

Алфа БК Универзитет

Београд

КВАНТИФИКОВАЊЕ ДЕТЕРМИНАНТИ
ПРОФИТАБИЛНОСТИ ПРЕДУЗЕЋА ИЗ
ПРЕРАЂИВАЧКОГ СЕКТОРА У РЕПУБЛИЦИ
СРБИЈИ ПРИМЕНОМ РЕГРЕСИОНИХ МОДЕЛА

- Докторска дисертација -

Кандидат: Бојан Стоиљковић

Ментор: доц. др Сузана Балабан

У Београду, 2024. године

Подаци о члановима Комисије за оцену и јавну одбрану докторске дисертације:

Доц. др Милица Симић – председник Комисије

доцент Алфа БК Универзитета, Београд

Проф. др Јозефина Беке Тривунац – члан Комисије

емеритус Алфа БК Универзитета, Београд

Проф. др Иван Миленковић – члан Комисије

редовни професор Економског факултета у Суботици, Универзитета у Новом Саду

Др Драгиша Жунић – члан Комисије

научни сарадник Института за информационе технологије у Крагујевцу

Доц. др Сузана Балабан – ментор

доцент Алфа БК Универзитета, Београд

Садржај

АПСТРАКТ	1
ABSTRACT	2
I УВОД.....	3
1. Уводни резиме истраживања	3
1.1 Предмет истраживања.....	4
1.2. Циљеви истраживања.....	7
1.3. Истраживачке хипотезе и примена резултата истраживања	10
1.4. Метод и узорак истраживања	14
1.5. Спровођење истраживања и добијени резултати.....	21
II ТЕОРИЈСКЕ ОСНОВЕ ИСТРАЖИВАЊА.....	24
2. Анализа и карактеристике регресионих модела.....	24
2.1. Врсте података.....	24
2.2. Карактеристике регресионих модела	31
2.3. Регресиони панел модели	37
3. Анализа пословања и карактеристике прерађивачког сектора у Републици Србији	52
3.1. Основне карактеристике прерађивачке индустрије у Србији	53
3.2. Квантификовање успешности пословања предузећа прерађивачког сектора ..	60
3.3. Benchmarking прерађивачког сектора и осталих сектора у Републици Србији	63
3.4. Значај прерађивачке индустрије и њен профитни потенцијал	80
4. АНАЛИЗА ПРЕТХОДНЕ ЛИТЕРАТУРЕ	89
4.1. Однос ликвидности и профитабилности	98
4.2. Однос задужености и профитабилности	104
4.3. Утицај адекватног управљања залихама на профитабилност	109
4.4. Утицај адекватног управљања обавезама према добављачима на профитабилност	113
4.5. Утицај адекватног управљања потраживањима на профитабилност	115
4.6. Основна средства и профитабилност предузећа	118
4.7. Утицај величине предузећа на профитабилност	119
4.8. Однос између прихода од продаје и профитабилности	123
4.9. Утицај екстерних варијабли на профитабилност предузећа	124
III ИСТРАЖИВАЧКИ ДЕО	127
5. Методологија научног истраживања	127

5.1. Дефинисање узорка за потребе истраживања	127
5.2. Прикупљање и обрада података	127
5.3. Избор адекватног регресионог модела за анализу података	128
5.4. Дефинисање зависних и независних варијабли	133
5.5. Дефинисање хипотеза	137
6. Дескриптивна анализа података, корелациона анализа	141
6.1. Дескриптивна статистичка анализа и корелациона анализа.....	152
6.2. Квантификовање утицаја одабраних параметара на профитабилност применом изабраног регресионог модела	174
IV РЕЗУЛТАТИ СПРОВЕДЕНОГ ИСТРАЖИВАЊА	185
7. Дискусија о добијеним резултатима истраживања	185
7.1. Анализа утицаја ликвидности на профитабилност прерађивачких предузећа	186
7.2. Анализа утицаја задужености на профитабилност прерађивачких предузећа	187
7.3. Анализа утицаја адекватног управљања залихама на профитабилност прерађивачких предузећа	188
7.4. Анализа утицаја адекватног управљања обавезама према добављачима на профитабилност прерађивачких предузећа	189
7.5. Анализа утицаја адекватног управљања потраживањима на профитабилност прерађивачких предузећа	190
7.6. Анализа утицаја удела основних средстава у укупној активи на профитабилност прерађивачких предузећа	191
7.7. Анализа утицаја величине предузећа на профитабилност прерађивачких предузећа	192
7.8. Анализа утицаја прихода од продаје на профитабилност прерађивачких предузећа	193
V ЗАКЉУЧЦИ ИСТРАЖИВАЊА	195
8. Закључак	195
Литература:	202
Прилог А: Кретање продуктивности рада и профитне стопе по секторима.....	218
Прилог Б: Дескриптивна статистика посматраних варијабли – перцентили.....	219
Прилог В: Дескриптивна статистика посматраних варијабли по годинама	224

Списак табела:

Табела 1: Дескриптивна статистика броја предузећа по секторима у периоду од 2016. до 2020. године.....	64
Табела 2: Дескриптивна статистика промета (у милионима РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године.....	65
Табела 3: Дескриптивна статистика вредности производње (у милионима РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године.....	66
Табела 4: Дескриптивна статистика додате вредности по факторским трошковима (у милионима РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године.....	68
Табела 5: Дескриптивна статистика бруто пословног вишка (у милионима РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године.....	69
Табела 6: Дескриптивна статистика трошкова запослених (у милионима РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године.....	70
Табела 7: Дескриптивна статистика бруто зарада (у милионима РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године.....	72
Табела 8: Дескриптивна статистика броја запослених по секторима у периоду од 2016. до 2020. године.....	73
Табела 9: Дескриптивна статистика продуктивности рада исказане кроз додатну вредност по запосленом (у хиљадама РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године.....	75
Табела 10: Дескриптивна статистика профитне стопе (процентуално учешће бруто пословног вишка у промету) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године.....	77
Табела 11: Дескриптивна статистика учешћа (исказано у %) сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у периоду од 2016. до 2020. године.....	86
Табела 12: Сумирани резултати претходних истраживања – анализиране детерминанте профитабилности предузећа.....	94
Табела 13: Анализиране варијабле као апроксимација ликвидности и профитабилности.....	99
Табела 14: Анализиране варијабле као апроксимација задужености и профитабилности.....	104
Табела 15: Анализиране варијабле као апроксимација управљања залихама и профитабилности.....	110

Табела 16: Анализиране варијабле као апроксимација управљања обавезама према добављачима и профитабилности	114
Табела 17: Анализиране варијабле као апроксимација адекватног управљања потраживањима и профитабилности.....	116
Табела 18: Анализиране варијабле као апроксимација адекватности рација основних средстава и профитабилности	119
Табела 19: Утицај волатилности девизног курса на профитабилност предузећа - систематизација претходних студија	125
Табела 20: Дефинисање зависних и независних варијабли	135
Табела 21: Очекивања везана за утицај независних варијабли (интерних детерминанти) на профитабилност предузећа сектора С – Прерађивачка индустрија	140
Табела 22: Интерпретација израчунатих коефицијената корелације	151
Табела 23: Дескриптивна статистика посматраних варијабли	152
Табела 24: Корелациона матрица – Модел 1.....	173
Табела 25: Корелациона матрица – Модел 2.....	173
Табела 26: VIF и тест толеранције (Модел 1 и Модел 2)	174
Табела 27: Breusch and Pagan LM тест за RE спецификацију Модела 1 и Модела 2....	176
Table 28: Резултати F теста за тестирање постојања индивидуалних ефеката у FE спецификацији за Модел 1 и Модел 2.....	176
Табела 29: Резултати Hausman теста за Модел 1	177
Табела 30: Резултати Hausman теста за Модел 2	178
Табела 31: Резултати F теста за тестирање постојања индивидуалних и временских ефеката у FE спецификацији за Модел 1 и Модел 2.....	178
Табела 32: Резултати модификованог Wald теста за тестирање постојања хетероскедастичности.....	179
Табела 33: Резултати Wooldridge теста за тестирање присуства аутокорелације	180
Табела 34: Оцена параметара Модела 1 помоћу FE спецификације са кластер-робустним стандардним грешкама.....	181
Табела 35: Оцена параметара Модела 2 помоћу FE спецификације са кластер-робустним стандардним грешкама.....	183
Табела 36: Продуктивност рада исказана кроз додатну вредност по запосленом лицу (у хиљадама РСД) по секторима.....	218
Табела 37: Профитна стопа исказана кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету по секторима.....	218

Табела 38: Дескриптивна статистика - перценти зависне варијабле ROA	219
Табела 39: Дескриптивна статистика - перценти зависне варијабле EBITDA маргина	219
Табела 40: Дескриптивна статистика - перценти независне варијабле CR (општи рацио ликвидности)	220
Табела 41: Дескриптивна статистика - перценти независне варијабле DR (рацио задужености)	220
Табела 42: Дескриптивна статистика - перценти независне варијабле DIO (просечан број дана трајања једног обрта залиха)	221
Табела 43: Дескриптивна статистика - перценти независне варијабле DPO (просечан број дана плаћања обавеза према добављачима)	221
Табела 44: Дескриптивна статистика - перценти независне варијабле DSO (просечан број дана наплате потраживања од купаца)	222
Табеле 45: Дескриптивна статистика - перценти независне варијабле FA (рацио сталне имовине)	222
Табела 46: Дескриптивна статистика - перценти независне варијабле која изражава величину укупне активе	223
Табела 47: Дескриптивна статистика - перценти независне варијабле стопа раста прихода од продаје	223
Табела 48: Дескриптивна статистика посматраних варијабли у 2016. години	224
Табела 49: Дескриптивна статистика посматраних варијабли у 2017. години	224
Табела 50: Дескриптивна статистика посматраних варијабли у 2018. години	225
Табела 51: Дескриптивна статистика посматраних варијабли у 2019. години	225
Табела 52: Дескриптивна статистика посматраних варијабли у 2020. години	226

Списак графикана:

Графикон 1: Кретање броја предузећа у оквиру сектора С – Прерађивачка индустрија у периоду од 2016. до 2020. године.....	54
Графикон 2: Годишњи показатељи пословања предузећа у оквиру сектора С – прерађивачка индустрија за период од 2016. до 2020. године	56
Графикон 3: Кретање броја запослених лица у оквиру сектора С – Прерађивачка индустрија у периоду од 2016. до 2020. године.....	59
Графикон 4: Кретање продуктивности рада исказане кроз додатну вредност по запосленом лицу (у хиљадама РСД) у оквиру сектора С у периоду од 2016. до 2020. године	61
Графикон 5: Кретање профитне стопе исказане кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету оквиру сектора С у периоду од 2016. до 2020. године.....	62
Графикон 6: Кретање продуктивности рада по секторима у периоду од 2016. до 2020. године	76
Графикон 7: Кретање профитне стопе (исказане кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету) по секторима и укупне профитне стопе анализираних сектора у периоду од 2016. до 2020. године	78
Графикон 8: Учешће (исказано у %) сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у 2016. години.....	81
Графикон 9: Учешће (исказано у %) сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у 2017. години.....	82
Графикон 10: Учешће (исказано у %) сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у 2018. години.....	83
Графикон 11: Учешће (исказано у %) сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у 2019. години.....	84
Графикон 12: Учешће (исказано у %) сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у 2020. години.....	85
Графикон 13: Scatter plot EBITDA маргина и ROA	153
Графикон 14: Хистограм расподеле ROA за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године.....	153
Графикон 15: Кретање просечне вредности ROA за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године.....	154
Графикон 16: Хистограм расподеле EBITDA маргине за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године.....	155

Графикон 17: Кретање просечне вредности EBITDA маргине за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	156
Графикон 18: Хистограм расподеле општег рација ликвидности (променљиве CR) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године .	157
Графикон 19: Кретање просечне вредности општег рација ликвидности за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	158
Графикон 20: Хистограм расподеле коефицијента задужености (променљиве DR) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године .	159
Графикон 21: Кретање просечне вредности коефицијента задужености (променљиве DR) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	160
Графикон 22: Хистограм расподеле просечног броја дана трајања једног обрта залиха (променљива DIO) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	161
Графикон 23: Кретање просечне вредности променљиве DIO за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	162
Графикон 24: Хистограм расподеле просечног броја дана плаћања обавеза према добављачима (променљива DPO) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	163
Графикон 25: Хистограм расподеле просечног броја дана наплате потраживања од купаца (променљива DSO) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	164
Графикон 26: Кретање просечних вредности променљивих DSO и DPO за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	165
Графикон 27: Хистограм расподеле рација сталне имовине (променљива FA) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	167
Графикон 28: Кретање просечне вредности рација сталне имовине (променљива FA) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	168
Графикон 29: Хистограм расподеле вредности активе (у хиљадама рсд) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	169
Графикон 30: Кретање просечне вредности активе за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године.....	170

Графикон 31: Хистограм расподеле стопе раста пословних прихода (променљива OIgr) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	171
Графикон 32: Кретање просечне вредности по годинама стопе раста пословних прихода (променљива OIgr) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године	172

Списак слика:

Слика 1: Различити нивои колинеарности	28
Слика 2: Хомоскедастичност.....	29
Слика 3: Хетероскедастичност	29
Слика 4: Једноставна линеарна регресија	32
Слика 5: Вишеструка линеарна регресија	34
Слика 6: Детерминанте профитабилности предузећа.....	93
Слика 7: Оптималан однос ликвидности и профитабилности предузећа	98
Слика 8: Разлика између средње вредности, медијане и модуса у зависности од коэффициента асиметрије	147
Слика 9: Сплjoштeнoст рaспoрeдa фрeквeнцијa	149

Дисертацију посвећујем
оцу, за узор и ослонац,
мајци, за веру и безграничну љубав
и браћи, за заједништво и снагу.

АПСТРАКТ

Емпиријско истраживање детерминанти профитабилности предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији изузетно је важна тема. Према званичним подацима Републичког завода за статистику, учешће прерађивачког сектора у формирању бруто домаћег производа је највеће у поређењу са осталим секторима. Такође, на основу статистичке анализе података, може се тврдити да постоји велики профитни потенцијал овог сектора, јер је његова профитабилност на nižем нивоу у односу на већину осталих сектора у Републици Србији. Формирани узорак истраживања укључује 378 предузећа, чије је пословање анализирано у периоду од 2016. до 2020. године. У дисертацији је примењена регресиона анализа на панелу података. Добијени резултати сугеришу да показатељи ликвидности и адекватног управљања плаћања обавеза према добављачима нису детерминанте профитабилности посматраних предузећа. Адекватно управљање потраживањима од купаца и величина предузећа су детерминанте које имају позитиван утицај на профитабилност, док виши ниво задужености негативно утиче на профитабилност предузећа прерађивачког сектора. Код адекватног управљања залихама, удела основних средства у укупној активи и потенцијала за раст предузећа одговор не може да буде јединствен, јер су резултати различити када се као апроксимација користи показатељ EBITDA маргина у односу на показатељ ROA. Анализа разлика међу посматраним прерађивачким предузећима представља теоријску и практичну основу, којом се даје одговор на питање – због чега су нека прерађивачка предузећа успешнија од других. Ови резултати ће, са једне стране, помоћи менаџменту предузећа у доношењу успешних пословних одлука. Са друге стране, то ће креаторима економске политике бити путоказ приликом доношења мера којима се подстиче профитабилност целокупне привреде Републике Србије.

Кључне речи: прерађивачки сектор, ROA, EBITDA, детерминанте профитабилности, панел регресиона анализа

ABSTRACT

Empirical research on the determinants of manufacturing companies' profitability in the Republic of Serbia is a very important topic. According to the Statistical Office of the Republic of Serbia, the share of the manufacturing sector in the formation of the gross domestic product is the largest compared to others. Furthermore, based on the statistical analysis of the data, it can be claimed that there is a large profit potential of this sector, because its profitability is at a lower level compared to most other sectors in the Republic of Serbia. The research sample includes 378 manufacturing companies that were analyzed in the period from 2016 to 2020. In the dissertation, regression analysis was applied on panel data. The obtained results suggest that the indicators of liquidity and proper management of payments to suppliers are not the determinants of profitability of the observed companies. Adequate management of receivables from customers and company size are determinants that have a positive impact on profitability, while a higher level of indebtedness has a negative impact on the manufacturing companies' profitability. In the case of appropriate management of supplies, the proportion of fixed assets in the total assets and the potential for the companies' growth, there is not a unique answer because the results are different when the indicator EBITDA margin is used as an approximation compared to ROA indicator. The analysis of the differences between the observed manufacturing companies represents a theoretical and practical basis, which provides an answer to the question - why some manufacturing companies are more successful than others. The obtained results will, on the one hand, help the management of a company to make successful business decisions. On the other hand, it will be a guide to the economic policy makers when taking measures that encourage the profitability of the entire economy of the Republic of Serbia.

Keywords: manufacturing sector, ROA, EBITDA, determinants of profitability, panel regression analysis

I УВОД

1. Уводни резиме истраживања

Успостављање концептуалног оквира за емпиријско истраживање мерења перформанси финансијске успешности предузећа изузетно је важна тема која се, у конкретном случају, односи на диференцирање и анализу прерађивачких предузећа. Предложени концептуални оквир може бити од изузетне важности не само предузетницима и инвеститорима, већ и доносиоцима пореске и економске политике, будући да пружа могућност упоређивања успешности пословања појединачних предузећа из прерађивачког сектора и идентификацију перформанси које могу да унапреде пословање конкретног предузећа или групе предузећа.

Анализа разлика међу посматраним прерађивачким предузећима представља теоријску и практичну основу, којом се даје одговор на питање – због чега су нека прерађивачка предузећа успешнија од других. Сходно томе, *предмет* истраживања у овој докторској дисертацији је квантификовање детерминанти успешности пословања предузећа прерађивачке индустрије у Републици Србији применом регресионих модела.

Истраживање пружа могући одговор на питање – да ли је квантификовањем утицаја одабраних интерних параметара на успешност пословања, применом регресионих модела, могуће идентификовати факторе успешности пословања у прерађивачким предузећима Републике Србије, с обзиром да су екстерни фактори идентични за сва посматрана предузећа. Да би се адекватно идентификовали релевантни интерни чиниоци који детерминишу успешност пословања прерађивачких предузећа у Републици Србији, неопходно је да узорак садржи довољно велики број јединица посматрања, као и довољно дугачак временски период посматрања. Сходно томе, формиран је узорак који обухвата 378 појединачних предузећа, чије је пословање анализирано за период од 2016. до 2020. године. Што се одабира методологије истраживања тиче, имајући у виду велики број података који је неопходно обрадити, у дисертацији је примењена регресиона анализа на панелу података. Панел регресиони модели пружају већу могућност одабира и препознавања интерних параметара и мерење њихових ефеката који се не могу идентификовати коришћењем само

упоредних података више јединица посматрања или само података временских серија. Применом панел регресионих модела аутор настоји да утврди утицај појединачних интерних параметара на профитабилност прерађивачких предузећа која послују на територији Републике Србије. Апострофирајући резултате истраживања, аутор путем примене методе компарације закључује да ли они потврђују постојеће теоријске ставове и да ли су у складу са резултатима претходних студија из области предмета истраживања.

1.1 Предмет истраживања

У наставку ће бити детаљно објашњено теоријско, операционално, просторно, временско и дисциплинарно одређење предмета истраживања ове докторске дисертације.

Теоријско одређење предмета истраживања

Предмет истраживања у овој докторској дисертацији је квантификовање детерминанти успешности пословања предузећа прерађивачке индустрије у Републици Србији применом регресионих модела. Први корак у идентификацији кључних параметара финансијског положаја предузећа који имају утицај на профитабилност прерађивачког сектора у Републици Србији подразумева сагледавање релевантне научне грађе, пре свега иностраних, али и домаћих аутора. У обзир су узете само оне детерминанте профитабилности за које је теоријски и емпиријски утврђено постојање каузалних односа.

Квантификовање утицаја одабраних интерних параметара на профитабилност прерађивачке индустрије у Републици Србији извршено је, за период од 2016. године до 2020. године, применом регресионих панел модела, имајући у виду да су регресиони панел модели и теоријски и практично потврђени као најадекватнији за утврђивање детерминанти профитабилности предузећа.

Операционално одређење предмета истраживања

У поступку операционалног одређења предмета истраживања дефинисани су општи чиниоци предмета истраживања, који су најпре разложени на посебне чиниоце предмета истраживања, а затим на појединачане чиниоце предмета истраживања.

Општи чиниоци предмета истраживања ове докторске дисертација су успешност пословања и одабране интерне детерминанте успешности пословања предузећа прерађивачке индустрије у Републици Србији. Успешност пословања изражава се профитабилношћу предузећа као посебним чиниоцем који представља најадекватнију апроксимацију финансијске успешности предузећа. Интерне детерминанте успешности пословања предузећа су разложене на следеће посебне чиниоце:

- ликвидност,
- задуженост,
- управљање залихама,
- управљање обавезама према добављачима,
- управљање потраживањима од купаца,
- удео сталних средстава у укупној активи предузећа,
- величина предузећа,
- потенцијал раста предузећа.

Дефинисани посебни чиниоци разлажу се, затим, на појединачне чиниоце. За наведене посебне чиниоце – профитабилност, ликвидност, задуженост, управљање залихама, управљање обавезама према добављачима, управљање потраживањима од купаца, удео сталних средстава у укупној активи предузећа, величина предузећа и потенцијал раста предузећа, појединачни чиниоци су конкретни ратио бројеви који се на њих односе. Профитабилност предузећа као посебан чинилац конкретизује се појединачним чиниоцима ROA и EBITDA маргину, који ће бити детаљније објашњени у наставку истраживања. Ликвидност, као посебан чинилац, исказана је преко појединачног чиниоца општи ратио ликвидности, задуженост је исказана преко појединачног чиниоца ратио задужености, управљање залихама је конкретизовано преко појединачног чиниоца просечан број дана трајања једног обрта залиха, управљање обавезама према добављачима је конкретизовано преко појединачног чиниоца просечан број дана плаћања обавеза према добављачима, управљање потраживањима од купаца је конкретизовано преко појединачног чиниоца просечан број дана наплате потраживања од купаца, удео сталних средстава у укупној активи предузећа изражен је кроз појединачни чинилац ратио сталне имовине, величина предузећа је конкретизована је преко појединачног чиниоца природни логаритам укупне активе, док је потенцијал раста предузећа исказан преко појединачног чиниоца

стопа раста прихода од продаје.

Квантификовање детерминанти извршено је на тај начин да се у првом кораку утврди да ли је утицај одређене интерне детерминанте позитиван или негативан, да ли је статистички значајан и да ли је добијени резултат у складу са утврђеним теоријским претпоставкама и резултатима емпиријских истраживања. Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу вредности добијеног регресионог параметра и вредности израчунатог коефицијента корелације.

Временско одређење предмета истраживања

Временски период на који се односи истраживање обухвата период од 2016. године до 2020. године. Јединице посматрања на којима је спроведено истраживање су конкретна предузећа сектора С – прерађивачка индустрија у Републици Србији, из узорка формираног за потребе истраживања.

Просторно одређење предмета истраживања

Истраживањем су обухваћена предузећа из прерађивачке индустрије која своје пословање обављају на територији Републике Србије. У складу са тим, просторно одређење предмета истраживања је територија Републике Србије.

Дисциплинарно одређење предмета истраживања

Опредељење предмета истраживања је интердисциплинарно и односи се на:

- пословне финансије,
- финансијски менаџмент,
- рачуноводство,
- статистичко-матемаматичко моделирање,
- економетрију и
- квантитативне методе.

1.2. Циљеви истраживања

Научни циљ истраживања је идентификовање кључних интерних параметара финансијског положаја предузећа који утичу на успешност пословања, односно профитабилност прерађивачког сектора Републике Србије. Интерни фактори су одабрани имајући у виду да менаџмент предузећа може да утиче само на побољшање интерних параметара финансијског положаја предузећа, док се екстерним факторима менаџери могу само прилагодити. Панел регресионим моделима се објашњава зависност успешности пословања прерађивачких предузећа од интерних параметара на које менаџмент предузећа може директно да утиче. Потребa за оваквим истраживањем произилази из чињенице да недостају студије које на свеобухватан начин анализирају параметре успешности пословања предузећа регистрованих у оквиру сектора С - Прерађивачка индустрија. Поменута потреба мотив је аутору да се кроз панел регресионе моделе квантификује утицај поменутих параметара на профитабилност пословања посматраних предузећа.

Поред основног научног циља истраживања, из потребе за допуном недостајућег фонда знања проистичу **посебни циљеви** истраживања. Посебни циљеви истраживања дају одговор на следећа научна питања:

- Да ли ликвидност предузећа прерађивачке индустрије и у којој мери утиче на успешност пословања?
- Да ли задуженост предузећа прерађивачке индустрије и у којој мери утиче на успешност њиховог пословања?
- Да ли адекватно управљање залихама у предузећима прерађивачке индустрије утиче на успешност пословања и у којој мери?
- Да ли адекватно управљање обавезама према добављачима у предузећима прерађивачке индустрије утиче на успешност пословања и у којој мери?
- Да ли адекватно управљање потраживањима од купаца у предузећима прерађивачке индустрије утиче на успешност пословања и у којој мери?
- Да ли већи удео сталних средстава у укупној активи предузећа прерађивачке индустрије позитивно утиче на успешност пословања и у којој мери?
- Да ли са растом величине предузећа прерађивачке индустрије расте и успешност пословања и у којој мери?

- Да ли већи потенцијал раста предузећа прерађивачке индустрије позитивно утиче на успешност пословања и у којој мери?

Дефинисањем научних циљева истраживања аутор настоји да утврди да ли се применом панел регресионих модела објашњава узрочно-последична веза успешности пословања прерађивачких предузећа и одабраних параметара финансијског положаја.

Друштвени циљ истраживања произилази из питања која су предмет научног истраживања и могу у великој мери да помогну генералним и финансијским менаџерима посматраних прерађивачких предузећа приликом доношења одлука из области финансијског менаџмента. Држава је заинтересована за повећање профитабилности прерађивачке индустрије која учествује у најзначајнијој мери у формирању бруто домаћег производа и запошљава велики број радника. С обзиром на то, овај сектор у великој мери детерминише макроекономску стабилност Републике Србије. Повећање профитабилности прерађивачког сектора доводи до повећавања јавних прихода Републике Србије у виду веће наплате пореза на добит предузећа. Запослени имају бенефите у виду повећања зарада, што утиче на повећање пореза на зараде и припадајућих доприноса. Повећањем зараде, повећава се животни стандард и лична потрошња, која резултира већом наплатом ПДВ-а и која подстиче и остале секторе у оквиру привреде Републике Србије.

