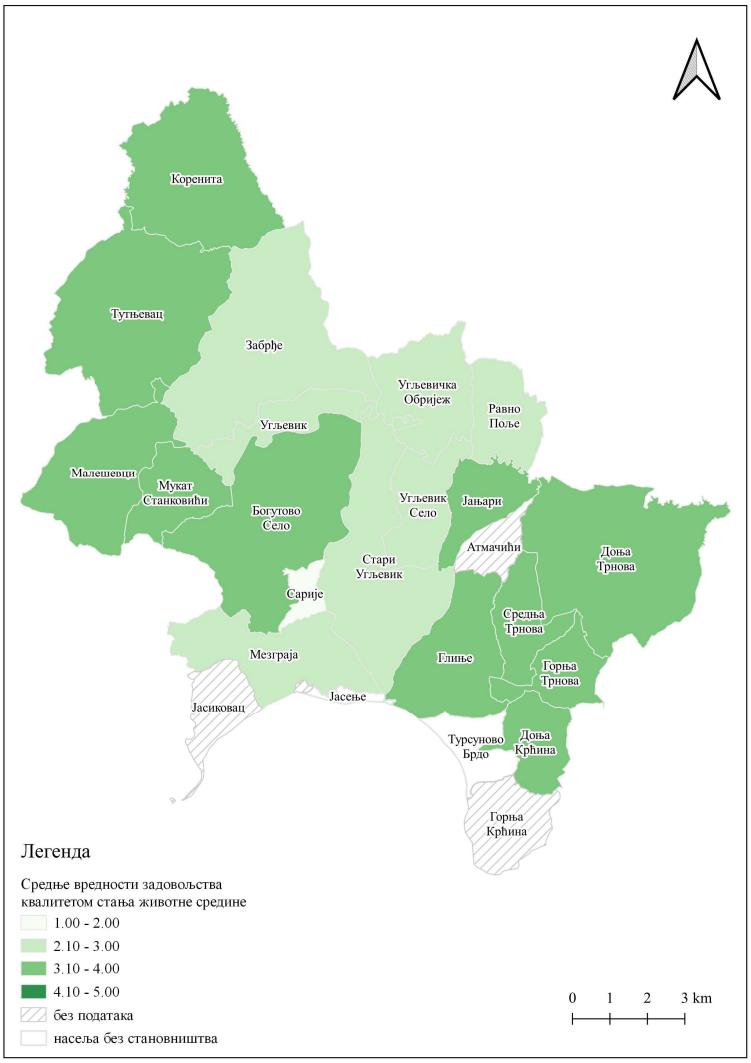
Статистички значајна разлика у нивоу задовољства квалитетом животне средине у насељу између испитаника који живе у насељима обухваћеним површинским копом и оних чија насеља нису директно обухваћена процесом експлоатације није утврђена. Просечна вредност задовољства код испитаника из насеља која нису обухваћена копом износи 2,91, док је код оних који живе у насељима која су обухваћена експлоатацијом 2,92. Тест за независне узорке потврђује да ове разлике нису статистички значајне (t = -0,073; p = 0,942), уз хомогеност варијанси потврђену Levene тестом (F = 0,360; p = 0,549). Такође, Mann–Whitney U тест као непараметарска алтернатива показује да нема статистички значајних разлика у расподели вредности између група (U = 12817,000; Z = -0,308; p = 0,758). Средње ранг вредности (278,83 за насеља ван копа и 286,02 за насеља обухваћена копом) указују на минималне разлике у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу.

Резултати анализе показују да не постоји статистички значајна разлика у нивоу задовољства квалитетом животне средине у насељу у зависности од степена у којем су насеља обухваћена површинским копом. Испитаници из насеља која нису обухваћена копом исказали су просечно задовољство (*Mean* = 2,91), што је у складу са укупним просеком узорка. У делимично обухваћеним насељима (< 20%) просек је нешто нижи (*Mean* = 2,75), док су највише вредности задовољства забележене у насељима која су значајно обухваћена експлоатацијом (> 40%) (*Mean* = 3,15). Тест хомогености варијанси није показао статистички значајна одступања (F = 0,004; p = 0,996), чиме је потврђена оправданост примене једнофакторске анализе варијансе. Резултати ANOVA указују да разлике између група нису статистички значајне (F = 1,346; p = 0,261). Робусни тестови потврђују исти налаз (*Welch* p = 0,303; *Brown–Forsythe* p = 0,296). Додатно, непараметарски Kruskal–Wallis тест није показао постојање статистички значајних разлика у расподели вредности између група (χ^2 = 4,000; p = 0,135).

Статистички значајна разлика потврђена је у нивоу задовољства квалитета стања животне средине у насељу између испитаника чија ће насеља бити обухваћена површинским копом и оних чија насеља неће бити обухваћена. Испитаници из насеља која неће бити обухваћена копом показали су виши ниво задовољства квалитетом животне средине (*Mean* = 3,16) у поређењу са испитаницима који живе у насељима која ће у будућности бити укључена у експлоатациону зону (*Mean* = 2,85). Ова разлика је **статистички значајна** према t-тесту за независне узорке (t = 3,383; p = 0,001), при чему је Levene тест указао на приближну једнакост варијанси (F = 2,783; p = 0,096). Према Mann–Whitney U тесту, разлика је такође статистички значајна (U = 20037,500; Z = -2,847; p = 0,004), што потврђује да се дистрибуције резултата значајно разликују. Средњи рангови указују на јасније изражено задовољство квалитетом стања животне средини у насељу у насељима која нису предвиђена за експлоатацију.

Анализа задовољства квалитетом стања животне средине у насељу показала је **статистички значајне разлике** у зависности од будућег степена обухваћености насеља површинским копом. Највише просечне вредности задовољства забележене су у насељима која неће бити обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 3,16) и у насељима која ће бити значајно обухваћена (61–80%) (*Mean* = 3,17), док су најниже вредности регистроване у насељима која

ће бити готово у потпуности обухваћена копом (*Mean* = 2,61). Разлике су потврђене параметарским ($F = 6{,}915$; $p < 0{,}001$), а додатно и робусним тестовима (*Welch* $p < 0{,}001$; *Brown–Forsythe* $p < 0{,}001$), као и непараметарским тестом ($\chi^2 = 18{,}291$; $p < 0{,}001$), што указује на поузданост резултата. На основу пост хок тестова утврђено је да становници насеља која неће бити обухваћена површинским копом имају статистички значајно веће задовољство квалитетом стања животне средине у односу на становнике делимично обухваћених насеља (< 20%, $p = 0{,}004$) и готово потпуно обухваћених насеља у будућности (>80%, $p = 0{,}002$), као и да је разлика значајна и између значајно обухваћених (61–80%) и готово потпуно обухваћених насеља ($p = 0{,}014$).



Слика 65. Средње вредности задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Угљевик)

Утврђене су **статистички значајне разлике** у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу у односу на удаљеност насеља испитаника од границе површинског копа. Просечне вредности указују да је задовољство нешто веће код испитаника који живе у насељима удаљеним више од 2 000 m од копа (*Mean* = 3,09), затим у насељима на растојању од 1–1 000 m (*Mean* = 2,92), док је најнижи ниво задовољства забележен у насељима која се налазе на растојању од 1 001–2 000 m (*Mean* = 2,81). Leveneov test показао је да претпоставка хомогености варијанси није испуњена ($F = 4{,}632$; $p = 0{,}010$), због чега су, поред једнофакторске анализе варијансе, примењени и робусни тестови. Разлике су потврђене параметарским тестом ($F = 6{,}029$; $p = 0{,}003$), као и робусним тестовима (*Welch* $p = 0{,}005$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}005$), а додатно и непараметарским

Kruskal–Wallis тестом (χ^2 = 10,669; p = 0,005), што указује на поузданост резултата. Према пост хок анализама утврђена је статистички значајна разлика између испитаника из насеља удаљених више од 2 000 m и оних који живе на растојању од 1 001–2 000 m од копа (p = 0,002), при чему испитаници из удаљенијих насеља показују веће задовољство.

Резултати анализе показују постепени пораст задовољства квалитетом стања животне средине у насељу са дужином становања у насељу. Испитаници који у насељу живе до 15 година исказују најниже просечно задовољство (*Mean* = 2,77), док највише вредности бележе становници који живе дуже од 50 година (*Mean* = 3,14). Према резултатима ANOVA теста (F = 2,850; p = 0,037), постоје **статистички значајне разлике** између група, што је додатно потврђено робусним тестовима (*Welch* p = 0,044; *Brown–Forsythe* p = 0,043). Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 9,148; p = 0,027) такође указује на значајне разлике у расподели вредности између група. Иако пост хок тестови нису показали статистички значајне разлике, уочен је тренд вишег задовољства међу становницима који дуже живе у насељу.

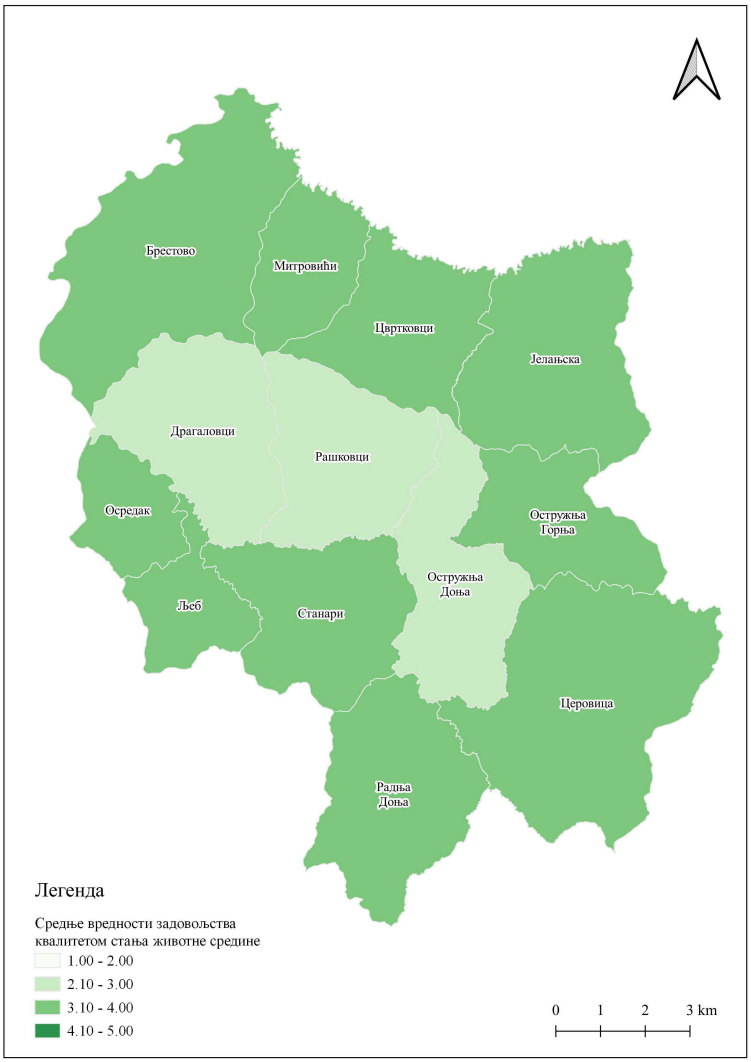
Испитаници који живе у насељу цео свој живот исказују нешто већи ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (*Mean* = 3,01) у односу на оне који су се доселили (*Mean* = 2,84). Разлика између ове две групе је **статистички значајна** (t = 2,253; p = 0,025). Резултати Mann–Whitney U теста (U = 33162,5; Z = -2,213; p = 0,027) додатно потврђују да становници који живе цео живот у насељу имају субјективно више задовољство квалитетом стања животне средине у насељу.

Одговори испитаника из **општине Станари** у вези задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, а према месту становања, показују разлике у просечним вредностима задовољства: највише у насељима Радња Доња (*Mean* = 3,90), Митровићи (*Mean* = 3,67), Оструж̌ња Горња (*Mean* = 3,50), Брестово (*Mean* = 3,45) и Јелањска (*Mean* = 3,43), а најниже у насељима Рашковци (*Mean* = 2,58) и Драгаловци (*Mean* = 2,73) (Слика 66). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,873; p = 0,575). Према резултатима ANOVA теста, постоји **статистички значајна разлика** између насеља (F = 2,90; p = 0,001), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,001; *Brown–Forsythe* p = 0,001). Пост хок анализе показују да је ниво задовољства значајно виши у насељу Радња Доња у односу на насеље Драгаловци (*Tukey* p = 0,024; *Games–Howell* p = 0,016) и Рашковци (*Tukey* p = 0,005; *Games–Howell* p = 0,005), док је разлика између насеља Митровићи и Рашковци такође значајна (*Tukey* p = 0,033; *Games–Howell* p = 0,064 – на граници статистичке значајности). Остале парне разлике нису достигле ниво значајности од 0,05. Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 33,023; p = 0,001), са највишим средњим ранговима у насељима Радња Доња (*Mean rank* = 282,72), Митровићи (*Mean rank* = 264,86) и Оструж̌ња Горња (*Mean rank* = 240,53), а најнижима у насељима Рашковци (*Mean rank* = 142,38) и Драгаловци (*Mean rank* = 159,67).

Анализа одговора испитаника у вези задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, а према обухваћености насеља површинским копом, показују ниже просечне вредности у насељима која су обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 2,75) у односу на насеља која нису (*Mean* = 3,22). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 1,593; p = 0,208). Према t-тесту, **разлика је статистички значајна** (t = 3,384; p = 0,001). Mann–Whitney U тест потврђује резултат (U = 8,913; Z = -3,260; p = 0,001), при чему су средњи рангови виши код испитаника из насеља која нису обухваћена површинским копом (*Mean rank* = 213,13) у односу на испитанике из насеља која су обухваћена експлоатацијом (*Mean rank* = 162,83).

Одговори испитаника о задовољству квалитетом стања животне средине у насељу, груписани према степену обухваћености насеља површинском експлоатацијом, показује да су просечне вредности највише у насељима која нису обухваћена (*Mean* = 3,22), ниже у насељима обухваћеним мање од 10% (*Mean* = 2,84), а најниже у насељима обухваћеним више од 40% (*Mean* = 2,58). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 1,007; p = 0,366). Према резултатима ANOVA теста **статистички значајне разлике** постоје (F = 6,188; p = 0,002), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,002; *Brown–Forsythe* p = 0,001). Пост хок анализе показују да је група „насеље није обухваћено“ виша у односу на „насеље обухваћено више од

40%“ (*Tukey p* = 0,012; *Games–Howell p* = 0,013) и у односу на „насеље обухваћено мање од 10%“ (*Tukey p* = 0,057 – на граници; *Games–Howell p* = 0,032), док се разлика између група испитаника чије је „насеље обухваћено мање од 10%“ и „насеље обухваћено више од 40%“ не показује значајном. Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 11,732; *p* = 0,003), са средњим ранговима по реду величине: *Mean rank* = 213,13 (није обухваћено), *Mean rank* = 173,50 (обухваћено < 10%) и *Mean rank* = 142,38 (обухваћено > 40%).



Слика 66. Средње вредности задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Станари)

Анализа одговора испитаника о задовољству квалитетом стања животне средине у насељу, који су груписани према томе да ли ће насеље у коме испитаник станује у будућности бити обухваћено површинском експлоатацијом, показује више просечне вредности задовољства код испитаника у насељима за која се не очекује експлоатација (*Mean* = 3,41) у односу на насеља у којима ће се вршити експлоатација (*Mean* = 3,03). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (*F* = 0,049; *p* = 0,825). Према t-тесту, разлика у одговорима између група је **статистички значајна** (*t* = 3,348; *p* = 0,001). Mann–Whitney U тест потврђује резултат (*U* = 13,697,5; *Z* = -3,381; *p* = 0,001), са средњим ранговима 234,80 (насеље неће бити обухваћено) и 191,73 (насеље ће бити обухваћено).

Одговори испитаника о задовољству квалитетом стања животне средине у насељу, груписани према будућем степену обухваћености насеља испитаника површинском експлоатацијом, показује да су просечне вредности задовољства највише у насељима за која се не очекује експлоатација (*Mean* = 3,41), затим у групама обухваћености „> 80%” (*Mean* =

3,28) и „< 10%” (*Mean* = 3,23), док су ниже у групи насеља „11–30%” (*Mean* = 3,04) и најниже у групи насеља која ће бити обухваћена „61–70%” (*Mean* = 2,76). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,367; p = 0,832). Према резултатима ANOVA теста, постоје **статистички значајне разлике** између група (F = 3,741; p = 0,005), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,005; *Brown–Forsythe* p = 0,006). Пост хок анализе показују да је ниво задовољства испитаника из насеља која неће бити обухваћена експлоатацијом статистички значајно виши у односу на ниво задовољства код испитаника који станују у насељима која ће бити обухваћена експлоатацијом 11–30% (*Tukey* p = 0,044; *Games–Howell* p = 0,045) и насељима која ће бити обухваћена 61–70% (*Tukey* p = 0,006; *Games–Howell* p = 0,003), док остале парне разлике нису достигле значајност ($p \geq 0{,}16$). Резултати Kruskal–Wallis теста такође указују на разлике у расподели одговора (χ^2 = 14,232; p = 0,007).

Ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, према удаљености насеља од тренутне границе површинског копа, расте са порастом удаљености. Просечне вредности најниже су у насељима у зони 0–1 000 m (*Mean* = 2,76), нешто више у насељима на удаљеностима 1 001–2 000 m (*Mean* = 3,01), а највише у насељима на удаљености > 2 000 m (*Mean* = 3,47). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,640; p = 0,528). Према резултатима ANOVA теста, **разлике су статистички значајне** (F = 11,780; $p < 0{,}001$), што потврђују и робусни тестови (*Welch* $p < 0{,}001$; *Brown–Forsythe* $p < 0{,}001$). Пост хок анализе показују да је задовољство у групи насеља удаљених > 2 000 m статистички значајно више у односу на насеља у зони удаљености 0–1 000 m (*Tukey/Games–Howell* $p < 0{,}001$) и у односу на насеља у зони удаљености 1 001–2 000 m (*Tukey/Games–Howell* $p < 0{,}001$), док разлика између 0–1 000 m и 1 001–2 000 m није значајна (*Tukey/Games–Howell* $p \approx 0{,}27$–$0{,}31$). Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 22,543; $p < 0{,}001$), са средњим ранговима: за групу насеља на удаљености 0–1 000 m, Mean rank = 164,37; за групу насеља на удаљености 1 001–2 000 m, Mean rank = 189,35; за групу насеља на удаљености > 2 000 m, Mean rank = 240,42.

Анализа одговора испитаника о задовољству квалитетом стања животне средине у насељу, груписаних према броју година становања испитаника у насељу, показује благо више просечне вредности нивоа задовољства код испитаника са дужим становањем. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 2,596; p = 0,052). Према резултатима ANOVA теста, разлике нису статистички значајне (F = 1,309; p = 0,271), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,321; *Brown–Forsythe* p = 0,258). У складу са тим, Kruskal–Wallis тест не указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 3,856; p = 0,277).

Анализа нивоа задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, према томе да ли је испитаник староседелац или се доселио у насеље показује да испитаници који живе у насељу цели живот исказују нешто више просечне вредности задовољства квалитетом стања животне средине (*Mean* = 3,22) у односу на испитанике који су досељени (*Mean* = 3,06). Levene тест указује на постојање неједнакости варијанси (F = 10,117; p = 0,002), због чега је примењен t-тест са корекцијом за неједнаке варијансе. Резултати t-теста не показују статистички значајну разлику између група (t = 1,456; p = 0,146). Непараметарски Mann–Whitney U тест такође не указује на постојање статистички значајних разлика (U = 17,854,5; $Z = -1{,}356$; p = 0,175), при чему су средњи рангови нешто виши код испитаника који живе у насељу цели живот (*Mean rank* = 205,18) у односу на испитанике који су досељени (*Mean rank* = 189,60).

Укупно посматрано, карактеристике насеља и дужина становања испитаника у насељу не показују уједначен образац статистички значајних разлика између све три општине, што указује на то да су уочене разлике условљене специфичностима локалног просторног и експлоатационог контекста. Ипак, у све три општине понавља се исти општи образац, односно да становници из насеља која нису обухваћена експлоатацијом, као и из насеља која нису предвиђена за будућу експлоатацију, у просеку исказују више задовољство квалитетом стања животне средине, док су ниже вредности забележене у насељима која јесу или ће бити обухваћена експлоатацијом. Овај образац је најдоследније потврђен код варијабли које се односе на садашњу и будућу обухваћеност насеља површинским копом, као и код степена те обухваћености. Поред тога, резултати показују да су у Угљевику и Станарима просторне

разлике израженије него у Гацку. У обе општине утврђене су статистички значајне разлике према месту становања испитаника, као и према удаљености насеља од површинског копа, при чему задовољство углавном расте са већом удаљеношћу од експлоатационих активности. Насупрот томе, у Гацку место становања није показало статистички значајан утицај, а ни удаљеност од копа није достигла ниво статистичке значајности, иако је уочен исти смер кретања просечних вредности. Када је реч о дужини становања, у Гацку и Станарима нису утврђене статистички значајне разлике, док је у Угљевику уочен тренд већег задовољства код испитаника који дуже живе у насељу, као и код староседелаца у односу на досељене. Посматрано према укупном броју варијабли код којих су утврђене статистички значајне разлике, најизраженија повезаност утврђена је у Угљевику и Станарима, док је у Гацку ова повезаност слабије изражена. На основу тога може се закључити да су у Угљевику и Станарима карактеристике насеља значајније повезане са разликама у перцепцији квалитета стања животне средине, док је у Гацку ова повезаност више везана за општу подељеност на насеља обухваћена и необухваћена експлоатацијом, односно за садашњу и будућу изложеност рударским активностима.

8.2.5. Регресиона анализа предиктора задовољства квалитетом стања животне средине у насељу

У претходно представљеним резултатима одговора испитаника из **општине Гацко**, уочене су статистички значајне разлике у нивоима задовољства квалитетом стања животне средине у насељу између испитаника груписаних према полу, старости, броју година рада у предузећу, величини домаћинства, предвиђености поседа и стамбеног објекта за експропријацију и обухваћености насеља површинским копом, степену обухваћености насеља површинским копом, обухваћености насеља површинским копом у будућности и степену обухваћености насеља површинским копом у будућности. Како би се утврдили најјачи предиктори који утичу на ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, извршена је вишеструка линеарна регресиона анализа са свим доступним предикторима.

Табела 4. Најјачи предиктори задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Гацко)

Предиктор	Смер ефекта	β	B	p	Интерпретација
Да ли је насеље обухваћено површинским копом	–	−0,455	−0,911	0,095	Испитаници из насеља која су обухваћена експлоатацијом показују тенденцију ка нижем задовољству квалитетом животне средине, али ефекат није статистички значајан.
Удаљеност насеља од површинског копа	–	−0,492	−0,487	0,111	Испитаници из удаљенијих насеља исказују нешто ниже задовољство, али без статистичке значајности.
Да ли ће насеље бити обухваћено површинским копом у будућности	–	−0,225	−0,629	0,114	Испитаници из насеља за која се очекује да ће бити обухваћени експлоатацијом имају тенденцију нижег задовољства, али ефекат није статистички поуздан.
Објекат је предвиђен за експропријацију	–	−0,155	−0,263	0,134	Испитаници чији је објекат предвиђен за експропријацију имају нешто ниже задовољство квалитетом животне средине, али без статистички значајне разлике.
Број година становања у насељу	–	−0,111	−0,121	0,130	Дуже становање у насељу благо је повезано са нижим задовољством, али без статистичке значајности.

Регресиони модел за задовољство квалитетом стања животне средине показује слабо прилагођавање подацима, али је модел као целина статистички значајан ($R = 0{,}376$; $R^2 = 0{,}141$; Adj. $R^2 = 0{,}081$; $F = 2{,}356$; $p < 0{,}001$; *Durbin–Watson* = 1,76), то јесте, укључене варијабле заједно објашњавају око 14,1% варијансе задовољства. Наведени резултат указује на то да комбинација демографских, социо-економских и просторних карактеристика има ограничену способност да објасни варијације у задовољству квалитетом животне средине, то јесте, ниједан предиктор није статистички значајан на нивоу p < 0,05. Просторни индикатори повезани са рударском експлоатацијом показују највеће потенцијалне ефекте (Табела 4).

У резултатима анализе одговора испитаника из **општине Угљевик**, евидентне су статистички значајне разлике у нивоу задовољства квалитетом стања животне средине у насељу између испитаника према неколико демографских, социо-економских и просторних показатеља. Разлике су уочене у односу на: пол, радни статус и сектор запослености, као и у зависности од типа домаћинства, броја запослених чланова у руднику и термоелектрани, величину поседа, те статус експропријације поседа и стамбеног објекта. Поред тога, значајне разлике утврђене су у зависности од места становања, обухваћености и степена обухваћености насеља површинским копом у будућности, удаљености насеља од тренутне границе површинског копа, као и дужине становања и порекла становника. Како би се утврдили најјачи предиктори који утичу на ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, извршена је регресиона анализа свих варијабли.

Регресиони модел (ENTER метода) показује слабо прилагођавање подацима ($R = 0{,}317$; $R^2 = 0{,}101$; *Adj.* $R^2 = 0{,}058$; $F = 2{,}34$; $p < 0{,}001$; *Durbin–Watson* = 1,74). Иако модел има релативно малу предиктивну снагу, резултати су статистички значајни и показују неколико јасно издвојених фактора који обликују перцепцију становништва (Табела 5). Перцепцију задовољства квалитета стања животне средине у насељу највише обликује пол испитаника, при чему жене чешће истичу ниже нивое задовољства. Просторни фактори (попут обухвата насеља копом, будућег обухвата и удаљености насеља од копа) показују очекиване трендове, али исти нису довољно изражени да би се издвојили као поуздани појединачни предиктори у присуству осталих варијабли.

Табела 5. Најјачи статистички значајан предиктор задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Угљевик)

Предиктор	**Смер ефекта**	**β**	**B**	***p***	**Интерпретација**
Пол	−	−0,134	−0,230	0,006	Жене имају статистички значајно ниже задовољство квалитетом животне средине у односу на мушкарце.

У резултатима анализе одговора испитаника из **општине Станари**, евидентне су статистички значајне разлике у нивоима задовољства квалитетом стања животне средине у насељу између испитаника груписаних према старости, запослености, сектору запослености, броју година рада у предузећу, величини домаћинства, типу домаћинства, величини поседа, предвиђености поседа и стамбеног објекта за експропријацију, насељу становања, према обухваћености и будућој обухваћености насеља становања површинском експлоатацијом, тренутним и будућим степеном обухваћености, као и удаљености насеља становања од тренутне границе копа. Како би се утврдили најјачи предиктори који утичу на ниво задовољства квалитетом стања животне средине у насељу, извршена је регресиона анализа свих варијабли.

Регресиони модел за задовољство квалитетом стања животне средине у насељу, процењен ENTER методом, показује слабо прилагођавање подацима ($R = 0{,}342$; $R^2 = 0{,}117$; *Adj.* $R^2 = 0{,}050$; $F = 1{,}74$; $p = 0{,}018$; *Durbin–Watson* = 1,74). Модел указује на неколико фактора који умерено утичу на процену стања животне средине (Табела 6). Најзначајнији предиктор је „величина домаћинства“ (β = -0,188; $p = 0{,}009$), што показује да су мања домаћинства склона

да позитивније оцењују стање животне средине. Значајан утицај има и варијабла „да ли ће насеље бити обухваћено површинским копом у будућности“, са негативним ефектом (β = -0,208; p = 0,035), што указује да становништво потенцијално угрожених насеља имају нижи ниво задовољства квалитетом стања животне средине. Остали предиктори имају смер у складу са очекивањима, али нису статистички значајни.

Табела 6. Најјачи статистички значајни предиктори задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Станари)

Предиктор	Смер ефекта	β	B	p	Интерпретација
Величина домаћинства	−	−0,188	−0,287	0,009	Испитаници из мањих домаћинства показују већи ниво задовољства квалитетом стања животне средине.
Да ли ће насеље бити оухваћено површинским копом у будућности	−	−0,208	−0,489	0,035	Испитаници из насеља која ће бити обухваћена копом имају нижи ниво задовољства квалитетом стања животне средине.

Компаративно посматрано, регресиони модели у све три општине показују ниску објашњавајућу моћ, што указује на то да се задовољство квалитетом стања животне средине у насељу не може у довољној мери објаснити ограниченим скупом укључених предиктора. Истовремено, структура статистички значајних предиктора разликује се између општина. У Гацку није издвојен ниједан појединачно статистички значајан предиктор, у Угљевику се као значајан издваја пол испитаника, док се у Станарима као значајни предиктори издвајају величина домаћинства и будућа обухваћеност насеља површинским копом. На основу тога може се закључити да не постоји јединствен скуп предиктора који у свим општинама на исти начин обликује перцепцију квалитета стања животне средине, већ је њихов значај условљен специфичностима локалног контекста.

8.3. Перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота становништва на поседу

Анализа перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота становништва на поседу спроведена је у сврху утврђивања постојања статистички значајних разлика у одговорима међу групама испитаника издвојених у односу на њихове демографске и социо-економске карактеристике, социо-економске и стамбене карактеристике њихових домаћинстава, те просторне карактеристике насеља (тренутна и будућа обухваћеност површинским копом, тренутни и будући степен обухваћености насеља површинским копом, удаљеност насеља од границе тренутног површинског копа) и дужину становања испитаника у насељу. Такође, утврђени су статистички значајни предиктори који утичу на ниво перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота становништва на поседу спровођењем регресионе анализе.

8.3.1. Перципирани утицај експлоатације угља према демографским карактеристикама испитаника

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота на поседу код испитаника из **општине Гацко** не постоје статистички значајне разлике у односу на пол. Просечна вредност код мушкараца је нешто нижа (*Mean* = 1,89), у односу на вредност коју исказују жене (*Mean* = 1,98), али ова разлика није статистички значајна. Резултати Levene теста

(F = 1,903; p = 0,169) показују да су варијансе између група хомогене, што дозвољава примену t-теста за независне узорке. Према резултатима t-теста (t = -0,902; p = 0,368), нема статистички значајних разлика у средњим вредностима перцепције утицаја између мушкараца и жена. Представљени резултати потврђени су и непараметарским Mann–Whitney U тестом (U = 17253,50; Z = -0,822; p = 0,411), који није показао значајну разлику у расподели рангова. На основу добијених резултата може се закључити да пол испитаника не утиче значајно на перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота на поседу.

Перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота на поседу благо варира у зависности од старосне доби испитаника. Просечне вредности крећу се од 1,76 код испитаника у старосној групи 50–59 година до 2,14 код испитаника у старосној групи 40–49 година. Резултати Levene теста (F = 2,310; p = 0,057) указују на приближно једнаке варијансе међу групама. Према резултатима ANOVA теста (F = 2,047; p = 0,087), разлике у средњим вредностима нису статистички значајне на нивоу p < 0,05, иако постоји видљив тренд раста вредности код групе 40–49 година. Исто су потврдили и робусни тестови (*Welch* p = 0,143; *Brown–Forsythe* p = 0,108). Иако је непараметарски Kruskal–Wallis тест указао на постојање статистички значајне разлике у ранговима између старосних група (χ^2 = 10,617; p = 0,014), а Tukey пост хок тест издвојио разлику између група 40–49 и 50–59 година (p = 0,046), ове резултате треба тумачити опрезно, с обзиром на то да параметарски и робусни тестови нису потврдили статистичку значајност. У целини, резултати указују на закључак да средње генерације (посебно испитаници од 40 до 49 година) имају нешто израженију перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, док испитаници старији од 50 година тај утицај перципирају у мањој мери.

Просечне вредности варијабле "учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу" указују на мале разлике између образовних група. Највишу вредност имају испитаници са високим образовањем (*Mean* = 1,95), док су нешто ниже вредности забележене код испитаника са средњим (*Mean* = 1,94) и нижим образовањем (*Mean* = 1,93). Резултат Levene теста (F = 3,800; p = 0,023) указује на нехомогеност варијанси. Разлике у средњим вредностима нису статистички значајне према резултатима ANOVA теста (F = 0,011; p = 0,989), што је потврђено и робусним тестовима (*Welch* p = 0,989; *Brown–Forsythe* p = 0,992). Ни непараметарски Kruskal–Wallis тест није потврдио значајне разлике у расподели одговора између образовних група (χ^2 = 1,977; p = 0,372). На основу тога може се закључити да ниво образовања није статистички значајно повезан са перцепцијом учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу.

Анализа одговора испитаника из **општине Угљевик** према полу, а у односу на перципирани утицај експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, установила је више просечне вредности код жена (*Mean* = 1,86) у односу на мушкарце (*Mean* = 1,71). Резултати Levene теста (F = 0,881; p = 0,348) указују да претпоставка једнакости варијанси није нарушена. Иако разлика у средњим вредностима није достигла статистичку значајност према резултатима t-теста (t = -1,754; p = 0,080), Mann–Whitney U test показао је статистички значајну разлику у расподели одговора између мушкараца и жена (U = 33244,0; Z = -2,448; p = 0,014). Ови резултати указују на тенденцију да жене израженије перципирају утицај експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, али резултат треба тумачити опрезно с обзиром на то да параметариски приступ није установио статистички значајну разлику између група.

Резултати анализе показују да не постоје статистички значајне разлике у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота између различитих старосних група. Просечне вредности веома су уједначене, и крећу се од 1,75 у најмлађој старосној групи (20–29 година) до 1,83 у старосној групи 60–69 година, што указује на приближно једнак степен перципираног утицаја у свим старосним категоријама. Levene тест (F = 0,329; p = 0,859) потврђује хомогеност варијанси, што омогућава поуздану примену ANOVA теста. Резултати једнофакторске ANOVA анализе (F = 0,150; p = 0,963) показују да не постоји статистички значајна разлика у средњим вредностима између старосних група, што су потврдили и робусни

тестови (*Welch p* = 0,963; *Brown–Forsythe p* = 0,963). Непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 0,549; p = 0,969) додатно потврђује да се расподеле резултата не разликују статистички значајно између старосних група.

У перцепцији утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота у зависности од нивоа образовања испитаника постоји **статистички значајна разлика**. Levene тест (F = 12,370; p < 0,001) показује да варијансе нису хомогене, што захтева потврду резултата робусним тестовима. Једнофакторска ANOVA анализа (F = 4,793; p = 0,009) потврђује постојање статистички значајних разлика у средњим вредностима између група различитог образовања. Средња вредност највиша је код испитаника са нижим образовањем (*Mean* = 2,22), затим следе испитаници са високим образовањем (*Mean* = 1,83), док најниже вредности бележе испитаници са средњим образовањем (*Mean* = 1,69). Робусни тестови (*Welch p* = 0,048; *Brown–Forsythe p* = 0,043) потврђују стабилност добијених резултата и указују на присуство разлика између група. Пост хок анализа показала је статистички значајну разлику између група нижег и средњег образовања (p = 0,009), док разлике између нижег и високог образовања (p = 0,078) и између средњег и високог образовања (p = 0,249) нису достигле ниво статистичке значајности. Непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 5,976; p = 0,050) указује на граничну статистичку значајност, што додатно потврђује да се расподеле резултата разликују између образовних група.

Анализа одговора испитаника из **општине Станари** у вези перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, према полу, показује нешто више средње вредности код жена (*Mean* = 1,96) него код мушкараца (*Mean* = 1,78). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,093; p = 0,760). Према t-тесту, разлика није статистички значајна (t = -1,851; p = 0,065). Насупрот томе, Mann–Whitney U тест указује на значајну разлику у расподели одговора (U = 17,648,5; Z = -2,131; p = 0,033), са вишим средњим рангом код жена (*Mean rank* = 213,46) него код мушкараца (*Mean rank* =189,09). Представљени резултати указују на то да жене перципирају нешто већу учесталост, али је разлика није статистички значајна.

Најнижа перципирана учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, у односу на старост испитаника, забележена је код испитаника старости 20–29 година (*Mean* = 1,66), док је највиша код старосне групе 30–39 година (*Mean* = 1,99). Levene тест не указује на неједнакост варијанси, (F = 1,77, p = 0,133). ANOVA анализом није установљена статистички значајна разлика између група (F = 1,41, p = 0,229), а резултати су конзистентни са робусним тестовима (*Welch p* = 0,220; *Brown–Forsythe p* = 0,196). Kruskal–Wallis тест такође не указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 8,65, p = 0,071). У целини, старост није значајно повезана са перципираном учесталошћу утицаја експлоатације.

Најнижа перципирана учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, у односу на образовање испитаника, забележена је код испитаника са нижим образовањем (*Mean* = 1,81), док је највиша код испитаника са средњим образовањем (*Mean* = 1,90). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,80, p = 0,449). ANOVA тестом нису утврђене статистички значајне разлике између група (F = 0,30, p = 0,742), а резултати су конзистентни са робусним тестовима (*Welch p* = 0,725; *Brown–Forsythe p* = 0,729). Kruskal–Wallis тест не указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 0,54, p = 0,765). Резултати недвосмислено указују да ниво образовања није значајно повезан са перципираном учесталошћу утицаја експлоатације.

Упоредно посматрано, статистички значајна повезаност између демографских карактеристика испитаника и перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота на поседу утврђена је само у општини Угљевик, и то у односу на ниво образовања. Испитаници са нижим образовањем исказали су највишу просечну вредност перципираног утицаја, док су најниже вредности забележене код испитаника са средњим образовањем, што указује да се перцепција ове појаве у Угљевику статистички значајно разликује између образовних група. Насупрот томе, у општинама Гацко и Станари ниједна од анализираних демографских карактеристика, односно пол, старост и образовање, није показала статистички

значајну повезаност са перципираном учесталошћу утицаја експлоатације угља на услове живота на поседу. На основу тога може се закључити да су демографске разлике у овој перцепцији углавном слабо изражене, изузев у Угљевику, где се образовање издваја као значајан фактор диференцијације ставова испитаника.

8.3.2. Перципирани утицај експлоатације угља према социо-економским карактеристикама испитаника

Просечне вредности одговора испитаника из **општине Гацко** указују на минималне разлике у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља између запослених, незапослених и пензионера. Највиша просечна вредност забележена је код запослених (*Mean* = 1,95), нешто нижа код незапослених (*Mean* = 1,87), док најнижу вредност бележе пензионери (*Mean* = 1,57). Резултат Levene теста (F = 0,050; p = 0,951) потврђује хомогеност варијанси, што омогућава поуздану примену параметарског теста. Разлике у средњим вредностима нису статистички значајне према резултатима ANOVA теста (F = 0,515; p = 0,598), а исти закључак потврђен је и робусним тестовима (*Welch* p = 0,680; *Brown–Forsythe* p = 0,640). Kruskal–Wallis тест такође није указао на статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 2,082; p = 0,353). Средње ранг-вредности показују да запослени испитаници (*Mean Rank* = 196,31) имају нешто више оцене у односу на незапослене (*Mean Rank* = 183,40) и пензионере (*Mean Rank* = 135,08), што упућује на благи тренд чешћег уочавања утицаја експлоатације угља код запосленог становништва. У целини, не постоји статистички значајна повезаност између запослености и перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу.

Резултати показују уочљиве разлике у просечним вредностима између сектора запослености. Највишу просечну вредност имају испитаници запослени у трећем сектору (*Mean* = 2,36), затим у четвртом (*Mean* = 2,13), док најниже вредности бележе испитаници запослени у другом сектору (*Mean* = 1,83). Резултат Levene теста (F = 0,208; p = 0,959) указује на хомогеност варијанси, што омогућава примену ANOVA анализе. Према резултатима ANOVA теста (F = 2,310; p = 0,044), постоји **статистички значајна разлика** између група, што је потврђено и Brown–Forsythe тестом (p = 0,047). Kruskal–Wallis тест такође указује на статистички значајне разлике у дистрибуцији одговора (χ^2 = 17,513; p = 0,002). Средње ранг-вредности показују да највише оцене у погледу учесталости утицаја експлоатације угља дају испитаници из трећег (*Mean Rank* = 248,58) и четвртог сектора (*Mean Rank* = 219,35), док најниже вредности бележе испитаници из другог сектора (*Mean Rank* = 176,28) и пензионери (*Mean Rank* = 133,67). Иако средње ранг-вредности показују да више оцене дају испитаници из трећег и четвртог сектора, пост хок анализе нису потврдиле статистички значајне парне разлике између појединачних група. Стога резултати указују на општу тенденцију разликовања између сектора запослености, али не омогућавају поуздано издвајање конкретних парова група међу којима та разлика постоји.

На основу резултата, може се закључити да дужина радног стажа не доводи до статистички значајних разлика у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља. Просечне вредности варирају у уском распону – од 1,81 код испитаника ван радног односа до 2,04 код оних који раде до пет година у предузећу. Levene тест (F = 0,187; p = 0,905) потврђује хомогеност варијанси. Резултати ANOVA теста (F = 0,887; p = 0,448), робусних тестова (*Welch* p = 0,448; *Brown–Forsythe* p = 0,441) и непараметарског Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 4,940; p = 0,176) указују да разлике међу групама нису статистички значајне. Средње ранг-вредности прате исти образац. Највише оцене бележе испитаници са краћим радним стажом (*Mean Rank* = 207,73), док најниже вредности имају испитаници ван радног односа (*Mean Rank* = 171,66).

У перцепцији утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота у зависности од радног статуса испитаника из **општине Угљевик** не постоје статистички значајне разлике. Просечне вредности су уједначене, при чему запослени бележе 1,78, незапослени 1,82, а пензионери 1,93. Levene тест (F = 0,011; p = 0,989) потврђује хомогеност варијанси између група, што омогућава примену параметарског теста. Једнофакторска ANOVA анализа није

показала статистички значајне разлике ($F = 0{,}302$; $p = 0{,}740$), као ни робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}765$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}758$). Непараметарски Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 1{,}153$; $p = 0{,}562$) такође није указао на статистички значајне разлике у расподели одговора између запослених, незапослених и пензионера.

Резултати анализе показују да перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота испитаника варира између различитих сектора запослености, али без статистички значајних разлика у средњим вредностима. Просечне вредности најниже су код испитаника из II сектора (*Mean* = 1,65), нешто више из III сектора (*Mean* = 1,79), док највише вредности бележе запослени у IV сектору (*Mean* = 1,91) и пензионери (*Mean* = 1,93). Levene тест ($F = 1{,}264$; $p = 0{,}278$) указује да су варијансе између група уједначене. ANOVA тест није показао статистички значајне разлике ($F = 1{,}679$; $p = 0{,}138$), а ни робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}169$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}146$) нису потврдили статистичку значајност. Иако непараметарски Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 12{,}534$; $p = 0{,}014$) указује на статистички значајне разлике у расподели вредности, параметарски и робусни приступ нису потврдили статистички значајне разлике.

Број година рада у предузећу нема статистички значајан утицај на перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота испитаника. Средње вредности су приближно уједначене у свим групама, од 1,68 код запослених више од 20 година до 1,85 код испитаника ван радног односа. Levene тест ($F = 2{,}243$; $p = 0{,}082$) указује на хомогеност варијанси, што потврђује оправданост примене ANOVA теста. Резултати једнофакторске анализе варијансе ($F = 0{,}477$; $p = 0{,}699$) показују да разлике међу групама нису статистички значајне. Слично томе, робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}606$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}684$) потврђују стабилност резултата. Непараметарски Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 0{,}845$; $p = 0{,}839$) такође није открио разлике у расподели одговора међу групама.

Анализа перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота према запослености испитаника из **општине Станари** показује да су просечне вредности најниже код запослених (*Mean* = 1,79), више код незапослених (*Mean* = 2,03) и највише код пензионера (*Mean* = 2,15). Levene тест не указује на неједнакост варијанси ($F = 0{,}104$, $p = 0{,}901$). Према резултатима ANOVA теста, постоји **статистички значајна разлика** између група ($F = 2{,}755$, $p = 0{,}042$). Робусни тестови нису израчунати због категорије са једним случајем („нема одговора“), па резултат треба тумачити с опрезом. Непараметарски Kruskal–Wallis тест потврђује разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 12{,}640$, $p = 0{,}005$), са растућим средњим ранговима од запослених (*Mean rank* =188,33), преко незапослених (*Mean rank* = 224,56), до пензионера (*Mean rank* = 245,29).

Перципирана учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу према секторима запослености показује ниже просеке код запослених у II сектору (*Mean* = 1,61) и код оних испитаника који нису дали одговор (*Mean* = 1,72), умерене у III сектору (*Mean rank* = 1,99) и међу незапосленима (*Mean* = 2,01), а највише код запослених у IV сектору (*Mean* = 2,14) и код пензионера (*Mean* = 2,15). Levene тест указује на неједнакост варијанси ($F = 2{,}704$, $p = 0{,}020$). ANOVA тест указује на постојање статистички значајних разлика између група ($F = 4{,}132$, $p < 0{,}001$), али робусни и пост хок тестови нису израчунати због једне категорије са појединачним случајем, те се овај резултат треба разматрати са опрезом. Kruskal–Wallis тест показује значајне разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 27{,}387$, $p < 0{,}001$), при чему су средњи рангови најнижи у II сектору (*Mean rank* =151,56), а виши у III сектору (*Mean rank* = 183,19) и код незапослених (*Mean rank* = 201,74), те највиши у IV сектору (*Mean rank* = 212,80) и код пензионера (*Mean rank* = 222,75).

Резултати анализе перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, а према броју година рада на тренутном радном месту, показује следеће просечне вредности према групама: ван радног односа 2,10, 6–20 година 1,92, до 5 година 1,65 и више од 20 година 1,64. Levene тест није указао на неједнакост варијанси ($F = 1{,}036$; $p = 0{,}377$). Резултати ANOVA теста показују **статистички значајне разлике** између група ($F = 4{,}488$; $p = 0{,}004$), што потврђују и робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}004$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}003$). Пост хок анализе указују да група испитаника која је ван радног односа остварује

више вредности у односу на групу која ради до 5 година (*Tukey p* = 0,007; *Games–Howell p* = 0,012) и групу која ради више од 20 година (*Tukey p* = 0,037; *Games–Howell p* = 0,013), док разлике у преосталим паровима нису статистички значајне ($p \geq 0{,}137$). Kruskal–Wallis тест такође указује на разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 21{,}789$; $p < 0{,}001$).

Компаративно посматрано, социо-економске карактеристике испитаника најизраженију улогу имају у општини Станари, где су статистички значајне разлике у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота на поседу утврђене према радном статусу и дужини рада на тренутном радном месту. У општини Гацко статистички значајна повезаност потврђена је само у односу на сектор запослености, док у општини Угљевик ниједна од анализираних социо-економских карактеристика не показује статистички значајну повезаност са перципираном учесталошћу утицаја експлоатације угља на услове живота на поседу. На основу тога може се закључити да је утицај социо-економских карактеристика на ову перцепцију најизраженији у Станарима, ограничен у Гацку, а најслабије изражен у Угљевику.

8.3.3. Перципирани утицај експлоатације угља према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава

Према резултатима анализе одговора испитаника из **општине Гацко**, у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља између домаћинстава различите величине не постоје статистички значајне разлике. Просечне вредности варирају у уском опсегу, од 1,84 код средњих домаћинстава до 2,05 код великих домаћинстава. Levene тест ($F = 3{,}389$; $p = 0{,}035$) указује на нехомогеност варијанси. ANOVA тест ($F = 2{,}258$; $p = 0{,}106$), робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}108$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}131$), као и непараметарски Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 2{,}283$; $p = 0{,}319$), нису показали постојање статистички значајних разлика међу групама. Средње ранг-вредности показују благо вишу перцепцију учесталости утицаја код малих (*Mean Rank* = 202,48) и великих домаћинстава (*Mean Rank* = 202,27) у поређењу са средњим домаћинствима (*Mean Rank* = 185,36). Иако се примећује овај тренд, разлике нису довољно изражене да би се могле сматрати статистички значајним.

Тип домаћинства не утиче значајно на перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота. Просечне вредности су веома сличне у свим групама – од 1,92 код вишегенерацијских домаћинстава до 2,06 код малих домаћинстава без деце. ANOVA анализа не показује статистички значајне разлике између типова домаћинства ($F = 0{,}518$; $p = 0{,}596$). Levene тест ($F = 3{,}830$; $p = 0{,}023$) указује на нехомогеност варијанси, али и робусни тестови као и Kruskal–Wallis анализа ($\chi^2 = 1{,}763$; $p = 0{,}414$) потврђују да разлике међу групама нису статистички значајне. Средње ранг-вредности показују да мала домаћинства (са и без деце) имају нешто више просечне оцене (*Mean Rank* ≈ 203), што указује да нешто чешће перципирају утицај експлоатације угља на услове живота у поређењу са вишегенерацијским домаћинствима (*Mean Rank* = 188). Ипак, ове разлике немају статистичку значајност.

На основу резултата, извор прихода домаћинства не утиче значајно на перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота на поседу. Просечне вредности су практично идентичне (*Mean* = 1,94) код домаћинстава са непољопривредним приходима и код домаћинстава са осталим изворима прихода. Levene тест указује на хомогеност варијанси ($F = 0{,}147$; $p = 0{,}702$), а t-тест за независне узорке не показује статистички значајну разлику у средњим вредностима ($t = -0{,}019$; $F = 0{,}000$; $p = 0{,}985$). Непараметарски Mann–Whitney U тест потврђује исти налаз ($U = 16.801{,}5$; $Z = -0{,}209$; $p = 0{,}835$), при чему су средње ранг-вредности веома сличне (193,65 наспрам 196,12). Стога се може закључити да структура извора прихода домаћинстава није фактор који диференцира перципирану учесталост утицаја експлоатације угља на услове живота на поседу.

На основу резултата, постоји статистички значајна разлика у расподели одговора између домаћинстава са различитим бројем запослених чланова у руднику и термоелектрани, али параметарски тестови не потврђују значајност разлика у средњим вредностима. Levene

тест потврђује хомогеност варијанси (F = 0,072; p = 0,931), а једнофакторска ANOVA не показује статистички значајне разлике у средњим вредностима између група (F = 2,058; p = 0,129), као ни робусни тестови (*Welch* p = 0,135; *Brown–Forsythe* p = 0,130). Међутим, непараметарски Kruskal–Wallis тест указује на статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 8,315; p = 0,016), при чему су средњи рангови највиши у групи „не ради ниједан члан“ (*Mean Rank* = 218,19), затим „ради један члан“ (*Mean Rank* = 196,21), а најнижи у групи „ради два или више чланова“ (*Mean Rank* = 174,71). Резултати указују на тенденцију да са већим бројем запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани опада перцепција учесталости утицаја, али она није потврђена параметарским тестовима нити пост хок поређењима, па је треба тумачити са опрезом.

Власништво над поседом становања не представља значајан фактор који утиче на перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота. Испитаници који живе на властитом поседу показују нешто више просечне вредности (*Mean* = 1,96) у односу на оне који немају посед у власништву (*Mean* = 1,72). Ово указује да власници поседа нешто чешће уочавају утицај експлоатације, али разлике нису статистички значајне. Levene тест (F = 2,830; p = 0,093) указује на хомогеност варијанси, док резултат t-теста (t = 1,378; p = 0,169) потврђује одсуство статистички значајних разлика у средњим вредностима између група. Исто потврђује и непараметарски Mann–Whitney U тест (U = 5360,5; Z = -1,041; p = 0,298), који показује да расподела одговора не зависи од власничког статуса. Средње ранг-вредности указују на благо израженију перцепцију учесталости код испитаника који су валсници поседа, али без статистичке значајности.

Када је у питању величина поседа, просечне вредности показују благ тренд у разликама перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу. Испитаници који живе на поседима средње величине имају најнижу просечну оцену (*Mean* = 1,74), док највише вредности бележе домаћинства која нису дала одговор на питање о величини поседа (*Mean* = 2,09). Испитаници са малим (*Mean* = 1,91) и великим поседом (*Mean* = 1,92) имају приближно идентичне вредности. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 2,121; p = 0,097). Резултати једнофакторске ANOVA анализе не показују статистички значајне разлике између група (F = 1,270; p = 0,284). Непараметарски Kruskal–Wallis тест такође не указује на статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 6,303; p = 0,098). Средње ранг-вредности прате сличан образац, при чему највише рангове имају домаћинства без одговора (*Mean Rank* = 215,94).

Резултати показују **статистички значајне разлике** у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу између група које се разликују према статусу поседа у односу на експропријацију. Просечне вредности указују да домаћинства чији је посед предвиђен за експропријацију исказују највиши ниво перцепције утицаја (*Mean* = 3,70), док ниже вредности бележе домаћинства која нису информисана или нису одговорила на питање (*Mean* = 2,14), а најнижи ниво перцепције карактерише домаћинства чији посед није предвиђен за експропријацију (*Mean* = 1,76). Levene тест (F = 4,619; p = 0,010) указује на нарушену хомогеност варијанси, али и поред тога једнофакторска ANOVA (F = 29,444; p < 0,001) и робусни тестови (*Welch* p < 0,001; *Brown–Forsythe* p < 0,001) потврђују постојање статистички значајних разлика између група. Непараметарски Kruskal–Wallis тест такође указује на статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 37,638, p < 0,001). Средњи рангови су највиши у групи домаћинстава чији је посед предвиђен за експропријацију (Mean Rank = 333,38), затим у групи неинформисаних или без одговора (*Mean Rank* = 225,21), а најнижи у групи домаћинстава чији посед није предвиђен за експропријацију (*Mean Rank* = 173,19). Пост хок поређења показују да су све парне разлике статистички значајне. Предвиђеност поседа за експропријацију, дакле, представља значајан фактор који обликује перцепцију учесталости утицаја рударских активности на квалитет услова живота на поседу.

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља између испитаника који се разликују по типу власништва над стамбеним објектом не постоје статистички значајне разлике. Levene тест (F = 1,888; p = 0,153) показује да претпоставка хомогености варијанси

није нарушена. Резултати ANOVA теста (F = 1,640; p = 0,195) и непараметарског Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 5,766; p = 0,056) указују на то да су варијације између група приближно једнаке и да не достижу ниво статистичке значајности. Просечне вредности показују благе разлике: испитаници који живе у становима имају нешто више просечне оцене (*Mean* = 2,05), док су најниже вредности забележене код оних који немају власништво над објектом становања (*Mean* = 1,67). Средње ранг-вредности потврђују исти образац (*Mean Rank* = 212,53 за станове, *Mean Rank* = 186,77 за куће и *Mean Rank* = 168,05 за домаћинства без власништва). Иако се уочава тенденција да испитаници који станују у сопственим некретнинама нешто чешће уочавају утицај експлоатације на квалитет услова живота на поседу, ове разлике нису довољно изражене да би се могле сматрати статистички значајним.

Старост објекта становања није статистички значајно повезана са перцепцијом учесталости утицаја експлоатације угља. Просечне вредности крећу се у уском интервалу од најнижих код домаћинстава која станују у објектима изграђеним до 1970. године (*Mean* = 1,69) до нешто виших код домаћинстава која станују у објекатима изграђеним у периоду 1971–1990. године (*Mean* = 2,01). Иако је Levene тест (F = 3,275; p = 0,021) показао нарушену хомогеност варијанси, резултати једнофакторске ANOVA анализе нису показали статистички значајне разлике између група (F = 1,517; p = 0,210). Робусни тестови (*Welch* p = 0,131; *Brown–Forsythe* p = 0,070) такође нису потврдили статистички значајне разлике, као ни непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 3,838; p = 0,279).

Спратност стамбеног објекта показује одређене разлике у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота, али параметарски тестови нису потврдили статистички значајне разлике између група. Просечне вредности показују да домаћинства која живе у објектима високе спратности исказују нешто више оцене учесталости утицаја експлоатације (*Mean* = 2,16) у односу на домаћинства која живе у објектима ниске (*Mean* = 1,91) и средње спратности (*Mean* = 1,90). Levene тест (F = 3,591; p = 0,029) указује на нарушену хомогеност варијанси, због чега су размотрени и робусни тестови. Ни једнофакторска ANOVA (F = 1,713; p = 0,182), ни робусни тестови (*Welch* p = 0,166; *Brown–Forsythe* p = 0,157) нису показали статистички значајне разлике у средњим вредностима. Међутим, непараметарски Kruskal–Wallis тест указује на постојање статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 6,474, p = 0,039). Средњи рангови потврђују исти образац, при чему су највиши код испитаника који станују у објектима високе спратности (*Mean Rank* = 222,06), а нижи код испитаника који живе у објектима средње (*Mean Rank* = 194,86) и ниске спратности (*Mean Rank* = 182,15). Виши ниво перцепције учесталости утицаја експлоатације угља који је уочен код становника вишеспратних објеката може се делимично објаснити и њиховим просторним положајем, јер су овакви стамбени објекти углавном лоцирани у централном насељу Гацко, које се налази у непосредној близини површинског копа. Иако ови резултати указују на тенденцију више перцепције учесталости утицаја код становника објеката високе спратности, пост хок поређења нису потврдила статистички значајне разлике између појединачних парова група, па налаз треба тумачити са опрезом.

Предвиђеност стамбеног објекта за експропријацију значајно утиче на перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота. Просечне вредности показују да највиши ниво перцепције исказују домаћинства чији је објекат предвиђен за експропријацију (*Mean* = 3,81), док најниже вредности бележе домаћинства чији објекат није предвиђен за експропријацију (*Mean* = 1,76). Levene тест (F = 3,581; p = 0,014) указује на нарушену хомогеност варијанси, али и поред тога ANOVA тест (F = 20,223; p < 0,001) и робусни тестови (*Welch* p = 0,003; *Brown–Forsythe* p < 0,001), потврђују постојање **статистички значајних разлика** између група. Непараметарски Kruskal–Wallis тест такође указује на статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 36,073; p < 0,001). Средњи рангови су највиши у групи домаћинстава чији је објекат предвиђен за експропријацију (*Mean Rank* = 337,14), а најнижи у групи домаћинстава чији објекат није предвиђен за експропријацију (*Mean Rank* = 173,33). Games–Howell пост хок анализа показала је статистички значајне разлике између група „да” и „не”, „да” и „не знам”, као и између група „не” и „не знам”, док разлике које

укључују категорију „нема одговора" нису биле статистички значајне. Представљени резултати показују да свесност о предстојећој експропријацији у великој мери појачава субјективни осећај угрожености и учесталости негативних утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу.

Резултати анализе одговора испитаника из **општине Угљевик** показују да величина домаћинства не утиче значајно на перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота. Средње вредности су веома сличне између група: 1,83 код малих, 1,77 код средњих и 1,79 код великих домаћинстава. Levene тест (F = 1,469; p = 0,231) указује на једнаке варијансе, док резултати ANOVA теста (F = 0,138; p = 0,871) не потврђују статистички значајне разлике између група. Робусни тестови (*Welch* p = 0,869; *Brown–Forsythe* p = 0,873) потврђују стабилност резултата. Непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 0,265; p = 0,876) такође потврђује да нема разлика у расподели перцепција између група.

Тип домаћинства испитаника нема статистички значајан утицај на перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота. Највише просечне вредности забележене су код малих домаћинстава без деце (*Mean* = 1,96), затим код малих домаћинстава са децом (*Mean* = 1,80), док најниже вредности имају вишегенерацијска домаћинства (*Mean* = 1,75). Levene тест (F = 0,108; p = 0,897) потврђује да су варијансе међу групама уједначене. Резултати ANOVA анализе (F = 1,210; p = 0,299) указују на то да не постоје статистички значајне разлике између различитих типова домаћинстава. Робусни тестови (*Welch* p = 0,322; *Brown–Forsythe* p = 0,302) потврђују остварене резултате. Непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 3,378; p = 0,185) такође није показао значајне разлике у расподели перцепција између типова домаћинстава.

Извор прихода у домаћинству нема статистички значајан утицај на перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота испитаника. Средње вредности се крећу у интервалу од 1,75 за домаћинства са пољопривредним и непољопривредним приходима до 1,87 за домаћинства са комбинованим приходима. Levene тест (F = 1,763; p = 0,172) потврђује хомогеност варијанси. ANOVA тест (F = 0,716; p = 0,489) не указује на постојање статистички значајних разлика, а робусни тестови (*Welch* p = 0,525; *Brown–Forsythe* p = 0,536) потврђују резултат. Непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 1,564; p = 0,457) такође није потврдио статистички значајне разлике у расподели одговора.

Резултати показују да постоји **статистички значајна разлика** у перцепцији утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота у зависности од броја запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани. Највишу просечну вредност имају домаћинства у којима није запослен ниједан члан (*Mean* = 1,89), што указује на чешћу перцепцију утицаја експлоатације угља на услове живота. Домаћинства у којима ради један члан бележе умерену вредност (*Mean* = 1,76), док најнижу вредност имају домаћинства са два или више запослених чланова (*Mean* = 1,55), што упућује на мању перцепцију негативних ефеката. Levene тест (F = 2,563; p = 0,078) показује да претпоставка хомогености варијанси није нарушена. ANOVA тест (F = 3,778; p = 0,023) потврђује постојање статистички значајних разлика између група. Остварени резултати потврђени су и робусним тестовима (*Welch* p = 0,015; *Brown–Forsythe* p = 0,018). Пост хок тестови указују да је значајна разлика између домаћинстава у којима није запослен ниједан члан и оних где раде два или више чланова. Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 9,400; p = 0,009) додатно потврђују статистичку значајност разлика у расподели одговора.

У перцепцији утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота између испитаника који станују на властитом поседу и оних који не станују нема статистички значајне разлике. Испитаници који не станују на властитом поседу показују нешто више просечне вредности (*Mean* = 2,02), што упућује на нешто израженију перцепцију учесталости утицаја, у односу на испитанике који живе на властитом поседу (*Mean* = 1,76). Levene тест (F = 3,248; p = 0,072) није указао на нарушену хомогеност варијанси, па је тумачен t-тест за једнаке варијансе, који није показао статистички значајну разлику између група (t = -1,794, p = 0,073). Непараметарски

Mann–Whitney U тест (U = 11672,000; Z = -1,755; p = 0,079) потврђује овај резултат, показујући да расподела одговора међу групама није статистички значајно различита.

Резултати показују да постоје **статистички значајне разлике** у перцепцији утицаја експлоатације угља на услове живота у зависности од величине поседа на којем испитаници станују. Испитаници који станују на малим поседима (до 500 m^2) исказују највиши ниво перципиране учесталости утицаја (*Mean* = 1,97). Испитаници са средњим поседом (501–5 000 m^2) имају најнижу просечну вредност (*Mean* = 1,59), док су вредности за испитаније који станују на великим поседима (> 5 000 m^2) умерене (*Mean* = 1,88). Levene тест (F = 6,900; p < 0,001) указује на нарушену хомогеност варијанси. Према резултатима ANOVA теста (F = 4,737; p = 0,003), утврђене су статистички значајне разлике између група. Остварени резултати потврђени су и робусним тестовима (*Welch* p = 0,002; *Brown–Forsythe* p = 0,005). Пост хок тестови показали су да је разлика статистички значајна између испитаника који имају мали и средњи посед (p < 0,01). Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 14,162; p = 0,001) додатно потврђује разлике у расподели одговора између група.

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота у зависности од статуса експропријације поседа утврђене су **статистички значајне разлике** (F = 48,900; p < 0,001). Испитаници чији је посед предвиђен за експропријацију показују највиши ниво перципиране учесталости утицаја (*Mean* = 3,11). Насупрот томе, испитаници чији посед није предвиђен за експропријацију исказују знатно ниже вредности (*Mean* = 1,62), док група неинформисаних или без одговора заузима средњу позицију (*Mean* = 2,48). Резултат Levene теста (F = 24,729; p < 0,001) показује да варијансе нису хомогене између група. Робусни тестови Welch и Brown–Forsythe (p < 0,001) потврђују стабилност резултата и при неједнаким варијансама. Пост хок тестови показују да су све разлике између група статистички значајне, при чему је највећа разлика између испитаника чији посед је предвиђен за експропријацију и оних чији посед није предвиђен за експропријацију. Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 57,463; p < 0,001) потврђују наведене резултате, показујући значајне разлике у расподели одговора међу групама.

Резултати показују да постоје **статистички значајне разлике** у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота у односу на врсту власништва над стамбеним објектом. Levene тест (F = 1,255; p = 0,286) показује да су варијансе хомогене, што оправдава примену ANOVA анализе (F = 5,774; p = 0,003). Испитаници који су власници кућа показују најнижи ниво перципираног утицаја (*Mean* = 1,70), док нешто више вредности бележе власници станова (*Mean* = 2,00), а највише испитаници без власништва над стамбеним објектом (*Mean* = 2,15). Робусни тестови (*Welch* p = 0,006; *Brown–Forsythe* p = 0,011) потврђују стабилност добијених разлика. Пост хок тестови показују да је разлика статистички значајна између власника кућа и станова (p < 0,05), при чему власници станова у већој мери перципирају негативне ефекте експлоатације угља. Резултати Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 20,967; p < 0,001) додатно потврђују да постоје значајне разлике у расподели одговора међу групама.

У перцепцији утицаја експлоатације угља на услове живота у односу на старост стамбеног објекта уочавају се статистички значајне разлике у средњим вредностима. Највише вредности бележе испитаници који живе у објектима изграђеним до 1970. године (*Mean* = 2,39), док су најниже вредности забележене код испитаника чији су објекти изграђени у периоду 1991–2010. године (*Mean* = 1,64). Испитаници који станују у објектима изграђеним након 2011. године имају нешто више вредности (*Mean* = 1,76), док је група испитаника која станује у објектима из периода 1971–1990. године на сличном нивоу (*Mean* = 1,80). Levene тест (F = 10,039; p < 0,001) указује на нарушену хомогеност варијанси, због чега резултате ANOVA теста (F = 4,161; p = 0,006) треба тумачити уз опрез. Од робусних тестова, Brown–Forsythe тест потврђује статистички значајну разлику (p = 0,033), док Welch тест није достигао ниво статистичке значајности (p = 0,075). Tukey пост хок анализа указује да се група испитаника који станују у најстаријим објектима статистички значајно разликује од све три групе које станују у новијим објектима, али Games–Howell пост хок тест није потврдио статистички значајне парне разлике. Истовремено, ни непараметарски Kruskal–Wallis тест није показао статистички значајне разлике

у расподели одговора ($\chi^2 = 5{,}741$; $p = 0{,}125$). Ови резултати указују на тенденцију виших оцена код испитаника који станују у најстаријим објектима, али нису у потпуности конзистентни кроз све примењене тестове, па их треба тумачити са опрезом.

Резултати указују на постојање **статистички значајне разлике** у перцепцији утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота у односу на спратност стамбеног објекта испитаника ($F = 3{,}753$; $p = 0{,}024$). Levene тест ($F = 0{,}728$; $p = 0{,}483$) показује да су варијансе хомогене, што омогућава коришћење ANOVA теста. Најниже вредности перцепције бележе испитаници који живе у објектима ниске спратности (*Mean* = 1,73), нешто више у објектима средње спратности (*Mean* = 1,80), док највише вредности имају испитаници који живе у објектима високе спратности (*Mean* = 2,13). Робусни тестови Welch и Brown–Forsythe ($p < 0{,}05$) потврђују стабилност резултата, док Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 12{,}096$; $p = 0{,}002$) указује да су и расподеле одговора статистички различите међу групама. Према пост хок анализама, значајна разлика постоји између испитаника који живе у објектима ниске и високе спратности ($p < 0{,}05$), при чему испитаници у високим објектима у већој мери перципирају учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота.

У перцепцији утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота, у односу на то да ли је стамбени објекат испитаника предвиђен за експропријацију, постоје изразито **статистички значајне разлике** ($F = 41{,}667$; $p < 0{,}001$). Највише вредности бележе испитаници чији су објекти предвиђени за експропријацију (*Mean* = 3,17), док најниже вредности имају испитаници чији објекти нису предвиђени (*Mean* = 1,60). Испитаници који су неинформисани о статусу експропријације стамбеног објекта показују средње вредности (*Mean* = 2,64). Levene тест ($F = 17{,}379$; $p < 0{,}001$) указује на нехомогеност варијанси, па је оправдана примена робусних тестова, који потврђују стабилност резултата (*Welch* $p = 0{,}005$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}035$). Пост хок анализе показују да су разлике између све три главне групе статистички значајне, нарочито између група „да“ и „не“ ($p < 0{,}001$), као и између „не знам“ и „не“ ($p < 0{,}001$). Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 75{,}037$; $p < 0{,}001$) потврђује да постоје разлике и у расподели одговора, што указује на снажан ефекат фактора предвиђености стамбеног објекта за експропријацију на перцепцију становништва о утицају експлоатације угља на квалитет услова живота.

Перципирани утицај експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу код испитаника из **општине Станари**, анализиран према групама по величини домаћинства, показује сличне просеке: мала домаћинства 1,92, средња 1,79 и велика 1,95. Levene тест не указује на неједнакост варијанси ($F = 2{,}847$; $p = 0{,}059$). Анализа резултата ANOVA теста није показала значајне разлике ($F = 1{,}280$; $p = 0{,}279$), што је у складу и са робусним тестовима (*Welch* $p = 0{,}280$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}281$). Kruskal–Wallis тест такође није показао разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 1{,}567$; $p = 0{,}457$).

Анализа одговора испитаника, груписаних према типу домаћинства, показује готово идентичне просеке перципираног утицаја: мала домаћинства без деце 1,84, мала домаћинства са децом 1,84 и вишегенерацијска домаћинства 1,86. Levene тест не указује на неједнакост варијанси ($F = 2{,}182$; $p = 0{,}114$). Анализа резултата ANOVA теста не указује на статистички значајне разлике ($F = 0{,}026$; $p = 0{,}975$), што потврђују и робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}974$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}971$). Kruskal–Wallis тест не указује на разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 0{,}433$; $p = 0{,}805$).

Посматрано према извору прихода, перцепција учесталости утицаја, показује више вредности у групи испитаника са пољопривредним приходима (*Mean* = 2,40) него у групама испитаника са непољопривредним (*Mean* = 1,81) и комбинованим приходима (*Mean* = 1,81). Levene тест указује на неједнакост варијанси ($F = 5{,}913$; $p = 0{,}003$), па резултате треба тумачити уз робусне тестове. ANOVA тест указује на **статистички значајне разлике** ($F = 6{,}252$; $p = 0{,}002$), а робусни тестови то потврђују (*Welch* $p = 0{,}034$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}012$). Пост хок анализе показују да група испитаника чија домаћинства имају пољопривредне приходе значајно више перципира учесталост утицаја експлоатације на квалитет услова живот на поседу у односу на домаћинства са непољопривредним приходима (*Tukey* $p = 0{,}002$; *Games–Howell* $p = 0{,}032$) и у односу на домаћинства са комбинованим приходима (*Tukey* $p = 0{,}003$;

Games–Howell p = 0,036), док између испитаника са непољопривредним и комбинованим изворима прихода нема разлике ($p \geq 0{,}997$). Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 6{,}890$; $p = 0{,}032$).

Посматрано према броју запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани, перципирана учесталост утицаја експлоатације показује опадајући ниво при већем броју запослених чланова: „не ради ниједан члан домаћинства“ 1,98, „ради један домаћинства“ 1,80 и „раде два или више чланова домаћинства“ 1,56. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 1,116; p = 0,329). ANOVA тест бележи **статистички значајне разлике** (F = 4,062; p = 0,018), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,011; *Brown–Forsythe* p = 0,014). Пост хок анализе показују да група домаћинстава која нема запосленог члана у руднику и термоелектани значајно више перципира учесталост утицаја од групе домаћинстава у којим су два или више чланова запослени у руднику и термоелектрани (*Tukey* p = 0,022; *Games–Howell* p = 0,012), док остале разлике нису статистички значајне ($p \geq 0{,}199$). Kruskal–Wallis тест такође указује на разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 12{,}106$; $p = 0{,}002$).

Перципирани утицај експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу не разликује се значајно у односу на власништво над поседом становања испитаника: „станује на властитом поседу” (*Mean* = 1,86) и „не станује на властитом поседу” (*Mean* = 1,92). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,220; p = 0,639). Према t-тесту, разлика није статистички значајна (t = -0,451; p = 0,652). Mann–Whitney U тест такође не показује разлику у расподели одговора (U = 9,715; Z = -0,690; p = 0,490).

Перципирани утицај експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу се не разликује значајно између група испитаника према величини поседа: мали посед (< 500 m²) 1,88, средњи посед (501–5 000 m²) 1,75, велики посед (> 5 000 m²) 1,99 и „нема одговора” 1,89. Тест хомогености варијанси не указује на неједнакост варијанси (F = 1,324; p = 0,266). Резултати ANOVA теста нису показали значајне разлике између група (F = 1,192; p = 0,312), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,335; *Brown–Forsythe* p = 0,290). Kruskal–Wallis тест није показао разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 4{,}183$; $p = 0{,}242$).

Према предвиђености поседа за експропријацију средње вредности перципираног утицаја код испитаника се разликују према групама: „посед је предвиђен“ 2,54, „неинформисаност/нема одговора“ 2,07 и „посед није предвиђен“ 1,70. Тест хомогености варијанси указује на неједнакост варијанси (F = 5,661; p = 0,004). ANOVA тест показује **статистички значајне разлике** између група (F = 10,779; p < 0,001), а робусни тестови то потврђују (*Welch* p = 0,001; *Brown–Forsythe* p = 0,005). С обзиром на нарушену хомогеност варијанси, Games–Howell пост хок тест указује да је перцепција код испитаника чији посед није предвиђен за експропријацију значајно нижа него код испитаника који су неинформисани или нису дали одговор (p = 0,001). Kruskal–Wallis тест такође указује на разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 18{,}768$; $p < 0{,}001$).

Перципирани утицај учесталости утицаја експлоатације угља не разликује се значајно у односу на власништво над стамбеним објектом испитаника: „станује у властитој кући“ 1,85, „станује у властитом стану“ 1,84 и „без власништва стамбеног објекта“ = 2,05. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,952; p = 0,387). ANOVA тест није пронашао статистички значајне разлике (F = 0,880; p = 0,416), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,451; *Brown–Forsythe* p = 0,391). У складу са тим, резултат Kruskal–Wallis теста није показао статистичку значајност ($\chi^2 = 1{,}897$; $p = 0{,}387$) у расподели одговора.

У односу на старост стамбеног објекта испитаника перципирани утицај експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу статистички се разликује. Просечне вредности перципираног утицаја највише су код испитаника који станују у објектима изграђеним до 1970. године (*Mean* = 2,32), а ниже у групама испитаника који станују у објектима изграђеним 1971–1990. године (*Mean* = 1,73), 1991–2010. (*Mean* = 1,74) и 2011. године до данас (*Mean* = 1,89). Због неједнакости варијанси (F = 2,857; p = 0,037) резултате поткрепљују и робусни тестови. ANOVA тест показује **статистички значајне разлике** (F = 7,629; p = 0,000), као и робусни Welch (p = 0,001) и Brown–Forsythe (p = 0,000) тестови. Пост хок анализе указују да су

испитаници који станују у објектима изграђеним до 1970. године значајно више перципирали утицај у односу на све остале (*Tukey*: у односу на 1971–1990. годину $p = 0{,}000$; 1991–2010. годину $p = 0{,}000$; од 2011. до данас $p = 0{,}042$; *Games–Howell*: у односу на 1971–1990. годину $p = 0{,}000$; 1991–2010. годину $p = 0{,}001$), док међусобне разлике између три групе новијих објеката нису статистички значајне ($p \geq 0{,}702$). Непараметарски Kruskal–Wallis тест такође показује разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 19{,}840$; $p = 0{,}000$), при чему је највиши средњи ранг забележен код стамбених објеката изграђених до 1970. године.

Перципирани утицај експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу не разликује се статистички значајно у односу на спратност стамбеног објекта испитаника. Просечне вредности према групама су: ниска спратност 1,85, средња спратност 1,89 и висока спратност 2,31. Тест хомогености варијанси није указао на неједнакост ($F = 0{,}070$; $p = 0{,}932$). ANOVA тест није показао статистички значајне разлике ($F = 1{,}156$; $p = 0{,}316$), што потврђују и робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}470$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}419$). Сходно томе, Kruskal–Wallis тест није показао статистички значајне разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 2{,}190$; $p = 0{,}335$).

Одговори испитаника у вези учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, груписани према предвиђености стамбеног објекта за експропријацију, показују више просечне вредности у групи испитаника чији је стамбени објекат предвиђен за експропријацију (*Mean* = 2,85) у односу на испитанике чији стамбени објекат није предвиђен за експропријацију (*Mean* = 1,69) и испитанике који нису информисани (*Mean* = 2,07), док је код испитаника без одговора ниво приближно сличан (*Mean* = 1,98). Тест хомогености варијанси указује на неједнакост ($F = 6{,}346$; $p < 0{,}001$). Према резултатима ANOVA теста, постоје **статистички значајне разлике** између група ($F = 10{,}145$; $p < 0{,}001$), што потврђују и робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}003$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}002$). Пост хок анализе показују да, група чији је стамбени објекат предвиђен за експропријацију има значајно више вредности од групе чији стамбени објекат није предвиђен за експропријацију ($p < 0{,}001$) и групе која није информисана ($p = 0{,}021$), а код групе чији „стамбени објекат није предвиђен за експропријацију значајно ниже од групе која није инфромисана ($p = 0{,}001$); разлике у паровима који укључују „нема одговора“ нису статистички значајне ($p \geq 0{,}192$). Games–Howell тест потврђује разлику између групе чији стамбени објекат није предвиђен за експропријацију < групе која није инфромисана ($p = 0{,}001$), док поређења која укључују групу чији је стамбени објекат предвиђен за експропријацију нису статистички значајна ($p = 0{,}069$ и $p = 0{,}304$). Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 20{,}566$; $p < 0{,}001$).

Укупно посматрано, у све три општине уочава се сличан образац, према којем експропријациони статус представља најконзистентнији фактор перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу. Испитаници из домаћинстава чији су посед и/или стамбени објекат предвиђени за експропријацију систематски исказују више вредности перципиране учесталости утицаја у односу на домаћинства чији поседи и објекти нису предвиђени за експропријацију, што указује на израженији осећај угрожености код домаћинстава непосредно захваћених експлоатацијом. Поред тога, у Угљевику и Станарима, а делимично и у Гацку, уочава се образац према којем домаћинства без запослених чланова у руднику и термоелектрани исказују више нивое перципиране учесталости утицаја, док се са порастом броја запослених чланова ове вредности смањују. То може указивати на то да је непосреднија економска повезаност домаћинства са рударско-енергетским системом повезана са нижим нивоом субјективно перципираних негативних утицаја, иако је овај образац статистички поузданије потврђен у Угљевику и Станарима него у Гацку. Посматрано према укупном броју варијабли код којих је утврђена статистички значајна разлика у ставовима, највећи број таквих разлика забележен је у Угљевику и Станарима, а најмањи у Гацку. То указује да су у Угљевику и Станарима социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава у већој мери повезане са перципираном учесталошћу утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, док је у Гацку диференцијација ставова по овим обележјима слабије изражена.

8.3.4. Перципирани утицај експлоатације угља према карактеристикама насеља и дужини становања испитаника у насељу

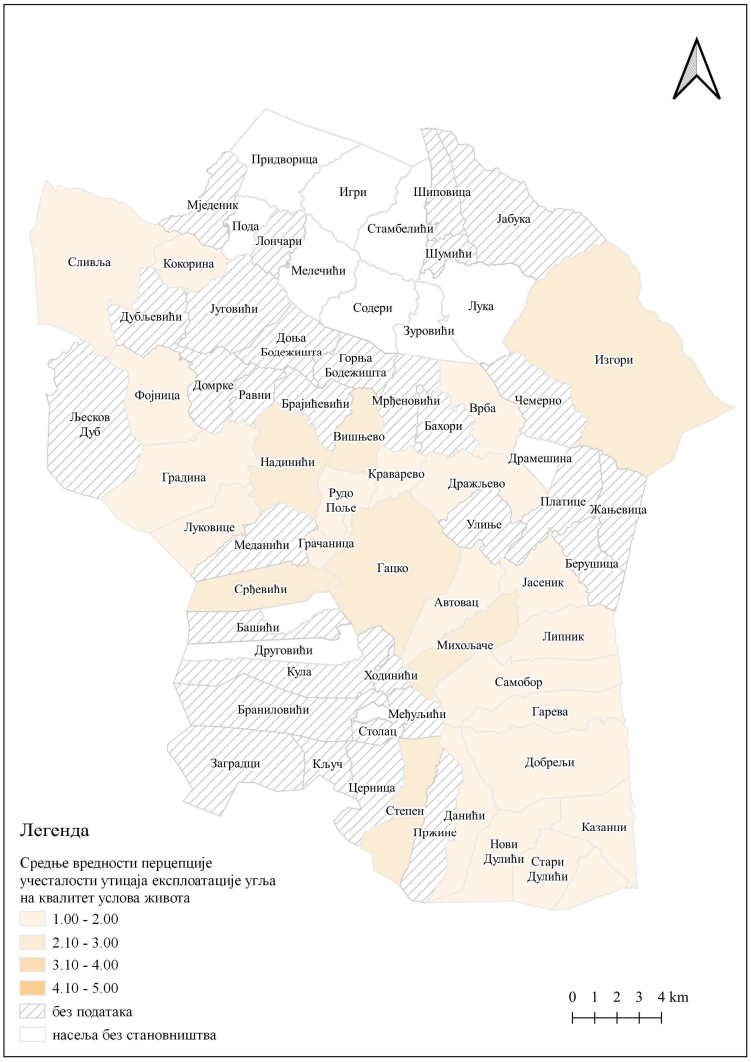
Резултати одговора испитаника из **општине Гацко** указују на статистички значајне разлике у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља између насеља (F = 1,778; p = 0,011; *Kruskal–Wallis* χ^2 = 62,483; p < 0,001). Levene тест је показао да претпоставка хомогености варијанси није испуњена (F = 2,206; p = 0,002). Поред тога, због малог броја испитаника у појединим насељима, робусни тестови нису могли бити израчунати. Из тог разлога, наведене резултате треба тумачити са опрезом. Највише просечне вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу бележе испитаници из насеља Степен (*Mean* = 2,93) и Срђевићи (*Mean* = 2,86). Високе вредности јављају се и код испитаника из насеља Михољаче и Надинићи. С друге стране, најниже вредности перцепције учесталости утицаја (*Mean* ≈ 1,0–1,3) забележене су у периферним насељима као што су Гарева, Сливља, Кокорина, Липник и Јасеник (Слика 67), што указује на слабу учесталост негативних утицаја рударства на услове живота на поседу. Највећи број испитаника потиче из централног насеља Гацко (N = 274), где је средња вредност (*Mean* = 2,07) виша од укупног просека (*Mean* = 1,94). Наведено потврђује да становници урбаног и индустријски најоптерећенијег подручја у већој мери уочавају и доживљавају последице рударске активности.

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу постоје **статистички значајне разлике** у зависности од тога да ли је насеље испитаника обухваћено експлоатацијом или није. Испитаници из насеља која нису обухваћена површинском експлоатацијом исказују нижи ниво перципираног утицаја (*Mean* = 1,56), док становници насеља обухваћених копом имају више просечне вредности (*Mean* = 2,07), што указује на израженију перцепцију учесталости негативних утицаја у директно погођеним насељима. Пошто је Levene тест показао да претпоставка о хомогености варијанси није испуњена (F = 6,132; p = 0,014), тумачење је засновано на резултату независног t-теста за неједнаке варијансе, који је показао статистички значајну разлику (t = -5,189; p < 0,001). Такође, резултати непараметарског Mann–Whitney U теста указују на високо статистички значајне разлике у расподели вредности (U = 9506,50; Z = -5,045; p < 0,001), при чему виши средњи ранг испитаника из насеља обухваћених копом (211,11 према 146,03) потврђује да обухваћеност површинском експлоатацијом значајно појачава перцепцију учесталости негативних утицаја на услове живота.

Резултати указују на постојање **статистички значајних разлика** у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота у зависности од степена обухваћености насеља површинском експлоатацијом. Најнижи ниво перципираног утицаја имају испитаници из насеља која нису обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 1,56), док су више вредности забележене у делимично обухваћеним насељима: < 10% (*Mean* = 2,31), 21–30% (*Mean* = 2,07) и > 40% (*Mean* = 1,84) обухваћености. Levene тест показује нехомогеност варијанси (F = 3,06; p = 0,028), али ANOVA тест јасно указује на значајне разлике (F = 7,17; p < 0,001), што потврђују и робусни Welch и Brown–Forsythe тестови (p = 0,001; p = 0,002). Пост хок тестови показују да је статистички значајна разлика пре свега између насеља која нису обухваћена копом и оних која су обухваћена у распону 21–30% (p < 0,001). Kruskal–Wallis тест додатно потврђује постојање значајних разлика у расподели вредности (χ^2 = 25,86; p < 0,001), при чему нижи средњи ранг у насељима која нису обухваћена (146,03) и виши рангови у делимично обухваћеним насељима (233,92 за < 10% и 211,08 за 21–30%) указују на јачу перцепцију негативних утицаја експлоатације у делимично обухваћеним насељима.

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота на поседу постоје **статистички значајне разлике** у зависности од тога да ли ће насеље у будућности бити обухваћено експлоатацијом или не. Испитаници из насеља која неће бити обухваћена експлоатацијом исказују нижи ниво перципираног утицаја (*Mean* = 1,44), док становници насеља која ће бити обухваћена експлоатацијом имају више просечне вредности (*Mean* = 2,00),

што указује на јачу перцепцију негативних утицаја у тим насељима. Levene тест показује да су варијансе статистички различите (F = 6,91; p = 0,009). ANOVA тест потврђује постојање значајних разлика између група (F = 13,11; p < 0,001), а Welch и Brown–Forsythe тестови дају уједначене резултате (p < 0,001). Mann–Whitney U тест додатно потврђује ове резултате (U = 4515,50; Z = -4,237; p < 0,001), при чему виши средњи ранг испитаника из насеља која ће бити обухваћена експлоатацијом (202,91 према 127,01) јасно указује да будућа обухваћеност површинском експлоатацијом прати и израженија перцепција учесталости утицаја експлоатације на услове живота на поседу.



Слика 67. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Гацко)

Резултати указују на статистички значајне разлике у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота у зависности од будућег степена обухваћености насеља експлоатацијом. Најнижи ниво перципираних утицаја бележи се у насељима која неће бити обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 1,44), док су више вредности присутне у насељима која ће бити обухваћена: 31–40% (*Mean* = 1,46), 51–60% (*Mean* = 1,89), > 80% (*Mean* = 1,84) и посебно у насељима која ће бити обухваћена експлоатацијом 41–50% (*Mean* = 2,07) и 10–20% (*Mean* = 2,43). Категорија „биће обухваћено < 10%“ (*Mean* = 1,00) обухвата само једног испитаника и њени резултати се не могу поуздано тумачити. Levene тест указује на статистички значајну неједнакост варијанси између група (F = 2,96; p = 0,012), али ANOVA тест показује постојање значајних разлика у средњим вредностима (F = 5,17; p < 0,001). Kruskal–Wallis тест потврђује постојање значајних разлика у расподели вредности између

група (χ^2 = 40,27; p < 0,001). Виши средњи рангови у насељима са планираном делимичном и већом обухваћеношћу (нпр. 267,00 за 10–20% и 211,08 за 41–50%, у поређењу са 127,01 у насељима која неће бити обухваћена) указују да становници ових насеља интензивније перципирају учесталост негативних утицаја рударства на услове живота на поседу.

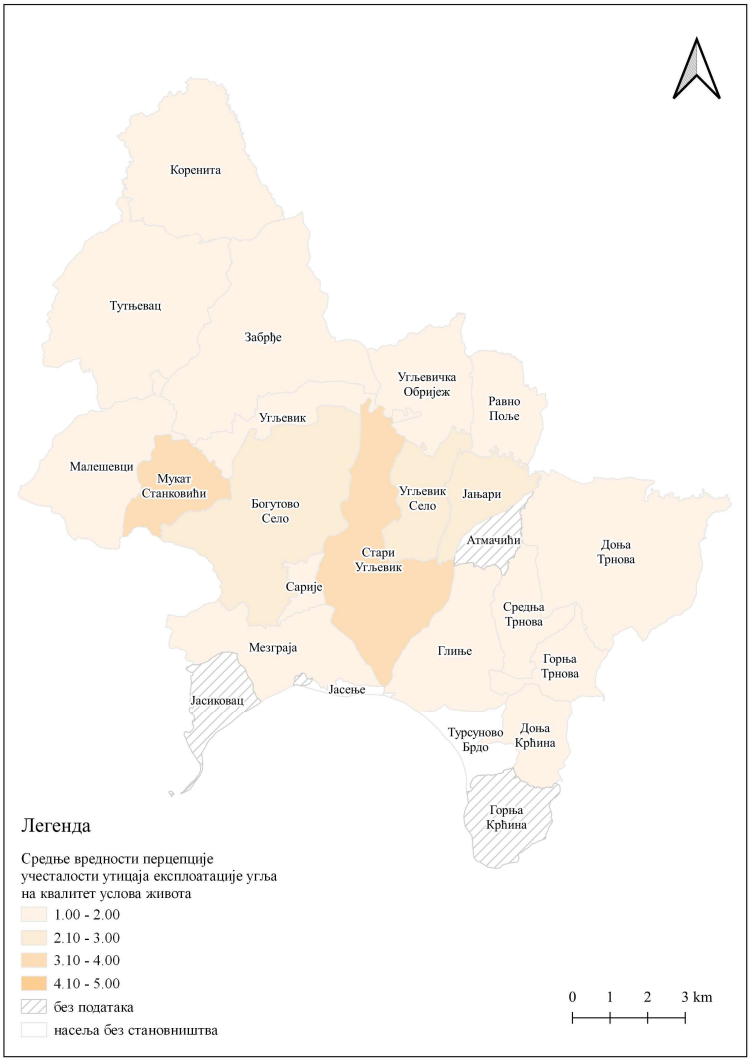
Перцепција учесталости утицаја рударске експлоатације на квалитет услова живота показује **статистички значајне разлике** у зависности од удаљености насеља од површинског копа. Највише вредности перципираног утицаја исказују испитаници из насеља удаљених до 1 000 m од копа (*Mean* = 2,07), док су ниже вредности забележене у насељима на растојању 1 001–2 000 m (*Mean* = 1,76) и посебно у насељима удаљеним више од 2 001 m (*Mean* = 1,60). Група 1 001–2 000 m обухвата само три испитаника, те је њене резултате неопходно тумачити са опрезом. Levene тест указује да је претпоставка о хомогености варијанси испуњена (F = 1,70; p = 0,183). ANOVA тест показује постојање статистички значајних разлика у средњим вредностима између група (F = 8,77; p < 0,001), а робусни тестови додатно потврђују стабилност овог резултата (p = 0,017; p = 0,011). Пост хок тестови указују да је статистички значајна разлика пре свега између насеља удаљених до 1 000 m и оних удаљених више од 2 001 m (p < 0,001), док разлике са малом групом 1 001–2 000 m нису статистички значајне (p > 0,05). Kruskal–Wallis тест потврђује постојање значајних разлика у расподели вредности (χ^2 = 22,35; p < 0,001), при чему виши средњи рангови у најближим насељима (*Mean rank* = 210,62), а нижи у најудаљенијим (*Mean Rank* = 150,22), јасно указују да испитаници из насеља ближих површинском копу перципирају већу учесталост утицаја експлоатације у односу на испитанике из удаљенијих насеља.

Број година становања у насељу благо утиче на перципирану учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, али разлике према параметарском тесту нису статистички значајне (F = 1,487; p = 0,218). Levene тест (F = 0,280; p = 0,840) указује да претпоставка хомогености варијанси није нарушена, док ни робусни тестови (*Welch* p = 0,219; *Brown–Forsythe* p = 0,227) не показују статистички значајне разлике. Међутим, Kruskal–Wallis тест указује на гранично значајну разлику (χ^2 = 8,032; p = 0,045), што указује постојање тренда у расподели вредности између група. Највише просечне вредности бележе испитаници који живе у насељу 31–50 година (*Mean* = 2,03; *Mean rank* = 208,34), као и они који живе до 15 година (*Mean* = 2,01; *Mean rank* = 203,34). С друге стране, испитаници који живе дуже од 50 година бележе најнижу просечну вредност (*Mean* = 1,74; *Mean rank* = 166,45). Према пост хок тестовима разлике између група нису довољно велике да би се сматрале статистички значајним.

Резултати показују да не постоје статистички значајне разлике у перципираној учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота између становника који живе цео живот у насељу и оних који су досељеници. Испитаници који не живе цео живот у насељу показују нешто више просечне вредности (*Mean* = 2,01), што упућује на израженију перцепцију утицаја, у односу на испитанике који у насељу живе цео живот (*Mean* = 1,88). Levene тест (F = 4,059; p = 0,045) указује на нарушену хомогеност варијанси, па је тумачен t-тест за неједнаке варијансе, који није показао статистички значајну разлику између група (t = -1,273; p = 0,204). Непараметарски Mann–Whitney U тест (U = 17949,500; Z = -0,792; p = 0,428) потврђује овај резултат, показујући да расподела одговора између група није статистички значајно различита. Иако се уочава блага тенденција више перцепције утицаја код досељеника, та разлика није статистички потврђена. Наведени резултат може се тумачити тиме да досељени становници лакше уочавају промене него локално становништво које је навикнуто на рударске активности.

Резултати анализе одговора испитаника из **општине Угљевик** указују да постоје статистички значајне разлике у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота у зависности од места становања испитаника. ANOVA тест показао је статистички значајну разлику између група (F = 9,833; p < 0,001), док је Levene тест (F = 8,319; p < 0,001) указао на нехомогеност варијанси. Робусни тестови нису могли бити израчунати, јер поједине групе имају недовољан број случајева, а из истог разлога није спроведена ни пост хок анализа због чега се резултат мора тумачити са опрезом. Непараметарски Kruskal–Wallis тест такође је показао статистички значајне разлике у расподели одговора (χ^2 = 126,881; p <

0,001), што потврђује постојање изражених просторних разлика у перцепцији утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота. Највише вредности, које означавају израженију перцепцију учесталости негативних утицаја експлоатације угља, забележене су код испитаника у насељима: Стари Угљевик (*Mean* = 3,55) и Мукат Станковићи (*Mean* = 3,43) док су најниже вредности забележене код испитаника у насељима Горња Трнова (*Mean* = 1,00), Средња Трнова (*Mean* = 1,00) и Доња Крћина (*Mean* = 1,00) (Слика 68). Ови резултати указују на изражен просторни контраст у перцепцији утицаја, при чему је перцепција интензивнија у насељима ближим зони експлоатације.



Слика 68. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Угљевик)

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота, у зависности од тога да ли је насеље обухваћено површинским копом или није, постоје **статистички значајне разлике**. Испитаници из насеља која су обухваћена површинском експлоатацијом имају знатно више просечне вредности (*Mean* = 2,63) у односу на оне из необухваћених насеља (*Mean* = 1,70), што указује на интензивнију перцепцију учесталости негативних утицаја. Levene тест (F = 16,839; p < 0,001) указује на нарушену хомогеност варијанси, па је тумачен t-тест за неједнаке варијансе, који је показао статистички значајну разлику између група (t = -5,097; p < 0,001). Остварени резултати потврђени су и Mann–Whitney U тестом (U = 7159,000; Z = -5,490; p < 0,001), који такође указује на статистички значајне разлике у расподели одговора. Сви спроведени тестови доследно потврђују да

обухваћеност насеља површинском експлоатацијом представља значајан фактор повезан са перцепцијом учесталости утицаја на услове живота на поседу.

Резултати спроведених тестова указују на постојање **статистички значајних разлика** у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота насеља у зависности од степена обухваћености површинском експлоатацијом. Према резултатима дескриптивне статистике, испитаници који живе у делимично обухваћеним насељима (< 20%) исказују највише просечне вредности (*Mean* = 2,76), што указује на изражену перцепцију негативних утицаја експлоатације. Нешто ниже вредности забележене су код испитаника у значајно обухваћеним насељима (> 40%) (*Mean* = 2,46), док су најниже вредности присутне код испитаника у насељима која нису обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 1,70). Резултат Levene теста ($F = 9{,}027$; $p < 0{,}001$) показује да варијансе између група нису хомогене, због чега су за потврду резултата примењени и робусни тестови. Резултати ANOVA теста ($F = 22{,}208$; $p < 0{,}001$) указују на постојање значајних разлика у средњим вредностима између група. Остварени резултат потврђен је и робусним тестовима (*Welch* $p < 0{,}001$; *Brown–Forsythe* $p < 0{,}001$). Резултат Kruskal–Wallis непараметарског теста ($\chi^2 = 31{,}202$; $p < 0{,}001$) потврђује постојање статистички значајних разлика и у расподели одговора између група.

У перцепцији утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота у зависности од тога да ли ће насеље у будућности бити обухваћено површинским копом постоје **статистички значајне разлике.** Испитаници из насеља која ће бити обухваћена копом исказују знатно веће просечне вредности (*Mean* = 1,90) у односу на оне из насеља која неће бити обухваћена (*Mean* = 1,33), што указује на снажнију перцепцију учесталости утицаја експлоатације. Levene тест ($F = 39{,}404$; $p < 0{,}001$) потврђује неједнакост варијанси између група, али и при томе, резултати t-теста остају значајни ($t = -6{,}97$; $p < 0{,}001$). Резултати су додатно потврђени Mann–Whitney U тестом ($U = 14996{,}000$; $Z = -6{,}188$; $p < 0{,}001$), који такође указује на постојање статистички значајних разлика у расподели одговора.

Резултати указују на статистички значајан тренд да што је насеље више обухваћено планираном површинском експлоатацијом, то испитаници интензивније перципирају учесталост утицаја рударских активности на квалитет услова живота на поседу становања. Просечне вредности расту са 1,33 у насељима која неће бити обухваћена, преко 1,72 у делимично обухваћеним (> 20%), 2,16 у значајно обухваћеним (61–80%), до чак 3,04 у насељима која ће бити скоро потпуно обухваћена експлоатацијом (> 80%). С обзиром на то да је Levene тест ($F = 20{,}179$; $p < 0{,}001$) показао неједнакост варијанси, поред класичне ANOVA анализе ($F = 40{,}650$; $p < 0{,}001$) примењени су и робусни тестови (*Welch* и *Brown–Forsythe*) који су потврдили стабилност разлика и при неједнаким варијансама. Games–Howell пост хок тест указује на **статистички значајне разлике** између свих група, осим између делимично и значајно обухваћених насеља. Резултат Kruskal–Wallis теста ($\chi^2 = 82{,}353$; $p < 0{,}001$) додатно потврђује постојање статистички значајних разлика у расподели одговора.

Перцепција утицаја рударске експлоатације на квалитет услова живота расте са ближом удаљеношћу насеља од тренутне границе површинског копа. Просечне вредности перцепције утицаја учесталости експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу се крећу од 1,32 у насељима удаљеним више од 2 000 m, преко 1,91 у насељима удаљеним између 1 001 и 2 000 m, до 2,63 у насељима на мање од 1 000 m од копа. Постепени пораст показује да испитаници из насеља која се налазе на мањој удаљеости од рудника имају готово двоструко више вредности перципираног утицаја у односу на испитанике из удаљенијих насеља. Levene тест ($F = 38{,}117$; $p < 0{,}001$) указује на неједнакост варијанси, што оправдава примену робусних тестова (*Welch* $p < 0{,}001$, *Brown–Forsythe* $p < 0{,}001$) који потврђују стабилне и **статистички значајне разлике**. ANOVA анализа ($F = 45{,}784$; $p < 0{,}001$) показује постојање разлика у средњим вредностима између група, а Games–Howell пост хок тест потврђује да су све разлике значајне ($p < 0{,}001$). Резултати Kruskal–Wallis теста ($\chi^2 = 86{,}826$; $p < 0{,}001$) додатно потврђују постојање статистички значајних разлика у расподели одговора.

Резултати показују да не постоје статистички значајне разлике у перцепцији утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу у односу на дужину становања у

насељу. Испитаници који живе у насељу од 16 до 30 година имају нешто више просечне вредности (*Mean* = 1,90), док најниже вредности бележе они који живе у насељу више од 50 година (*Mean* = 1,57). Иако се уочава благ тренд смањења перцепције учесталости утицаја са порастом дужине становања, разлике нису довољно изражене да би биле статистички значајне. Levene тест (F = 1,594; p = 0,190) потврђује хомогеност варијанси, па су резултати ANOVA анализе (F = 1,608; p = 0,187) поуздани. Нити један од робусних тестова (*Welch, Brown–Forsythe*) није показао значајне разлике. Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 7,707; p = 0,052) указује на граничну вредност значајности (p ≈ 0,05), што може упућивати на то да испитаници који краће живе у насељу нешто учесталије перципирају утицај експлоатације.

Просечне вредности перцепције утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу се не разликују статистички значајно између испитаника који живе у насељу цео живот и оних који су се доселили (t = -1,388; p = 0,166). Просечна оцена је нешто нижа код оних који цео живот живе у истом насељу (*Mean* = 1,71), у поређењу са испитаницима који су досељени (*Mean* = 1,83), али разлика није довољно велика да би била статистички потврђена у параметарском тесту. Међутим, непараметарски Mann–Whitney U тест (U = 31219,500; Z = -2,746; p = 0,006) указује да је разлика у расподели одговора статистички значајна, што значи да досељени становници чешће изражавају већи степен перцепције учесталости утицаја експлоатације угља. Имајући у виду неусаглашеност између параметарског и непараметарског приступа, добијене резултате треба тумачити с опрезом, уз напомену да Mann–Whitney U тест указује на разлике у расподели одговора које t-тест није потврдио на нивоу средњих вредности.

Анализа перципираног утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, према месту становања испитаника у **општини Станари** показује варирање просечних вредности по насељима: најниже у насељима Радња Доња (*Mean* = 1,29) и Митровићи (*Mean* = 1,31), затим Брестово (*Mean* = 1,63) и Јелањска (*Mean* = 1,63), док су више вредности у насељима Оструж̌ња Доња (*Mean* = 2,20), Драгаловци (*Mean* = 2,11), Осредак (*Mean* = 2,13) и највише у насељу Рашковци (*Mean* = 2,52) (Слика 69). Тест хомогености варијанси указује на неједнакост (F = 3,072; p < 0,001). Према резултатима ANOVA теста постоје **статистички значајне разлике** у перципираном утицају експлоатације између испитаника према месту становања (F = 2,964; p = 0,001), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p < 0,001; *Brown–Forsythe* p = 0,001). Узимајући у обзир неједнакост варијанси, Games–Howell пост хок поређења показују да су ниже вредности у насељу Митровићи значајно различите у односу на више насеља (у односу на насеља Драгаловци p = 0,019; Осредак p = 0,046; Рашковци p = 0,005; Станари p = 0,019 и Цвртковци p = 0,041), а вредности у насељу Радња Доња бележе ниже вредности у односу на насеља Драгаловци (p = 0,038) и Рашковци (p = 0,006). Остале разлике нису достигле значајност ($p \geq 0{,}067$). Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 43,934; p < 0,001), при чему су средњи рангови најнижи у насељима Радња Доња (*Mean rank* =114,97) и Митровићи (*Mean rank* =118,52), а највиши у насељима Рашковци (*Mean rank* =275,63), Драгаловци (*Mean rank* =251,54) и Осредак (*Mean rank* =243,25).

Одговори испитаника о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, груписани према обухваћености насеља површинским копом, показују више вредности код испитаника из насеља која су обухваћена (*Mean* = 2,27) него код испитаника из насеља која нису (*Mean* = 1,78). Levene тест указује на неједнакост варијанси (F = 7,990; p = 0,005). Примењен је t-тест, који показује **статистички значајну разлику** између група (t = -3,328; p = 0,00). Mann–Whitney U тест потврђује наведену разлику (U = 8,324; Z = -3,618; p < 0,001), са средњим ранговима у групама испитаника из насеља која нису обухваћена експлоатацијом 191,57 и испитаника из насеља која су обухваћена експлоатацијом 246,36.

Према степену обухваћености насеља површинским копом, одговори испитаника о перципираној учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу показују раст вредности са већим обухватом. Просечне вредности по групама су: „насеље није обухваћено“ 1,78, „насеље је обухваћено < 10%“ 2,15 и „ насеље је обухваћено > 40%“ 2,52. Тест хомогености варијанси указује на неједнакост (F = 3,356; p = 0,036), а уз резултате ANOVA теста (F = 8,963; p < 0,001) и робусни тестови **потврђују статистички значајне**

разлике (*Welch p* = 0,004; *Brown–Forsythe p* = 0,003). Према Tukey пост хок тесту, група „насеље није обухваћено“ је нижа од „насеље је обухваћено < 10%“ (p = 0,036) и „насеље је обухваћено > 40%“ (p = 0,001), док разлика између „< 10%“ и „> 40%“ није значајна (p = 0,270). Међутим, Games–Howell потврђује само поређење „насеље није обухваћено“ < „насеље је обухваћено > 40%“ (p = 0,017), док остале разлике нису статистички значајне ($p \geq 0{,}103$). Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 15,347; p < 0,001), са средњим ранговима према групама испитаника по насељима: „насеље није обухваћено“ 191,57, „насеље је обухваћено < 10%“ 231,73 и „насеље је обухваћено > 40%“ 275,63.

Слика 69. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Станари)

Према будућој обухваћености насеља површинским копом, одговори испитаника о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу показују више вредности у насељима која ће бити обухваћена (*Mean* = 1,96) него у насељима која неће бити обухваћена (*Mean* = 1,64). Levene тест указује на неједнакост варијанси (F = 6,172; p = 0,013). Примењен је t-тест, који показује **статистички значајну разлику** (t = -3,378; p = 0,001). Mann–Whitney U тест потврђује разлику (U = 13,225,50; Z = -3,394; p = 0,001).

Према степену будуће обухваћености насеља површинским копом, одговори испитаника о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу показују повећање вредности са порастом обухвата. Просечне вредности перципиране учесталости по групама су: „насеље неће бити обухваћено“ 1,64, „насеље ће бити <10%“ 1,77, „насеље ће бити обухваћено 11–30%“ 1,88, „насеље ће бити обухваћено > 80%“ 1,95 и „насеље

ће бити обухваћено 61–70%“ 2,36. Levene тест указује на неједнакост варијанси (F = 5,292; p = 0,000). Резултати ANOVA теста указују на **статистички значајне разлике** (F = 4,799; p = 0,001), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,010; *Brown–Forsythe* p = 0,002). Пост хок анализе показују да је група „61–70%“ виша од „неће бити обухваћено“ (*Tukey* p = 0,000; *Games–Howell* p = 0,009), виша од „биће <10%“ (*Tukey* p = 0,020; *Games–Howell* p = 0,079) и виша од „11–30%“ (*Tukey* p = 0,019; *Games–Howell* p = 0,139). Остале парне разлике нису статистички значајне ($p \geq 0{,}205$ према *Tukey* и $\geq 0{,}321$ према *Games–Howell*). Kruskal–Wallis тест такође указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 16,157; p = 0,003).

Према удаљености насеља испитаника од тренутне границе површинског копа, одговори о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу показују највише вредности у насељима која се налазе у појасу 0–1 000 m (*Mean* = 2,36), затим 1 001–2 000 m (*Mean* = 1,93), и најниже у групи > 2 000 m (*Mean* = 1,62). Levene тест указује на неједнакост варијанси (F = 10,986; p = 0,000). Према резултатима ANOVA теста између група постоје **статистички значајне разлике** (F = 12,154; p = 0,000), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,000; *Brown–Forsythe* p = 0,000). У складу са неједнаким варијансама, пост хок анализа показује да су вредности испитаника из насеља која се налазе у зони 0–1 000 m више него код испитаника који станују у насељима на удаљености > 2 000 m (p = 0,002) и да су вредности код испитаника који станују у насељима која се налазе у зони 1 001–2 000 m више него код испитаника који станују у насељима која се налазе на удаљености > 2 000 m (p = 0,002), док разлика између испитаника који станују у насељима у зонама 0–1 000 m и 1 001–2000 m није значајна (p = 0,096). Kruskal–Wallis тест такође указује на разлике у расподели одговора (χ^2= 24,464; p = 0,000).

Одговори испитаника о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, према броју година становања у насељу, показују сличне просечне вредности по групама испитаника: „мање од 15 година“ – 1,97, „16–30 година“ – 1,80, „насељу 31–50 година“ – 1,87 и „више од 50 година“ – 1,87. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,986; p = 0,399). Према резултатима ANOVA теста, не постоје статистички значајне разлике између група (F = 0,559; p = 0,642), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,689; *Brown–Forsythe* p = 0,636). Kruskal–Wallis тест такође не указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 3,679; p = 0,298).

Анализа перципираног утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу, према томе да ли испитаник живи цео живот у насељу или се доселио у насеље, показује незнатно ниже вредности код староседелаца (*Mean* = 1,81) у односу на досељенике (*Mean* = 1,92). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,146; p = 0,702). Према t-тесту за независне узорке разлика није статистички значајна (t = -1,170; p = 0,243). Mann–Whitney U тест такође не указује на значајну разлику (U = 16,920; Z = -1,655; p = 0,098).

У целини посматрано, у све три општине уочава се сличан просторни образац перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу. Перцепција је доследно виша у насељима која су тренутно обухваћена или ће у будућности бити обухваћена површинском експлоатацијом, као и у насељима која се налазе ближе површинском копу, док је нижа у насељима која нису обухваћена експлоатацијом и која су просторно удаљенија од копа. Истовремено, у све три општине се понавља образац да са порастом степена садашње или будуће обухваћености насеља експлоатацијом расте и ниво перципиране учесталости негативних утицаја, иако тај однос није у свим категоријама подједнако изражен. Наведени резултати указују да карактеристике насеља, пре свега њихов однос према зони експлоатације и удаљеност од границе површинског копа, представљају најважније просторне факторе у обликовању перцепције становништва о учесталости утицаја рударских активности на квалитет услова живота на поседу. Посматрано према укупном броју варијабли код којих је утврђена статистички значајна разлика у ставовима, најизраженија просторна диференцијација утврђена је у Угљевику и Станарима, док је у Гацку она нешто слабије изражена, иако је и у тој општини уочен исти општи образац разлика.

8.3.5. Регресиона анализа предиктора перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу

У претходно представљеним резултатима анализе одговора испитаника из **општине Гацко**, евидентне су статистички значајне разлике у нивоу перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота између испитаника према више демографских, социо-економских и просторних показатеља. Значајне разлике утврђене су између група према: сектору запослења, статусу експропријације поседа и стамбеног објекта, као и према просторним одликама: тренутној и будућој обухваћености насеља површинским копом, тренутном степену обухваћености и удаљености насеља од тренутне границе копа. Ради утврђивања најјачих предиктора који обликују ниво перцепције утицаја, спроведена је регресиона анализа свих варијабли.

Регресиони модел за перципирани утицај рударске експлоатације на услове живота показује слабо прилагођавање подацима (R = 0,353; R^2 = 0,124; *Adj.* R^2 = 0,066; F = 2,120; p = 0,002; *Durbin–Watson* = 1,71), односно укључени предиктори заједно објашњавају приближно 12% варијансе индекса перцепције. Модел указује да од појединачних предиктора статистички значајан утицај има само величина поседа, док већина демографских и социо-економских карактеристика и просторни индикатори рударске експлоатације у овом облику модела не исказују независан значајан ефекат (Табела 7).

Табела 7. Најјачи статистички значајан предиктор перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Гацко)

Предиктор	Смер ефекта	β	B	p	Интерпретација
Величина поседа	+	0,167	0,132	0,003	Испитаници са већим поседом имају статистички значајно јачу перцепцију о учесталости утицаја експлоатације на квалитет услова живота на поседу.

У претходно представљеним резултатима анализе одговора испитаника из **општине Угљевик** утврђене су статистички значајне разлике у нивоу перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на услове живота између испитаника према више демографских, социо-економских и просторних карактеристика. Значајне разлике утврђене су по: степену образовања, броју запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани, величини поседа, статусу експропријације поседа и стамбеног објекта, врсти власништва над стамбеним објектом и спратности стамбеног објекта; као и према просторним одликама: обухваћености насеља површинским копом (тренутној и планираној), степену обухваћености насеља површинским копом (тренутном и планираном) и удаљености насеља од копа. Ради утврђивања најјачих предиктора који обликују ниво перцепције утицаја, спроведена је регресиона анализа свих варијабли.

Регресиони модел за перцепцију учесталости утицаја експлоатације на квалитет услова живота на поседу показује умерено прилагођавање подацима (R = 0,512; R^2 = 0,262; *Adj.* R^2 = 0,226; F = 7,309; p < 0,001; *Durbin–Watson* = 1,87). Резултати указују на неколико статистички значајних предиктора (Табела 8), док остали фактори не достижу статистичку значајност. У примењеном контексту, резултати су у складу са очекивањима: испитаници из насеља која се налазе у ближим зонама експлоатације и која су (или ће бити) захваћена експлоатацијом, учесталије перципирају негативне утицаје експлоатације на квалитет услова живота на поседу.

Табела 8. Најјачи статистички значајни предиктори перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Угљевик)

Предиктор	Смер ефекта	β	B	p	Интерпретација
Степен обухваћености насеља површинским копом у будућности	−	0,422	0,541	0,000	Са порастом обухваћености насеља експлоатацијом у будућности расте перцепција учесталости негативних утицаја на квалитет услова живота.
Да ли ће насеље бити обухваћено површинским копом	−	-0,270	−0,666	0,000	Испитаници из насеља која ће бити обухваћена површинским копом исказују израженију перцепцију учесталости утицаја.
Удаљеност насеља од копа	−	−0,247	−0,402	0,003	Што је насеље даље од копа, то је перцепција учесталости утицаја мања.
Сектор запослености	+	0,147	0,116	0,037	Запослени у појединим секторима имају израженију перципирану учесталост утицаја.
Власништво над стамбеним објектом	+	0,131	0,236	0,037	Власници станова исказују израженију перципирану учесталост утицаја у односу на остале.

У претходно представљеним резултатима анализе одговора испитаника из **општине Станари** евидентне су статистички значајне разлике у перципираној учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу између испитаника груписаних према запослености, броју година рада у предузећу, извору прихода, броју запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани, старости стамбеног објекта, предвиђености поседа и стамбеног објекта за експропријацију, као и према месту становања испитаника, тренутној и будућој обухваћености насеља површинским копом, према степену тренутне и будуће обухваћености и удаљености насеља од копа. Остварени резултати указују да социо-економске, стамбене и просторне карактеристике значајно обликују перцепцију учесталости утицаја експлоатације на квалитет услове живота становништва. Како би се утврдили најјачи предиктори који утичу на перцепцију ових утицаја, спроведена је регресиона анализа свих варијабли.

Табела 9. Најјачи статистички значајни предиктори перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Станари)

Предиктор	Смер ефекта	β	B	p	Интерпретација
Удаљеност од површинског копа	−	−0,214	−0,308	0,007	Испитаници који живе у насељима ближим површинском копу чешће перципирају негативне утицаје експлоатације на квалитет услова живота.
Старост стамбеног објекта	−	−0,127	−0,128	0,026	Испитаници који станују у старијим објекти чешће перципирају утицај експлоатације на квалитет услова живота.
Извори прихода домаћинства	−	−0,138	−0,141	0,030	Вишеструки извори прихода повезани су са нижом перцепцијом утицаја.

Регресиони модел за перцепцију учесталости утицаја експлоатације на квалитет услова живота на поседу показује умерено прилагођавање подацима ($R = 0{,}450$; $R^2 = 0{,}202$; *Adj.* $R^2 = 0{,}138$; $F = 3{,}16$; $p < 0{,}001$; *Durbin–Watson* = 1,94). Резултати указују на постојање неколико

значајних предиктора који утичу на перцепцију становништва (Табела 9). Најјачи појединачни предиктор је „удаљеност од површинског копа“, са негативним ефектом, што значи да испитаници који живе ближе копу чешће перципирају негативне ефекте експлоатације на квалитет услова живота на свом поседу.

Регресиони модели примењени у општинама Гацко, Угљевик и Станари показују да је перципирана учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу само делимично објашњена укљученим предикторима, што указује на сложеност овог феномена и на постојање додатних чинилаца који нису обухваћени моделима. Ипак, упоредно посматрано, у Угљевику и Станарима издвајају се просторне карактеристике насеља као најстабилнији и најснажнији предиктори перципиране учесталости утицаја, при чему се нарочито истичу удаљеност насеља од површинског копа, садашња и будућа обухваћеност експлоатацијом, као и степен те обухваћености. У Гацку је објашњена варијанса најслабија, а као једини статистички значајан предиктор издвојила се величина поседа, док просторни индикатори у оквиру примењеног модела нису показали независан статистички значајан ефекат. На основу тога може се закључити да је перцепција учесталости утицаја експлоатације угља у значајној мери обликована непосредном просторном изложеношћу рударским активностима, посебно у Угљевику и Станарима, док су демографска и већина социо-економских обележја углавном слабији предиктори овог обрасца.

8.4. Перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу

Анализа перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу спроведена је у сврху утврђивања постојања статистички значајних разлика у одговорима међу групама испитаника издвојених у односу на њихове демографске и социо-економске карактеристике, социо-економске и стамбене карактеристике њихових домаћинстава, те просторне карактеристике насеља (тренутна и будућа обухваћеност површинским копом, тренутни и будући степен обухваћености насеља површинским копом, удаљеност насеља од тренутне границе површинског копа) и дужину становања испитаника у насељу. Такође, утврђени су статистички значајни предиктори који утичу на ниво перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу спровођењем регресионе анализе.

8.4.1. Перципирани утицај експлоатације угља према демографским карактеристикама испитаника

Према резултатима анализе одговора испитаника из **општине Гацко**, између мушкараца и жена не постоји статистички значајна разлика у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет животне средине на поседу. Levene тест указује да је претпоставка о једнакости варијанси задовољена (F = 2,99; p = 0,084), а резултати t-теста показују да разлика између група није статистички значајна (t = -0,84; p = 0,400). Непараметарски Mann–Whitney U тест потврђује резултат (U = 17266,5; p = 0,424). Иако жене бележе нешто вишу просечну вредност перципираног утицаја експлоатације угља (*Mean* = 2,78) у односу на мушкарце (*Mean* = 2,69), уочена разлика није статистички потврђена.

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет животне средине на поседу не постоје статистички значајне разлике између различитих старосних група (F = 0,73; p = 0,571; *Kruskal–Wallis* χ^2 = 2,73; p = 0,604). Levene тест указује на неједнакост варијанси (F = 3,58; p = 0,007), али ни робусни тестови нису потврдили статистички значајне разлике (*Welch* p = 0,584; *Brown–Forsythe* p = 0,606). Пост хок анализе такође нису показале статистички значајне разлике између појединачних старосних група (p > 0,05). Иако највише просечне вредности перципираног утицаја бележе испитаници старости 40–49 година (*Mean* = 2,87), а најниже испитаници старости 50–59 година (*Mean* = 2,64), уочене разлике нису статистички потврђене.

Према образовној структури, ANOVA указује на гранично значајне разлике у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет животне средине на поседу ($F = 3,08$; $p = 0,047$), али с обзиром на неједнакост варијанси ($F = 5,58$; $p = 0,004$), овај налаз треба тумачити с опрезом, јер робусни тестови (*Welch* $p = 0,068$; *Brown–Forsythe* $p = 0,104$) и Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 5,06$; $p = 0,080$) нису потврдили статистички значајне разлике. Иако пост хок тестови нису показали статистички значајне разлике између појединачних група ($p > 0,05$), уочава се тренд раста просечних вредности перцепције утицаја експлоатације са порастом нивоа образовања. Испитаници са нижим образовањем имају најнижу средњу вредност (*Mean* = 2,48), они са средњим образовањем нешто вишу (*Mean* = 2,66), док високообразовани бележе највише вредности (*Mean* = 2,87).

Просечна вредност перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на животну средину према анализи одговора испитаника из **општине Угљевик** већа је код жена (*Mean* = 2,42) него код мушкараца (*Mean* = 2,18). Levene тест ($F = 0,101$; $p = 0,750$) потврђује хомогеност варијанси, што омогућава примену параметарског теста. Резултати ANOVA теста показују да постоји **статистички значајна разлика** у перцепцији утицаја између мушкараца и жена ($F = 9,271$; $p = 0,002$). Робусни тестови Welch и Brown–Forsythe додатно потврђују остварени резултат ($p = 0,002$). Слично томе, непараметарски Kruskal–Wallis тест такође показује статистички значајну разлику ($\chi^2 = 10,470$; $p = 0,001$). Добијени резултати указују да жене у већој мери перципирају учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу.

Највишу просечну вредност перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на стање животне средине бележе испитаници старости 60–69 година (*Mean* = 2,43), док најнижу имају испитаници старости 50–59 година (*Mean* = 2,22). Према Levene тесту ($F = 0,829$; $p = 0,507$), претпоставка о хомогености варијанси је задовољена, међутим, ANOVA тест ($F = 0,507$; $p = 0,731$) није потврдио постојање статистички значајних разлика у перцепцији утицаја између различитих старосних група. Робусни тестови (*Welch* $p = 0,724$; *Brown–Forsythe* $p = 0,739$) потврдили су исти закључак. Такође, резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста ($\chi^2 = 1,976$; $p = 0,740$) потврђују одсуство статистички значајних разлика у расподели одговора по старосним групама.

Просечне вредности показују да испитаници са нижим нивоом образовања највише перципирају негативне утицаје експлоатације угља на стање животне средине (*Mean* = 2,59), док испитаници са средњим нивоом показују најнижи ниво перцепције (*Mean* = 2,19). Испитаници са високим образовањем имају нешто виши ниво перцепције (*Mean* = 2,39), али мањи од групе са нижим образовањем. Levene тест ($F = 2,211$; $p = 0,111$) показује да су варијансе хомогене. Резултати ANOVA теста ($F = 4,923$; $p = 0,008$) указују на постојање **статистички значајних разлика** у перцепцији утицаја између група према степену образовања. Остварени резултати потврђени су и робусним тестовима (*Welch* $p = 0,014$; *Brown–Forsythe* $p = 0,021$). Пост хок анализа показује да постоје значајне разлике између испитаника са средњим и нижим образовањем ($p = 0,040$), као и између испитаника са средњим и високим образовањем ($p = 0,033$). Испитаници са средњим образовањем у мањој мери перципирају негативне утицаје у односу на оне са нижим и високим образовањем. Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста ($\chi^2 = 8,418$; $p = 0,015$) такође указују на постојање статистички значајних разлика у расподели одговора.