Идентификовање перформанси успешности пословања предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији пружа значајне информације домаћим и страним инвеститорима. Добијени резултати истраживања ће потенцијалним инвеститорима омогућити боље сагледавање индикатора који утичу на успешност пословања предузећа, на основу чега ће они моћи да анализирају предности и недостатке улагања у прерађивачка предузећа у Републици Србији. Више информација о утицају појединих фактора на профитабилност ће омогућити инвеститорима лакши избор предузећа у која треба улагати и која ће им, са већом сигурношћу, омогућити поврат на уложена средства.

Према званичним подацима Републичког завода за статистику, учешће прерађивачког сектора у формирању бруто домаћег производа (БДП) Републике Србије је највеће од свих сектора, односно по годинама:

- Највећи допринос 2016. године у формирању бруто домаћег производа Републике Србије имао је сектор С – Прерађивачка индустрија, са учешћем у од 14,8% у укупном бруто домаћем производу. Затим следе сектор G – Трговина на велико и трговина на мало; поправка моторних возила и мотоцикала са учешћем од 11,1%, сектор L – Пословање некретнинама са учешћем од 7,5%, сектор А – Пољопривреда, шумарство и рибарство са учешћем од 6,8% и сектор J – Информисање и комуникације са учешћем од 4,8%.
- У 2017. години највеће процентуално учешће (15,1%) у формирању бруто домаћег производа Републике Србије имао је сектор С – Прерађивачка индустрија. На другом месту налазио се сектор G – Трговина на велико и трговина на мало; поправка моторних возила и мотоцикала са учешћем од 11,5%, док се на трећем месту налазио сектор L – Пословање некретнинама са учешћем од 7,3%. Четврто место заузимао је сектор А – Пољопривреда, шумарство и рибарство чије је учешће износило 6%. На петом месту био је сектор J – Информисање и комуникације са учешћем од 4,9%.
- 2018. године, са учешћем од 14,5%, сектор С – Прерађивачка индустрија имао је најзначајнији допринос у формирању бруто домаћег производа Републике Србије. Пратили су га сектор G – Трговина на велико и трговина на мало; поправка моторних возила и мотоцикала уз учешће од 11,5%, сектор L – Пословање некретнинама са учешћем од 7%, сектор А – Пољопривреда, шумарство и рибарство са учешћем од 6,3% и сектор J – Информисање и комуникације са учешћем од 4,8%.
- 2019. године најзначајнији допринос у формирању бруто домаћег производа Републике Србије имао је сектор С – Прерађивачка индустрија (са учешћем од 13,7% у бруто домаћем производу). Сектор G – Трговина на велико и трговина на мало; поправка моторних возила и мотоцикала налазио се на другом месту са учешћем од 11,3%, док је на трећем месту био сектор L – Пословање некретнинама чије је учешће износило 6,9%. Четврто место заузимао је сектор А - Пољопривреда, шумарство и рибарство са учешћем од 6%. Сектор F – Грађевинарство заузимао је пето место са учешћем од 5,7%, док је сектор J – Информисање и комуникације био на шестом месту са учешћем од 4,9%.
- 2020. године на првом месту налазио се сектор С – Прерађивачка индустрија са

учешћем од 13,3% у укупном бруто домаћем производу. Друго место припадало је сектору G – Трговина на велико и трговина на мало; поправка моторних возила и мотоцикала са учешћем од 11,3%, док се на трећем месту налазио сектор L – Пословање некретнинама са учешћем од 7%. Четврто место заузимао је сектор A – Пољопривреда, шумарство и рибарство чије је учешће износило 6,3%. Пето место деле сектори J – Информисање и комуникације и F – Грађевинарство са учешћем од 5,4%.

Раст профитног потенцијала предузећа прерађивачке индустрије, кроз идентификовање параметара који утичу на профитабилност, имаће утицај и на раст конкурентности прерађивачке индустрије Републике Србије.

Менаџмент предузећа прерађивачке индустрије, приликом доношења пословних одлука, може у значајној мери да користи одговоре на питања која су предмет овог истраживања. На основу тих одговора менаџмент прерађивачких компанија ће ове одговоре да користи као алат приликом дефинисања кључних индикатора перформанси. То ће у значајној мери утицати на повећање профитабилности предузећа из прерађивачке индустрије.

1.3. Истраживачке хипотезе и примена резултата истраживања

На основу операционалног одређења предмета истраживања, дефинисане су независне и зависне варијабле. Зависна варијабла је успешност пословања. Независне варијабле су одабране интерне детерминанте успешности пословања предузећа из прерађивачке индустрије. Са аспекта посебних чиниоца наведених у операционалном одређењу предмета истраживања, зависна варијабла је профитабилност, док су независне варијабле ликвидност, задуженост, управљање залихама, управљање обавезама према добављачима, управљање потраживањима од купаца, удео сталних средстава у укупној активи предузећа, величина предузећа и потенцијал раста предузећа. Општа, посебне и појединачне хипотезе формиране су на основу релевантних теоријских сазнања.

Генерална (општа) хипотеза: Одабрани интерни фактори пословања у значајној мери детерминишу успешност пословања предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији.

Као апроксимација успешности пословања предузећа коришћена је профитабилност.

Посебне хипотезе се односе на посебне чиниоце или појмове који су наведени у операционалном одређењу предмета истраживања. Предметно истраживање фокусирано је на проверу следећих посебних хипотеза:

ХИПОТЕЗА 1: Већа ликвидност негативно утиче на профитабилност предузећа прерађивачке индустрије.

ХИПОТЕЗА 2: Већа задуженост негативно утиче на профитабилност предузећа из прерађивачке индустрије.

ХИПОТЕЗА 3: Адекватно управљање залихама позитивно утиче на профитабилност предузећа из прерађивачке индустрије.

ХИПОТЕЗА 4: Адекватно управљање обавезама према добављачима позитивно утиче на профитабилност предузећа прерађивачке индустрије.

ХИПОТЕЗА 5: Адекватно управљање потраживањима од купаца позитивно утиче на профитабилност предузећа прерађивачке индустрије.

ХИПОТЕЗА 6: Већи удео основних средстава у укупној активи предузећа негативно утиче на профитабилност одабраних предузећа прерађивачке индустрије

ХИПОТЕЗА 7: Величина предузећа позитивно утиче на профитабилност предузећа прерађивачке индустрије.

ХИПОТЕЗА 8: Већи потенцијал раста позитивно утиче на профитабилност одабраних предузећа прерађивачке индустрије.

Појединачне хипотезе представљају даљу конкретизацију посебних хипотеза и односе се на посебне чиниоце који су наведени у операционалном одређењу предмета истраживања. Предметно истраживање фокусирано је на проверу следећих појединачних хипотеза.

На посебну ХИПОТЕЗУ 1 односе се следеће појединачне хипотезе:

X_{1o} (Нулта хипотеза): Већи општи рацио ликвидности има негативан утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

X_{1a} (Алтернативна хипотеза): Већи општи рацио ликвидности нема негативан утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

На посебну ХИПОТЕЗУ 2 односе се следеће појединачне хипотезе:

X_{2o} (Нулта хипотеза): Већи рацио задужености има негативан утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

X_{2a} (Алтернативна хипотеза): Већи рацио задужености нема негативан утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

На посебну ХИПОТЕЗУ 3 односе се следеће појединачне хипотезе:

X_{3o} (Нулта хипотеза): Дужи временски период трајања једног обрта залиха има негативан утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

X_{3a} (Алтернативна хипотеза): Дужи временски период трајања једног обрта залиха нема негативан утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

На посебну ХИПОТЕЗУ 4 односе се следеће појединачне хипотезе:

X_{4o} (Нулта хипотеза): Дужи временски период плаћања обавеза према добављачима има позитиван утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

X_{4a} (Алтернативна хипотеза): Дужи временски период плаћања обавеза према добављачима нема позитиван утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

На посебну ХИПОТЕЗУ 5 односе се следеће појединачне хипотезе:

X_{5o} (Нулта хипотеза): Дужи временски период наплате потраживања од купаца има негативан утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

X_{5a} (Алтернативна хипотеза): Дужи временски период наплате потраживања од купаца нема негативан утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

На посебну ХИПОТЕЗУ 6 односе се следеће појединачне хипотезе:

X_{6o} (Нулта хипотеза): Већи износ рација основних средстава има негативан утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

X_{6a} (Алтернативна хипотеза): Већи износ рација основних средстава нема негативан утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

На посебну ХИПОТЕЗУ 7 односе се следеће појединачне хипотезе:

X_{7o} (Нулта хипотеза): Веће вредности природног логаритма укупне aktive имају позитиван утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

X_{7a} (Алтернативна хипотеза): Веће вредности природног логаритма укупне aktive немају позитиван утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

На посебну ХИПОТЕЗУ 8 односе се следеће појединачне хипотезе:

H_{80} (Нулта хипотеза): Веће вредности стопе раста прихода од продаје имају позитиван утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

H_{8a} (Алтернативна хипотеза): Веће вредности стопе раста прихода од продаје немају позитиван утицај на ROA и EBITDA маргину као показатеље профитабилности анализираних предузећа прерађивачке индустрије.

Смер, јачина и начин повезаности одређени су на основу вредности добијених регресионоих параметара и вредности израчунатих коефицијента корелације.

1.4. Метод и узорак истраживања

Уважавајући специфичности којима се одликује проучавани предмет истраживања, приликом израде дисертације примењене су различите методе са циљем задовољења основних методолошких захтева – објективности, поузданости, општости и систематичности.

У дисертацији је примењен квантитативни научни метод који се базира на квантитативном истраживању, заснованом на дедуктивном приступу, које је извршено коришћењем дескриптивне и инференцијалне статистике. Процес квантитативног истраживање извршен је кроз следеће фазе:

- Прецизно дефинисање предмета истраживања, на основу претходне литературе, опис проблема истраживања и истраживачких питања, дефинисање независних и зависних варијабли и односа међу њима;
- Формулисање хипотеза које је потребно верификовати;
- Прикупљање података о вредностима које изимају варијабле, из узорка формираног за потребе истраживања;
- Коришћење статистичке методе и методе методе моделовања и саопштавање и тумачење резултата.

У оквиру основних научних метода у овој дисертацији примењене су анализа, синтеза, апстракција, конкретизација, специјализација, генерализација, индукција и

дедукција

У дисертацији је примена дедуктивне методе, као основне научне методе, заснована на примени посредног дедуктивног закључивања (посредне дедукције). Најпре је као општа претпоставка, на основу претходне литературе и постојећег знања из праксе, дефинисана општа хипотеза да одабрани интерни фактори пословања у значајној мери детерминишу профитабилност предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији, а затим је извршено њено превођење у оперативне термине, односно дефинисане су посебне и појединачне хипотезе којима се посредно закључује на шта се конкретан однос претходно дефинисана општа хипотеза. Након прихватања појединачних и посебних хипотеза, применом метода индукције, мисаоним путем формиран су општи судови и закључци у дисертацији.

Примена анализе, као основне научне методе, извршена је рашчлањавањем предмета истраживања на његове саставне делове, а затим су дефинисани односи између њих. Наиме, предмет истраживања, квантификовање детерминанти успешности пословања предузећа прерађивачке индустрије у Републици Србији, применом регресионих модела растављен је на чиниоце предмета анализе, односно на успешност пословања и интерне факторе профитабилности, за анализирани период од 2016. године до 2020. године.

Примени методе синтезе као основне методе у овој дисертацији претходила је примена метода анализе. Након рашчлањавања предмета истраживања на његове саставне делове извршеног методом анализе, методом синтезе је, на основу спроведеног истраживања односно статистичког моделовања, извршена поновна сублимација делова предмета истраживања у циљу добијања адекватних резултата. С обзиром да неколико хипотеза није потврђено и да је неколико хипотеза делимично потврђено, методом синтезе, на основу резултата истраживања о утицају независних варијабли на зависне варијабле, добијена је једна нова мисаона грађа у виду делимично измењене целине у односу на претпоставке које су констатоване у полазним хипотезама.

Претходно наведена примена метода анализе први је корак у примени метода апстракције. Метода апстракције у овој докторској дисертацији примењена је тако што је успешност пословања апстрахована на профитабилност, док су интерни фактори пословања апстраховани на ликвидност, задуженост, управљање залихама, управљање обавезама према добављачима, управљање потраживањима од купаца, удео сталних средстава у укупној активи предузећа, величина предузећа и потенцијал раста предузећа, а затим су дефинисани односи између претходно дефинисаних чинилаца.

У примени метода конкретизације, издвојени појмови у процесу апстракције конкретизовани су уз помоћ одговарајућих показатеља. Наиме, профитабилност је конкретизована кроз показатеље ROA и EBITDA маргину, док су ликвидност, задуженост, управљање залихама, управљање обавезама према добављачима, управљање потраживањима од купаца, удео сталних средстава у укупној активи предузећа, величина предузећа и потенцијал раста предузећа конкретизовани кроз општи рацио ликвидности, рацио задужености, просечан број дана трајања једног обрта залиха, просечан број дана плаћања обавеза према добављачима, просечан број дана наплате потраживања од купаца, рацио сталне имовине, природни логаритам укупне aktive и стопа раста прихода од продаје, респективно.

Метод генерализације примењен у дисертацији односи се на претходно објашњену примену индукције као једном од облика у којима се генерализација може јавити.

У дисертацији је генерализација изведена из карактеристика јединица које чине узорак тј. из особина сваког конкретног предузећа које се односе на податке о вредностима независних и зависних варијабли.

Метод специјализације примењен у дисертацији односи се на претходно објашњену примену дедукције као једном од облика специјализације.

Од општих научних метода у овој дисертацији примењене су статистичка метода, метода моделовања, хипотетичко-дедуктивна метода и компаративна метода.

Претходно описана примена општенаучних метода представља основу за примену основних метода у дисертацији.

С обзиром на дефинисан предмет и врсту истраживања, у дисертацији се истовремено примењују статистичка метода и метода моделовања. У оквиру општенаучних метода као примарна метода коришћења је метода моделовања, док је статистичка метода истовремена, односно паралелна метода. Методом моделовања, у складу се предметом истраживања, формирани су претпостављени економетријски регресиони модели који су у нацрту научне замисли а то су модели које се односе на утицај независних варијабли на зависне варијабле. Затим су се статистичким методама добили подаци о стварности, односно вршило сређивање и обрада података. Да би се примениле претходно наведене методе, неопходно је претходно коришћење хипотетичко-дедуктивне методе.

Хипотетичко-дедуктивном методом извршено је интегрисање теоријског и емпиријског аспекта предмета истраживања тако што су, на основу претходне литературе, емпиријских студија и искуствених чињеница, дефинисане хипотетичке основе за истраживање у дисертацији у виду дефинисања почетних хипотеза.

Примена статистичке општенаучне методе извршена је прилагођавањем предмету истраживања ове дисертације. Статистички поступци који су примењени зависе од особина добијених података и уско су повезани са методом на основу кога је извршено прикупљање и обрада података. Прва фаза примене ове општенаучне методе спроведена је идентификовањем основног скупа кога чине сва предузећа која у Републици Србији послују под регистрованом делатношћу у оквиру сектора С – прерађивачка индустрија. У другој фази је извршено узорковање и израда узорка за потребе истраживања. Узорком је обухваћено 378 предузећа, изабраних на основу критеријума опадајућих пословних прихода исказаних у билансу успеха за 2020. годину. У трећој фази примене ове методе, за свако предузеће из узорка, применом методе анализе докумената извршено је прикупљање квантитативних података о пословању изабраних компанија израчунавањем зависних варијабли ROA и EBITDA маргина којима је исказана профитабилност као и независних варијабли ликвидност, задуженост, адекватно управљање залихама, адекватно управљање обавезама према добављачима, адекватно управљање потраживањима од купаца, удео сталних средстава у укупној активи предузећа, величина предузећа и потенцијал раста предузећа којима су обухваћени интерни фактори пословања. Четврту фазу у примени ове методе карактерише формирање панела података за временски интервал од 2016. године до

2020. године. У оквиру пете фазе примене ове методе извршена је статистичка анализа података са циљем да се открије структура података, кретање варијабли у оквиру анализираниог временског периода, везе између варијабли, као и узрочно-последичних односа између независних и зависних варијабли.

Израчунавањем следећих дескриптивних статистичких показатеља извршено је идентификовање расподеле фреквенција свих независних и зависних варијабли израчунавањем:

1. Мера централне тенденције (средње вредности):

- a. Израчунате средње вредности: аритметичка средина
- b. Средњих вредности по положају: модус, медијана, кватили, перцентири.

2. Мера варијације (дисперзије)

- a. Интервал варијације
- b. Интерквартилна варијација
- c. Средње апсолутно одступање
- d. Варијанса
- e. Стандардна девијација
- f. Коефицијент варијације.

3. Мера облика распореда:

- a. Коефицијент асиметрије
- b. Коефицијент спљоштености.

Коришћењем претходно наведених дескриптивних показатеља омогућено је извођење закључака о основним карактеристикама прерађивачке индустрије, као и Benchmarking између прерађивачког сектора и осталих сектора у Републици Србији на основу следећих променљивих: број предузећа, промет, вредност производње, додата вредности по факторским трошковима, бруто пословни вишак, трошкови запослених, бруто зараде, број запослених, продуктивност рада (исказана кроз додату вредност по запосленом) и профитна стопа (исказана кроз кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету).

У дисертацији су коришћене корелациона и регресиона анализа. Корелационом анализом испитивана је природа повезаности између дефинисаних променљивих у циљу утврђивања да ли између зависних варијабли постоји корелација која може да упућује на постојање проблема мултиколинеарности у панел регресионим моделима. Панел регресионом анализом, кроз оцену адекватних финалних панел регресионих модела, извршено је квантификовање детерминанти профитабилности прерађивачког сектора оценом утицаја одабраних интерних фактора пословања на профитабилност анализираних предузећа прерађивачког сектора.

Приказивање резултата извршено је табеларно и графички.

Шесту фазу примене статистичке методе карактерише тумачење резултата добијених статистичком анализом и извођење закључака на основу прихватања или неприхватања статистичких хипотеза о статистичкој значајности утицаја одређених параметара на профитабилност, на нивоу значајности од 1%, 5% и 10%.

У седмој фази статистичке методе, на основу претходно добијених резултата и изведених закључака, извршено је констатовање одређених правилности. С обзиром да неколико хипотеза није потврђено и да је неколико хипотеза делимично потврђено, методом синтезе, на основу резултата истраживања о утицају независних варијабли на зависне варијабле, добијена је једна нова мисаона грађа у виду делимично измењене целине у односу на претпоставке које су констатоване у полазним хипотезама.

Почетни корак примене методе моделовања је одређивање намене модела која се односи на предмет истраживања а то је стицање нових сазнања о утицају интерних фактора пословања на профитабилност прерађивачке индустрије Републике Србије. У другој фази примене ове методе, извршено је, на основу претходних теоријских и емпиријских сазнања, идентификовање свих могућих варијабли које могу да апроксимирају профитабилност и интерне факторе пословања, а затим је извршена селекција варијабли које улазе у модел. Трећу фазу примене методе моделовања чини формирање почетног, односно почетних модела. У процесу коришћења методе моделовања, у дисертацији је најпре дефинисан глобални модел који се односи на предмет истраживања, односно на генералну хипотезу у виду претпоставке да одабрани интерни фактори пословања у значајној мери детерминишу профитабилност предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији. Након тога су формирани

подмодели који се односе на посебне хипотезе а којим се врши конкретизација општих чинилаца на посебне чиниоце. Следећу фазу примене методе моделовања карактерише формулисање подмодела елементарних чинилаца предмета истраживања који се односе на појединачне хипотезе. У дисертацији је то примењено тако што су формирана 2 регресиона модела којима је испитан утицај интерних детерминанти на успешност пословања. Општи чиниоци (интерне детерминанте пословања и успешност пословања) разложени су на посебне чиниоце. У првом моделу, зависна варијабла посебан чинилац профитабилност конкретизује се појединачним чиниоцем ROA, док се у другом моделу као показатељ профитабилности користи појединачни чиниоц EBITDA маргина. Независне варијабле су идентичне у оба модела. Посебан чинилац ликвидност исказан је преко појединачног чиниоца општи рацио ликвидности, посебан чинилац задуженост исказан је преко појединачног чиниоца рацио задужености, посебан чинилац управљање залихама исказан је преко појединачног чиниоца просечан број дана трајања једног обрта залиха, посебан чинилац управљање обавезама према добављачима исказан је преко појединачног чиниоца просечан број дана плаћања обавеза према добављачима, посебан чинилац управљање потраживањима од купаца исказан је преко појединачног чиниоца просечан број дана наплате потраживања од купаца, посебан чинилац удео сталних средстава у укупној активи предузећа исказан је као појединачни чинилац рацио сталне имовине, посебан чинилац величина предузећа исказан је преко појединачног чиниоца природни логаритам укупне aktive, док је посебан чинилац потенцијал раста предузећа исказан преко појединачног чиниоца стопа раста прихода од продаје. У четвртој фази методе моделовања извршена је провера испуњености претпоставки модела којим је утврђено присуство аутокорељације и хетероскедастичности у оцењеним моделима, што је указало на закључак о неиспуњености претпоставки примењених панел регресионих модела са фиксним ефектом. У петој фази методе моделовања, због претходно уврђених нарушености претпоставки оцењених панел регресионих модела са фиксним ефектима, примењена је FE спецификација са кластер-робустним стандардним грешкама (FE robust model).

Компаративна метода примењена је у дисертацији кроз утврђивање идентичности, сличности и разлика између сектора С – Прерађивачка индустрија и осталих анализираних сектора у Републици Србији. То се постигло кроз *banchmarking* сектора, на основу јасно дефинисаних компарабила и критеријума за поређење.

Banchmarking између сектора С – Прерађивачка индустрија и осталих сектора извршен је на основу поређења следећих индикатора пословања: број предузећа, промет, вредност производње, додата вредности по факторским трошковима, бруто пословни вишак, трошкови запослених, бруто зараде, број запослених, продуктивност рада (исказана кроз додату вредност по запосленом) и профитна стопа (исказана кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету). Примена компаративне методе извршена је и приликом извођења закључака на основу добијених резултата оцењених регресионих модела.

Као метод прикупљања података коришћен је метод анализе докумената. Анализом биланса стања и биланса успеха анализираних предузећа, стављањем у однос појединих позиција у оквиру ових докумената (финансијских извештаја) или логаритмовањем појединачних позиција у поменутих финансијским извештајима, добијени су ратио бројеви на основу којих су формиране независне и зависне варијабле.

Истраживањем су обухваћена предузећа која у Републици Србији послују под регистрованом делатношћу у оквиру сектора С – прерађивачка индустрија. У узорак, на основу кога је извршено истраживање, укључено је 378 предузећа из наведеног сектора, са статусом активног привредног друштва. Опсервирани временски интервал истраживања је од 2016. до 2020. године, на основу сетова финансијских извештаја који су саставни део завршних рачуна изабраних предузећа. Извор коришћених података је званични сајт Агенције за привредне регистре. Документи који су анализирани односе се на сетове извештаја о пословању предузећа из прерађивачке индустрије. Наведени сетови извештаја су саставни делови завршног рачуна сваког предузећа. Примарни документи на основу којих су добијени подаци су Биланс стања и Биланс успеха.

Анализа утицаја независних варијабли на зависну варијаблу извршена је уз помоћ статистичког софтвера STATA17 и Microsoft Excel-a.

1.5. Спровођење истраживања и добијени резултати

Научни допринос спроведеног истраживања састоји се у томе да би резултати истраживања требали да пруже одговоре на питања везана за утицај одабраних

параметара финансијског положаја на успешност пословања прерађивачких предузећа у Републици Србији, чиме би се допунио недостајући фонд знања везан за поменуту тематику.

Емпиријски значај предложеног истраживања повезан је са могућношћу коришћења добијених резултата у даљим истраживањима, чиме се потврђује и њихова емпиријска вредност. Такође, резултати који произилазе из ове дисертације могу имати и значајне практичне импликације за доносиоце одлука у производним предузећима. Емпиријски допринос предложеног истраживања огледа се, пре свега, у практичној примени добијених резултата за менаџмент прерађивачких предузећа. Информације које произилазе из резултата овог истраживања ће помоћи менаџменту при доношењу одређених финансијских, инвестиционих, као и одлука које обухватају финансирање и инвестирање. Исто тако, добијени резултати могу бити од користи и одговарајућим државним органима у процесу доношења пореских политика или политика привредног развоја. Добијени резултати истраживања ће потенцијалним домаћим и иностраним инвеститорима омогућити боље сагледавање индикатора који утичу на успешност пословања предузећа, на основу чега ће они моћи да анализирају предности и недостатке улагања у прерађивачка предузећа у Републици Србији.

Резултати проистекли из предложеног истраживања додатно појашњавају и продубљују сазнања о параметрима успешности пословања прерађивачких предузећа у Републици Србији и омогућавају поређење са другим земљама или другим индустријама. Имплементација резултата истраживања допринеће подизању нивоа конкурентности српске прерађивачке индустрије.

Научни допринос који проистиче из ове докторске дисертације огледа се у:

- јасном идентификовању интерних детерминанти од којих зависи профитабилност прерађивачких предузећа у Републици Србији;
- бољем разумевању значаја идентификовања детерминанти перформанси успешности пословања прерађивачког предузећа;
- проналажењу адекватног регресионог модела који може да пружи ефикасну оцену интерних детерминанти профитабилности предузећа из прерађивачког сектора у Републици Србији.

Резултати истраживања докторске дисертације ће омогућити даља истраживања у овој области, као и унапређење постојећих метода и модела мерења и квантификовања перформанси успешности прерађивачких предузећа.

Дисертација је подељена на шест делова. Први део обухвата уводна разматрања. У другом делу представљене су теоријске основе истраживања кроз три целине – прва се односи на регресионе моделе, друга на пословање прерађивачких предузећа, а трећа на приказ резултата истраживања претходних студија. Трећим делом је представљен цео процес истраживања, од дефинисања методологије до тестирања оцењених параметара модела. У четвртом делу су приказани и објашњени резултати истраживања. Пети део се односи на закључна разматрања. У шестом делу приказана је коришћена литература.

Такође, дисертација је структурирана у оквиру осам поглавља. Редослед поглавља је дефинисан тако да методолошки прати процес истраживања. Прво поглавље се односи на општа разматрања и приказ општег карактера дисертације. У другом поглављу представљене су теоријске основе које се односе на анализу регресионих модела података. Овим поглављем обухваћене су основне карактеристике регресионих модела, као и опис основних врста регресионих модела и проблема с којима се истраживачи могу сусрести уколико користе регресионе моделе. Трећим поглављем је обухваћена анализа пословања прерађивачких предузећа, с посебним освртом на начине квантификовања утицаја одабраних параметара на успешност пословања прерађивачких предузећа. У четвртом поглављу је представљена анализа литературе која се односи на идентификовање параметара успешности пословања предузећа и која, у том циљу, користи неки од модела за оцену регресионих модела података. Пето поглавље се односи на објашњење методологије истраживања. Шесто поглавље обухвата дескриптивну статистичку анализу, затим корелациону анализу и, на крају, квантификовање утицаја одабраних параметара на профитабилност прерађивачких предузећа применом изабраног регресионог модела. У седмом поглављу детаљно су објашњени резултати истраживања. У осмом поглављу дата су закључна разматрања.

II ТЕОРИЈСКЕ ОСНОВЕ ИСТРАЖИВАЊА

2. Анализа и карактеристике регресионих модела

Регресиона анализа је статистичка метода која се користи у економији, финансијама и другим дисциплинама чија је сврха да одреди јачину и карактер односа између једне зависне варијабле (циљне варијабле, обично означене са Y) и низа других независних варијабли (предиктора, које се најчешће означавају са X). Регресиони модел је математички модел који се користи у регресионој анализи да би се описао однос између једне или више независних варијабли и зависне варијабле. Процес који је прилагођен за обављање регресионе анализе помаже да се разуме које варијабле су значајне детерминанте зависне варијабле и на који начин утичу на зависну варијаблу, а које варијабле се могу занемарити. Регресиона анализа се користи у две концептуално различите сврхе:

- за предвиђање и
- за утврђивање узрочно-последичних веза између независних и зависне варијабле.

2.1. Врсте података

Подаци који се користе у статистичким и економетријским истраживањима генерално се, према својим карактеристикама, могу диференцирати у три групе:

1. упоредни подаци,
2. подаци временских серија и
3. панел подаци.

Упоредни подаци (cross-sectional data) су подаци који се прикупљају за више јединица (нпр. компаније, појединци, државе) у истом тренутку, односно периоду.

Подаци временских серија (time series data) су подаци који се прикупљају за једну јединицу (нпр. компанију, појединца, државу) у различитим временским периодима са циљем да се изврши анализа трендова, сезонских и цикличних варијација током времена.

Панел подаци (panel data) у себи обједињују прве две групе података, односно то су подаци који садрже две димензије, временску и просторну, што имплицира да добијени резултати истраживања имају већи квалитет. За формирање панела неопходно је прикупити податке о јединицама посматрања (нпр. државе, девизни курсеви, цене акција и сл.) кроз време (Gujarati, 2004). Код панел података појављује се већи број јединица посматрања и већи број варијација, будући да се подаци посматрају кроз призму времена.¹ Ови подаци омогућавају анализу узимајући у обзир индивидуалне разлике између јединица, као и промене током времена. За анализу панел података развијене је посебна методологија, о којој ће више речи бити у наставку.

Генерално се може тврдити да постоје два типа панел података који захтевају примену различитих модела:

1. микро панели – подразумевају велики број јединица посматрања и кратку временску серију посматрања. Већином се односе на панел податке који укључују индивидуалне јединице на нижем нивоу (нпр. компаније, појединци, домаћинства) посматране током краћег временског периода;
2. макро панели – подразумевају велики број јединица посматрања и дуг период посматрања са често присутним елементом агрегације (нпр. истраживање спроведено на земљама ОЕЦД у периоду од 1950. године до 2020. године). Већином се односе на панел податке који укључују јединице посматрања агрегиране на вишем нивоу (сектор, држава, покрајина, регион...) током дужег временског периода.

Уколико се посматра расположивост података, може се тврдити да постоје:

1. балансирани панели – панел подаци који за све индивидуалне јединице посматрања садрже податке кроз целокупан временски период посматрања. Уколико користимо i као индекс за јединицу посматрања, t за временски период и дозвољавајући да скуп података садржи N јединица и T временских периода, покривеност балансираног скупа података се може означити као $i = 1, \dots, N$ и

¹ Панел анализа постала је саставни део емпиријског дела научних истраживања водећих светских истраживача.

$t = 1, \dots, T$. Подаци из балансираних панела имају матричну структуру. Потребна су три индекса за представљање запажања: један за број променљивих, један за број јединица посматрања и један за број периода. Балансирани скуп података панела стога може бити уређен као тродимензионална матрица. Често је N много веће од T , али се приликом посматрања панела географских јединица може десити и супротна ситуација. Са аспекта асимптотског понашања, разлика између $N \rightarrow \infty$ и $T \rightarrow \infty$, веома је важна у регресионој оцени панел података;

2. небалансирани панели – у небалансираном панелу за поједине јединице посматрања недостају подаци за одређену временску јединицу или период посматрања. Постоји неколико разлога зашто скуп података панела може постати небалансиран, односно неуравнотежен, а то су: улазак и излазак јединица у/из базе података (нпр. оснивање и затварање фирми), затим насумични изостанак запажања у временским серијама. Посебан тип неравнотеже се ствара ротирајућим панел подацима који се појављују у анкетама када се узорак систематски мења на начин који је одредио сакупљач података. Још један разлог зашто може доћи до неуравнотежених панел података је ендегена селекција, што значи да је избор посматраних јединица делимично одређен варијаблама које треба да буду оцењене дефинисаним економетријским моделом. Ово може да закомпликује процену и интерпретацију коефицијената ако се механизам селекције занемари или се неправилно узме у обзир у моделирању и дизајну методе закључивања. Небалансирани панел подаци стварају проблеме приликом примене одређених економетријских модела.

Уколико се посматра хомогеност панела, панел модели могу се поделити у две широке категорије:

1. хомогени (или обједињени) модели панел података – претпостављају да су параметри модела идентични код свих појединачних јединица посматрања;
2. хетерогени модели панел података – омогућавају да параметри модела варирају међу јединицама посматрања. Модели фиксних ефеката и модели случајних ефеката су примери хетерогених модела панел података. Унутар ових група, претпоставке направљене о варијацији модела међу јединицама посматрања су

примарни покретачи за одлуку који модел треба применити у конкретном случају.

Према критеријуму условљености зависне од независних варијабли у посматраном моделу, панел модели могу бити статички и динамички. *Статички панел модели* приликом процене утицаја независних на зависну варијаблу узимају у обзир само независне варијабле у посматраном периоду t , док *динамички панел модели* у обзир узимају и вредност зависне варијабле у претходном периоду, односно $t-1$.

Као предности примене панел података у емпиријским истраживањима, у литератури се наводе:

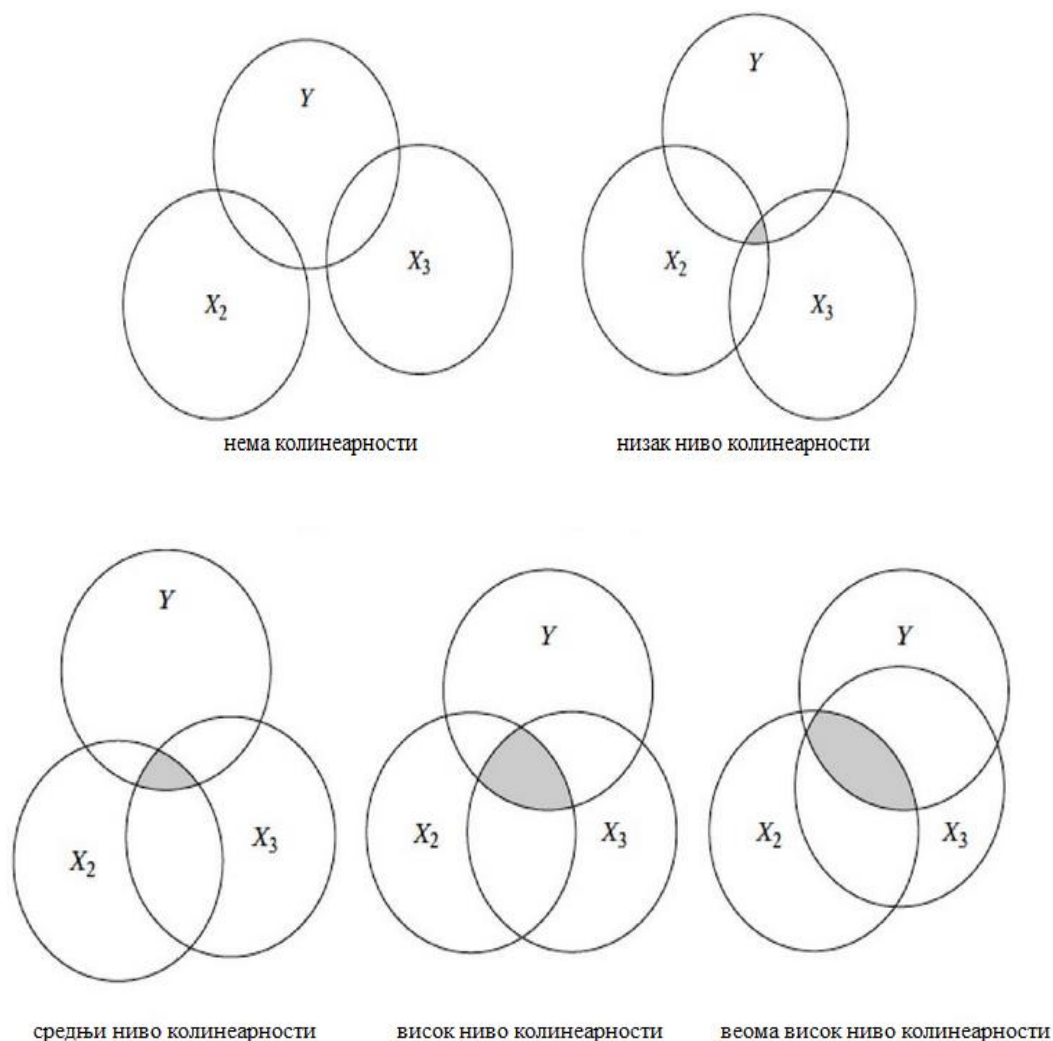
Ефикаснија оцена модела – примена економетријских модела на податке са већим бројем јединица посматрања кроз време, односно панел податке, омогућава ефикаснију оцену у односу на примену економетријских модела на једну јединицу посматрања у дужем временском периоду или на више јединица посматрања у једној временској тачки. Панел подаци садрже већи ниво степени слободе и већу варијабилност узорка од упоредних података у којима је $T=1$ или података временске серије код којих је $N=1$, чиме се побољшава ефикасност економетријске оцене. Наиме, употреба панел података у великој мери повећава опсег узорка, односно број посматраних опсервација, обезбеђујући, на тај начин, максимално могућ ниво информација из ограниченог броја опсервација (Baltagi, 2005).

Контрола ефекта варијабли које нису укључене у модел – примена економетријских модела на панел податке омогућава виши ниво контроле карактеристика које нису укључене у модел, будући да укључује диференцирање временских и индивидуалних ефеката карактеристика независних варијабли које нису укључене у модел на варијације зависне променљиве. Панел подаци садрже информације о интертемпоралној динамици и индивидуалности ентитета који у великој мери омогућавају контролу ефекта варијабли које нису укључене у модел, односно које недостају или их је немогуће посматрати.

Могућност конструисања и тестирања компликованих бихевиоралних хипотеза – као пример наводи се чињеница да при евалуацији ефикасности примене одређених социјалних програма у великој мери може да помогне коришћење панел

модела, будући да примена упоредних података или података временске серије може да резултира неконзистентним оценама.²

Слика 1: Различити нивои колинеарности



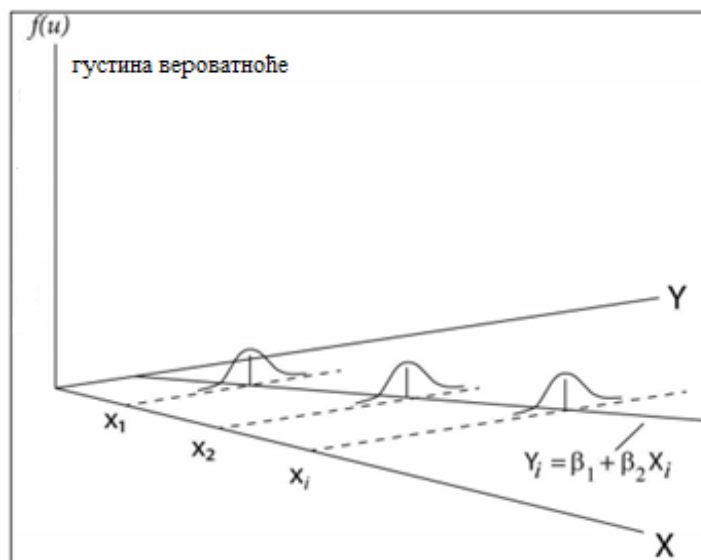
Извор: прилагођено према All (2021)

Ублажавање мултиколинеарности – динамичност економских односа указује на постојање велике могућности појаве корелације у посматраном економетријском моделу (Nerlove, 2002). Примена економетријских модела на панел податке ублажава мултиколинеарност, будући да је мања вероватноћа да ће посматране различите појединачне варијабле бити у високом степену корелисане, што ће у великој мери

² За детаљније информације о поменутом примеру погледати Hsiao (2008).

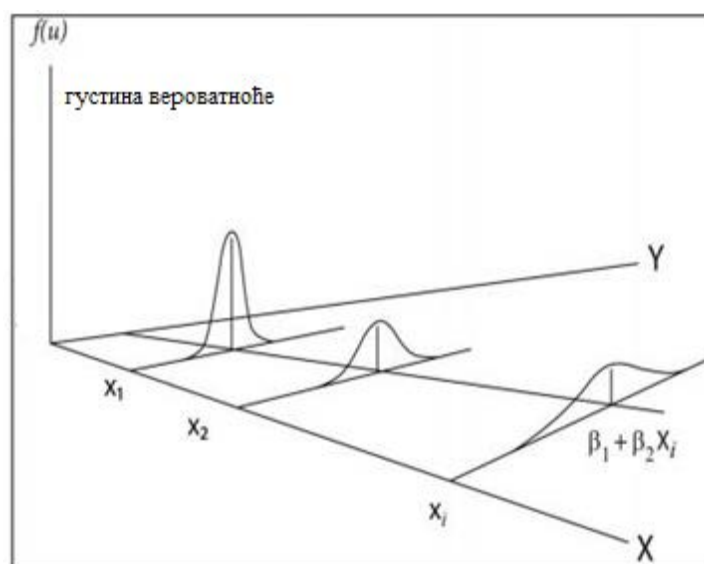
редуковати корелисаност коју собом носи временска димензија посматрања података. На слици 1 представљени су различити нивои колинеарности.

Слика 2: Хомоскедастичност



Извор: <https://itfeature.com/heteroscedasticity/introduction-to-heteroscedasticity>

Слика 3: Хетероскедастичност



Извор: <https://itfeature.com/heteroscedasticity/introduction-to-heteroscedasticity>

Смањивање хетероскедастичности – примена економетријских модела на панел податке смањује хетероскедастичност, будући да су појединачне јединице посматрања међусобно хетероскедастичне, што резултира смањењем индивидуалне

хетероскедастичности. На сликама 2 и 3 су илустровани примери хомоскедастичности и хетероскедастичности.³

Поједностављена оцена модела – с обзиром да панел подаци укључују најмање две диманзије, за очекивати је да ће економетријска оцена оваквих података бити компликованија од оцене података временске серије, односно упоредних података. Међутим, у одређеним случајевима, већа доступност података заправо поједностављује израчунавање и закључивање.⁴

Baltagi (2005) наводи да примена економетријских модела на податке са већим бројем јединица посматрања кроз време, односно панел податке, може довести до проблема агрегације која се може испољити као просторна и временска и која често доводи до пристрасности приликом оцене параметара. Такође, приликом дефинисања модела, могуће је да буду изостављене поједине независне варијабле које имају утицај на зависну варијаблу, било због превиђања њиховог утицаја или непостојања адекватних података који се односе на изостављену варијаблу. Изостављање варијабли није необично ни тешко замисливо у реалним ситуацијама, али, како наводи Guarati (2004), оно може да доведе до пристраних оцена чиме резултати добијени оценом регресионог модела постају невалидни. Greene (2012) тврди да анализа високофреквентних временских серија панел података, као и упоредних серија чији се опсег утицаја независне на зависну варијаблу мења у зависности од броја опсервација, може довести до појаве хетероскедастичности. До појаве хетероскедастичности може доћи и услед неадекватно спецификованог модела, екстремних вредности, асиметрије дистрибуције, неадекватне трансформације података и/или неадекватне функционалне форме (Guarati, 2004). Ajmani (2009) наводи да је приликом оцене панел модела могуће детектовати аутокорељацију у случају погрешне спецификације модела и/или изостављања појединих објашњавајућих варијабли. Још један проблем који се појављује приликом економетријске оцене панел података јесте проблем различитог обухвата појединачних јединица посматрања и временског периода. Даље, могуће је да

³ Низ случајних променљивих је хомоскедастичан ако све његове случајне променљиве имају исту коначну варијансу. Комплементарни појам се назива хетероскедастичност. Хетероскедастичност настаје када је случајна грешка у корелацији са неком од независних варијабли.

⁴ Панел модели олакшавају рад са нестационараним временским серијама, олакшавају мерење грешке модела и омогућавају примену динамичких Tobit модела. За више информација видети нпр. Hsiao (2008) и Binder и др. (2005).

се неконзистентне оцене добију приликом коришћења кратког временског периода и у случају када постоји међусобна зависност између индивидуалних јединица посматрања. На крају, за тестирање адекватности примене одређеног панел модела потребно је успоставити одговарајуће дијагностичке тестове, што није увек једноставан задатак.

2.2. Карактеристике регресионих модела

Регресиона анализа је скуп статистичких метода које се користе за процену односа између зависне варијабле и једне или више независних варијабли. Може се користити за процену јачине везе између варијабли и за моделирање будућег односа између њих. Зависна варијабла (регресанд, критеријумска варијабла, варијабла циља) је варијабила чије је вредности потребно објаснити или предвидети на основу вредности независних варијабли. Независне варијабле (регресори, објашњавајуће варијабле, предикторске варијабле) су варијабле које се користе за објашњавање или предвиђање вредности зависне варијабле. Регресиони модел је математички модел који се користи у регресионој анализи да би се описао однос између зависне варијабле и једне или више независних варијабли. У регресији, заправо покушавамо да „регресирамо“ вредност зависне варијабле Y уз помоћ независних варијабли X . Другим речима, покушавамо да разумемо како се вредност Y мења у односу на X . Зависна варијабла (Y) је варијабла коју покушавамо да разумемо или предвидимо регресионим моделом, док независне варијабле укључују факторе који утичу на циљну варијаблу пружајући информације у вези са односом независних варијабли са циљном варијаблом. Регресија се користи у различитим областима као што су, на пример:

- финансије – разумевање тренда цена акција, прогнозирање цена и процена ризике у домену осигурања;
- маркетинг – разумевање ефикасности тржишних кампања и предвиђање цена и продаје производа;
- производња – процена односа варијабли које ће обезбедити боље перформансе;
- медицина – предвиђање ефективности различитих комбинације лекова.

Три основна типа регресије су:

- једноставна линеарна регресија (једноставни линеарни регресиони модел),

- вишеструка линеарна регресија (вишеструки линеарни регресиони модел) и
- нелинеарна регресија.

У зависности од тога да ли је веза између зависне и независне, односно независних варијабли објашњена линеарном или нелинеарном функцијом, настала је класификација регресије на линеарну и нелинеарну. Линеарна регресија је основни, најједноставнији и најкоришћенији облик регресионог модела који подразумева да је функција којом се објашњава веза између зависне и независне, односно независних варијабли приближно линеарна. Једноставна линеарна регресија, представљена на слици 4, користи једну независну променљиву за објашњење или предвиђање исхода зависне променљиве, док вишеструка линеарна регресија, представљена на слици 5, користи две или више независних променљивих за предвиђање исхода зависне променљиве.

Слика 4: Једноставна линеарна регресија

$$X \longrightarrow Y$$

Извор: <https://www.mygreatlearning.com/blog/what-is-regression/>

Једноставни линеарни регресиони модел заправо је веома једноставан модел који се примењује када се зависна променљива Y објашњава уз помоћ само једне независне променљиве X . Једноставни линеарни регресиони модел представља се путем следеће популационе регресионе функције:

$$Y = \beta_0 + \beta X + \varepsilon \quad (2.1)$$

При чему је:

$E(Y) = \beta_0 + \beta X$ - очекивани ниво променљиве Y за дати ниво променљиве X

β_0 – параметар који представља одсечак праве на y -оси

β_1 – параметар који представља нагиб праве, односно тангенс угла који права заклапа са позитивним смером x -осе

ε – случајна грешка модела која обухвата све промене које имају утицај на зависну варијаблу а нису укључене у модел.

Приликом оцене модела анализира се узорак обима n , при чему зависна варијабла Y узима вредности $Y_1, \dots, Y_n$, док независна варијабла X узима вредности $X_1, \dots, X_n$ (Лозанов-Црвенковић, 2012). У складу са наведеним, горњи модел се може представити облику узорачке регресионе функције:

$$Y_i = \beta_0 + \beta X_i + \varepsilon_i, i=1, 2, \dots, n \quad (2.2)$$

При чему је :

$(\beta_0 + \beta X_i)$ - систематски део модела као линеарна функција теоријске везе између независне променљиве Y_i и зависне променљиве X_i , под претпоставком константности утицаја осталих релевантних фактора,

ε_i - вредност случајне грешке ε у периоду i , односно стохастички део модела који обухвата случајне варијације које нису укључене у модел и резултат су дејства разних фактора који нису систематични.

Претпоставке једноставног линеарног регресионог модела су (Младеновић и Петровић, 2020):

- ε_i има нормалну расподелу;
- $E(\varepsilon_i) = 0$, за свако i . За свако i , средња вредност случајне грешке је једнака нули, што значи да, у просеку, случајна грешка не утиче на кретање зависне варијабле Y_i , при чему у конкретном случају вредност случајне грешке може бити позитивна, негативна или једнака нули;
- $Var(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$, за свако i . Хомоскедастичност случајних грешака, односно случајне грешке поседују исту варијансу независно од вредности објашњавајуће променљиве. Вредност случајне грешке показује исти степен дисперзије око своје средње вредности за сваку вредност коју узима X_i . Случајне грешке су хетероскедастичне ако претпоставка о константности варијансе случајне грешке није испуњена;
- ε_i и ε_j су међусобно независне за све $i \neq j$ односно $cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$ за свако $i \neq j$. Одсуство аутокорељације, односно међусобна

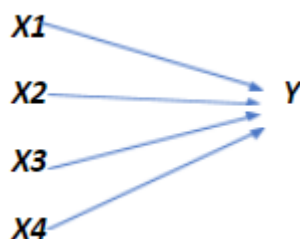
некорелисаност случајних грешака за различите опсервације. Ако ова претпоставка није испуњена, случајне грешке су аутокорелисане и та аутокорелисаност може бити позитивна и негативна. Ако је низ случајних грешака истог знака говори се о позитивној аутокорелацији, док је код негативне аутокорелације вредност случајне грешке у једном периоду позитивна, у следећем периоду негативна, док је у следећем периоду поново позитивна итд.

- X_i је нестохастичка променљива тј. $cov(X_i, \varepsilon_i) = 0$, за свако i . Не постоји корелисаност између објашњавајуће променљиве и случајне грешке. Објашњавајућа променљива поседује детерминистичку компоненту, није случајна променљива, већ је нестохастичка егзогена променљива дефинисана ван система која узима фиксирани вредности из поновљених узорака.

Оно што се још може приписати као претпоставка линеарног регресионог модела, а што произилази из прва три услова, јесте да случајна грешка поседује нормалну расподелу са средином које је једнака нули и варијансом σ^2 тј. $\varepsilon_i: \mathcal{N}(0, \sigma^2)$.

За оцену параметара модела користи се метод одступања од најмањих квадрата који се базира на минимизацији суме квадрата резидуала.⁵

Слика 5: Вишеструка линеарна регресија



Извор: <https://www.mygreatlearning.com/blog/what-is-regression/>

Вишеструки линеарни регресиони модел може се дефинисати путем следеће популационе регресионе функције:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_{k-1} X_{k-1} + \varepsilon \quad (2.3)$$

⁵ За оцену параметара модела погледати Младеновић и Петровић (2020).

При чему је :

k -укупан број параметара у моделу;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{k-1}$ -непознати параметри у моделу;

Y -зависна променљива; $X_1, X_2, \dots, X_{k-1}$ -независне променљиве;

ε -случајна грешка модела.

Горњи модел се, за узорак величине n , може представити облику следеће узорачке регресионе функције:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_{k-1} X_{k-1} + \varepsilon_i, i = 1, 2, \dots, n \quad (2.4)$$

Узорачка регресиона функција вишеструког регресионог модела са $k-1$ објашњавајућих променљивих представљена у матричној форми гласи:

$$Y = XB + e \quad (2.5)$$

При чему су:

$$Y = \begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & \dots & X_{k-1,1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & X_{1n} & \dots & X_{k-1,n} \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \vdots \\ \beta_{k-1} \end{bmatrix}, e = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}.$$

Y је вектор зависне променљиве, X је матрица која обухвата независне променљиве у моделу, B је вектор параметара модела, док је са e означен вектор који се односи на случајне грешке модела.

Поред стандардних претпоставки једноставног линеарног регресионог модела, вишеструки линеарни регресиони модел укључује и претпоставку о одсуству екстремне мултиколинеарности, односно да између независних променљивих не постоји јака линеарна веза. То значи да су независне променљиве $X_1, X_2, \dots, X_{k-1}$ линеарно независне тј. ниједна независна променљива се не може изразити као линеарна функција осталих независних променљивих.

За оцену параметара модела користи се метод одступања од најмањих квадрата.⁶

У случају да функционална веза између зависне и независне, односно независних варијабли не може бити утврђена линеарним односом, примењује се нелинеарна регресија. Најједноставнији модели нелинеарне регресије, полиномни регресиони модел и једноставни експоненцијални регресиони модел, биће размотрени у наставку.

Полиномни регресиони модел користи се у случајевима када је неопходно проширити линеарну регресију на нелинеарну у циљу повећања репрезентативности модела (Дринић, 2023). Полиномни регресиони модел може се представити полиномном функцијом на следећи начин:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \dots + \beta_k X^k + \varepsilon_i \quad (2.6)$$

При чему ε_i представља грешку модела, док $\beta_0, \dots, \beta_k$ представљају непознате параметре које је потребно оценити, као и у случају примене линеарног регресионог модела.

Једноставни експоненцијални регресиони модел је нелинеаран по параметрима и може се представити на следећи начин:

$$Y = \alpha \beta^X \quad (2.7)$$

Приликом оцене полиномног регресионог модела као и једноставног експоненцијалног регресионог модела примењује се трансформација у циљу њихове линеаризације. Трансформирани полиномни регресиони модели као и једноставни експоненцијални регресиони модели називају се линеаризовани модели.