Одговори испитаника из **општине Станари** о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу, груписани према полу, показују више вредности код жена (*Mean* = 2,70) него код мушкараца (*Mean* = 2,48). Levene тест не указује на неједнакост варијанси ($F = 0,04$; $p = 0,834$). Према t-тесту за независне узорке **разлика је статистички значајна** ($t = -2,00$; $p = 0,046$). Mann–Whitney U тест такође указује на статистички значајну разлику у расподели одговора ($U = 18,273$; $Z = -1,97$; $p = 0,049$).

Анализа одговора о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу, груписаних према старости испитаника, показује сличне просеке: 20–29 (*Mean* = 2,40), 30–39 (*Mean* = 2,76), 40–49 (*Mean* = 2,53), 50–59 (*Mean* = 2,63) и 60–69

(*Mean* = 2,47). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 1,92; p = 0,106). ANOVA тест не налази статистички значајне разлике између група (F = 1,36; p = 0,249), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,261; *Brown–Forsythe* p = 0,228). Ни непараметарски Kruskal–Wallis тест није показао разлике у расподели одговора (χ^2 = 4,77; p = 0,311).

Према образовању испитаника, одговори о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу показују раст просека од нижег ка вишем образовању: испитаници са нижим образовањем 2,40, са средњим образовањем 2,63 и испитаници са високим образовањем 2,87. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,421; p = 0,657). Резултати ANOVA теста показују статистички граничне значајности (F = 2,80; p = 0,062), док су резултати робусних тестова такође гранични (*Welch* p = 0,051; *Brown–Forsythe* p = 0,051). У пост хок анализама Games–Howell анализа је указала да су вредности за испитаника са високом образовањем више у односу на испитанике са нижим образовањем (p = 0,047), док остале парне разлике нису статистички значајне. Резултат непараметарског Kruskal–Wallis теста је такође на прагу значајности (χ^2 = 5,85; p = 0,054).

Укупно посматрано, у општини Гацко ниједна од анализираних демографских карактеристика није доследно потврђена као статистички значајан фактор перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет животне средине на поседу, што указује да се разлике у одговорима испитаника углавном формирају независно од демографског профила. Насупрот томе, у општинама Угљевик и Станари уочава се заједнички образац да жене у већој мери перципирају учесталост негативних утицаја експлоатације угља у односу на мушкарце. Старост испитаника ни у Угљевику ни у Станарима не представља значајан фактор. Када је реч о образовању, у Станарима је присутна тенденција да са вишим нивоом образовања расте и просечна вредност перципираног утицаја, мада је та повезаност граничне значајности. У Угљевику су разлике према образовању статистички значајне, али не указују на линеаран раст са вишим образовањем, већ на то да испитаници са средњим образовањем перципирају нижи ниво утицаја у односу на испитанике са нижим и високим образовањем. Посматрајући број демографских варијабли код којих су утврђене статистички значајне разлике, може се закључити да демографске карактеристике најизраженије обликују перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет животне средине на поседу у општини Угљевик, затим у општини Станари, док у општини Гацко њихов утицај није статистички потврђен.

8.4.2. Перципирани утицај експлоатације угља према социо-економским карактеристикама испитаника

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет животне средине у односу на запосленост испитаника из **општине Гацко** нису утврђене статистички значајне разлике. Запослени испитаници бележе највишу просечну вредност (*Mean* = 2,75), што указује на нешто израженију перцепцију утицаја рударства, док незапослени имају нешто нижу (*Mean* = 2,66), а пензионери најнижу (*Mean* = 2,31) вредност перцепције. Наведене разлике су, међутим, минималне и нису потврђене статистички значајним тестовима. Levene тест (F = 1,929; p = 0,147) потврђује хомогеност варијанси. ANOVA тест (F = 0,675; p = 0,510) показује да разлике у средњим вредностима нису статистички значајне. Наведени резултат потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,724; *Brown–Forsythe* p = 0,676). Такође, непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 1,326; p = 0,515) није показао статистички значајну разлику у расподели рангова између група запослености.

Резултати указују на **статистички значајне разлике** у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет животне средине у зависности од сектора запослења испитаника. Просечне вредности показују да је перцепција утицаја најизраженија код запослених у IV сектору (*Mean* = 3,08) и III сектору (*Mean* = 2,98). Насупрот томе, најниже вредности бележе запослени у II сектору (*Mean* = 2,54), као и пензионери (*Mean* = 2,31). Levene тест (F = 1,689; p = 0,136) указује да су варијансе између група хомогене. Резултат ANOVA теста (F = 5,541; p < 0,001) јасно потврђује постојање статистички значајних разлика у

средњим вредностима између група. Наведено је додатно подржано робусним тестовима (*Welch p* = 0,007; *Brown–Forsythe p* = 0,004). Пост хок анализа показује да је једина значајна разлика између II и IV сектора (*p* = 0,000). Ова разлика указује да запослени у услужним и јавним делатностима значајно више перципирају учесталост утицаја рударства у односу на оне који су непосредно ангажовани у делатностима секундарног сектора. Непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 25,834; *p* < 0,001) потврђује статистички значајне разлике у расподели рангова између група. Највише средње рангове имају запослени у IV сектору (*Mean Rank* = 232,08) и III сектору (*Mean Rank* = 225,46), док најниже бележе испитаници из II сектора (*Mean Rank* = 172,50) и пензионери (*Mean Rank* = 148,92).

Анализа перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине показује да не постоји статистички значајна разлика у одговорима између група са различитом дужином радног стажа на тренутном радном месту. Највишу просечну вредност бележе испитаници са 6–20 година радног стажа (*Mean* = 2,80), док нешто ниже вредности имају запослени са више од 20 година стажа (*Mean* = 2,75) и они који раде до 5 година (*Mean* = 2,70). Испитаници који нису у радном односу бележе најнижу вредност (*Mean* = 2,60). Levene тест (*F* = 2,393; *p* = 0,068) показује да су варијансе међу групама хомогене. Резултат ANOVA теста (*F* = 0,454; *p* = 0,715) показује да дужина радног стажа не утиче значајно на перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине. Робусни тестови (*Welch p* = 0,739; *Brown–Forsythe p* = 0,740) потврђују остварени резултат. Исто тако, непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 1,557; *p* = 0,669) није потврдио статистички значајне разлике у расподели рангова између група. Средњи рангови показују да су нешто више оцене дали радници са 6–20 година стажа (*Mean Rank* = 198,21), а нешто ниже они који су ван радног односа (*Mean Rank* = 173,86). Иако се уочава благ пораст просечних оцена са продужавањем стажа, разлике нису довољно изражене да би биле статистички значајне.

Просечне вредности указују на то да се перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на стање животне средине не разликује статистички значајно у односу на статус запослености код испитаника из **општине Угљевик**. Испитаници који су запослени имају просечну вредност перцепције 2,29, незапослени 2,38, док пензионери показују нешто виши ниво перцепције, 2,52. Levene тест (*F* = 1,760; *p* = 0,173) показује да су варијансе између група хомогене. Резултати ANOVA теста (*F* = 0,930; *p* = 0,395) показују да не постоје статистички значајне разлике у перцепцији утицаја између запослених, незапослених и пензионера. Остварени резултат потврђен је и робусним тестовима (*Welch p* = 0,366; *Brown–Forsythe p* = 0,410), који такође указују на одсуство статистички значајних разлика. Исто потврђује и Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 1,871; *p* = 0,392) који указује на то да нема разлика у расподели вредности по статусу запослености.

У перцепцији утицаја рударских активности на животну средину између запослених у различитим секторима постоје јасне **статистички значајне разлике**. Испитаници запослени у II сектору показују најниже вредности перцепције (*Mean* = 2,06), док највише вредности бележе испитаници запослени у IV сектору (*Mean* = 2,51). Умерено високе вредности имају и испитаници из III сектора (*Mean* = 2,36), као и незапослени (*Mean* = 2,36) и пензионери (*Mean* = 2,52). Levene тест (*F* = 0,988; *p* = 0,424) показује да су варијансе између група хомогене. Резултати ANOVA теста (*F* = 6,275; *p* < 0,001) указују на постојање статистички значајних разлика између испитаника запослених у појединим секторима. Остварени резултати су потврђени и робусним тестовима (*p* < 0,001). Пост хок анализе показују да су разлике најизраженије између II и IV сектора, при чему запослени у II сектору знатно мање перципирају утицај експлоатације угља на животну средину у односу на запослене у јавним и друштвеним делатностима. Резултати Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 31,599; *p* < 0,001) потврђују постојање статистички значајних разлика у расподели вредности између група.

Перцепција утицаја експлоатације угља на животну средину релативно је уједначена код свих група испитаника, без обзира на дужину рада на тренутном радном месту. Испитаници који су запослени до пет година бележе просечну вредност перцепције 2,32, они са 6 до 20 година рада 2,27, док група са више од 20 година рада бележи вредност 2,29. Највишу

просечну вредност имају испитаници ван радног односа (*Mean* = 2,42), што може указивати на нешто већу осетљивост ове групе на утицаје рударске активности. Levene тест (F = 1,493; p = 0.215) потврђује хомогеност варијанси. Резултати ANOVA теста (F = 0,549; p = 0,649) указују да не постоје статистички значајне разлике у перцепцији утицаја између група са различитим бројем година рада. Исти резултат потврђују и робусни тестови (*Welch* p = 0,678; *Brown–Forsythe* p = 0,648). Такође, резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 1,336; p = 0,721) потврђују одсуство статистички значајних разлика у расподели одговора.

Одговори испитаника из **општине Станари** о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу, према запослености, показују сличне просечне вредности: запослени 2,56, незапослени 2,61 и пензионери 2,66. Тест хомогености варијанси указује на неједнакост (F = 3,361; p = 0,036). Резултати ANOVA теста нису показали значајне разлике између група (F = 1,174; p = 0,319). Робусни тестови нису могли бити спроведени, јер је у једној од група забележен само један случај. Непараметарски Kruskal–Wallis тест такође није указао на статистички значајне разлике (χ^2 = 3,086; p = 0,379).

Према сектору запослења испитаника, одговори о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу показују да су просечне вредности највише у IV сектору (*Mean* = 3,15), затим у III сектору (*Mean* = 2,65), код пензионера (*Mean* = 2,66) и незапослених (*Mean* = 2,61), док су ниже у II сектору (*Mean* = 2,33) и групи испитаника који нису дали одговор (*Mean* = 2,34). Тест хомогености варијанси не указује на неједнакост (F = 1,849; p = 0,102). Резултати ANOVA теста показују **статистички значајне разлике** између група (F = 5,182; p = 0,000), док робусни тестови нису израчунати због малог број испитаника у једној групи. Непараметарски Kruskal–Wallis тест потврдио је статистички значајне разлике (χ^2 = 27,679; p = 0,000). Пост хок анализа није могла бити спроведени због малог броја испитаника у једној од група, па није могуће поуздано утврдити између којих појединачних група су разлике статистички значајне.

Одговори испитаника о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу, у односу на број година рада на тренутном радном месту, показују сличне просечне вредности по групама дужине запослености: до 5 година 2,39, 6–20 година 2,71, више од 20 година 2,53 и ван радног односа 2,58. Тест хомогености варијанси није указао на неједнакост (F = 1,856; p = 0,137). Резултати ANOVA теста нису показали статистички значајне разлике између група (F = 1,589; p = 0,191), што потврђују и резултати робусних тестова (*Welch* p = 0,240; *Brown–Forsythe* p = 0,179). Kruskal–Wallis тест такође није показао статистички значајне разлике (χ^2 = 5,374; p = 0,146).

Компаративно посматрано, у све три општине сектор запослења издваја се као једина социо-економска варијабла код које су доследно утврђене статистички значајне разлике у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу. Насупрот томе, статус запослености и дужина радног стажа на тренутном радном месту нису се показали као статистички значајни фактори ни у једној од анализираних општина. Према томе, посматрано по броју варијабли код којих су потврђене статистички значајне разлике, између општина Гацко, Угљевик и Станари не уочавају се разлике. У сва три случаја највише просечне вредности перципираног утицаја бележе испитаници запослени у IV сектору, као и, у нешто мањој мери, у III сектору, док су најниже вредности углавном карактеристичне за испитанике из II сектора, што може бити повезано са већом нормализацијом последица рударских активности у свакодневном окружењу. Овакав образац указује на тенденцију да тип делатности у којој су испитаници радно ангажовани има већи значај за обликовање перцепције утицаја експлоатације угља на стање животне средине на поседу него сам формални радни статус или дужина радног искуства.

8.4.3. Перципирани утицај експлоатације угља према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине код испитаника из **општине Гацко** у односу на величину домаћинства не постоје статистички значајне разлике. Средње вредности показују минималне разлике између група, тачније, велика домаћинства имају нешто вишу просечну оцену (*Mean* = 2,77) у поређењу са средњим (*Mean* = 2,73) и малим домаћинствима (*Mean* = 2,76). Levene тест ($F = 0,319$; $p = 0,727$) указује да су варијансе између група хомогене. ANOVA тест ($F = 0,083$; $p = 0,920$) није утврдио постојање значајних разлика. Такође, Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 0,115$; $p = 0,944$) потврђује да нема статистички значајних разлика у расподели рангова између група различитих величина домаћинства. Средњи рангови готово су идентични: 195,88 за мала, 192,04 за средња и 195,89 за велика домаћинства.

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине у односу на тип домаћинства не постоји статистички значајна разлика. Просечне вредности указују да мала домаћинства са децом имају нешто вишу перцепцију негативних утицаја (*Mean* = 2,94) у поређењу са малим домаћинствима без деце (*Mean* = 2,72) и вишегенерацијским домаћинствима (*Mean* = 2,69). Levene тест ($F = 2,974$; $p = 0,052$) указује да се хомогеност варијанси налази на граничном нивоу статистичке значајности. Резултат ANOVA теста ($F = 1,938$; $p = 0,145$) показује да разлике нису статистички значајне. Робусни тестови (*Welch* $p = 0,087$*; Brown–Forsythe* $p = 0,134$) и непараметарски Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 4,532$; $p = 0,104$) потврђују представљени резултат. Средњи рангови показују да највише вредности бележе мала домаћинства са децом (*Mean Rank* = 217,46).

Резултати показују да не постоји статистички значајна разлика у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине у односу на изворе прихода домаћинстава. Просечне вредности готово су идентичне, тачније, домаћинства која остварују приходе из непољопривредних делатности имају просечну оцену 2,75, док су домаћинства која имају остале изворе прихода нешто нижу оцену (*Mean* = 2,72). Levene тест ($F = 0,070$; $p = 0,791$) указује на хомогеност варијанси, што потврђује да се варијабилност у одговорима не разликује значајно између група. Резултати t-теста ($t = 0,243$; $p = 0,808$) показују да разлике у средњим вредностима нису статистички значајне, док непараметарски Mann–Whitney U тест ($U = 16934,0$; $Z = -0,080$; $p = 0,936$) додатно потврђује да се дистрибуција одговора не разликује између група. Средњи рангови су готово једнаки, што указује на висок степен једнакости у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине, без обзира на извор прихода у домаћинству.

Анализа перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине у зависности од броја запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани указује на **статистички значајне разлике** између група. Највише просечне оцене утицаја дали су испитаници из домаћинстава у којима нико није запослен у руднику или термоелектрани (*Mean* = 3,08), док су оцене знатно ниже код домаћинстава са једним (*Mean* = 2,64) или два и више запослених чланова (*Mean* = 2,63). Levene тест ($F = 2,824$; $p = 0,061$) указује на приближну хомогеност варијанси. ANOVA тест ($F = 7,247$; $p = 0,001$) показује јасно изражене разлике међу групама, што је потврђено и робусним тестовима (*Welch* $p = 0,000$; *Brown–Forsythe* $p = 0,001$). Пост хок тестови указују да су разлике статистички значајне између домаћинстава у којима нико не ради у руднику и термоелектрани и оних у којима ради један или више чланова ($p = 0,001$–$0,003$), док међусобна разлика између домаћинстава са једним и више запослених није значајна ($p = 0,997$). Наведене резултате потврђује и Kruskal–Wallis тест ($\chi^2 = 13,923$; $p = 0,001$), где је рангирана дистрибуција одговора показала да домаћинства без запослених у руднику и термоелектрани имају највиши средњи ранг (*Mean rank* = 232,30), док су вредности код домаћинстава са једним или више запослених знатно ниже (*Mean rank* = 182,77 и *Mean rank* = 182,33).

Резултати показују да не постоји статистички значајна разлика у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине између испитаника који живе на властитом поседу и оних који живе на туђем поседу. Иако је средња вредност нешто виша код испитаника који поседују своју имовину (*Mean* = 2,77) у односу на оне који живе у најму или на поседу који није њихов (*Mean* = 2,46), разлика није довољно велика да би се сматрала статистички значајном (t = 1,72; p = 0,086). Levene тест (F = 1,878; p = 0,171) указује на хомогеност варијанси. Резултати непараметарског Mann–Whitney тесту (U = 4919,0; Z = -1,738; p = 0,082) показују граничну вредност значајности, што упућује на тенденцију разлике, али без довољне статистичке снаге за потврду.

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет животне средине у зависности од величине поседа на коме домаћинство станује постоји **статистички значајна разлика.** Испитаници који живе на великим поседима бележе најниже просечне вредности (*Mean* = 2,38), док су највише вредности забележене код испитаника који нису прецизирали величину поседа (*Mean* = 2,90) и код оних са малим поседом (*Mean* = 2,76). Резултати параметарског ANOVA теста показују да постоје статистички значајне разлике између група (F = 3,103; p = 0,027), што указује да величина поседа утиче на перцепцију учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине. Робусни тестови потврдили су наведени резултат: Welch тест (p = 0,064) указује на граничну статистичку значајност, док Brown–Forsythe тест (p = 0,034) потврђује постојање статистички значајних разлика међу групама. Да би се утврдило између којих група постоје разлике, спроведена је пост хок анализа. Утврђено је да се значајна разлика јавља између домаћинстава која живе на великим поседима и оних домаћинстава која нису навела величину поседа (p = 0,014–0,036), док између малих и средњих поседа није утврђена статистички значајна разлика (p > 0,05). Резултати непараметарског Kruskal–Wallis теста додатно потврђују овај резултат (χ^2 = 11,424; p = 0,010), што указује да разлике остају стабилне.

Резултати анализе показују статистички снажну повезаност између предвиђености поседа за експропријацију и перцепције утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу. Испитаници чији су поседи предвиђени за експропријацију исказују највише просечне вредности (*Mean* = 3,89), док најниже вредности имају они чији поседи нису обухваћени планом експропријације (*Mean* = 2,56). Levene тест хомогености варијанси (F = 0,654; p = 0,521) потврђује да су варијансе између група приближно једнаке. ANOVA тест показује **статистички значајне разлике** у просечним вредностима перцепције учесталости утицаја између три групе (F = 17,589; p < 0,001), што указује да перцепција утицаја рударства на животну средину знатно варира у зависности од статуса поседа у вези експропријације. Навдени резултати потврђени су и робусним тестовима (*Welch* p < 0,001); *Brown–Forsythe* p < 0,001), што указује на висок степен поузданости резултата. Резултати пост хок тестова додатно потврђују да су све међусобне разлике статистички значајне (p < 0,01). Највећа разлика је између домаћинстава чији су поседи предвиђени за експропријацију и оних који чији поседи нису предвиђени за експропријацију (p < 0,001), док је разлика између групе неинформисаних и ове две категорије такође значајна, али мањег интензитета (p = 0,006–0,008). Непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 31,105; p < 0,001) такође потврђује да постоје значајне разлике у расподели оцена између група.

Анализа перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу у зависности од власништва над стамбеним објектом указује на постојање **статистички значајних разлика** између посматраних група. Просечне вредности показују да највише оцене бележе испитаници који живе у становима (*Mean* = 2,99), нешто ниже они који поседују куће (*Mean* = 2,63), док најниже оцене имају испитаници који немају власништво над објектом становања (*Mean* = 2,41). Наведени резултати указују да становници у стамбеним зградама, у просеку, чешће уочавају негативне утицаје експлоатације угља на стање животне средине у поређењу са онима који живе у кућама или у закупљеном стамбеном простору. Levene тест (F = 3,215; p = 0,041) указује на хомогеност варијанси. Резултати ANOVA анализе показују да постоји значајна разлика између група (F = 6,805; p = 0,001), што потврђују и робусни тетсови

(*Welch p* = 0,001; *Brown–Forsythe p* = 0,001). Пост хок тестови показују да је просечна вредност значајно већа код испитаника који живе у становима него код оних који живе у кућама (*Tukey p* = 0,003; *Games–Howell p* = 0,002). Добијени резултати потврђени су и непараметарским Kruskal–Wallis тестом (χ^2 = 14,058; *p* = 0,001). С обзиром на то да се централно насеље Гацко, у коме су заступљени колективни стамбени објекти, налази у непосредној близини експлоатационог поља, овакав резултат очекиван је јер просторна близина извору загађења условљава већу изложеност негативним утицајима рударских активности.

У перцепцији утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине, у зависности од старости стамбених објеката у којима испитаници живе, постоји **статистички значајна разлика.** Просечне вредности указују да најниже оцене имају домаћинства у објектима изграђеним до 1970. године (*Mean* = 2,26), док највише вредности бележе они који живе у новијим објектима изграђеним након 2011. године (*Mean* = 3,01). Објекти подигнути у периоду 1971–1990. године и 1991–2000. године показују умерене просечне вредности (*Mean* = 2,85 и *Mean* = 2,74), што указује на постепени пораст перципиране изложености негативним утицајима рударства са новијом градњом. Levene тест хомогености варијанси (*F* = 1,649; *p* = 0,178) показује да је претпоставка о једнакости варијанси испуњена. Резултати ANOVA теста указују на постојање статистички значајне разлике између група (*F* = 5,466; *p* = 0,001), што потврђују и робусни тестови (*Welch p* = 0,004; *Brown–Forsythe p* = 0,001). Пост хок анализе показују да су значајне разлике присутне између најстаријих објеката (изграђених до 1970. године) и објеката изграђених у периоду 1971–1990. године (*p* = 0,001) и 1991–2000. године (*p* = 0,024), при чему су вредности перцепције учесталости више у новијим објектима. Непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 16,030; *p* = 0,001) потврђује резултате ANOVA анализе. У целини, може се закључити да су испитаници који станују у новијим објектима повезани су са већим нивоом перцепције деградације квалитета стања животне средине, док испитаници који станују у старијим објектима, ређе перципирају утицај експлоатације.

Резултати показују да постоји **статистички значајна разлика** у перципираној учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине у зависности од спратности стамбеног објекта испитаника. Просечне вредности указују на постепени пораст перцепције утицаја са повећањем спратности: испитаници који живе у објектима ниске спратности имају најнижу просечну вредност (*Mean* = 2,63), затим следе они у објектима средње спратности (*Mean* = 2,78), док су највише вредности забележене код испитаника који живе у објектима високе спратности (*Mean* = 3,04). Levene тест показује да претпоставка о једнакости варијанси није испуњена (*F* = 7,216; *p* = 0,001). Резултати једнофакторске ANOVA анализе показују значајну разлику између група (*F* = 4,200; *p* = 0,016), што је додатно потврђено робусним тестовима (*Welch p* = 0,010; *Brown–Forsythe p* = 0,008). Пост хок тестови показују да је значајна разлика присутна између испитаника који живе у објектима ниске и високе спратности (*p* = 0,013; *p* = 0,007), док разлике између осталих категорија нису статистички значајне. Kruskal–Wallis тест као непараметарски еквивалент (χ^2 = 9,249; *p* = 0,010) потврђује постојање статистички значајних разлика међу групама. Наведени резултати указују на то да становници вишеспратних објеката у урбаном делу насеља Гацко, а које се налазе ближе експлоатационом пољу, у већој мери уочавају загађење и друге негативне утицаје. С друге стране, домаћинства у објектима ниже спратности, која су лоцирана у руралном залеђу општине, мање су изложена учесталости тих утицаја.

Анализа перцепције утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине показује да постоји **статистички значајна разлика** у зависности од статуса стамбеног објекта у односу на експропријацију (*F* = 11,439; *p* < 0,001). Levene тест показује да је претпоставка о хомогености варијанси испуњена (*p* = 0,903). Највише средње вредности бележе домаћинства чији су објекти предвиђени за експропријацију (*Mean* = 3,88), док најниже вредности бележе она чији стамбени објекти нису предвиђени (*Mean* = 2,56). Пост хок тестови указују на значајне разлике између група „да“ и „не“ (*p* < 0,01), као и „да“ и „не знам“ (*p* < 0,05), што значи да домаћинства која очекују експропријацију перципирају најинтензивнији утицај рударских

активности на квалитет стања животне средине на поседу. Резултати Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 30,570; p < 0,001) потврђују постојање статистички значајних разлика.

Резултати анализе одговора испитаника из **општине Угљевик** показују да се перцепција утицаја експлоатације угља на животну средину незнатно разликује у зависности од величине домаћинства. Највише вредности бележе испитаници из малих домаћинстава (*Mean* = 2,37), док су нешто ниже вредности забележене код испитаника из средњих (*Mean* = 2,30) и великих домаћинстава (*Mean* = 2,29). Levene тест (F = 2,834; p = 0,060) показује хомогеност варијанси. Резултати ANOVA теста (F = 0,215; p = 0,807) показују да нема статистички значајних разлика у перцепцији између група испитаника који станују у различитим величинама домаћинства. Исти закључак потврђује и непараметарски Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 0,402; p = 0,818).

Просечне вредности перципиране учесталости утицаја експлоатације угља на стање животне средине међу типовима домаћинстава су уједначене. Испитаници који живе у малим домаћинствима без деце имају просечну вредност 2,43, испитаници из малих домаћинстава са децом 2,36, док испитаници из вишегенерацијских домаћинстава бележе нешто ниже вредности (*Mean* = 2,27). Levene тест (F = 1,056; p = 0,349) показује да су варијансе између група хомогене. Резултати ANOVA теста (F = 1,053; p = 0,350) указују да нема статистички значајних разлика у перцепцији између испитаника из различитих типова домаћинстава. Резултати Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 3,112; p = 0,211) потврђују да не постоје значајне разлике у расподели одговора.

Када је реч о изворима прихода, испитаници са непољопривредним приходима имају највишу перципирану учесталост утицаја (*Mean* = 2,30), док су испитаници који остварују пољопривредне приходе исказали нешто ниже вредности перципираног утицаја (*Mean* = 2,27). Испитаници са другим или комбинованим изворима прихода бележе сличне вредности (*Mean* = 2,33). Резултати Levene теста (F = 5,522; *Mean* = 0,004) указују на нарушену хомогеност варијанси. Међутим, и ANOVA тест (F = 0,081; p = 0,922), као и робусни тестови (*Welch* p = 0,939; *Brown–Forsythe* p = 0,940), потврђују да разлике у средњим вредностима нису статистички значајне. Исти резултат потврђује и Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 1,205; p = 0,548).

Просечне вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу показују да се са порастом броја запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани перципирана учесталост утицаја експлоатације постепено смањује. Испитаници из домаћинстава у којима нико није запослен у руднику и термоелетрани исказују највиши ниво перципираног утицаја (*Mean* = 2,51), док испитаници из домаћинстава са једним запосленим чланом показују умерено ниже вредности (*Mean* = 2,22). Најниже вредности забележене су код испитаника из домаћинстава у којима два или више чланова раде у руднику и термоелектрани (*Mean* = 1,92). Резултати Levene теста (F = 0,804; p = 0,448) показују да су варијансе између група хомогене, док ANOVA тест (F = 14,388; p < 0,001) потврђује постојање **статистички значајних разлика** у средњим вредностима. Робусни тестови (*Welch* p < 0,001; *Brown–Forsythe* p < 0,001) додатно потврђују поузданост резултата. Пост хок тестови показали су да испитаници из домаћинстава без запослених чланова у руднику и термоелектрани статистички значајно више перципирају негативне утицаје експлоатације угља у односу на испитанике из домаћинстава у којима је запослен један члан (p = 0,002) и у односу на домаћинства са два или више запослених чланова (p < 0,001). Разлика је такође статистички значајна између домаћинстава са једним запосленим и оних са два или више запослених чланова (p = 0,028). Резултати Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 29,851; p < 0,001) потврђују постојање статистички значајних разлика у расподели одговора.

Власништво над поседом на којем испитаник живи не утиче статистички значајно на перцепцију утицаја експлоатације угља на стање животне средине. Испитаници који живе на властитом поседу бележе нешто ниже просечне вредности (*Mean* = 2,29), у поређењу са онима који не живе на свом поседу (*Mean* = 2,49). Levene тест (F = 0,315; p = 0,575) потврђује хомогеност варијанси. Резултати t-теста (t = -1,505; p = 0,133) показују да разлике у средњим

вредностима нису статистички значајне. Остварени резултат потврђен је и непараметарским Mann–Whitney U тестом (U = 12188,0; Z = -1,253; p = 0,210).

Испитаници који станују на малим поседима (до 500 m²) највише перципирају утицај експлоатације угља (*Mean* = 2,44), док испитаници који живе на средњим поседима (501–5 000 m²) бележе нешто ниже вредности (*Mean* = 2,23). Најниже вредности забележене су код власника великих поседа (> 5 000 m²) (*Mean* = 2,20). Levene тест (F = 1,315; p = 0,269) потврђује да су варијансе међу групама хомогене. Према резултатима ANOVA теста (F = 2,017; p = 0,110) разлике у средњим вредностима нису статистички значајне. Робусни тестови потврђују исти закључак (*Welch* p = 0,106; *Brown–Forsythe* p = 0,127). Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 9,463; p = 0,024) указује на постојање статистички значајних разлика у расподели одговора између група, што сугерише да, иако просечне вредности нису значајно различите, расподела одговора међу категоријама није потпуно уједначена.

Резултати анализе показују да постоје **статистички значајне разлике** у перцепцији утицаја експлоатације угља на стање животне средине у зависности од тога да ли је посед испитаника предвиђен за експропријацију. Испитаници чији посед је предвиђен за експропријацију исказују највиши ниво перцепције утицаја експлоатације угља (*Mean* = 3,47). Насупрот томе, испитаници чији посед није предвиђен за експропријацију показују знатно ниже вредности перцепције утицаја (*Mean* = 2,17). Група испитаника која је неинформисана или није одговорила на ово питање показала је средњи ниво перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (*Mean* = 2,86). Levene тест (F = 6,085; p = 0,002) указује на то да варијансе између група нису хомогене. Ипак, и ANOVA тест (F = 40,397; p < 0,001) и робусни тестови (*Welch* p < 0,001; *Brown–Forsythe* p < 0,001) доследно потврђују да су разлике у средњим вредностима статистички веома значајне. Пост хок тестови показали су да су све парне разлике статистички значајне. Испитаници чији је посед предвиђен за експропријацију значајно више перципирају утицај експлоатације у односу на оне чији посед није обухваћен експропријацијом (p < 0,001), као и у односу на неинформисане ($p \approx 0{,}01$). Истовремено, неинформисани испитаници перципирају знатно већи утицај у односу на оне чији поседи нису у плану експропријације (p < 0,001). Резултати Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 51,601; p < 0,001) потврђују постојање статистички значајних разлика у расподели одговора.

Када је реч о власништву над стамбеним објектом, испитаници показују различите нивое учесталости утицаја експлоатације угља на квалитета стања животне средине на поседу. Испитаници који живе у кућама показују најнижи ниво перципираног утицаја (*Mean* = 2,22), власници станова бележе вишу вредност (*Mean* = 2,53), док испитаници без власништва над стамбеним објектом исказују највиши ниво перцепције учесталости утицаја (*Mean* = 2,65). Levene тест (F = 2,188; p = 0,113) показује да су варијансе хомогене. Резултати ANOVA теста (F = 7,363; p = 0,001) потврђују да су разлике у средњим вредностима **статистички значајне**. Пост хок тестови показују да је разлика између испитаника који живе у кућама и оних који поседују станове статистички значајна (p = 0,003), при чему власници станова значајно више перципирају негативан утицај експлоатације угља. Разлике између испитаника који немају власништво над стамбеним објектом и других група нису статистички значајне. Резултати Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 18,300; p < 0,001) потврђују постојање статистички значајних разлика у расподели одговора.

Анализа перцепција испитаника о учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу у односу на старост стамбених објеката показује да не постоје статистички значајне разлике између посматраних група. Највише вредности бележе испитаници који живе у објектима изграђеним пре 1970. године (*Mean* = 2,67), док су најниже вредности забележене код оних чији су објекти из периода 1971–1990. године (*Mean* = 2,26) и 1991–2010. године (*Mean* = 2,26). Код испитаника који живе у објектима изграђеним након 2011. године, вредности су нешто више (*Mean* = 2,41), али разлике нису довољно изражене да би биле статистички значајне. Levene тест (F = 3,717; p = 0,011) указује на нарушену хомогеност варијанси међу групама. Резултати ANOVA теста (F = 1,987; p = 0,115), као и робусних тестова

(*Welch p* = 0,253; *Brown–Forsythe p* = 0,196), показују да разлике у средњим вредностима нису статистички потврђене. Исто потврђује и Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 4,527; p = 0,210).

У односу на спратност стамбених објеката испитаника анализа перцепција испитаника о учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу показује да постоје **статистички значајне разлике** између посматраних група. Најниже вредности бележе испитаници који живе у објектима ниске спратности (*Mean* = 2,24), затим следе они који живе у објектима средње спратности (*Mean* = 2,41), док је највиша просечна вредност забележена код испитаника који станују у вишеспратним објектима (*Mean* = 2,54). Levene тест (*F* = 1,342; *p* = 0,262) потврђује хомогеност варијанси. Резултати ANOVA теста (*F* = 3,279; *p* = 0,038) показују да су разлике у средњим вредностима статистички значајне, што потврђују и робусни тестови (*Welch p* = 0,035; *Brown–Forsythe p* = 0,029). Пост хок анализе показују граничну статистичку значајност разлике између објеката ниске и високе спратности (p ≈ 0,075). Резултати Kruskal–Wallis теста (χ^2 = 9,696; *p* = 0,008) додатно потврђују да су разлике у расподели одговора статистички значајне, при чему најниже вредности бележе испитаници из приземних и објеката ниже спратности, а највише они који живе у вишеспратним објектима.

У зависности од предвиђености стамбеног објекта за експропријацију, просечне вредности перцепције утицаја указују на изразито различите нивое перцепције код испитаника. Највише вредности бележе испитаници чији је објекат предвиђен за експропријацију (*Mean* = 3,54), а знатно ниже вредности забележене су код испитаника који су навели да њихов објекат није предвиђен за експропријацију (*Mean* = 2,15). Испитаници који нису информисани или нису сигурни у статус свог стамбеног објекта показују средње вредности 3,01, док резултати групе без одговора нису статистички релевантни због малог броја случајева. Резултати Levene теста (*F* = 4,983; *p* = 0,002) указују на хетерогеност варијанси. ANOVA тест (*F* = 34,908; *p* < 0,001) показује јасно изражене **статистички значајне разлике** међу групама. Остварене резултате потврђују и робусни тестови (*Welch p* = 0,003; *Brown–Forsythe p* = 0,047), што потврђује стабилност налаза. Пост хок тестови показују да су статистички најзначајније разлике између група „да“ и „не“, као и између „не знам“ и „не“, што указује да и неинформисани испитаници имају јачу перцепцију учесталости утицаја експлоатације него они који су сигурни да експропријација њихових стамбених објеката није предвиђена. Наведене налазе потврђује и Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 65,862; *p* < 0,001), који указује на статистички значајне разлике у расподели одговора.

Анализирајући одговоре испитаника из **општине Станари** о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу, груписане према величини домаћинства испитаника, уочавају се слични просеци између група: мала домаћинства 2,50, средња домаћинства 2,58 и велика домаћинства 2,63. Тест хомогености варијанси указује на неједнакост (*F* = 6,164; *p* = 0,002). ANOVA тест није показао статистичку значајност (*F* = 0,326; *p* = 0,722), а такође ни робусни тестови (*Welch p* = 0,707; *Brown–Forsythe p* = 0,712). У складу са резултатима, ни Kruskal–Wallis тест није указао на статистички значајне разлике (χ^2 = 0,244; *p* = 0,885).

Према типу домаћинства испитаника, одговори показују сличне просечне вредности: мала домаћинства без деце 2,49, мала домаћинства са децом 2,74 и вишегенерацијска домаћинства 2,52. Тест хомогености варијанси указује на неједнакост (*F* = 3,165; *p* = 0,043). ANOVA тест није указао на статистички значајне разлике (*F* = 1,490; *p* = 0,227), као ни робусни тестови (*Welch p* = 0,233; *Brown–Forsythe p* = 0,195). У складу са резултатима, ни Kruskal–Wallis тест није показао статистички значајне разлике (χ^2 = 2,925; *p* = 0,232).

Према изворима прихода домаћинства, одговори испитаника показују врло сличне просечне вредности: непољопривредни приходи 2,60, пољопривредни приходи 2,64 и комбиновани приходи 2,53. Тест хомогености варијанси није значајан (*F* = 2,294; p = 0,102). Према резултатима ANOVA теста, не постоје статистички значајне разлике између група (*F* = 0,208; *p* = 0,812), што потврђује и Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 0,260; *p* = 0,878).

Према броју чланова домаћинства запослених у руднику и термоелектрани, одговори према групама испитаника показују благ пад просечних вредности са порастом броја запослених чланова: није запослен ниједан члан 2,66 > запослен је један члан 2,55 > запослено је два или више чланова 2,29. Тест хомогености варијанси је значајан (F = 3,758; p = 0,024). ANOVA тест није показао статистички значајне разлике између група (F = 2,053; p = 0,130). Такође, ни робусни тестови (*Welch* p = 0,080; *Brown–Forsythe* p = 0,111), ни Kruskal–Wallis тест такође (χ^2 = 3,961; p = 0,138) нису указали на статистички значајне разлике. Закључно, уочен је дескриптивни тренд нижих перцепција утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине у домаћинствима са више запослених у руднику и термоелектрани, али без статистичке значајности.

Када је реч о власништву поседа становања испитаника, одговори о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу не разликују се значајно између испитаника који станују на сопственом поседу (*Mean* = 2,56) и оних који не станују на сопственом поседу (*Mean* = 2,72). Тест хомогености варијанси није значајан (F = 0,004; p = 0,952). Према t-тесту, разлика није статистички значајна (t = -1,056; p = 0,291). У складу са тим резултатом, ни непараметарски Mann–Whitney U тест не показује значајну разлику (U = 9532; Z = -1,040; p = 0,298).

Одговори испитаника о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу, груписани према величини поседа, показују ниже вредности перципираног утицаја код испитаника са малим поседом (*Mean* = 2,16) у односу на испитанике са средњим поседом (*Mean* = 2,56), испитанике са великим поседом (*Mean* = 2,63) и групу испитаника који нису дали одговор (*Mean* = 2,67). С обзиром на то да је Levene тест показао нарушену хомогеност варијанси (F = 3,296; p = 0,021) класична анализа варијансе (F = 1,884; p = 0,132) не може се сматрати главним основом за тумачење резултата. Робусни Welch тест указује на могућност постојања разлика између група (p = 0,022), али Brown–Forsythe тест (p = 0,094) и Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 5,012; p = 0,171) не потврђују тај налаз. Због тога се може говорити о тенденцији разлика између група, али не и о јасно потврђеној статистички значајној разлици.

Према предвиђености поседа за експропријацију, одговори испитаника показују највише вредности перципираног утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу у групи „посед је предвиђен за експропријацију“ (*Mean* = 3,41), затим у групи „неинформисаност/нема одговора“ (*Mean* = 2,70), а најниже у групи „посед није предвиђен предвиђен за експропријацију“ (*Mean* = 2,46). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 1,239; p = 0,291). Према резултатима ANOVA теста, постоје **статистички значајне разлике** између група (F = 5,894; p = 0,003). Пост хок Tukey анализа показује да је група „посед је предвиђен за експропријацију“ значајно виша од „посед није предвиђен за експропријацију“ (p = 0,008). Истовремено, Games–Howell анализа даје исти образац, али без формалне статистичке значајности. Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели (χ^2 = 9,783; p = 0,008), са средњим ранговима по групама испитаника (*Mean rank*): „посед је предвиђен за експропријацију“ 276,27, „неинформисаност/нема одговора“ 216,74 и „посед није предвиђен за експропријацију“ 190,80.

Према власништву над стамбеним објектом испитаника, одговори о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу показују сличне просеке: власништво – кућа 2,57, власништво – стан 2,45 и без власништва 2,74. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 1,427; p = 0,241). Резултати ANOVA теста не показују значајне разлике између група (F = 0,596; p = 0,551). Kruskal–Wallis тест такође не упућује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 0,678; p = 0,713).

Одговори о перцепцији утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине, груписани према старости стамбеног објекта испитаника, указују на највише вредности код објеката изграђених пре 1970. године (*Mean* = 2,88), а ниже код новијих: изграђних од 2011. године до данас 2,58, у периоду 1991–2010. године 2,55 и 1971–1990. године 2,46. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,042; p = 0,988). ANOVA тест показује резултат на

граници статистичке значајности ($F = 2{,}471$; $p = 0{,}061$), што је у складу и са робусним тестовима. У пост хок анализама издваја се једна значајна разлика између објеката изграђених у периоду до 1970. године и у периоду 1971–1990. године ($p = 0{,}036$). Све остале разлике између парова не достижу значајност ($p \geq 0{,}200$). У складу са тим, резултат Kruskal–Wallis теста не указује на значајне разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 6{,}927$; $p = 0{,}074$).

Према спратности стамбеног објекта, одговори испитаника о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу, показују нешто више вредности код средње и високе спратности (*Mean* = 2,73 и *Mean* = 2,77) у односу на ниску спратност (*Mean* = 2,54). Levene тест не указује на неједнакост варијанси ($F = 0{,}380$; $p = 0{,}684$). ANOVA тест не показује статистички значајне разлике између група ($F = 1{,}039$; $p = 0{,}355$), што потврђује резултат Kruskal–Wallis теста ($\chi^2 = 2{,}343$; $p = 0{,}310$).

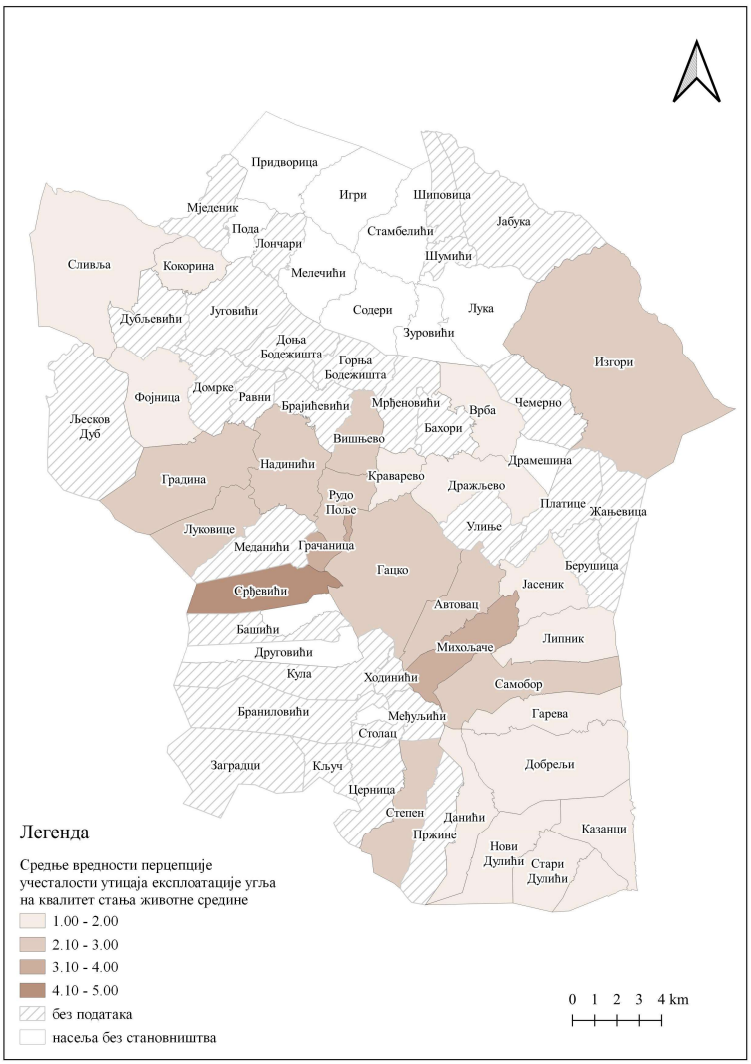
Према предвиђености стамбеног објекта за експропријацију, одговори испитаника о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу, показују више вредности у групи код које је посед предвиђен (*Mean* = 3,38) у односу на групу код које посед није предвиђен за експропријацију (*Mean* = 2,47). Levene тест не указује на неједнакост варијанси ($F = 1{,}518$; $p = 0{,}219$). Према резултатима t-теста, **постоји статистички значајна разлика** између група ($t = 2{,}865$; $p = 0{,}005$). Непараметарски Mann–Whitney U тест указује на разлику ($U = 937$; $Z = -2{,}412$; $p = 0{,}016$), при чему су средњи рангови виши у групи „да“ (*Mean rank* = 173,92) него у групи „не“ (*Mean rank* = 123,92).

У целини посматрано, резултати показују да се статус експропријације, како на нивоу поседа тако и на нивоу стамбеног објекта, доследно издваја као заједнички и најстабилнији извор разлика у перцепцији учесталости негативних утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу у све три анализиране општине. Другим речима, што је извеснији ризик експропријације, то је израженија перцепција учесталих негативних утицаја, док остале социо-економске и стамбене карактеристике не показују доследан образац статистичке значајности у сва три узорка. Поред тога, као релевантан фактор издваја се и број запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани, али са неуједначеним ефектом по општинама. У Гацку и Угљевику утврђен је статистички значајан опадајући образац, при чему домаћинства без запослених чланова у РиТЕ перципирају учесталије негативне утицаје, док се са порастом броја запослених та перцепција смањује. У Станарима је присутан исти дескриптивни тренд, али без статистичке потврде. Истовремено, упоредна анализа показује да је највећи број статистички значајних варијабли утврђен у Гацку, затим у Угљевику, док су у Станарима разлике мање изражене.

8.4.4. Перципирани утицај експлоатације угља према карактеристикама насеља и дужини становања испитаника у насељу

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине између испитаника из различитих насеља у **општини Гацко** постоје изразито **статистички значајне разлике.** Levene тест хомогености варијанси ($F = 1{,}238$; $p = 0{,}220$) указује да је претпоставка о једнакости варијанси испуњена. Резултати ANOVA анализе потврђују постојање статистички значајних разлика у просечним вредностима између насеља ($F = 4{,}892$; $p < 0{,}001$), што указује да се степен перципиране учесталости утицаја рударства на животну средину значајно разликује у зависности од насеља становања испитаника (Слика 70). С обзиром да поједина насеља имају мали број испитаника, робусни тестови Welch и Brown–Forsythe нису израчунати, али параметарски резултати остају поуздани због потврђене хомогености варијанси. Непараметарски Kruskal–Wallis тест указује на статистички значајне разлике у рангираним дистрибуцијама између група ($\chi^2 = 100{,}292$; $p < 0{,}001$), што потврђује стабилност резултата добијених параметарским тестом. Просечне вредности показују да највише перцепције негативних утицаја бележе испитаници из насеља Срђевићи (*Mean* = 4,29), Михољаче (*Mean* = 3,22), Грачаница (*Mean* = 3,10) и општинског центра Гацко (*Mean* = 2,98), док су најниже вредности регистроване у руралним насељима као што су Гарева (*Mean* = 1,33),

Стари Дулићи (*Mean* = 1,33), Врба (*Mean* = 1,46) и Нови Дулићи (*Mean* = 1,49). Средњи рангови из Kruskal–Wallis теста показују сличан образац, то јесте, највиши је у насељима Срђевићи (*Mean Rank* = 351,00) и Михољаче (*Mean Rank* = 254,13), а најнижи у насељима Гарева (*Mean Rank* = 39,50) и Јасеник (*Mean Rank* = 10,50). Представљени налази потврђују јасно изражен просторни тренд: перцепција негативних утицаја опада са повећањем удаљености од експлоатационог поља и термоелектране, при чему становници централног насеља Гацко и суседних насеља најчешће уочавају загађење ваздуха, буку и деградацију животне средине.



Слика 70. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на стање животне средине на поседу (општина Гацко)

Испитаници из насеља обухваћених површинским копом исказују знатно виши ниво перципиране учесталости утицаја рударства на квалитет животне средине (*Mean* = 2,99) у односу на оне из насеља која нису обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 2,01). **Разлика је статистички значајна** (F = 88,57; p < 0,001), уз испуњену претпоставку хомогености варијанси према Levene тесту (F = 0,005; p = 0,944), што потврђују и робусни Welch и Brown–Forsythe тестови (p < 0,001). Резултати Mann–Whitney U теста такође указују на високо значајне разлике у расподели вредности (U = 6173,50; Z = -8,452; p < 0,001), при чему нижи средњи ранг у насељима ван копа (*Mean rank* = 112,36) у односу на насеља обухваћена експлоатацијом (*Mean rank* = 222,64) додатно потврђује да становници директно погођених насеља много интензивније перципирају утицај рударства на квалитет животне средине.

Перцепција учесталости утицаја рударства на квалитет животне средине значајно варира у зависности од степена обухваћености насеља површинском експлоатацијом угља.

Најнижи ниво перципираног утицаја исказују испитаници из насеља која нису обухваћена копом (*Mean* = 2,01), док су знатно више вредности присутне у свим категоријама обухваћених насеља. Levene тест потврђује хомогеност варијанси ($F = 0,39$; $p = 0,759$), а ANOVA анализа указује на **статистички значајне разлике између група** ($F = 30,32$; $p < 0,001$). Према Tukey пост хок тесту, статистички значајне разлике су пре свега између насеља која нису обухваћена експлоатацијом и свих типова обухваћених насеља ($p < 0,01$), док међусобне разлике између група обухваћених насеља нису статистички значајне ($p > 0,05$). Непараметарски Kruskal–Wallis тест за исте групе такође показује високо значајне разлике у расподели одговора ($\chi^2 = 25,86$; $p < 0,001$), што доследно потврђује да перципирана учесталост утицаја рударства на квалитет животне средине расте са порастом степена обухваћености насеља површинском експлоатацијом.

Перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине статистички се значајно разликује у зависности од тога да ли ће насеље у будућности бити обухваћено површинским копом**.** Испитаници из насеља која ће бити обухваћена експлоатацијом исказују знатно више вредности (*Mean* = 2,87) у односу на испитанике из насеља која неће бити обухваћена (*Mean* = 1,72). ANOVA тест показује да је **разлика значајна** ($F = 59,66$; $p < 0,001$), при чему Levene тест указује на нарушену хомогеност варијанси ($F = 7,36$; $p = 0,007$), али робусни Welch и Brown–Forsythe тестови потврђују стабилност резултата ($p < 0,001$). Непараметарски Mann–Whitney U тест додатно потврђује постојање значајних разлика ($U = 2476,50$; $Z = -7,132$; $p < 0,001$), при чему нижи средњи ранг у насељима која неће бити обухваћена (*Mean rank* = 79,59) у односу на она која ће бити укључена у експлоатациону зону (*Mean rank* = 208,82) јасно указује да становништво будуће експлоатационе зоне интензивније перципирају учесталост утицаја рударства на квалитет животне средине.

У односу на степен будуће обухваћености насеља експлоатацијом, уочавају се разлике у перцепцији учесталости утицаја рударске експлоатације на квалитет стања животне средине између посматраних група. Најнижи ниво перцепције исказују становници насеља која неће бити обухваћена експлоатацијом (*Mean* = 1,72), док су више вредности забележене у свим категоријама будуће обухваћености. Levene тест указује на нарушену хомогеност варијанси ($F = 3,22$; $p = 0,007$), али ANOVA тест показује да су разлике између група статистички значајне ($F = 15,84$; $p < 0,001$). Робусни Welch и Brown–Forsythe тест нису могли бити израчунати због мале бројности једне групе. Kruskal–Wallis тест такође потврђује постојање статистички значајних разлика између група ($\chi^2 = 40,27$; $p < 0,001$), па резултати у целини указују на постојање разлика, уз опрез у параметарској интерпретацији.

Интензитет перцепције учесталости утицаја рударске експлоатације на квалитет стања животне средине смањује се са повећањем удаљености насеља од површинског копа. Највише просечне вредности забележене су у насељима удаљеним 0–1 000 m од копа (*Mean* = 2,98), нешто ниже у насељима на растојању 1 001–2 000 m (*Mean* = 2,75), док је најнижи ниво перцепције уочен у насељима удаљеним више од 2 001 m (*Mean* = 2,08). Levene тест указује на хомогеност варијанси ($F = 1,25$; $p = 0,288$), а ANOVA тест показује постојање **статистички значајних разлика** између група ($F = 36,84$; $p < 0,001$). Према Tukey и Games–Howell пост хок тестовима, статистички значајна разлика уочена је између насеља најближих копу (0–1 000 m) и оних удаљених више од 2 001 m ($p < 0,001$), док разлика између средње удаљене групе (1 001–2 000 m) и преосталих група није значајна ($p > 0,05$). Резултати Kruskal–Wallis теста додатно потврђују постојање статистички значајних разлика у расподели одговора ($\chi^2 = 22,35$; $p < 0,001$), што указује да становници насеља лоцираних ближе површинском копу перципирају већу учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине.

У перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине, у зависности од дужине становања у насељу, **постоји статистички значајна разлика**. Највише просечне вредности бележе испитаници који у насељу живе до 15 година (*Mean* = 2,93) и они који у њему бораве 31–50 година (*Mean* = 2,85), док најниже вредности имају испитаници који живе у насељу дуже од 50 година (*Mean* = 2,48). Levene тест хомогености варијанси ($F = 1,585$; $p = 0,193$) потврђује једнакост варијанси међу групама.

Резултати ANOVA теста показују постојање статистички значајних разлика између група (F = 2,828; p = 0,038), што указује да дужина боравка у насељу утиче на перципирану учесталост негативних утицаја рударства. Пост хок тестови показују да међусобне разлике између појединих група нису статистички значајне на нивоу p < 0,05, иако се уочава тренд већих вредности код испитаника са краћим периодом становања. Непараметарски Kruskal–Wallis тест потврђује статистички значајну разлику у расподели рангова између група (χ^2 = 8,717; p = 0,033). Средњи рангови показују сличан образац као и аритметичке средине: највише вредности бележе испитаници који живе до 15 година (*Mean Rank* = 212,23) и они који у насељу бораве 31–50 година (*Mean Rank* = 207,25), док најниже вредности имају испитаници који у насељу живе дуже од 50 година (*Mean Rank* = 162,50). У целини, резултати указују на постојање правилности, да новији становници имају перцепцију учесталијих утицаја експлоатације угља у односу са становнике који станују у насељу дуже од 50 година.

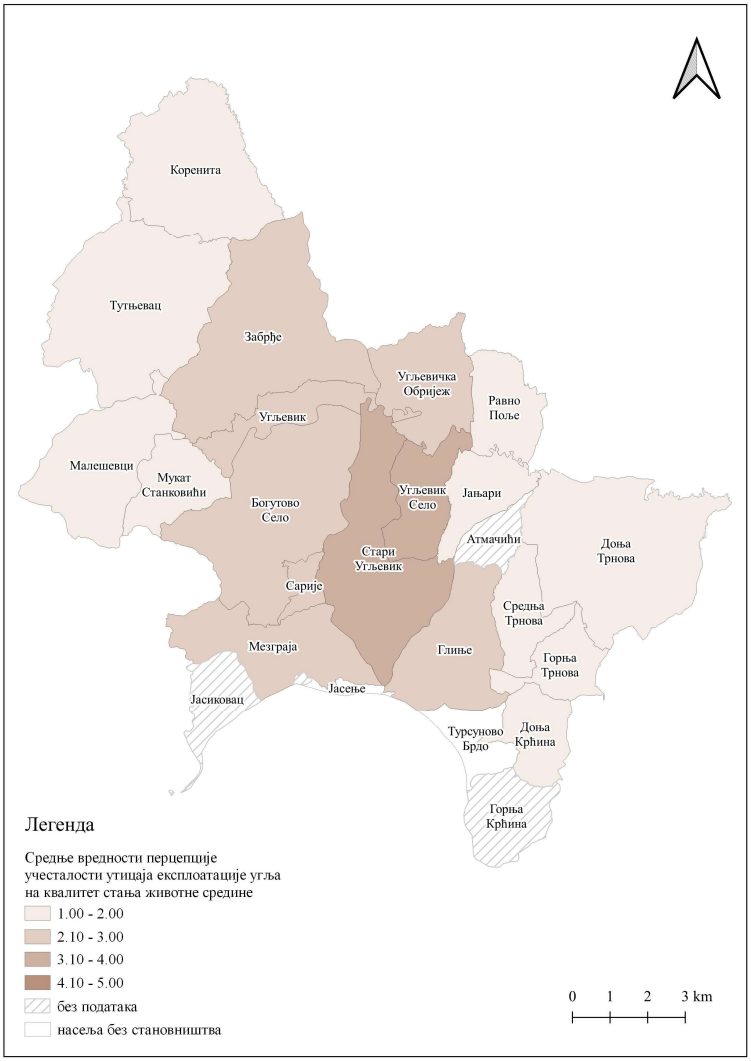
Анализа показује да не постоји статистички значајна разлика у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине између испитаника који живе у насељу читав живот (староседеоци) и оних који су се доселили (досељеници). Просечна вредност за староседеоце је нешто нижа (*Mean* = 2,68), у односу на досељенике (*Mean* = 2,81), што указује на благи, али статистички непотврђен тренд да досељеници нешто више уочавају негативне утицаје рударских активности. Levene тест (F = 1,667; p = 0,197) потврђује да су варијансе између група хомогене. Резултати t-теста показују да разлика у средњим вредностима није статистички значајна (t = -1,334; p = 0,183), што указује да степен перципиране учесталости утицаја експлоатације угља не зависи од тога да ли испитаник припада групи староседелаца или досељеника. Mann–Whitney U тест потврђује да се расподеле резултата између група не разликују значајно (U = 17,550, Z = -1,145, p = 0,252). Средњи ранг је нешто нижи код староседелаца (*Mean Rank* = 188,09) него код досељеника (*Mean Rank* = 201,12), што иде у прилог наведеном тренду, али је величина ефекта занемарљива (r ≈ 0,06).

Просечне вредности перцепције утицаја експлоатације на квалитет стања животне средине код испитаника из **општине Угљевик** јасно указују на просторну неуједначеност ефеката рударских активности. Највише вредности бележе испитаници из насеља Стари Угљевик (*Mean* = 3,48) и Угљевик Село (*Mean* = 3,27), на чијем простору се налази површински коп. Високе вредности такође забележене су у насељу Богутово Село (*Mean* = 2,80), у коме се завршава експлоатација угља. Најниже вредности перцепције имају становници насеља Доња Крћина (*Mean* = 1,03), Коренита (*Mean* = 1,11), Средња Трнова (*Mean* = 1,47) и Доња Трнова (*Mean* = 1,60) (Слика 71), који перципирају минималан утицај експлоатације угља на животну средину. Наведена насеља налазе се на већој удаљености од површинског копа и постројења термоелектране. Levene тест (F = 2,899; p < 0,001) указао је на хетерогеност варијанси, због чега резултате ANOVA теста треба тумачити са опрезом. Иако ANOVA показује статистички значајне разлике међу насељима (F = 9,620; p < 0,001), робусни тестови и пост хок анализа нису могли бити спроведени због недовољне бројности у појединим групама. Значајност разлика потврђује Kruskal–Wallis тест (χ^2 = 131,936; p < 0,001) што упућује на постојање статистички значајних разлика међу насељима, али је потребан опрез у интерпретацији параметарских резултата.

Испитаници који живе у насељима обухваћеним експлоатацијом исказују знатно виши ниво перципираног утицаја (*Mean* = 2,89), док они који живе у насељима ван експлоатационог подручја бележе ниже вредности (*Mean* = 2,25). Утврђена разлика је **статистички веома значајна** (t = -4,876; p < 0,001). Levene тест (F = 1,197; p = 0,274) указује на хомогеност варијанси, што потврђује поузданост добијених резултата t-теста. Резултати Mann–Whitney U теста (U = 8240,000; Z = -4,323; p < 0,001) потврђују овај резултат и указују на статистички значајну разлику у расподели одговора.

Испитаници из делимично обухваћених насеља (< 20%) исказују највише вредности перцепције (*Mean* = 2,96), док су у значајно обухваћеним насељима (> 40%) вредности нешто ниже (*Mean* = 2,80). Levene тест (F = 0,837; p = 0,434) указао је на хомогеност варијанси. Резултати ANOVA теста (F = 12,085; p < 0,001) потврђују постојање статистички значајних

разлика међу групама. Према резултатима пост хок тестова, утврђено је да постоје **статистички значајне разлике** између насеља која нису обухваћена експлоатацијом и обе групе насеља која јесу ($p < 0,05$), док међусобна разлика између делимично и значајно обухваћених насеља није статистички значајна. Резултати Kruskal–Wallis теста ($\chi^2 = 18,884$; $p < 0,001$) потврђују разлике у расподели одговора између група.