⁶ За оцену параметара модела погледати Младеновић и Петровић (2020).

2.3. Регресиони панел модели

У наставку ће бити објашњени најчешће коришћени регресиони панел модели.

Модели ће бити објашњени на основу општег облика линеарног панел модела са K објашњавајућих променљивих који је дат следећом функцијом ⁷:

$$y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_{kit} x_{kit} + u_{it}, i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (2.8)$$

При чему је:

y_{it} – вредност зависне променљиве за i – ту јединицу посматрања у периоду t ;

β_{1it} - одсечак, односно слободни члан који се мења по обе димензије које се посматрају (i, t) ;

β_{kit} – коефицијенти нагиба, односно непознати регресиони параметри модела који се мењају по јединицама посматрања (i) , као и током времена (t) , при чему је $k = 2, \dots, K$;

x_{kit} – вредност k - те објашњавајуће променљиве за i – ту јединицу посматрања у периоду t ;

$x_{1it} = 1$ за све i и t ;

u_{it} – случајна грешка модела чија је средња вредност једнака нули а варијанса константна.

У општем линеарном панел моделу датом функцијом (2.8), за свако i и t , постоји различита реакција зависне променљиве на промене независних променљивих.

Вишеструки линеарни регресиони модел базира се и на претпоставци да број опсервација мора бити већи од броја параметара које је потребно оценити. С обзиром да је у општем панел регресионом моделу постоји NTK параметара модела које је потребно оценити на основу NT података, може се доћи до закључка о неиспуњености претходно наведене претпоставке вишеструког регресионог модела, што намеће

⁷ Регресија панел података се разликује од регуларне временске серије или регресије пресека по томе што има двоструки индекс на својим варијаблама.

потребу за увођењем одређених ограничења на параметре у моделу. У зависности од врста тих ограничења, јављају се и различите спецификације панел регресионих модела.

Модел са константним регресионим параметрима (енг. *pooled ordinary least squared model – Pooled OLS*)

Pooled OLS регресиони модел претпоставља да у полазном општем панел моделу (2.8), за све вредности i , t и k важи да је $\beta_{kit} = \beta_k$, односно да постоји константност свих регресионих параметара, односно постоји константност слободног члана-одсечка и као и коефицијената нагиба. У моделу је K регресионих параметара са случајном грешком модела којом су обухваће све варијације по јединицама, као и варијације током времена. Дакле, у моделу са константним регресионим параметрима не постоје неопажени ефекти специфични за појединачне јединице посматрања. Ова веома строго дефинисана претпоставка подразумева да су сва запажања унутар панела независна једна од других.

Овакав модел претпоставља да не постоји зависност унутар појединачних група и да се подаци панела могу третирати као један велики обједињени скуп података. Другим речима, сви регресиони параметри за све јединице посматрања су константни кроз време, варијанса случајне грешке различита је за све јединице посматрања кроз време, за исти временски период постоји корелација између случајних грешака у односу на различите јединице посматрања, док је за различите временске периоде корелација једнака нули. Уколико су испуњене претпоставке, параметри модела могу се директно оценити коришћењем метода обичних најмањих квадрата (енг. *ordinary least squares method-OLS*). С обзиром да претпоставке модела често нису успуњене, за оцену модела користи се метод уопштених најмањих квадрата (енг. *generalized least squares method-GLS*). Међутим, константност свих регресионих параметара је мало вероватна, из чега следи закључак да је *Pooled OLS* регресиони модел, иако најједноставнији, ретко применљив у реалним ситуацијама.⁸ (Baltagi 2008) наводи, узимајући у обзир претходно наведено, да су у емпиријским истраживањима

⁸ Модел најмањих квадрата има највише ограничења. Наиме, уколико је индивидуални ефекат у корелацији са регресором, онда је и комбинована случајна грешка у корелацији са регресором, што доводи до неконзистентне оцене параметара.

најзаступљенији панел модели у којима је дозвољена променљивост појединих параметара модела.

Модел фиксних индивидуалних ефеката (енг. *fixed effects model-FE; one-way fixed effect model*)

Ако се у полазном општем облику линеарног панел модела датог једначином (2.8) уведу ограничења да слободан члан-одсечак варира само по јединицама посматрања али остаје константан током времена за исту јединицу посматрања ($\beta_{1it} = \beta_{1i}$, за све t), док су коефицијенати нагиба–регресиони параметри уз објашњавајуће променљиве фиксни (константни) по обе димензије (i, t) ($\beta_{kit} = \beta_k$ за све i, t и $k = 2, \dots, K$), долази се до модела фиксних индивидуалних ефеката.

Модел фиксних индивидуалних ефеката представља се следећом функцијом:

$$y_{it} = \beta_{1i} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} = (\beta_1 + \mu_i) + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad (2.9)$$

При чему је $\beta_{1i} = (\beta_1 + \mu_i)$.

На основу претходне једначине, уочава се да се слободни члан-нагиб β_{1i} састоји од компоненте β_1 којом се означава просечна вредност константе (слободног члана) целог узорка од N јединица посматрања и компоненте μ_i којом су обухваћени ефекти индивидуалних променљивих које су изостављене из модела али, по јединицама посматрања, утичу на варијације зависне променљиве, при чему имају фиксне вредности током времена за дату јединицу посматрања.

Модел фиксних индивидуалних ефеката је статички модел вишеструке линеарне регресије код кога се нагиб мења са сваком појединачном јединицом посматрања⁹, при чему нагиб остаје константан протоком времена. Иако је вредност одсечка другачија за сваку јединицу посматрања, вредност одсечка сваке појединачне јединице посматрања остаје фиксна протоком времена. Стога се каже да модели имају фиксне ефекте, односно одсечак је временски инваријантан. Због претходно наведених ограничења, изводи се закључак да су у моделу фиксних индивидуалних ефеката разлике између јединица посматрања обухваћене слободним члановима који су варијабилни само по јединицама посматрања.

⁹ Уочене разлике означавају се као индивидуално-специфична хетерогеност.

Модел фиксних индивидуалних ефеката, исказан преко вештачких променљивих (енг. *least square dummy variable model-LSDV model*), представља се следећом функцијом:

$$y_{it} = \beta_{11}j_1 + \beta_{12}j_2 + \dots + \beta_{1N}j_N + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad (2.10)$$

При чему је:

$$j_1 = \begin{cases} 1 & i = 1 \\ 0 & \text{остало} \end{cases}, \quad j_2 = \begin{cases} 1 & i = 2 \\ 0 & \text{остало} \end{cases}, \dots, \quad j_N = \begin{cases} 1 & i = N \\ 0 & \text{остало} \end{cases}$$

Разлика између Pooled OLS регресије и модела са фиксних индивидуалних ефеката биће илустрована на следећем примеру. Нека су дати подаци за зависну променљиву просечна ROA (Y) и независну променљиву која се односи на просечну ликвидност (X) за четири предузећа за период од пет година. Претпоставка је да просечна вредност зависне променљиве ROA зависи од просечне вредности ликвидности на исти начин у сва четири предузећа и у свакој години и да постоје значајне варијације зависне променљиве ROA по предузећима (*i*-јединицама посматрања). С обзиром да у Pooled OLS регресији за све вредности *i*, *t* и *k* важи да је $\beta_{kit} = \beta_k$, односно постоји константност слободног члана-одсечка и коефицијената нагиба, случајном грешком модела биће обухваћене све варијације по предузећима (јединицама посматрања), као и варијације током времена. За претходно дефинисан пример, модел са константним регресионим параметрима гласи:

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 x_{it} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, 4; \quad t = 1, \dots, 5 \quad (2.11)$$

Оцене параметара регресије које се добијају у претходно дефинисаном моделу неће имати пожељне особине, односно биће неконзистентне и пристрасне због тога што су случајном грешком обухваћене значајне варијације зависне променљиве ROA по предузећима (јединицама посматрања). Да би се добиле оцене са пожељним особинама уводи се претпоставка, која се односи на модел са фиксним индивидуалним ефектима, да слободан члан-одсечак варира само по предузећима (јединицама посматрања) ($\beta_{1it} = \beta_{1t}$, за све *t*), чиме су се моделом обухватиле варијације зависне променљиве ROA по предузећима (јединицама посматрања). За претходно дефинисани пример, модел са фиксним индивидуалним параметрима исказан преко вештачких променљивих има следећи облик:

$$y_{it} = \beta_{11}j_1 + \beta_{12}j_2 + \beta_{13}j_3 + \beta_{14}j_4 + \beta_2x_{it} + u_{it}; \quad j_i, i = 1,2,3,4 \quad (2.12)$$

У моделу се оцена резличитих слободних чланова врши додавањем четири вештачке варијабле за јединице посматрања, односно за четири анализирана предузећа.

Модел се констатним регресионом параметрима илуструје се једном регресионом правом. С обзиром на варијабилност слободног члан-одсечка (варира само по предузећима) и константност коефицијената нагиба–регресионих параметри уз објашњавајуће променљиве, модел са фиксним индивидуалним ефектима примера који смо навели илуструје се путем четири регресионе праве које имају исте нагибе, са различитим одсечцима на Y-оси.

Модел фиксних индивидуалних ефеката базира се на следећим претпоставкама:

- Случајне грешке модела имају средњу вредност која је једнака нули, при чему су независно и подједнако дистрибуиране ($E(u_{it}) = 0$);
- Хомоскедастичност случајних грешака модела, односно константност заједничке варијансе (за $i = j$ и $t = s$ важи да је $E(u_{it}u_{js}) = \sigma_u^2$);
- Одсуство аутокорељације, односно међусобна независност (некорелисаност) случајних грешака и по једицама посматрања и кроз време (за $i = j, t \neq s; i \neq j, t = s; i \neq j, t \neq s$ важи да је $E(u_{it}u_{js}) = 0$);
- Објашњавајуће променљиве су нестохастичке променљиве, односно постоји независност између објашњавајућих променљивих и случајне грешке $E(u_{it}|X_{it}) = 0$.

За оцену модела фиксних ефеката користе се следеће методе:

1. Коваријациони метод, односно оцена унутар група (енг. *within-group estimation*),
2. Оцена првих диференци (енг. *first differences estimation*),
3. Оцена модела са вештачким променљивама OLS методом (енг. *least squares dummy variable – LSDV estimation*).

Прве две од ових техника се фокусирају на елиминисање индивидуалних ефеката пре саме оцене. LSDV метода директно укључује ове ефекте користећи

вештачке (енг. *dummy*) променљиве.¹⁰ У коваријационом методу обухватају се само варијације унутар јединица посматрања, елиминисање индивидуалних ефеката врши се центрирањем променљивих кроз одступање појединачних вредности променљивих од појединачног просека. На тако трансформисани модел примењује се OLS метода како би се оценили непознати параметри модела. Код метода који се базира на оциени првих диференци, индивидуални ефекти се елиминишу трансформацијом модела кроз коришћење првих диференци променљивих. Затим се, на тако трансформисани модел, примењује OLS метод. LSDV метода оциене FE модела подразумева примену OLS метода на модел са фиксним ефектима исказан помоћу вештачких променљивих. Коришћење LSDV метода у условима повећања броја јединица посматрања (N) може довести до неконзистентних оциена због могућности појаве мултиколинераности међу независним променљивама. Већи број јединица посматрања утиче на губитак броја степени слободе услед повећања броја вештачких променљивих које је потребно укључити у модел.¹¹ Због претходно наведених проблема, у условима великог броја јединица посматрања (N), за оциену FE модела са индивидуалним ефектима треба користити прве две методе, при чему је коваријациони метод најкоришћенији у пракси.¹²

Модел стохастичких индивидуалних ефеката (енг. *random effects model-RE; one-way error components model*)

Ако се у полазном општем облику линеарног панел модела датог једначином (2.8) уведе претпоставка да су варијације по јединицама посматрања део случајне грешке модела, да је слободан члан-одсечак константан по обе димензије, да су коефицијенати нагиба-регресиони параметри уз објашњавајуће променљиве константни ($\beta_{kit} = \beta_k$ за све i, t и k), долази се до модела стохастичких индивидуалних ефеката.

Модел стохастичких индивидуалних ефеката представља се следећом функцијом:

¹⁰ Оправданост коришћења модела са фиксним ефектима може се тестирати и уз помоћ обичног F теста.

¹¹ У LSDV моделу је потребно извршити оциену $K-1$ параметара уз објашњавајуће променљиве, као и оциену N параметара које се односе на вештачке променљиве.

¹² За детаљније објашњење оциена параметара модела видети Јовичић и Драгутиновић Митровић (2011), Hsiao (2003).

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + v_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + (\mu_i + u_{it}) \quad (2.13)$$

При чему је $v_{it} = \mu_i + u_{it}$.

На основу претходне једначине уочава се да се случајна грешка модела (v_{it}) састоји од компоненте μ_i којом се означавају индивидуални ефекти, односно део случајне грешке модела који варира само по јединицама посматрања- i , али не варира током времена- t и компоненте u_{it} којом је означен остатак случајне грешке модела, односно део случајне грешке модела који варира по обе димензије- i и t .

С обзиром да индивидуални ефекти¹³ нису директно укључени у модел већ представљају случајну променљиву која је у модел укључена као посебна компонента случајне грешке (μ_i), закључује се да су у моделу стохастичких индивидуалних ефеката варијације по јединицама посматрања обухваћене компонентама случајне грешке модела μ_i . Због претходно наведеног, за модел са стохастичким индивидуалним ефектима користи се и назив „модел са компонентама случајне грешке“ (енг. *error components model-ECM*).

Јовичић и Драгутиновић-Митровић (2011) наводе да се модел стохастичких индивидуалних ефеката базира на следећим претпоставкама које се односе на компоненте случајне грешке μ_i и u_{it} , као и на случајну грешку модела v_{it} :

- Компоненте случајне грешке модела μ_i и u_{it} имају средњу вредност једнаку нули и константну варијансу, при чему су независно и подједнако дистрибуиране: $(\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2))$ и $u_{it} \sim IID(0, \sigma_u^2)$;
- За свако i и t , постоји међусобна независност компонената случајне грешке μ_i и u_{it} ($Cov(\mu_i, u_{it}) = 0$); Постоји међусобна независност индивидуалних ефеката за различите опсервације i и t ($Cov(\mu_i, \mu_j) = 0$ за $i \neq j$);
- За $t \neq s$, постоји међусобна независност остатка случајне грешке ($Cov(u_{it}, u_{is}) = 0$ за $t \neq s$). Такође, за различите опсервације у различитим периодима, постоји међусобна независност остатка случајне грешке ($Cov(u_{it}, u_{jt}) = 0$ за $i \neq j$ и $Cov(u_{it}, u_{js}) = 0$ за $i \neq j$ и $t \neq s$);

¹³Односно ефекти индивидуални променљивих које нису директно укључени у модел.

- Објашњавајуће променљиве су нестохастичке променљиве које су некорелисане са компонентама случајне грешке модела μ_i и u_{it} ($E(\mu_i|X_{it}) = 0$ и $E(u_{it}|X_{it}) = 0$ за свако $t = 1, 2, \dots, T$).

На основу претходних претпоставки о компонентама случајне грешке μ_i и u_{it} , изведене су следеће претпоставке модела стохастичких индивидуалних ефеката које се односе на случајну грешку модела v_{it} :

- Случајна грешка модела v_{it} има средњу вредност која је једнака нули ($E(v_{it}) = 0$);
- Хомоскедастичност варијансе случајне грешке модела v_{it} ($Var(v_{it}) = \sigma_v^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_u^2$). Варијанса грешке модела (σ_v^2) састоји се од варијансе компоненте индивидуалних ефеката (σ_μ^2) и варијансе остатка грешке (σ_u^2);
- Одсуство аутокорељације, односно међусобна независност случајне грешке различитих јединица посатрања, за свако t и s ($Cov(v_{it}, v_{js}) = 0$ за $i \neq j$);
- Међусобна зависност (корелисаност) случајне грешке исте јединице i у различитим временским периодима t и s ($Cov(v_{it}, v_{is}) = \sigma_\mu^2$ за $i = j, t \neq s$). Релативни значај индивидуалних ефеката мери се помоћу коефицијента корелације ρ који се добија као удео варијансе компоненте индивидуалних ефеката (σ_μ^2) у варијанси укупне грешке модела ($\sigma_\mu^2 + \sigma_u^2$) и представља се на следећи начин: $\rho = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + \sigma_u^2)$.

Претходно наведене претпоставке о случајној грешци модела v_{it} утичу на избор метода за оцену модела стохастичких ефеката. Последња наведена претпоставка утиче да оцене параметара модела стохастичких индивидуалних ефеката добијене помоћу OLS методе буду неефикасне, чак и када су све остале претпоставке модела испуњене¹⁴. Због тога се за оцену параметара модела стохастичких ефеката најчешће користи метод уопштених најмањих квадрата са компонентама случајне грешке (енг. *random effects generalized least squares method-REGLS*). Ова метода подразумева примену OLS методе на трансформисани модел у коме се најпре одређују коваријантна матрица Ω^{-1} и пондер θ , а затим врши трансформација модела тако што се све променљиве множе матрицом $\sigma_u \Omega^{-1/2}$. С обзиром да у пракси коваријантна матрица

¹⁴ Оцене OLS методом су ефикасне у случају када је $\sigma_\mu^2 = 0$, уз испуњење осталих претпоставки модела.

Ω , односно варијансе компоненте индивидуалних ефеката (σ_μ^2) и варијансе остатка грешке (σ_u^2) нису познате, потребно је извршити њихову оцену пре оцењивања параметара модела. Тада се за оцену параметара модела користи метод оцењених уопштених најмањих квадрата (енг. *feasible random effects generalized least squares method-FREGLS*). Ова метода подразумева примену OLS методе на трансформисани модел у коме се најпре оцењују варијансе компоненте индивидуалних ефеката ($\hat{\sigma}_\mu^2$), варијансе остатка грешке ($\hat{\sigma}_u^2$) и пондер θ , а затим врши трансформација модела тако што се све променљиве множе матрицом $\hat{\sigma}_u \hat{\Omega}^{-1/2}$.¹⁵

Оцене добијене моделима са фиксним ефектом односе се само на јединице посматрања које су укључене у узорак истраживања. Насупрот моделима са фиксним ефектом, резултати модела стохастичких ефеката могу да се примене на ширу популацију.

Након објашњења панел модела са индивидуалним ефектима, у наставку ће пажња бити усмерена на панел моделе са индивидуалним и временским ефектима. Карактеристика панел модела са индивидуалним и временским ефектима је присуство временских специфичних ефеката и ефеката специфичних за појединачне јединице посматрања.

Модел фиксних индивидуалних и временских ефеката

Ако се у полазном општем облику линеарног панел модела датог једначином (2.8) уведу ограничења да слободан члан-одсечак варира по обе посматране димензије односно варира и по јединицама посматрања и током времена, док су коефицијенти нагиба–регресиони параметри уз објашњавајуће променљиве константни по обе димензије (i, t) ($\beta_{kit} = \beta_k$ за све i, t и $k = 2, \dots, K$), долази се до модела фиксних индивидуалних и временских ефеката.

Модел фиксних индивидуалних и временских ефеката представља се следећом функцијом:

¹⁵ За детаљније објашњење оцена параметара модела видети Јовичић и Драгутиновић Митровић (2011) и Baltagi (2008).

$$y_{it} = \beta_{1it} + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} = (\beta_1 + \mu_i + \lambda_t) + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad (2.14)$$

При чему је $\beta_{1it} = (\beta_1 + \mu_i + \lambda_t)$.

На основу претходне једначине уочава се да се слободни члан-нагиб β_{1it} састоји од компоненте β_1 којом се означава просечна вредност константе (слободног члана) целог узорка од N јединица посматрања, компоненте μ_i којом су означени индивидуални ефекти, односно непознати и фиксни параметри којима су обухваћени ефекти индивидуалних променљивих које нису директно укључене у модел али, по јединицама посматрања, утичу на варијације зависне променљиве, при чему имају фиксне вредности током времена за дату јединицу посматрања и компоненте λ_t којом су означени временски ефекти, односно непознати и фиксни параметри којима су обухваћени ефекти временских променљивих које нису директно укључене у модел али, кроз време, утичу на варијације зависне променљиве, при чему ове променљиве узимају фиксне вредности по јединицама посматрања.

Модел фиксних индивидуалних и временских ефеката исказан у облику вештачких променљивих за NT опсервација и i -ту јединицу посматрања има следећи облик:

$$y_i = j_T \beta_{1i} + I_T \lambda + X_i \beta + u_i \quad (2.15)$$

$$y = (I_N \otimes j_T) \beta_1 + (j_N \otimes j_T) \lambda + X \beta + u \quad (2.16)$$

При чему је:

$$\beta_1 = (\beta_{11}, \dots, \beta_{1N})', \beta = (\beta_2, \dots, \beta_K)'$$

λ – вектор временских ефеката димензије $T \times 1$, односно $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_T)'$

$j_N \otimes j_T$ - матрица вештачких променљивих за временске ефекте која је димензије $NT \times T$, односно $j_N \otimes j_T = \begin{bmatrix} I_T \\ \dots \\ I_T \end{bmatrix}$

Модел фиксних индивидуалних и временских ефеката базира се на следећим претпоставкама:

- Случајне грешке модела имају средњу вредност која је једнака нули, при чему су независно и подједнако дистрибуиране ($E(u_i) = 0$);
- Хомоскедастичност случајних грешака модела, односно константност варијансе ($E(u_i u_i') = \sigma_u^2 I_T$);
- Одсуство аутокорељације, односно за различите јединице посматрања i и j постоји међусобна независност случајних грешака ($E(u_i u_j') = 0$ за $i \neq j$);
- Објашњавајуће променљиве су нестохастичке променљиве, односно постоји независност између објашњавајућих променљивих и случајне грешке модела.

Коваријациони метод у оцени параметара модела фиксних индивидуалних и временских ефеката заснива се на примени OLS методе на претходно трансформисани модел фиксних индивидуалних и временских ефеката. Трансформација се врши помоћу центрираних варибали и на тај начин се елиминишу компоненте μ_i и λ_t . Као и модел са фиксним индивидуалним ефектима, модел са фиксним индивидуалним и временским ефектима се може исказати укључивањем вештачких променљивих (LSDV модел). Ако су испуњене претходно дефинисане претпоставке модела, тако исказан модел је могуће оценити применом OLS методе. Примена LSDV метода, када је велики број N (јединица посматра) и T (временских периода), доводи до потребе за укључивањем великог броја вештачких променљивих (потребно је укључити вештачке променљиве и за индивидуалне и за временске ефекте) чиме се губи велики број степени слободе. То чини оцену модела помоћу OLS методе превише компликованом.¹⁶ Тада је за оцену модела фиксних индивидуалних и временских ефеката потребно користити коваријациону методу. Такође, Јовичић и Драгутиновић Митровић (2011) наводе да је коваријацина метода најадекватнија за примену у истраживањима код којих фокус није на слободним члановима него на објашњавању утицаја независних променљивих на зависну променљиву.¹⁷

¹⁶ У LSDV моделу је потребно извршити оцену $K - 1$ параметара уз објашњавајуће променљиве, као и оцену $N + T - 1$ параметара које се односе на вештачке променљиве.

¹⁷ За детаљније објашњење оцена параметара модела видети Јовичић и Драгутиновић Митровић (2011) и Baltagi (2008).

Модел стохастичких индивидуалних и временских ефеката

Ако се у полазном општем облику линеарног панел модела датог једначином (2.8) уведе претпоставка да су случајном грешком модела обухваћени и индивидуални и временски ефекти, односно случајном грешком су обухваћене варијације по јединицама посматрања, као и варијације током времена, да је слободан члан-одсечак константан по обе димензије, да су коефицијенти нагиба-регресиони параметри уз објашњавајуће променљиве константни, долази се до модела стохастичких индивидуалних и временских ефеката.

Модел стохастичких индивидуалних и временских ефеката представља се следећом функцијом:

$$y_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + v_{it} = \beta_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + (\mu_i + \lambda_t + u_{it}) \quad (2.17)$$

При чему је: $v_{it} = (\mu_i + \lambda_t + u_{it})$.

На основу претходне једначине, уочава се да се случајна грешка модела v_{it} састоји од компоненте μ_i којом се означавају индивидуални ефекти, односно део случајне грешке модела који варира само по јединицама посматрања- i , компоненте λ_t којом се означавају временски ефекти, односно део случајне грешке модела који варира само такм времена- t и компоненте u_{it} којом је означен остатак случајне грешке, односно део случајне грешке модела који варира по обе димензије- i и t .

С обзиром да индивидуални и временски ефекти нису директно укључени у модел већ представљају случајне променљиве које су у модел укључене као две компоненте случајне грешке μ_i и λ_t , закључује се да су у моделу стохастичких индивидуалних и временских ефеката варијације по јединицама посматрања обухваћене компонентом случајне грешке модела μ_i , док су варијације током времена обухваћене компонентом случајне грешке модела λ_t . Због претходно наведеног, за модел са стохастичким индивидуалним и временским ефектима користи се и назив „модел са двоструким компонентама случајне грешке“ (енг. *two-way error components model*).

Модел стохастичких индивидуалних и временских ефеката базира на се на претпоставкама које се односе на модел стохастичких индивидуалних ефеката, уз додатне следеће претпоставке које се односе на компоненту случајне грешке λ_t којом се означени временски ефекти:

- Компонента случајне грешке модела λ_t има средњу вредност једнаку нули и константну варијансу, при чему је независно и подједнако дистрибуирана $\lambda_t = IID(0, \sigma_\lambda^2)$;
- За свако i и t , постоји међусобна независност (некорелисаност) компоненте случајне грешке λ_t и компонената случајне грешке μ_i и u_{it} ($Cov(\mu_i, \lambda_t) = 0$, $Cov(\lambda_t, u_{it}) = 0$); За различите периоде t и s , постоји међусобна независност временских ефеката ($Cov(\lambda_t, \lambda_s) = 0$ за $t \neq s$).

На основу претходних додатних претпоставки о компоненти случајне грешке λ_t могу се извести следеће претпоставке модела стохастичких индивидуалних ефеката које се односе на случајну грешку модела v_{it} :

- Хомоскедастичност варијансе случајне грешке модела v_{it} ($Var(v_{it}) = \sigma_v^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_\lambda^2 + \sigma_u^2$). Варијанса грешке модела (σ_v^2) састоји се од варијансе компоненте индивидуалних ефеката (σ_μ^2), варијансе компоненте временских ефеката (σ_λ^2) и варијансе остатка грешке (σ_u^2);
- За различите јединице ($i \neq j$) у различитим временским периодима ($t \neq s$), постоји међусобна независност случајних грешака модела ($Cov(v_{it}, v_{js}) = 0$ за $i \neq j$ и $t \neq s$);
- За исте јединице посматрања ($i = j$) у различитим временским периодима ($t \neq s$), постоји међусобна зависност (корелисаност) случајних грешака модела ($Cov(v_{it}, v_{js}) = \sigma_\mu^2$ за $i = j$ и $t \neq s$);
- За различите јединице посматрања ($i \neq j$) у истом временском периоду ($t = s$), постоји међусобна зависност (корелисаност) случајних грешака модела ($Cov(v_{it}, v_{js}) = \sigma_\lambda^2$ за $i \neq j$ и $t = s$).