Слика 71. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на стање животне средине на поседу (општина Угљевик)

Анализа перцепција испитаника о учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу у односу на будућу обухваћеност насеља површинским копом показује јасно изражене и статистички значајне разлике. Испитаници који живе у насељима која ће бити обухваћена експлоатацијом угља исказују више вредности перцепције (*Mean* = 2,43) у односу на испитанике из насеља која неће бити обухваћена (*Mean* = 1,82). Разлика између ове две групе је **статистички значајна** ($t = -6,316$; $p < 0,001$). Levene тест указује на нарушену хомогеност варијанси ($F = 6,988$; $p = 0,008$), због чега је додатно размотрен Welch t-тест, који такође потврђује статистички значајну разлику између група ($t = -7,076$; $p < 0,001$). Непараметарски Mann–Whitney U тест додатно потврђује ове резултате, указујући на статистички значајне разлике у расподели одговора ($U = 14\,373,500$; $Z = -6,421$; $p < 0,001$).

У односу на степен будуће обухваћености насеља експлоатацијом угља постоје **статистички значајне разлике** у перцепцијама испитаника. У насељима која неће бити обухваћена експлоатацијом забележена је најнижа просечна вредност (*Mean* = 1,82), док је

нешто виши ниво перцепције присутан у делимично обухваћеним насељима (до 20% обухваћености, *Mean* = 2,29). У насељима која ће бити значајно обухваћена експлоатацијом (61–80%) просечна вредност износи 2,56, док је највиши степен перцепције уочен у насељима која ће бити скоро у потпуности обухваћена експлоатацијом (више од 80%, *Mean* = 3,32). Резултати ANOVA теста показују да су разлике између група статистички значајне ($F = 35{,}032$; $p < 0{,}001$), при чему је Levene тест ($F = 3{,}219$; $p = 0{,}022$) указао на нарушену хомогеност варијанси. Међутим, резултати робусних тестова (*Welch* $p < 0{,}001$; *Brown–Forsythe* $p < 0{,}001$) потврдили су стабилност и поузданост добијених налаза. Пост хок тестови открили су да постоје статистички значајне разлике између већине група. Резултати Kruskal–Wallis теста ($\chi^2 = 75{,}852$; $p < 0{,}001$) потврђују постојање статистички значајних разлика у расподели одговора међу групама.

Просечне вредности указују да се интензитет перцепције смањује са повећањем удаљености од зоне експлоатације. Највише вредности забележене су код испитаника који станују у насељима која се налазе на удаљености од 1–1 000 m од површинског копа (*Mean* = 2,89), нешто ниже код испитаника који станују у насељима на удаљености 1 001–2 000 m (*Mean* = 2,48), док су најниже вредности уочене код испитаника који станују у насељима која се налазе на удаљености већој од 2 000 m (*Mean* = 1,82). Levene тест указао је на нарушену хомогеност варијанси ($F = 4{,}947$; $p = 0{,}007$). Резултати ANOVA теста показују постојање **статистички значајних разлика** у просечним вредностима између група ($F = 47{,}500$; $p < 0{,}001$), што потврђују и робусни тестови ($p < 0{,}001$). Пост хок Tukey тест указује да су све међугрупне разлике статистички значајне. Непараметарски Kruskal–Wallis тест потврђује ове резултате ($\chi^2 = 85{,}735$; $p < 0{,}001$).

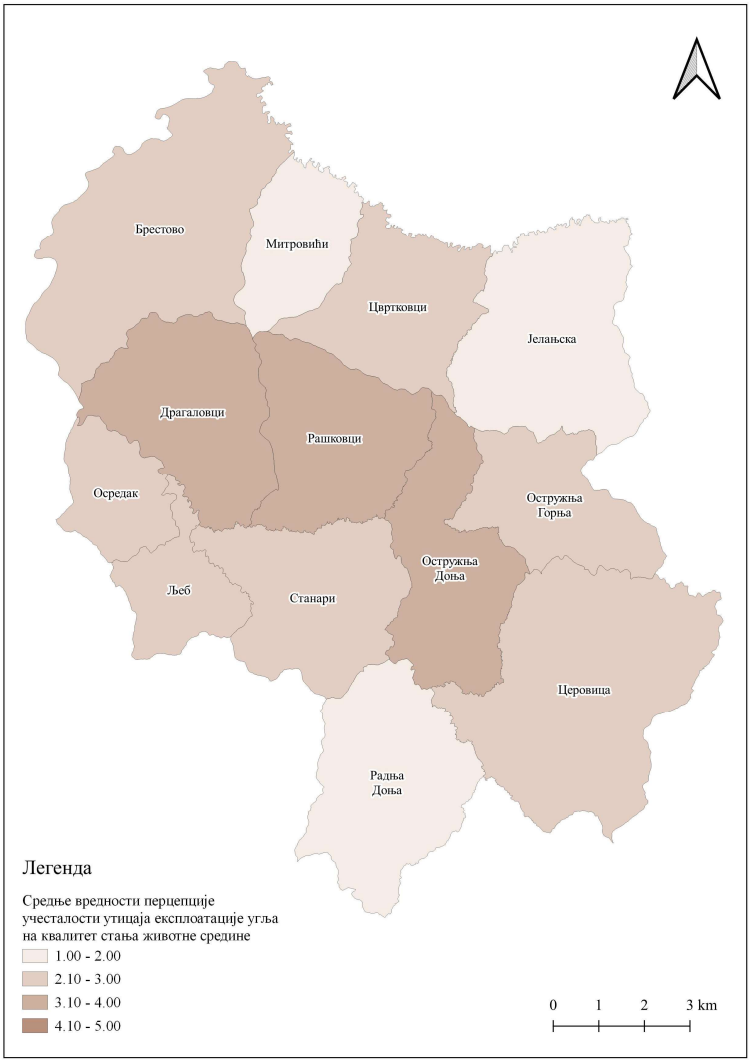
Анализа перцепције утицаја експлоатације угља на стање животне средине у односу на дужину становања у насељу указује на постојање **статистички значајних разлика** између група. Просечне вредности показују да је перцепција нешто израженија код испитаника који у насељу станују краће, док је код становника који у насељу станују дуже перцепција утицаја нижа. Највише просечне вредности бележе испитаници који у насељу живе 16–30 година (*Mean* = 2,45) и они који живе до 15 година (*Mean* = 2,35). Умерене вредности уочене су код испитаника који у насељу бораве 31–50 година (*Mean* = 2,23), док најниже вредности имају они који живе дуже од 50 година (*Mean* = 1,94). Levene тест није указао на нарушену хомогеност варијанси ($F = 1{,}285$; $p = 0{,}279$). Резултати ANOVA теста потврђују да су наведене разлике статистички значајне ($F = 4{,}803$; $p = 0{,}003$). Пост хок тестови показују да је најзначајнија разлика између групе испитаника који живе дуже од 50 година и оних који живе у насељу до 15 година ($p = 0{,}037$), као и између оних који живе дуже од 50 година и групе са 16–30 година боравка у насељу ($p = 0{,}002$). Резултати Kruskal–Wallis теста додатно потврђују постојање статистички значајних разлика ($\chi^2 = 15{,}356$; $p = 0{,}002$).

У односу на порекло становништва, то јесте, између староседелаца и досељених становника, анализа перцепције утицаја експлоатације угља на стање животне средине показује **статистички значајне разлике** у перцепцији. Просечне вредности указују да досељени становници израженије перципирају утицај експлоатације (*Mean* = 2,39) у односу на староседеоце, чија је просечна вредност нешто нижа (*Mean* = 2,17). Levene тест није указао на нарушену хомогеност варијанси ($F = 2{,}089$; $p = 0{,}149$), па је примењен t-тест за независне узорке, који је показао статистички значајну разлику између група ($t = -2{,}856$; $p = 0{,}004$). Непараметарски Mann–Whitney U тест потврђује исту тенденцију ($U = 29996{,}000$; $Z = -3{,}403$; $p = 0{,}001$).

Анализа перципираног утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу, према месту становања испитаника из **општине Станари**, показује неуједначене просечне вредности по насељима: најниже у насељима Митровићи (*Mean* = 1,41), Јелањска и Радња Доња (*Mean* = 1,86), затим Брестово (*Mean* = 2,07), док су више вредности у насељима Осредак (*Mean* = 2,60), Станари (*Mean* = 2,88), Драгаловци (*Mean* = 3,17), Остружња Доња (*Mean* = 3,23) и највише у насељу Рашковци (*Mean* = 3,38) (Слика 72). Тест хомогености варијанси указује на неједнакост ($F = 2{,}555$; $p = 0{,}003$). Према резултатима ANOVA теста

постоје **статистички значајне разлике** у перцепцији утицаја експлоатације између места становања (F = 8,478; p < 0,001), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p < 0,001; *Brown–Forsythe* p < 0,001). Пост хок поређења показују да су ниже вредности перцепције утицаја код испитаника у насељу Митровићи значајно различите у односу на испитанике из више насеља (у односу на насеља Драгаловци: p < 0,001; Осредак: p < 0,001; Рашковци: p < 0,001; Станари: p < 0,001 и Цвртковци: p = 0,003), а вредности код испитаника у насељу Радња Доња су ниже у односу на насеља Драгаловци (p = 0,001), Рашковци (p < 0,001) и Станари (p = 0,001). Остале разлике углавном не достижу значајност. Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 85,774; p < 0,001), при чему су средњи рангови најнижи у насељима Митровићи (Mean rank = 76,33) и Јелањска (*Mean rank* = 123,57), а највиши у насељима Рашковци (*Mean rank* = 286,02), Драгаловци (Mean rank = 265,98) и Остружња Доња (*Mean rank* = 260,96).

Одговори испитаника о перципираној учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу, према обухваћености насеља површинским копом, показују ниже вредности у насељима која нису обухваћена (*Mean* = 2,45) у поређењу са насељима која су обухваћена (*Mean* = 3,26). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,003; p = 0,955). Резултат t-теста показује **статистички значајну разлику** (t = -5,686; p < 0,001). У складу са тим резултатом Mann–Whitney U тест потврђује разлику (U = 6970; Z = −5,249; p < 0,001).



Слика 72. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на стање животне средине на поседу (општина Станари)

Према степену обухваћености насеља површинским копом, одговори показују више вредности перцепције утицаја експлоатације угља у обухваћеним насељима: насеље није обухваћено – 2,45, насеље је обухваћено < 10% – 3,20 и насеље је обухваћено > 40% – 3,38. Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 0,655; p = 0,520). Према резултату ANOVA теста постоје **статистички значајне разлике између група** (F = 16,348; p < 0,001). Пост хок анализе показују да је група „насеље није обухваћено“ значајно нижа од обе групе које су обухваћене ($p \leq 0{,}001$), док се „насеље обухваћено < 10%“ и „насеље обухваћено > 40%“ међусобно не разликују значајно ($p \geq 0{,}780$). У складу с тим, Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели одговора (χ^2 = 28,121; p < 0,001), при чему средњи рангови расту са степеном обухваћености: „насеље није обухваћено“ – 189,68, „насеље обухваћено < 10%“ – 263,47, „насеље обухваћено > 40%“ – 286,02.

Одговори испитаника о перципираном утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу, груписани према будућој обухваћености насеља површинским копом, показују ниже вредности у насељима која неће бити обухваћена (*Mean* = 1,96) у односу на насеља која ће бити обухваћена (*Mean* = 2,85). Levene тест не указује на неједнакост варијанси (F = 3,390; p = 0,066). Резултати t-теста показују **статистички значајну разлику** између група (t = -7,849; p < 0,001). Mann–Whitney U тест потврђује разлику у расподели (U = 9 009; Z = -7,621; p < 0,001), са нижим средњим рангом у групи „насеље неће бити обухваћено“ (*Mean rank* = 135,45) у односу на групу „насеље ће бити обухваћено“ (*Mean rank* = 232,39).

Према степену будуће обухваћености насеља површинским копом, одговори показују изражену градацију раста перцепције утицаја експлоатације угља са повећањем степена обухваћености насеља површинским копом у будућности. Вредности расту по степену будуће обухваћености: „насеље неће бити обухваћено“ – 1,98, „биће обухваћено < 10%“ – 2,21, „биће обухваћено > 80%“ – 2,50, „биће обухваћено 11–30%“ – 2,85, а највише у групи „биће обухваћено 61–70%“ – 3,30. Тест хомогености варијанси није значајан (F = 1,025; p = 0,394). Резултати ANOVA теста указују на **статистички значајне разлике** између група (F = 18,457; p < 0,001). Tukey пост хок анализа показује да су вредности у групи „насеље неће бити обухваћено“ ниже од насеља у групама обухваћености „11–30%“ и „61–70%“ (p < 0,001), а вредности у групи „биће обухваћено < 10%“ ниже од вредности у групама обухваћености „11–30%“ (p = 0,002) и „61–70%“ (p < 0,001). Група обухваћености „61–70%“ је виша од групе насеља обухваћености „> 80%“ (p = 0,004). Games–Howell анализа даје исти резултат, уз то да су вредности у групи обухваћености „> 80%“ више од вредности у групи „насеље неће бити обухваћено“ (p = 0,039). У складу са тим, Kruskal–Wallis потврђује разлике у расподели (χ^2 = 63,739; p < 0,001), са повећањем средњих рангова од „насеље неће бити обухваћено“ (*Mean rank* = 137,95) и „насеље ће бити обухваћено < 10%“ (*Mean rank* = 164,64) ка „насеље ће бити обухваћено > 80%“ (*Mean rank* =199,60), „насеље ће бити обухваћено 11–30%“ (*Mean rank* =233,05) и највише „насеље ће бити обухваћено 61–70%“ (*Mean rank* = 273,49).

Анализа одговора груписаних према удаљености насеља испитаника од тренутне границе површинског копа указује на јасну правилност у перцепцији утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу. Највише вредности су у групи удаљености „0–1 000 m“ (*Mean* = 3,30), затим „1 001–2 000 m“ (*Mean* = 2,78), а најниже „> 2 000 m“ (*Mean* = 2,07). Тест хомогености варијанси није значајан (F = 1,254; p = 0,286). Резулати ANOVA теста показују **статистички значајне разлике** међу групама (F = 32,168; p < 0,001), што потврђују и робусни тестови (*Welch* p < 0,001; *Brown–Forsythe* p < 0,001). Пост хок поређења показују да су разлике између свих парова група значајне ($p \leq 0{,}016$). Такође, Kruskal–Wallis тест указује на разлике у расподели (χ^2 = 54,433; p < 0,001), са растом средњих рангова како се растојање смањује: „> 2 000 m“ 149,46; „1 001–2 000 m“ 224,97 и „0–1 000 m“ 273,49.

Одговори испитаника груписаних према броју година становања у насељу показали су благу разлику, али без статистичке значајности: „ < 15 година“ 2,75, „16–30 година“ 2,49, „31–50 година“ 2,59 и „> 50 година“ 2,55. Тест хомогености варијанси није значајан (F = 1,200; p = 0,309). ANOVA тест не указује на статистички значајне разлике (F = 0,861; p = 0,462), као ни

робусни тестови (*Welch* $p = 0{,}509$; *Brown–Forsythe* $p = 0{,}447$). Kruskal–Wallis тест такође не показује разлике у расподели према групама ($\chi^2 = 2{,}424$; $p = 0{,}489$).

Анализа перципираног утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу, према томе да ли испитаник живи цели живот у насељу или се доселио, показује нешто ниже просеке код староседелаца (*Mean* = 2,50) у односу на досељенике (*Mean* = 2,67). Тест хомогености варијанси није значајан ($F = 0{,}056$; $p = 0{,}814$). Према t-тесту, разлика није статистички значајна ($t = -1{,}492$; $p = 0{,}137$). Mann–Whitney U тест такође не указује на разлику у расподели одговора ($U = 17\,481$; $Z = -1{,}458$; $p = 0{,}145$).

У целини посматрано, резултати показују да се просторни фактори најдоследније издвајају као кључни извор разлика у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу. Становници насеља која су обухваћена (или ће бити обухваћена) површинским копом, као и насеља која се налазе ближе зонама експлоатације, исказују више вредности перцепције у односу на становнике необухваћених и удаљенијих насеља. Овај образац је доследно потврђен у сва три анализирана узорка, што указује да непосредна просторна изложеност рударским активностима представља једну од кључних детерминанти перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине. При томе, значај удаљености насеља од површинског копа може се тумачити тиме да мања удаљеност подразумева интензивнији и непосреднији контакт становништва са изворима деградације животне средине, као што су прашина, бука и вибрације. Због тога становници ближих насеља чешће уочавају и интензивније доживљавају негативне утицаје експлоатације, док се са повећањем удаљености непосредна изложеност овим утицајима смањује, што се одражава и на ниже вредности перцепције њихове учесталости. Посматрано према броју варијабли у којима је установљена статистички значајна разлика, најизраженија диференцијација утврђена је у општини Угљевик, затим у општини Гацко, док је најмањи број статистички значајних разлика утврђен у општини Станари. То указује да је у Угљевику перцепција учесталости негативних утицаја највише структурисана различитим просторним и насеобинским обележјима, у Гацку нешто мање, док је у Станарима овај образац присутан, али у мањем броју анализираних варијабли.

8.4.5. Регресиона анализа предиктора перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу

У претходно представљеним резултатима анализе одговора испитаника из **општине Гацко**, евидентне су статистички значајне разлике у нивоу перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу између испитаника према више демографских, социо-економских и просторних показатеља. Значајне разлике утврђене су између група према: сектору запослења, броју запослених чланова домаћинства у РиТЕ, величини поседа, статусу експропријације поседа и стамбеног објекта, власништву над стамбеном објектом, старости и спратност објекта; као и према просторним одликама: месту становања (насељу), обухваћености насеља експлоатацијом (тренутној и планираној), тренутном степену обухваћености, удаљености насеља од копа и дужини становања у насељу. Ради утврђивања најјачих предиктора који обликују ниво перцепције утицаја, спроведена је регресиона анализа свих варијабли.

Регресиони модел за перципирани утицај рударске експлоатације на квалитет стања животне средине на поседу показује статистички значајно и умерено добро прилагођавање подацима ($R = 0{,}538$; $R^2 = 0{,}289$; *Adj.* $R^2 = 0{,}241$; $F = 6{,}059$; $p < 0{,}001$; *Durbin–Watson* = 1,763). То значи да укључени предиктори заједно објашњавају приближно 29% варијансе у перцепцији стања животне средине на поседу. Међу свим анализираним варијаблама, као статистички значајни предиктори издваја се пет обележја (Табела 10).

Табела 10. Најјачи статистички значајни предиктори перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (општина Гацко)

Предиктор	Смер ефекта	β	B	p	Интерпретација
Запосленост	−	−0,145	−0,314	0,036	Неповољнији радни статус повезан је са већим перципираним утицајем експлоатације.
Сектор запослености	+	0,260	0,215	0,001	Са померањем ка одређеним секторима запослености (нпр. индустрија, рударство и пратеће делатности) расте ниво перципираног утицаја експлоатације на стање животне средине на поседу.
Величина поседа	+	0,136	0,106	0,007	Власници већих поседа исказују статистички значајно израженији перципирани утицај експлоатације на поседу у односу на власнике мањих поседа.
Да ли је насеље обухваћено површинским копом	+	0,698	1,567	0,005	Испитаници који живе у насељима која су тренутно обухваћена експлоатацијом имају значајно више вредности перцепције утицаја експлоатације.
Удаљеност насеља од површинског копа	+	0,557	0,618	0,048	У мултиваријантном моделу, након контроле осталих индикатора експлоатације, веће удаљености повезане су са већом учесталошћу утицаја експлоатације. Како је биваријантна корелација са удаљеношћу негативна, наведени резултат одражава сложене колинеарне односе између различитих мера изложености.

У резултатима анализе одговора испитаника из **општине Угљевик** утврђене су статистички значајне разлике у перципираној учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу између испитаника груписаних према њиховим различитим карактеристикама, те карактеристикама њихових домаћинстава и насеља у којима станују. Статистички значајне разлике утврђене су према следећим варијаблама испитаника и домаћинстава: пол и степен образовања, сектор запослења, број чланова домаћинства запослених у руднику и термоелектрани, статус експропријације поседа и објекта, власништво над стамбеним објектом, спратност стамбеног објекта.

Табела 11. Најјачи статистички значајни предиктори перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (општина Угљевик)

Предиктор	Смер ефекта	β	B	p	Интерпретација
Будући обухват насеља површинским копом	+	0,401	0,476	0,000	Са порастом обухвата насеља површинским копом, расте перцепција учесталости утицаја.
Удаљеност насеља од копа	−	−0,297	−0,448	0,000	Што је насеље даље од копа, то је перцепција учесталости утицаја мања.
Да ли ће насеље бити обухваћено површинским копом	−	−0,205	−0,469	0,004	Испитаници из насеља која ће бити обухваћена копом показују слабију перцепцију утицаја када се контролишу остале променљиве.
Сектор запослености	+	0,165	0,121	0,018	Одређени сектори запослености повезани су са већом перцепцијом учесталости утицаја код испитаника.
Број чланова домаћинства који раде у руднику и термоелектрани	−	−0,144	−0,185	0,006	Већа повезаност домаћинства са рудником и термоелектраном повезана је са мањом перцепцијом учесталости утицаја.

Према насеобинским карактеристикама, значајне су разлике између испитаника који станују у насељима у и ван зоне експлоатације угља, према будућој обухваћености насеља, тренутном и будућем степену обухваћености насеља површинским копом, затим према удаљености насеља испитаника од тренутне границе површинског копа, дужини становања у насељу и између староседелаца и досељених испитаника. Ради идентификације најјачих предиктора који стоје иза ових разлика, спроведена је регресиона анализа релевантних варијабли.

Регресиони модел који обухвата све испитиване факторе показује статистички значајно и умерено добро прилагођавање подацима ($R = 0{,}527$; $R^2 = 0{,}277$; Adj. $R^2 = 0{,}242$; $F = 7{,}912$; $p < 0{,}001$, *Durbin–Watson* = 1,745). Међу свим анализираним варијаблама, као статистички значајни предиктори истиче се неколико варијабли чије вредности су приказане у Табели 11.

У резултатима анализе одговора испитаника из **општине Станари** евидентне су статистички значајне разлике у перципираној учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу између испитаника груписаних према полу, сектору запослености, предвиђености поседа и стамбеног објекта за експропријацију, месту становања, обухваћености и степену обухваћености насеља површинским копом, будућој обухваћености и степену будуће обухваћености насеља површинском експлоатацијом, као и удаљености насеља од тренутне границе површинског копа. Резултати показују да социо-економске, стамбене и просторне карактеристике значајно утичу на перцепцију становништва о утицају експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу. Како би се утврдили најјачи предиктори који обликују ове ставове, спроведена је регресиона анализа свих варијабли.

Регресиони модел који обухвата све испитиване факторе показује статистички значајно и умерено добро прилагођавање подацима ($R = 0{,}553$; $R^2 = 0{,}306$; *Adj.* $R^2 = 0{,}251$; $F = 5{,}527$; $p < 0{,}001$; *Durbin–Watson* = 1,961), што указује да модел објашњава приближно 31% варијансе у перцепцији учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу испитаника. Међу свим анализираним варијаблама, као статистички значајни предиктори издвојиле су се две променљиве просторног карактера (Табела 12).

Табела 12. Најјачи статистички значајни предиктори перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (општина Станари)

Предиктор	Смер ефекта	β	B	p	Интерпретација
Да ли ће насеље бити обухваћено површинским копом	+	0,443	1,095	0,000	Испитаници из насеља која ће бити обухваћена површинским копом чешће перципирају утицаје експлоатације на квалитет стања животне средине.
Удаљеност од тренутне границе површинског копа	−	−0,260	−0,444	0,000	Што је насеље испитаника ближе копу, то је јача перцепција учесталости утицаја експлоатације на квалитет стања животне средине.

Резултати показују да се перцепција учесталости негативних утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу најдоследније обликује просторним факторима. У све три анализиране општине као заједнички и најстабилнији предиктори издвајају се удаљеност насеља од површинског копа и различити показатељи обухваћености насеља тренутном или будућом експлоатацијом. Ови налази указују да непосредна просторна изложеност рударским активностима представља кључну детерминанту перцепције деградације животне средине на поседу. При томе, у Угљевику и Станарима јасно је потврђен образац према коме се са повећањем удаљености од копа перцепција учесталости утицаја смањује, док резултат за Гацко упућује на сложенији однос услед преклапања више показатеља просторне изложености.

8.5. Квалитативни увиди из отворених коментара испитаника

У циљу стицања додатних увида и обухватања аспеката перцепције који могу остати ван домета структурисаних питања, анкетни упитник је, поред питања затвореног типа, садржао и једно питање отвореног типа. Њиме је испитаницима омогућено да изнесу додатне коментаре о утицајима експлоатације угља на квалитет услова живота и стање животне средине, при чему ови наводи представљају локалне увиде од значаја и квалитативно допуњују резултате статистичке анализе.

У узорку испитаника из **општине Гацко** коментаре отвореног типа дали су испитаници из насеља Гацко, Автовац, Казанци, Самобор, Степен, Наданићи, Кокорина, Луковице, Градина, Добрељи, Краварево и Степен. Највећи број коментара дали су испитаници из насеља Гацко. Оваква дистрибуција нужно не значи да су утицаји експлоатације присутни само у наведеним насељима, узимајући у обзир да је коментар дало само 38 испитаника у укупном узорку, а да преостали део испитаника није имао коментар. Анализа отворених коментара испитаника указује на то да је проблем загађења ваздуха најраспростањенији, то јесте испитаници из пет насеља перципирају рударске активности као главни извор загађења, који изазива забринутост за здравље локалног становништва (Табела 13). Поред тога, локално становништво као главне последице утицаја рударских активности наводи деградацију земљишта и смањење квалитета путне инфраструктуре истичући недостатак мера рекултивације земљишта, те техничких и организационих мера заштите.

Табела 13. Тематска систематизација отворених коментара испитаника о утицајима експлоатације угља на квалитет живота и стања животне средине у насељима општине Гацко

Проблем	Сажет садржај коментара	Насеља испитаника
Загађење ваздуха и прашина (рударство + ТЕ)	Прашина, дим, „нездрава средина“, континуирано погоршање	Гацко, Автовац, Казанци, Самобор, Степен
Здравствени ризици	Појава болести (деца, средњи и старији узраст), забринутост за здравље	Гацко
Недовољне техничке и организационе мере заштите	Непостојање филтера, непримењивање стандарда заштите и контроле загађења	Гацко, Наданићи, Кокорина
Транспорт угља и инфраструктура	Пролазак рударских камиона кроз насеље, прашина/бука, оштећење путева, потреба за одржавањем/алтернативним правцима	Гацко, Луковице
Пољопривреда, сточарство и пчеларство	Лоши услови за пољопривреду и стоку, утицај на пчеларство, промене земљишта	Наданићи, Градина, Гацко
Рекултивација и санација копова	Изостанак рекултивације, потреба за уређењем напуштених копова	Гацко, Добрељи
Просторне баријере и заштитни појасеви	Непостојање зелених појасева/ баријера и насипа као заштите од прашине	Гацко
Кумулативни извори загађења	Поред рудника утичу и ТЕ, индивидуална ложишта угља, смеће; превише соларних панела на земљишту	Краварево, Автовац
Опште незадовољство	Генерални коментари: „ужас“, „касно за промене“, пад квалитета живота/атрактивности места	Гацко, Степен

У узорку испитаника из **општине Угљевик** коментаре отвореног типа дали су испитаници из насеља Угљевик, Забрђе, Коренита, Равно Поље, Стари Угљевик и Богутово Село. Коментар дало 45 испитаника, а највећи број коментара дали су испитаници из насеља Угљевик. Анализа отворених коментара испитаника указује на то да поред проблема загађења животне средине, деградације простора и природних ресурса, локално становништво перципира и недостатак институционалне контроле процеса експлоатације угља и производње електричне енергије, те примене еколошких стандарда и техничких мера заштите животне

средине (Табела 14). Истовремено, међу испитаницима изражена је свест у вези економске зависности локалне економије о приходима из рударске и повезаних делатности. Поред генералног незадовољства, постоји визија о потреби трансформације привреде и отварању нових радних места у светлу енергетске транзиције.

Табела 14. Тематска систематизација отворених коментара испитаника о утицајима експлоатације угља на квалитет живота и стања животне средине у насељима општине Угљевик

Проблем	Сажет садржај коментара	Насеља испитаника
Економска зависност од рудника и ТЕ	Рудник и ТЕ обезбеђују радна места; без њих долази до исељавања; извор прихода за локално становништво	Забрђе, Угљевик, Коренита, Равно Поље
Загађење ваздуха	Стална загађеност ваздуха (прашина, сумпор); самозапаљење угља, ТЕ као главни загађивач; погоршање квалитета живота	Угљевик, Стари Угљевик, Богутово Село
Недовољна примена еколошких стандарда	Потреба за поштовањем еко-стандарда; неупотреба или минимална употреба филтера; захтев за контролом емисија	Угљевик, Забрђе
Воде и водоснабдевање	Гашење извора воде; загађење отпадним водама са рудника; смањење водних ресурса	Стари Угљевик, Богутово Село
Деградација простора и пејзажа	Површински копови мењају изглед простора; трајне просторне последице	Угљевик
Здравствени ризици	Обољења плућа и тумори; погоршање здравља становништва у близини рудника и ТЕ	Богутово Село, Угљевик
Социјална несигурност и лоши услови живота	Отежани услови за живот; угрожена инфраструктура; осећај запостављености	Стари Угљевик, Угљевик, Богутово Село
Корупција и институционална одговорност	Лоше управљање; корупција; одсуство јавних истраживања и транспарентности	Угљевик
Потреба за техничким мерама заштите	Захтев за сталном употребом филтера и ОДГ постројења; улагање као решење	Угљевик
Алтернативни развој и енергетска транзиција	Прелазак на обновљиве изворе; отварање нових радних места ван рударства	Угљевик, Забрђе
Прихватање стања	Рударство као „природан процес“; утицаји се могу ублажити уз примену закона и добру вољу	Стари Угљевик, Богутово Село, Угљевик
Песимизам	„Тужне судбине рударских места“; дугорочно погоршање услова живота	Угљевик

У узорку испитаника из **општине Станари** коментаре отвореног типа давали су испитаници из насеља Станари, Оструж њ а Доња, Церовица, Драгаловци, Цвртковци, Церовица, Осредак, Јелањска и Љеб. Коментар је дало 35 испитаника, а највећи број коментара дали су испитаници из насеља Станари. Анализа одговора указује на то да локално становништво снажно перципира утицаје рударских активности на квалитет услова живота и стања животне средине (Табела 15). Поред тога, присутне су психичке последице пресељавања услед експропријације поседа и некретнина, а истовремено је изражена свест о економској овисности локалне економије о приходима из рударских и повезаних делатности.

Табела 15. Тематска систематизација отворених коментара испитаника о утицајима експлоатације угља на квалитет живота и стања животне средине у насељима општине Станари

Проблем	Сажет садржај коментара	Насеља испитаника
Деградација животне средине	Загађење ваздуха (прашина, бука, вибрације), загађење и нестанак вода, уништавање шума и земљишта, нарушавање рељефа	Станари, Остружња Доња, Остружња Горња, Љеб, Цвртковци, Јелањска, Драгаловци
Угроженост водних ресурса	Замућивање река, нестанак извора, загађење водотокова и угрожено водоснабдевање	Станари, Остружња Доња
Расељавање и демографски губици	Принудно исељавање, страх од будућих исељења, трајни одлазак становништва	Остружња Доња, Цвртковци, Станари
Психосоцијалне последице	Психички стрес, осећај губитка дома и идентитета, трауме услед исељења	Станари, Остружња Доња
Инфраструктурна оштећења	Оштећење и измештање путева, лоше одржавање локалне инфраструктуре	Церовица, Цвртковци, Јелањска
Економска зависност од рудника	Запосленост и плате као разлог прихватања негативних утицаја, незадовољство висином примања	Остружња Доња, Церовица, Станари
Недовољна заштита и управљање	Непоштовање законских одредби, недовољна рекултивација, слаб институционални надзор	Станари, Остружња Доња

Квалитативна анализа отворених коментара испитаника у све три анализиране општине указује на изражен степен подударности у општем правцу перципираних негативних утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота и стање животне средине, али и на јасно уочљиве просторне и друштвено-економске специфичности сваког рударског подручја. Као заједничка карактеристика сва три узорка издваја се снажна перцепција загађења животне средине, пре свега загађења ваздуха, које испитаници повезују са рударским активностима и радом термоенергетских постројења. Поред тога, у сва три узорка присутна је перцепција недовољне примене техничких, организационих и еколошких мера заштите, што указује на уочени јаз између обима рударских активности и ефикасности система контроле и управљања њиховим утицајима. У целини посматрано, квалитативни налази показују да су перцепције утицаја експлоатације угља у све три општине вишедимензионалне. Док је у општини Гацко доминантан фокус на еколошку и инфраструктурну деградацију, у општини Угљевик утицаји се артикулишу кроз призму институционалне одговорности, примене еколошких стандарда и развојних алтернатива, а у општини Станари кроз социјалне, демографске и психосоцијалне последице експлоатације угља. Отворени коментари представљају важан квалитативни допринос разумевању сложености утицаја рударских активности и допуњују резултате квантитативних анализа.

Сумарно посматрано, задовољство квалитетом услова живота у насељу највеће је у општини Гацко, затим у општини Станари, а најмање у општини Угљевик. Иако се у обликовању ове перцепције уочава утицај свих анализираних група обележја, демографске карактеристике углавном имају мањи значај у односу на социо-економске карактеристике испитаника, социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава, као и карактеристике насеља. Задовољство квалитетом стања животне средине у насељу такође је највеће у општини Гацко, ниже у општини Станари, а најмање у општини Угљевик. При томе, утицај појединих група обележја није уједначен између општина, али се у целини издвајају социо-економске карактеристике испитаника и домаћинстава, као и карактеристике насеља, посебно у погледу изложености рударским активностима и експропријационој неизвесности.

Перципирана учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу највиша је у општини Угљевик, затим у општини Станари, а најнижа у општини Гацко. У обликовању ове перцепције најдоследније се издвајају карактеристике насеља, као и социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава, док је значај демографских и социо-економских карактеристика испитаника мање уједначен. Перципирана учесталост утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу највиша је у општини Угљевик, потом у општини Гацко, а најнижа у општини Станари. И у овом случају најизраженији су утицаји карактеристика насеља, експропријационог статуса, као и социо-економских и стамбених карактеристика домаћинстава, док се значај осталих група обележја испољава различито између анализираних општина.

Овакви налази потврђују да се перцепције квалитета живота и стања животне средине, као и доживљај негативних последица експлоатације угља, јасно разликују између анализираних општина. У већини посматраних показатеља најнеповољније вредности забележене су у Угљевику, затим у Станарима, док су у Гацку оне углавном мање изражене. То указује на потребу да се мере ублажавања негативних последица рударских и повезаних енергетских активности планирају диференцирано, у складу са специфичностима сваке општине.

9. ПРОСТОРНО-ФУНКЦИОНАЛНА ТРАНСФОРМАЦИЈА НАСЕЉА У ЗОНАМА ПЛАНИРАНЕ ЕКСПЛОАТАЦИЈЕ УГЉА

Просторно-функционална трансформација насеља у зонама планиране експлоатације угља је сложен процес који се може одразити на будуће промене у демографској структури, просторној организацији, функционалној структури насеља и на намену земљишта. У условима планираног ширења рударских активности, нарочито у зони непосредног утицаја површинског копа и потенцијалних експропријација, насеља се суочавају са ризиком демографског пражњења, редуковања јавно-социјалне инфраструктуре, као и губитка делова изграђеног фонда и инфраструктуре. У складу са тим, у овом поглављу просторно-функционална трансформација се разматра интегрално, кроз повезивање резултата анкетног истраживања о миграционим намерама и излазним стратегијама становништва са просторном проценом промена заснованом на анализи будућих зона експлоатације.

9.1. Миграционе намере и излазне стратегије у зависности од сценарија експлоатације угља у општини

Резултати анкетног истраживања спроведеног у **општини Гацко** указују на то да већина испитаника не би мењала место становања без обзира на сценарио експлоатације, при чему је скоро половина анкетираних (49,7%) навела да се не би селила ни у једном случају. Укупно 21,3% испитаника навело је да би се селило у оба сценарија, док би 15,4% променило место становања у случају трајног престанка експлоатације, а 13,6% ако би експлоатација била настављена. У циљу просторног идентификовања зона у којима ће потенцијално доћи до исељавања, анализиране су миграционе намере у односу на сценарије експлоатације угља на нивоу појединчних насеља. Када се посматрају сценарији, највећи удео исељавања у случају наставка експлоатације уочен је у насељима Гацко (15,9%) и Автовац (14,3%), док се у случају трајног престанка експлоатације издвајају насеља Добрељи (37,5%), Грачаница (22,2%) и Гацко (17,0%). Испитаници који би се иселили у оба случаја највећи удео имају у насељима Грачаница (33,3%), затим Гацко (23,9%) и Автовац (21,4%). Бројност одговора у појединим насељима показују екстремне проценте (нпр. 100%), али су ти резултати последица веома малог броја испитаника (1–3) и треба их тумачити као индикативне, а не као стабилне процене.

Када је реч о одредишту у случају пресељења, подаци показују да би 43,3% потенцијално одабрало насеље ван општине као ново место становања. Мали проценат (3,3%) определио би се за друго насеље у оквиру општине, док би се само 0,5% задржало у тренутном месту становања. Највећи број испитаника који би се евентуално селили изразио је намеру да се пресели у веће градове и регионалне центре. Најчешће наведено одредиште је иностранство (12,1%), затим Требиње (8,2%), док су остали градови, попут Мостара, Сарајева, Бање Луке и Бијељине, наведени у знатно мањем проценту (мање од 1%). Знатан број испитаника (24,4%) није одговорио на питање, што може указивати на неодлучност или уздржаност према идеји у вези прецизног одредишта миграције. Када се посматрају разлози који би утицали на избор новог места становања, резултати показују да они који би се селили као главне мотиве најчешће наводе боље услове живота (5,9%) и здравију животну средину (5,6%). Остали фактори, као што су „боља клима“, „посао“ или „породични разлози“, се јављају у мањем проценту. Када је реч о решењу стамбеног питања, међу испитаницима који би мењали место становања, преовладавају одговори „куповина стана“ (17,2%) и „куповина куће“ (12,6%). Опције градње куће (4,6%) и подстанарства (8,7%) знатно су ређе. Резултати показују да би 38,5% испитаника у узорку потражило ново запослење у месту где би се евентуално преселили. Мали проценат (8,2%) би наставио да путује на тренутно радно место.

Резултати анализе миграционих намера код испитаника из **општине Угљевик**, у зависности од сценарија експлоатације угља у општини, указују на то да је највећи број испитаника (48,9%) изјавио да се не би селио ни у једном случају, што указује на јаку повезаност са местом становања. У случају сценарија трајног престанка експлоатације

преселило би се 19,4%, а у случају сценарија наставка експлоатације 13,8% испитаника би било спремно на пресељење. У оба сценарија, на селидбу је спремно 15,1% испитаника. Када се саберу категорије испитаника које су спремне за селидбу у неком од сценарија, може се закључити да је ипак више испитаника спремно да се пресели. У циљу просторног идентификовања зона у којима се може очекивати најизраженије исељавање, анализиране су миграционе намере у односу на сценарије експлоатације угља на нивоу појединачних насеља. У случају наставка експлоатације, највећи удео потенцијалног исељавања забележен је у насељима Богутово Село (22,7%), Угљевик Село (22,2%) и Доња Трнова (21,7%). У сценарију трајног престанка експлоатације, насеља са најизраженијим миграционим потенцијалом су Угљевичка Обријеж (40,7%), Угљевик Село (25,9%) и Стари Угљевик (25,0%). Испитаници који би се иселили у оба сценарија највећи удео имају у насељима Мезграја (36,4%), Угљевик (19,0%) и Угљевик Село (18,5%), што указује на постојање миграционих намера независно од будућег развоја рударских активности.

Када је реч о правцу миграције, поред највећег дела испитаника (49,1%) који је навео да се не би селио, 40,0% испитаника изражава намеру да се пресели у друго насеље ван општине. Наведено говори о значајном уделу становништва које би тражило решење ван локалне заједнице. Значајан удео испитаника као крајњу локацију пресељења одабрао је град Бијељину (16,8%) или иностранство (7,7%), док се мањи проценат определио за градове Нови Сад (1,3%), Београд (0,7%), Сарајево (0,4%) и друге градове и општине. Као главни разлог избора новог насеља, 11,5% испитаника навело је боље услове живота. Ретко су заступљени други разлози као што су запослење (5,2%) и здравија животна средина (2,2%). Када је реч о решењу стамбеног питања, 17,6% испитаника навело је куповину стана, а 13,1% куповину куће као могуће решење. Код избора решења запослења 30,5% испитаника планира потражити посао у будућем месту становања.

У структури узорка испитаника из **општине Станари**, а када је реч о миграционим намерама у зависности од сценарија експлоатације угља у општини, доминантни су испитаници који наводе да се не би селили ни у једном случају (55%), док је четвртина (25,2%) спремна на пресељење уколико се експлоатација угља настави. Значајно мањи удео испитаника (15,0%) изјаснио се да би се селио у оба случаја, а само 3,4% уколико би дошло до трајног прекида експлоатације. У циљу просторног идентификовања зона у којима се може очекивати најизраженије исељавање, анализиране су миграционе намере у односу на сценарије експлоатације угља на нивоу појединачних насеља. У сценарију наставка експлоатације, највећи удео потенцијалног исељавања забележен је у насељима Драгаловци (56,5%), Рашковци (56,5%) и Јелањска (33,3%), што указује на изражену осетљивост ових насеља на континуитет рударских активности. У сценарију трајног престанка експлоатације, највећи удео испитаника који би се иселили забележен је у насељима Остружња Горња (15,0%), Рашковци (8,7%) и Станари (4,4%), иако су укупни удели у овом сценарију знатно нижи у односу на наставак експлоатације. Испитаници који би се иселили у оба сценарија највећи удео имају у насељима Радња Доња (38,9%), Митровићи (30,0%) и Остружња Доња (21,7%), што указује на постојање стабилних миграционих намера које нису условљене искључиво будућим развојем рударских активности.

Посматрано кроз правце миграције, 33,9% испитаника определило би се за пресељење у насеље ван општине, а 6,8% у друго насеље у оквиру општине. Када је реч о крајњем одредишту пресељења, најчешће наведена одредишта су градови Добој (10,4%), Бања Лука (3,6%) и Прњавор (2,9%). Остала одредишта појављују се са уделима испод 3%. Мотиви избора одредишта најчешће се односе на боље услове живота (8,7%), здравију животну средину (5,7%) и посао (3,1%). У погледу решења стамбеног питања, више од половине испитаника (55,0%) остаје при ставу да се не би селили, док се међу онима који разматрају пресељење издвајају решења: куповина куће (13,4%), куповина стана (12,7%) и градња куће (10,2%). Најзад, када је реч о решењу запослења, највећи број испитаника (22,6%) тражио би посао у будућем месту становања, а 14,3% наставило би да путује на исти посао.

Укупно посматрано, миграционе намере у све три општине показују сличан основни образац. Доминантан став испитаника јесте останак у месту становања без обзира на сценарио експлоатације, што указује на изражену везаност становништва за локалну средину. Истовремено, у све три општине издваја се мањи, али јасно препознатљив део испитаника који разматра пресељење, при чему су такве намере просторно неравномерно распоређене. Иако је у Станарима већа спремност на селидбу повезана са сценаријем наставка експлоатације, у Гацку и Угљевику нешто је израженија спремност на пресељење у сценарију трајног престанка експлоатације. Овакав образац упућује на сложен однос становништва према рударству, које се истовремено може перципирати и као извор просторно-еколошких притисака и као ослонац локалне економске стабилности. У погледу праваца миграције, уочава се заједничка оријентација ка већим урбаним центрима, док су пресељења унутар општине слабије заступљена, а у појединим случајевима као потенцијално одредиште јавља се и иностранство. Мотиви потенцијалне миграције такође су у великој мери слични, при чему се најчешће издвајају бољи услови живота и здравија животна средина, док су запослење и други разлози присутни, али мање изражени.

9.1.1. Регресиона анализа предиктора миграционих намера у контексту експлоатације угља у општини

Мултиномијални логистички регресиони модел којим су анализиране намере за пресељење испитаника из **општине Гацко** статистички је значајан у целини ($\chi^2 = 37{,}72$; $p = 0{,}014$). Када је реч о демографским карактеристикама испитаника, статистички значајна повезаност утврђена је једино са нивоом образовања ($\chi^2 = 14{,}79$; $p = 0{,}022$). Испитаници са средњим образовањем ређе од високообразованих бирају опцију „иселио/ла бих се у оба случаја“ ($p = 0{,}017$). Када се разматрају социо-економске карактеристике у односу на намеру за пресељење у различитим сценаријима експлоатације мултиномијални логистички модел је статистички значајан ($\chi^2 = 56{,}53$; $p < 0{,}001$). Посебно се издваја сектор запослености, који има статистички значајан укупни ефекат ($\chi^2 = 43{,}23$; $p < 0{,}001$), што указује да се обрасци намере о пресељењу разликују у зависности од тога у ком су сектору испитаници радно ангажовани. Због нестабилности појединачних параметарских процена, смер ових разлика не може се поуздано тумачити на нивоу свих појединачних категорија. Према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава, модел је статистички значајан ($\chi^2 = 125{,}72$; $p < 0{,}001$), при чему се као главни предиктори издвајају број чланова домаћинства запослених у руднику у термоелектрани ($\chi^2 = 24{,}96$; $p < 0{,}001$) и статус поседа у погледу експропријације ($\chi^2 = 14{,}83$; $p = 0{,}022$). Домаћинства у којима нема запослених чланова у руднику и термоелектрани чешће бирају пресељење у случају сценарија „наставак експлоатације у општини“ ($p < 0{,}001$) и „у оба случаја“ ($p = 0{,}017$). Домаћинства чији поседи нису предвиђени за експропријацију, ређе бирају пресељење у сценарију „трајан престанак експлоатације у општини“ ($p = 0{,}014$). Остале варијабле нису показале значајне везе ($p > 0{,}05$). У односу на просторне карактеристике насеља и дужину становања, резултати мултиномијалне логистичке регресије показују да модел као целина статистички значајно објашњава разлике између посматраних сценарија пресељења ($\chi^2 = 128{,}69$; $p = 0{,}008$), али појединачне варијабле на нивоу укупних ефеката нису достигле статистичку значајност.

Резултати мултиномијалне логистичке регресије показују да миграционе намере испитаника у контексту експлоатације угља нису случајне, већ су повезане са појединим демографским, социо-економским и стамбеним обележјима. Посебно се издвајају ниво образовања, сектор запослења, број чланова домаћинства запослених у руднику и термоелектрани, као и статус поседа у погледу експропријације. Иако су просторне карактеристике насеља и дужина становања укључене у статистички значајан модел, њихов појединачни допринос није се издвојио као статистички значајан.

Резултати мултиномијалне логистичке регресије миграционих намера испитаника из **општине Угљевик** у односу на демографске карактеристике испитаника показују да модел

значајно објашњава разлике између категорија ($\chi^2 = 54{,}80$; $p < 0{,}001$). Значајни предиктори су пол ($p = 0{,}013$) и старост ($p < 0{,}001$). Жене имају већу вероватноћу пресељења у сценарију наставка експлоатације. Испитаници старости 30–39 и 40–49 година показују повећану вероватноћу пресељења у свим сценаријима. У односу на социо-економске карактеристике резултати мултиномијалне логистичке регресије миграционих намера показују да је модел статистички значајан ($\chi^2 = 40{,}81$; $p = 0{,}017$). На нивоу укупних ефеката, значајан предиктор је само сектор запослености ($p = 0{,}030$). У поређењима по појединачним категоријама нису остварени статистички стабилни резултати. У односу на социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава испитаника, резултати мултиномијалне логистичке регресије миграционих намера показују да модел значајно објашњава разлике између категорија ($\chi^2 = 161{,}62$; $p < 0{,}001$). На нивоу укупних ефеката, значајни предиктори су тип домаћинства ($p = 0{,}006$), број запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани ($p < 0{,}001$), статус поседа у односу на експропријацију ($p = 0{,}013$) и спратност стамбеног објекта ($p = 0{,}008$). Домаћинства у којима два или више чланова раде у руднику и термоелектрани имају већу вероватноћу да изаберу пресељење у сценарију трајног престанка експлоатације. Испитаници из малих домаћинстава са децом ређе бирају опцију „преселио бих се у оба случаја“ у односу на вишегенерацијска, а средња спратност стамбеног објекта такође је повезана са мањом вероватноћом избора ове опције. У односу на просторне карактеристике насеља и дужину становања резултати мултиномијалне логистичке регресије показују да модел значајно објашњава разлике између категорија ($\chi^2 = 124{,}45$; $p < 0{,}001$), при чему је од предиктора статистички значајна искључиво дужина становања у насељу ($p < 0{,}001$). Испитаници који у насељу живе до 15 година и 16–30 година имају већу вероватноћу да изаберу пресељење у сценарију ако се експлоатација настави и у сценарију трајног престанка експлоатације. Остале варијабле на нивоу укупних ефеката нису статистички значајне.

Резултати регресионе анализе предиктора миграционих намера, у контексту експлоатације угља у општини, показују да су намере за пресељење делимично условљене појединим демографским и социо-економским карактеристикама становништва. Израженија намера за пресељење уочава се код жена, испитаника старости 30–49 година, домаћинстава са већим бројем чланова запослених у руднику и термоелектрани и код испитаника са краћом дужином становања. Истовремено, код појединих предиктора утврђени су само укупни ефекти, без јасно издвојеног смера разлика у свим категоријама.

Резултати мултиномијалне логистичке регресије миграционих намера испитаника из **општине Станари** у односу на демографске карактеристике испитаника указују да демографске карактеристике испитаника имају утицај на намеру пресељења ($\chi^2 = 47{,}18$; $p = 0{,}001$). Значајни предиктори су пол ($p = 0{,}006$) и старост ($p = 0{,}018$). Жене су показале већу вероватноћу пресељења у сценарију наставка експлоатације, док испитаници у старосној групи 30–39 година значајније изражавају намеру пресељења у оба сценарија. Социо-економске карактеристике имају ограничен, али статистички значајан утицај на избор миграционих намера у условима експлоатације угља ($\chi^2 = 47{,}52$; $p = 0{,}022$). Најзначајнији предиктор је сектор запослености ($p = 0{,}007$). Запослени у индустријским и услужним делатностима показују мању вероватноћу пресељења у случају наставка или престанка експлоатације. Социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава значајно су повезане са намерама пресељења у условима експлоатације угља ($\chi^2 = 131{,}30$; $p < 0{,}001$). На нивоу укупних ефеката, статистички значајним предикторима показали су се тип извора прихода ($p = 0{,}005$), величина поседа ($p = 0{,}031$), власништво стамбеног објекта ($p = 0{,}005$) и старост стамбеног објекта ($p = 0{,}023$). С обзиром на нестабилност појединачних параметарских процена, смер разлика између свих категорија не може се поуздано тумачити. Резултати мултиномијалне логистичке регресије показују да се ставови о пресељењу статистички значајно разликују у зависности од места становања ($\chi^2 = 21{,}58$; $p = 0{,}042$), а највећу вероватноћу пресељења у сценарију наставка експлоатације исказују испитаници из Рашковаца. У контексту експлоатације угља у општини, резултати регресионе анализе предиктора миграционих намера указују на то да су намере пресељења условљене комбинацијом карактеристика испитаника и домаћинстава, као и местом становања испитаника.

У целини посматрано, у све три општине миграционе намере нису случајне, већ су повезане са појединим демографским и социо-економским карактеристикама испитаника, стамбеним карактеристикама домаћинстава, а у појединим случајевима и просторним обележјима. Посебно се издвајају социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава, али њихов значај није подједнако изражен у свим општинама, јер се у Угљевику и Станарима као важни предиктори издвајају и поједине демографске карактеристике испитаника. Значај просторних обележја такође варира између општина. Дужина становања показала се као статистички значајан предиктор у општини Угљевик, али не и као заједнички статистички значајан предиктор у све три општине.

9.1.2. Регресиона анализа предиктора излазних стратегија у контексту експлоатације угља у општини

Према демографским карактеристикама испитаника из **општине Гацко**, мултиномијални логистички регресиони модел у односу на **избор одредишта пресељења** је статистички значајан као целина (χ^2 = 47,47; p = 0,001). Као главни предиктори издвајају се старост (χ^2 = 22,21; p = 0,035) и ниво образовања испитаника (χ^2 = 19,60; p = 0,003). Ефекат старости потврђен је на нивоу укупног фактора, али појединачне категорије старости у параметарским проценама не показују статистички значајне разлике. Испитаници са нижим (p = 0,007) и средњим образовањем (p = 0,002) ређе бирају одредиште „насеље ван ове општине“ у поређењу са високообразованим испитаницима, што указује на већу вероватноћу високообразованих да планирају селидбу ван граница општине. У односу на социо-економске карактеристике испитаника, мултиномијални регресиони модел за избор одредишта пресељења није статистички значајан (χ^2 = 25,44; p = 0,229). Према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава у односу на одабир одредишта пресељења, модел је статистички значајан (χ^2 = 94,02; p = 0,013). Као главни предиктор издваја се величина поседа домаћинства (χ^2 = 17,92; p = 0,036). Испитаници из домаћинстава са већим поседом статистички значајно ређе бирају одредиште „насеље ван ове општине“ (p = 0,012). У односу на просторне карактеристике насеља и дужину становања, резултати мултиномијалне логистичке регресије показују да модел као целина не објашњава статистички значајно разлике у избору разматраних одредишта пресељења (χ^2 = 72,15; p = 0,946).

Према демографским карактеристикама испитаника, мултиномијални регресиони модел за **решења стамбеног питања** је статистички значајан (χ^2 = 110,73; p < 0,001). Значајни ефекти на нивоу укупних фактора имају пол (χ^2 = 16,92; p = 0,010), старост (χ^2 = 45,294; p = 0,005) и образовање (χ^2 = 42,33; p < 0,001). Иако резултати указују да се избор решења стамбеног питања разликује у зависности од ових обележја, појединачне параметарске процене треба тумачити са опрезом због нестабилности модела. Према социо-економским карактеристикама, регресиони модел значајан је као целина (χ^2 = 60,55; p = 0,032). Ипак, ниједна појединачна варијабла се не може идентификовати као статистички значајан предиктор. Према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава испитаника у односу на одабир решења стамбеног питања, модел није статистички значајан у целини (χ^2 = 71,72; p = 0,999). У односу на просторне карактеристике насеља и дужину становања, мултиномијални логистички модел не објашњава статистички значајно разлике (χ^2 = 32,08; p = 1,000) између посматраних опција решавања стамбеног питања. На нивоу укупних ефеката, ниједна од карактеристика не показује статистички значајан допринос избору одређеног стамбеног решења.

Према демографским карактеристикама испитаника, а у односу на избор **решења запослења**, модел је статистички значајан (χ^2 = 30,19; p = 0,007). Образовање је једини статистички значајан предиктор (χ^2 = 12,39; p = 0,015). Испитаници са нижим (p = 0,021) и средњим образовањем (p = 0,013) ређе бирају решење „тражио бих посао у будућем месту становања“, док испитаници са средњим образовањем ређе бирају и решење „путовао бих на исти посао“ (p = 0,042) у поређењу са високообразованим испитаницима. Према социо-

економским карактеристикама испитаника у односу на избор решења запослења, регресиони модел није статистички значајан (χ^2 = 21,31; p = 0,094). Нити једна карактеристика испитаника није значајан предиктор избора решења запослења. Према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава испитаника у односу на одабир решења запослења, модел је статистички значајан као целина (χ^2 = 74,23; p = 0,005), али ниједна варијабла не може се идентификовати као статистички значајан предиктор, то јесте, у ставовима у вези решења запослења нема статистички значајних разлика између различитих категорија домаћинстава. У односу на просторне карактеристике насеља и дужину становања, мултиномијални логистички модел који објашњава избор решења запослења у случају селидбе статистички је значајан у целини (χ^2 = 92,57; p = 0,007). Међутим, просторне карактеристике насеља, као и дужина становања испитаника у насељу, нису се показале значајним предикторима избора решења запослења.

Резултати регресионе анализе предиктора излазних стратегија у контексту експлоатације угља у општини показују да су избори испитаника делимично условљени пре свега демографским карактеристикама, а у појединим сегментима и обележјима домаћинства. Посебно се издваја образовање, које се показало као значајан предиктор избора одредишта пресељења и решења запослења, док су код решавања стамбеног питања значајни и пол и старост. Високообразовани испитаници чешће разматрају селидбу ван граница општине и показују већу склоност ка променама повезаним са запослењем. Испитаници из домаћинстава са већим поседом ређе бирају одредиште „насеље ван ове општине", док просторне карактеристике насеља и дужина становања нису издвојене као статистички значајни предиктори.

У односу на демографске карактеристике испитаника из **општине Угљевик**, резултати мултиномијалне логистичке регресије **избора одредишта** показују да је модел значајан (χ^2 = 44,34; p = 0,002), при чему је кључни предиктор старост (p = 0,001). Испитаници старости 30–39 и 40–49 година имају већу вероватноћу да изаберу пресељење ван општине. У односу на социо-економске карактеристике испитаника резултати мултиномијалне логистичке регресије избора одредишта показују да модел као целина није статистички значајан (χ^2 = 25,33; p = 0,388). Резултати мултиномијалне логистичке регресије избора одредишта у односу на социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава показују да је модел значајан (χ^2 = 122,45; p < 0,001), при чему су значајни предиктори величина и тип домаћинства (p = 0,04; p = 0,032) и број чланова домаћинства запослених у руднику и термоелектрани (p = 0,005), док остале карактеристике нису статистички значајне. Мала домаћинства ређе бирају пресељење ван општине у поређењу са великим, а домаћинства са мање запослених у руднику и термоелектрани (нико или један запослен) имају мању вероватноћу да изаберу пресељење ван општине у односу на домаћинства са два или више запослених чланова. У односу на просторне карактеристике насеља и дужину становања, резултати мултиномијалне логистичке регресије избора одредишта показују да модел значајно објашњава разлике између категорија (χ^2 = 106,11; p = 0,001). На нивоу укупних ефеката, значајна је само дужина становања у насељу (p = 0,011). Краће становање повезано је са већом вероватноћом избора пресељења ван општине, то јесте испитаници који станују у насељу до 15 година (p = 0,003) и 16–30 година (p = 0,015) имају већу вероватноћу да изаберу пресељење ван општине у односу на испитанике који у насељу живе више од 50 година.

Резултати мултиномијалне логистичке регресије избора **решења стамбеног питања** показују да је модел значајан (χ^2 = 91,77; p < 0,001), при чему су кључни предиктори старост (p < 0,001) и образовање (p = 0,021). Испитаници старости 30–39 и 40–49 година чешће бирају куповину стана, а група 40–49 чешће бира градњу куће. Образовни ниво становништва повезан је са избором становања код родбине, односно, нижи и средњи ниво образовања повећавају вероватноћу тог избора у односу на високо образовање. У односу на социо-економске карактеристике испитаника резултати мултиномијалне логистичке регресије избора решења стамбеног питања не указују на значајаност модела у целини (χ^2 = 49,10; p = 0,429). На нивоу укупних ефеката не издваја се ниједна варијабла социо-економских карактеристика

становништва. Социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава показују да је модел значајан ($\chi^2 = 242{,}18$; $p < 0{,}001$), при чему се на нивоу укупних ефеката издвајају број чланова домаћинства запослених у руднику и термоелектрани ($p = 0{,}028$) и величина поседа ($p = 0{,}011$). Домаћинства која поседују велике поседе имају мању вероватноћу избора куповине стана ($p = 0{,}046$) и куповине куће ($p = 0{,}024$). Домаћинства у којима не ради нико (p = 0,010) или ради један члан (p = 0,015) у руднику и термоелектрани ређе бирају куповину стана у односу на домаћинства са два и више запослених чланова. Ипак, појединачне параметарске процене треба тумачити са опрезом због нестабилности модела. У односу на просторне карактеристике насеља и дужину становања модел није значајан ($\chi^2 = 47{,}16$; $p = 1{,}000$).

Када је реч о **решењу запослења**, модел је статистички значајан ($\chi^2 = 77{,}81$; $p < 0{,}001$), при чему је једино старост изражен предиктор. У односу на референтну категорију „не бих се селио“, испитаници старости 30–39 година ($p = 0{,}022$) и 40–49 година ($p = 0{,}005$) имају већу вероватноћу избора опције „путовао бих на исти посао“. За опцију „тражио бих посао у будућем месту становања“ већу вероватноћу избора показују испитаници старости 30–39 година ($p < 0{,}001$), 40–49 година ($p < 0{,}001$), 50–59 година ($p = 0{,}004$) и 60–69 година ($p = 0{,}048$). Према социо-економским карактеристикама испитаника, став о решењу запослења показује да је модел значајан ($\chi^2 = 106{,}28$; $p < 0{,}001$), али на нивоу укупних ефеката нити једна социо-економска карактеристика становништва не представља статистички значајан предиктор избора решења запослења. Према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава, модел је значајан ($\chi^2 = 146{,}52$; $p < 0{,}001$), а на нивоу укупних ефеката издвајају се извори прихода ($p < 0{,}001$), број чланова домаћинства запослених у руднику и термоелектарни ($p = 0{,}003$) и величина поседа ($p = 0{,}048$). Извори прихода значајни су на нивоу целог модела, али појединачно нису статистички значајни. У поређењу са домаћинствима са двоје и више запослених у руднику и термоелектрани, домаћинства у којима нема запослених ($p = 0{,}000$) или је запослен један члан ($p = 0{,}032$) статистички значајно ређе бирају опцију „тражио бих посао у будућем месту становања“. Домаћинства са великим поседом такође ређе бирају ову опцију ($p = 0{,}004$). Модел заснован на карактеристикама насеља и дужини становања, због ретких категорија и нестабилности процена, не омогућава поуздану процену статистичке значајности у целини.