Оцене модела стохастичких индивидуалних и временских ефеката помоћу REGLS и FREGLS метода добијају се на сличан начин као и код модела стохастичких индивидуалних ефеката. Приликом оцене модела стохастичких индивидуалних и

временских ефеката постоји додатни пондер који се односи на варијансу компоненте временских ефеката σ_{λ}^2 .¹⁸

С обзиром да претходно анализирани статички панел регресиони модели суштински припадају линеарним регресионим моделима, потребно је посебну пажњу посветити на могуће проблеме који се могу јавити приликом неиспуњености претпоставки које су дефинисане у једноставном и вишеструком линеарном регресионом моделу. На основу тога, поред проблема који се односе на неиспуњене претпоставке о хомоскедастичности и одсуству аутокорелације, потребно је испитати и да ли је испуњена претпоставка о одсуству екстремне мултиколинеарности (претпоставка вишеструког линеарног регресионог модела), односно да између независних променљивих не постоји јака линеарна веза. Панел регресиони модели који су анализирани претпостављали су постојање хомоскедастичности случајне грешке и одсуство аутокорелације. Неиспуњеност претходних претпоставки, односно присуство хетероскедастичности и аутокорелације, доводи до неефикасних оцена регресионих параметара. Због тога је, приликом избора адекватне спецификације панел регресионих модела, потребно испитати испуњеност претпоставки које се односе на хомоскедастичност, аутокорелацију и мултиколинеарност.

Динамички панел модели

Статички панел модели не узимају у обзир чињеницу да вредности зависне варијабле из претходног периода могу бити детерминанте зависне варијабле у текућем периоду, што је основна специфичност динамичких модела. Општи облик динамичког панел модела могуће је представити у следећем облику:

$$y_{it} = \gamma \cdot y_{i,t-1} + X'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2.18)$$

При чему су:

$$i = 1, \dots, N$$

$$t = 1, \dots, T$$

$y_{i,t-1}$ – вредности зависне варијабле из претходног периода.

¹⁸ За детаљније објашњење оцена параметара модела видети Јовичић и Драгутиновић Митровић (2011) и Baltagi (2008).

FE спецификација подразумева строгу егзогеност независних варијабли, док RE спецификација подразумева да индивидуални ефекти нису корелисани са независним варијаблама. Обе ове претпоставке се не могу испунити уколико се у модел као независна варијабла укључи зависна варијабла из претходног периода. Стога се за оцену динамичког панел модела у највећем броју емпирисјких студија користи генерализована метода момената (енг. *generalized method of moments* – *GMM*), коју су предложили Arellano и Bond (1991).¹⁹

¹⁹ За више информација о *GMM* методи погледати Utami и др., (2014), Arellano Bond, (1991), Baltagi, (2008), Hsiao, (2014)

3. Анализа пословања и карактеристике прерађивачког сектора у Републици Србији

Влада Републике Србије је, на основу Закона о класификацији делатности („Службени гласник РС“, бр. 104/09), донела Уредбу о класификацији делатности („Службени гласник РС“, бр. 54/10) на основу које се прописије Класификација делатности са називима, шифрама и описима делатности. Делатности се класификују на следеће секторе:²⁰

Сектор А – Пољопривреда, шумарство и рибарство;

Сектор В – Рударство;

Сектор С – Прерађивачка индустрија;

Сектор D – Снабдевање електричном енергијом, гасом, паром и климатизација;

Сектор Е – Снабдевање водом; управљање отпадним водама, контролисање процеса уклањања отпада и сличне активности;

Сектор F – Грађевинарство;

Сектор G – Трговина на велико и трговина на мало; поправка моторних возила и мотоцикала;

Сектор H - Саобраћај и складиштење;

Сектор I – Услуге смештаја и исхране;

Сектор J – Информисање и комуникације;

Сектор K – Финансијске делатности и делатност осигурања;

Сектор L – Пословање некретнинама;

²⁰ Сектори су означени латиничним словима, у складу са важећом Уредбом о класификацији делатности. У даљем тексту, као и у припадајућим табелама и графиконима, сектори ће бити означени припадајућим словима.

Сектор М – Стручне, научне, иновационе и техничке делатности;

Сектор N – Административне и помоћне услужне делатности;

Сектор О – Државна управа и одбрана; Обавезно социјално осигурање;

Сектор Р – Образовање;

Сектор Q – Здравствена и социјална заштита;

Сектор R – Уметност; Забава и рекреација;

Сектор S – Остале услужне делатности;

Сектор Т – Делатност домаћинстава као послодавца; Делатност домаћинстава која производе робу и услуге за сопствене потребе;

Сектор U – Делатност екстериторијалних организација и тела.

У наставку ће детаљније бити анализиран сектор прерађивачке индустрије у Републици Србији у периоду од 2016. године до 2020. године, што је и тема ове докторске дисертације. Детаљније ће се размотрити основне карактеристике сектора прерађивачке индустрије, квантификоваће се успешност пословања предузећа која припадају овом сектору, анализираће се значај поменутог сектора и његов профитни потенцијал и биће извршено поређење сектора прерађивачке индустрије Републике Србије са осталим секторима у посматраном периоду.

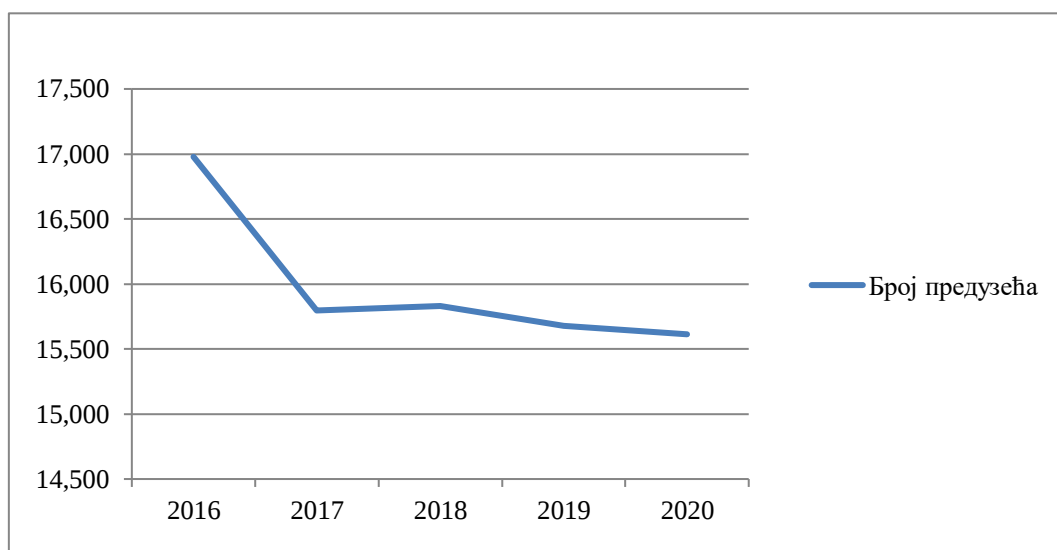
3.1. Основне карактеристике прерађивачке индустрије у Србији

У предузећима у оквиру сектора С – прерађивачка индустрија врши се физичка или хемијска трансформација сировина у нове производе. Нови производи су готови производи који су спремни за коришћење (потрошњу) или полупроизводи који постају инпути за даљу индустријску прераду.

Карактеристике прерађивачке индустрије у Републици Србији анализирале су у периоду од 2016. године до 2020. године, са аспекта кретања следећих индикатора пословања:²¹

- број предузећа,
- промет,
- вредност производње,
- додата вредност по факторским трошковима,
- бруто пословни вишак,
- трошкови запослених,
- бруто зарада и
- број запослених лица.

Графикон 1: Кретање броја предузећа у оквиру сектора С – Прерађивачка индустрија у периоду од 2016. до 2020. године



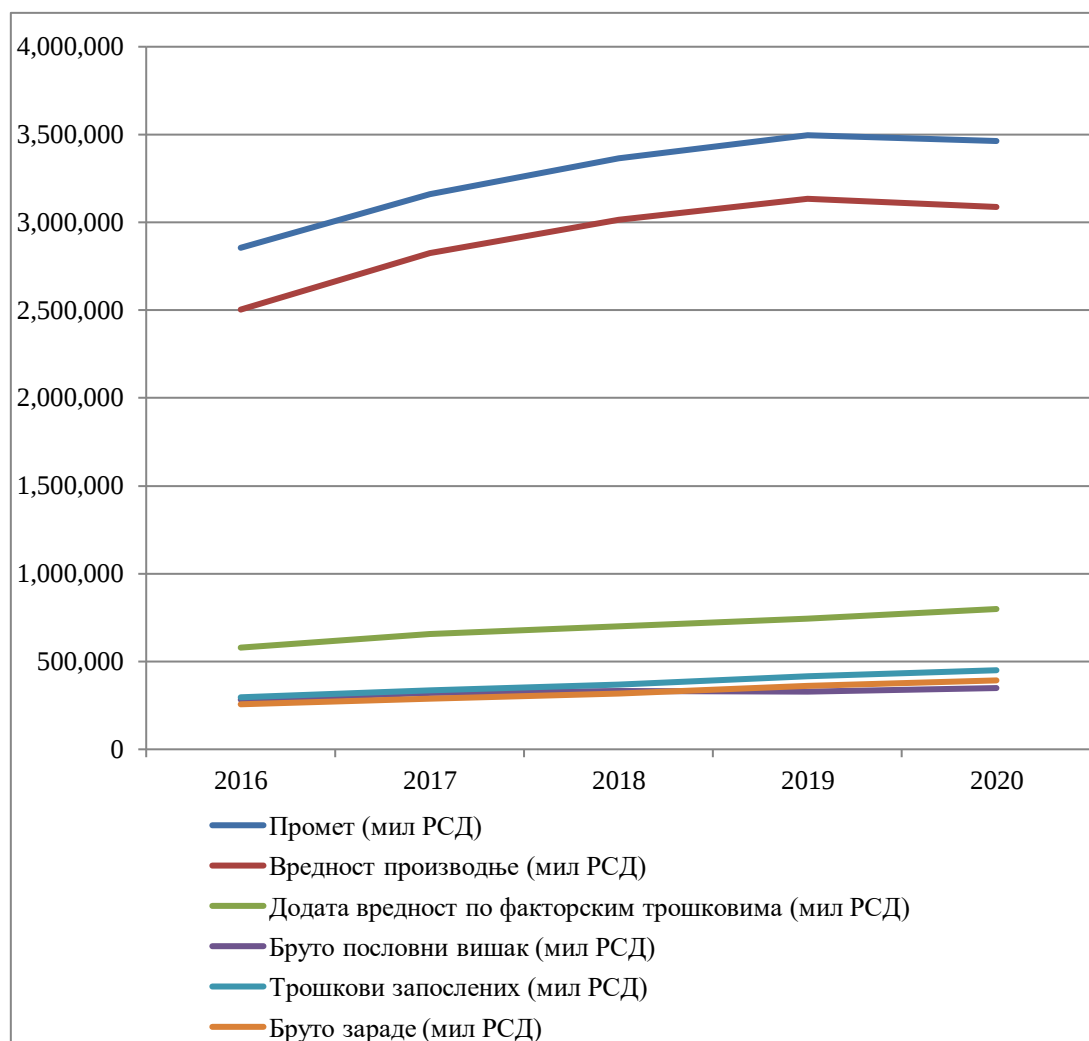
Извор: калкулација аутора на основу података РЗС

²¹ За детаљније информације о дефиницији и начину добијања поменутих индикатора пословања погледати званични сајт Републичког завода за статистику у делу који се односи на Метаподатке. Посматрани период је у складу са узорком истраживања ове докторске дисертације.

На основу Графикана 1 уочава се да број предузећа у оквиру сектора С има опадајући тренд у периоду од 2016. године до 2020. године. Посматрани период карактерише период наглог, а затим и нешто споријег пада броја предузећа у оквиру прерађивачке индустрије. Наиме, 2017. године догодио се нагли пад броја предузећа у односу на 2016. годину у оквиру сектора С. У оквиру посматраног сектора 2016. године пословало је 16.978 предузећа, док је 2017. године у оквиру сектора С пословало 1.181 предузеће мање, односно 15.797 предузећа, што је пад од 7% у укупном броју активних предузећа у односу на 2016. годину. У периоду од 2018. године до 2020. године забележене су незнатне промене, односно успорен, али континуиран тренд смањења броја предузећа у оквиру сектора С. Наиме, 2018. године у оквиру посматраног сектора пословало је 15.831 предузеће, у 2019. години 15.678 предузећа, док је у 2020. години било 15.613 активних предузећа. У овом временском периоду број предузећа прерађивачке индустрије се кретао око аритметичке средине припадајућег периода.

На Графикону 2 приказани су годишњи показатељи пословања предузећа у оквиру сектора С. Оно што је са поменутог графикана јасно уочљиво јесте чињеница да посматрани период од 2016. године до 2020. године карактерише раст, а затим и незнатан пад укупног промета у оквиру сектора С. Наиме, у периоду од 2016. године до 2019. године забележен је значајан раст укупног промета поменутог сектора, док се у периоду од 2019. године до 2020. године његова вредност релативно стабилизovala уз незнатан пад. У 2016. години промет у оквиру овог сектора износио је 2.855.399 милиона РСД, док је у 2017. години забележен промет од 3.161.137 милиона РСД, са растом промета од готово 11% односно 305.738 милиона РСД у односу на 2016. годину. Промет у оквиру сектора С у 2018. години, достигао је ниво од 3.363.238 милиона РСД, што је раст укупног промета у односу на 2017. годину од 202.101 милиона РСД, односно 6,4%. 2019. године укупан промет достигао је ниво од 3.496.208 милиона РСД, што је раст од 4%, односно раст од 132.970 милиона РСД у односу на 2018. годину. У 2020. години је, у оквиру сектора С, дошло до стабиловања вредности укупног промета у износу од 3.464.570 милиона РСД, што представља незнатни пад од 0,9%, односно 31.638 милиона РСД у односу на 2019. годину.

Графикон 2: Годишњи показатељи пословања предузећа у оквиру сектора С – прерађивачка индустрија за период од 2016. до 2020. године



Извор: калкулација аутора на основу података РЗС

Визуелном компарацијом криве укупног промета са кривом вредности производње сектора С са Графикона 2 у периоду од 2016. до 2020. године могуће је доћи до закључка да оне имају готово идентичну путању. На основу тога, оправдано је претпоставити да су ове две променљиве високо позитивно корелисане. Пирсонов коефицијент корелације у посматраном периоду између ове две променљиве износи 0,9987, чиме се потврђује да између укупног промета и вредности производње прерађивачке индустрије постоји веома висока позитивна корелација. На основу овог резултата може се условно закључити да су, у посматраном временском периоду, предузећа из прерађивачког сектора бележила мале варијације на припадајућим

позицијама залиха по годинама, што би, према препоруци аутора, била добра основа за неко будуће истраживање.

Приликом визуелизације криве вредности производње у оквиру сектора С у периоду од 2016. године до 2020. године, на Графикону 2 се јасно уочава раст, а затим и незнатан пад, што је готово идентична ситуација као и код криве укупног промета посматраног сектора. Наиме, у периоду од 2016. године до 2019. године забележен је значајан раст вредности производње, док се у периоду од 2019. године до 2020. године њена вредност релативно стабилизовала, односно забележен је незнатан пад. Вредност производње у 2016. години износила је 2.503.550 милиона РСД, док је у 2017. години забележена вредност производње била 2.826.522 милиона РСД, што је раст од 322.972 милиона РСД у апсолутном износу, односно 12,9%. Раст вредности производње у оквиру прерађивачког сектора настављен је и у 2018. години и 2019. години. Вредност производње у 2018. години износила је 3.015.600 милиона РСД, што је раст у односу на 2017. годину у апсолутном износу од 189.078 милиона РСД, односно од 6,7%. Вредност производње у 2019. години износила је 3.134.343 милиона РСД што представља пораст у апсолутном износу од 118.743 милиона РСД у односу на 2018. годину, односно раст од 3,9%. У 2020. години је вредност производње у оквиру сектора С износила је 3.089.134 милиона РСД, што је незнатни пад од 45.209 милиона РСД у односу на 2019. годину, односно 1,4%

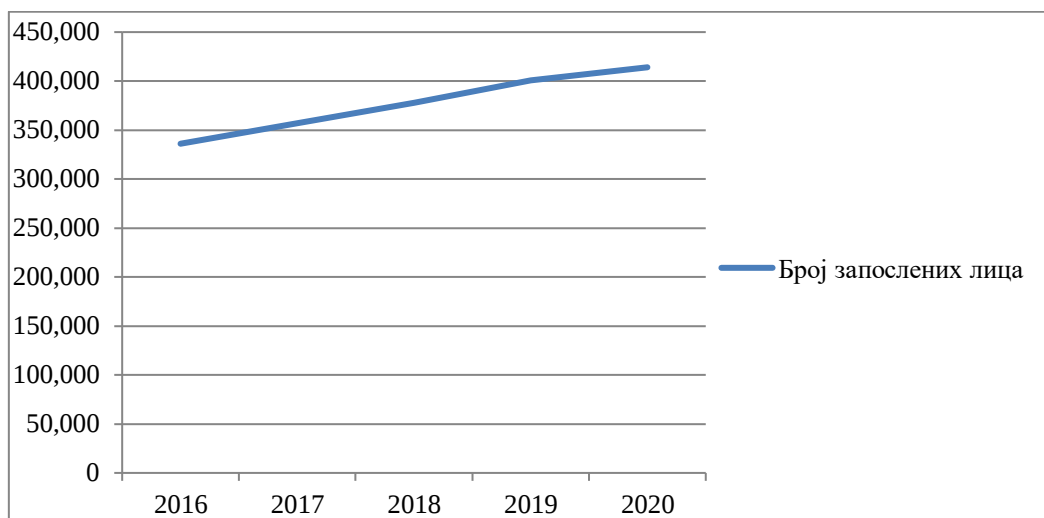
На Графикону 2 се такође уочава да је, у периоду од 2016. године до 2020. године, додата вредност по факторским трошковима остварена у оквиру сектора С бележила континуирани тренд раста. Наиме, у 2016. години забележен је апсолутни износ додате вредности по факторским трошковима од 578.998 милиона РСД, док је у 2017. години исти износио 656.230 милиона РСД, што је раст од 77.232 милиона РСД, односно 13,3% у односу на 2016. годину. Тренд раста додате вредности по факторским трошковима у оквиру сектора С настављен је и у 2018. години када је забележен раст у апсолутном износу од 43.744 милиона РСД, односно 6,7% у односу на 2017. годину. Остварени раст у 2019. години износио је 44.055 милиона РСД, односно 6,3% у односу на 2018. годину, док је 2020. године остварен раст од 54.694 милиона РСД, односно 7,4% у односу на 2019. годину. У 2020. години додата вредност по факторским трошковима прерађивачког сектора у апсолутном износу била је 798.723 милиона РСД.

На основу података из Графикана 2 може се закључити да се у посматраном временском периоду уочава тренд раста бруто пословног вишка прерађивачке индустрије. Бруто пословни вишак сектора С је у 2016. години износио је 282.896 милиона РСД, затим је у 2017. години повећан за 39.235 милиона РСД и износио 322.131 милиона РСД, што је повећање од 13,9% у односу на 2016. годину. Тренд раста настављен је и у 2018. години када је износ бруто пословног вишка износио 333.061 милиона РСД, односно забележен је раст од 10.930 милиона РСД, односно 3,4% у односу на 2017. годину. У 2019. години бруто пословни вишак сектора С износио је 327.068 милиона РСД, што представља незнатни пад од 5.993 милиона РСД, односно 1,8% у односу на 2018. годину, док је у 2020. години бруто пословни вишак сектора С износио 348.618 милиона РСД, што представља раст у апсолутном износу од 21.550 милиона РСД, односно 6,6% у односу на 2019. годину.

Анализом података из Графикана 2 јасно је уочљив тренд раста трошкова запослених и бруто зарада запослених у оквиру прерађивачке индустрије за период од 2016. године до 2020. године. Наиме, трошкови запослених износили су 296.102 милиона РСД у 2016. години, а 334.099 милиона РСД у 2017. години, што је раст у апсолутном износу од 37.997 милиона РСД, односно 12,8% у односу на 2016. годину. Трошкови запослених у 2018. години износили су 366.910 милиона РСД, што је раст од 32.811 милиона РСД, односно 9,8% у односу на 2017. годину. Раст трошкова запослених забележен је и 2019. године, када је њихов апсолутни износ био 416.962 милиона РСД, што представља повећање од 50.052 милиона РСД, односно 13,6% у односу на 2018. годину. Тренд раста трошкова запослених наставио се и 2020. године када су они износили 450.105 милиона РСД, што је повећање од 33.143 милиона РСД, односно 7,9% у односу на 2019 годину. Из поменутих табела је јасно уочљиво и да је износ бруто зарада запослених у сектору С у посматраном периоду забележио константан тренд раста. Наиме, апсолутни износ бруто зарада запослених у сектору С износио је 256.325 милиона РСД у 2016. години, а 289.041 милиона РСД у 2017. години, што је повећање од 32.716 милиона РСД, односно 12,8% у односу на 2016. годину. У 2018. години бруто зараде запослених достигле су висину од 317.371 милиона РСД, што представља раст од 28.330 милиона РСД, односно 9,8% у односу на 2017. годину. 2019. године овај износ био је 362.668 милиона РСД, што представља раст од 45.297 милиона РСД у апсолутном износу, односно 14,3% у односу на 2018. годину. Бруто зараде у сектору С 2020. године износиле су 392.273 милиона РСД, што

је повећање од 29.605 милиона РСД, односно 8,1% у односу на 2019. годину. Општи закључак је да је за сваку посматрану годину, у односу на претходну, забележен раст трошкова запослених и бруто зарада у оквиру сектора С у периоду од 2016. године до 2020. године.

Графикон 3: Кретање броја запослених лица у оквиру сектора С – Прерађивачка индустрија у периоду од 2016. до 2020. године



Извор: калкулација аутора на основу података РЗС

На Графикону 3 приказано је кретање броја запослених у оквиру сектора С у периоду од 2016. године до 2020. године. Оно што је из доступних података уочљиво јесте да је током целокупног посматраног периода забележен континуиран тренд раста броја запослених у оквиру сектора С. Број запослених у оквиру сектора С износио је 336.075 у 2016. години, док је у 2017. години износио 356.817, што је раст од 20.742 запослених, односно 6,2% у односу на 2016. годину. 2018. године у оквиру сектора С било је 377.984 запослених, што представља повећање од 21.167 запослених, односно 5,9% у односу на 2017. годину. 400.710 запослених било је у 2019. години у оквиру сектора С, што је раст од 22.716 запослених, односно 6% у односу на 2018. годину. 2020. године у оквиру сектора С било је запослено 414.078 у 2020. години, што је повећање од 13.368 запослених, односно 3% у односу на 2019. годину. Као општи закључак када су у питању запослени у оквиру сектора С може се констатовати да се посматрани период може поделити на два, нешто другачија, дела. Први део обухвата период од 2016. године до 2019. године у коме је забележен континуиран раст

запослених из године у годину, док други део обухвата период од 2019. године до 2020. године када долази до опадања раста запослених лица.

Генерални закључак који се може извући, на основу анализе годишњих показатеља пословања предузећа у оквиру сектора С представљених на Графиконима 1-3, је да је за све претходно поменуте показатеље, односно: укупан промет, вредност производње, додата вредност по факторским трошковима, бруто пословни вишак, трошкови запослених, бруто зарада, као и број запослених лица, забележен готово континуирани тренд раста у периоду од 2016. године до 2020. године.²² Изузетак је број предузећа који је у оквиру сектора С, у периоду од 2016. године до 2020. године, бележи континуирани тренд смањења. На основу добијених резултата спроведене статистичке анализе могуће је доћи до закључка да је на тржишту Републике Србије у периоду од 2016. године до 2020. године опстало мање предузећа са већом зарађивачком способношћу у оквиру сектора прерађивачке индустрије. Са наведеном тврдњом треба бити опрезан, будући да анализиране променљиве указују на тренд кретања, али откривају релативно мало информација о успешности пословања појединачних предузећа из прерађивачке индустрије. Поменута чињеница указује на потребу за додатном, детаљнијом анализом која ће омогућити доношење закључака о кретању профитабилности у оквиру сектора С.

3.2. Квантификовање успешности пословања предузећа прерађивачког сектора

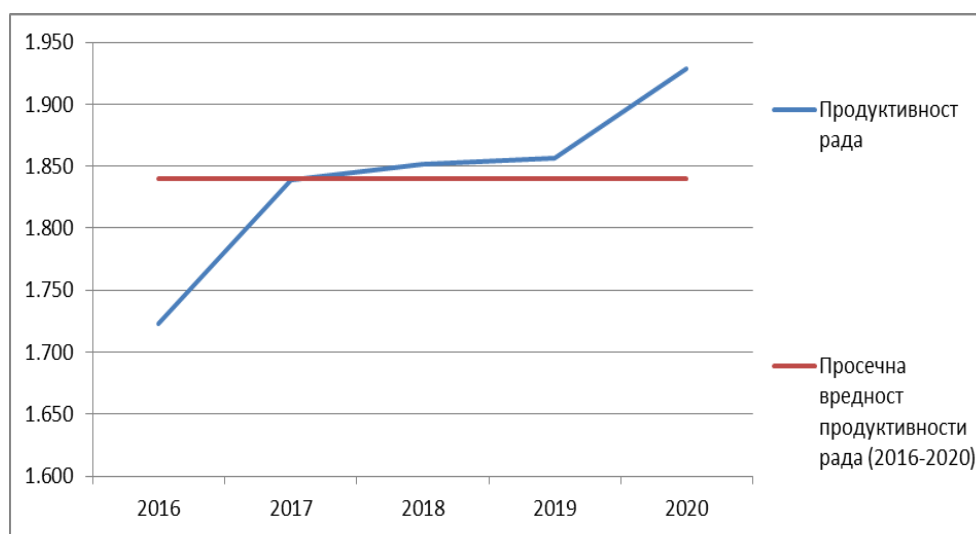
Квантификовање успешности пословања прерађивачких предузећа извршено је путем анализе продуктивности рада и профитне стопе за период од 2016. године до 2020. године. Претходно наведени показатељи израчунати су на следећи начин:²³

- продуктивност рада је исказана кроз додатну вредност по запосленом лицу у хиљадама РСД;
- профитна стопа је исказана кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету.