Резултати регресионе анализе предиктора излазних стратегија у контексту експлоатације угља у општини показују да избор одредишта пресељења, стамбеног решења и стратегија запослења није непосредно условљен просторним карактеристикама самих насеља, као што су удаљеност од површинског копа и обухват експлоатацијом. Значајни предиктори чешће се издвајају у домену демографских и социо-економских карактеристика испитаника и домаћинстава, као и степена везаности за локалну средину, који се нарочито испољава кроз дужину становања у насељу.

Резултати мултиномијалне логистичке регресије одговора испитаника из **општине Станари** указују да су демографске карактеристике испитаника повезане са **избором одредишта пресељења** ($\chi^2 = 42{,}938$; $p < 0{,}001$), а највећи утицај има старост испитаника ($\chi^2 = 29{,}111$; $p < 0{,}001$). Испитаници старости 40–49 година ређе разматрају пресељење унутар општине ($p = 0{,}039$), што указује да ова старосна група углавном не исказује намеру да се сели и представља најстабилнији део становништва. Насупрот томе, испитаници старости 30–39 година имају већу вероватноћу определења за пресељење ван општине ($p = 0{,}016$), што потврђује да су испитаници млађе животне доби спремнији за миграцију изван локалне заједнице. Мултиномијална логистичка регресија показује да социо-економске карактеристике испитаника утичу на избор потенцијалног одредишта пресељења ($\chi^2 = 32{,}070$; $p = 0{,}043$), али ниједан појединачни ефекат није издвојен као статистички значајан предиктор ($p > 0{,}05$). Социо-економске карактеристике домаћинстава испитаника утичу на избор потенцијалног одредишта пресељења ($\chi^2 = 86{,}514$; $p = 0{,}001$). Од испитиваних фактора, значајан утицај имају статус поседа у вези експропријације ($p = 0{,}036$) и власништво над стамбеним објектом ($p = 0{,}040$). Испитаници чији је посед предвиђен за експропријацију показују већу вероватноћу пресељења, што потврђује да је ризик губитка власништва важан

миграциони покретач. Резултати мултиномијалне логистичке регресије указују да карактеристике насеља испитаника и дужина становања у насељу предвиђају намеру пресељења становништва. Модел је статистички значајан (χ^2 = 68,658; p < 0,001). Најизраженији утицај има дужина становања (χ^2 = 9,059; p = 0,170). Испитаници који у насељу живе 16–30 година чешће бирају пресељење у друго насеље у оквиру општине (p = 0,007), док они са 31–50 година становања чешће бирају пресељење ван општине (p = 0,023).

Демографске карактеристике испитаника умерено утичу на избор начина **решавања стамбеног питања**. Модел мултиномијалне логистичке регресије статистички је значајан (χ^2 = 71,201; p = 0,003). На нивоу ефеката, пол (p = 0,026) и старост (p = 0,012) значајно доприносе моделу. Мушкарци ређе бирају „куповину стана“ у поређењу са женама (p = 0,002). За остале исходе параметри нису статистички значајни (p > 0,05), а резултате за „становање код родбине“ и „не знам“ неопходно је тумачити опрезно због малог броја случајева. Социо-економске карактеристике испитаника умерено предвиђају начин решавања стамбеног питања. Модел је статистички значајан (χ^2 = 80,128; p = 0,042), али на нивоу предиктора нема јасно издвојених ефеката. Социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава испитаника умерено предвиђају избор начина решавања стамбеног питања. Модел је статистички значајан (χ^2 = 206,193; p = 0,002). На нивоу ефеката, значајни предиктори су: број запослених чланова домаћинства у руднику и термоелектрани (p = 0,047), величина поседа (p = 0,007) и тип власништва стамбеног објекта (p = 0,027). Конкретно, за исход „куповина стана“ вероватноћа избора већа је у домаћинствима у којима ради један члан (p = 0,041), док домаћинства са великим поседом (> 5 000 m²) ређе бирају ову опцију (p = 0,013). У мултиномијалном моделу са зависном променљивом „решење стамбеног питања“, поједини предиктори показују статистички значајне ефекте у оквиру одређених категорија исхода. Иако место становања у целини не показује стабилан укупни ефекат (p > 0,05), појединачне процене указују да се код испитаника из насеља Рашковци јавља већа вероватноћа избора појединих облика решавања стамбеног питања у односу на референтну категорију (за „куповину куће“ p = 0,005; за „градњу куће“ p = 0,012).

Демографске карактеристике испитаника и излазне стратегије у **контексту решења запослења**, показују да је мултиномијални модел значајан (χ^2 = 65,07; p < 0,001). Старост као демографска карактеристика значајна је у целини (p < 0,001). Конкретно, опцију „тражио бих посао у будућем месту становања” чешће бира старосна група 30–39 (p = 0,011). Социо-економске карактеристике испитаника и решења у вези запослења показују да је мултиномијални модел значајан (χ^2 = 103,66; p < 0,001). Издваја се један ефекат: тренутно запослени испитаници имају знатно већу вероватноћу да би тражили посао у будућем месту становања (p = 0,006). Социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава у односу на излазне стратегије запослења показују да је укупни модел значајан (χ^2 = 126,236; p < 0,001). Од предиктора, значајни су извори прихода домаћинства (p = 0,007) и статус поседа у односу на експропријацију (p = 0,014). Остале варијабле не показују статистички значајан утицај на избор решења запослења. Карактеристике насеља и дужина становања у насељу показују да је модел значајан (χ^2 = 89,29; p = 0,001), при чему се као поуздан предиктор издваја само дужина становања (p = 0,001). Испитаници који у насељу живе краће од 15 година чешће бирају стратегију „путовао бих на исти посао“ (p = 0,043), док се испитаници са 16–30 година становања чешће опредељују за опцију „тражио бих посао у будућем месту становања“ (p = 0,027). Од појединачних насеља, само испитаници из насеља Рашковци показују повећану вероватноћу избора стратегије „тражио бих посао у будућем месту становања“ (p = 0,013).

Резултати регресионе анализе предиктора излазних стратегија у контексту експлоатације угља у општини указују на то да су излазне стратегије становништва условљене пре свега старосном структуром испитаника, њиховим положајем на тржишту рада, као и социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава. Значајан утицај има и дужина становања у насељу, док се карактеристике насеља као целине ређе издвајају као поуздани предиктори.

Целокупно посматрано, у све три општине уочава се да су излазне стратегије становништва чешће повезане са демографским и социо-економским обележјима испитаника и домаћинстава, као и са дужином становања у насељу, него са просторним карактеристикама насеља повезаним са експлоатацијом угља. Резултати указују да већу склоност ка миграционим и адаптационим стратегијама чешће испољавају радно активне старосне категорије и, у појединим случајевима, испитаници са краћим боравком у насељу. То упућује на закључак да везаност за локалну средину, исказана кроз дужину становања, може имати одређен утицај на спремност становништва на промену места становања и начина решавања стамбеног и радног статуса, али тај утицај није подједнако изражен у свим општинама и код свих посматраних стратегија.

9.2. Излазне стратегије у случају потенцијалне експропријације поседа и некретнине

Резултати за испитанике из **општине Гацко** показују да би се, у случају експропријације поседа и некретнине, највећи број испитаника (65,13%) преселио ван општине, 12,05% би изабрало друго насеље унутар исте општине, а само 1,28% би остало у свом тренутном насељу. Узорак је садржавао 21,54% непотпуних одговора, што указује на одсуство јасне одлуке код дела испитаника. Унакрсне табеле и χ^2 тест показују да се избор одредишта пресељења не разликује статистички значајно у зависности од статуса насеља у односу на површински коп ($p > 0,05$). Ипак, у свим посматраним групама доминира опредељење за пресељење ван општине, што указује да потенцијална експропријација представља снажан окидач трајне емиграције, независно од тренутне или планиране просторне изложености експлоатацији. Када се посматрају миграциона одредишта на нивоу појединачних насеља, доминантно се очекује пресељење ван општине, при чему се то најјасније истиче у насељима Гацко (80,8%), Автовац (80,0%), Грачаница (88,9%), Добрељи (71,4%), Надинићи (75,0%) и Нови Дулићи (75,0%). Пресељење у друго насеље у оквиру општине јавља се знатно ређе и углавном је изражено код испитаника у насељима Добрељи (28,6%), Надинићи (25,0%), Нови Дулићи (25,0%), Автовац (20,0%) и Гацко (17,4%). Одлука о останку у истом насељу је заступљена маргинално и забележена је само у насељима Михољаче (33,3%) и Гацко (1,8%), док у осталим насељима та опција није заступљена. Најчешће наведена локација пресељења је Требиње (14,36%), затим иностране дестинације (11,28%), док су остала места попут Билеће, Гацка, Автовца, Чемерна и других заступљена појединачно у мањем проценту. Висок удео непотпуних одговора (62,05%) указује на значајан ниво неизвесности и одсуство конкретно дефинисаног плана пресељења код већине испитаника.

Што се тиче **мотива о избору крајњег одредишта миграције**, испитаници су као главне разлоге за избор новог насеља најчешће наводили боље услове живота (6,41%) и здравију животну средину (5,13%), док су остали разлози попут „боље климе“, „посла“ или „породичних разлога“ мање заступљени. Значајан део узорка (72,05%) није дао одговор. Најчешћи облици **решавања стамбеног питања** у случају експропријације били би куповина стана (30,26%), куповина куће (16,15%) и изградња куће (13,33%). Мањи број испитаника би решење тражио у подстанарству (9,23%) или становању код родбине (4,10%), док је 26,92% испитаника оставило одговор непопуњеним. Највећи број испитаника (49,23%) би у случају пресељења **тражио посао** у будућем месту становања, док би 26,92% задржало постојећи посао и путовало. Што се тиче прихватања **могућности организованог пресељења**, највећи део испитаника није сигуран у свој став (45,38% – „не знам“), док би 20,00% одбило, а 16,41% прихватило понуду за организовано пресељење.

Резултати показују да већина испитаника у случају експропријације изражава намеру пресељења ван општине, при чему се као најчешће наведена одредишта издвајају Требиње и иностранство. Као главни разлози за избор новог места становања најчешће се наводе бољи услови живота и здравија животна средина. Истовремено, висок удео непотпуних одговора, нарочито код питања о конкретној локацији пресељења, мотивима и прихватању организованог пресељења, указује на изражен степен неизвесности и одсуство јасно

дефинисаних планова код значајног дела испитаника. У целини, резултати упућују на доминантну оријентацију ка трајном исељавању из општине у случају експропријације, али и на значајну неодлучност у погледу начина и конкретног одредишта пресељења.

Резултати анализе одговора испитаника из **општине Угљевик у вези правца миграције** показују да у случају потенцијалне експропријације поседа и некретнине, више од половине испитаника (55,0%) има намеру да се пресели у насеље ван општине, док 21,1% бира друго насеље унутар исте општине. Мали удео испитаника (2,2%) изјаснио се да би остао у истом насељу, а 21,7% није дао одговор. Унакрсне табеле и χ^2 тест показују да постоји статистички значајна повезаност између тренутне обухваћености насеља површинским копом и избора одредишта пресељења услед потенцијалне експропријације. Док у насељима која нису обухваћена копом доминира избор пресељења ван општине (72,8%), у насељима која су већ обухваћена копом израженији је удео избора пресељења у друго насеље у оквиру исте општине (50,0%), уз приближно уједначен удео пресељења ван општине (47,7%). Насупрот томе, у односу на планирану будућу обухваћеност насеља површинским копом, повезаност није статистички значајна, при чему у обе групе и даље преовладава опредељење за пресељење ван општине (67,1–71,0%). У сценарију потенцијалне експропријације, посматрано на нивоу насеља, доминантно је опредељење за пресељење ван општине, при чему се највећи удели бележе у насељима Угљевик Село (78,9%), Угљевичка Обријеж (76,2%) и Угљевик (73,6%). Пресељење у друго насеље у оквиру општине јавља се знатно ређе, али је најизраженије у насељима Стари Угљевик (57,1%), Богутово Село (50,0%) и Забрђе (29,5%). Одлука останка у истом насељу присутна је маргинално и уочава се пре свега у насељима Забрђе (9,1%), Стари Угљевик (7,1%) и Доња Трнова (6,7%), што указује да је останак у насељу тренутног становања најређа стратегија у условима експропријације.

Када је реч о конкретним **одредиштима пресељења**, највећи број испитаника навео је Бијељину (27,2%) као жељено место, док готово једна половина (43,4%) није дала конкретан одговор. Угљевик је навело 5,7% испитаника, док је 6,6% истакло да би се преселило у иностранство. Остала насеља јављају се у знатно мањем броју случајева: Забрђе (2,3%), Угљевичка Обријеж (2,0%), Брчко (2,2%), Нови Сад (1,8%), Тузла (1,3%), Београд (0,7%), Сарајево (0,7%), Бања Лука (0,2%), Зворник (0,2%), као и поједина села у оквиру суседних општина. Укупна распршеност одговора указује на то да испитаници, иако најчешће бирају регионалне урбане центре, немају јасно дефинисана одредишта у великом броју случајева. Што се тиче **мотива за пресељење**, више од половине испитаника (53,6%) није навело конкретан мотив. Од оних који су се изјаснили, најчешћи разлог били су бољи услови живота (13,3%), затим посао (5,4%) и близина тренутног места становања (4,5%). Остали разлози, попут здравије животне средине (3,2%), родног места (2,0%) или бољег стандарда живота (1,8%), знатно су ређе навођени. **Решавање стамбеног питања** најчешће је везано за куповину стана (27,1%) или куће (24,9%), док се 16,3% одлучило за градњу куће. Подстанарство (4,5%) и становање код родбине (3,4%) наводи знатно мањи број испитаника, док скоро четвртина (23,5%) није одговорила на ово питање. У вези са **решавањем запослења**, 38,0% испитаника изјаснило се да жели да настави да путује на исти посао, док би 34,9% покушало да нађе запослење у новом месту становања. Пензионери чине 3,8%, незапослени 1,4%, а значајан део испитаника (21,9%) није дао одговор. На питање о прихватању понуде за **организовано пресељење**, више од трећине испитаника (34,2%) изјавило је да не зна да ли би пристало на такав облик пресељења, док 31,5% не би пристало на такво решење, а 16,3% испитаника би прихватило понуду организованог преселења.

Резултати анализе показују да се у случају потенцијалне експропријације поседа и некретнине испитаници из општине Угљевик најчешће опредељују за пресељење ван општине, док је останак у истом насељу заступљен маргинално. Решавање стамбеног питања најчешће се везује за власничке облике становања, пре свега куповину стана, куповину куће или градњу куће. Истовремено, у укупном узорку присутан је висок степен неизвесности у погледу конкретног одредишта пресељења, мотива миграције, начина решавања запослења и прихватања организованог пресељења. Посебно је значајно да је утврђена статистички

значајна повезаност између тренутне обухваћености насеља површинским копом и избора одредишта пресељења, што указује да постоје разлике у миграционим стратегијама у зависности од актуелне изложености експлоатацији.

У структури узорка испитаника из **општине Станари**, а када је реч о **правцима миграције**, највећи број испитаника (54,5%) изјаснио се да би у случају експропријације преселио у насеље ван општине, 21,5% изабрало друго насеље у оквиру општине, док би веома мали удео (1,0%) навео је да би остао у истом насељу. Унакрсне табеле и χ^2 тест показују да избор одредишта пресељења услед потенцијалне експропријације није статистички значајно повезан са тренутном, нити са планираном будућом обухваћеношћу насеља површинским копом. У обе групе доминира опредељење за пресељење ван општине, што указује да потенцијална експропријација делује као снажан покретач емиграције, независно од просторне изложености експлоатацији. Када се посматрају миграциона одредишта на нивоу појединачних насеља доминантно се очекује пресељење ван општине, при чему се то најјасније истиче у насељима Јелањска (83,3%), Рашковци (78,9%) и Цвртковци (77,4%). Пресељење у друго насеље у оквиру општине јавља се знатно ређе и најизраженије је код испитаника у насељима Митровићи (64,7%), Осредак (53,8%) и Љеб (46,7%). Одлука о останку у истом насељу заступљена је маргинално и уочена је само у насељима Јелањска (5,6%), Остружња Доња (4,5%) и Цвртковци (3,2%), док је у осталим насељима практично одсутна. Када је реч о **локацији планираног пресељења**, најчешћи избор су Добој (17,7%), Прњавор (6,8%), Бања Лука (2,7%) и Теслић (2,4%). Остала насеља појављују се са уделима мањим од 2%, а укупно 23,2% испитаника није дало одговор. У вези са **мотивима избора одредишта**, најчешће се наводе бољи услови живота (9,2%) и здравија животна средина (6,5%), док су остали разлози попут запослења, бољег животног стандарда, родног места или близине посла појединачно испод 5%. Значајан проценат испитаника (26,6%) није навео мотив за пресељење, што указује на несигурност у мотивима миграције. Посматрано кроз **решење стамбеног питања**, најчешћи избори били би куповина куће (25,4%), градња куће (22,8%) и куповина стана (19,9%). У мањем проценту јављају се подстанарство (3,9%) и становање код родбине (2,7%). У домену **решења запослења**, скоро подједнак удео испитаника наставио би да путује на исти посао (36,6%) или би тражио запослење у месту пресељења (34,9%). Мањи део припада категорији пензионера (2,7%), док се 17,7% испитаника није изјаснило. Коначно, када је реч о **спремности на организовано пресељење**, више од трећине испитаника (37,0%) је неодлучно, 37,3% одбацује ту опцију, док 12,1% прихвата понуду организованог пресељења.

Анализа излазних стратегија у случају потенцијалне експропријације показује да код испитаника из општине Станари доминира опредељење за пресељење ван општине, док мањи део разматра миграцију унутар општине, а останак у истом насељу јавља се само маргинално. Мотивација за пресељење најчешће је повезана са трагањем за бољим условима живота и здравијом животном средином. У погледу решавања стамбеног питања, испитаници најчешће преферирају власничке облике становања, пре свега куповину или градњу куће. Када је реч о запослењу, испитаници су готово подједнако подељени између задржавања постојећег посла уз свакодневно путовање и тражења новог запослења у месту пресељења, што указује на различите стратегије прилагођавања након миграције. На крају, ставови о организованом пресељењу углавном су обележени неодлучношћу и одбијањем, што показује да не постоји јасно изражена спремност за прихватање институционално организованог модела пресељења.

У целини посматрано, у све три општине уочава се сличан образац миграционих намера у случају потенцијалне експропријације поседа и некретнине. Доминира опредељење за пресељење ван општине, док је пресељење у друго насеље у оквиру исте општине знатно ређе, а останак у истом насељу тек маргинално заступљен. Као будућа одредишта пресељења најчешће се јављају већи урбани центри и дестинације ван уже локалне средине, али је у све три општине присутан и значајан удео испитаника који немају јасно дефинисано конкретно одредиште. Најчешћи мотиви избора новог места становања односе се на боље услове живота и здравију животну средину, док су остали разлози, попут посла, породичних околности или близине садашњег места становања, мање заступљени. Решавање стамбеног питања најчешће

се планира кроз власничке облике становања, пре свега куповину стана, куповину куће или изградњу куће, док су подстанарство и становање код родбине знатно ређи избори. У погледу запослења, испитаници су у све три општине углавном подељени између задржавања постојећег посла уз свакодневно путовање и тражења новог запослења у месту пресељења. Коначно, када је реч о прихватању организованог пресељења, у све три општине не постоји јасно изражена спремност за такав вид решења, пошто су неодлучност и одбијање знатно заступљенији од прихватања.

9.2.1. Регресиона анализа предиктора излазних стратегија у случају експропријације поседа и некретнине

Избор одредишта пресељења према демографским карактеристикама испитаника из **општине Гацко** показује да модел као целина није статистички значајан ($\chi^2 = 9{,}55$; $p = 0{,}794$). Ниједна од појединачних демографских варијабли није статистички значајан предиктор избора одредишта пресељења. Модел који укључује социо-економске карактеристике испитаника није статистички значајан ($\chi^2 = 13{,}67$; $p = 0{,}475$) и не доводи до статистички значајног побољшања прилагођености модела у предвиђању избора одредишта пресељења. Избор одредишта пресељења у односу на социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава испитаника показује да модел као целина није статистички значајан ($\chi^2 = 4{,}25$; $p = 1{,}000$). Наведени резултат упућује на то да се доминантан избор пресељења у насеље ван општине јавља у свим посматраним категоријама домаћинстава, без статистички значајног обрасца у зависности од социо-економских и стамбених карактеристика. У односу на просторне карактеристике насеља и дужину становања, мултиномијални логистички модел за избор одредишта пресељења није омогућио процену укупне статистичке значајности.

Према демографским карактеристикама испитаника, а у односу на **избор решења стамбеног питања**, модел је статистички значајан у целини ($\chi^2 = 76{,}75$; $p < 0{,}001$), што указује да демографске варијабле као скуп доприносе објашњењу избора решења стамбеног питања. Резултати показују да су пол ($\chi^2 = 31{,}22$; $p < 0{,}001$) и ниво образовања ($\chi^2 = 23{,}41$; $p = 0{,}003$) статистички значајни предиктори избора решења стамбеног питања. Када је реч о разликама у одабиру решења стамбеног питања према полу, мушкарци се чешће опредељују за градњу куће уместо за куповину куће у поређењу са женама. Када је у питању образовање, испитаници са средњим и нижим нивоом образовања значајно ређе бирају куповину стана, а чешће куповину куће, у поређењу са високо образованима, што указује да високо образовани највише теже куповини стана као решењу стамбеног питања. У односу на социо-економске карактеристике испитаника, мултиномијални логистички модел који објашњава избор решења стамбеног питања у случају експропријације поседа и некретнине показује да модел као целина није статистички значајан на нивоу $p < 0{,}05$ ($\chi^2 = 40{,}81$; $p = 0{,}056$). Ниједна од посматраних социо-економских варијабли не може поуздано идентификовати као значајан предиктор избора решења стамбеног питања у случају експропријације. Према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава испитаника у односу на избор решења стамбеног питања, модел није статистички значајан у целини ($\chi^2 = 105{,}57$; $p = 0{,}158$). Сходно томе, не могу се поуздано идентификовати статистички значајни предиктори, односно у ставовима везанима за решење стамбеног питања нема јасно утврђених статистички значајних разлика између различитих категорија испитаника. У односу на просторне карактеристике насеља и дужину становања, мултиномијални логистички модел који објашњава избор решења стамбеног питања у случају експропријације поседа и некретнине није се показао као статистички значајан ($\chi^2 = 97{,}63$; $p = 0{,}657$).

Према демографским карактеристикама испитаника, мултиномијални логистички модел за **избор решења запослења** у случају експропријације поседа и некретнине не показује статистички значајну укупну предиктивну моћ ($\chi^2 = 21{,}38$; $p = 0{,}092$). У односу на социо-економске карактеристике испитаника, мултиномијални логистички модел за избор решења запослења у случају експропријације поседа и некретнине показује статистички значајну

укупну прилагођеност (χ^2 = 51,59; p < 0,001), међутим појединачни предиктори не показују јасну и статистички поуздану повезаност са избором решења. Избор решења запослења у односу на социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава показује да је модел као целина статистички значајан (χ^2 = 65,21; p = 0,033). На нивоу појединачних предиктора, као значајан се издваја само период изградње стамбеног објекта (p = 0,015), али због нестабилности модела није могуће изводити јаке и детаљне закључке о смеру и интензитету те повезаности. У односу на просторне карактеристике насеља и дужину становања, мултиномијални логистички модел решења запослења у случају експропријације поседа и некретнине није статистички значајан (χ^2 = 54,11; p = 0,547).

У целини, резултати показују да се излазне стратегије у сценарију експропријације не могу поуздано објаснити јединственим скупом предиктора. Док за избор одредишта пресељења нису утврђене статистички значајне повезаности, код решења стамбеног питања извесну улогу имају демографске карактеристике, а код решења запослења поједине социо-економске и стамбене карактеристике домаћинства, али уз ограничења у поузданости модела.

Према демографским карактеристикама испитаника из **општине Угљевик**, **избор одредишта миграције**, после потенцијалне експропријације поседа и некретнине, не показује статистички значајне разлике (χ^2 = 17,46; p = 0,232). Избор одредишта пресељења према социо-економским карактеристикама испитаника није статистички значајно различит, а регресиони модел није статистички значајан (χ^2 = 17,09; p = 0,380). Према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава, модел избора одредишта после потенцијалне експропријације није статистички значајан у целини (χ^2 = 52,00; p = 0,252), а ни појединачне карактеристике не показују значајан укупни ефекат. Када се избор одредишта након потенцијалне експропријације посматра у односу на просторне карактеристике насеља и дужину становања, укупни модел није статистички значајан (χ^2 = 52,11; p = 0,188), нити појединачне карактеристике показују значајан укупни ефекат.

Када је реч о **избору решења стамбеног питања** након потенцијалне експропријације, модел је значајан (χ^2 = 54,91; p = 0,017). Од демографских предиктора значајно је само образовање (p = 0,003). Вероватноћа избора „куповине стана“ је нижа код испитаника са средњим у односу на високо образовање (p = 0,029). Избор „градње куће“ вероватнији је код испитаника са нижим у односу на испитанике са високим образовањем (p = 0,020). Према социо-економским карактеристикама испитаника, модел за избор решења стамбеног питања није статистички значајан на нивоу целине (χ^2 = 47,65; p = 0,190). Према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава, модел за избор решења стамбеног питања је статистички значајан (χ^2 = 183,76; p < 0,001). Извори прихода (χ^2 = 18,79; p = 0,043) и величина поседа (χ^2 = 28,17; p = 0,021) су статистички значајни предиктори. Домаћинства са различитим типовима прихода нешто чешће бирају решење „градња куће“ у односу на решење „куповина куће“. Када је у питању величина поседа, домаћинства са малим поседом ређе бирају „подстанарство“ (p = 0,042). Карактеристике насеља и дужина становања у насељу не утичу на избор стамбеног решења, јер регресиони модел није значајан (χ^2 = 121,65; p = 0,211), а ниједна карактеристика није статистички значајна. У посматраном моделу нису утврђене статистички значајне разлике у ставовима о решењу стамбеног питања у случају експропријације поседа и некретнине између испитаника из различитих насеља.

Избор решења запослења у односу на демографске карактеристике испитаника показује да је модел статистички значајан (χ^2 = 125,96; p < 0,001). Старост (p < 0,001) и пол (p = 0,026) су главни предиктори. Модел показује да мушкарци за разлику од жена ређе бирају решење „тражио бих посао у будућем месту становања“ у односу на „путовао бих на исти посао“ (p = 0,025). Избор решења запослења у односу на социо-економске карактеристике испитаника статистички је значајан (χ^2 = 245,95; p < 0,001), али ниједна карактеристика се не издваја као статистички значајан предиктор. Према социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинстава испитаника, модел је статистички значајан (χ^2 = 151,01; p < 0,001). На нивоу укупних ефеката, статистички значајни предиктори су извори прихода (p < 0,001), број чланова домаћинства запослених у руднику и термоелектрани (p = 0,006) и тип

домаћинства (p = 0,045). Параметарске процене указују да је вероватноћа избора опције „тражио бих посао у будућем месту становања“ нижа код домаћинстава са непољопривредним приходима (p = 0,003), а виша код домаћинстава у којима је један члан домаћинства запослен у руднику и термоелектрани (p = 0,048). Према карактеристикама насеља и дужини становања, мултиномијални логистички модел није омогућио поуздану процену укупне статистичке значајности услед нестабилности модела.

Резултати регресионе анализе показују да избор миграционог одредишта у случају потенцијалне експропријације није статистички значајно објашњен посматраним предикторима. Са друге стране, избор решења стамбеног питања и запослења делимично је повезан са демографским, социо-економским и стамбеним карактеристикама испитаника и домаћинстава, док просторне карактеристике насеља нису показале статистички значајан утицај.

Анализа избора одредишта пресељења у случају потенцијалне експропријације поседа и некретнине према демографским карактеристикама испитаника из **општине Станари** показује да је модел у целини статистички значајан (χ^2 = 42,94; p < 0,001), али да се међу појединачним демографским предикторима као статистички значајна издваја само старост испитаника (p < 0,001). Параметарске процене упућују на то да испитаници старости 20–29 година (p = 0,016) показују већу склоност ка пресељењу ван општине у односу на останак у месту становања, у поређењу са најстаријом старосном групом (60–69 година). Међутим, ове резултате треба тумачити опрезно, јер параметарске процене нису стабилне. Социо-економске карактеристике испитаника у односу на избор одредишта након потенцијалне експропријације поседа показују да модел као целина није статистички значајан (χ^2 = 19,59, p = 0,484). Социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава у односу на избор одредишта након потенцијалне експропријације не показују статистички значајан модел у целини (p = 0,164). Карактеристике насеља и дужина становања у насељу показују да целокупни модел није статистички значајан (χ^2 = 44,56; p = 0,106).

Демографске карактеристике испитаника нису у целини снажан предиктор **избора решења стамбеног питања** у случају експропријације. Модел није статистички значајан (χ^2 = 46,34, p = 0,095). Социо-економске карактеристике испитаника не објашњавају поуздано избор решења стамбеног питања у случају експропријације. Целокупан модел није статистички значајан (χ^2 = 42,08; p = 0,780). Социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава у целини умерено објашњавају избор решења стамбеног питања – регресиони модел је значајан (χ^2 = 183,48; p = 0,001). На нивоу ефеката, статистички значајне су разлике по типу домаћинства (p = 0,018), изворима прихода (p = 0,004), броју чланова домаћинству запослених у руднику и термоелектрани (p < 0,001) и статусу власништва стамбеног објекта (p < 0,001), али због нестабилних параметарских процена није могуће изводити поуздане и детаљне закључке о смеру и интензитету тих разлика по појединачним категоријама. Када је у питању веза између избора стамбеног решења и карактеристика насеља и дужине становања, модел у целини није статистички значајан (χ^2 = 103,24; p = 0,087).

Избор решења запослења у случају потенцијалне експропријације статистички је повезан са образовањем, полом и старошћу (p < 0,001). У односу на високо образоване, испитаници са нижим (p < 0,001) и средњим образовањем (p < 0,001) знатно чешће бирају „тражио бих посао у будућем месту становања” уместо „путовао бих на исти посао“. Мушкарци ређе од жена бирају тражење новог посла (p < 0,001), што значи да су жене склоније тој опцији. Избор решења запослења у односу на социо-економске карактеристике испитаника није статистички значајно објашњен овим моделом. У односу на социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава избор решења запослења показује да је модел као целина статистички значајан (χ^2 = 128,35; p < 0,001). На нивоу предиктора, значајне разлике између категорија постоје за извор прихода домаћинства (p < 0,001), за предвиђеност поседа за експропријацију (p = 0,019) и за старост стамбеног објекта (p = 0,029). Параметарске процене указују на то да је вероватноћа избора опције „тражио бих посао у будућем месту становања“ нижа код домаћинстава са непољопривредним приходима у односу на домаћинства са другим и комбинованим изворима прихода (p = 0,002). Међутим, због нестабилности параметарских

процена, остале разлике по појединачним категоријама не могу се поуздано тумачити. Избор решења запослења у односу на просторне карактеристике насеља и дужину становања испитаника у насељу показује да је модел као целина статистички значајан ($\chi^2 = 62{,}44$; $p = 0{,}002$). Једини стабилан предиктор је дужина становања у насељу ($p < 0{,}001$), али остале разлике по појединачним категоријама не могу се поуздано тумачити.

Резултати регресионе анализе указују на то да су излазне стратегије у случају потенцијалне експропријације само делимично условљене индивидуалним карактеристикама испитаника, док се израженији и конзистентнији обрасци уочавају на нивоу домаћинстава. Избор одредишта пресељења статистички значајно је повезан једино са старошћу испитаника, док остале демографске, социо-економске и просторне карактеристике углавном не показују поуздан утицај. Насупрот томе, избор решења стамбеног питања у већој мери је повезан са социо-економским и стамбеним карактеристикама домаћинства него са особинама појединца. Избор решења запослења показује најсложенији образац условљености, јер је повезан и са демографским карактеристикама испитаника и са појединим стамбеним обележјима домаћинства, као и са дужином становања у насељу.

Целокупно посматрано, резултати указују да просторне карактеристике насеља у највећем броју случајева немају статистички значајан утицај на избор излазних стратегија у случају експропријације. Насупрот томе, одређену улогу имају поједине индивидуалне карактеристике испитаника, пре свега старост, док се најконзистентнији обрасци ипак уочавају на нивоу социо-економских и стамбених карактеристика домаћинстава.

9.3. Потенцијалне демографске промене

У зони одобреног експлоатационог поља у **општини Гацко**, потенцијалне демографске промене могу се очекивати у насељима са високим степеном обухвата експлоатацијом (>50%), нарочито у насељима Ходинићи, Међуљићи, Мекавци, Грачаница, Михољаче, Самобор и Столац. Са аспекта демографске величине, наведена насеља углавном припадају групи патуљастих насеља и насеља у гашењу, док насеље Михољаче представља једино насеље средње величине у овој групи, што имплицира да и релативно мали апсолутни губици становништва у већини насеља могу довести до нарушавања демографске одрживости и слабљења њихове функције. Посматрано кроз типологију према просечној густини насељености, за већину наведених насеља карактеристична је ретка насељеност, док се насеље Михољаче издваја као насеље са густом насељеношћу, што указује на већи демографски потенцијал, али и на већу изложеност становништва у условима интензивне експлоатације. У оваквим околностима, просторни притисак, деградација животне средине и потенцијална експропријација поседа и стамбених објеката могу деловати као снажан покретач исељавања, уз ризик трајног прекида континуитета насељености у насељима која су већ у фази демографског гашења или без становника. Резултати указују да просторни обухват одобреног експлоатационог поља и потенцијална експропријација могу деловати као снажан покретач миграционих токова, што је потврђено и резултатима спроведеног анкетног истраживања, с обзиром на то да је на нивоу појединачних насеља доминантно исказана намера пресељења ван општине, при чему се посебно истичу насеље Грачаница (88,9%), док је одлука о останку маргинално заступљена и регистрована само у насељу Михољаче (33,3%).

У зони одобреног експлоатационог поља у **општини Угљевик** потенцијалне демографске промене могу се очекивати у насељима која ће бити обухваћена експлоатацијом у високом проценту (више од 50%), нарочито у насељима Атмачићи, Глиње, Јањари, Угљевик Село, Богутово Село, Мезграја, Сарије и Стари Угљевик, као и у насељу Јасење које је већ без становника. Са аспекта демографске величине, ова насеља углавном припадају групи малих и средњих насеља, док су Сарије патуљасто насеље, што значи да и релативно мали апсолутни губици становништва могу имати значајан утицај на демографску одрживост и функционалност насеља. Посматрано кроз густину насељености, већина наведених насеља припада групи густо насељених, што указује на интензивно коришћење простора и већу

потенцијалну изложеност становништва директним ефектима експлоатације угља. У оваквим условима, просторни притисак, деградација животне средине и потенцијална експропријација стамбених објеката и поседа могу деловати као снажан покретач исељавања, уз ризик трајног нарушавања континуитета насељености и функционалне улоге ових насеља у насеобинској мрежи општине Угљевик. Резултати указују да просторни обухват одобреног експлоатационог поља и потенцијална експропријација могу деловати као снажан покретач миграционих токова, што је потврђено и резултатима спроведеног анкетног истраживања.

Најизраженије потенцијалне демографске промене у зони одобреног експлоатационог поља у **општини Станари** могу се очекивати у насељима која ће бити обухваћена експлоатацијом у високом проценту (више од 50%), нарочито у насељима Осредак, Оструж̌ња Горња, Оструж̌ња Доња и Рашковци. Са аспекта демографске величине, наведена насеља немају изражену концентрацију становништва у оквиру насеобинске мреже, што их чини посебно осетљивим на демографске промене. Насеља Осредак, Оструж̌ња Горња и Рашковци припадају групи малих насеља, док Оструж̌ња Доња, иако средње величине, представља једно од насеља са наглашеном просторном изложеношћу у зони експлоатације. Губитак становништва у оваквим насељима може имати несразмерно веће последице, јер и релативно мали апсолутни пад броја становника доводи до нарушавања демографске одрживости. Посматрано кроз густину насељености, сва четири насеља припадају групи густо насељених, што указује на интензивније коришћење простора и већу изложеност становништва директним ефектима експлоатације угља. У таквим условима, просторни притисак и деградација животне средине могу убрзати доношење одлука о исељавању, посебно у случају потенцијалне експропријације стамбених и пољопривредних површина. Резултати анкете јасно указују да ће у наведеним насељима потенцијална експропријација деловати као снажан покретач исељавања, при чему се у појединим случајевима може очекивати и трајно нарушавање континуитета насељености и функционалне улоге у насеобинској мрежи општине.

Демографски ефекти површинске експлоатације, у све три општине, ће имати различит интензитет и просторне импликације. Општина Угљевик се издваја по највећем броју демографски угрожених насеља, јер је високим степеном просторног обухвата експлоатације захваћен највећи насеља, што упућује на најшири просторни домет потенцијалних миграција и слабљења насеобинске мреже. Насупрот томе, општина Гацко се издваја по највећем интензитету демографског пражњења, с обзиром на то да су најугроженија углавном патуљаста и већ депопулациона насеља, где и релативно мали апсолутни губици могу резултирати трајним прекидом континуитета насељености. У општини Станари демографски губици се могу очекивати у мањем броју насеља, али са потенцијално значајним последицама у најизложенијим зонама насеобинске мреже.

9.4. Потенцијалне инфраструктурне промене

Потенцијална површинска експлоатација угља у одобреном експлоатационом пољу на простору **општине Гацко** ће, у већој или мањој мери, обухватити више сегмената инфраструктурног система и мреже јавно-социјалних служби, при чему ће најизраженији ефекти бити регистровани у насељима са високим степеном просторног обухвата одобреним експлоатционим пољем. У домену саобраћајне инфраструктуре, експлоатацијом ће бити угрожени поједини делови регионалних и локалних, односно некатегорисаних путева који представљају основну саобраћајну везу ових насеља са општинским средиштем. Посебно је изражена угроженост локалне путне мреже, то јесте некатегорисаних путева, у насељима Ходинићи, Међуљићи, Мекавци, Самобор и Столац, где се поједине деонице налазе у непосредној близини или унутар одобреног експлоатационог поља, што може условити њихово измештање, прекид или промену трасе. Иако су поједина насеља (попут насеља Самобор и Михољаче) просторно повезана са регионалним саобраћајницама, њихова укупна доступност остаје ограничена, те се у условима проширења експлоатације може очекивати додатно слабљење саобраћајне повезаности и функционалних веза са насељем Гацко. Поред

путне инфраструктуре, експлоатацијом могу бити погођени и други технички инфраструктурни системи у најизложенијим деловима насеобинске мреже, посебно у насељима са потпуним или скоро потпуним обухватом експлоатацијом. Када је реч о јавно-социјалној инфраструктури, директна угроженост објеката је ограничена, јер у већини анализираних насеља (Ходинићи, Међуљићи, Мекавци, Грачаница, Самобор и Столац) не постоје објекти образовања, здравства, културе, поштанских услуга или јавне управе. Сви кључни објекти јавно-социјалних служби концентрисани су у насељу Гацко, док су појединачни објекти нижег ранга заступљени само у ограниченом броју других насеља изван ове групе. У том смислу, експлоатација ће на јавно-социјалну инфраструктуру пре свега деловати посредно, кроз нарушавање саобраћајних веза и смањење функционалне доступности услуга од јавног значаја становништву из угрожених насеља.

Потенцијално ширење површинске експлоатације угља у границама одобреног експлоатационог поља у **општини Угљевик** одразиће се, у различитом степену, на поједине сегменте инфраструктурног система и објекте јавно-социјалних служби, нарочито у насељима са највишим степеном просторне изложености. Када је реч о саобраћајној инфраструктури, најизраженији утицаји очекују се на деоницама регионалног пута Р-459 и на појединим деловима некатегорисане путне мреже, при чему је у насељима Стари Угљевик и Угљевик Село путна инфраструктура већ сада нарушена услед урушавања пута, измене трасе и саобраћајне изолованости. Наведене промене би у наредном периоду могле условити померање појединих саобраћајница, прекид локалних комуникација и смањену доступност јавних услуга. Од јавно-социјалне инфраструктуре, најосетљивији су објекти основног образовања у виду подручних одељења која постоје у делу најизложенијих насеља (нпр. Јањари, Глиње, Угљевик Село и Мезграја), јер би демографско пражњење и просторни притисци могли довести до њихове редукције или гашења. Иако су кључне здравствене, управне и културне функције концентрисане у општинском центру Угљевик (а делимично у насељу Доња Трнова), њихова доступност може бити умањена услед нарушавања саобраћајних веза из насеља која су највише обухваћена експлоатацијом.

Потенцијално одвијање површинске експлоатације угља у оквиру одобреног експлоатационог поља у **општини Станари** може се, у различитом обиму, одразити на више сегмената инфраструктурног система и на поједине објекте јавно-социјалних служби. У домену саобраћајне инфраструктуре, експлоатацијом ће бити обухваћени делови регионалног пута, железничке пруге као и делови некатегорисане путне мреже. Највећа угроженост локалних путева присутна је у насељима Рашковци и Оструж̌ња Доња, где се поједини делови саобраћајне мреже налазе у непосредној близини или унутар експлоатационог поља, што може довести до њиховог измештања, прекида или промене трасе. Осим путне инфраструктуре, у најизложенијим деловима насеобинске мреже могу бити захваћени и други технички инфраструктурни системи. У оквиру јавно-социјалне инфраструктуре, посредним или непосредним утицајима експлоатације могу бити изложени објекти основног образовања (подручна одељења), као и пратећи објекти и приступна инфраструктура у насељима Осредак и Оструж̌ња Доња. Иако су централни објекти јавних служби смештени у насељу Станари, њихова доступност становништву из угрожених насеља може бити отежана услед нарушавања саобраћајних веза.

Компаративно посматрано, потенцијална површинска експлоатација угља у све три општине ће утицати на инфраструктурне системе кроз угрожавање регионалних и локалних и некатегорисаних путева, што може условити појаву саобраћајне изолације појединих насеља. Директна угроженост објеката јавно-социјалних служби углавном је ограничена, али ће се негативни ефекти испољити посредно, кроз смањење функционалне доступности образовних, здравствених и управних услуга становништву из најизложенијих насеља. Посебно су осетљива подручна одељења основних школа у Угљевику и Станарима, где просторни притисци и демографско пражњење могу довести до редукције или гашења. Сагледано у целини, експлоатација може ослабити функционалну повезаност насеобинске мреже, што

указује на потребу благовременог инфраструктурног и просторног планирања ради ублажавања негативних последица.

9.5. Потенцијалне промене намене земљишта

У оквиру одобреног експлоатационог поља у **општини Гацко**, у зони експолатације сукцесивно ће бити обухваћено 25 насеља, у различитом степену, што чини 35,21% насеобинске мреже. С обзиром на природу експлоатације и њен деградирајући утицај на простору одобреног експлоатционог поља неминовне су промене начина коришћења земљишта. У обухвату одобреног експлоатационог поља потенцијалном променом намене земљишта највише ће бити обухваћено пољопривредно земљиште – 57,34 km^2 (72,50%), потом шумско 13,77 km^2 (17,41%), а најмање изграђено земљиште – 0,85 km^2 (1,07%), док водене површине неће бити обухваћене. Највеће површине пољопривредног земљишта биће угрожене у насељима: Самобор (7,66 km^2), Гацко (6,32 km^2), Михољаче (5,49 km^2), Добрељи (4,70 km^2), Автовац (3,44 km^2), Гарева (3,07 km^2), Меданићи (2,95 km^2), Данићи (2,85 km^2), Међуљићи (2,16 km^2) и Ходинићи (2,08 km^2), док ће у осталим насељима губитак пољопривредног земљишта бити мањи од 2 km^2. Губитак шумског земљишта највећи ће бити у насељима: Добрељи (2,10 km^2), Међуљићи (1,83 km^2), Срђевићи (1,68 km^2), Рудо Поље (1,52 km^2) и Надинићи (1,19 km^2), док ће у осталим насељима губитак шумског земљишта бити мањи од 1 km^2. Изграђено земљиште потенцијално ће бити угрожено само у насељима Гацко (0,72 km^2) и Михољаче (0,13 km^2).

У **општини Угљевик** у оквиру одобреног експлоатационог поља у зони експолатације сукцесивно ће се наћи 16 насеља (64,00% насеобинске мреже). У обухвату одобреног експлоатационог поља потенцијалном променом намене земљишта највише ће бити обухваћено пољопривредно земљиште – 27,29 km^2 (56,26%), потом шумско 13,11 km^2 (27,03%), а најмање изграђено земљиште – 0,02 km^2 (0,04%), док водене површине неће бити обухваћене. Највеће површине пољопривредног земљишта биће угрожене у насељима: Стари Угљевик (6,40 km^2), Угљевик Село (4,32 km^2), Јањари (3,12 km^2), Богутово Село (3,10 km^2), Мезграја (2,87 km^2), Глиње (2,56 km^2) и Атмачићи (1,93 km^2), док ће у осталим насељима губитак пољопривредног земљишта бити мањи од 1 km^2. Губитак шумског земљишта највећи ће бити у насељима Стари Угљевик (5,14 km^2), Глиње (2,35 km^2) и Богутово Село (2,19 km^2), док ће у осталим насељима губитак шумског земљишта бити мањи од 1 km^2. Изграђено земљиште потенцијално ће бити угрожено само у насељима Угљевик (0,02 km^2) и Богутово Село (0,002 km^2).

У оквиру одобреног експлоатационог поља у **општини Станари**, у зони експолатације сукцесивно ће се наћи, мањим или већим делом, девет насеља (69,23% насеобинске мреже). У обухвату одобреног експлоатационог поља потенцијалном променом намене земљишта највише ће бити обухваћено пољопривредно земљиште – 16,92 km^2 (44,08%), потом шумско 15,03 km^2 (39,15%), а најмање изграђено земљиште – 0,29 km^2 (0,75%), док водене површине неће бити обухваћене. Највеће површине пољопривредног земљишта биће угрожене у насељима: Осредак (3,76 km^2), Остружња Доња (3,55 km^2), Остружња Горња (2,88 km^2) и Рашковци (2,27 km^2), док ће у осталим насељима губитак пољопривредног земљишта бити мањи од 2 km^2. Губитак шумског земљишта највећи ће бити у насељима Остружња Горња (4,85 km^2), Остружња Доња (3,94 km^2) и Церовица (3,33 km^2), док ће у осталим насељима губитак шумског земљишта бити мањи од 2 km^2. Изграђено земљиште потенцијално ће бити угрожено само у насељима Остружња Доња (0,17 km^2), Рашковци (0,09 km^2) и Станари (0,03 km^2).

У целини посматрано, у све три општине доминира потенцијални губитак пољопривредног земљишта, уз значајан губитак шумских површина, што имплицира дугорочне социо-економске и еколошке последице. Иако је угроженост изграђеног земљишта мала, у појединим насељима може имати директне последице по становништво. Стога ће бити неопходне систематске мере рекултивације ради смањења негативних последица експлоатације на структуру коришћења земљишта.

9.6. Потенцијалне функционалне промене

Према функционалној типологији насеља која су највише изложена потенцијалној експлоатацији у одобреном експлоатационом пољу **општине Гацко** може се претпоставити да ће планирана експлоатација угља имати изражене последице на њихов функционални карактер. У насељима са аграрном и мешовитом структуром, односно у насељима Грачаница, Столац, Самобор и делом Ходинићи, очекује се редуковање или гашење традиционалних функција, пре свега услед губитка земљишта које представља основу њихове примарне (аграрне) и мешовите функционалне оријентације. Насупрот томе, у насељима са неаграрним или функционално маргиналним карактером, односно у насељима Међуљићи и Мекавци, која су већ у фази гашења или без становника, експлоатација може деловати као фактор потпуног прекида преосталих функционалних веза и дефинитивног престанка насеобинске функције. Насеље Михољаче се у овој групи издваја као функционално развијеније насеље са израженијим секундарним и терцијарним елементима, али висок степен просторног захвата експлоатацијом (59,60%) указује да ће и у овом случају доћи до слабљења функционалног капацитета и редуковања улоге насеља као локалног ослонца у насеобинској мрежи. У оба случаја, потенцијална експлоатација угља имаће утицај на промену функционалне улоге наведених насеља у насеобинској мрежи општине Гацко и може деловати као покретач дугорочних просторних, функционалних и демографских трансформација.

У **општини Угљевик** у насељима са аграрном и мешовитом структуром (Атмачићи, Глиње, Јањари, Јасење) очекује се редуковање или гашење традиционалних функција, пре свега услед губитка земљишта. Насупрот томе, у индустријским и неаграрним насељима (Угљевик Село, Богутово Село, Мезграја, Сарије, Стари Угљевик) експлоатација може деловати као фактор снажне функционалне трансформације, уз потискивање услужне улоге у корист индустријске (рударске), а у условима већег или потпуног обухвата и престанак насеобинске функције. У оба случаја, потенцијална експлоатација угља имаће утицај на промену функционалне улоге ових насеља у насеобинској мрежи општине Угљевик

Према функционалној типологији насеља која су највише изложена потенцијалној експлоатацији у **општини Станари** може се претпоставити да ће планирана експлоатација угља имати селективне, али структурно дубоке ефекте на посматрана насеља. Док ће у насељима са израженијом индустријском функцијом (Рашковци и Оструж̌ња Доња) доћи до интензивне трансформације инфраструктуре и јачања индустријске функције, у насељима са мање дефинисаном функционалном структуром (Осредак и Оструж̌ња Горња) експлоатација може деловати као фактор убрзане функционалне и инфраструктурне деградације, са дугорочним последицама на њихову позицију у насеобинској мрежи општине Станари.

Упоредно посматрано, функционални ефекти потенцијалне површинске експлоатације угља испољиће се различито у анализираним општинама. У том смислу, аграрна и мешовита насеља најдиректније ће бити погођена у општинама Гацко и Угљевик, јер експлоатација подразумева губитак пољопривредног земљишта као кључног функционалног ресурса. Потенцијални губитак пољопривредног земљишта у тим насељима кумулативно износи 9,74 km² у општини Гацко и 7,61 km² у општини Угљевик, што указује на висок ризик редукције традиционалних функција у овим насељима. Насупрот томе, у општини Станари најизложенија насеља немају аграрну функцију, а ефекти експлоатације испољаваће се углавном кроз трансформацију индустријских и функционално слабије дефинисаних насеља. Наведена разлика добија на значају у контексту ублажавања последица, јер мере морају бити диференциране и прилагођене доминантним функционалним обележјима и степену просторне изложености насеља у оквиру сваке општине.

10. ЗАКЉУЧНА РАЗМАТРАЊА

Дугорочни процес експлоатације угља у Републици Српској, посебно интензивиран у последње четири деценије за потребе производње електричне енергије, проузроковао је низ промена у простору у коме се одвија, што се директно одразило на промене просторно-функционалне организације насеља. У зонама експлоатације угља у Републици Српској, процеси трансформације насеља су сложени и разноврсни, с обзиром на то да се одвијају на простору три различите општине, са физичко-географског и друштвено-географског аспекта. Кроз постављене циљеве у овој дисертацији, процеси просторно-функционалне трансформације су анализирани и сагледани применом одабраних индикатора и методолошких поступака, чиме су проверене полазне хипотезе истраживања.

Хипотеза 1, којом се претпоставља да насеља на територији проучаваних јединица локалне самоуправе, у којима се врши експлоатација угља, одликују континуиран процес досељавања становништва, изградња стамбеног фонда и пратеће инфраструктуре, је *делимично потврђена*. Хипотеза 1а, којом се претпоставља да се концентрација становништва одвија дуж главних саобраћајних праваца ка општинском центру и његовом окружењу, манифестована кроз повећану изграђеност стамбеног фонда и промене у структури коришћења земљишта, *је потврђена*.

Хипотеза 2, којом се претпоставља да су ефекти просторно-функционалне трансформације насеља у зонама експлоатације угља просторно диференцирани, *делимично је потврђена* провером помоћних хипотеза. Хипотеза 2а, којом се претпоставља да се мрежа насеља на територији општина у којима се одвија површинска експлоатација угља уситњава услед смањења просечне величине насеља, домаћинстава и густине насељености је у неким општинама *потврђена,* а у неким *делимично потврђена*. Хипотеза 2б, којом се претпоставља да у насељима која се налазе у непосредној близини површинске експлоатације угља нема досељавања становништва, него доминира аутохтоно становништво, *делимично је потврђена.* Хипотеза 2в, којом се претпоставља да се у насељима која су захваћена површинском експлоатацијом угља смањују улагања у изградњу стамбеног фонда, *је потврђена*. Хипотеза 2г, којом се претпоставља да је трансформација економске структуре становништва најизраженија у насељима ближим зонама експлоатације угља, *је потврђена*. Хипотеза 2д, којом се претпоставља да су, према функционалној типологији, аграрна насеља на територији три проучаване јединице локалне самоуправе и даље доминантна, али да се број аграрно-индустријских насеља повећава, *делимично је потврђена.* Хипотеза 2ђ, којом се претпоставља да насеља у зонама експлоатације угља бележе смањење функционалног капацитета, као и функционалних односа и веза са другим насељима, док се истовремено акумулација функција концентрише у централним насељима, *делимично је потврђена*.

Хипотеза 3, којом се претпоставља да становништво у насељима захваћеним експлоатацијом угља има субјективно перципиран нижи квалитет живота и стања животне средине, *је делимично потврђена.* Хипотеза 3а, којом се претпоставља да се ставови становништва у вези са квалитетом живота и стања животне средине статистички значајно разликују у зависности од демографских и социо-економских карактеристика испитаника, *делимично је потврђена.* Хипотеза 3б, којом се претпоставља да се ставови становништва везани за квалитет живота и стање животне средине статистички значајно разликују у зависности од места становања, *делимично је потврђена.*

Хипотеза 4, којом се претпоставља да се у зависности од будућих рударских активности (почетак, наставак или крај), могу очекивати различити сценарији функционалне, морфолошке и демографске трансформације простора, је *потврђена.* Хипотеза 4а, којом се претпоставља да се након експропријације земљишта и поседа у насељима захваћеним експлоатацијом угља очекује трајна емиграција из насеља и/или општина, *је потврђена*. Хипотеза 4б, којом се претпоставља да се ставови везани за намеру и одредиште пресељења статистички значајно разликују у зависности од демографских и социо-економских карактеристика испитаника, *делимично је потврђена.* Хипотеза 4в, којом се претпоставља да

се ставови везани за намеру и одредиште пресељења статистички значајно разликују у зависности од места становања испитаника, *делимично је потврђена*.

Хипотеза 5, којом се претпоставља да ће се у случају прекида рударске активности успостављати нове функционалне везе и односи са окружењем, што ће додатно утицати на просторно-функционалну трансформацију и организацију насеља *индикативно је потврђена*.

Провера постављених хипотеза омогућила је сагледавање главних праваца просторно-функционалне трансформације насеља у зонама експлоатације угља. Добијени резултати указују да се анализирани процеси не одвијају једнако у све три општине, већ су условљени положајем насеља, степеном њихове захваћености рударским активностима, функционалном улогом у насеобинској мрежи и социо-економским карактеристикама становништва.

Процеси досељавања становништва, изградње стамбеног фонда и развоја пратеће инфраструктуре нису једнако изражени у све три анализиране општине. У Гацку и Угљевику преовладава досељено становништво, док је у Станарима већи значај аутохтоног становништва. Истовремено, концентрација стамбеног фонда, пратеће инфраструктуре и највећих густина насељености најизраженија је у општинским центрима и насељима дуж главних саобраћајних праваца, што указује на селективну демографску и морфолошку трансформацију насеља.

Просторна диференцираност ефеката просторно-функционалне трансформације огледа се у различитим демографским, морфолошким и функционалним обрасцима у зонама експлоатације угља. У већини насеља у зонама експлоатације забележено је смањење демографске величине, просечне величине домаћинства и густине насељености, али интензитет ових промена није једнак у свим општинама и насељима. Насеља у непосредној близини површинске експлоатације такође не показују јединствен демографски образац, јер у појединим преовладава аутохтоно становништво, док је у другим забележено досељавање. У насељима захваћеним експлоатацијом обим и интензитет изградње стамбеног фонда су ниски, што указује да рударска функција не производи равномерне развојне ефекте, већ у појединим насељима доводи до демографског слабљења, ограничене стамбене изградње и смањене развојне атрактивности.

Функционална трансформација насеља огледа се у промени економске структуре становништва и функционалног типа насеља. У већини насеља у зонама експлоатације изражена је промена економске структуре, а у све три општине већина насеља променила је функционални тип, из првобитно аграрних у неки облик аграрно-индустријских насеља. Међутим, ова трансформација није праћена равномерним јачањем функционалног капацитета. Напротив, уочава се концентрација функција у општинским центрима, ограничен развој секундарних функционалних полова и функционална зависност насеља у зонама експлоатације од општинских центара, рудника и термоелектрана.

Резултати који се односе на перцепцију квалитета живота и стања животне средине показују да становништво у насељима захваћеним експлоатацијом угља у просеку исказује нижи ниво задовољства у односу на становништво из других насеља. Ипак, овај образац није уједначен у све три општине, нити су статистички значајне разлике потврђене за све показатеље. Демографске, социо-економске и просторне карактеристике испитаника различито утичу на ставове о квалитету живота и стању животне средине, што указује да просторни положај насеља јесте важан, али не и једини фактор перцепције становништва.

Миграционе намере становништва разликују се у зависности од сценарија будућих рударских активности. У све три општине већина испитаника не би мењала место становања ни у једном посматраном сценарију, али је део становништва спреман на пресељење у случају наставка или престанка експлоатације. Склоност ка миграцији варира у зависности од локалног контекста. Посебан значај има потенцијална експропријација земљишта и поседа, јер у све три општине највећи део испитаника који би се селио након експропријације као могуће одредиште наводи насеље ван територије општине. Веома мали удео становништва изабрао би останак у истом насељу, што указује да експропријација може довести до трајног губитка становништва из насеља и општина захваћених рударским активностима. Миграционе намере

и избор одредишта пресељења статистички се значајно разликују само према појединим демографским, социо-економским и просторним карактеристикама, што се може тумачити као резултат утицаја личних, економских и просторних околности.

Успостављање нових функционалних веза и односа у случају прекида рударске активности произлази из изражене економске зависности анализираних општина од рударства и енергетике. Значајан део запосленог становништва и дневних миграната везан је за делатности секундарног сектора, рудник, термоелектрану и повезане активности. Због тога би трајни прекид експлоатације могао довести до промене економске структуре становништва, слабљења постојеће економске базе, промене образаца дневних миграција и интензивирања трајног пресељавања, што би се одразило на функционалне улоге насеља и просторну организацију насеобинских мрежа.

У целини, резултати провере хипотеза показују да је просторно-функционална трансформација насеља у зонама експлоатације угља сложен, просторно неуједначен и вишедимензионалан процес. Експлоатација угља истовремено делује као фактор економске активности, функционалне специјализације и инфраструктурног развоја, али и као фактор просторне диференцијације, демографског слабљења појединих насеља, смањења квалитета животне средине и потенцијалне миграционе нестабилности. Због тога се трансформација насеобинских мрежа у Гацку, Угљевику и Станарима не може тумачити једнозначно, већ као резултат међудејства рударских активности, положаја насеља, функционалне улоге општинских центара, економске зависности становништва и субјективних перцепција локалне заједнице.

Комплексност просторно-функционалне траснформације насеља у зонама експлоатације угља у Републици Српској захтева дефинисање одговарајућих мера, препорука и смерница за просторно-функционалну организацију насеобинске мреже у којима се одвија експлоатација угља. Мере које се односе на развој насеобинских мрежа подразумевају: (1) планирање полицентричног развоја, односно улагања у стамбену и пратећу инфраструктуру, као и услужне функције, у насељима која се налазе уз главне саобраћајнице, у циљу формирања секундарних развојних нодуса у насеобинској мрежи. Такав приступ допринео би смањивању тренутне развојне неравнотеже која се огледа у израженој концентрацији изграђеног земљишта, стамбених објеката, објеката јавно-социјалних служби и густини насељености у насељима која представљају општинске центре; (2) имплементација минималног функционалног стандарда, односно обезбеђивање основних јавно-социјалних услуга кроз концепт мобилних служби, у циљу задржавања становништва у насељима која карактерише смањење броја становника, старење становништва и ниска саобраћајна доступност услугама у суседним насељима и општинском центру; (3) подстицање диверзификације економске базе у циљу смањења зависности од делатности директно или индиректно повезаних са рударством и енергетиком; (4) смањење негативног утицаја експлоатације угља и производње електричне енергије на квалитет услова живота и стања животне средине, са фокусом на насеља која су обухваћена експлоатацијом и која се налазе у близини термоелектрана, као и на рањиве групе становништва; (5) планско управљање процесом експропријације и последичне емиграције кроз развој институционално подржаних модела организованог пресељења у оквиру територије општине, заснованих на обезбеђивању уређених грађевинских парцела и понуди различитих стамбених решења, у циљу задржавања становништва и очувања демографске стабилности насеобинске мреже; и (6) институционализовати локално орјентисан приступ кроз директна истраживања на терену, а у сврху дефинисања циљаних мера у односу на просторне карактеристике становништва и специфичне карактеристике угрожених насеља (близина површинске експлоатације и термоелектране, обухваћеност и степен обухваћености површинском експлоатацијом, као и угроженост физичке инфраструктуре и стамбених објеката). Предложене мере представљају оквир за ублажавање тренутних развојних диспропорција и негативних ефеката експлоатације угља, као и за јачање функционалне отпорности насеобинских мрежа и обезбеђивање демографске и просторно-функционалне одрживости у условима неизвесних будућих сценарија рударских активности.