²² Изузетак су променљиве промет и вредност производње, за које је једино у периоду од 2019. до 2020. године забележен незнатан пад.

²³ За детаљније информације о дефиницији и начину добијања ових индикатора пословања погледати сајт Републичког завода за статистику у делу који се односи на Метаподатке.

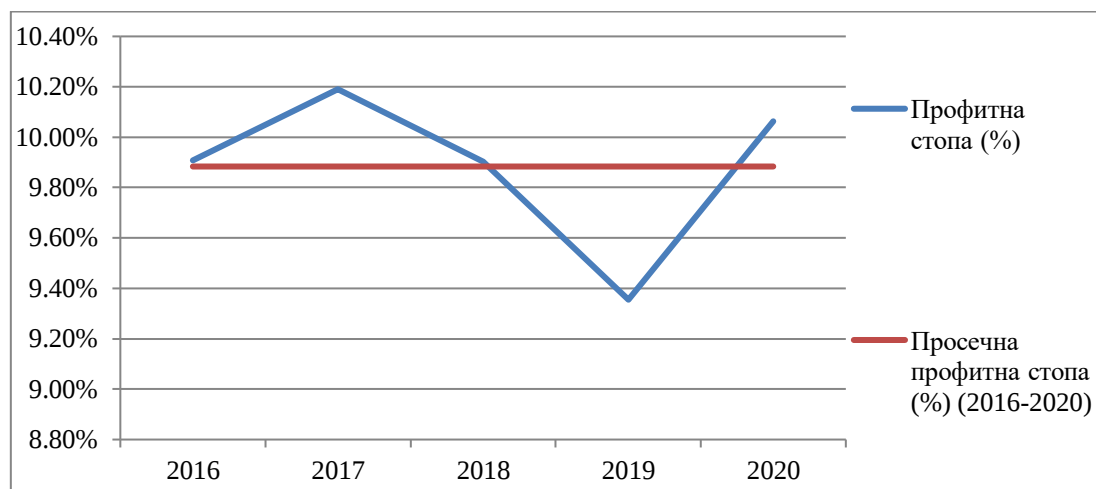
Графикон 4: Кретање продуктивности рада исказане кроз додату вредност по запосленом лицу (у хиљадама РСД) у оквиру сектора С у периоду од 2016. до 2020. године



Извор: калкулација аутора на основу података РЗС

На основу Графикона 4 уочава се тенденција раста продуктивности рада сектора С за период од 2016. године до 2020. године. Додата вредност по запосленом лицу, односно продуктивност рада у оквиру сектора С износила је 1.723 хиљада РСД у 2016. години, док је њена вредност 2017. године износила 1.839 хиљада РСД, што је повећање од 116 хиљада РСД, односно 6,7% у односу на 2016. годину. 2018. године додата вредност по запосленом лицу износила је 1.852 хиљада РСД, што је раст од 13 хиљада РСД, односно 0,7% у односу на 2017. годину. Додата вредност по запосленом лицу у 2019. години била је 1.857 хиљада РСД, што представља повећање од 5 хиљада РСД, односно 0,3% у односу на 2018. годину. Продуктивност рада 2020. године износила је 1.929 хиљада РСД, што је раст од 72 хиљаде динара, односно 3,9% у односу на 2019. годину. Просечна вредност продуктивности рада за период од 2016. године до 2020. године износила је 1.840 хиљада РСД. Ниски износ коефицијента варијације (3,61%) за променљиву продуктивност рада сектора С указује на врло слаб варијабилитет вредности продуктивности рада прерађивачке индустрије по годинама. Упркос континуираном расту продуктивности сектора С у посматраном периоду, може се закључити да је тај раст веома мали, односно вредности продуктивности рада за сваку конкретну годину су близу вредности аритметичке средине.

Графикон 5: Кретање профитне стопе исказане кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету оквиру сектора С у периоду од 2016. до 2020. године



Извор: калкулација аутора на основу података РЗС

На Графикону 5 приказано је кретање профитне стопе (исказане кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету) сектора С у периоду од 2016. године до 2020. године и њени износи за сваку појединачну годину у оквиру посматраног периода. Профитна стопа у овом сектору С износила је 9,91% у 2016. години, 10,19% у 2017. години, 9,90% у 2018. години, 9,35% у 2019. години и 10,06% у 2020. години. Просечна вредност профитне стопе сектора С за анализирани временски период износила је 9,88%. Изузетно низак износ коефицијента варијације (2,88%) за посматрану променљиву прерађивачке индустрије упућује на закључак да је аритметичка средина добар показатељ централне тенденције и да су вредности профитне стопе по годинама на задовољавајући начин груписане око аритметичке средине, са врло slabим варијабилитетом података, за период од 2016. године до 2020. године.

Резултати претходно наведених анализа кретања продуктивности рада и профитне стопе упућују на закључак да, за период од 2016. године до 2020. године, није дошло до значајнијег раста профитабилности прерађивачке индустрије у Републици Србији. То намеће потребу за квантификавањем детерминанти које одлучујуће утичу на њену профитабилност. Пре тога, неопходно је, ради сагледавања профитног потенцијала и значаја прерађивачке индустрије, извршити benchmarking између сектора С и осталих сектора у Републици Србији.

3.3. Benchmarking прерађивачког сектора и осталих сектора у Републици Србији

Benchmarking прерађивачке индустрије и осталих сектора²⁴ у Републици Србији анализиран је на основу следећих индикатора пословања:

- број предузећа,
- промет,
- вредност производње,
- додата вредност по факторским трошковима,
- бруто пословни вишак,
- трошкови запослених,
- бруто зараде,
- број запослених,
- продуктивност рада (исказана кроз додату вредност по запосленом) и
- профитна стопа (исказана кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету).

С тим у вези, у наставку су приказане Табеле које садрже дескриптивну статистику сваког од претходно наведених индикатора пословања, по секторима и укупно за анализиране секторе, у периоду од 2016. године до 2020. године.²⁵

У Табели 1 приказана је дескриптивна статистика броја предузећа у секторима који су обухваћени анализом и укупног броја предузећа у овим секторима за период од 2016. године до 2020. године.

²⁴ У истраживање су укључени сектори за које су доступни подаци на званичном сајту Републичког завода за статистику. За детаљније информације погледати део који се односи Метаподатке.

²⁵ У Прилогу А представљене су табеле у којима су детаљније анализирани показатељи продуктивности и профитабилности, односно приказани су износи продуктивности рада исказане кроз додату вредност по запосленом и профитабилности исказане кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету, за све посматране секторе за сваку појединачну годину у периоду од 2016. године до 2020. године.

Табела 1: Дескриптивна статистика броја предузећа по секторима у периоду од 2016. до 2020. године

Сектор	Просечан број предузећа	Учешће (%)	Мин.	Макс.	Стандардна девијација	Коефицијент варијације (%)
B	329	0,37%	315	349	12	3,52%
C	15.979	18,09%	15.613	16.978	505	3,16%
D	783	0,89%	736	801	25	3,17%
E	815	0,92%	773	887	39	4,84%
F	7.737	8,76%	7.281	8.320	352	4,54%
G	30.813	34,88%	29.975	33.175	1.198	3,89%
H	6.006	6,80%	5.754	6.315	185	3,08%
I	3.471	3,93%	3.284	3.649	127	3,65%
J	5.090	5,76%	4.615	6.022	513	10,08%
L	1.411	1,60%	1.170	1.672	179	12,65%
M	12.097	13,69%	11.669	12.606	313	2,58%
N	3.445	3,90%	3.340	3.587	91	2,65%
S	456	0,52%	448	467	8	1,66%
Укупно	88.342	100%	85.546	90.421	1.798	2,03%

Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

У посматраном временском периоду, највећи просечан број предузећа (30.813) био је у оквиру сектора G са учешћем од 34,88% у укупном броју предузећа анализираних сектора, док се на другом месту налази сектор C са просечним бројем од 15.979 предузећа и учешћем од 18,09% у укупном броју предузећа у секторима обухваћеним анализом. Затим следи сектор M са учешћем од 13,69% и просечном бројем од 12.097 предузећа. Остали сектори имају значајно мање учешће. За све посматране секторе, за променљиву број предузећа, износи стандардне девијације и коефицијената варијације су ниски, на основу чега се може закључити да су вредности те променљиве за све секторе на задовољавајући начин груписане око аритметичке средине по посматраним годинама и да је аритметичка средина добар показатељ централне тенденције.

Табела 2: Дескриптивна статистика промета (у милионима РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године

Сектор	Просечан промет (мил РСД)	Учешће (%)	Мин.	Макс.	Стандардна девијација	Коеф. варијације (%)
B	72.696	0,70%	57.543	93.976	12.623	17,36%
C	3.268.110	31,63%	2.855.399	3.496.208	237.254	7,26%
D	607.151	5,88%	567.612	625.302	21.340	3,51%
E	121.985	1,18%	106.078	130.692	8.634	7,08%
F	742.901	7,19%	513.982	954.171	179.065	24,10%
G	3.908.032	37,82%	3.507.150	4.310.218	314.547	8,05%
H	555.279	5,37%	500.659	633.065	48.888	8,80%
I	79.006	0,76%	69.355	95.698	9.723	12,31%
J	456.652	4,42%	370.138	545.121	66.627	14,59%
L	33.077	0,32%	27.900	41.010	5.952	17,99%
M	330.086	3,19%	271.707	376.373	43.001	13,03%
N	150.666	1,46%	110.182	182.843	26.991	17,91%
S	8.808	0,09%	7.018	10.394	1.211	13,75%
Укупно	10.332.688	100%	8.968.141	11.343.818	912.657	8,83%

Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

У Табели 2 дати су износи дескриптивних статистичких показатеља промета посматраних сектора и укупног промета сектора који су анализирани за период од 2016. године до 2020. године. За анализиране секторе, највећи просечан промет у периоду од 2016. године до 2020. године остварен је у сектору G са износом од 3.908.032 милиона РСД и учешћем од 37,82% у укупном промету свих посматраних сектора. Затим следе сектор C са просечном прометом од 3.268.110 милиона РСД и учешћем од 31,63% и сектор F са просечним прометом у износу од 742.901 милиона РСД и учешћем од 7,19%. Вредности коефицијента варијације променљиве промет у износу од 7,26% за сектор C и 8,05% за сектор G упућују на малу дисперзију вредности ове променљиве у оквиру посматраног временског периода, на основу чега се може закључити да је аритметичка средина добар показатељ централне тенденције.

Највећи коефицијент варијације променљиве промет остварен је у оквиру сектора F и износи 24,10%. То указује да у овом сектору постоји највећи варијабилитет података у односу на остале секторе. У 2016. години промет у оквиру сектора F имао је вредност од 513.982 милиона РСД, док је у 2020. години његова вредност порасла на 954.171 милиона РСД.

Табела 3: Дескриптивна статистика вредности производње (у милионима РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године

Сектор	Просечна вредност производ. (мил РСД)	Учешће (%)	Мин.	Макс.	Стандардна девијација	Коефицијент варијације (%)
B	68.254	1,03%	56.989	78.235	7.732	11,33%
C	2.913.830	43,82%	2.503.550	3.134.343	230.507	7,91%
D	480.261	7,22%	439.969	515.091	26.324	5,48%
E	106.873	1,61%	90.831	123.003	11.105	10,39%
F	761.272	11,45%	514.788	1.013.584	198.567	26,08%
G	876.776	13,19%	772.490	997.173	87.394	9,97%
H	445.827	6,70%	388.677	505.323	39.416	8,84%
I	72.076	1,08%	63.334	86.571	8.617	11,96%
J	423.443	6,37%	345.442	505.483	61.098	14,43%
L	47.461	0,71%	36.547	60.580	9.291	19,58%
M	303.442	4,56%	245.891	351.720	42.695	14,07%
N	145.763	2,19%	103.478	179.864	29.056	19,93%
S	5.358	0,08%	4.371	6.020	613	11,44%
Укупно	6.649.564	100,00%	5.571.305	7.418.816	714.964	10,75%

Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

Дескриптивни статистички показатељи вредности производње у секторима који су обухваћени анализом и укупне вредности производње у овим секторима за период од 2016. године до 2020. године приказани су у Табели 3. Просечна вредност производње за период од 2016. до 2020. године је највећа у сектору C и износи 2.913.830 милиона РСД са учешћем од 43,82% у укупној вредности производње

сектора који су обухваћени истраживањем. На другом месту, са уделом од 13,19% и просечном вредношћу производње од 876.776 милиона РСД, налази се сектор G. Треће место заузима сектор F, са просечном вредношћу производње од 761.272 милиона РСД и уделом од 11,45% у укупној вредности производње анализираних сектора. Вредности коефицијента варијације променљиве вредност производње у износу од 7,91% за сектор C и 9,97% за сектор G упућују на закључак о врло слабом варијабилитету података у оквиру посматраног периода, што упућује на закључак да је аритметичка средина добар показатељ централне тенденције дистрибуције посматране варијабле. Највећи коефицијент варијације променљиве вредност производње је у оквиру сектора F са износом 26,08%. То указује да у овом сектору постоји највећи варијабилитет података у односу на остале секторе. У 2016. години вредност производње у оквиру сектора F износила је 514.788 милиона РСД, док је у 2020. години њена вредност порасла на 1.013.584 милиона РСД.

У Табели 4 приказана је дескриптивна статистика додате вредности по факторским трошковима по секторима обухваћеним анализом и укупне додате вредности по факторским трошковима сектора обухваћених анализом за период од 2016. године до 2020. године. Са просечном додатом вредношћу по факторским трошковима од 695.591 милиона РСД и учешћем од 31,88%, сектор C заузима најзначајније место у односу на остале секторе коју су обухваћени анализом. Затим следе сектор G са просечном додатом вредношћу по факторским трошковима од 415.976 милиона РСД и учешћем од 19,07% и сектор J са просечном додатом вредношћу по факторским трошковима у износу од 215.461 милиона РСД и учешћем од 9,88%.

Коефицијент варијације за променљиву додата вредност по факторским трошковима сектора C у износу од 10,79% упућује на закључак о релативно слабом варијабилитету података. У оквиру сектора G, за променљиву додата вредност по факторским трошковима, износ коефицијента варијације је 15,15%, што указује на већи варијабилитет података у овом сектору у односу на сектор C. Коефицијент варијације променљиве додата вредност по факторским трошковима сектора J је 18,67%. Највећи коефицијент варијације за променљиву додата вредност по факторским трошковима остварен је у оквиру сектора F и износи 25,12%. То наводи на закључак да у овом сектору постоји највећи варијабилитет података у односу на остале секторе. У 2016.

години додата вредност по факторским трошковима у оквиру сектора F износила је 117.740 милиона РСД, док је у 2020. години њена вредност порасла на 226.903 милиона РСД.

Табела 4: Дескриптивна статистика додате вредности по факторским трошковима (у милионима РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године

Сект.	Просечна додата вредности по факторским трошковима (мил РСД)	Учешће (%)	Мин.	Макс.	Стандардна девијација	Коеф. варијације (%)
B	26.940	1,23%	21.177	34.267	4.696	17,43%
C	695.591	31,88%	578.998	798.723	75.026	10,79%
D	182.037	8,34%	170.053	198.634	9.951	5,47%
E	52.064	2,39%	48.580	56.021	2.521	4,84%
F	163.428	7,49%	117.740	226.903	41.057	25,12%
G	415.976	19,07%	342.440	513.933	63.032	15,15%
H	168.725	7,73%	160.290	179.184	6.365	3,77%
I	24.646	1,13%	21.006	30.780	3.636	14,75%
J	215.461	9,88%	172.297	283.378	40.227	18,67%
L	23.129	1,06%	19.002	27.278	3.264	14,11%
M	126.035	5,78%	98.531	150.485	19.611	15,56%
N	86.042	3,94%	60.781	108.204	18.537	21,54%
S	2.197	0,10%	1.836	2.617	282	12,85%
Σ	2.181.831	100%	1.844.631	2.567.109	258.440	11,85%

Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

У Табели 5 дат је преглед дескриптивних статистичких показатеља бруто пословног вишка по секторима и укупног бруто пословног вишка анализираних сектора за период од 2016. године до 2020. године. За временски период од 2016. године до 2020. године највећи просечни бруто пословни вишак остварен је у оквиру сектора C са износом од 322.755 милиона РСД и учешћем од 33,74% у укупном бруто пословном вишку сектора обухваћених анализом. Затим следе Сектор G са просечним бруто пословним вишком од 189.873 милиона РСД и учешћем од 19,85% и сектор J са

просечним бруто пословним вишком од 106.857 милиона РСД и учешћем од 11,17% у укупном бруто пословном вишку анализираних сектора.

Табела 5: Дескриптивна статистика бруто пословног вишка (у милионима РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године

Сектор	Просечан бруто пословни вишак (мил РСД)	Учешће (%)	Минимум	Максимум	Стандардна девијација	Коефицијент варијације (%)
В	7.025	0,73%	-1.279	16.893	6.114	87,04%
С	322.755	33,74%	282.896	348.618	21.830	6,76%
Д	103.564	10,83%	90.930	122.220	11.092	10,71%
Е	15.742	1,65%	13.563	17.529	1.378	8,75%
Ф	78.984	8,26%	53.075	118.530	24.867	31,48%
Г	189.873	19,85%	160.010	238.718	29.930	15,76%
Н	55.185	5,77%	42.937	59.756	6.212	11,26%
И	5.840	0,61%	-1.341	8.870	3.663	62,73%
Ј	106.857	11,17%	90.674	127.717	15.329	14,35%
Л	17.225	1,80%	14.248	20.177	2.474	14,36%
М	32.310	3,38%	23.948	37.374	5.788	17,92%
Н	20.530	2,15%	13.724	29.188	5.715	27,83%
С	844	0,09%	727	983	110	12,99%
Укупно	956.565	100,00%	851.518	1.079.747	82.212	8,59%

Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

Најмањи износ коефицијента варијације за променљиву бруто пословни вишак је у оквиру сектора С и износи 6,76%. То наводи на закључак да у овом сектору постоји најмањи варијабилитет података у односу на остале секторе. Претходно споменути варијабилитет је врло слаб, на основу чега се закључује да су вредности бруто пословног вишка прерађивачке индустрије по годинама на задовољавајући начин груписане око аритметичке средине. Највећи износ коефицијента варијације за дату променљиву је у оквиру сектора В (износ коефицијанта варијације је 87,04%), што

наводи на закључак о врло јаком варијабилитету кретања бруто пословног вишка по годинама у оквиру овог сектора. Релативно јак варијабилитет података забележен је у оквиру сектора I са износом коефицијента варијације од 62,73%.

Табела 6: Дескриптивна статистика трошкова запослених (у милионима РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године

Сектор	Просечан трошак запослених (мил РСД)	Учешће (%)	Минимум	Максимум	Стандардна девијација	Коефицијент варијације (%)
B	19.915	1,63%	17.373	22.456	2.225	11,17%
C	372.836	30,43%	296.102	450.105	55.392	14,86%
D	78.473	6,40%	76.414	80.669	1.535	1,96%
E	36.322	2,96%	31.712	42.458	3.722	10,25%
F	84.443	6,89%	64.665	108.373	16.266	19,26%
G	226.103	18,45%	182.430	275.215	34.008	15,04%
H	113.541	9,27%	101.974	128.184	9.765	8,60%
I	18.807	1,53%	14.422	22.580	3.146	16,73%
J	108.604	8,86%	81.623	155.661	26.068	24,00%
L	5.904	0,48%	4.754	7.101	886	15,01%
M	93.725	7,65%	74.583	113.111	14.176	15,13%
N	65.512	5,35%	47.057	83.338	13.185	20,13%
S	1.353	0,11%	1.109	1.698	217	16,03%
Укупно	1.225.267	100,00%	993.113	1.487.362	177.023	14,45%

Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

У Табели 6 представљени су износи дескриптивних статистичких показатеља трошка запослених по секторима и укупног трошка запослених у анализираним секторима за период од 2016. године до 2020. године. У периоду од 2016. године до 2020. године највећи просечан трошак запослених остварен је у сектору C са износом од 372.836 милиона РСД и учешћем од 30,43% у укупном трошку запослених сектора обухваћених анализом. На другом месту налази се сектор G са просечним годишњим трошком запослених у износу од 226.103 милиона РСД и учешћем од 18,45%. Треће

место заузима сектор Н са просечним трошком запослених од 113.541 милиона РСД и учешћем од 9,27% укупном трошку запослених сектора који су обухваћени анализом.

Коефицијент варијације трошка запослених за сектор С износи 14,86%, за сектор Г износи 15,04%, за сектор Н износи 8,60%. То наводи на закључак да је, у периоду од 2016. године до 2020. године, варијабилитет трошка запослених у сектору Н мањи у односу на варијабилитет трошка запослених сектора С и Г. Највећа вредности коефицијена варијације трошка запослених забележена је у оквиру сектора Ј са износом од 24%. То говори да је у сектору Ј, за период од 2016. године до 2020. године, постојао највећи варијабилитет кретања трошка запослених по годинама. У оквиру овог сектора, износ трошка запослених у 2016. години износио је 81.623 милион РСД, док је у 2020. години достигао вредност од 155.661 милиона РСД.

У Табели 7 приказане су вредности дескриптивних статистичких показатеља бруто зарада у секторима који су обухваћени анализом и укупних бруто зарада у овим секторима за период од 2016. до 2020. године. Највеће просечне бруто зараде запослених у периоду од 2016. до 2020. године биле су у сектору С са износом од 323.536 милиона РСД и учешћем од 30,36% у укупним зарадама анализираних сектора. Прате је сектор Г са просечним бруто зарадама у износу од 197.027 милиона РСД и учешћем од 18,49% и сектор Н са просечним бруто зарадама од 100.148 милиона РСД и учешћем од 9,40% у укупним бруто зарадама анализираних сектора. Коефицијент варијације бруто зарада за сектор С износи 15,14%, за сектор Г износи 15,43%, док за сектор Н износи 8,80%. То наводи на закључак да је, у периоду од 2016. године до 2020. године, варијабилитет бруто зарада у сектору Н мањи у односу на варијабилитет бруто зарада сектора С и Г. Највећа вредност коефицијената варијације бруто зарада забележена је у оквиру сектора Ј са износом од 24,45%. То говори да је у сектору Ј, за период од 2016. године до 2020. године, постојао највећи варијабилитет кретања бруто зарада по годинама. У оквиру овог сектора, износ бруто зарада у 2016. години износио је 71.794 милионан РСД, док је у 2020. години достигао вредност од 138.190 милиона РСД.

Табела 7: Дескриптивна статистика бруто зарада (у милионима РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године

Сектор	Просечне бруто зараде (мил РСД)	Учешће (%)	Минимум	Максимум	Стандардна девијација	Коефицијент варијације (%)
В	17.126	1,61%	14.752	19.437	2.022	11,81%
С	323.536	30,36%	256.325	392.273	48.992	15,14%
D	64.740	6,07%	61.580	66.204	1.748	2,70%
E	31.510	2,96%	27.349	36.987	3.336	10,59%
F	74.376	6,98%	56.469	95.596	14.596	19,62%
G	197.027	18,49%	158.223	241.027	30.404	15,43%
H	100.148	9,40%	89.724	113.335	8.813	8,80%
I	16.208	1,52%	12.469	19.541	2.764	17,06%
J	95.865	8,99%	71.794	138.190	23.444	24,45%
L	5.159	0,48%	4.133	6.235	799	15,48%
M	82.426	7,73%	65.289	99.736	12.709	15,42%
N	56.698	5,32%	40.635	72.484	11.614	20,48%
S	1.183	0,11%	966	1.493	194	16,40%
Укупно	1.065.764	100,00%	858.825	1.302.153	159.099	14,93%

Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

У Табели 8 приказана је дескриптивна статистика броја запослених лица у секторима који су обухваћени анализом и укупног броја запослених лица у овим секторима за период од 2016. године до 2020. године. За посматрани временски период, у оквиру сектора С зебележен је највећи просечан број запослених лица са вредношћу од 377.133 и учешћем од 32,60% у укупном броју запослених лица сектора обухваћеним истраживањем. На другом месту налази се сектор G са просечним бројем запослених лица у износу од 258.828 и учешћем од 22,37% укупном броју запослених лица анализираних сектора. Треће месту припада сектору H у коме је просечан број запослених лица био 103.389, са учешћем од 8,94% у укупном броју запослених лица сектора које смо анализирали. За већину анализираних сектора износи коефицијената

варијације броја запослених лица су испод 10%²⁶, на основу чега се закључује да постоји врло слаб варијабилитет података и да је, за период од 2016. до 2020. године, број запослених у тим секторима у свакој појединачној години на задовољавајући начин груписан око припадајуће аритметичке средине.

Табела 8: Дескриптивна статистика броја запослених по секторима у периоду од 2016. до 2020. године

Сектор	Просечан број запослених	Учешће (%)	Минимум	Максимум	Стандардна девијација	Коефицијент варијације (%)
B	12.825	1,11%	10.935	15.386	1.452	11,32%
C	377.133	32,60%	336.075	414.078	28.355	7,52%
D	39.662	3,43%	38.218	41.583	1.210	3,05%
E	37.319	3,23%	36.348	37.982	599	1,61%
F	79.036	6,83%	72.495	87.200	5.649	7,15%
G	258.828	22,37%	243.216	273.189	11.595	4,48%
H	103.389	8,94%	101.192	105.622	1.490	1,44%
I	30.079	2,60%	26.308	33.188	2.719	9,04%
J	58.868	5,09%	51.973	72.188	7.104	12,07%
L	6.504	0,56%	5.809	7.222	537	8,26%
M	75.142	6,49%	69.075	81.458	4.450	5,92%
N	76.563	6,62%	67.081	84.488	6.963	9,10%
S	1.994	0,17%	1.907	2.093	66	3,33%
Укупно	1.156.943	100,00%	1.064.642	1.248.987	67.086	5,80%

Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

Највећа вредност коефицијента варијације броја запослених је у оквиру сектора J и износи 12,07%. То указује да је у овом сектору постојао највећи варијабилитет броја запослених лица у односу на остале анализиране секторе. У 2016. години број

²⁶ Изузетак су сектори B и J, у којима је, за посматрани временски период, коефицијент варијације броја запослених лица већи од 10%.

запослених лица у оквиру сектора Ј износио је 51.973, док је у 2020. години порастао на 72.188.

Benchmarking продуктивности и профитабилности прерађивачке индустрије и осталих сектора у Републици Србији

Benchmarking прерађивачке индустрије и осталих сектора у Републици Србији, за период од 2016. године до 2020. године, извршен је на основу компарације кретања продуктивности рада и профитне стопе. Продуктивност рада је исказана кроз додатну вредност по запосленом лицу у хиљадама РСД. Профитна стопа је исказана кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету.