Научни допринос истраживања огледа се у идентификацији образаца просторно-функционалне трансформације насеља у зонама експлоатације угља у Републици Српској, као и у анализи ставова локалног становништва о квалитету живота и стању животне средине. Посебан допринос рада представља истраживање на нивоу насеља као основне просторне јединице, чиме су сагледани процеси који нису уочљиви у оквиру постојећих статистичких показатеља. Практични значај истраживања огледа се у могућности примене добијених резултата при дефинисању мера усмерених ка унапређењу услова живота и ублажавању просторних и еколошких диспропорција у насељима захваћеним експлоатацијом угља. Истовремено, анализа потенцијалних миграционих намера и излазних стратегија у различитим сценаријима развоја експлоатације угља омогућава сагледавање могућих праваца будуће демографске и просторно-функционалне трансформације насеобинске мреже, што је значајно за дефинисање превентивних и адаптивних мера. У условима ограничене статистичке евиденције на нивоу насеља, као и непостојања законске обавезе израде елабората о експропријацији и просторних планова за подручја посебне намене у просторно-планерској пракси, истраживање ставова, намера и излазних стратегија локалног становништва намеће се као нужан основ за разумевање и усмеравање насеобинских трансформација. Правци даљих истраживања треба да буду усмерени на локално становништво, у функцији демографске одрживости и рационализације просторно-функционалне организације насеља у зонама експлоатације угља. Анализиране општине припадају развијеним јединицама локалне самоуправе чија се економска основа заснива доминантно на делатностима рударства и енергетике, дакле на експлоатацији и преради угља. Ове делатности утичу на друштвене процесе, миграциона кретања, животни стандард, као и на укупну трансформацију простора. У условима процеса декарбонизације и енергетске транзиције, анализиране општине могу се суочити са изазовима повезаним са високом зависношћу локалне економије од рударства и енергетике. Потенцијално смањење обима експлоатације угља, због трансформације власничке структуре у енергетском сектору или имплементације Зелене агенде, чија је потписница Босна и Херцеговина, могло би утицати на постојећу економску основу и функционалну структуру ових општина. Спроведено истраживање, у којем су проверавани ставови локалног становништва, указује на социо-економску зависност од основних функција посматраног простора, те на то да би се у евентуалном прекиду рударске функције морале пронаћи излазне стратегије којима би се ублажиле последице и омогућила функционална, социо-економска, а тиме и демографска одрживост, односно уравнотежено функционисање постојеће насеобинске мреже. Резултати истраживања у докторској дисертацији указују на нужност сагледавања значаја постојећег потенцијала у посматраним општинама и ризика који би их из статуса развијених општина могли довести у статус проблемских подручја, што имплицира значај дугорочног и одговорног управљања развојним процесима у општинама Гацко, Угљевик и Станари.

ЛИТЕРАТУРА И ИЗВОРИ

Adam, A. B., Owen, J. R., & Kemp, D. (2015). Households, livelihoods and mining-induced displacement and resettlement. *The Extractive Industries and Society*, *2*(3), 581–589. https://doi.org/10.1016/j.exis.2015.05.002

Antonović, D. (2019). Eneolithic copper mines in the Balkans. In *FF Open Press – Izdanja Filozofskog fakulteta u Zagrebu u otvorenom pristupu* (pp. 187–209). Archaelogical museum in Zagreb, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Zagreb, Archaeological museum Osijek. https://doi.org/10.17234/9789531758185

Antwi, E., Krawczynski, R., & Wiegleb, G. (2008). Detecting the effect of disturbance on habitat diversity and land cover change in a post-mining area using GIS. *Landscape and Urban Planning*, *87*, 22–32. https://doi.org/10.1016/j.landurbplan.2008.03.009

Areeparampil, M. (1996). Displacement Due to Mining in Jharkhand. *Economic and Political Weekly*, *31*(24), 1524–1528.

Auty, R. M. (1997). Natural Resource Endowment, The State and Development Strategy. *Journal of International Development*, *9*(4), 651–663. https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1328(199706)9:4<651::AID-JID474>3.0.CO;2-4

Bański, J. (2019). Spatial Differences in the Transformation Processes Taking Place in Rural Areas of East-Central Europe. In J. Bański (Ed.), *Three Decades of Transformation in the East-Central European Countryside* (pp. 3–19). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-030-21237-7_1

Bartlett, J. E., Kotrlik, J. W., & Higgins, C. C. (2001). Organizational Research: Determining Appropriate Sample Size in Survey Research. *Information Technology, Learning, and Performance Journal*, *19*(1), 43–50.

Betz, M. R., Partridge, M. D., Farren, M., & Lobao, L. (2015). Coal mining, economic development, and the natural resources curse. *Energy Economics*, *50*, 105–116. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.04.005

Bian, Z., Inyang, H. I., Daniels, J. L., Otto, F., & Struthers, S. (2010). Environmental issues from coal mining and their solutions. *Mining Science and Technology (China)*, *20*(2), 215–223. https://doi.org/10.1016/S1674-5264(09)60187-3

Bole, D., Senčar Mrdaković, M., & Tiran, J. (2023). From a mining town to a town of industrial multinationals: Explaining transformation through human agency and mining assets. *The Extractive Industries and Society*, *14*, 101243. https://doi.org/10.1016/j.exis.2023.101243

Braičić, Z., & Lončar, J. (2018). Prostorna koncentracija i regionalna raspodjela gospodarskih djelatnosti u Republici Hrvatskoj. *Hrvatski geografski glasnik*, *80*(2), 33–54. https://doi.org/10.21861/HGG.2018.80.02.02

Bubalo-Živković, M. (2005). The change functional settlements types in nodal region of Novi Sad. *Journal of the Department of Geography, Tourism and Hotel Management*, (33–34), 139–147.

Buzaljko, R., Kulenović, E., Marić, J., Džonlagić, Dž., Stajević, B., Vrhovčić, J., Reljić, D., Mitrović, P., Marić, Lj., Buzaljko, J., & Arežina, M. (1980). *Osnovna geološka karta SFRJ – Foča 1:100.000 (K34-14)* [Map]. Savezni geološki zavod.

Buzaljko, R., Vujnović, L., Olujić, J., & Marković, S. (1985). *Osnovna geološka karta SFRJ – Brčko 1:100.000 (L34-110)* [Map]. Savezni geološki zavod.

Cała, M., Szewczyk-Świątek, A., & Ostręga, A. (2021). Challenges of Coal Mining Regions and Municipalities in the Face of Energy Transition. *Energies*, *14*(20), 6674. https://doi.org/10.3390/en14206674

Can, E., Kuşcu, Ş., & Mekik, C. (2012). Determination of underground mining induced displacements using GPS observations in Zonguldak-Kozlu Hard Coal Basin. *International Journal of Coal Geology*, *89*, 62–69. https://doi.org/10.1016/j.coal.2011.08.006

Castán Broto, V. (2012). Exploring the lay/expert divide: The attribution of responsibilities for coal ash pollution in Tuzla, Bosnia and Herzegovina. *Local Environment*, *17*(8), 879–895. https://doi.org/10.1080/13549839.2012.714753

Castán Broto, V. (2013a). Employment, environmental pollution and working class life in Tuzla, Bosnia and Herzegovina. *Journal of Political Ecology*, *20*(1), Article 1. https://doi.org/10.2458/v20i1.21743

Castán Broto, V. (2013b). Symbolic Violence and the Politics of Environmental Pollution Science: The Case of Coal Ash Pollution in Bosnia and Herzegovina. *Antipode*, *45*(3), 621–640. https://doi.org/10.1111/j.1467-8330.2012.01059.x

Chebotarev, D. V. (2021). Transformation of the regional settlement system and the factors affecting the spatial development in the Ivanovo region. *IOP Conference Series: Materials Science and Engineering*, *1083*, 012021. https://doi.org/10.1088/1757-899X/1083/1/012021

Čičić, S. (Ed.). (1976). *Mineralne sirovine Bosne i Hercegovine.* Geoinženjering Sarajevo.

Čičić, S., Mojićević, M., Jovanović, Č., Tokić, S., & Dimitrov, P. (1990). *Osnovna geološka karta SFRJ – Tuzla 1:100.000 (L34-122)* [Map]. Savezni geološki zavod.

Ćirković, M. (2007). Changes in the settlement network of the spatial-functional area of Prijepolje. *Journal of the Geographical Institute Jovan Cvijić, SASA*, (56), 77–93. https://doi.org/10.2298/IJGI0756077C

Ciuta, I., Gallop, P., & Pehchevski, D. (2025). *Comply or Close 2025 Seven years of deadly legal breaches by Western Balkan coal plants* (p. 48). CEE Bankwatch Network. https://bankwatch.org/wp-content/uploads/2025/06/2025_06_Comply-or-Close.pdf

Cochran, W. (1977). *Sampling Techniques* (Third). John Wiley & Sons.

Čović, B. (1984). Praistorisjko rudarstvo i metalurgija u BiH – stanje i problemi istraživanja. *Godišnjak Akademije Nauka Bosne i Hercegovine*, *XXII*, 111–144.

Čović, B. (Ed.). (1988a). *Arheološki leksikon Bosne i Hercegovine Tom 1.* Zemaljski muzej Bosne i Hercegovine.

Čović, B. (Ed.). (1988b). *Arheološki leksikon Bosne i Hercegovine Tom 2.* Zemaljski muzej Bosne i Hercegovine.

Čović, B. (Ed.). (1988c). *Arheološki leksikon Bosne i Hercegovine Tom 3.* Zemaljski muzej Bosne i Hercegovine.

Cudjoe, M. N. M., Kwarteng, E. V. S., Anning, E., Bodunrin, I. R., & Andam-Akorful, S. A. (2024). Application of Remote Sensing and Geographic Information System Technologies to Assess the Impact of Mining: A Case Study at Emalahleni. *Applied Sciences*, *14*(5), 1739. https://doi.org/10.3390/app14051739

Dabović, T. (2003). Functional Component of the Urbanization Process of the Commune Loznica. *Bulletin of the Faculty of Geography*, (99–114).

David, L. (2015). Settlements in the Rucăr – Bran Corridor. Dynamics of Functional Types. *Romanian Journal of Geography*, *59*(2), 149–158.

Đeđanski, V., & Kovjanić, A. (2024). Koncentracija industrije u Srpskom podunavlju: Hojtov indeks viška zaposlenosti. *Zbornik radova Desetog naučno-stručnog skupa sa međunarodnim učešćem "Lokalna samouprava u planiranju i uređenju prostora i naselja", Pirot*, 143–148. https://doi.org/10.5937/LSPUPN24143D

Dejun, Y., Zhengfu, B., & Shaogang, L. (2016). Impact on soil physical qualities by the subsidence of coal mining: A case study in Western China. *Environmental Earth Sciences*, *75*(8), 652. https://doi.org/10.1007/s12665-016-5439-2

Delić, D. (2025). Perceptions of Quality of Life and Environmental Conditions in Coal-Affected Settlements: A Case Study of the Municipality of Ugljevik. *Bulletin of the Serbian Geographical Society*, *105*(2), 237–272. https://doi.org/doi.org/to_be_assigned

Delić, D., Gatarić, D., Ratkaj, I., Mandić, M., Poljašević, B. Z., Sabljić, L., & Lukić, T. (2025). Functional transformation of settlements in coal exploitation zones: A case study of the municipality of Stanari in Republic of Srpska (Bosnia and Herzegovina). *Open Geosciences*, *17*(1). https://doi.org/10.1515/geo-2025-0844

Đerčan, B., Bjelajac, D., Bubalo-Živković, M., Lukić, T., Gatarić, D., & Pogrmić, Z. (2024). Exploring the contemporary spatial and temporary dynamics of the settlement hierarchy and system in Serbia's Srem Region. *Geographica Pannonica*, *28*(4), 271–283. https://doi.org/10.5937/gp28-51736

Đerčan, B., Bubalo-Živković, M., Gatarić, D., Lukić, T., Dragin, A., Kalenjuk Pivarski, B., Lutovac, M., Kuzman, B., Puškarić, A., Banjac, M., Grubor, B., & Simović, O. (2021). Experienced Well-Being in the Rural Areas of the Srem Region (Serbia): Perceptions of the Local Community. *Sustainability*, *14*(1), 248. https://doi.org/10.3390/su14010248

Đerčan, B., Bubalo-Živković, M., Lukić, T., & Solarević, M. (2014). Demographic characteristics and life satisfaction in settlements of Fruska Gora mountain region: Besenovo case study. *Zbornik Matice Srpske Za Drustvene Nauke*, (148), 559–570. https://doi.org/10.2298/ZMSDN1448559D

Đerčan, B., Bubalo-Živković, M., Solarević, M., & Šabić, D. (2017). Living on the border: Social indicators of life quality in Srem border region (Vojvodina, Serbia). *Geographica Pannonica*, *21*(1), 26–42. https://doi.org/10.5937/GeoPan1701026D

Đerčan, B., Radaković, M., Ostojić, M., Mirković, M., Obrenov, S., & Vozar, J. (2017). Urban hierarchy in Serbia. *Researches Reviews of the Department of Geography, Tourism and Hotel Management*, *46*, 11–23. https://doi.org/10.5937/ZbDght1701012D

Derić, B. (1994). Strategija razvoja područja REIS Kosova i Metohije. In *Razvoj, uređenje i revitalizacija područja eksploatacije kosovsko-metohijskih lignita* (pp. 12–23). Institut za arhitekturu i urbanizam Srbije.

Ding, Y., Peng, S., & Du, W. (2024). Ecological disturbance effects of surface vegetation during coal mining in arid regions of Western China. *Environmental Monitoring and Assessment*, *196*(6), 498. https://doi.org/10.1007/s10661-024-12664-5

Domenech, J. (2008). Mineral resource abundance and regional growth in Spain, 1860-2000. *Journal of International Development*, *20*(8), 1122–1135. https://doi.org/10.1002/jid.1515

Douglas, S., & Walker, A. (2017). Coal Mining and The Resource Curse in the Eastern United States. *Journal of Regional Science*, *57*(4), 568–590. https://doi.org/10.1111/jors.12310

Downing, T. E. (2002). *Avoiding New Poverty: Mining-Induced Displacement and Resettlement*.

Dragojlović, J., Ristić, D., & Milentijević, N. (2017). Spatial Functional Transformation and Typology of the Settlement System of Toplica District. *The University Thought: Publication in Natural Sciences*, *7*(2), 47–51.

Drobnjaković, M., Petrović, G., Karabašević, D., Vukotić, S., Mirčetić, V., & Popović, V. (2021). Socio-economic transformation of Šumadija district (Serbia). *Journal of the Geographical Institute Jovan Cvijic, SASA*, *71*(2), 163–180. https://doi.org/10.2298/IJGI2102163D

Đukičin, S., Đorđević, J., & Milanković, J. (2014). Spatial and social changes caused by the continuous exploitation of lignite in the Kolubara lignite basin, the Republic of Serbia. *Acta Geographica Slovenica*, *54*(1). https://doi.org/10.3986/AGS54102

Đukičin-Vučković, S., Milanković-Jovanov, J., Ivanović-Bibić, L., Đorđević, J., Đorđević, T., & Stamenković, I. (2020). Changes in the hierarchy of settlements and attitude of the local population: Evidence from a developing region. *Journal of the Geographical Institute Jovan Cvijic, SASA*, *70*(3), 227–240. https://doi.org/10.2298/IJGI2003227D

Ellison, G., & Glaeser, E. L. (1997). Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach. *Journal of Political Economy*, *105*(5), 889–927. https://doi.org/10.1086/262098

Esposito, E., & Abramson, S. F. (2021). The European coal curse. *Journal of Economic Growth*, *26*(1), 77–112. https://doi.org/10.1007/s10887-021-09187-w

European Commission. (2020). *Guidelines for the Implementation of the Green Agenda for the Western Balkans*.

European Environment Agency. (2019a). *CORINE Land Cover 2000 (vector), Europe, 6-yearly – Version 2020_20u1, May 2020* (Version 20.01) [FGeo,Spatialite]. European Environment Agency. https://doi.org/10.2909/8B85B479-6AFB-42C6-817C-11D1A5260B83

European Environment Agency. (2019b). *CORINE Land Cover 2018 (vector), Europe, 6-yearly – Version 2020_20u1, May 2020* (Version 20.01) [FGeo,Spatialite]. European Environment Agency. https://doi.org/10.2909/71C95A07-E296-44FC-B22B-415F42ACFDF0

Fagiewicz, K., & Łowicki, D. (2019). The dynamics of landscape pattern changes in mining areas: The case study of the Adamów-Koźmin Lignite Basin. *Quaestiones Geographicae*, *38*(4), 151–162. https://doi.org/10.2478/quageo-2019-0046

Farr, T. G., & Kobrick, M. (2000). Shuttle radar topography mission produces a wealth of data. *Eos, Transactions American Geophysical Union*, *81*(48), 583–585. https://doi.org/10.1029/EO081i048p00583

Fehre, H. (1961). Die Gemeindetypen nach der Erwerbsstruktur der Wohnbevölkerung. *Raumforschung Und Raumordnung*, (3), 138–147.

Filipović, M., & Benac, A. (Eds.). (1983). *Socijalistička Republika Bosna i Hercegovina Separat iz II izdanja Enciklopedije Jugoslavije*. Jugoslavenski leksikografski zavod.

Frantál, B. (2017). Under the curse of coal. Mined-out identity, environmental injustice and alternative futures for coal energy landscapes. In S. Bouzarovski, M. J. Pasqualetti, & V. C. Broto (Eds.), *The Routledge Research Companion to Energy Geographies* (1st ed., pp. 200–216). Routledge. https://doi.org/10.4324/9781315612928-13

Frantál, B., Frajer, J., Martinát, S., & Brisudová, L. (2022). The curse of coal or peripherality? Energy transitions and the socioeconomic transformation of Czech coal mining and post-mining regions. *Moravian Geographical Reports*, *30*(4), 237–256. https://doi.org/10.2478/mgr-2022-0016

Frantál, B., & Nováková, E. (2014). A Curse of Coal? Exploring Unintended Regional Consequences of Coal Energy in The Czech Republic. *Moravian Geographical Reports*, *22*(2), 55–65. https://doi.org/10.2478/mgr-2014-0012

Gelo, J., Grizelj, M., & Akrap, A. (Eds.). (1995). *Stanovništvo Bosne i Hercegovine, narodnosni sastav po naseljima*. Državni zavod za statistiku Republike Hrvatske.

Geološki zavod Sarajevo. (1969). *Osnovna geološka karta SFRJ – Nevesinje 1:100.000 (K34-25)* [Map]. Savezni geološki zavod.

Goessling, K. P. (2010). Mining Induced Displacement and Mental Health: A Call for Action. *International Journal for the Advancement of Counselling*, *32*(3), 153–164. https://doi.org/10.1007/s10447-010-9096-y

Golinucci, N., Rocco, M. V., Prina, M. G., Beltrami, F., Rinaldi, L., Schau, E. M., & Sparber, W. (2025). The role of sufficiency measures in a decarbonizing Europe. *Ecological Economics*, *235*, 108645. https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2025.108645

Grgurević, O. (1991). The relative centrality of settlements in Croatia. *Sociology and Space: Journal for Research on Spatial and Socio-Cultural Development*, (111–114), 73–83.

Grimmer, J. (1902). Das Kohlenvorkommen von Bosnien und der Hercegovina: Auf Grund amtlicher Daten und eigener Beobachtungen. *Wissenschaftliche Mitteilungen aus Bosnien und der Hercegovina*, *8*, 341–408.

Guimarães, P., Figueiredo, O., & Woodward, D. (2007). Measuring the localization of economic activity: A parametric approach. *Journal of Regional Science*, *47*(4), 753–774. https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2007.00527.x

Guo, X., Zhao, T., Chang, W., Xiao, C., He, Y., Guo, X., Zhao, T., Chang, W., Xiao, C., & He, Y. (2018). Evaluating the effect of coal mining subsidence on the agricultural soil quality using principal component analysis. *Chilean Journal of Agricultural Research*, *78*(2), 173–182. https://doi.org/10.4067/S0718-58392018000200173

Harfst, J. (2015). Utilizing the past: Valorizing post-mining potential in Central Europe. *The Extractive Industries and Society*, *2*(2), 217–224. https://doi.org/10.1016/j.exis.2015.01.003

Harfst, J., & Wirth, P. (2011). Structural change in former mining regions: Problems, potentials and capacities in multi-level-governance systems. *Procedia - Social and Behavioral Sciences, Regional Environmental Governance: Interdisciplinary Perspectives, Theoretical Issues, Comparative Designs (REGov)*, *14*, 167–176. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.03.033

Hartley, J., & Otto, J. (2008). Managing Mineral Resources: From Curse to Blessing. In *Post-Stabilization Economics in Sub-Saharan Africa: Lessons from Mozambique* (pp. 288–322).

Hendrychová, M., & Kabrna, M. (2016). An analysis of 200-year-long changes in a landscape affected by large-scale surface coal mining: History, present and future. *Applied Geography*, *74*, 151–159. https://doi.org/10.1016/j.apgeog.2016.07.009

Higginbotham, N., Freeman, S., Connor, L., & Albrecht, G. (2010). Environmental injustice and air pollution in coal affected communities, Hunter Valley, Australia. *Health & Place*, *16*(2), 259–266. https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2009.10.007

Hirschman, A. O. (1964). The Paternity of an Index. *The American Economic Review*, *54*(5), 761.

Holtermann, E., Krüger, T., Kraus, T., & Kaifie, A. (2025). Community perceptions and mental burden among (former) residents at Europe's largest lignite mine in Western Germany: A cross-sectional study. *Scientific Reports*, *15*(1), 8795. https://doi.org/10.1038/s41598-025-92834-8

Hoyt, H. (1954). Homer Hoyt on Development of Economic Base Concept. *Land Economics*, *30*(2), 182–186. https://doi.org/10.2307/3144940

Hrelja, K. (1974). Razvoj industrije u Bosni i Hercegovini do drugog svjetskog rata. *Acta historico-oeconomica: časopis za ekonomsku povijest*, *1*(1), 17–35.

IBM Corp. (2015). *IBM SPSS Statistics (Version 23)* (Version SPSS 23) [Computer software]. IBM Corp.

Institut za agropedologiju. (1990). *Osnovna pedološka karta Bosne i Hercegovine 1:50.000* [Map]. Institut za agropedologiju.

International Energy Agency. (2022). *Coal 2022: Analysis and forecast to 2025*. OECD. https://doi.org/10.1787/17b59e2b-en

International Energy Agency, Industry. (n.d.). IEA. Retrieved May 15, 2023, from https://www.iea.org/topics/industry

Jokić, V., & Petovar, K. (2010). Procena uticaja na socijalni razvoj u projektima otvaranja i širenja površinskih kopova. In N. Spasić & J. Petrić (Eds.), *Prostorni, socijalni i ekološki aspekti održivog razvoja u velikim ugljenim basenima* (61st ed., pp. 69–83). Institut za arhitekturu i urbanizam Srbije.

Kamanroodi, K. M., Jafarpour Ghalehteimouri, K., Janbazi, A., & Azizpour, F. (2020). Urban sprawl functional-structural changes in neighborhood settlements: Case of study Shiraz. *Indonesian Journal of Geography*, *52*(2), 260–268. https://doi.org/10.22146/ijg.41303

Karasmanaki, E., Ioannou, K., Katsaounis, K., & Tsantopoulos, G. (2020). The attitude of the local community towards investments in lignite before transitioning to the post-lignite era: The case of Western Macedonia, Greece. *Resources Policy*, *68*, 101781. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101781

Katzer, F. (1918). *Die fossilen Kohlen Bosniens und der Hercegovina – Erster Band*. Selbstverlag.

Katzer, F. (1921). *Die Fossilen Kohlen Bosniens und der Hercegovina – Zweiter Band*. Verlag der Bosn.-Herc.Geologischen Landesanstalt,.

Kerker, N., & Vogel, B. (2024). With or Against the (Eco-)Current? Future Scenarios for Rural Areas in Times of Socio-Ecological Transformation. In M. Mießner, M. Naumann, U. Grabski-Kieron, A. Steinführer, W. Nell, & M. Weiland (Eds.), *Rural Utopias: Challenges and Alternatives for Regional Development* (1st ed., Vol. 3). transcript Verlag. https://doi.org/10.14361/9783839472330

Khan, G. D., & Temocin, P. (2022). *Human Right-based Understanding of Mining-Induced Displacement and Resettlement: A Review of the Literature and Synthesis*. https://doi.org/10.5281/ZENODO.7347909

Khan, G. D., Yoshida, Y., Katayanagi, M., Hotak, N., & Caro-Burnett, J. (2021). Mining-induced displacement and resettlement in Afghanistan's Aynak mining community: Exploring the right to fair compensation. *Resources Policy*, *74*, 102285. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102285

Kitula, A. G. N. (2006). The environmental and socio-economic impacts of mining on local livelihoods in Tanzania: A case study of Geita District. *Journal of Cleaner Production, Improving Environmental, Economic and Ethical Performance in the Mining Industry. Part 1. Environmental Management and Sustainable Development*, *14*(3), 405–414. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2004.01.012

Krümmelbein, J., Bens, O., Raab, T., & Anne Naeth, M. (2012). A history of lignite coal mining and reclamation practices in Lusatia, eastern Germany. *Canadian Journal of Soil Science*, *92*(1), 53–66. https://doi.org/10.4141/cjss2010-063

Krunić, N. (2012). Spatial-functional Organization of Settlements in Vojvodina. *Spatium*, (28), 23–29. https://doi.org/10.2298/SPAT1228023K

Krunić, N., Tošić, D., & Milijić, S. (2009). Problems of spatial-functional organization of Južno Pomoravlje region's network of settlements. *Spatium*, (19), 20–29.

Lapandić, E., Brigić, A., & Bektašević, E. (2011). Industrija uglja na početku trećeg milenija. *Stanje i Perspektive u Rudarstvu i Održivi Razvoj - Zbornik Radova*, 79–87.

Lazarte, J. M. T., Miranda, C. F., Apas, R. S., Auxtero, E. S., Atacador, A. M., Budlayan, M. L. M., Calo, F. M. B., Cumba, R. M. T., Edilo, G., Jusoy, J. C., Latayada, F. S., Mendoza, R., Pantohan, E. G., Vales, T. P., Vergara, M. V., & Vergara, J. A. O. (2025). Perceived Health Impacts of Surface Mining: Local Perspectives from the Mining Communities in Libjo, Dinagat Islands, Philippines. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *22*(3), Article 3. https://doi.org/10.3390/ijerph22030365

Li, Q., Stoeckl, N., King, D., & Gyuris, E. (2017). Exploring the impacts of coal mining on host communities in Shanxi, China – using subjective data. *Resources Policy*, *53*(C), 125–134.

Li, X., Cai, J., Chen, D., & Feng, Q. (2021). Characteristics of water contamination in abandoned coal mines: A case study on Yudong River area, Kaili, Guizhou Province, China. *International Journal of Coal Science & Technology*, *8*(6), 1491–1503. https://doi.org/10.1007/s40789-021-00466-w

Lukić, T., Armenski, T., Vukosav, S., & Ćurčić, N. (2012). The Functional Transformation of Settlements in Central Serbia. *Forum Geografic*, *XI*(1), 109–117. https://doi.org/10.5775/fg.2067-4635.2012.079.i

Ma, K., Zhang, Y., Ruan, M., Guo, J., Chai, T., Ma, K., Zhang, Y., Ruan, M., Guo, J., & Chai, T. (2019). Land Subsidence in a Coal Mining Area Reduced Soil Fertility and Led to Soil Degradation in Arid and Semi-Arid Regions. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *16*(20). https://doi.org/10.3390/ijerph16203929

Mabey, P. T., Li, W., Sundufu, A. J., & Lashari, A. H. (2020). Environmental Impacts: Local Perspectives of Selected Mining Edge Communities in Sierra Leone. *Sustainability*, *12*(14), Article 14. https://doi.org/10.3390/su12145525

Macie, A. E. A. (2017). Coal Mining at Moatize, Tete Province, Northwest of Mozambique: A Socio Environmental Analysis. *International Journal of Engineering Research*, *6*(07), 433–442.

Maji, M. (2024). Impact of Coal Mining on Health Condition of the Local Residents: A study from Salanpur Coal belt Area of West Bengal. *Journal of Development Economics and Management Research Studies*, *11*(21), 53–67. https://doi.org/10.53422/JDMS.2024.112106

Malić Sibinović, A. (2023). Spatial analysis of changes in population concentration and settlement functions in the Srem region in the period 2002-2011. *Demography*, (20), 119–142. https://doi.org/10.5937/demografija2320119M

Malić Sibinović, A., Sibinović, M., Ratkaj, I., Gatarić, D., Budović, A., & Jocić, N. (2024). Functional typology of settlements in the Srem region, Serbia. *Open Geosciences*, *16*(1), 20220646. https://doi.org/10.1515/geo-2022-0646

Manduna, K. (2023). Are mining-induced displacement and resettlement losses compensable? Evidence and lessons from mining communities in Zimbabwe. *The Extractive Industries and Society*, *15*, 101281. https://doi.org/10.1016/j.exis.2023.101281

Maurel, F., & Sédillot, B. (1999). A measure of the geographic concentration in french manufacturing industries. *Regional Science and Urban Economics*, *29*(5), 575–604. https://doi.org/10.1016/S0166-0462(99)00020-4

Milanović, M., Tomić, M., Perović, V., Radovanović, M., Mukherjee, S., Jakšić, D., Petrović, M., & Radovanović, A. (2017). Land degradation analysis of mine-impacted zone of Kolubara in Serbia. *Environmental Earth Sciences*, *76*(16), 580. https://doi.org/10.1007/s12665-017-6896-y

Milašin, N. (1994). Stanje i mogućnosti zaštite životne sredine u području kosovskog rudrsko-energetskog basena. In *Razvoj, uređenje i revitalizacija područja eksploatacije kosovsko-metohijskih lignita* (pp. 24–30). Institut za arhitekturu i urbanizam Srbije.

Miletić, R., & Drobnjaković, M. (2015). Changes in spatial-functional development of the municipality of Inđija (Serbia). *Journal of the Geographical Institute Jovan Cvijic, SASA*, *65*(2), 145–161. https://doi.org/10.2298/IJGI1502145M

Mishra, A., Swamy, S. L., Thakur, T. K., Kumar, A., & Pandey, M. (2022). Impact of coal mining on land use changes, deforestation, biomass, and C losses in Central India: Implications for offsetting CO2 emissions. *Land Degradation & Development*, *33*(18), 3731–3747. https://doi.org/10.1002/ldr.4419

Mlalazi, N., Mbohwa, C., Ramuhaheli, S., Chimwani, N., Mlalazi, N., Mbohwa, C., Ramuhaheli, S., & Chimwani, N. (2025). Assessing Soil and Water Pollution: A Case Study of an Abandoned Coal Mine for Remediation and Repurposing in Mpumalanga Province, South Africa. *Processes*, *13*(10). https://doi.org/10.3390/pr13103307

Mojsilović, S., Filipović, I., Rodin, V., Navala, M., Baklaić, D., Đoković, I., Jovanović, Č., Živanović, D., Eremija, M., & Cvetković, B. (1975). *Osnovna geološka karta SFRJ – Zvornik 1:100.000 (L34-123)* [Map]. Savezni geološki zavod.

Mojsisovics, E. von, Tietze, E., & Bittner, A. (1880). Grundlinien der Geologie von Bosnien-Hercegovina. Erläuterungen zur geologischen Uebersichtskarte dieser Länder. *Jahrbuch der Kaiserlich-Königlichen Geologischen Reichsanstalt*, *30*(II. Heft), 341–408.

Momon, Adji, B. M., Kusuma, D. W., Yolarita, E., Ukhwatul, V., Masbiran, K., & Dodi, A. (2021). Study analysis of landslide vulnerability of mining area in the sub-district Lembah Gumanti, Solok regency (lubuk selasih street– surian). *E3S Web of Conferences*, *331*, 06007. https://doi.org/10.1051/e3sconf/202133106007

Moran, C. J., Franks, D. M., & Sonter, L. J. (2013). Using the multiple capitals framework to connect indicators of regional cumulative impacts of mining and pastoralism in the Murray Darling Basin, Australia. *Resources Policy*, *38*(4), 733–744. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2013.01.002

Morar, C. (2012). Demographic Characteristics of the Disadvantaged Mining Areas in Bihor Areas in the Bihor County, Romania. *Annals of the University of Oradea, Geography Series*, *1*, 163–174.

Morrice, E., & Colagiuri, R. (2013). Coal mining, social injustice and health: A universal conflict of power and priorities. *Health & Place*, *19*, 74–79. https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2012.10.006

Nanjundeswaraswamy, T. S., & Divakar, S. (2021). Determination of Sample Size and Sampling Methods in Applied Research. *Proceedings on Engineering Sciences*, *3*(1), 25–32. https://doi.org/10.24874/PES03.01.003

Nawrocki, T., & Szczepański, M. (1997). Sociological essays. P. 2. In W. Jacher (Ed.), *Social Transformation of Great Mining Regions Experience of the 20th Century Prospects for the 21st Century (The Case of Upper Silesia, Poland)* (pp. 85–103). Wydawnictwo Uniwersytetu Śląskiego.

Nenković-Riznić, M., & Milijić, S. (2010). Strateška procena uticaja kao instrument planiranja zaštite životne sredine u područjima eksploatacije mineralnih sirovina. In J. Petrić & N. Spasić (Eds.), *Prostorni, socijalni i ekološki aspekti održivog razvoja u velikim ugljenim basenima* (61st ed., pp. 161–175). Institut za arhitekturu i urbanizam Srbije.

Nikolić, T. (2013). Spatial organization of the settlement network of the municipality of Čačak and tendencies of its development. *Glasnik Srpskog Geografskog Društva*, *93*(2), 113–130. https://doi.org/10.2298/GSGD1302113N

Obrębalski, M., & Walesiak, M. (2015). Functional Structure of Polish Regions in the Period 2004-2013 – Measurement Via HHI Index, Florence's Coefficient of Localization and Cluster Analysis. *Statistics in Transition New Series*, *16*(2), 223–242. https://doi.org/10.21307/stattrans-2015-012

Ofori, R., Takyi, S. A., Amponsah, O., & Gagakuma, D. (2023). Mining-induced displacement and resettlement in Ghana: An assessment of the prospects and challenges in selected mining communities. *Social Network Analysis and Mining*, *13*(1), 61. https://doi.org/10.1007/s13278-023-01075-y

OpenStreetMap contributors. (2025). *OpenStreetMap data* [Geospatial vector data]. https://www.openstreetmap.org

Opštinski sekretarijat za privredu i druge službe, Skupština opštine Ugljevik. (1976). *Elaborat o eksproprijaciji za izgradnju PK Bogutovo Selo i TE Ugljevik 1 (Knjiga I–III)*. Skupština opštine Ugljevik.

Owen, J. R., Vivoda, V., & Kemp, D. (2020). Country-level governance frameworks for mining-induced resettlement. *Environment, Development and Sustainability*, *22*(5), 4907–4928. https://doi.org/10.1007/s10668-019-00410-8

Pallant, J. (2020). *SPSS Survival Manual: A step by step guide to data analysis using IBM SPSS* (6th ed.). Routledge. https://doi.org/10.4324/9781003117407

Pandey, B., Agrawal, M., & Singh, S. (2014). Assessment of air pollution around coal mining area: Emphasizing on spatial distributions, seasonal variations and heavy metals, using cluster and principal component analysis. *Atmospheric Pollution Research*, *5*(1), 79–86. https://doi.org/10.5094/APR.2014.010

Pasqualetti, M. J., & Frantál, B. (2022). The evolving energy landscapes of coal: Windows on the past and influences on the future. *Moravian Geographical Reports*, *30*(4), 228–236. https://doi.org/10.2478/mgr-2022-0015

Penjišević, I., & Dragojlović, J. (2020). Functional transformation of West Morava Valley District settlements. *Bulletin of Natural Sciences Research*, *10*(2), 28–33. https://doi.org/10.5937/bnsr10-29609

Perdue, R., & Pavela, G. (2012). Addictive Economies and Coal Dependency: Methods of Extraction and Socioeconomic Outcomes in West Virginia, 1997-2009. *Organization & Environment*, *25*(4), 368–384. https://doi.org/10.1177/1086026612464767

Perišić, D. (1994). Područje prostornog plana, regionalni i funkcionalni odnosi u bližem i širem okruženju REIS Kosova. In *Razvoj, uređenje i revitalizacija područja eksploatacije kosovsko-metohijskih lignita* (pp. 6–11). Institut za arhitekturu i urbanizam Srbije.

Petkova, V., Lockie, S., Rolfe, J., & Ivanova, G. (2009). Mining Developments and Social Impacts on Communities: Bowen Basin Case Studies. *Rural Society*, *19*(3), 211–228. https://doi.org/10.5172/rsj.19.3.211

Petrova, S., & Marinova, D. (2013). Social impacts of mining: Changes within the local social landscape. *Rural Society*, *22*(2), 153–165. https://doi.org/10.5172/rsj.2013.22.2.153

Poudyal, N. C., Gyawali, B. R., & Simon, M. (2019). Local residents' views of surface mining: Perceived impacts, subjective well-being, and support for regulations in southern Appalachia. *Journal of Cleaner Production*, *217*, 530–540. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.01.277

QGIS Development Team. (2022). *QGIS (Version 3.28)* (Version 3.28) [Computer software]. https://www.qgis.org

Qian, X., Wang, D., Wang, J., & Chen, S. (2021). Resource curse, environmental regulation and transformation of coal-mining cities in China. *Resources Policy*, *74*, 101447. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101447

Radovanović, M., Filipović, S., Vukadinović, S., Trbojević, M., & Podbregar, I. (2022). Decarbonisation of eastern European economies: Monitoring, economic, social and security concerns. *Energy, Sustainability and Society*, *12*(1), 16. https://doi.org/10.1186/s13705-022-00342-8

Ranjan, A. K., Sahoo, D., & Gorai, A. K. (2021). Quantitative assessment of landscape transformation due to coal mining activity using earth observation satellite data in Jharsuguda coal mining region, Odisha, India. *Environment, Development and Sustainability*, *23*(3), 4484–4499. https://doi.org/10.1007/s10668-020-00784-0

Reed, M., & Kite, S. (2020). Peripheral gully and landslide erosion on an extreme anthropogenic landscape produced by mountaintop removal coal mining. *Earth Surface Processes and Landforms*, *45*(9), 2078–2090. https://doi.org/10.1002/esp.4867

Richards, J. P. (Ed.). (2009). *Mining, society, and a sustainable world*. Springer.

Rochefort, M. (1957). Méthodes d'étude des réseaux urbains. Intérêt de l'analyse du secteur tertiaire de la population active. *Annales de Géographie*, *66*(354), 125–143. https://doi.org/10.3406/geo.1957.18262

Ross, M. (2003). The Natural Resource Curse: How Wealth Can Make You Poor. In *Natural Resources and Violent Conflict* (pp. 17–42). The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank.

Ross, M. (2015). What Have We Learned about the Resource Curse? *Annual Review of Political Science*, *18*(1), 239–259. https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-052213-040359

Rouhani, A., Gusiatin, M. Z., & Hejcman, M. (2023). An overview of the impacts of coal mining and processing on soil: Assessment, monitoring, and challenges in the Czech Republic. *Environmental Geochemistry and Health*, *45*(11), 7459–7490. https://doi.org/10.1007/s10653-023-01700-x

Sabljić, L., & Delić, D. (2023). The Challenge Of Assessing The Spatial Transformation Caused by Mining in B&H – GIS as a Solution? *Proceedings 2023*, 71–78. https://doi.org/10.18509/GBP23071s

Sabljić, L., Lukić, T., Bajić, D., Marković, S. B., & Delić, D. (2024). Application of remote sensing in monitoring land degradation: A case study of Stanari municipality (Bosnia and Herzegovina). *Open Geosciences*, *16*(1), 20220671. https://doi.org/10.1515/geo-2022-0671

Sahoo, B. P., Sahu, H. B., & Pradhan, D. S. (2021). Hydrogeochemistry and surface water quality assessment of IB valley coalfield area, India. *Applied Water Science*, *11*(9), 153. https://doi.org/10.1007/s13201-021-01433-1

Salkind, N. J. (Ed.). (2007). Significance Level. In *Encyclopedia of Measurement and Statistics* (pp. 890–892). Sage Publications, Inc. https://doi.org/10.4135/9781412952644

Savezni zavod za statistiku. (1974). *Popis stanovništva i stanova 1971. Stanovništvo, Delatnost, Rezultati po naseljima i opštinama – Knjiga X*. Savezni zavod za statsitiku.

Savezni zavod za statistiku. (1975). *Popis stanovništva i stanova 1971. Stanovništvo, Stanovništvo i domaćinstva u 1948, 1953, 1961 i 1971 Rezultati po naseljima i opštinama – Knjiga VII*. Savezni zavod za statsitiku.

Schmid, B. (2021). Spatial strategies for a post-growth transformation. In B. Lange, M. Hülz, B. Schmid, & C. Schulz (Eds.), *Post-Growth Geographies: Spatial Relations of Diverse and Alternative Economies* (1st ed., Vol. 49). transcript Verlag. https://doi.org/10.14361/9783839457337

Schmook, G. (1968). Wiskundig afgebakene ommelanden en hinetrlanden van de Belgische steden op de basis van geselektioneerde diensten uit de tertiare sektor. *Geografische Tijdschrif*.

Shi, X. (2012). Residents' Behavior Adjustment to Environmental Pollution in a Coal Mine: A Case Study of Hancheng Mine Area, Shaanxi Province. *Progress in Geography*, *31*(8), Article 8. https://doi.org/10.11820/dlkxjz.2012.08.015

Shi, X. (2015). Factors Influencing the Environmental Satisfaction of Local Residents in the Coal Mining Area, China. *Social Indicators Research*, *120*(1), 67–77. https://doi.org/10.1007/s11205-014-0584-z

Shi, X., & He, F. (2012). The Environmental Pollution Perception of Residents in Coal Mining Areas: A Case Study in the Hancheng Mine Area, Shaanxi Province, China. *Environmental Management*, *50*(4), 505–513. https://doi.org/10.1007/s00267-012-9920-8

Simić, D. (2010). *Study on the Classification, Categorization, and Calculation of Coal Reserves in the Stanari Deposit*. Jantar group Belgrade.

Smajić, S., Kadušić, A., Omerović, A., & Kovačević, M. (2020). GIS analysis of landscape topography transformation of the open pit "Grivice" (Bosnia and Herzegovina). *Revija Za Geografijo - Journal for Geography*, *15*(2), 33–50.

Smajić, S., Kovačević, M., & Pavić, D. (2021). Identification and geovisualization of landscape transformation of surface mine areas in the Đurđevik coal basin (Bosnia and Herzegovina). *Geographica Pannonica*, *25*(1), 42–52. https://doi.org/10.5937/gp25-29151

Smajić, S., Kulenović, S., & Pavić, D. (2009). Geographical consequences of the surface exploitation of coal on the area of Tuzla basin, Bosnia and Herzegovina. *Geographica Pannonica*, *13*(2), 32–40. https://doi.org/10.5937/GeoPan0902032S

Sofilj, J., Marinković, R., Đorđević, J., & Pamić, J. (1984). *Osnovna geološka karta SFRJ – Derventa 1:100.000 (L33-120)* [Map]. Savezni geološki zavod.

Song, S., Niu, R., Yang, S., Cheng, X., Ruan, H., Chen, B., Li, Y., Tang, L., Song, S., Niu, R., Yang, S., Cheng, X., Ruan, H., Chen, B., Li, Y., & Tang, L. (2025). Effects of Coal Mining Subsidence on Loess Slope Morphology and Soil Erosion in the Middle Reaches of the Yellow River. *Applied Sciences*, *15*(10). https://doi.org/10.3390/app15105684

Song, Z., Yang, X., Zhang, H., Gao, Z., & Ge, Y. (2024). How does coal mining affect land use in townships? A perspective of land use transition. *Journal of Cleaner Production*, *475*, 143662. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2024.143662

Sonter, L. J., Moran, C. J., Barrett, D. J., & Soares-Filho, B. S. (2014). Processes of land use change in mining regions. *Journal of Cleaner Production*, *84*, 1–8. https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2014.03.084

Spasić, N. (1988). *Planiranje razvoja, obnavljanje i uređivanje prostora u velikim lignitskim basenima*. Institut za arhitekturu i urbanizam Srbije.

Spasić, N. (1994). Pristup planiranju, uređenju i revitalizaciji prostora u zonama obimne eksploatacije mineralnih sirovina. In *Razvoj, uređenje i revitalizacija područja eksploatacije kosovsko-metohijskih lignita* (pp. 1–5). Institut za arhitekturu i urbanizam Srbije.

Spasić, N., & Pejović, N. (1994). Obnavljanje (rekultivacija i revitalizacija) oštećenog zemljišta. In *Razvoj, uređenje i revitalizacija područja eksploatacije kosovsko-metohijskih lignita* (pp. 31–38). Institut za arhitekturu i urbanizam Srbije.

Spasić, N., Petovar, K., & Jokić, V. (2007). *Transformation of Settlements and Population in Large Lignite Basins – Case Study of Kolubara Basin* (54th ed.). Institute of Architecture and Urban & Spatial Planning of Serbia.

Spasić, N., Petovar, K., & Jokić, V. (2010). *Planning and implementation in large mining basins* (65th ed.). Institute of Architecture and Urban & Spatial Planning of Serbia.

Spasić, N., & Prodanović, S. (1994). Izgradnja i uređenje prostora, kulturno-istorijsko nasleđe. In *Razvoj, uređenje i revitalizacija područja eksploatacije kosovsko-metohijskih lignita* (pp. 39–50). Institut za arhitekturu i urbanizam Srbije.

Spasić, N., Vujošević, M., & Dželebdžić, O. (2007). *Sustainability in the use of natural resources and spatial development*. Institute of Architecture and Urban & Spatial Planning of Serbia.

Spasovski, M., & Petovar, K. (1994). Razmeštaj i kretanje stanovništva i osnove koncepcije preseljenja stanovništva i naselja na području REIS Kosovo. In *Razvoj, uređenje i revitalizacija područja eksploatacije kosovsko-metohijskih lignita* (pp. 51–71). Institut za arhitekturu i urbanizam Srbije.

Stojanović, C., & Borović, B. (2019). Regionalna industrija uglja u uslovima energetske tranzicije. *IX Međunarodna Konferencija Ugalj 2019 - Zbornik Radova*, 281–291.

Supandi, S., Saputra, Y. H. E., Nugroho, Y., Suyanto, S., Rudy, G. S., & Wirabuana, P. Y. A. P. (2023). The influence of land cover variation on soil erosion vulnerability around coal mining concession areas in South Borneo. *Journal of Degraded and Mining Lands Management*, *10*(2), 4289–4295. https://doi.org/10.15243/jdmlm.2023.102.4289

Surbakti, J. B., Aipassa, M. I., & Abbas, A. B. (2025). Community Perceptions on Post-mining Area of Lung Anai Cultural Village, Kutai Kartanegara, East Kalimantan, Indonesia. *Asian Journal of Geological Research*, *8*(1), 23–30. https://doi.org/10.9734/ajoger/2025/v8i1185

Terminski, B. (2012). Mining-Induced Displacement and Resettlement: Social Problem and Human Rights Issue (a Global Perspective). *SSRN Electronic Journal*. https://doi.org/10.2139/ssrn.2028490

Thakur, T. K., Dutta, J., Upadhyay, P., Patel, D. K., Thakur, A., Kumar, M., & Kumar, A. (2022). Assessment of land degradation and restoration in coal mines of central India: A time series analysis. *Ecological Engineering*, *175*, 106493. https://doi.org/10.1016/j.ecoleng.2021.106493

Tošić, D., Krunić, N., & Milijić, S. (2009). Spatial organization prospecting of Južno Pomoravlje settlements network in the function of spatial plan development. *Demography*, *7*, 173–194.

Tošić, D., & Obradović, D. (2003). Modern tendencies in developing net of settlements of municipality Smederevo. *Bulletin of the Serbian Geographical Society*, (2), 31–44.

United Nations. (1997). *Kyoto Protocol to the United Nations Framework Convention on Climate Change*.

Upadhyay, Y., & Bhattacharya, T. R. (2022). Impact of Expanding Coal Industry on the Regional Environment in an Indian Coal-Belt – A Case Study from Jharkhand, India. *Regional Economic Development Research*, 53–72. https://doi.org/10.37256/redr.3120221245

van Egeraat, C., Morgenroth, E., Kroes, R., Curran, D., & Gleeson, J. (2018). A measure for identifying substantial geographic concentrations. *Papers in Regional Science*, *97*(2), 281–301. https://doi.org/10.1111/pirs.12241

Vasilevska, L. (2009). Demographic and spatial-functional characteristics of the Nišava district. *Demography*, *6*, 157–172.

Vojković, G., Miletić, R., & Miljanović, D. (2010). Recent demographic-economic processes in the Belgrade agglomeration. *Bulletin of the Serbian Geographical Society*, *90*(1), 215–235. https://doi.org/10.2298/GSGD1001215V

Vresk, M. (1980). *Osnove urbane geografije* (Drugo izdanje). Školska knjiga.

Vresk, M. (2002). *Grad i urbanizacija* (Peto izdanje). Školska knjiga.

Vrhovčić, J., Mojićević, M., Anđelković, J., Marković, B., Pavlović, Z., Rajčević, D., Prfoljan, B., & Galović, I. (1984). *Osnovna geološka karta SFRJ – Bijeljina 1:100.000 (L34-111)* [Map]. Savezni geološki zavod.

Wang, X., Gao, Y., Jiang, X., Zhang, Q., & Liu, W. (2021). Analysis on the Characteristics of Water Pollution Caused by Underground Mining and Research Progress of Treatment Technology. *Advances in Civil Engineering*, *2021*(1), 9984147. https://doi.org/10.1155/2021/9984147

Wang, Z., Wang, G., Ren, T., Wang, H., Xu, Q., & Zhang, G. (2021). Assessment of soil fertility degradation affected by mining disturbance and land use in a coalfield via machine learning. *Ecological Indicators*, *125*, 107608. https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2021.107608

Wilson, S. A. (2019). Mining-induced displacement and resettlement: The case of rutile mining communities in Sierra Leone. *Journal of Sustainable Mining*, *18*(2), 67–76. https://doi.org/10.1016/j.jsm.2019.03.001

Wright, C. Y., Matooane, M., Oosthuizen, M. A., & Phala, N. (2014). Risk perceptions of dust and its impacts among communities living in a mining area of the Witwatersrand, South Africa. *Clean Air Journal*, *24*(1), Article 1. https://doi.org/10.17159/caj/2014/24/1.7052

Wright, I., Belmer, N., & Davies, P. J. (2017). Coal Mine Water Pollution and Ecological Impairment of One of Australia's Most 'Protected' High Conservation-Value Rivers. *Water, Air, & Soil Pollution*, *228*(3), 90. https://doi.org/10.1007/s11270-017-3278-8

Wright, I., McCarthy, B., Belmer, N., & Price, P. (2015). Subsidence from an Underground Coal Mine and Mine Wastewater Discharge Causing Water Pollution and Degradation of Aquatic Ecosystems. *Water, Air, & Soil Pollution*, *226*(10), 348. https://doi.org/10.1007/s11270-015-2598-9

Wright, I., Paciuszkiewicz, K., & Belmer, N. (2018). Increased Water Pollution After Closure of Australia's Longest Operating Underground Coal Mine: A 13-Month Study of Mine Drainage, Water Chemistry and River Ecology. *Water, Air, & Soil Pollution*, *229*(3), 55. https://doi.org/10.1007/s11270-018-3718-0

Xu, J., Li, G., Yu, J., Zhao, H., Yin, P., & Hu, W. (2017). Effects of coal exploitation on land use and landscape pattern change in coal mining area. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering*, *33*(23), 252–258.

Yang, Y., Dong, W., & Hui, J. (2024). *A Just Transition for Coal Regions: Learning from Two Coal Cities in Western China* (p. 53) [Technical Report].

Zhang, Y., Miao, D., Hou, X., & Jia, M. (2024). *Just Transition for China's Coal Regions Towards Carbon Neutrality Targets | Article | Social Inclusion*. https://www.cogitatiopress.com/socialinclusion/article/view/7494

Živanović, M., Milanović, M. M., Trivić, B., Đurđić, S., Milinčić, M., Tomić, M., & Grozdanić, G. (2024). Analysis of the intensity of erosive processes and state of vegetation cover in the zone of influence of the Kolubara Mining Basin. *Open Geosciences*, *16*(1), 20220682. https://doi.org/10.1515/geo-2022-0682

Živanović, V. (2017). The role of nodal centers in achieving balanced regional development. *Journal of the Geographical Institute Jovan Cvijic, SASA*, *67*(1), 69–84. https://doi.org/10.2298/IJGI1701069Z

Živanović, V., Pavlović, M., Kovjanić, A., Tošić, D., & Krstić, F. (2021). Concept of polycentricity-the differences between development policies and spatial reality. *Journal of the Geographical Institute Jovan Cvijic, SASA*, *71*(1), 75–90. https://doi.org/10.2298/IJGI2101075Z

Бајић, Д. (2015). ГИС програмирање – аутоматизација израчуна Херфиндал-Хиршмановог индекса регионалне специјализације. *Гласник/Herald*, *19*, 103−119. https://doi.org/10.7251HER1915103B

Бајић, Д., Трбић, Г., & Аџић, Д. (2023). Климатски атлас Босне и Херцеговине. In Г. Трбић, Т. Попов, & Д. Мирјанић (Eds.), *Управљање природним ресурсима у ери климатских промјена* (pp. 605–795). Академија наука и умјетности Републике Српске.

Бубало-Живковић, М. (2005). Промена функцијских типова насеља у нодалној регији Новог Сада. *Зборник Радова Департмана За Географију, Туризам и Хотелијерство*, *33–34*, 139–147.

Влада Републике Српске. (2018). *Стратегија развоја енергетике Републике Српске до 2035. године*. Влада Републике Српске. https://www.vladars.net/sr-SP-Cyrl/Vlada/Ministarstva/mper/std/Documents/StrategijaEnergetika2035%C4%87irilica.pdf

Влада Републике Српске. (2025a). *Електроенергетски биланс Републике Српске за 2025. годину*. Влада Републике Српске. https://shorturl.at/WrOtu

Влада Републике Српске. (2025b). *Одлука о степену развијености јединица локалне самоуправе у Републици Српској за 2026. годину*. Службени гласник Републике Српске. https://shorturl.at/0EXEB

Вујадиновић, С., & Гајић, М. (2004). Савремене тенденције у развоју мреже насеља на територији општине Нова Варош. *Гласник Српског географског друштва*, *84*(2), 197–206.

Вујадиновић, С., & Гајић, М. (2006). Просторни и функционални развој Књића. *Гласник Српског географског друштва*, *86*(2), 179–186. https://doi.org/10.2298/GSGD0602179V

Вујновић, Л., Митровић, Д., & Дивковић-Голић, Е. (2010). Минералне сировине Републике Српске. In Н. Ћалић (Ed.), *Рударство у привреди и развоју Републике Српске* (pp. 24–49). Универзитет у Бањој Луци, Рударски факултет.

Вуковић, Б. (2013). Методологија геолошко-економске оцене лежишта угља у Републици Српској са анализом националне и комерцијалне исплативости. *Геолошки Гласник - Нова Серија 1*, *34*, 233–248.

Гајић, М., Вујадиновић, С., & Шабић, Д. (2011). Савремене демографске и функционалне трансформације у мрежи насеља Јадра. *Гласник Српског географског друштва*, *91*(4), 43–68. https://doi.org/10.2298/GSGD1104043G

Гатарић, Д. (2012). Просторно-демографске промене у мрежи насеља Змијања. *Гласник Српског географског друштва*, *92*(2), 153–162. https://doi.org/10.2298/GSGD1202153G

Гатарић, Д. (2018). *Насеља Змијања: Антропогеографска проучавања*. Универзитет, Географски факултет. https://plus.cobiss.net/cobiss/sr/sr/bib/264358156

Гатарић, Д., & Иванишевић, М. (2016). Конвергентне и дивергентне миграције становништва Змијања. *Демографија*, *XIII*, 139–144.

Гњато, Р. (1997). Нодално-функционална регионализација Републике Српске. *Herald*, *2*, 5–11.

Грчић, М. (1999). Функционална класификација насеља Мачве, Шабачке посавине и Поцерине. *Гласник Српског Географског Друштва*, *79*(1), 3–20.

Грчић, М., & Грчић, Љ. (2002). *Мачва, Шабачка Посавина и Поцерина*. Географски факултет Универзитета у Београду.

Дангић, А., & Митровић, Д. (2012). Историјат геолошких истраживања Босне и Херцеговине са освртом на Републику Српску до 1992. године. *Геолошки Гласник - Нова Серија 1*, *33*, 25–93.

Делић, Д. (2019). *Социогеографска трансформација простора општине Угљевик под утицајем рударске функције* [Мастер рад, Универзитет у Бањој Луци]. phaidra.unibl.org/o:1139

Делић, Д., & Мандић, М. (2022). Одрживост туристичких потенцијала у условима рударске активности. *Зборник Радова Туризам у Савременом Европском и Евроазијском Простору – Стање, Проблеми, Изазови, Перспективе*, 677–689.

Делич, Д. (2020). Социогеографический аспект переходных процессов в Боснии и Герцеговине. *Материалы Международной Научной Конференции XI Научная Ассамблея Ассоциации Российских Географов-Обществоведов (АРГО)*, 161−169.

Дробњаковић, М. (2012). *Прије̨поље – Фактор регионалне интеграције Југозападне Србије* (Vol. 84). Српска академија наука и уметности, Географски институт "Јован Цвијић." https://plus.cobiss.net/cobiss/sr/sr/bib/195164940

Ђурђевић, Ј., & Живановић Миљковић, Ј. (2010). Природне и створене погодности и ограничења просторног развоја на примеру Костолачког басена. In *Управљање просторним развојем у великим рударским басенима* (pp. 127–165). Институт за архитектуру и урбанизам Србије.

Завод за статистику Републике Српске. (n.d.). *Класификација дјелатности*. Завод за статистику Републике Српске.

Завод за урбанизам и пројектовање. (2014). *Просторни план општине Угљевик*.

Институт за грађевинарство "ИГ." (2017). *Просторни план општине Станари 2015-2035. године*.

Јовановић, Р. Б. (1995). *Мрежа градова Србије – Модел просторно-функцијске организације*. Географски институт "Јован Цвијић" САНУ.

Ковачевић, Б., & Цунић, Г. (2010). Приступ измештању гробаља из зоне рударских радова на примеру гробаља у Барошевцу. In *Управљање просторним развојем у великим рударским басенима* (pp. 185–209). Институт за архитектуру и урбанизам Србије.

Малић Сибиновић, А. (2023). Просторна анализа промена концентрације становништва и функција насеља Сремске области у периоду 2002-2011. године. *Demografija*, (20), 119–142. https://doi.org/10.5937/demografija2320119M

Мандић, М. (2019a). *Географски аспекти руралног развоја*. Географско друштво Републике Српске.

Мандић, М. (2019b). *Град у простору и времену*. Географско друштво Републике Српске. https://www.gdrsbl.org/wp-content/uploads/2020/02/Grad-u-prostoru-i-vremenu.pdf

Министарство енергетике и рударства Владе Републике Српске. (2023). *Катастар одобрених истражних простора и експлоатационих поља* [Dataset]. https://www.vladars.net/sr-SP-Cyrl/Vlada/Ministarstva/mper/katastistraz/Pages/default.aspx

Министарство за просторно уређење, грађевинарство и екологију Републике Српске. (2015). *Измјена и допуна Просторног плана Републике Српске до 2025. године*. ЈУ "Нови урбанистички завод Републике Српске." https://sl1nk.com/8pccyon

Мирковић, М., Пајовић, М., & Калезић, М. (1979). *Основна геолошка карта СФРЈ – Гацко 1:1000000 (К34-26)* [Геолошка карта]. Савезни геолошки завод.

Митровић, Д. (Ed.). (2011). *Минералне сировине Републике Српске*. Министарство индустрије, енергетике и рударства, Републички завод за геолошка истраживања.

Митровић, Д., & Дангић, А. (2013). Из историје геологије: Прва инжењерскогеолошка истраживања у Републици Српској и БиХ. *Геолошки Гласник - Нова Серија 1*, *34*, 171–192.

Народна скупштина Републике Српске. (2014). *Закон о оснивању Општине Станари*. Службени гласник Републике Српске. https://tinyurl.com/4u35ywvh

Ненковић-Ризнић, М., & Милијић, С. (2010). Стратешка процена утицаја као инструмент усаглашавања еколошких и развојних интереса на примеру Тимочке крајине. In *Управљање просторним развојем у великим рударским басенима* (pp. 85–111). Институт за архитектуру и урбанизам Србије.