У Табели 9 приказани су износи дескриптивних статистичких показатеља продуктивности рада (исказана кроз додатну вредност по запосленом лицу) у секторима који су обухваћени анализом и укупне продуктивности рада у овим секторима у периоду од 2016. године до 2020. године.²⁷

На Графикону 6 приказан је упоредни приказ кретања продуктивности рада по секторима и укупне продуктивности сектора који су обухваћени анализом, у периоду од 2016. године до 2020. године.

У оквиру сектора обухваћених анализом, за временски интервал од 2016. године до 2020. године, највећа просечна вредност продуктивности рада у износу 4.589 (хиљада РСД) остварена је у оквиру сектора D. Затим следе сектор Ј са просечном вредношћу продуктивности рада од 3.635 (хиљада РСД), сектор L са просечном вредношћу продуктивности рада од 3.546 (хиљада РСД), сектор В са просечном вредношћу продуктивности рада (хиљада РСД) у износу од 2.104 (хиљада РСД) и сектор F чија је просечна вредност продуктивности рада износила 2.042 (хиљада РСД). На шестом месту (у оквиру анализираних сектора), са просечном продуктивношћу рада од 1.840 (хиљада РСД) налази се сектор С.

²⁷ У Табели 36 у оквиру Прилога А приказане су вредности продуктивности рада исказане кроз додатну вредност по запосленом лицу (у хиљадама РСД) по секторима годишње, у периоду од 2016. године до 2020. године.

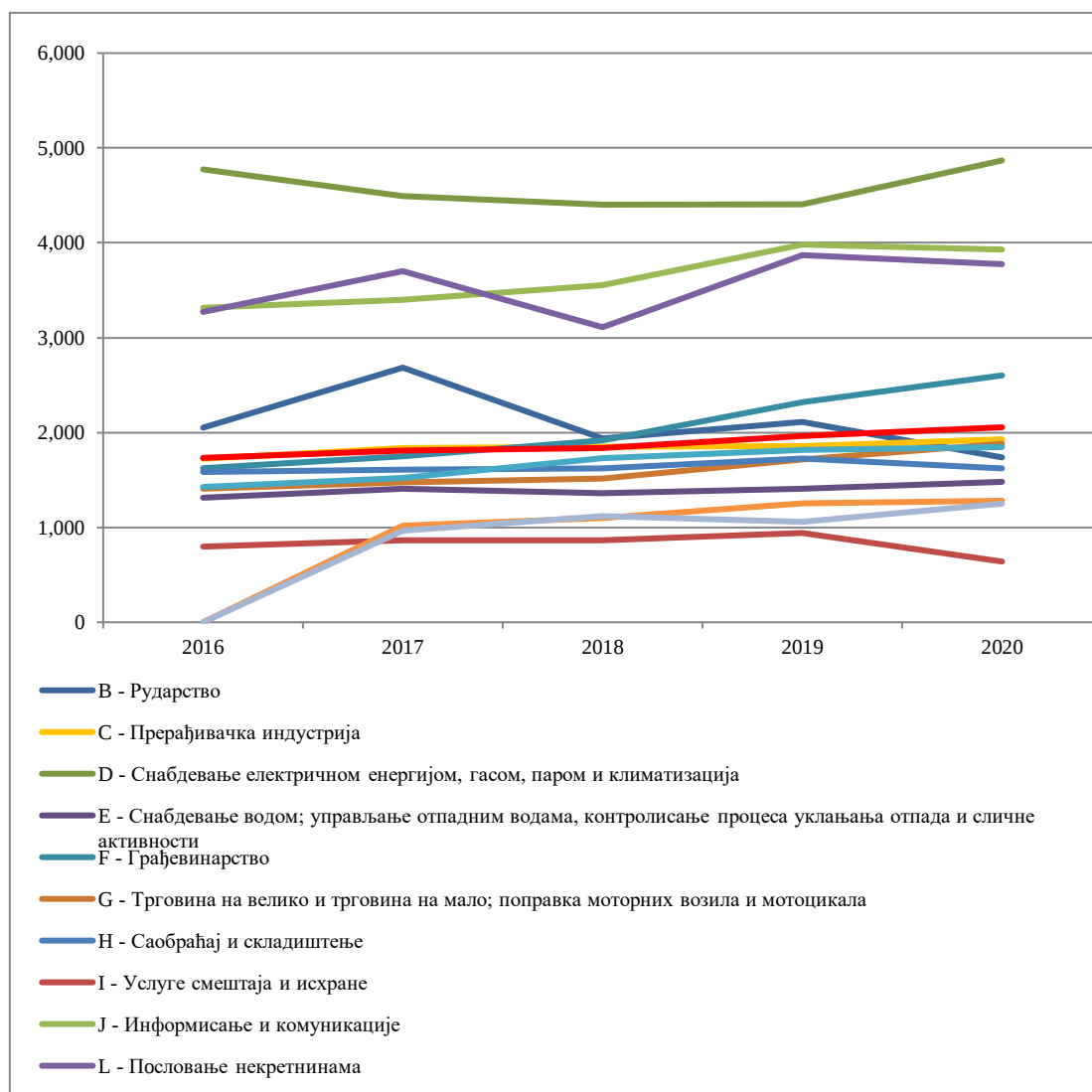
Табела 9: Дескриптивна статистика продуктивности рада исказане кроз додатну вредност по запосленом (у хиљадама РСД) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године

Сектор	Просечна вредност продуктивности рада	Минимум	Максимум	Стандардна девијација	Коефицијент варијације (%)
B	2.104	1.738	2.684	316,5492695	15,04%
C	1.840	1.723	1.929	66,39879517	3,61%
D	4.589	4.402	4.868	195,4660073	4,26%
E	1.395	1.313	1.480	55,60359701	3,99%
F	2.042	1.624	2.602	365,0273414	17,88%
G	1.600	1.408	1.881	174,5508522	10,91%
H	1.632	1.584	1.726	48,99632639	3,00%
I	821	640	941	101,2126474	12,33%
J	3.635	3.315	3.981	271,6899704	7,48%
L	3.546	3.110	3.870	299,4641882	8,45%
M	1.668	1.426	1.847	166,2631649	9,97%
N	1.162	1.016	1.281	110,304975	9,49%
S	1.098	963	1.250	103,9912857	9,47%
Укупно	1.880	1.733	2.055	114,5610754	6,09%

Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

Просечна вредност продуктивности рада свих сектора обухваћених анализом износила је 1.880 хиљада РСД. На Графикону 6 се јасно уочава да је кретање продуктивности рада прерађивачке индустрије слично кретању укупне продуктивности сектора који су укључени у анализу. Закључак је да је, за временски интервал од 2016. до 2020. године, просечна продуктивност рада прерађивачког сектора слична, односно незнатно нижа, у односу на просечну продуктивност рада посматраних сектора. Сектор D, сектору J, сектору L, сектору B и сектору F имају виши ниво продуктивност рада у односу на сектор C. Просечна продуктивност рада сектора C је већа у односу на просечне продуктивности рада сектору M, сектору H, сектору G, сектору E, сектору N, сектору S и сектору I.

Графикон 6: Кретање продуктивности рада по секторима у периоду од 2016. до 2020. године



Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

У периоду од 2016. године до 2020. године, најмањи износи коефицијената варијације за променљиву продуктивност рада остварени су у оквиру сектора Н (коефицијент варијације износи 3%) и сектора С (коефицијент варијације износи 3,61%). То наводи на закључак да у овим секторима постоји најмањи варијабилитет вредности променљиве продуктивности рада у односу на остале секторе и да су у овим секторима вредности продуктивности рада по годинама на задовољавајући начин груписане око аритметичке средине. Највећи износ коефицијента варијације продуктивности рада је у оквиру сектора F износи 17,88%. То указује да у овом сектору постоји највећи варијабилитет продуктивности рада у односу на остале

анализиране секторе. У 2016. години продуктивност рада у оквиру сектора F износила је 1.624 (хиљада РСД), док је у 2020. години порасла на 2.602 (хиљада РСД).

У Табели 10 дат је преглед дескриптивних статистичких показатеља профитне стопе (исказане кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету) по секторима и профитне стопе за све секторе обухваћене анализом у периоду од 2016. до 2020. године.²⁸

Табела 10: Дескриптивна статистика профитне стопе (процентуално учешће бруто пословног вишка у промету) по секторима у периоду од 2016. до 2020. године

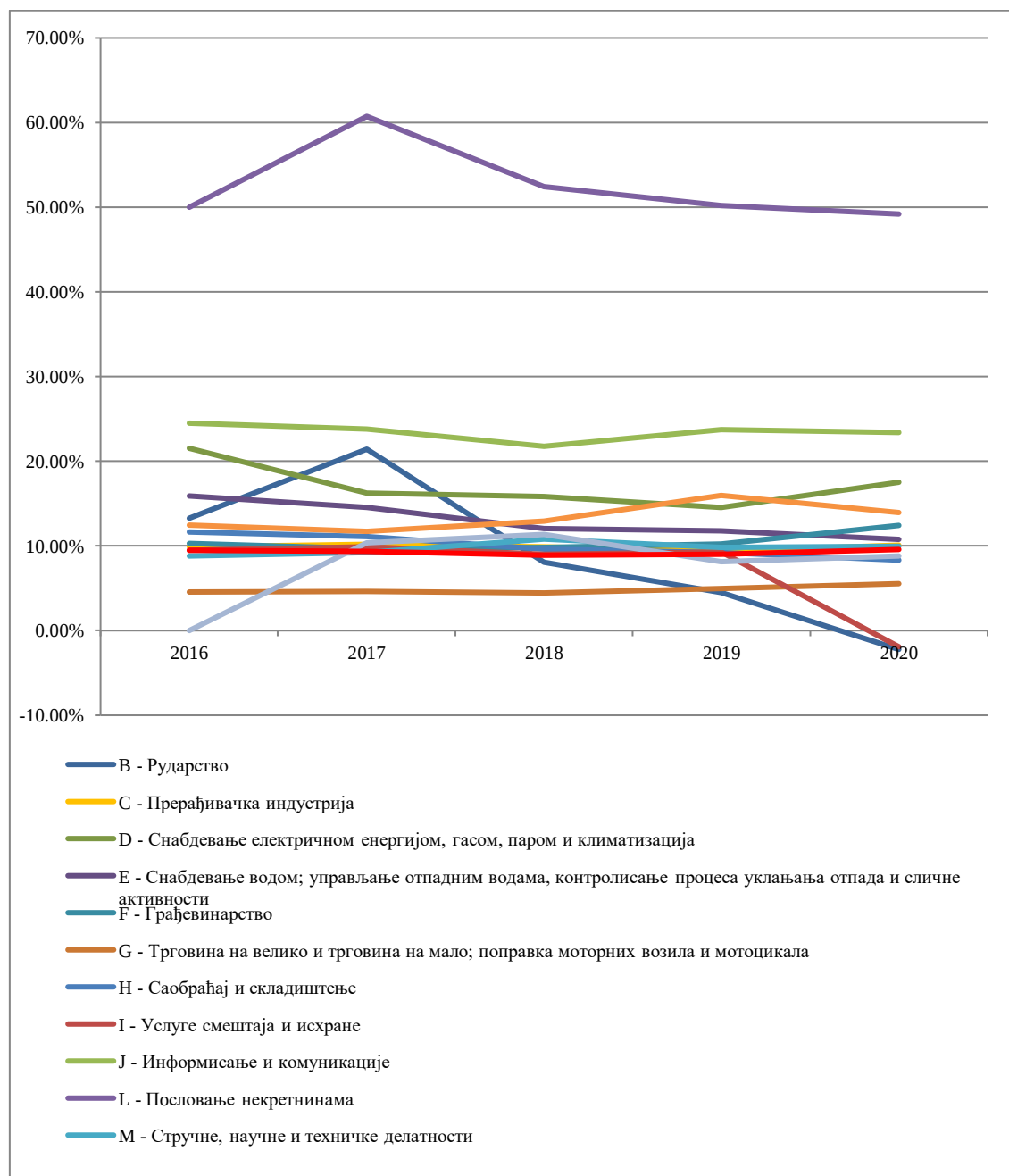
Сектор	Просечна профитна стопа (%)	Минимум	Максимум	Стандардна девијација	Коефицијент варијације (%)
B	9,02%	-2,22%	21,43%	8,00%	88,72%
C	9,88%	9,35%	9,90%	0,29%	2,88%
D	17,13%	14,54%	15,82%	2,40%	13,99%
E	13,02%	10,77%	12,05%	1,91%	14,64%
F	10,49%	9,67%	9,79%	1,00%	9,52%
G	4,83%	4,44%	4,44%	0,40%	8,18%
H	9,98%	8,32%	9,60%	1,22%	12,27%
I	7,16%	-1,91%	9,04%	4,54%	63,45%
J	23,43%	21,76%	21,76%	0,91%	3,87%
L	52,51%	49,20%	52,41%	4,25%	8,09%
M	9,73%	8,81%	10,81%	0,68%	7,04%
N	13,41%	11,72%	12,94%	1,47%	10,97%
S	9,68%	8,15%	11,36%	1,26%	12,99%
Укупно	9,26%	8,90%	8,90%	0,27%	2,92%

Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

²⁸ У оквиру Прилога А у Табели 37 дати су износи профитне стопе исказане кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету, по секторима, за период од 2016. до 2020. године.

На Графикону 7 представљен је упоредни приказ кретања профитне стопе у периоду од 2016. године до 2020. године, по сваком појединачно посматраном сектору, као и профитне стопе свих анализираних сектора у Републици Србији.

Графикон 7: Кретање профитне стопе (исказане кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету) по секторима и укупне профитне стопе анализираних сектора у периоду од 2016. до 2020. године



Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

За период од 2016. године до 2020. године, у оквиру сектора обухваћених анализом, највећу просечну профитну стопу у износу од 52,51% остварио је сектор L. Затим следе сектор J са просечном профитном стопом од 23,43%, сектор D са просечном профитном стопом од 17,13%, сектор N са просечном профитном стопом од 13,41%, сектор E са просечном профитном стопом од 13,02%, сектор F са просечном профитном стопом од 10,49% и сектор H са износом просечне профитне стопе од 9,98%. У односу на анализиране секторе, сектор C налази се на осмом месту са просечном профитном стопом која износи 9,88%. На основу претходно наведених резултата, закључује се да је профитабилност прерађивачког сектора на nižем нивоу у односу на већину осталих сектора у Републици Србији.

Просечна вредност профитне стопе свих сектора обухваћених анализом износи 9,26%. Закључује се да је, за интервал од 2016. до 2020. године, просечна профитна стопа сектора C приближно једнака просечној профитној стопи свих сектора обухваћених анализом.

Овај закључак потврђује и Графикон 7 на коме се јасно уочава да је кретање профитне стопе прерађивачке индустрије слично кретању укупне профитне стопе за секторе обухваћене анализом. Просечна профитна стопа сектора C је већа у односу на просечну профитну стопу сектора M, сектора S, сектора B, сектора I и сектора G. У периоду од 2016. до 2020. године, најмањи износ коефицијента варијације профитне стопе је у оквиру сектора C са износом од 2,88%. То указује да у овом сектору постоји најмањи варијабилитет профитне стопе у односу на остале анализиране секторе. Профитне стопе по појединачним годинама у оквиру прерађивачке индустрије су на задовољавајући начин груписане око аритметичке средине за период од 2016. године до 2020. године.

Benchmarking сектора C и осталих сектора обухваћених анализом у периоду од 2016. до 2020. године указује је да, за индикаторе вредност производње, додата вредност по факторским трошковима, бруто пословни вишак, трошак запослених, бруто зараде запослених и број запослених, сектор C има највеће процентуално учешће у односу на остале секторе. Са друге стране, продуктивност рада и профитна стопа сектора C су приближно једнаке нивоу припадајућих просечних вредности свих сектора обухваћених анализом. У секторима D, J, L, B и F остварена је боља продуктивност рада у односу на сектор C. У секторима L, J, D, N, E, F и H остварена је

већа профитна стопа у односу на профитну стопу сектора С. Додатно, коефицијент варијације профитне стопе прерађивачке индустрије, у периоду од 2016. до 2020. године, има најмању вредност у односу на коефицијенте варијације профитне стопе осталих анализираних сектора.

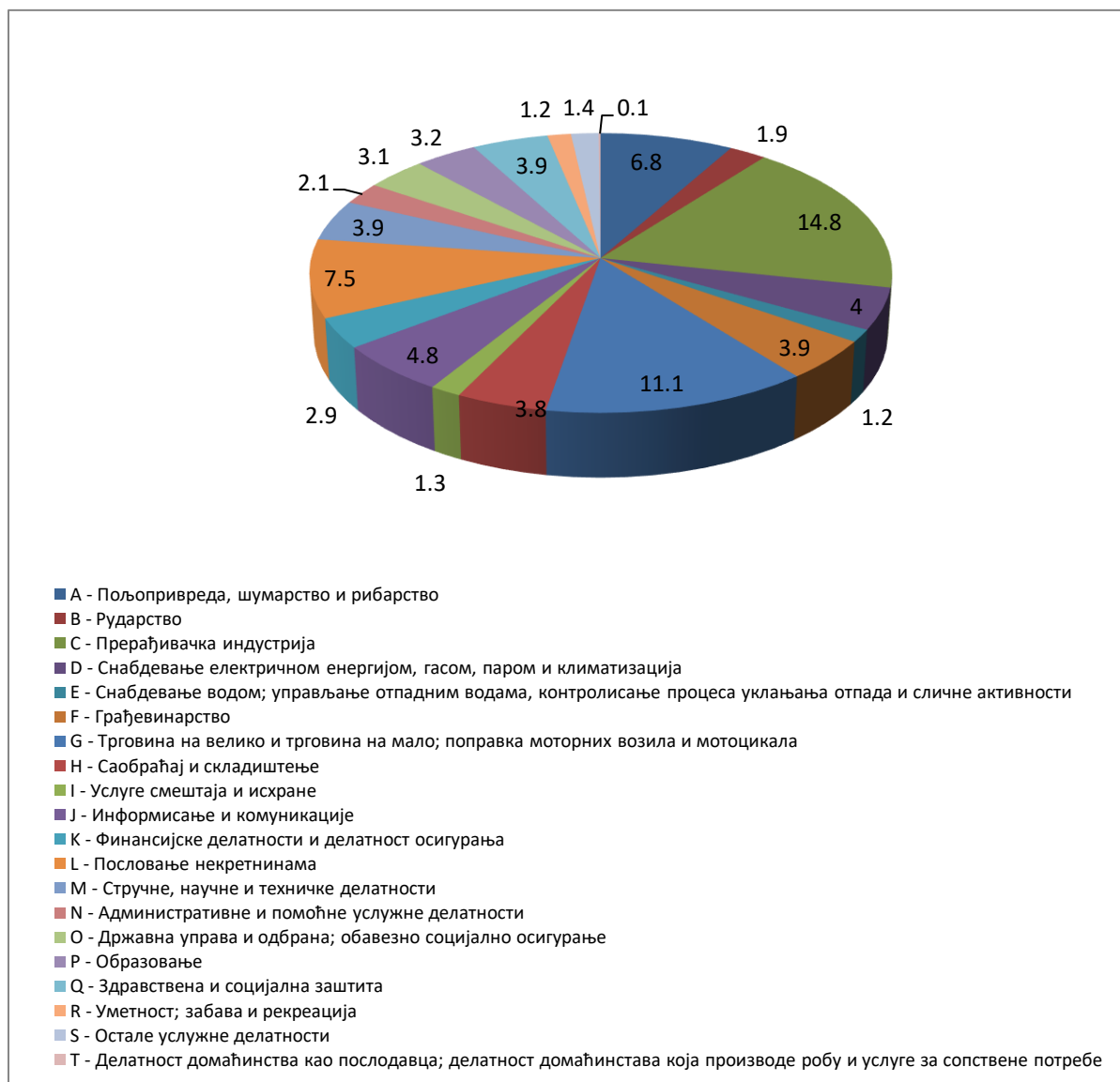
Као општи закључак могуће је констатовати да у пословању прерађивачких предузећа постоји велики профитни потенцијал, односно постоје велике могућности за повећање профитабилности. Због тога је неопходно утврдити и квантификовати детерминанте које највише утичу на профитабилност предузећа из прерађивачке индустрије. Пре тога, потребно је утврдити значај сектора С са аспекта његовог доприноса у формирању бруто домаћег производа, што ће креаторима макроекономске политике бити путоказ приликом доношења мера којима се подстиче профитабилност целокупне привреде Републике Србије.

3.4. Значај прерађивачке индустрије и њен профитни потенцијал

Значај прерађивачке индустрије Србије анализиран је са аспекта њеног процентуалног доприноса бруто домаћем производу Републике Србије. У ту сврху, за временски период од 2016. до 2020. године, извршена је компарација процентуалног учешћа сваког сектора у укупном бруто домаћем производу земље.

На Графикону 8 приказано је, за 2016. годину, процентуално учешће сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије. Највећи допринос у формирању бруто домаћег производа Републике Србије имао је сектор С са учешћем у од 14,8% у укупном бруто домаћем производу. Затим следе сектор G са учешћем од 11,1%, сектор L чије је учешће износило 7,5%, сектор А са учешћем од 6,8% и сектор J са учешћем од 4,8%.

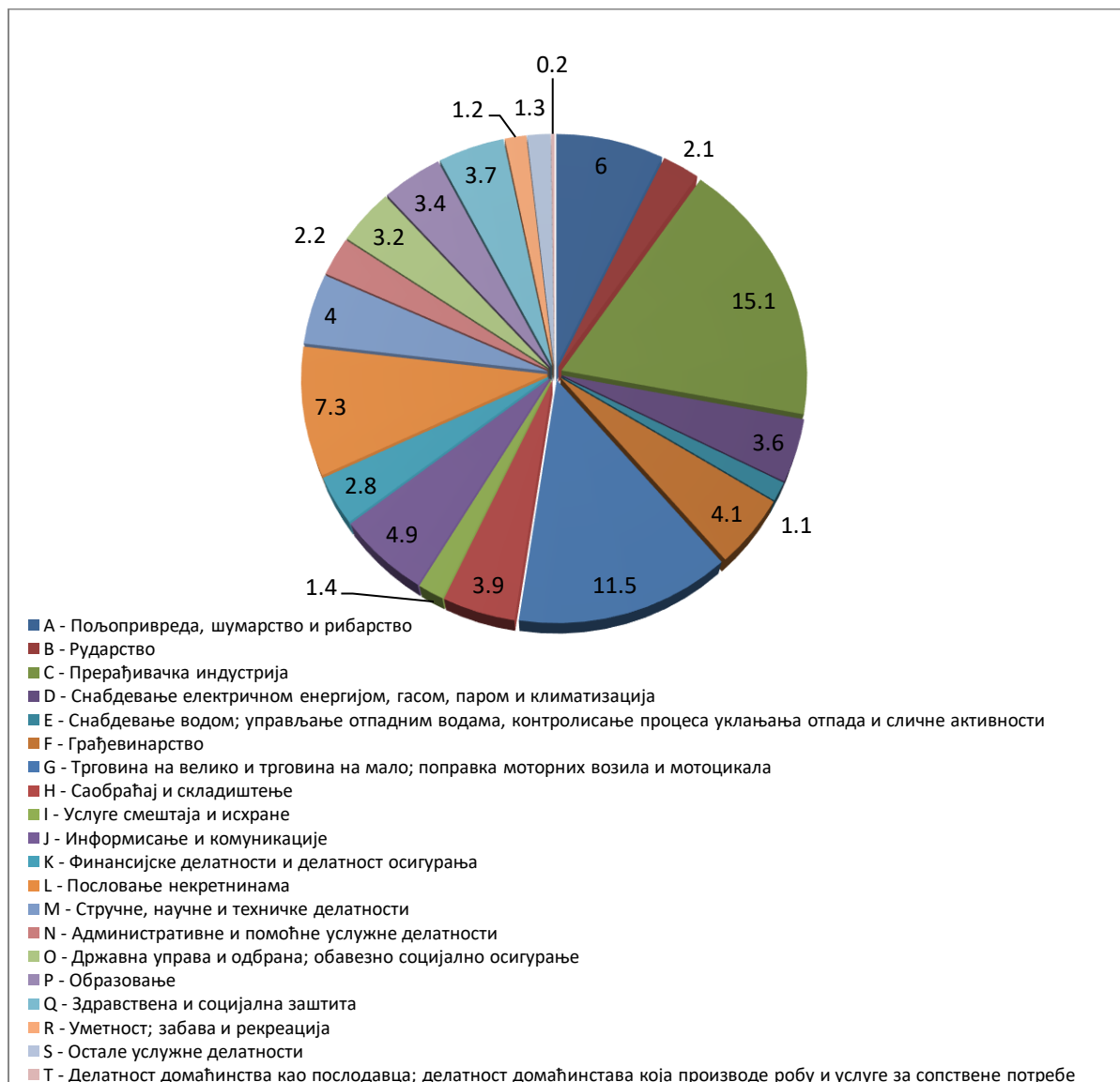
Графикон 8: Учешће (исказано у %) сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у 2016. години



Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

На основу Графикана 9 уочава се да је у 2017. години највеће процентуално учешће (15,1%) у формирању бруто домаћег производа Републике Србије имао сектор С. На другом месту налазио се сектор G са учешћем од 11,5%, док се на трећем месту налази сектор L уз учешће од 7,3%. Четврто место заузима сектор А са учешћем од 6%. На петом месту је сектор J чије је учешће износило 4,9%.