Николић, М., & Јокић, В. (2010). Управљање одрживим пољопривредним и руралним развојем у великим рударским басенима. In *Управљање просторним развојем у великим рударским басенима* (pp. 3–64). Институт за архитектуру и урбанизам Србије.

Олујић, Ј. (2003). *Елаборат о класификацији, категоризацији и прорачуну резерви угља на лежишту Гацко* [Елаборат]. Геозавод Зворник.

Општина Гацко. (2021). *Стратегија развоја општине Гацко*.

Општина Станари. (2017). *Интегрисана стратегија локалног развоја општине Станари*.

Павловић, М., & Радивојевић, А. (2009). Функционална трансформација насеља општине Сокобања. *Гласник Српског географског друштва*, *89*(3), 81–92.

Раткај, И. (2009). *Просторно-функционална организација Београда*. Универзитет у Београду – Географски факултет.

Републички завод за статистику Републике Српске. (2009). *Статистички годишњак 2009.* (В. Савић, Ed.). Републички завод за статистику. https://www.rzs.rs.ba/static/uploads/bilteni/godisnjak/2009/Godisnjak2009_Yearbook2009.pdf

Републички завод за статистику Републике Српске. (2011). *Статистички годишњак 2011.* (В. Савић, Ed.). Републички завод за статистику. https://www2.rzs.rs.ba/static/uploads/bilteni/godisnjak/2011/StatistickiGodisnjak2011-WEB.pdf

Републички завод за статистику Републике Српске. (2015). *Статистички годишњак Републике Српске 2015.* (Р. Чичковић, Ed.). Републички завод за статистику. https://www.rzs.rs.ba/front/article/1778/?left_mi=None&add=None

Републички завод за статистику Републике Српске. (2017a). *Градови и општине Републике Српске 2017* (Р. Чичковић, Ed.). Републички завод за статистику. https://www2.rzs.rs.ba/static/uploads/bilteni/gradovi_i_opstine_republike_srpske/2017/Gradovi_Opstine_Republike_Srpske_2017_WEB.pdf

Републички завод за статистику Републике Српске. (2017b). *Попис становништва, домаћинстава и станова у Републици Српској 2013. године*. Републички завод за статистику Републике Српске. https://www.rzs.rs.ba/static/uploads/bilteni/popis/gradovi_opstine_naseljena_mjesta/Rezultati_Popisa_2013_Gradovi_Opstine_Naseljena_Mjesta_WEB.pdf

Републички завод за статистику Републике Српске. (2020). *Градови и општине Републике Српске 2020* (Р. Савановић, Ed.). Републички завод за статистику. https://www2.rzs.rs.ba/static/uploads/bilteni/gradovi_i_opstine_republike_srpske/2020/Gradovi_I_Opstine_Republike_Srpske_2020_WEB.pdf

Републички завод за статистику Републике Српске. (2022). *Градови и општине Републике Српске 2022* (Д. Милуновић, Ed.). Републички завод за статистику. https://www.rzs.rs.ba/static/uploads/bilteni/gradovi_i_opstine_republike_srpske/2024/Gradovi_I_Opstine_Republike_Srpske_2024_WEB.pdf

Републички завод за статистику Републике Српске. (2024). *Градови и општине Републике Српске 2024* (Д. Милуновић, Ed.). Републички завод за статистику. https://www.rzs.rs.ba/static/uploads/bilteni/gradovi_i_opstine_republike_srpske/2024/Gradovi_I_Opstine_Republike_Srpske_2024_WEB.pdf

Стаменковић, С. (1989). *Дневне миграције становништва (радне снаге и школске омладине) према централним насељима у Врањском крају* (68th ed.). Српско географско друштво.

Стаменковић, С., & Гатарић, Д. (2006). Чачак и његов дневни урбани систем (I део). *Гласник Српског географског друштва*, *LXXXVI*(2), 171–178.

Стаменковић, С., & Гатарић, Д. (2007). Чачак и његов дневни урбани систем (II део). *Гласник Српског Географског Друштва*, *87*, 107–112. https://doi.org/10.2298/GSGD0701107S

Стаменковић, С., & Гатарић, Д. (2008a). Дневна интеракција (радне снаге, школске деце и омладине) Београда и војвођанских насеља. *Зборник Радова*, *LVI*, 63–72.

Стаменковић, С., & Гатарић, Д. (2008b). Неки просторно-демографски аспекти дневне интеракције Београда и околине. *Гласник Српског Географског Друштва*, *LXXXVIII*(2), 45–50.

Стаменковић, С., Павловић, М., Тошић, Д., & Милинчић, М. (1995). *Дневне миграције становништва (радне снаге и ученика) према Александровцу и Брусу* (4th ed.). Географски факултет Универзитета у Београду.

Станојевић, С. (Ed.). (1929). *Народна енциклопедија српско-хрватско-словеначка IV књига С-Ш*. Библиографски завод Д.Д. Загреб.

Тошић, Д. (1999). *Просторно-функцијски односи и везе у нодалној регији Ужица*. Универзитет у Београду – Географски факултет.

Тошић, Д. (2018). *Принципи регионализације*. Универзитет у Београду – Географски факултет.

Тошић, Д., & Невенић, М. (2005). Просторно-планерске основе развоја мреже насеља општине Тутин. *Демографија*, *2*, 163-182.

Тошић, Д., & Невенић, М. (2006). Мрежа насеља општине Нови Пазар – стање и тенденције у развоју. *Гласник Српског географског друштва*, *86*(1), 151–164. https://doi.org/10.2298/GSGD0601151T

Тошић, Д., & Невенић, М. (2007). Дневни урбани систем – просторни израз дневне миграције становништва. *Демографија*, (4), 163–176.

Црнчевић, Т. (2010). Развој рударских басена и заштита природе и природних вредности на примеру Костолачког басена. In *Управљање просторним развојем у великим рударским басенима* (pp. 113–125). Институт за архитектуру и урбанизам Србије.

Џунић, Г., & Ковачевић, Б. (2010). Ризици код хазардних појава од значаја за просторни развој на примеру Костолачког угљеног басена. In *Управљање просторним развојем у великим рударским басенима* (pp. 165–184). Институт за архитектуру и урбанизам Србије.

СПИСАК ТАБЕЛА

Табела 1. Најјачи статистички значајни предиктори задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Гацко)
Табела 2. Најјачи статистички значајни предиктори задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Угљевик)
Табела 3. Најјачи статистички значајни предиктори предиктори задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Станари)
Табела 4. Најјачи предиктори задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Гацко)
Табела 5. Најјачи статистички значајан предиктор задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Угљевик)
Табела 6. Најјачи статистички значајни предиктори задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Станари)
Табела 7. Најјачи статистички значајан предиктор перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Гацко)
Табела 8. Најјачи статистички значајни предиктори перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Угљевик)
Табела 9. Најјачи статистички значајни предиктори перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Станари)
Табела 10. Најјачи статистички значајни предиктори перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (општина Гацко)
Табела 11. Најјачи статистички значајни предиктори перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (општина Угљевик)
Табела 12. Најјачи статистички значајни предиктори перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (општина Станари)
Табела 13. Тематска систематизација отворених коментара испитаника о утицајима експлоатације угља на квалитет живота и стање животне средине у насељима општине Гацко
Табела 14. Тематска систематизација отворених коментара испитаника о утицајима експлоатације угља на квалитет живота и стање животне средине у насељима општине Угљевик
Табела 15. Тематска систематизација отворених коментара испитаника о утицајима експлоатације угља на квалитет живота и стање животне средине у насељима општине Станари

СПИСАК ГРАФИКОНА

Графикон 1. Природно кретање становништва у општинама Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в)
Графикон 2. Механичко кретање становништва у општинама Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в)
Графикон 3. Структура становништва према пореклу у насељима на територији општине Гацко (2013. година)
Графикон 4. Структура становништва према пореклу у насељима на територији општине Угљевик (2013. година)
Графикон 5. Структура становништва према пореклу у насељима на територији општине Станари (2013. година)
Графикон 6. Кретање броја становника у општинама Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в)
Графикон 7. Кретање броја становника у насељима општине Гацко (1948–2013)
Графикон 8. Кретање броја становника у насељима општине Угљевик (1948–2013)
Графикон 9. Кретање броја становника у насељима општине Станари (1948–2013)
Графикон 10. Полно-старосне пирамиде насеља општине Гацко (2013. година)
Графикон 11. Полно-старосне пирамиде насеља општине Угљевик (2013. година)
Графикон 12. Полно-старосне пирамиде насеља општине Станари (2013. година)
Графикон 13. Образовна структура становништва насеља општине Гацко (2013. година)
Графикон 14. Образовна структура становништва насеља општине Угљевик (2013. година)

Графикон 15. Образовна структура становништва насеља општине Станари (2013. година)
Графикон 16. Структура запосленог становништва по секторима делатности у насељима на територији општине Гацко (2013. година)
Графикон 17. Структура запосленог становништва по секторима делатности у насељима на територији општине Угљевик (2013. година)
Графикон 18. Структура запосленог становништва по секторима делатности у насељима на територији општине Станари (2013. година)
Графикон 19. Структура извора прихода домаћинстава у насељима општине Гацко (2013. година)
Графикон 20. Структура извора прихода домаћинстава у насељима општине Угљевик (2013. година)
Графикон 21. Структура извора прихода домаћинстава у насељима општине Станари (2013. година)
Графикон 22. Удео стамбеног фонда насеља у укупном стамбеном фонду општине Гацко
Графикон 23. Динамика изградње стамбеног фонда у насељима у зони експлоатације угља у општини Гацко
Графикон 24. Удео стамбеног фонда насеља у укупном стамбеном фонду општине Угљевик
Графикон 25. Динамика изградње стамбеног фонда у насељима у зони експлоатације угља у општини Угљевик
Графикон 26. Удео стамбеног фонда насеља у укупном стамбеном фонду општине Станари
Графикон 27. Динамика изградње стамбеног фонда у насељима у зони експлоатације угља у општини Станари
Графикон 28. Тернарни дијаграм функционалне оријентације насеља на територији општине Гацко 1971. године (а) и 2013. године (б)
Графикон 29. Промена структуре запослености према секторима делатности у насеобинској мрежи општине Гацко у периоду 1971–2013. године
Графикон 30. Тернарни дијаграм функционалне оријентације насеља на територији општине Угљевик 1971. године (а) и 2013. године (б)
Графикон 31. Промена структуре запослености према секторима делатности у насеобинској мрежи општине Угљевик у периоду 1971–2013. године
Графикон 32. Тернарни дијаграм функционалне оријентације насеља на територији општине Станари 1971. године (а) и 2013. године (б)
Графикон 33. Промена структуре запослености према секторима делатности у насеобинској мрежи општине Станари у периоду 1971–2013. године
Графикон 34. Вредности централитета за насеља општине Гацко 1971. и 2013. године
Графикон 35. Хијерархија насеља општине Гацко према степену централитета 1971. (а) и 2013. године (б)
Графикон 36. Вредности SSA индекса за насеља општине Гацко 1971. и 2013. године
Графикон 37. Хијерархија насеља општине Гацко према SSA индексу 1971. (а) и 2013. године (б)
Графикон 38. Вредности SMA индекса за насеља општине Гацко 1971. и 2013. године
Графикон 39. Хијерархија насеља општине Гацко према SMA индексу 1971. (а) и 2013. године (б)
Графикон 40. Вредности централитета за насеља општине Угљевик 1971. и 2013. године
Графикон 41. Хијерархија насеља општине Угљевик према степену централитета 1971. (а) и 2013. године (б)
Графикон 42. Вредности SSA индекса за насеља општине Угљевик 1971. и 2013. године
Графикон 43. Хијерархија насеља општине Угљевик према SSA индексу 1971. (а) и 2013. године (б)
Графикон 44. Вредности SMA индекса за насеља општине Угљевик 1971. и 2013. године
Графикон 45. Хијерархија насеља општине Угљевик према SMA индексу 1971. (а) и 2013. године (б)

Графикон 46. Вредности централитета за насеља општине Станари 1971. и 2013. године (прилагођено према Delić et al., 2025)
Графикон 47. Хијерархија насеља општине Станари према степену централитета 1971. (а) и 2013. године (б) (прилагођено према Delić et al., 2025)
Графикон 48. Вредности SSA индекса за насеља општине Станари 1971. и 2013. године (прилагођено према Delić et al., 2025)
Графикон 49. Хијерархија насеља општине Станари према SSA индексу 1971. (а) и 2013. године (б) (прилагођено према Delić et al., 2025)
Графикон 50. Вредности SMA индекса за насеља општине Станари 1971. и 2013. године (прилагођено према Delić et al., 2025)
Графикон 51. Хијерархија насеља општине Станари према SMA индексу 1971. (а) и 2013. године (б) (прилагођено према Delić et al., 2025)
Графикон 52. Средње вредности задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Гацко)
Графикон 53. Средње вредности задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Угљевик)
Графикон 54. Средње вредности задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Станари)
Графикон 55. Средње вредности задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Гацко)
Графикон 56. Средње вредности задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Угљевик)
Графикон 57. Средње вредности задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Станари)
Графикон 58. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Гацко)
Графикон 59. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Угљевик)
Графикон 60. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Станари)
Графикон 61. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (општина Гацко)
Графикон 62. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (општина Угљевик)
Графикон 63. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине на поседу (општина Станари)

СПИСАК СЛИКА

Слика 1. Фунцкионална типологија насеља према Тошићу (Тошић, 1999) (а) и Грчићу (Грчић, 1999) (б) (адаптирано према Delić et al., 2025)
Слика 2. Структура истраживачких варијабли и примењених дескриптивних показатеља
Слика 3. Концептуални модел конструисања композитних индекса
Слика 4. Општине са активним рудницима угља и термоелектранама у Републици Српској
Слика 5. Поглед на површински коп и постројење термоелектране у Гацку, мај 2025. године (Аутор: Драгица Делић)
Слика 6. Поглед на површински коп и постројење термоелектране у Угљевику, јул 2025. године (Аутор: Драгица Делић)
Слика 7. Поглед на део површинског копа и постројење термоелектране у Станарима, април 2024. године (Аутор: Драгица Делић)
Слика 8. Географски положај општине Гацко у оквиру Босне и Херцеговине (Републике Српске)

Слика 9. Положај површинског копа у односу на насеље Гацко: поглед из насеља (а, б, г) и поглед из површинског копа (в), април 2025. године (Аутори: Драгица Делић и Лука Сабљић)
Слика 10. Зона одобреног експлоатационог поља и зона тренутне експлоатације угља у насеобинској мрежи општине Гацко
Слика 11. Географски положај општине Угљевик у оквиру Босне и Херцеговине (Републике Српске)
Слика 12. Положај површинског копа у односу на насеља Сарије (а) и Стари Угљевик (б), јул 2025. године (Аутори: Драгица Делић и Лука Сабљић)
Слика 13. Зона одобреног експлоатационог поља и зона тренутне експлоатације угља у насеобинској мрежи општине Угљевик
Слика 14. Географски положај општине Станари у оквиру Босне и Херцеговине (Републике Српске)
Слика 15. Положај површинског копа у односу на насеље Рашковци, април 2024. године. (Аутор: Драгица Делић)
Слика 16. Зона одобреног експлоатационог поља и зона тренутне експлоатације угља у насеобинској мрежи општине Станари
Слика 17. Геолошке карактеристике простора општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) (дигитализовано према изворима: Geološki zavod Sarajevo, 1969; Mojsilović et al., 1975; Мирковић et al., 1979; Buzaljko et al., 1980; Sofilj et al., 1984; Vrhovčić et al., 1984; Buzaljko et al., 1985; Čičić et al., 1990)
Слика 18. Педолошке карактеристике простора општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) (дигитализовано према извору: Institut za agropedologiju, 1990)
Слика 19. Надморске висине на простору општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в)
Слика 20. Нагиби терена на простору општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в)
Слика 21. Просечне годишње температуре ваздуха на територији општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) (према Бајић et al., 2023)
Слика 22. Распоред просечних годишњих количина падавина на простору општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) (према Бајић et al., 2023)
Слика 23. Демографска величина насеља општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) 2013. године
Слика 24. Општа густина насељености насеља на територији општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) 2013. године
Слика 25. Просторни распоред запосленог становништва у насељима на територији општине Гацко (2013. година)
Слика 26. Просторни распоред запосленог становништва у насељима на територији општине Угљевик (2013. година)
Слика 27. Просторни распоред запосленог становништва у насељима на територији општине Станари (2013. година)
Слика 28. Просечна величина домаћинства у насељима општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) (2013. године)
Слика 29. Просторни распоред објеката јавно-социјалних служби на територији општине Гацко
Слика 30. Просторни распоред објеката јавно-социјалних служби на територији општине Угљевик
Слика 31. Просторни распоред објеката јавно-социјалних служби на територији општине Станари
Слика 32. Саобраћајна инфраструктура у насеобинској мрежи општине Гацко
Слика 33. Урушена деоница регионалног пута Р-459 у насељу Стари Угљевик, јул 2025. године (Аутори: Драгица Делић и Лука Сабљић)
Слика 34. Саобраћајна инфраструктура у насеобинској мрежи општине Угљевик
Слика 35. Саобраћајна инфраструктура у насеобинској мрежи општине Станари
Слика 36. Просторни распоред структуре коришћења земљишта на простору општина Гацко (а), Угљевик (б) и Станари (в) (према European Environment Agency, 2019)
Слика 37. Промена демографске величине насеља општине Гацко у периоду 1971–2013. године
Слика 38. Промена демографске величине насеља општине Угљевик у периоду 1971–2013. године

Слика 39. Промена демографске величине насеља општине Станари у периоду 1971–2013. године
Слика 40. Промена густине насељености у насеобинској мрежи општине Гацко у периоду 1971–2013. године
Слика 41. Промена густине насељености у насеобинској мрежи општине Угљевик у периоду 1971–2013. године
Слика 42. Промена густине насељености у насеобинској мрежи општине Станари у периоду 1971–2013. године
Слика 43. Промена просечне величине домаћинства у насеобинској мрежи општине Гацко у периоду 1971–2013. године
Слика 44. Промена просечне величине домаћинства у насеобинској мрежи општине Угљевик у периоду 1971–2013. године
Слика 45. Промена просечне величине домаћинства у насеобинској мрежи општине Станари у периоду 1971–2013. године
Слика 46. Промена броја запосленог становништва у насељима општине Гацко (1971–2013)
Слика 47. Промена броја запосленог становништва у насељима општине Угљевик (1971–2013)
Слика 48. Промена броја запосленог становништва у насељима општине Станари (1971–2013)
Слика 49. Функционална типологија насеља општине Гацко према Тошићу (Тошић, 1999) 1971. године (а) и 2013. године (б)
Слика 50. Функционална типологија насеља општине Гацко према Грчићу (Грчић, 1999) 1971. године (а) и 2013. године (б)
Слика 51. Функционална типологија насеља општине Угљевик према Тошићу (Тошић, 1999) 1971. године (а) и 2013. године (б)
Слика 52. Функционална типологија насеља општине Угљевик према Грчићу (Грчић, 1999) 1971. године (а) и 2013. године (б)
Слика 53. Функционална типологија насеља општине Станари према Тошићу (Тошић, 1999) 1971. године (а) и 2013. године (б) (прилагођено према Delić et al., 2025)
Слика 54. Функционална типологија насеља општине Станари према Грчићу (Грчић, 1999) 1971. године (а) и 2013. године (б) (прилагођено према Delić et al., 2025)
Слика 55. Промена у структури коришћења земљишта у насеобинској мрежи општине Гацко (2000–2018)
Слика 56. Примери утицаја експлоатације на промену у структури земљишта на територији општине Гацко: деградација ливада (а, в) и пашњака (б), фебруар и септембар 2025. године (Аутори: Драгица Делић и Лука Сабљић)
Слика 57. Промена у структури коришћења земљишта у насеобинској мрежи општине Угљевик (2000–2018)
Слика 58. Примери утицаја експлоатације на промену у структури земљишта на територији општине Угљевик: деградација ливада (а, в) и дефорестација (б), септембар 2025. године (Аутори: Драгица Делић и Лука Сабљић)
Слика 59. Промена у структури коришћења земљишта у насеобинској мрежи општине Станари (2000–2018)
Слика 60. Примери утицаја експлоатације на промену у структури земљишта на територији општине Станари: дефорестација (а, б, в) и деградација обрадивог земљишта, април 2024. године (Аутори: Драгица Делић и Лука Сабљић)
Слика 61. Средње вредности задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Гацко)
Слика 62. Средње вредности задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Угљевик)
Слика 63. Средње вредности задовољства квалитетом услова живота у насељу (општина Станари)
Слика 64. Средње вредности задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Гацко)
Слика 65. Средње вредности задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Угљевик)

Слика 66. Средње вредности задовољства квалитетом стања животне средине у насељу (општина Станари)
Слика 67. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Гацко)
Слика 68. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Угљевик)
Слика 69. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота на поседу (општина Станари)
Слика 70. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на стање животне средине на поседу (општина Гацко)
Слика 71. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на стање животне средине на поседу (општина Угљевик)
Слика 72. Средње вредности перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на стање животне средине на поседу (општина Станари)

ПРИЛОЗИ

Прилог 1. Карактеристике мреже насеља општине Гацко у контексту постојеће и потенцијалне експлоатације угља

Насеље	Површина насеља (km²)	Површина тренутне обухваћености површинском експлоатацијом (km²)	Удео тренутне обухваћености површинском експлоатацијом (%)	Површина одобреног експлоатационог поља (km²)	Удео површине одобреног експлоатационог поља (%)	Најкраћа удаљеност геометријског центра насеља од тренутне границе површинског копа (m)
Автовац	9.94	0.00	0.00	3.44	34.57	2583.41
Бахори	6.06	0.00	0.00	0.00	0.00	7059.65
Башићи	7.37	0.59	8.07	1.78	24.15	2968.71
Берушица	6.96	0.00	0.00	0.00	0.00	8858.54
Брајичевићи	6.75	0.00	0.00	0.00	0.00	5861.95
Браниловићи	16.19	0.00	0.00	0.89	5.50	4672.38
Церница	9.01	0.00	0.00	0.21	2.32	6606.39
Чемерно	10.22	0.00	0.00	0.00	0.00	10385.80
Данићи	8.91	0.00	0.00	3.06	34.28	9078.62
Добрељи	22.01	0.00	0.00	6.80	30.87	9738.97
Домрке	7.72	0.00	0.00	0.00	0.00	7950.83
Доња Бодежишта	8.28	0.00	0.00	0.00	0.00	8580.98
Драмешина	3.43	0.00	0.00	0.00	0.00	8708.52
Дражљево	11.93	0.00	0.00	0.00	0.00	5790.94
Друговићи	7.81	0.20	2.54	2.29	29.27	2348.98
Дубљевићи	8.92	0.00	0.00	0.00	0.00	12089.25
Фојница	12.61	0.00	0.00	0.00	0.00	9221.79
Гацко	26.49	6.49	24.49	12.84	48.46	454.74
Гарева	9.77	0.00	0.00	3.10	31.71	8297.35
Горња Бодежишта	6.67	0.00	0.00	0.00	0.00	7816.55
Грачаница	2.41	1.39	57.55	2.16	89.49	0.00
Градина	19.61	0.00	0.00	0.00	0.00	6114.35
Ходинићи	2.09	0.00	0.00	2.09	100.00	2001.03
Игри	12.89	0.00	0.00	0.00	0.00	15458.88
Изгори	54.64	0.00	0.00	0.00	0.00	14085.43
Јабука	20.89	0.00	0.00	0.00	0.00	16681.30
Јасеник	9.11	0.00	0.00	0.00	0.00	6555.70
Југовићи	13.80	0.00	0.00	0.00	0.00	10699.63
Казанци	9.52	0.00	0.00	0.00	0.00	13527.45
Кључ	4.49	0.00	0.00	0.00	0.00	5720.08
Кокорина	6.08	0.00	0.00	0.00	0.00	13308.89
Краварево	4.27	0.00	0.00	0.00	0.00	4240.78
Кула	12.86	0.15	1.17	4.24	32.93	2617.24
Липник	10.40	0.00	0.00	0.32	3.04	7544.23
Лончари	4.72	0.00	0.00	0.00	0.00	13252.88
Лука	14.57	0.00	0.00	0.00	0.00	12606.00
Луковице	9.25	0.00	0.00	0.00	0.00	4359.35
Љесков Дуб	22.00	0.00	0.00	0.00	0.00	10952.05
Меданићи	9.80	0.00	0.00	3.77	38.46	1974.48
Међуљићи	4.00	0.00	0.00	4.00	100.00	4094.28
Мекавци	1.21	0.00	0.00	1.01	83.90	3366.67
Мелечићи	9.62	0.00	0.00	0.00	0.00	11852.32
Михољаче	9.41	0.00	0.00	5.61	59.60	3477.98
Мједеник	7.16	0.00	0.00	0.00	0.00	15401.02
Мрђеновићи	7.79	0.00	0.00	0.00	0.00	7191.88
Муховићи	3.43	0.43	12.62	1.53	44.76	1126.53
Надинићи	13.00	0.00	0.00	1.99	15.31	3398.29
Нови Дулићи	11.14	0.00	0.00	0.00	0.00	11414.04
Платице	9.70	0.00	0.00	0.00	0.00	8654.91
Пода	4.07	0.00	0.00	0.00	0.00	14129.70
Придворица	14.21	0.00	0.00	0.00	0.00	16859.23
Пржине	9.41	0.00	0.00	1.25	13.34	9219.01
Равни	3.92	0.00	0.00	0.00	0.00	6717.05

Рудо Поље	5.60	0.00	0.03	2.12	37.87	1875.10
Самобор	14.70	0.00	0.00	7.86	53.46	6394.38
Сливља	29.85	0.00	0.00	0.00	0.00	15701.57
Содери	10.53	0.00	0.00	0.00	0.00	10527.56
Срђевићи	10.32	0.10	0.98	3.49	33.83	2647.39
Стамбелићи	10.92	0.00	0.00	0.00	0.00	14254.50
Стари Дулићи	8.23	0.00	0.00	0.00	0.00	13177.53
Степен	10.81	0.00	0.00	2.03	18.80	7862.87
Столац	2.21	0.00	0.00	1.23	55.52	4126.69
Шиповица	5.66	0.00	0.00	0.00	0.00	16378.31
Шумићи	2.87	0.00	0.00	0.00	0.00	13946.69
Улиње	7.52	0.00	0.00	0.00	0.00	4994.30
Вишњево	6.59	0.00	0.00	0.00	0.00	4803.73
Вратковићи	4.41	0.00	0.00	0.00	0.00	14870.17
Врба	9.35	0.00	0.00	0.00	0.00	8593.42
Заградци	16.30	0.00	0.00	0.00	0.00	7612.83
Зуровићи	6.46	0.00	0.00	0.00	0.00	10470.43
Жањевица	7.47	0.00	0.00	0.00	0.00	10723.89

Прилог 2. Карактеристике мреже насеља општине Угљевик у контексту постојеће и потенцијалне експлоатације угља

Насеље	Површина насеља (km²)	Површина тренутне обухваћености површинском експлоатацијом (km²)	Удео тренутне обухваћености површинском експлоатацијом (%)	Површина одобреног експлоатационог поља (km²)	Удео површине одобреног експлоатационог поља (%)	Најкраћа удаљеност геометријског центра насеља од тренутне границе површинског копа (m)
Атмачићи	2.103	0.00	0.00	1.93	91.65	3267.98
Билалићи	0.026	0.00	0.00	0.00	0.00	2555.58
Богутово Село	15.865	8.35	52.64	12.48	78.68	0.00
Доња Крћина	3.902	0.00	0.00	0.00	0.00	6590.53
Доња Трнова	16.864	0.00	0.00	0.0002	0.0012	6535.57
Глиње	7.965	0.00	0.00	4.91	61.61	3737.90
Горња Крћина	4.520	0.00	0.00	0.00	0.00	6739.94
Горња Трнова	3.521	0.00	0.00	0.00	0.00	6208.87
Јањари	4.008	0.00	0.00	3.12	77.77	2925.87
Јасење	0.515	0.00	0.00	0.31	61.10	1430.15
Јасиковац	3.373	0.00	0.00	0.25	7.39	1265.22
Коренита	12.380	0.00	0.00	0.00	0.00	8016.85
Малешевци	9.430	0.00	0.00	0.00	0.00	3561.45
Мезграја	8.070	1.38	17.10	5.55	68.82	0.00
Мукат	4.552	0.00	0.00	0.01	0.30	1636.26
Станковићи						
Равно Поље	4.571	0.00	0.00	0.40	8.82	4395.24
Сарије	1.168	0.01	1.02	1.17	100.00	410.36
Средња Трнова	3.953	0.00	0.00	0.78	19.69	4735.01
Стари Угљевик	12.320	0.96	7.78	11.78	95.60	613.57
Турсуново	2.763	0.00	0.00	0.00	0.00	5097.22
Брдо						
Тутњевац	16.630	0.00	0.00	0.00	0.00	5708.63
Угљевичка	6.687	0.00	0.00	1.02	15.32	3344.51
Обријеж						
Угљевик	3.918	0.00	0.00	0.02	0.54	1003.65
Угљевик Село	4.763	0.00	0.00	4.76	100.00	1352.11
Забрђе	16.553	0.00	0.00	0.00	0.00	3224.66

Прилог 3. Карактеристике мреже насеља општине Станари у контексту постојеће и потенцијалне експлоатације угља

Насеље	Површина насеља (km²)	Површина тренутне обухваћености површинском експлоатацијом (km²)	Удео тренутне обухваћености површинском експлоатацијом (%)	Површина одобреног експлоатационог поља (km²)	Удео површине одобреног експлоатационог поља (%)	Најкраћа удаљеност геометријског центра насеља од тренутне границе површинског копа (m)
Брестово	21.518	0.00	0	0.00	0.00	5343.05
Драгаловци	13.061	0.99	7.55	3.51	26.87	1275.79
Јелањска	15.729	0.00	0.00	0.04	0.25	3016.48
Љеб	5.633	0.00	0.00	0.51	9.02	2325.99
Митровићи	7.122	0.00	0.00	0.00	0.00	3326.96
Осредак	5.582	0.00	0.00	4.84	86.71	1976.27
Остружња Горња	9.340	0.00	0.00	7.73	82.77	2716.05
Остружња Доња	11.617	0.39	3.34	7.66	65.91	458.89
Радња Доња	13.718	0.00	0.00	0.00	0.00	4182.88
Рашковци	11.976	5.55	46.37	8.13	67.88	0
Станари	12.271	0.00	0.00	1.62	13.21	1811.26
Цвртковци	10.701	0.00	0.00	0.00	0.00	1656.27
Церовица	22.688	0.00	0.00	4.35	19.16	3711.16

Прилог 4. Делатности са највећом вредношћу Хојтовог индекса у насељима општине Гацко 1971. и 2013. године

Насеље	Највиша вредност Хојтовог индекса		Делатност	
	1971.	2013.	1971.	2013.
Автовац	13.42	5.83	Индустрија и рударство	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација
Бахори	25.70	4.10	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Башићи	0.89	0.14	Индустрија и рударство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Берушица	0.90	5.37	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Брајичевићи	10.81	0.91	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Браниловићи	5.43	3.34	Грађевинастрво	Делатности пружања смештаја, припреме и послуживања хране
Церница	10.55	3.28	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Чемерно	1.64	12.20	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Данићи	18.73	0.89	Пољопривреда и рибарство	Информације и комуникације
Добрељи	18.73	14.40	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Домрке	5.45	12.92	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Доња Бодежишта	9.79	0.82	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Драмешина	5.82	/	Пољопривреда и рибарство	/
Дражљево	8.25	2.56	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Друговићи	5.36	0.00	Грађевинастрво	Пословање некретнинама
Дубљевићи	20.75	2.32	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Фојница	4.14	8.94	Култура и социјална делатност	Вађење руда и камена
Гацко	55.27	49.95	Трговина и угоститељство	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација
Гарева	39.91	0.84	Пољопривреда и рибарство	Остале услужне делатности
Горња Бодежишта	10.97	0.77	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Грачаница	2.60	2.82	Стамбена и комунална делатност	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација
Градина	9.33	13.22	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Ходинићи	4.44	1.78	Пољопривреда и рибарство	Стручне, научне и техничке делатности
Игри	0.09	/	Култура и социјална делатност	/
Изгори	69.52	21.51	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Јабука	3.35	/	Пољопривреда и рибарство	/
Јасеник	9.59	6.65	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Југовићи	21.70	0.83	Пољопривреда и рибарство	Снабдевање водом, канализација, управљање отпадом

Казанци	5.23	10.02	Пољопривреда и рибарство	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација
Кључ	5.79	1.89	Пољопривреда и рибарство	Делатности финансијског поседовања и осигурања
Кокорина	12.09	0.37	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Краварево	3.93	2.03	Пољопривреда и рибарство	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација
Кула	8.88	4.88	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Липник	35.40	29.34	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Лончари	16.61	0.85	Пољопривреда и рибарство	Грађевинарство
Лука	3.08	0.00	Шумарство	Пословање некретнинама
Луковице	7.80	30.36	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Љесков Дуб	12.64	0.88	Пољопривреда и рибарство	Саобраћај и складиштење
Меданићи	0.92	6.20	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Међуљићи	5.21	0.97	Пољопривреда и рибарство	Остале услужне делатности
Мекавци	0.79	/	Пољопривреда и рибарство	/
Мелечићи	-0.05	/	Стамбена и комунална делатност	/
Михољаче	10.86	13.78	Индустрија и рударство	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација
Мједеник	23.71	0.92	Пољопривреда и рибарство	Административне и помоћне услужне делатности
Мрђеновићи	3.05	0.76	Пољопривреда и рибарство	Државна управа, одбрана, обавезно социјално осигурање
Муховићи	1.58		Пољопривреда и рибарство	/
Надинићи	2.44	10.69	Култура и социјална делатност	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Нови Дулићи	25.00	2.66	Пољопривреда и рибарство	Саобраћај и складиштење
Платице	5.43	1.73	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Пода	7.07	/	Пољопривреда и рибарство	/
Придворица	7.42	/	Пољопривреда и рибарство	/
Пржине	9.01	9.42	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Равни	13.35	0.00	Пољопривреда и рибарство	Пословање некретнинама
Рудо Поље	9.94	4.69	Пољопривреда и рибарство	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација
Самобор	10.70	0.85	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Сливља	7.46	2.65	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Содери	10.63	0.00	Пољопривреда и рибарство	Пословање некретнинама
Срђевићи	5.20	0.54	Пољопривреда и рибарство	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација
Стамбелићи	1.78	/	Шумарство	/
Стари Дулићи	22.04	12.98	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Степен	5.91	1.46	Пољопривреда и рибарство	Образовање
Столац	2.51	0.98	Пољопривреда и рибарство	Информације и комуникације
Шиповица	1.71	1.79	Шумарство	Образовање
Шумићи	2.50	1.91	Шумарство	Стручне, научне и техничке делатности
Улиње	14.04	0.61	Пољопривреда и рибарство	Прерађивачка индустрија
Вишњево	5.42	0.73	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Вратковићи	10.51	3.48	Пољопривреда и рибарство	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација
Врба	6.89	3.74	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Заградци	12.49	1.59	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Зуровићи	0.42	/	Пољопривреда и рибарство	/
Жањевица	11.89	11.05	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство

Прилог 5. Вредности Хојтовог индекса за делатности рударства и енергетике у насељима општине Гацко 1971. и 2013. године

Вредност Хојтовог индекса за делатности рударства и енергетике			
1971. године		**2013. године**	
Автовац	13.42	Автовац	3.55
Бахори	-1.30	Бахори	-3.56
Башићи	0.89	Башићи	-3.38
Берушица	-0.37	Берушица	-1.49
Брајичевићи	-0.73	Брајичевићи	-0.36
Браниловићи	-0.47	Браниловићи	-9.08
Церница	0.79	Церница	1.15

Чемерно	-0.84	Чемерно	-2.12
Данићи	-1.54	Данићи	-3.47
Добрељи	-1.54	Добрељи	7.27
Домрке	-0.71	Домрке	-0.27
Доња Бодежишта	-0.29	Доња Бодежишта	-0.71
Драмешина	0.48	/	/
Дражљево	-0.59	Дражљево	0.31
Друговићи	-0.53	Друговићи	-1.25
Дубљевићи	-1.12	Дубљевићи	-2.67
Фојница	-1.87	Фојница	-0.53
Гацко	18.67	Гацко	45.42
Гарева	-1.08	Гарева	-3.83
Горња Бодежишта	-0.62	Горња Бодежишта	-0.89
Грачаница	-2.84	Грачаница	2.75
Градина	0.44	Градина	3.14
Ходинићи	-1.78	Ходинићи	-6.05
Игри	-0.25	/	/
Изгори	-4.40	Изгори	-5.87
Јабука	-1.08	/	/
Јасеник	-1.02	Јасеник	0.75
Југовићи	-1.30	Југовићи	-2.49
Казанци	-2.07	Казанци	9.93
Кључ	0.00	Кључ	-5.52
Кокорина	-0.70	Кокорина	-1.49
Краварево	-0.60	Краварево	1.57
Кула	-1.84	Кула	-8.36
Липник	7.39	Липник	-7.08
Лончари	-0.61	Лончари	-1.96
Лука	-1.25	Лука	-1.25
Луковице	0.20	Луковице	11.76
Љесков Дуб	-0.84	Љесков Дуб	-1.14
Меданићи	-0.81	Меданићи	0.97
Међуљићи	-0.77	Међуљићи	-1.60
Мекавци	-0.48	/	/
Мелечићи	-0.39	/	/
Михољаче	10.86	Михољаче	13.51
Мједеник	-1.10	Мједеник	-3.92
Мрђеновићи	-0.67	Мрђеновићи	-1.96
Муховићи	-0.37	/	/
Надинићи	-0.33	Надинићи	6.17
Нови Дулићи	-1.71	Нови Дулићи	0.80
Платице	-0.27	Платице	-1.07
Пода	-0.26	/	/
Придворица	-0.48	/	/
Пржине	-0.65	Пржине	-0.23
Равни	-1.08	Равни	-0.36
Рудо Поље	-1.25	Рудо Поље	4.21
Самобор	0.70	Самобор	-3.37
Сливља	-2.07	Сливља	-5.34
Содери	-1.05	Содери	-1.25
Срђевићи	0.02	Срђевићи	0.10
Стамбелићи	0.70	/	/
Стари Дулићи	-0.88	Стари Дулићи	-5.92
Степен	-1.01	Степен	-3.24
Столац	-0.32	Столац	-1.25
Шиповица	-0.39	Шиповица	-1.96
Шумићи	-0.69	Шумићи	-2.49
Улиње	0.12	Улиње	-1.05
Вишњево	-0.48	Вишњево	-1.07
Вратковићи	-1.18	Вратковићи	2.83
Врба	-0.78	Врба	-2.98
Заградци	0.26	Заградци	1.40
Зуровићи	-0.48	/	/
Жањевица	-0.78	Жањевица	-3.74

Прилог 6. Делатности са највећом вредношћу Хојтовог индекса у насељима општине Угљевик 1971. и 2013. године

Насеље	Највиша вредност Хојтовог индекса		Делатност	
	1971.	2013.	1971.	2013.
Атмачићи	4.60	78.15	Индустрија и рударство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Богутово Село	60.76	11.55	Индустрија и рударство	Вађење руда и камена
Доња Крћина	92.28	2.55	Пољопривреда и рибарство	Вађење руда и камена
Доња Трнова	109.26	53.03	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Глиње	12.02	11.85	Грађевинастрво	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Горња Крћина	102.71	28.99	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Горња Трнова	85.49	11.81	Пољопривреда и рибарство	Вађење руда и камена
Јањари	11.71	21.27	Грађевинастрво	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Јасиковац	28.99	0.92	Индустрија и рударство	Делатности домаћинстава као послодаваца
Коренита	143.16	109.95	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Крстац	14.28	/	Занатство	/
Малешевци	83.30	37.95	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Мезграја	13.90	31.37	Индустрија и рударство	Вађење руда и камена
Мукат Станковићи	/	7.52	/	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација
Равно Поље	11.43	8.42	Саобраћај	Информације и комуникације
Сарије	/	3.29	/	Вађење руда и камена
Снијежница	2.73	/	Занатство	/
Средња Трнова	5.11	56.37	Грађевинастрво	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Стари Теочак	12.02	/	Грађевинастрво	/
Стари Угљевик	/	28.09	/	Вађење руда и камена
Тутњевац	273.75	31.08	Пољопривреда и рибарство	Пољопривреда, шумарство, рибарство
Угљевичка Обријеж	44.15	29.18	Саобраћај	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација
Угљевик*	48.53	159.32	Индустрија и рударство	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација
Угљевик Село	/	11.89	/	Вађење руда и камена
Забрђе	225.34	52.55	Пољопривреда и рибарство	Снабдевање електричном енергијом, гасом и паром, климатизација

Прилог 7. Вредности Хојтовог индекса за делатности рударства и енергетике у насељима општине Угљевик 1971. и 2013. године

Вредност Хојтовог индекса за делатности рударства и енергетике			
1971. године		2013. године	
Атмачићи	4.60	Атмачићи	-25.29
Богутово Село	60.76	Богутово Село	8.96
Доња Крћина	-2.87	Доња Крћина	-7.36
Доња Трнова	-17.90	Доња Трнова	8.17
Глиње	-5.15	Глиње	-29.67
Горња Крћина	-6.30	Горња Крћина	-17.63
Горња Трнова	-5.88	Горња Трнова	-3.98
Јањари	6.30	Јањари	-31.47
Јасиковац	28.99	Јасиковац	-9.13
Коренита	-16.68	Коренита	-32.80
Крстац	-18.31	/	/
Малешевци	-9.55	Малешевци	-6.65
Мезграја	13.90	Мезграја	15.54
/	/	Мукат Станковићи	7.16
Равно Поље	-4.90	Равно Поље	-20.13
/	/	Сарије	1.04
Снијежница	-15.63	/	/
Средња Трнова	-9.99	Средња Трнова	-46.12

Стари Теочак	-6.04	/	/
/	/	Стари Угљевик	40.36
Тутњевац	-27.51	Тутњевац	-79.00
Угљевичка Обријеж	7.09	Угљевичка Обријеж	12.24
Угљевик*	48.53	Угљевик*	168.96
/	/	Угљевик Село	17.54
Забрђе	-23.47	Забрђе	29.26

Прилог 8. Делатности са највећом вредношћу Хојтовог индекса у насељима општине Станари 1971. и 2013. године

Насеље	Највиша вредност Хојтовог индекса		Делатност	
	1971.	2013.	1971.	2013.
Брестово	79.89	29.63	Пољопривреда и рибарство	Пољопривредна, шумарство и рибарство
Драгаловци	9.00	46.97	Саобраћај	Грађевинарство
Јелањска	95.24	1.62	Пољопривреда и рибарство	Уметност, забава и рекреација
Љеб	25.01	25.17	Грађевинастрво	Саобраћај и складиштење
Митровићи	51.29	11.03	Пољопривреда и рибарство	Пољопривредна, шумарство и рибарство
Осредак	39.61	5.34	Саобраћај	Саобраћај и складиштење
Остружња Горња	11.33	10.60	Индустрија и рударство	Вађење руда и камена
Остружња Доња	51.50	28.04	Индустрија и рударство	Вађење руда и камена
Радња Доња	34.56	6.94	Пољопривреда и рибарство	Грађевинарство
Рашковци	23.72	36.36	Индустрија и рударство	Вађење руда и камена
Станари	42.52	27.86	Индустрија и рударство	Вађење руда и камена
Цвртковци	105.80	92.68	Пољопривреда и рибарство	Пољопривредна, шумарство и рибарство
Церовица	108.14	19.25	Пољопривреда и рибарство	Грађевинарство

Прилог 9. Вредности Хојтовог индекса за делатности рударства и енергетике у насељима општине Станари 1971. и 2013. године

Насеље	Вредност Хојтовог индекса за делатности рударства и енергетике	
	1971. године	2013. године
Брестово	-35.67	-22.99
Драгаловци	-26.98	-11.09
Јелањска	-7.59	-10.26
Љеб	2.25	0.87
Митровићи	-11.72	-10.85
Осредак	-5.60	-7.13
Остружња Горња	11.33	9.31
Остружња Доња	51.50	33.98
Радња Доња	-6.76	-8.14
Рашковци	23.72	43.58
Станари	42.52	25.74
Цвртковци	-16.85	-15.05
Церовица	-20.14	-27.96

Прилог 10. Вредности Херфиндал-Хиршмановог индекса у насељима општине Гацко 1971. и 2013. године

	Вредности Херфиндал-Хиршмановог индекса	
	1971. година	2013. година
Автовац	0.25	0.30
Бахори	0.95	0.72
Башићи	0.80	1.00
Берушица	1.00	0.51
Брајичевићи	1.00	1.00
Браниловићи	0.67	0.22
Церница	0.80	0.28
Чемерно	0.73	0.38
Данићи	0.95	0.24
Добрељи	0.98	0.36
Домрке	1.00	0.54

Доња Бодежишта	1.00	1.00
Драмешина	0.86	/
Дражљево	0.94	0.36
Друговићи	0.76	/
Дубљевићи	0.94	0.63
Фојница	0.50	0.23
Гацко	0.17	0.23
Гарева	0.92	0.24
Горња Бодежишта	1.00	1.00
Грачаница	0.75	0.68
Градина	0.81	0.25
Ходинићи	0.88	0.22
Игри	0.88	/
Изгори	0.73	0.64
Јабука	0.85	/
Јасеник	0.89	0.30
Југовићи	0.97	1.00
Казанци	0.95	0.52
Кључ	0.91	0.19
Кокорина	0.95	0.50
Краварево	1.00	0.52
Кула	0.87	0.25
Липник	0.73	0.30
Лончари	1.00	0.50
Лука	0.53	/
Луковице	0.90	0.33
Љесков Дуб	1.00	0.50
Меданићи	0.94	0.27
Међуљићи	0.90	0.33
Мекавци	0.82	/
Мелечићи	1.00	/
Михољаче	0.48	0.29
Мједеник	0.97	0.33
Мрђеновићи	0.94	1.00
Муховићи	0.89	/
Надинићи	0.67	0.34
Нови Дулићи	0.96	0.42
Платице	0.80	1.00
Пода	1.00	/
Придворица	1.00	/
Пржине	0.94	0.30
Равни	1.00	/
Рудо Поље	0.85	0.40
Самобор	0.83	0.28
Сливља	0.95	0.50
Содери	0.93	/
Срђевићи	0.88	0.45
Стамбелићи	0.54	/
Стари Дулићи	0.97	0.35
Степен	0.75	0.23
Столац	1.00	0.33
Шиповица	0.65	0.56
Шумићи	0.70	0.50
Улиње	0.82	0.32
Вишњево	0.92	1.00
Вратковићи	0.93	0.72
Врба	0.78	0.32
Заградци	0.95	/
Зуровићи	1.00	0.36
Жањевица	0.95	1.00

Прилог 11. Вредности Херфиндал-Хиршмановог индекса у насељима општине Угљевик 1971. и 2013. године

	Вредности Херфиндал-Хиршмановог индекса	
	1971. година	**2013. година**
Атмачићи	0.65	0.45
Богутово Село	0.68	0.18
Доња Крћина	0.92	0.19

Доња Трнова	0.81	0.16
Глиње	0.67	0.25
Горња Крћина	1.00	0.46
Горња Трнова	0.97	0.16
Јањари	0.48	0.24
Јасиковац	0.53	0.30
Коренита	0.97	0.48
Крстац	0.66	/
Малешевци	0.95	0.28
Мезграја	0.76	0.20
Равно Поље	0.63	0.10
Снијежница	0.78	/
Средња Трнова	0.74	0.36
Стари Теочак	0.71	/
Тутњевац	0.96	0.24
Угљевичка Обријеж	0.45	0.23
Угљевик	0.51	0.17
Забрђе	0.91	0.17
Мукат-Станковићи*	/	0.19
Сарије*	/	0.68
Стари Угљевик*	/	0.19
Угљевик Село*	/	0.17

Прилог 12. Вредности Херфиндал-Хиршмановог индекса у насељима општине Станари 1971. и 2013. године

	Вредности Херфиндал-Хиршмановог индекса	
	1971. година	**2013. година**
Брестово	0.91	0.36
Драгаловци	0.69	0.30
Јелањска	0.73	0.13
Љеб	0.43	0.20
Митровићи	0.90	0.32
Осредак	0.46	0.15
Оструж̌ња Горња	0.51	0.18
Оструж̌ња Доња	0.45	0.13
Радња Доња	0.81	0.14
Рашковци	0.47	0.17
Станари	0.32	0.13
Цвртковци	0.78	0.43
Церовица	0.73	0.18

Прилог 13. Резултати дескриптивне статистике за демографске карактеристике испитаника у општини Гацко

Варијабла	Категорија	N	%	Min	Max	Mean	Median	Mode	SD	Skewness	Kurtosis
Пол	Мушки	158	40.50	1	2	1.59	2	2	0.49	-0.388	-1.859
	Женски	232	59.50	1	2	1.59	2	2	0.49	-0.388	-1.859
Старост	20–29	31	7.90	1	5	3.99	4	3	1.10	-0.096	-0.880
	30–39	118	30.30	1	5	3.99	4	3	1.10	-0.096	-0.880
	40–49	103	26.40	1	5	3.99	4	3	1.10	-0.096	-0.880
	50–59	100	25.60	1	5	3.99	4	3	1.10	-0.096	-0.880
	60–69	38	9.70	1	5	3.99	4	3	1.10	-0.096	-0.880
Образовање	НК	6	1.50	1	10	5.56	6	7	1.66	-0.228	-0.776
	КВ	18	4.60	1	10	5.56	6	7	1.66	-0.228	-0.776
	ССС	133	34.10	1	10	5.56	6	7	1.66	-0.228	-0.776
	ВКВ	28	7.20	1	10	5.56	6	7	1.66	-0.228	-0.776
	ВШС	24	6.20	1	10	5.56	6	7	1.66	-0.228	-0.776
	ВСС	163	41.80	1	10	5.56	6	7	1.66	-0.228	-0.776
	Мр	13	3.30	1	10	5.56	6	7	1.66	-0.228	-0.776
	Др	3	0.80	1	10	5.56	6	7	1.66	-0.228	-0.776
	Нема одговора	2	0.50	1	10	5.56	6	7	1.66	-0.228	-0.776

Прилог 14. Резултати дескриптивне статистике за демографске карактеристике испитаника у општини Угљевик

Варијабла	Категорија	N	%	Min	Max	Mean	Median	Mode	SD	Skewness	Kurtosis
Пол	Мушки	267	47.8	1	2	1.522	2	2	0.5	-0.086	-2
	Женски	291	52.2	1	2	1.522	2	2	0.5	-0.086	-2
Старост	20–29	67	12.0	2	6	3.862	4	3	1.18	0.243	-0.811
	30–39	170	30.5	2	6	3.862	4	3	1.18	0.243	-0.811
	40–49	157	28.1	2	6	3.862	4	3	1.18	0.243	-0.811
	50–59	101	18.1	2	6	3.862	4	3	1.18	0.243	-0.811
	60–69	63	11.3	2	6	3.862	4	3	1.18	0.243	-0.811
Образовање	НК	8	1.40	1	10	5.425	5	7	1.66	-0.167	-1.094
	ПК-НСС	3	0.50	1	10	5.425	5	7	1.66	-0.167	-1.094
	КВ	25	4.50	1	10	5.425	5	7	1.66	-0.167	-1.094
	ССС	221	39.60	1	10	5.425	5	7	1.66	-0.167	-1.094
	ВКВ	34	6.10	1	10	5.425	5	7	1.66	-0.167	-1.094
	ВШС	8	1.40	1	10	5.425	5	7	1.66	-0.167	-1.094
	ВСС	239	42.80	1	10	5.425	5	7	1.66	-0.167	-1.094
	Мр	18	3.20	1	10	5.425	5	7	1.66	-0.167	-1.094
	Др	1	0.20	1	10	5.425	5	7	1.66	-0.167	-1.094
	Нема одговора	1	0.20	1	10	5.425	5	7	1.66	-0.167	-1.094

Прилог 15. Резултати дескриптивне статистике за демографске карактеристике испитаника у општини Станари

Варијабла	Категорија	N	%	Min	Max	Mean	Median	Mode	SD	Skewness	Kurtosis
Пол	Мушки	211	51.10	1	2	1.49	1	1	0.50	0.04	-2.01
	Женски	202	48.90	1	2	1.49	1	1	0.50	0.04	-2.01
Старост	20–29	70	16.90	2	6	3.79	4	3	1.27	0.28	-0.95
	30–39	121	29.30	2	6	3.79	4	3	1.27	0.28	-0.95
	40–49	101	24.50	2	6	3.79	4	3	1.27	0.28	-0.95
	50–59	68	16.50	2	6	3.79	4	3	1.27	0.28	-0.95
	60–69	53	12.80	2	6	3.79	4	3	1.27	0.28	-0.95
Образовање	НК	37	9.00	1	10	4.16	4	4	1.74	0.94	2.25
	ПК–НСС	2	0.50	1	10	4.16	4	4	1.74	0.94	2.25
	КВ	54	13.10	1	10	4.16	4	4	1.74	0.94	2.25
	ССС	240	58.10	1	10	4.16	4	4	1.74	0.94	2.25
	ВКВ	17	4.10	1	10	4.16	4	4	1.74	0.94	2.25
	ВШС	8	1.90	1	10	4.16	4	4	1.74	0.94	2.25
	ВСС	39	9.40	1	10	4.16	4	4	1.74	0.94	2.25
	Мр	6	1.50	1	10	4.16	4	4	1.74	0.94	2.25
	Нема одговора	10	2.40	1	10	4.16	4	4	1.74	0.94	2.25

Прилог 16. Резултати дескриптивне статистике за социо-економске карактеристике испитаника у општини Гацко

Варијабла	Категорија	N	%	Min	Max	Mean	Median	Mode	SD	Skewness	Kurtosis
Запосленост	Запослени	358	91.80	1	4	1.11	1	1	0.44	4.942	27.363
	Незапослени	26	6.70	1	4	1.11	1	1	0.44	4.942	27.363
	Пензионер	6	1.50	1	4	1.11	1	1	0.44	4.942	27.363
Сектор запослености	II сектор	209	53.60	2	7	3.02	2	2	1.19	0.705	-0.428
	III сектор	12	3.10	2	7	3.02	2	2	1.19	0.705	-0.428
	IV сектор	134	34.40	2	7	3.02	2	2	1.19	0.705	-0.428
	Незапослени	26	6.70	2	7	3.02	2	2	1.19	0.705	-0.428
	Пензионер	6	1.50	2	7	3.02	2	2	1.19	0.705	-0.428
	Нема одговора	3	0.80	2	7	3.02	2	2	1.19	0.705	-0.428
Број година рада у предузећу	< 1 године	1	0.30	1	12	5.11	5	5	2.00	0.900	1.061
	1–2 године	24	6.20	1	12	5.11	5	5	2.00	0.900	1.061
	3–5 година	55	14.10	1	12	5.11	5	5	2.00	0.900	1.061
	6–10 година	81	20.80	1	12	5.11	5	5	2.00	0.900	1.061
	11–20 година	90	23.10	1	12	5.11	5	5	2.00	0.900	1.061
	21–30 година	67	17.20	1	12	5.11	5	5	2.00	0.900	1.061
	31–40 година	33	8.50	1	12	5.11	5	5	2.00	0.900	1.061
	> 40 година	2	0.50	1	12	5.11	5	5	2.00	0.900	1.061
	Незапослени	26	6.70	1	12	5.11	5	5	2.00	0.900	1.061

	Пензионер	6	1.50	1	12	5.11	5	5	2.00	0.900	1.061
	Нема одговора	5	1.30	1	12	5.11	5	5	2.00	0.900	1.061

Прилог 17. Резултати дескриптивне статистике за социо-економске карактеристике испитаника у општини Угљевик

Варијабла	Категорија	N	%	Min	Max	Mean	Median	Mode	SD	Skewness	Kurtosis
Запосленост	Запослени	479	85,8	1	4	1,23	1,0	1,0	0,66	3,34	10,81
	Незапослени	55	9,9	1	4	1,23	1,0	1,0	0,66	3,34	10,81
	Пензионер	24	4,3	1	4	1,23	1,0	1,0	0,66	3,34	10,81
Сектор запослености	II сектор	227	40,7	2	7	3,34	4,0	2,0	1,27	0,45	–0,62
	III сектор	37	6,6	2	7	3,34	4,0	2,0	1,27	0,45	–0,62
	IV сектор	210	37,6	2	7	3,34	4,0	2,0	1,27	0,45	–0,62
	Незапослени	54	9,7	2	7	3,34	4,0	2,0	1,27	0,45	–0,62
	Пензионер	24	4,3	2	7	3,34	4,0	2,0	1,27	0,45	–0,62
	Нема одговора	6	1,1	2	7	3,34	4,0	2,0	1,27	0,45	–0,62
Број година рада у предузећу	< 1 године	18	3,2	1	12	5,17	5,0	5,0	2,43	0,81	0,25
	1–2 године	35	6,3	1	12	5,17	5,0	5,0	2,43	0,81	0,25
	3–5 година	85	15,2	1	12	5,17	5,0	5,0	2,43	0,81	0,25
	6–10 година	103	18,5	1	12	5,17	5,0	5,0	2,43	0,81	0,25
	11–20 година	137	24,6	1	12	5,17	5,0	5,0	2,43	0,81	0,25
	21–30 година	59	10,6	1	12	5,17	5,0	5,0	2,43	0,81	0,25
	31–40 година	28	5,0	1	12	5,17	5,0	5,0	2,43	0,81	0,25
	> 40 година	3	0,5	1	12	5,17	5,0	5,0	2,43	0,81	0,25
	Незапослени	54	9,7	1	12	5,17	5,0	5,0	2,43	0,81	0,25
	Пензионер	24	4,3	1	12	5,17	5,0	5,0	2,43	0,81	0,25
	Нема одговора	12	2,2	1	12	5,17	5,0	5,0	2,43	0,81	0,25

Прилог 18. Резултати дескриптивне статистике за социо-економске карактеристике испитаника у општини Станари

Варијабла	Категорија	N	%	Min	Max	Mean	Median	Mode	SD	Skewness	Kurtosis
Запосленост	Да	289	70.00	1	4	1.49	1	1	0.90	1.95	2.69
	Не	84	20.30	1	4	1.49	1	1	0.90	1.95	2.69
	Пензионер/ка	39	9.40	1	4	1.49	1	1	0.90	1.95	2.69
	Нема одговора	1	0.20	1	4	1.49	1	1	0.90	1.95	2.69
Сектор запослености	I сектор	1	0.20	1	7	3.84	4	2	1.70	0.34	-1.15
	II сектор	153	37.00	1	7	3.84	4	2	1.70	0.34	-1.15
	III сектор	27	6.50	1	7	3.84	4	2	1.70	0.34	-1.15
	IV сектор	75	18.20	1	7	3.84	4	2	1.70	0.34	-1.15
	Незапослен	82	19.90	1	7	3.84	4	2	1.70	0.34	-1.15
	Пензионер/ка	39	9.40	1	7	3.84	4	2	1.70	0.34	-1.15
	Нема одговора	36	8.70	1	7	3.84	4	2	1.70	0.34	-1.15
Број година рада у предузећу	< 1 година	17	4.10	1	12	5.71	5	4	3.00	0.56	-0.77
	1–2 године	29	7.00	1	12	5.71	5	4	3.00	0.56	-0.77
	3–5 година	51	12.30	1	12	5.71	5	4	3.00	0.56	-0.77
	6–10 година	90	21.80	1	12	5.71	5	4	3.00	0.56	-0.77
	11–20 година	65	15.70	1	12	5.71	5	4	3.00	0.56	-0.77
	21–30 година	21	5.10	1	12	5.71	5	4	3.00	0.56	-0.77
	31–40 година	25	6.10	1	12	5.71	5	4	3.00	0.56	-0.77
	> 40 година	2	0.50	1	12	5.71	5	4	3.00	0.56	-0.77
	Незапослен	50	12.10	1	12	5.71	5	4	3.00	0.56	-0.77
	Пензионер	39	9.40	1	12	5.71	5	4	3.00	0.56	-0.77
	Нема одговора	24	5.80	1	12	5.71	5	4	3.00	0.56	-0.77

Прилог 19. Резултати дескриптивне статистике за социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава у општини Гацко

Варијабла	Категорија	N	%	Min	Max	Mean	Median	Mode	SD	Skewness	Kurtosis
Величина домаћинства	Једночлано	16	4.10	1	6	3.83	4	5	1.15	-0.718	-0.37
	Двочлано	43	11.00	1	6	3.83	4	5	1.15	-0.718	-0.37
	Трочлано	74	19.00	1	6	3.83	4	5	1.15	-0.718	-0.37
	Четворочлано	118	30.30	1	6	3.83	4	5	1.15	-0.718	-0.37
	Петочлано и више	138	35.40	1	6	3.83	4	5	1.15	-0.718	-0.37
	Нема одговора	1	0.30	1	6	3.83	4	5	1.15	-0.718	-0.37
Тип домаћинства	Самачко домаћинство	16	4.10	1	11	5.8	6	6	2.62	0.194	-0.598
	Домаћинство пара без деце	41	10.50	1	11	5.8	6	6	2.62	0.194	-0.598

	Породица са једним дететом	19	4.90	1	11	5.8	6	6	2.62	0.194	-0.598
	Породица са двоје деце	40	10.30	1	11	5.8	6	6	2.62	0.194	-0.598
	Породица са троје или више деце	18	4.60	1	11	5.8	6	6	2.62	0.194	-0.598
	Вишегенерацијско домаћинство	176	45.10	1	11	5.8	6	6	2.62	0.194	-0.598
	Вишегенерацијско са децом	78	20.00	1	11	5.8	6	6	2.62	0.194	-0.598
	Нема одговора	2	0.50	1	11	5.8	6	6	2.62	0.194	-0.598
Извори прихода	Непољопривредне делатности	256	65.60	1	6	2.44	1	1	2.12	0.895	-1.099
	Пољопривредне делатности	13	3.30	1	6	2.44	1	1	2.12	0.895	-1.099
	Пензија	4	1.00	1	6	2.44	1	1	2.12	0.895	-1.099
	Социјална примања	4	1.00	1	6	2.44	1	1	2.12	0.895	-1.099
	Остали приходи	36	9.20	1	6	2.44	1	1	2.12	0.895	-1.099
	Више извора	77	19.70	1	6	2.44	1	1	2.12	0.895	-1.099
Број чланова који раде у РиТЕ	1	169	43.30	1	6	2.62	2	1	2.01	0.938	-0.849
	2	99	25.40	1	6	2.62	2	1	2.01	0.938	-0.849
	3	25	6.40	1	6	2.62	2	1	2.01	0.938	-0.849
	4	2	0.50	1	6	2.62	2	1	2.01	0.938	-0.849
	0	95	24.40	1	6	2.62	2	1	2.01	0.938	-0.849
Становање на властитом поседу	Да	355	91.00	1	3	1.09	1	1	0.29	3.115	8.919
	Не	34	8.70	1	3	1.09	1	1	0.29	3.115	8.919
	Нема одговора	1	0.30	1	3	1.09	1	1	0.29	3.115	8.919
Величина поседа	< 100 m²	131	33.60	1	7	3.56	2	1	2.52	0.348	-1.651
	100–500 m²	72	18.50	1	7	3.56	2	1	2.52	0.348	-1.651
	501–1 000 m²	23	5.90	1	7	3.56	2	1	2.52	0.348	-1.651
	1 001–5 000 m²	16	4.10	1	7	3.56	2	1	2.52	0.348	-1.651
	5 001–10 000 m²	5	1.30	1	7	3.56	2	1	2.52	0.348	-1.651
	> 10 000 m²	46	11.80	1	7	3.56	2	1	2.52	0.348	-1.651
	Нема одговора	97	24.90	1	7	3.56	2	1	2.52	0.348	-1.651
Посед предвиђен за експропријацију	Да	12	3.10	1	4	2.29	2	2	0.53	0.477	0.031
	Не	255	65.40	1	4	2.29	2	2	0.53	0.477	0.031
	Не знам	119	30.50	1	4	2.29	2	2	0.53	0.477	0.031
	Нема одговора	4	1.00	1	4	2.29	2	2	0.53	0.477	0.031
Начин становања	Властита кућа	238	61.00	1	4	1.46	1	1	0.66	1.596	2.987
	Властити стан	132	33.80	1	4	1.46	1	1	0.66	1.596	2.987
	Подстанар	11	2.80	1	4	1.46	1	1	0.66	1.596	2.987
	Код родбине	9	2.30	1	4	1.46	1	1	0.66	1.596	2.987
Период изградње објекта	до 1945.	11	2.80	1	10	5.01	5	5	1.74	0.413	0.995
	1946–1960.	18	4.60	1	10	5.01	5	5	1.74	0.413	0.995
	1961–1970.	22	5.60	1	10	5.01	5	5	1.74	0.413	0.995
	1971–1980.	95	24.40	1	10	5.01	5	5	1.74	0.413	0.995
	1981–1990.	130	33.30	1	10	5.01	5	5	1.74	0.413	0.995
	1991–2000.	35	9.00	1	10	5.01	5	5	1.74	0.413	0.995
	2001–2010.	58	14.90	1	10	5.01	5	5	1.74	0.413	0.995
	2011–2020.	6	1.50	1	10	5.01	5	5	1.74	0.413	0.995
	2021. или касније	3	0.80	1	10	5.01	5	5	1.74	0.413	0.995
	Нема одговора	12	3.10	1	10	5.01	5	5	1.74	0.413	0.995
Спратност објекта	Приземни	31	7.90	1	8	2.88	2	2	1.36	1.08	0.98
	П+1	175	44.90	1	8	2.88	2	2	1.36	1.08	0.98
	П+2	82	21.00	1	8	2.88	2	2	1.36	1.08	0.98
	П+3	35	9.00	1	8	2.88	2	2	1.36	1.08	0.98
	П+4	55	14.10	1	8	2.88	2	2	1.36	1.08	0.98
	П+5–9	7	1.80	1	8	2.88	2	2	1.36	1.08	0.98
	П+10 и више	1	0.30	1	8	2.88	2	2	1.36	1.08	0.98
	Нема одговора	4	1.00	1	8	2.88	2	2	1.36	1.08	0.98
Објекат предвиђен за експропријацију	Да	11	2.80	1	4	2.31	2	2	0.53	0.408	-0.214
	Не	251	64.40	1	4	2.31	2	2	0.53	0.408	-0.214
	Не знам	125	32.10	1	4	2.31	2	2	0.53	0.408	-0.214
	Нема одговора	3	0.80	1	4	2.31	2	2	0.53	0.408	-0.214

Прилог 20. Резултати дескриптивне статистике за социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава у општини Угљевик

Варијабла	Категорија	N	%	Min	Max	Mean	Median	Mode	SD	Skewness	Kurtosis
Величина домаћинства	Једночлано	23	4.10	1	5	3.81	4	5	1.2	-0.714	-0.426
	Двочлано	64	11.50	1	5	3.81	4	5	1.2	-0.714	-0.426
	Трочлано	106	19.00	1	5	3.81	4	5	1.2	-0.714	-0.426
	Четворочлано	167	29.90	1	5	3.81	4	5	1.2	-0.714	-0.426
	Петочлано и више	198	35.5	1	5	3.81	4	5	1.2	-0.714	-0.426
Тип домаћинства	Самачко домаћинство	23	4.10	1	11	6.19	6	6	2.7	0.032	-0.84
	Домаћинство пара без деце	45	8.10	1	11	6.19	6	6	2.7	0.032	-0.84
	Породица са једним дететом	23	4.10	1	11	6.19	6	6	2.7	0.032	-0.84
	Породица са двоје деце	57	10.20	1	11	6.19	6	6	2.7	0.032	-0.84
	Породица са троје или више деце	21	3.80	1	11	6.19	6	6	2.7	0.032	-0.84
	Вишегенерацијско домаћинство	233	41.80	1	11	6.19	6	6	2.7	0.032	-0.84
	Једнородитељско са једним дететом	4	0.70	1	11	6.19	6	6	2.7	0.032	-0.84
	Једнородитељско са двоје деце	4	0.70	1	11	6.19	6	6	2.7	0.032	-0.84
	Вишегенерацијско са децом	147	26.30	1	11	6.19	6	6	2.7	0.032	-0.84
	Нема одговора	1	0.20	1	11	6.19	6	6	2.7	0.032	-0.84
Извори прихода	Непољопривредне делатности	364	65.20	1	6	2.19	1	1	1.9	1.235	-0.241
	Пољопривредне делатности	48	8.60	1	6	2.19	1	1	1.9	1.235	-0.241
	Пензија	23	4.10	1	6	2.19	1	1	1.9	1.235	-0.241
	Социјална примања	2	0.40	1	6	2.19	1	1	1.9	1.235	-0.241
	Остали приходи	42	7.50	1	6	2.19	1	1	1.9	1.235	-0.241
	Више извора	79	14.20	1	6	2.19	1	1	1.9	1.235	-0.241
Број чланова који раде у РиТЕ	0	250	44.80	0	6	3.41	2	6	2.4	0.133	-1.921
	1	226	40.50	0	6	3.41	2	6	2.4	0.133	-1.921
	2	74	13.30	0	6	3.41	2	6	2.4	0.133	-1.921
	3	4	0.70	0	6	3.41	2	6	2.4	0.133	-1.921
	4	4	0.70	0	6	3.41	2	6	2.4	0.133	-1.921
Становање на властитом поседу	Да	499	89.40	1	3	1.11	1	1	0.3	2.825	7.16
	Не	57	10.20	1	3	1.11	1	1	0.3	2.825	7.16
	Нема одговора	2	0.40	1	3	1.11	1	1	0.3	2.825	7.16
Величина поседа	< 100 m²	118	21.10	1	7	3.79	4	1	2.1	0.181	-1.267
	100–500 m²	64	11.50	1	7	3.79	4	1	2.1	0.181	-1.267
	501–1 000 m²	78	14.00	1	7	3.79	4	1	2.1	0.181	-1.267
	1 001–5 000 m²	107	19.20	1	7	3.79	4	1	2.1	0.181	-1.267
	5 001–10 000 m²	36	6.50	1	7	3.79	4	1	2.1	0.181	-1.267
	> 10 000 m²	55	9.90	1	7	3.79	4	1	2.1	0.181	-1.267
	Нема одговора	99	17.70	1	7	3.79	4	1	2.1	0.181	-1.267
Посед предвиђен за експропријацију	Да	23	4.10	1	4	2.09	2	2	0.4	1.211	4.759
	Не	467	83.70	1	4	2.09	2	2	0.4	1.211	4.759
	Не знам	63	11.30	1	4	2.09	2	2	0.4	1.211	4.759
	Нема одговора	5	0.90	1	4	2.09	2	2	0.4	1.211	4.759
Начин становања	Властита кућа	406	72.80	1	4	1.34	1	1	0.6	2.117	4.944
	Властити стан	127	22.80	1	4	1.34	1	1	0.6	2.117	4.944
	Подстанар	15	2.70	1	4	1.34	1	1	0.6	2.117	4.944
	Код родбине	10	1.80	1	4	1.34	1	1	0.6	2.117	4.944
Период изградње објекта	до 1945.	1	0.20	1	10	5.78	5	5	1.6	0.369	0.006
	1946–1960.	6	1.10	1	10	5.78	5	5	1.6	0.369	0.006
	1961–1970.	17	3.00	1	10	5.78	5	5	1.6	0.369	0.006
	1971–1980.	70	12.50	1	10	5.78	5	5	1.6	0.369	0.006
	1981–1990.	204	36.60	1	10	5.78	5	5	1.6	0.369	0.006
	1991–2000.	80	14.30	1	10	5.78	5	5	1.6	0.369	0.006
	2001–2010.	90	16.10	1	10	5.78	5	5	1.6	0.369	0.006
	2011–2020.	69	12.40	1	10	5.78	5	5	1.6	0.369	0.006
	2021. или касније	10	1.80	1	10	5.78	5	5	1.6	0.369	0.006
	Нема одговора	11	2.00	1	10	5.78	5	5	1.6	0.369	0.006
Спратност објекта	Приземни	82	14.70	1	8	2.55	2	2	1.4	1.527	2.542
	П+1	300	53.80	1	8	2.55	2	2	1.4	1.527	2.542
	П+2	59	10.60	1	8	2.55	2	2	1.4	1.527	2.542
	П+3	57	10.20	1	8	2.55	2	2	1.4	1.527	2.542

	П+4	40	7.20	1	8	2.55	2	2	1.4	1.527	2.542
	П+5–9	12	2.20	1	8	2.55	2	2	1.4	1.527	2.542
	П+10 и више	1	0.20	1	8	2.55	2	2	1.4	1.527	2.542
	Нема одговора	7	1.30	1	8	2.55	2	2	1.4	1.527	2.542
Објекат предвиђен за експропријацију	Да	23	4.10	1	4	2.08	2	2	0.4	1.06	4.609
	Не	471	84.40	1	4	2.08	2	2	0.4	1.06	4.609
	Не знам	61	10.90	1	4	2.08	2	2	0.4	1.06	4.609
	Нема одговора	3	0.50	1	4	2.08	2	2	0.4	1.06	4.609

Прилог 21. Резултати дескриптивне статистике за социо-економске и стамбене карактеристике домаћинстава у општини Станари

Варијабла	Категорија	N	%	Min	Max	Mean	Median	Mode	SD	Skewness	Kurtosis
Величина домаћинства	Једночлано	12	2.90	1	6	3.81	4	5	1.16	-0.63	-0.67
	Двочлано	60	14.50	1	6	3.81	4	5	1.16	-0.63	-0.67
	Трочлано	71	17.20	1	6	3.81	4	5	1.16	-0.63	-0.67
	Четворочлано	121	29.30	1	6	3.81	4	5	1.16	-0.63	-0.67
	Петочлано и више	147	35.60	1	6	3.81	4	5	1.16	-0.63	-0.67
Тип домаћинства	Самачко домаћинство	12	2.90	1	11	6.06	6	6	2.81	0.14	-1.04
	Домаћинство пара без деце	44	10.70	1	11	6.06	6	6	2.81	0.14	-1.04
	Породица са једним дететом	22	5.30	1	11	6.06	6	6	2.81	0.14	-1.04
	Породица са двоје деце	49	11.90	1	11	6.06	6	6	2.81	0.14	-1.04
	Породица са троје и више деце	27	6.50	1	11	6.06	6	6	2.81	0.14	-1.04
	Вишегенерацијско домаћинство	137	33.20	1	11	6.06	6	6	2.81	0.14	-1.04
	Једнородитељско са једним дететом	4	1.00	1	11	6.06	6	6	2.81	0.14	-1.04
	Једнородитељско са двоје деце	1	0.20	1	11	6.06	6	6	2.81	0.14	-1.04
	Једнородитељско са троје деце	3	0.70	1	11	6.06	6	6	2.81	0.14	-1.04
	Вишегенерацијско са децом	108	26.20	1	11	6.06	6	6	2.81	0.14	-1.04
Извори прихода	Непољопривредне делатности	236	57.10	1	7	2.48	1	1	2.06	1.00	-0.66
	Пољопривредне делатности	36	8.70	1	7	2.48	1	1	2.06	1.00	-0.66
	Пензија	36	8.70	1	7	2.48	1	1	2.06	1.00	-0.66
	Социјална примања	3	0.70	1	7	2.48	1	1	2.06	1.00	-0.66
	Остали приходи	28	6.80	1	7	2.48	1	1	2.06	1.00	-0.66
	Више извора	60	14.50	1	7	2.48	1	1	2.06	1.00	-0.66
	Нема одговора	14	3.40	1	7	2.48	1	1	2.06	1.00	-0.66
Број чланова који раде у РиТЕ	0	204	49.40	0	6	3.78	6	6	2.42	-0.15	-1.9
	1	151	36.60	0	6	3.78	6	6	2.42	-0.15	-1.9
	2	36	8.70	0	6	3.78	6	6	2.42	-0.15	-1.9
	3	8	1.90	0	6	3.78	6	6	2.42	-0.15	-1.9
	4	1	0.20	0	6	3.78	6	6	2.42	-0.15	-1.9
Становање на властитом поседу	Да	345	83.50	1	2	1.18	1	1	0.41	2.21	4.17
	Не	63	15.30	1	2	1.18	1	1	0.41	2.21	4.17
	Нема одговора	5	1.20	1	2	1.18	1	1	0.41	2.21	4.17
Величина поседа	< 100 m²	11	2.70	1	7	5.18	6	6	1.73	-0.53	-0.79
	100–500 m²	21	5.10	1	7	5.18	6	6	1.73	-0.53	-0.79
	501–1 000 m²	36	8.70	1	7	5.18	6	6	1.73	-0.53	-0.79
	1 001–5 000 m²	98	23.70	1	7	5.18	6	6	1.73	-0.53	-0.79
	5 001–10 000 m²	39	9.40	1	7	5.18	6	6	1.73	-0.53	-0.79
	>10 000 m²	65	15.70	1	7	5.18	6	6	1.73	-0.53	-0.79
	Нема одговора	143	34.60	1	7	5.18	6	6	1.73	-0.53	-0.79
Посед предвиђен за експропријацију	Да	13	3.10	1	4	2.38	2	2	0.59	0.34	-0.15
	Не	239	57.90	1	4	2.38	2	2	0.59	0.34	-0.15
	Не знам	151	36.60	1	4	2.38	2	2	0.59	0.34	-0.15
	Нема одговора	9	2.20	1	4	2.38	2	2	0.59	0.34	-0.15
Начин становања	Властита кућа	341	82.60	1	5	1.36	1	1	0.89	2.54	5.98
	Властити стан	24	5.80	1	5	1.36	1	1	0.89	2.54	5.98
	Подстанар	22	5.30	1	5	1.36	1	1	0.89	2.54	5.98
	Код родбине	24	5.80	1	5	1.36	1	1	0.89	2.54	5.98
Период изградње објекта	До 1945.	8	1.90	1	10	5.37	5	5	2.07	0.11	-0.67
	1946–1960.	26	6.30	1	10	5.37	5	5	2.07	0.11	-0.67
	1961–1970.	41	9.90	1	10	5.37	5	5	2.07	0.11	-0.67
	1971–1980.	74	17.90	1	10	5.37	5	5	2.07	0.11	-0.67

	1981–1990.	87	21.10	1	10	5.37	5	5	2.07	0.11	-0.67
	1991–2000.	28	6.80	1	10	5.37	5	5	2.07	0.11	-0.67
	2001–2010.	75	18.20	1	10	5.37	5	5	2.07	0.11	-0.67
	2011–2020.	42	10.20	1	10	5.37	5	5	2.07	0.11	-0.67
	2021. или касније	17	4.10	1	10	5.37	5	5	2.07	0.11	-0.67
	Нема одговора	9	2.20	1	10	5.37	5	5	2.07	0.11	-0.67
Спратност објекта	Приземни	45	10.90	1	9	2.36	2	2	1.19	2.92	10.78
	П+1	255	61.70	1	9	2.36	2	2	1.19	2.92	10.78
	П+2	84	20.30	1	9	2.36	2	2	1.19	2.92	10.78
	П+3	8	1.90	1	9	2.36	2	2	1.19	2.92	10.78
	П+4	6	1.50	1	9	2.36	2	2	1.19	2.92	10.78
	П+5–9	4	1.00	1	9	2.36	2	2	1.19	2.92	10.78
	Нема одговора	10	2.40	1	9	2.36	2	2	1.19	2.92	10.78
Објекат предвиђен за експропријацију	Да	13	3.10	1	4	2.37	2	2	0.58	0.37	-0.11
	Не	242	58.60	1	4	2.37	2	2	0.58	0.37	-0.11
	Не знам	148	35.80	1	4	2.37	2	2	0.58	0.37	-0.11
	Нема одговора	9	2.20	1	4	2.37	2	2	0.58	0.37	-0.11

Прилог 22. Резултати дескриптивне статистике за карактеристике насеља испитаника и дужину становања у насељу (општина Гацко)

Варијабла	Категорија	N	%	Min	Max	Mean	Median	Mode	SD	Skewness	Kurtosis
Место становања	Автовац	14	3.60	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Вишњево	1	0.30	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Вратковићи	1	0.30	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Врба	3	0.80	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Гарева	3	0.80	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Гацко	276	70.80	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Градина	5	1.30	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Грачаница	9	2.30	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Данићи	6	1.50	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Добрељи	8	2.10	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Дражљево	2	0.50	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Изгори	1	0.30	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Јасеник	1	0.30	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Казанци	3	0.80	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Кокорина	1	0.30	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Краварево	1	0.30	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Липник	1	0.30	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Луковице	5	1.30	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Михољаче	4	1.00	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Надинићи	8	2.10	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Нови Дулићи	10	2.60	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Рудо Поље	3	0.80	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Самобор	8	2.10	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Сливља	2	0.50	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Срђевићи	3	0.80	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Стари Дулићи	3	0.80	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Степен	4	1.00	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
	Фојница	4	1.00	1	56	16.07	11.00	11.00	12.56	1.950	2.470
Да ли је насеље обухваћено површинским копом	Није обухваћено	99	25.40	1	2	1.75	2.00	2.00	0.44	-1.140	-0.710
	Јесте обухваћено	291	74.60	1	2	1.75	2.00	2.00	0.44	-1.140	-0.710
Обухваћеност насеља површинским копом	Није обухваћено	99	25.40	1	6	3.25	4.00	4.00	1.37	-0.840	-0.700
	< 10%	6	1.50	1	6	3.25	4.00	4.00	1.37	-0.840	-0.700
	21–30%	276	70.80	1	6	3.25	4.00	4.00	1.37	-0.840	-0.700
	> 40%	9	2.30	1	6	3.25	4.00	4.00	1.37	-0.840	-0.700
Да ли ће насеље бити обухваћено површинским копом	Неће бити	43	11.00	1	2	1.89	2.00	2.00	0.31	-2.500	4.260
	Биће обухваћено	347	89.00	1	2	1.89	2.00	2.00	0.31	-2.500	4.260
Будућа обухваћеност насеља површинским копом	Неће бити	43	11.00	1	10	5.37	6.00	6.00	1.78	-1.270	2.250
	< 10%	1	0.30	1	10	5.37	6.00	6.00	1.78	-1.270	2.250
	10–20%	12	3.10	1	10	5.37	6.00	6.00	1.78	-1.270	2.250
	31–40%	37	9.50	1	10	5.37	6.00	6.00	1.78	-1.270	2.250
	41–50%	276	70.80	1	10	5.37	6.00	6.00	1.78	-1.270	2.250
	51–60%	12	3.10	1	10	5.37	6.00	6.00	1.78	-1.270	2.250
	> 80%	9	2.30	1	10	5.37	6.00	6.00	1.78	-1.270	2.250

Удаљеност центра насеља од границе површинског копа	0 m	9	2.30	1	12	4.24	2.00	2.00	3.93	1.270	-0.180
	< 500 m	276	70.80	1	12	4.24	2.00	2.00	3.93	1.270	-0.180
	1 501–2 000 m	3	0.80	1	12	4.24	2.00	2.00	3.93	1.270	-0.180
	2 501–3 000 m	17	4.40	1	12	4.24	2.00	2.00	3.93	1.270	-0.180
	3 001–3 500 m	12	3.10	1	12	4.24	2.00	2.00	3.93	1.270	-0.180
	4 001–4 500 m	6	1.50	1	12	4.24	2.00	2.00	3.93	1.270	-0.180
	4 501–5 000 m	1	0.30	1	12	4.24	2.00	2.00	3.93	1.270	-0.180
	> 5 001 m	66	16.90	1	12	4.24	2.00	2.00	3.93	1.270	-0.180
Број година становања у насељу	2–5	10	2.60	2	8	6.37	7.00	7.00	1.29	-1.520	2.430
	6–10	9	2.30	2	8	6.37	7.00	7.00	1.29	-1.520	2.430
	11–15	17	4.40	2	8	6.37	7.00	7.00	1.29	-1.520	2.430
	16–20	31	7.90	2	8	6.37	7.00	7.00	1.29	-1.520	2.430
	21–30	89	22.80	2	8	6.37	7.00	7.00	1.29	-1.520	2.430
	31–50	192	49.20	2	8	6.37	7.00	7.00	1.29	-1.520	2.430
	> 50	42	10.80	2	8	6.37	7.00	7.00	1.29	-1.520	2.430
Да ли испитаник живи у насељу цели живот	Да	197	50.50	1	2	1.49	1.00	1.00	0.50	0.020	-2.010
	Не	193	49.50	1	2	1.49	1.00	1.00	0.50	0.020	-2.010

Прилог 23. Резултати дескриптивне статистике за карактеристике насеља испитаника и дужину становања у насељу (општина Угљевик)

Варијабла	Категорија	N	%	Min	Max	Mean	Median	Mode	SD	Skewness	Kurtosis
Место становања	Богутово Село	22	3.9	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Глиње	4	0.7	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Горња Трнова	6	1.1	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Доња Крћина	4	0.7	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Доња Трнова	25	4.5	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Забрђе	51	9.1	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Јањари	2	0.4	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Коренита	7	1.3	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Малешевци	24	4.3	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Мезграја	12	2.2	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Мукат										
	Станковићи	1	0.2	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Равно Поље	12	2.2	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Сарије	2	0.4	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Средња Трнова	4	0.7	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Стари Угљевик	16	2.9	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Тутњевац	16	2.9	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Угљевик	295	52.9	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Угљевик Село	28	5	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
	Угљевичка Обријеж	27	4.8	2	22	16.49	20	20	5.79	-1.185	-0.059
Да ли је насеље обухваћено површинским копом	Није обухваћено	506	90.7	1	2	1.09	1	1	0.29	2.806	5.897
	Јесте обухваћено	52	9.3	1	2	1.09	1	1	0.29	2.806	5.897
Обухваћеност насеља површинским копом	Није обухваћено	506	90.7	1	6	1.27	1	1	1.02	4.098	15.921
	< 10%	18	3.2	1	6	1.27	1	1	1.02	4.098	15.921
	11–20%	12	2.2	1	6	1.27	1	1	1.02	4.098	15.921
	> 40%	22	3.9	1	6	1.27	1	1	1.02	4.098	15.921
Да ли ће насеље бити обухваћено површинским копом	Неће бити	108	19.4	1	2	1.81	2	2	0.4	-1.556	0.421
	Биће обухваћено	450	80.6	1	2	1.81	2	2	0.4	-1.556	0.421
Будућа обухваћеност насеља површинским копом	Неће бити	108	19.4	1	10	2.99	2	2	2.77	1.845	1.713
	< 10%	333	59.7	1	10	2.99	2	2	2.77	1.845	1.713
	10–20%	31	5.6	1	10	2.99	2	2	2.77	1.845	1.713
	61–70%	16	2.9	1	10	2.99	2	2	2.77	1.845	1.713
	71–80%	24	4.3	1	10	2.99	2	2	2.77	1.845	1.713
	> 80%	46	8.2	1	10	2.99	2	2	2.77	1.845	1.713
Удаљеност центра насеља од границе површинског копа	0 m	34	6.1	1	12	5.61	4	4	3.05	0.877	-0.309
	< 500 m	2	0.4	1	12	5.61	4	4	3.05	0.877	-0.309
	501–1 000 m	16	2.9	1	12	5.61	4	4	3.05	0.877	-0.309
	1 001–1 500 m	323	57.9	1	12	5.61	4	4	3.05	0.877	-0.309
	1 501–2 000 m	1	0.2	1	12	5.61	4	4	3.05	0.877	-0.309
	2 501–3 000 m	2	0.4	1	12	5.61	4	4	3.05	0.877	-0.309
	3 001–3 500 m	78	14	1	12	5.61	4	4	3.05	0.877	-0.309
	3 501–4 000 m	28	5	1	12	5.61	4	4	3.05	0.877	-0.309

	4 001–4 500 m	12	2.2	1	12	5.61	4	4	3.05	0.877	-0.309
	4 501–5 000 m	4	0.7	1	12	5.61	4	4	3.05	0.877	-0.309
	> 5 001 m	58	10.4	1	12	5.61	4	4	3.05	0.877	-0.309
Број година становања у насељу	< 1	4	0.7	1	9	5.96	7	7	1.72	-0.985	0.159
	2–5	28	5	1	9	5.96	7	7	1.72	-0.985	0.159
	6–10	46	8.2	1	9	5.96	7	7	1.72	-0.985	0.159
	11–15	33	5.9	1	9	5.96	7	7	1.72	-0.985	0.159
	16–20	41	7.3	1	9	5.96	7	7	1.72	-0.985	0.159
	21–30	122	21.9	1	9	5.96	7	7	1.72	-0.985	0.159
	31–50	223	40	1	9	5.96	7	7	1.72	-0.985	0.159
	> 50	53	9.5	1	9	5.96	7	7	1.72	-0.985	0.159
	Нема одговора	8	1.4	1	9	5.96	7	7	1.72	-0.985	0.159
Да ли испитаник живи у насељу цели живот	Да	241	43.2	1	3	1.58	2	2	0.52	-0.03	-1.318
	Не	309	55.4	1	3	1.58	2	2	0.52	-0.03	-1.318
	Нема одговора	8	1.4	1	3	1.58	2	2	0.52	-0.03	-1.318

Прилог 24. Резултати дескриптивне статистике за карактеристике насеља испитаника и дужину становања у насељу (општина Станари)

Варијабла	Категорије	N	%	Min	Max	Mean	Median	Mode	SD	Skewness	Kurtosis
Место становања	Брестово	21	5.10	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
	Драгаловци	23	5.60	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
	Јељанска	21	5.10	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
	Љеб	24	5.80	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
	Митровићи	21	5.10	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
	Осредак	20	4.80	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
	Оструњна Горња	20	4.80	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
	Оструњна Доња	23	5.60	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
	Радња Доња	19	4.60	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
	Рашковци	24	5.80	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
	Станари	136	32.90	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
	Цвртковци	40	9.70	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
	Церовица	21	5.10	1	13	8.32	10	11	3.66	-0.66	-0.96
Да ли је насеље обухваћено површинским копом	Није обухваћено	343	83.10	1	2	1.17	1	1	0.38	1.77	1.13
	Јесте обухваћено	70	16.90	1	2	1.17	1	1	0.38	1.77	1.13
Обухваћеност насеља површинским копом	Није обухваћено	343	83.10	1	6	1.40	1	1	1.19	3.40	10.36
	Обухваћено < 10%	46	11.10	1	6	1.40	1	1	1.19	3.40	10.36
	Обухваћено > 40%	24	5.80	1	6	1.40	1	1	1.19	3.40	10.36
Да ли ће насеље бити обухваћено површинским копом	Неће бити	122	29.50	1	2	1.70	2	2	0.46	-0.90	-1.20
	Биће обухваћено	291	70.50	1	2	1.70	2	2	0.46	-0.90	-1.20
Будућа обухваћеност насеља површинским копом	Неће бити	101	24.50	1	10	3.70	3	3	2.87	1.18	0.04
	< 10%	45	10.90	1	10	3.70	3	3	2.87	1.18	0.04
	10–20%	157	38.00	1	10	3.70	3	3	2.87	1.18	0.04
	21–30%	23	5.60	1	10	3.70	3	3	2.87	1.18	0.04
	61–70%	47	11.40	1	10	3.70	3	3	2.87	1.18	0.04
	> 80%	40	9.70	1	10	3.70	3	3	2.87	1.18	0.04
Удаљеност центра насеља од границе површинског копа	0	24	5.80	0	12	5.80	5	5	2.55	0.51	0.38
	< 500 m	23	5.60	0	12	5.80	5	5	2.55	0.51	0.38
	1 001–1 500 m	22	5.30	0	12	5.80	5	5	2.55	0.51	0.38
	1 501–2 000 m	197	47.70	0	12	5.80	5	5	2.55	0.51	0.38
	2 001–2 500 m	24	5.80	0	12	5.80	5	5	2.55	0.51	0.38
	2 501–3 000 m	20	4.80	0	12	5.80	5	5	2.55	0.51	0.38
	3 001–3 500 m	42	10.20	0	12	5.80	5	5	2.55	0.51	0.38
	3 501–4 000 m	21	5.10	0	12	5.80	5	5	2.55	0.51	0.38
	4 001–4 500 m	19	4.60	0	12	5.80	5	5	2.55	0.51	0.38
	> 5 001 m	21	5.10	0	12	5.80	5	5	2.55	0.51	0.38
Број година становања у насељу	< 1	5	1.20	1	9	5.98	6	7	1.72	-0.86	0.33
	2–5	21	5.10	1	9	5.98	6	7	1.72	-0.86	0.33
	6–10	14	3.40	1	9	5.98	6	7	1.72	-0.86	0.33
	11–15	38	9.20	1	9	5.98	6	7	1.72	-0.86	0.33
	16–20	47	11.40	1	9	5.98	6	7	1.72	-0.86	0.33
	21–30	93	22.50	1	9	5.98	6	7	1.72	-0.86	0.33
	31–50	130	31.50	1	9	5.98	6	7	1.72	-0.86	0.33
	> 50	52	12.60	1	9	5.98	6	7	1.72	-0.86	0.33

	Нема одговора	10	2.40	1	9	5.98	6	7	1.72	-0.86	0.33
Да ли испитаник живи у насељу цијели живот	Да	213	51.60	1	3	1.51	1	1	0.55	0.45	-0.89
	Не	186	45.00	1	3	1.51	1	1	0.55	0.45	-0.89
	Нема одговора	11	2.70	1	3	1.51	1	1	0.55	0.45	-0.89

Прилог 25. Резултати анализе поузданости скале задовољства квалитетом услова живота (Cronbach's Alpha) (општина Гацко)

Ставка	Mean	SD	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Задовољство квалитетом путне инфраструктуре у месту становања	2.11	1.09	0.499	0.852
Задовољство снабдевањем електричном енергијом	3.50	1.10	0.517	0.85
Задовољство снабдевањем водом	2.95	1.18	0.581	0.845
Задовољство квалитетом интернет сигнала	2.99	1.16	0.605	0.843
Задовољство услугом здравствене заштите	2.74	1.08	0.554	0.847
Задовољство услугом образовања	2.99	1.08	0.615	0.842
Задовољство услугом јавног превоза	2.82	1.22	0.489	0.853
Задовољство услугом снабдевања	3.06	1.16	0.646	0.839
Задовољство квалитетом ПТТ услуга	3.23	1.08	0.591	0.844
Задовољство услугом одвоза отпада	2.62	1.09	0.581	0.845
Укупно (Scale Statistics)	**29.01**	**7.48**	–	–
Cronbach's Alpha	–	–	–	**0.86**
N валидних случајева	–	–	–	**390.00**

Прилог 26. Дескриптивна статистика композитног индекса задовољства квалитетом услова живота (општина Гацко)

Индекс	N	Range	Min	Max	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Задовољство квалитетом услова живота	390	4	1	5	2.90	0.75	0.25	0.20

Прилог 27. Резултати анализе поузданости скале задовољства квалитетом услова живота (Cronbach's Alpha) (општина Угљевик)

Ставка	Mean	SD	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Задовољство квалитетом путне инфраструктуре у месту становања	2.49	1.02	0.418	0.823
Задовољство снабдевањем електричном енергијом	3.00	1.24	0.573	0.808
Задовољство снабдевањем водом	3.38	1.17	0.613	0.804
Задовољство квалитетом интернет сигнала	2.88	1.16	0.563	0.809
Задовољство услугом здравствене заштите	2.86	1.09	0.542	0.811
Задовољство услугом образовања	3.10	1.03	0.564	0.810
Задовољство услугом јавног превоза	1.81	1.06	0.284	0.835
Задовољство услугом снабдевања	3.00	1.27	0.450	0.822
Задовољство квалитетом ПТТ услуга	3.20	1.06	0.639	0.802
Задовољство услугом одвоза отпада	3.47	1.10	0.537	0.812
Укупно (Scale Statistics)	**29.23**	**7.08**	–	–
Cronbach's Alpha	–	–	–	**0.83**
N валидних случајева	–	–	–	**555**

Прилог 28. Дескриптивна статистика композитног индекса задовољства квалитетом услова живота (општина Угљевик)

Индекс	N	Range	Min	Max	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Задовољство квалитетом услова живота	558	4	1	5	2.92	0.70	-0.05	0.45

Прилог 29. Резултати анализе поузданости скале задовољства квалитетом услова живота (Cronbach's Alpha) (општина Станари)

Ставка	Mean	SD	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Задовољство квалитетом путне инфраструктуре у месту становања	3.01	1.28	0.612	0.843
Задовољство снабдевањем електричном енергијом	4.17	1.06	0.440	0.857
Задовољство снабдевањем водом	3.07	1.47	0.622	0.842
Задовољство квалитетом интернет сигнала	3.29	1.35	0.536	0.85
Задовољство услугом здравствене заштите	3.74	1.24	0.563	0.847
Задовољство услугом образовања	4.14	0.97	0.527	0.851
Задовољство услугом јавног превоза	2.98	1.38	0.619	0.842
Задовољство услугом снабдевања	3.31	1.45	0.583	0.846
Задовољство квалитетом ПТТ услуга	3.59	1.28	0.668	0.839
Задовољство услугом одвоза отпада	3.02	1.43	0.533	0.85
Укупно (Scale Statistics)	34.32	8.66	–	–
Cronbach's Alpha	–	–	–	**0.86**
N валидних случајева	–	–	–	**385**

Прилог 30. Дескриптивна статистика композитног индекса задовољства квалитетом услова живота (општина Станари)

Индекс	N	Range	Min	Max	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Задовољство квалитетом услова живота	411	4	1	5	3.41	0.87	–0.13	–0.19

Прилог 31. Резултати анализе поузданости скале задовољства квалитетом стања животне средине (Cronbach's Alpha) (општина Гацко)

Ставка	Mean	SD	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Задовољство квалитетом питке воде	3.50	1.17	0.418	0.658
Задовољство квалитетом техничке воде	2.96	1.24	0.409	0.666
Задовољство квалитетом ваздуха	2.32	1.23	0.514	0.596
Задовољство квалитетом земљишта	2.78	1.12	0.559	0.573
Укупно (Scale Statistics)	**11.56**	**3.43**	–	–
Cronbach's Alpha	–	–	–	**0.69**
N валидних случајева	–	–	–	**390**

Прилог 32. Дескриптивна статистика композитног индекса задовољства квалитетом стања животне средине (општина Гацко)

Индекс	N	Range	Min	Max	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Задовољство квалитетом стања животне средине	390	4	1	5	2.89	0.86	0.22	0.14

Прилог 33. Резултати анализе поузданости скале задовољства квалитетом стања животне средине (Cronbach's Alpha) (општина Угљевик)

Ставка	Mean	SD	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Задовољство квалитетом питке воде	3.19	1.17	0.631	0.705
Задовољство квалитетом техничке воде	3.11	1.06	0.629	0.708
Задовољство квалитетом ваздуха	2.36	1.17	0.509	0.771
Задовољство квалитетом земљишта	2.98	1.05	0.589	0.729
Укупно (Scale Statistics)	**11.63**	**3.47**	**–**	**–**
Cronbach's Alpha	**–**	**–**	**–**	**0.782**
N валидних случајева	**–**	**–**	**–**	**555**

Прилог 34. Дескриптивна статистика композитног индекса задовољства квалитетом стања животне средине (општина Угљевик)

Индекс	N	Range	Min	Max	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Задовољство квалитетом стања животне средине	558	4	1	5	2.91	0.86	0.14	-0.10

Прилог 35. Резултати анализе поузданости скале задовољства квалитетом стања животне средине (Cronbach's Alpha) (општина Станари)

Ставка	Mean	SD	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Задовољство квалитетом питке воде	3.18	1.36	0.716	0.797
Задовољство квалитетом техничке воде	3.09	1.35	0.720	0.796
Задовољство квалитетом ваздуха	2.91	1.31	0.635	0.832
Задовољство квалитетом земљишта	3.40	1.18	0.692	0.810
Укупно (Scale Statistics)	12.58	4.31	–	–
Cronbach's Alpha	–	–	–	**0.85**
N валидних случајева	–	–	–	**399**

Прилог 36. Дескриптивна статистика композитног индекса задовољства квалитетом стања животне средине (општина Станари)

Индекс	N	Range	Min	Max	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Задовољство квалитетом стања животне средине	408	4	1	5	3.14	1.08	–0.04	–0.68

Прилог 37. Резултати анализе поузданости скале учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота (Cronbach's Alpha) (општина Гацко)

Ставка	Mean	SD	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Појава оштећења на приступним саобраћајницама до поседа	2.60	1.45	0.566	0.948
Појава клизишта на поседу	1.88	1.10	0.826	0.917
Појава слегања тла на поседу	1.93	1.13	0.843	0.915
Појава пада нивоа подземне воде на поседу	1.93	1.20	0.810	0.918
Појава оштећења фасаде на стамбеном објекту	1.84	1.13	0.861	0.913
Појава оштећења зидова стамбеног објекта	1.74	1.09	0.845	0.915
Појава физичких оштећења на непокретној имовини (пољопривредни објекти, гараже, ограде и слично)	1.66	1.06	0.802	0.919
Укупно (Scale Statistics)	**13.59**	**6.91**	–	–
Cronbach's Alpha	–	–	–	**0.931**
N валидних случајева	–	–	–	**388**

Прилог 38. Дескриптивна статистика композитног индекса учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота (општина Гацко)

Индекс	N	Range	Min	Max	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота	388	4	1	5	1.94	0.99	1.17	1.04

Прилог 39. Резултати анализе поузданости скале учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота (Cronbach's Alpha) (општина Угљевик)

Ставка	Mean	SD	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Појава оштећења на приступним саобраћајницама до поседа	2.03	1.31	0.766	0.953
Појава клизишта на поседу	1.80	1.21	0.860	0.944
Појава слегања тла на поседу	1.84	1.20	0.894	0.941
Појава пада нивоа подземне воде на поседу	1.85	1.14	0.815	0.947
Појава оштећења фасаде на стамбеном објекту	1.70	1.07	0.86	0.944
Појава оштећења зидова стамбеног објекта	1.65	1.02	0.865	0.944
Појава физичких оштећења на непокретној имовини (пољопривредни објекти, гараже, ограде и слично)	1.62	1.02	0.848	0.945
Укупно (Scale Statistics)	**12.49**	**7.07**	**–**	**–**
Cronbach's Alpha	**–**	**–**	**–**	**0.953**
N валидних случајева	**–**	**–**	**–**	**546**

Прилог 40. Дескриптивна статистика композитног индекса учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота (општина Угљевик)

Индекс	N	Range	Min	Max	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота	549	4	1	5	1.79	1.01	1.28	0.80

Прилог 41. Резултати анализе поузданости скале учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота (Cronbach's Alpha) (општина Станари)

Ставка	Mean	SD	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Појава оштећења на приступним саобраћајницама до поседа	2.37	1.45	0.693	0.914
Појава клизишта на поседу	1.71	1.09	0.778	0.901
Појава слијегања тла на поседу	1.71	1.13	0.815	0.897
Појава пада нивоа подземне воде на поседу	2.42	1.48	0.623	0.923
Појава оштећења фасаде на стамбеном објекту	1.65	1.03	0.838	0.896
Појава оштећења зидова стамбеног објекта	1.59	1.00	0.833	0.897
Појава физичких оштећења на непокретној имовини (пољопривредни објекти, гараже, ограде и слично)	1.57	0.98	0.784	0.902
Укупно (Scale Statistics)	**13.02**	**6.8**	–	–
Cronbach's Alpha	–	–	–	**0.917**
N валидних случајева	–	–	–	**382**

Прилог 42. Дескриптивна статистика композитног индекса учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота (општина Станари)

Индекс	N	Range	Min	Max	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет услова живота	401	4	1	5	1.87	1.00	1.32	1.38

Прилог 43. Резултати анализе поузданости скале перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине (Cronbach's Alpha) (општина Гацко)

Ставка	Mean	SD	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Погоршан квалитет питке воде на поседу	1.98	1.05	0.569	0.904
Погоршан квалитет техничке воде на поседу	1.99	1.05	0.535	0.906
Погоршан квалитет ваздуха на поседу	3.45	1.29	0.729	0.891
Погоршан квалитет земљишта на поседу	2.97	1.30	0.769	0.887
Појава буке на поседу	3.05	1.39	0.773	0.887
Појава прашине на поседу	3.51	1.34	0.749	0.889
Појава вибрација на поседу	2.55	1.31	0.789	0.885
Појава одлагалишта/депонија јаловине на поседу	2.43	1.40	0.671	0.897
Укупно (Scale Statistics)	**21.93**	**7.92**	–	–
Cronbach's Alpha	–	–	–	**0.906**
N валидних случајева	–	–	–	**387**

Прилог 44. Дескриптивна статистика композитног индекса перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине (општина Гацко)

Индекс	N	Range	Min	Max	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине	388	4	1	5	2.74	0.99	0.02	-0.76

Прилог 45. Резултати анализе поузданости скале перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине (Cronbach's Alpha) (општина Угљевик)

Ставка	Mean	SD	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Погоршан квалитет питке воде на поседу	1.94	1.08	0.709	0.884
Погоршан квалитет техничке воде на поседу	1.94	1.06	0.732	0.883
Погоршан квалитет ваздуха на поседу	3.15	1.32	0.585	0.896
Погоршан квалитет земљишта на поседу	2.36	1.28	0.741	0.88
Појава буке на поседу	2.46	1.28	0.676	0.887
Појава прашине на поседу	2.92	1.38	0.667	0.889
Појава вибрација на поседу	1.87	1.13	0.712	0.884

Појава одлагалишта/депонија јаловине на поседу	1.76	1.13	0.690	0.886
Укупно (Scale Statistics)	**18.4**	**7.43**	**–**	**–**
Cronbach's Alpha	**–**	**–**	**–**	**0.899**
N валидних случајева	**–**	**–**	**–**	**543**

Прилог 46. Дескриптивна статистика композитног индекса перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине (општина Угљевик)

Индекс	N	Range	Min	Max	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине	550	4	1	5	2.31	0.9	0.55	-0.24

Прилог 47. Резултати анализе поузданости скале перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине (Cronbach's Alpha) (општина Станари)

Ставка	Mean	SD	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
Погоршан квалитет питке воде на поседу	2.43	1.38	0.734	0.915
Погоршан квалитет техничке воде на поседу	2.37	1.35	0.740	0.915
Погоршан квалитет ваздуха на поседу	3.07	1.31	0.826	0.908
Погоршан квалитет земљишта на поседу	2.21	1.33	0.731	0.915
Појава буке на поседу	2.99	1.47	0.779	0.911
Појава прашине на поседу	3.20	1.48	0.769	0.912
Појава вибрација на поседу	2.33	1.36	0.744	0.914
Појава одлагалишта/депонија јаловине на поседу	2.04	1.41	0.632	0.923
Укупно (Scale Statistics)	20.65	8.97	–	–
Cronbach's Alpha	–	–	–	0.924
N валидних случајева	–	–	–	390

Прилог 48. Дескриптивна статистика композитног индекса перцепције учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине (општина Станари)

Индекс	N	Range	Min	Max	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Перцепција учесталости утицаја експлоатације угља на квалитет стања животне средине	406	4	1	5	2.58	1.11	0.34	–0.78

Прилог 49. Анкетни образац

Анкета за истраживање ставова о квалитету живота и стању животне средине

Поштовани/а,

Хвала Вам што сте се одвојили вријеме да учествујете у овој анкети. Ваши одговори су од суштинског значаја за истраживање које се спроводи у оквиру докторске дисертације на тему „Просторно-функционална трансформација насеља у зонама експлоатације угља у Републици Српској“. Ова анкета је анонимна и Ваши одговори ће бити коришћени искључиво у статистичке сврхе и у циљу разумијевања ширег контекста теме истраживања.

Молим Вас да наведете тачан назив мјеста у коме станујете (ако је у питању село, наведите назив села). Пажљиво размислите о сваком питању и изразите своје мишљење отворено и искрено.
Ваш допринос је од пресудног значаја за успјешан завршетак ове студије.

Хвала Вам на Вашем времену и сарадњи.

С поштовањем,
Драгица Делић

1. Пол (*заокружите*): М Ж

2. Колико година имате? _____

3. Заокружите изворе прихода у свом домаћинству:

- Зарада или друга примања из непољопривредне дјелатности
- Зарада или друга примања из пољопривредне дјелатности
- Пензија
- Социјална примања
- Остале врсте прихода
- Више извора прихода

4. Да ли сте запослени? ДА НЕ

5. Уколико сте запослени, наведите у ком предузећу/институцији радите, на ком радном мјесту и колико година:

Предузеће/институција_____
Радно мјесто_____
Број година рада у предузећу/институцији_____.

6. Ваше образовање – стручна спрема (*заокружите степен стручне спреме*):

НК ПК-НСС (Основна школа)
КВ ССС ВКВ (Средња школа)
ВШС ВСС мр др (Факултет)

7. Ваше мјесто становања (*заокружите*): **село** **град**

8. Наведите тачан назив мјеста у коме станујете (*ако је село, наведите назив села*): _____.

9. Од када живите у садашњем мјесту становања? (*наведите годину*): _____.

10. Начин становања (*заокружите*):

- Станујем у властитој кући
- Станујем у властитом стану
- Станујем као подстанар
- Станујем код родбине
- Станујем у колективном радничком смјештају

11. Да ли станујете на властитом посједу? (*заокружите*) ДА НЕ

12. Наведите величину посједа на коме живите (*нпр. ари, хектара, дулума или* m^2) _____.

13. Посјед на коме живите предвиђен је за експропријацију због ширења површинског копа рудника (*заокружите*):

ДА НЕ НЕ ЗНАМ

14. Заокружите период у коме је изграђен објекат у коме станујете:

до 1945.	1946-1960.	1961-1970.	1971-1980.	1981-1990.	1991-2000.	2001-2010.	2011-2020.	2021. или касније

15. Заокружите спратност објекта у коме станујете:

приземни	приземље + 1 спрат	П+2	П+3	П+4	П+5 до +9	П+10 и више

16. Објекат у коме станујете је предвиђен за експропријацију због ширења површинског копа рудника (*заокружите):* ДА НЕ НЕ ЗНАМ

17. Наведите број чланова Вашег домаћинства:_____.

18. Колико чланова Вашег домаћинства ради у Руднику и термоелектрани?_____.

19. Наведите број чланова домаћинства по старости и полу:

	0-14 година	15-39 година	40-64 година	65+ година
Број мушких чланова домаћинства				
Број женских чланова домаћинства				

20. Да ли радите у мјесту становања? (*заокружите*) ДА НЕ

21. Уколико не радите у мјесту становања, наведите у које мјесто путујете на посао_____.

22. Колико година путујете на тренутни посао?_____.

23. Који је Ваш начин путовања на посао? (*заокружите*)

Аутобус Аутомобил Бицикл Пјешке

24. Наредна питања се односе на квалитет живота и стање животне средине у мјесту у ком станујете.

Одговорите на питања једном оцјеном, од 1 до 5, на сљедећи начин (*заокружите*):

1 – нимало задовољан/а ;
2 – мало задовољан/а;
3 – средње задовољан/а;
4 – много задовољан/а;
5 – потпуно задовољан/а.

	Нимало	**Мало**	**Средње**	**Много**	**Потпуно**
Да ли сте задовољни квалитетом путне инфраструктуре у мјесту становања?	1	2	3	4	5
Да ли сте задовољни снабдијевањем електричном енергијом у мјесту становања?	1	2	3	4	5
Да ли сте задовољни снабдијевањем водом у мјесту становања?	1	2	3	4	5
Да ли сте задовољни квалитетом интернет сигнала у мјесту становања?	1	2	3	4	5

Да ли сте задовољни услугом здравствене заштите у мјесту становања?	1	2	3	4	5
Да ли сте задовољни услугом образовања у мјесту становања?	1	2	3	4	5
Да ли сте задовољни услугом јавног превоза у мјесту становања?	1	2	3	4	5
Да ли сте задовољни услугом снабдијевања у мјесту становања (бројем трговина/продавница)?	1	2	3	4	5
Да ли сте задовољни квалитетом ПТТ услуга у мјесту становања?	1	2	3	4	5
Да ли сте задовољни услугом одвоза смећа у мјесту становања?	1	2	3	4	5
Да ли сте задовољни квалитетом питке воде у мјесту становања?	1	2	3	4	5
Да ли сте задовољни квалитетом техничке воде у мјесту становања?	1	2	3	4	5
Да ли сте задовољни квалитетом ваздуха у мјесту становања?	1	2	3	4	5
Да ли сте задовољни квалитетом земљишта у мјесту становања ?	1	2	3	4	5

25. Наредна питања се односе на утицај експлоатације угља на квалитет живота и стање животне средине на посједу на којем станујете.

Оцијените учесталост наведених појава једном оцјеном, од 1 до 5, на сљедећи начин (*заокружите*):

1 – никада;
2 – ријетко;
3 – повремено;
4 – често;
5 – стално.

	Никада	**Ријетко**	**Повремено**	**Често**	**Стално**
На посједу на којем живим погоршан је квалитет питке воде усљед експлоатације угља	1	2	3	4	5
На посједу на којем живим погоршан је квалитет техничке воде усљед експлоатације угља	1	2	3	4	5
На посједу на којем живим погоршан је квалитет ваздуха усљед експлоатације угља	1	2	3	4	5
На посједу на којем живим погоршан је квалитет земљишта усљед експлоатације угља	1	2	3	4	5
На посједу на којем живим појављује се бука која потиче од рударских активности (бука од машина на копу, бука од рударских возила по приступним путевима)	1	2	3	4	5
На посједу на којем живим појављује се прашина која потиче од рударских активности	1	2	3	4	5
На посједу на којем живим појављују се вибрације које потичу од рударских активности	1	2	3	4	5
У близини посједа на којем живим појављују се депоније/одлагалишта јаловине које потичу од рударских активности	1	2	3	4	5
На приступним путевима до посједа на којем живим долази до оштећења због рударских активности	1	2	3	4	5
На посједу на којем живим појављују се клизишта због рударских активности	1	2	3	4	5
На посједу на којем живим појављује се слијегање тла због рударских активности	1	2	3	4	5
На посједу на којем живим долази до пада нивоа подземне воде – пресушивања бунара због рударских активности	1	2	3	4	5
На објекту у коме станујем долази до оштећења – пуцање фасаде због рударских активности	1	2	3	4	5
На објекту у коме станујем долази до оштећења пуцање зидова због рударских активности	1	2	3	4	5
На мојој непокретној имовини (пољопривредни објекти, гараже, ограде и слично) долази до физичких оштећења	1	2	3	4	5

*Питања 26-31 се односе на одлуку о пресељењу у зависности од трајања **експлоатације угља** у општини*

26. У случају да се експлоатација угља у општини **настави и у будућности,** да ли бисте се одселили?

ДА НЕ

27. У случају да се експлоатација угља у општини **трајно заустави,** да ли бисте се одселили?

ДА НЕ

- У случају да сте на неко од претходних питања одговорили **ДА**, гдје бисте се преселили?

друго насеље у овој општини насеље ван ове општине

28. Наведите назив насеља у које бисте се евентуално преселили: _____

29. Зашто бисте се преселили у то насеље? _____

30. У случају пресељења – како бисте ријешили стамбено питање?

- Купити кућу
- Купити стан
- Саградити кућу
- Бити подстанар
- Становати код родбине

31. У случају пресељења – на који начин бисте ријешили проблем запослења?

- Путовати на исти посао
- Тражити посао у новом мјесту становања

*Питања 32-37 се односе на потенцијалну **експропријацију** посједа и некретнине у којој живите*

32. Уколико у будућности дође до **експропријације посједа и некретнине у којој живите**, због ширења површинског копа, гдје бисте се преселили?

друго насеље у овој општини насеље ван ове општине

33. Наведите назив насеља у које бисте се преселили: _____

34. Зашто бисте се преселили у то насеље? _____

35. У новом мјесту становања – стамбено питање ријешио бих на сљедећи начин:

- Куповином куће
- Куповином стана
- Изградњом куће
- Био/ла бих подстанар
- Становао/ла бих код родбине

36. У новом мјесту становања – проблем запослења ријешио/ла бих на сљедећи начин:

- Путовао/ла бих на исти посао
- Тражио/ла бих посао у новом мјесту становања

37. Да ли бисте пристали на организовано пресељење (оно подразумијева унапријед обезбјеђену локацију, парцелу и стамбени објекат) због експлоатације угља и експропријације Вашег посједа и некретнине у којој живите?

ДА НЕ НЕ ЗНАМ

Ваш додатни коментар у вези са промјенама квалитета живота и стања животне средине под утицајем рударских активности (ако га имате):

_____
_____
_____.

БИОГРАФИЈА

Драгица Делић рођена је 22.08.1992. године у Бијељини (Република Српска, Босна и Херцеговина). Гимназију општег смера завршила је у Угљевику 2011. године. Студије првог циклуса уписала је на Природно-математичком факултету Универзитета у Бањој Луци, на студијском програму Географија, општи смер, академске 2011/2012. године. Током студија остварила је просечну оцену 9,60. Дипломирала је 29.12.2015. године на тему *Карактеристике насеобинског система у функцији просторног развоја општине Угљевик*, са оценом 10, под менторством проф. др Мире Мандић. На наставном смеру истог студијског програма дипломирала је 15.09.2016. године, са оствареном просечном оценом 9,54. Други циклус студија уписала је на Природно-математичком факултету Универзитета у Бањој Луци, на студијском програму Географија, академске 2016/2017. године, и током студирања остварила просечну оцену 10,00. Мастер рад под насловом *Социогеографска трансформација простора општине Угљевик под утицајем рударске функције* одбранила је 02.10.2019. године са оценом 10, под менторством проф. др Мире Мандић. Докторске студије на смеру Геонауке на Географском факултету Универзитета у Београду уписала је школске 2019/2020. године. Положила је све испите предвиђене наставним планом и програмом докторских студија, са просечном оценом 10,00. Од академске 2018/2019. године запослена је на Природно-математичком факултету Универзитета у Бањој Луци у својству сарадника, односно асистента у настави, а од 2022. године у својству вишег асистента.

Изјава о ауторству

Име и презиме аутора: Драгица В. Делић

Број индекса: 07/2019

Изјављујем

да је докторска дисертација под насловом:

Просторно-функционална трансформација насеља у зонама експлоатације угља у Републици Српској

- резултат сопственог истраживачког рада;
- да дисертација у целини ни у деловима није била предложена за стицање друге дипломе према студијским програмима других високошколских установа;
- да су резултати коректно наведени и
- да нисам кршио/ла ауторска права и користио/ла интелектуалну својину других лица.

Потпис аутора

У Београду, _____

_____

Изјава о истоветности штампане и електронске верзије докторског рада

Име и презиме аутора: Драгица В. Делић

Број индекса: 07/2019

Студијски програм: Геонауке

Наслов рада: Просторно-функционална трансформација насеља у зонама експлоатације угља у Републици Српској

Ментори: проф. др Драгица Гатарић, проф. др Иван Раткај

Изјављујем да је штампана верзија мог докторског рада истоветна електронској верзији коју сам предао/ла ради похрањивања у **Дигиталном репозиторијуму Универзитета у Београду.**

Дозвољавам да се објаве моји лични подаци везани за добијање академског назива доктора наука, као што су име и презиме, година и место рођења и датум одбране рада.

Ови лични подаци могу се објавити на мрежним страницама дигиталне библиотеке, у електронском каталогу и у публикацијама Универзитета у Београду.

Потпис аутора

У Београду, _____

_____

Изјава о коришћењу

Овлашћујем Универзитетску библиотеку „Светозар Марковић“ да у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду унесе моју докторску дисертацију под насловом:

Просторно-функционална трансформација насеља у зонама експлоатације угља у Републици Српској

која је моје ауторско дело.

Дисертацију са свим прилозима предао/ла сам у електронском формату погодном за трајно архивирање.

Моју докторску дисертацију похрањену у Дигиталном репозиторијуму Универзитета у Београду и доступну у отвореном приступу могу да користе сви који поштују одредбе садржане у одабраном типу лиценце Креативне заједнице (Creative Commons) за коју сам се одлучио/ла.

1. Ауторство (CC BY)

2. Ауторство – некомерцијално (CC BY-NC)

3. **Ауторство – некомерцијално – без прерада (CC BY-NC-ND)**

4. Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима (CC BY-NC-SA)

5. Ауторство – без прерада (CC BY-ND)

6. Ауторство – делити под истим условима (CC BY-SA)

(Молимо да заокружите само једну од шест понуђених лиценци.
Кратак опис лиценци је саставни део ове изјаве).

Потпис аутора

У Београду, _____

_____

1. **Ауторство**. Дозвољавате умножавање, дистрибуцију и јавно саопштавање дела, и прераде, ако се наведе име аутора на начин одређен од стране аутора или даваоца лиценце, чак и у комерцијалне сврхе. Ово је најслободнија од свих лиценци.

2. **Ауторство – некомерцијално**. Дозвољавате умножавање, дистрибуцију и јавно саопштавање дела, и прераде, ако се наведе име аутора на начин одређен од стране аутора или даваоца лиценце. Ова лиценца не дозвољава комерцијалну употребу дела.

3. **Ауторство – некомерцијално – без прерада**. Дозвољавате умножавање, дистрибуцију и јавно саопштавање дела, без промена, преобликовања или употребе дела у свом делу, ако се наведе име аутора на начин одређен од стране аутора или даваоца лиценце. Ова лиценца не дозвољава комерцијалну употребу дела. У односу на све остале лиценце, овом лиценцом се ограничава највећи обим права коришћења дела.

4. **Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима**. Дозвољавате умножавање, дистрибуцију и јавно саопштавање дела, и прераде, ако се наведе име аутора на начин одређен од стране аутора или даваоца лиценце и ако се прерада дистрибуира под истом или сличном лиценцом. Ова лиценца не дозвољава комерцијалну употребу дела и прерада.

5. **Ауторство – без прерада**. Дозвољавате умножавање, дистрибуцију и јавно саопштавање дела, без промена, преобликовања или употребе дела у свом делу, ако се наведе име аутора на начин одређен од стране аутора или даваоца лиценце. Ова лиценца дозвољава комерцијалну употребу дела.

6. **Ауторство – делити под истим условима**. Дозвољавате умножавање, дистрибуцију и јавно саопштавање дела, и прераде, ако се наведе име аутора на начин одређен од стране аутора или даваоца лиценце и ако се прерада дистрибуира под истом или сличном лиценцом. Ова лиценца дозвољава комерцијалну употребу дела и прерада. Слична је софтверским лиценцама, односно лиценцама отвореног кода.