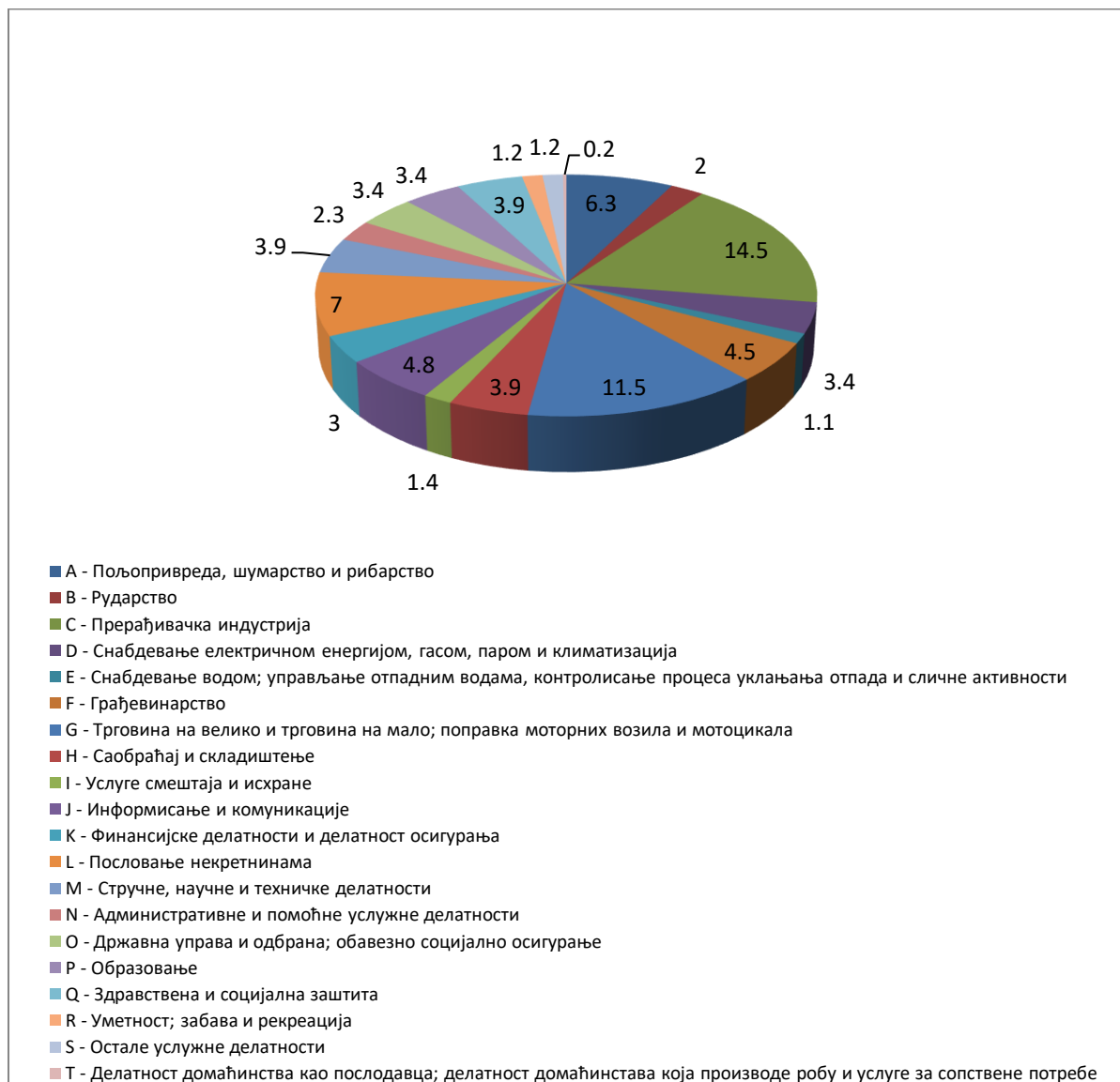
Графикон 9: Учешће (исказано у %) сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у 2017. години



Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

На Графикону 10 приказано је процентуално учешће сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у 2018. години. Са учешћем од 14,5%, сектор С имао је најзначајнији допринос у формирању бруто домаћег производа. Прате га сектор G са учешћем од 11,5%, сектор L са учешћем од 7%, сектор А са учешћем од 6,3% и сектор J чије је учешће износило 4,8%.

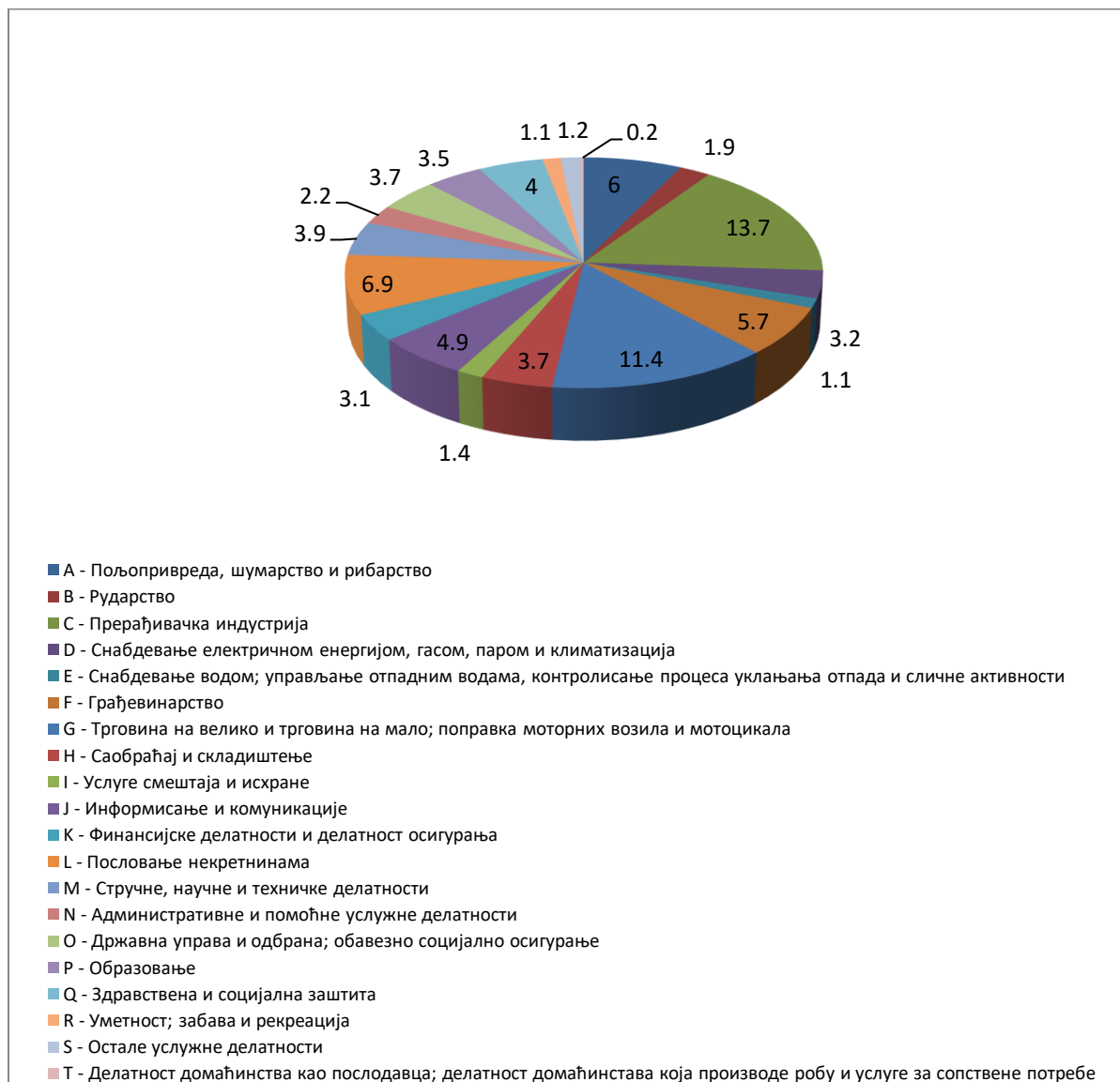
Графикон 10: Учешће (исказано у %) сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у 2018. години



Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

На Графикону 11 уочава се да је, у 2019. години, најзначајнији допринос у формирању бруто домаћег производа Републике Србије имао сектор С са учешћем од 13,7% у бруто домаћем производу. Сектор Г налазио се на другом месту са учешћем од 11,3%, док је на трећем месту био сектор Л уз учешће од 6,9%. Четврто место заузимао је сектор А са учешћем од 6%. Сектор Ф налазио се на петом месту са учешћем од 5,7%, док је сектор Ј био на шестом месту са учешћем од 4,9%.

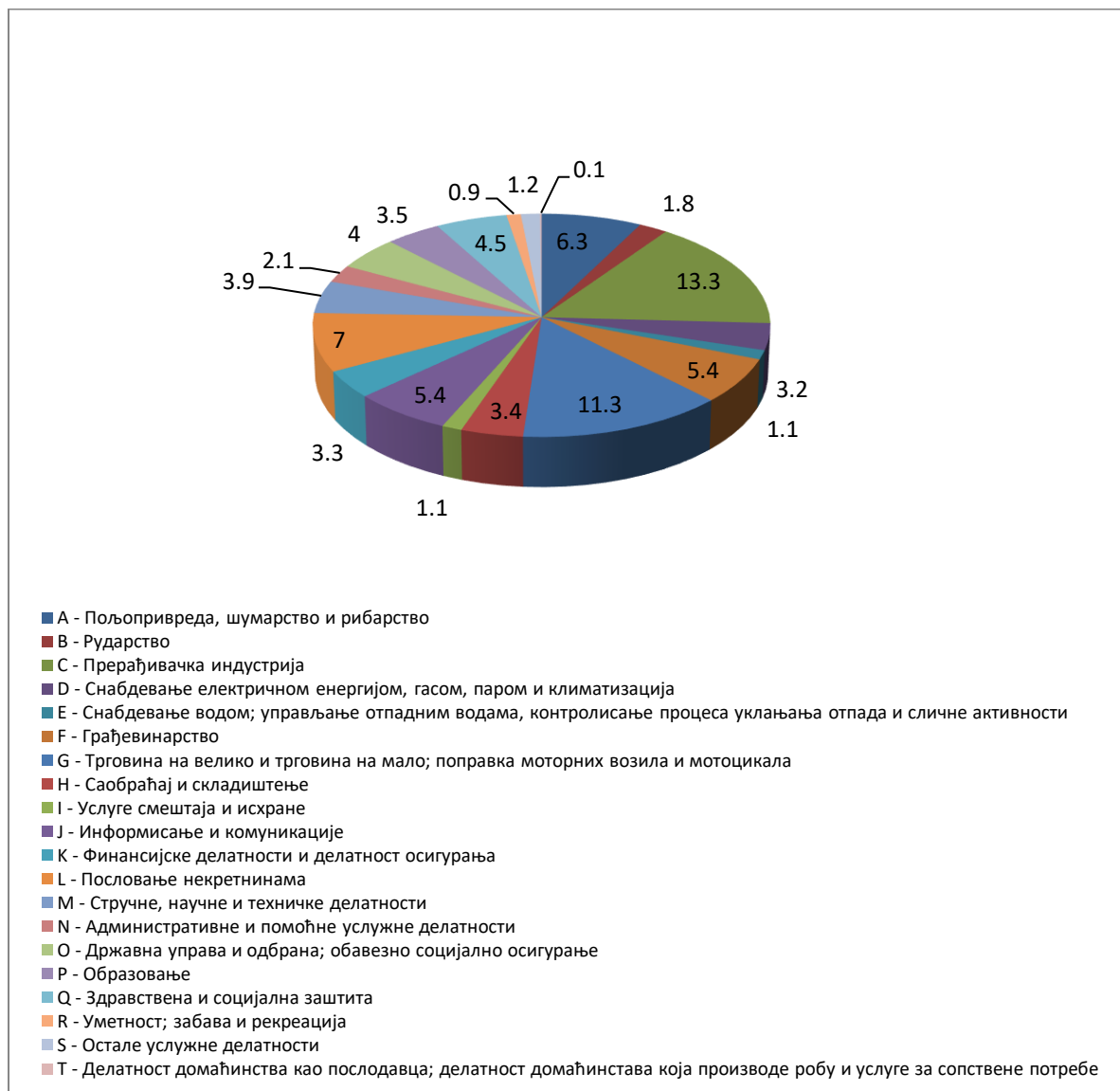
Графикон 11: Учешће (исказано у %) сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у 2019. години



Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

На Графикону 12 приказано је процентуално учешће сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у 2020. години.

Графикон 12: Учешће (исказано у %) сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у 2020. години



Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

На првом месту налазио се сектор C са учешћем од 13,3% у укупном бруто домаћем производу. Друго место припадало је сектору G са учешћем од 11,3%, док се на трећем месту налазио сектор L уз учешће од 7%. Четврто место заузимао је сектор A са учешћем од 6,3%. Пето место делили су сектори J и F са учешћем од 5,4%.

Табела 11: Дескриптивна статистика учешћа (исказано у %) сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у периоду од 2016. до 2020.

године

Сектор	Просечна вредност учешћа (%)	Минимум	Максимум	Стандардна девијација	Коеф. варијације (%)
A	6,3	6,0	6,8	0,292574777	4,66%
B	1,9	1,8	2,1	0,10198039	5,26%
C	14,3	13,3	15,1	0,676461381	4,74%
D	3,5	3,2	4,0	0,299332591	8,60%
E	1,1	1,1	1,2	0,04	3,57%
F	4,7	3,9	5,7	0,711055553	15,06%
G	11,4	11,1	11,5	0,149666295	1,32%
H	3,7	3,4	3,9	0,18547237	4,96%
I	1,3	1,1	1,4	0,116619038	8,83%
J	5,0	4,8	5,4	0,224499443	4,53%
K	3,0	2,8	3,3	0,172046505	5,70%
L	7,1	6,9	7,5	0,224499443	3,14%
M	3,9	3,9	4,0	0,04	1,02%
N	2,2	2,1	2,3	0,074833148	3,43%
O	3,5	3,1	4,0	0,331058907	9,51%
P	3,4	3,2	3,5	0,109544512	3,22%
Q	4,0	3,7	4,5	0,268328157	6,71%
R	1,1	0,9	1,2	0,116619038	10,41%
S	1,3	1,2	1,4	0,08	6,35%
T	0,2	0,1	0,2	0,048989795	30,62%

Извор: калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту РЗС

У табели 11 приказане су вредности дескриптивних статистичких показатеља учешћа (исказаног у %) појединачних посматраних сектора у бруто домаћем производу Републике Србије у периоду од 2016. године до 2020. године. За посматрани временски период, највеће просечно учешће у бруто домаћем производу у износу од 14,3% имао

је сектор С. Коефицијент варијације учешћа прерађивачке индустрије у бруто домаћем производу земље, у периоду од 2016. до 2020. године, износио је 4,74%. Овако ниска вредност коефицијента варијације указује на малу дисперзију вредности ове променљиве у оквиру посматраног периода и упућује на закључак да је учешће сектора С у бруто домаћем производу по појединачним годинама на задовољавајући начин било груписано око аритметичке средине. На другом месту налазио се сектор G са просечним учешћем у бруто домаћем производу од 11,4%, док је на трећем месту био сектор L са просечним учешћем у бруто домаћем производу од 7,1%. Сектор А заузимао је четврто место са просечним учешћем у бруто домаћем производу у износу од 6,3%. Са просечним учешћем у бруто домаћем производу у износу од 5%, сектор J заузимао је пето место. На шестом месту налазио се сектор F, са просечним учешћем у бруто домаћем производу у износу од 4,7%. За већину сектора износи коефицијената варијације за променљиву учешће у бруто домаћем производу су испод 10%, на основу чега се закључује да је постојао врло слаб варијабилитет података и да су, по годинама, процентуална учешћа тих сектора у бруто домаћем производу Републике Србије на задовољавајући начин била груписана око припадајућих аритметичких средина у периоду од 2016. до 2020. године.

Од сектора који су у највећој мери учествовали у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у периоду од 2016. до 2020. године, највећа вредност коефицијента варијације променљиве учешће у бруто домаћем производу по годинама је у оквиру сектора F са износом од 15,06%. То указује да је у овом сектору постојао највећи варијабилитет података у односу на остале анализиране секторе. У 2016. години учешће сектора F у бруто домаћем производу Републике Србије износило је 3,9%, у 2019. години 5,7%, док је у 2020. години имало вредност од 5,4%. Сектор F, у периоду од 2016. до 2018. године није улазио у првих 5 сектора по висини учешћа у бруто домаћем производу, у 2019. години био је на 4. месту, док је у 2020. години делио пето место са сектором J.

Анализом учешћа (исказаног у %) бруто домаћег производа сваког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије за сваку појединачну годину у периоду од 2016. до 2020. године, закључује се да је у свакој години сектор С имао највећи процентуални допринос у формирању бруто домаћег производа Републике Србије. То је су потврдили и вредности дескриптивних статистичких показатеља за

посматрани временски период. Са друге стране, продуктивност рада и профитна стопа сектора С приближно су једнаке припадајућим просечним вредностима свих сектора обухваћених анализом. Због тога, постоји велики профитни потенцијал прерађивачке индустрије. Да би се он искористио, потребно је идентификовати и квантификовати детерминанте које одлучујуће утичу на профитабилност прерађивачких предузећа. Тиме ће се повећавати профитабилност тих предузећа, што ће у значајној мери имати утицај на побољшање профитабилности привреде Републике Србије (с обзиром на најзначајнији допринос сектора С у формирању бруто домаћег производа земље). Ови резултати ће, са једне стране, помоћи управљачким структурама компанија (генералним менаџерима, финансијским директорима, финансјским менаџерима...) у доношењу успешних пословних одлука. Са друге стране, то ће креаторима макроекономске политике бити путоказ приликом доношења мера којима се подстиче профитабилност целокупне привреде Републике Србије.

4. АНАЛИЗА ПРЕТХОДНЕ ЛИТЕРАТУРЕ

Резултати спроведених студија на примеру европских земаља у развоју

Недостатак емпиријских доказа о детерминантама профитабилности за земље у развоју, као и важност ефикасног управљања обртним капиталом, мотивисали су бројне ауторе да истражују детерминанте профитабилности предузећа.²⁹ Тако је, на пример, Милошев (2021) спровела истраживање утицаја управљања обртним капиталом на профитабилност великих нефинансијских предузећа у Србији у периоду од 2016. године до 2019. године. Добијени резултати недвосмислено указују на постојање оптималног нивоа нето обртног капитала анализираних предузећа, што имплицира на чињеницу да до оптималног нивоа обртни капитал има позитиван утицај на профитабилност предузећа, а изнад оптималног нивоа обртни капитал негативно утиче на профитабилност нефинансијских предузећа у Србији. Слично претходном истраживању, сврха студије које су спровели Anton и Nucu (2021) била је да се испита значај управљања обртним капиталом на профитабилност 719 пољских предузећа која се котирају на берзи у периоду од 2007. године до 2016. године. Аутори су у истраживању користили различите технике анализе панел података (видети Табелу 12), а емпиријски резултати показали су однос у облику слова U између нивоа обртног капитала и профитабилности посматраних предузећа, што значи да до оптималног нивоа, односно до тачке рентабилности обртни капитал има позитиван ефекат на профитабилност пољских предузећа, а након тачке рентабилности, обртни капитал има негативан утицај. Jaworski и Czerwonka (2021) доприносе верификацији теорија које повезују профитабилност предузећа са управљањем обртним капиталом наглашавајући да предузећа која се котирају на WSE (Warsaw Stock Exchange) са растућом профитабилношћу морају да раде на скраћењу готовинског циклуса приликом отплате краткорочних кредита.

Истражујући румунска предузећа која се баве рударењем угља Batrancea и др. (2019) показују да постоји конкаван однос између варијабилних трошкова и производње, као и конкаван однос између профита и производње, што указује да румунска предузећа угља имају оптималан ниво производње који максимизира и

²⁹ Alarussi и Alhaderi (2018) тврде да је профитабилност главни стуб за опстанак сваке компаније на дуге стазе. Иако је профитабилност примарни циљ свих пословних подухвата, мало пажње је посвећено факторима који утичу на профитабилност у земљама у развоју.

варијабилне трошкове и њихову профитабилност. Ceylan (2019) спроводи другачију анализу и долази до закључка да вредности брэнда има значајан утицај на профитабилност предузећа у Турској у периоду од 2008. године до 2018. године. Вуковић и Јакшић (2019) поткрепљују хипотезу да већина анализираних варијабли које служе као апроксимација управљања обртним капиталом имају статистички значајан утицај на профитабилност прехрамбених предузећа југоисточне Европе. С тим у вези, аутори закључују да је агресивније управљање обртним капиталом у тесној вези са вишим нивоом профитабилности. Покушавајући да квантификују утицај адекватног управљања обртним капиталом на профитабилност предузећа са високом стопом раста из региона централне, источне и југоисточне Европе³⁰ у периоду од 2006. године до 2015. године, Војос и Anton (2017) закључили су да између управљања обртним капиталом и профитабилности постоји конкавна веза, односно однос у облику слова U. Овај закључак недвосмислено указује на чињеницу да посматрана предузећа треба да пронађу и одржавају оптималан ниво обртног капитала који максимизира њихову профитабилност. Студија наглашава важност краткорочних финансијских одлука у повећању профитабилности предузећа са високом стопом раста, са значајним импликацијама за науку и праксу. Вучковић (2016) наглашава да пољопривредна предузећа у Војводини, упркос томе што имају сличне обрадиве површине и послују на истом географском подручју, могу имати различиту стопу профитабилности због разлика у њиховој финансијској структури, структури имовине, показатељима активности и ликвидности. Аутор додаје да већи ниво власничког капитала у укупној активи, као и виши ниво коефицијента ликвидности позитивно утичу на профитабилност пољопривредних предузећа у Војводини. Svitlík и Poutník (2016) се баве односом између коефицијента ликвидности и профитабилности у Чешкој Републици у периоду од 2003. године до 2013. године. Добијени резултати указују на чињеницу да је корелација унутар одабраних коефицијената ликвидности прилично јака, док је корелација између одабраних показатеља ликвидности и одабраног коефицијента профитабилности релативно слаба. Анализирајући мали узорак од 17 предузећа листираних на Букурештанској берзи у периоду од 2011. године до 2015. године Cristea и Cristea (2016) су открили негативну везу између циклуса конверзије

³⁰ Аутори су узроком обухватили предузећа са високом стопом раста због њиховог великог потенцијала за отварање нових радних места, увођење иновација и утицаја на економски развој привреда у транзицији.

готовине и профитабилности, односно указали су на чињеницу да скраћење циклуса конверзије готовине има за последицу виши ниво профитабилности. Барјактаровић Ракочевић и др. (2014) анализирају однос рентабилности и ликвидности српских компанија које се котирају на Београдској берзи. На основу добијених резултата, аутори закључују да менаџмент може повећати профитабилност предузећа смањењем броја дана на рачунима потраживања, док кашњење у плаћању добављачима нема утицај на профитабилност посматраних предузећа. Међутим, аутори сматрају да се не може констатовати као чињеница да постоји једносмеран однос од ликвидности ка профитабилности посматраних предузећа. Интересантну студију спровели су Janda и др. (2013) на 300 пољопривредних микро предузећа у Пољској у периоду од 2002. године до 2006. године. На основу добијених резултата спроведеног истраживања, аутори закључују да је успех микропредузећа за прераду хране у руралним подручјима источне Европе у највећој мери повезан са карактеристикама власника, односно менаџера. Најзначајнија карактеристика власника/менаџера је преузимање ризика као главни мотив за оснивање предузећа. Детерминанте профитабилности посматраних предузећа, поред поменуте, укључују и: локацију, величину и организациони облик, примену напредне технологије и сертификованост производа.

Резултати спроведених студија на примеру развијених земаља Европе

Спроведеним истраживањем на примеру 115 немачких предузећа која се котирају на *FSE (Frankfurt Stock Exchange)* у периоду од 2011. године до 2017. године Högerle и др. (2020) закључују да ефикасно управљање обртним капиталом утиче на профитабилност предузећа и повећава вредност акционара.³¹ Gonçalves и др. (2018) закључују да је управљање обртним капиталом најважнији фактор који треба узети у обзир приликом дефинисања финансијске стратегије. Аутори су своју студију спровели на 400 предузећа у Великој Британији која се котирају на берзи, закључујући да предузећа могу бити профитабилнија уколико ефикасније управљају обртним капиталом. Ова чињеница посебно долази до изражаја у условима економске кризе. Afrifa и Padachi (2016) на примеру малих и средњих предузећа у Великој Британији која се котирају на *AIM (Alternative Invest Market)* закључују да постоји оптималан

³¹ Adhikari и др. (2021) имају дргачији приступ и посматрају како карактеристике менаџера (године и пол) утичу на перформансе предузећа у Сједињеним Америчким Државама у периоду од 1993. године до 2014. године.

ниво обртног капитала који произилази из поређења бенефита и трошкова различитих нивоа обртног капитала. Резултати потврђују постојање оптималног, односно нивоа обртног капитала који максимизира профитабилност предузећа. Bekeris (2012) истражује утицај макроекономских фактора на профитабилност предузећа, закључујући да ови фактори немају значајнијег утицаја на профитабилност малих и средњих предузећа у Литванији. Изузетак је стопа незапослености, која у великој мери утиче на профитабилност посматраних предузећа.³² Bieniasz и Gołaś (2011) су приказали резултате ефикасности управљања обртним капиталом у прехранбеној индустрији у Пољској и одабраним земљама еврозоне у периоду од 2005 до 2009. године. Истраживање је показало да су у секторима прехранбене индустрије са најкраћим циклусима обртних средстава постигнуте релативно веће стопе профитабилности, што указује на потребу адекватног управљања обртним капиталом. Amarjit и др. (2010) су у свом раду пронашли статистички значајан однос између циклуса конверзије готовине и профитабилности. Из тога следи да менаџери могу створити профит за своје компаније правилним руковањем циклусом конверзије готовине и одржавањем потраживања на оптималном нивоу. Истраживање је спроведено на 88 америчких предузећа која се котирају на *New York Stock Exchange*.

Резултати спроведених студија на примеру осталих земаља

Ben (2019) је у свом раду испитивао ефекте управљања обртним капиталом на вредновање предузећа, профитабилност и ризик. У раду је коришћен скуп панел података који је обухватио 497 предузећа из Вијетнама, покривајући период од 2007. године до 2016. године. На основу добијених резултата аутори су открили негативну везу између нето обртног капитала и вредновања предузећа, профитабилности и ризика. Резултати сугеришу да приликом управљања обртним капиталом, менаџери морају направити компромис између веће профитабилности и контроле ризика. Управљање обртним капиталом је од посебног значаја у предузећима која имају ограничен приступ капиталу. Адекватно управљање обртним капиталом веома је важно и у ситуацијама када предузећа проширују своје пословање, као и током периода економског опоравка. Dang и др. (2019) сматрају да су величина предузећа и профитабилност у позитивној корелацији са вредношћу предузећа у Вијетнаму. С

³² Bhutta и Hasan (2013) такође закључују да инфлација као макроекономски индикатор не утиче на профитабилност прехранбених предузећа која се котирају на *KSM*.

друге стране, Ibarra (2015) тврди да постоји индиректна позитивна веза реалног девизног курса и профитне марже у Мексику. Приликом анализе претходне литературе, направљена је систематизација великог броја, аутору доступних, релевантних научних радова у вези са детерминантама профитабилности, приказаним у Табели 12, као и интерних и екстерних детерминанти профитабилности предузећа, приказаним на Слици 6.

Слика 6: Детерминанте профитабилности предузећа



Извор: Систематизација аутора на основу доступних емпиријских истраживања³³

³³ За више информација видети Табелу 12.

Табела 12: Сумирани резултати претходних истраживања – анализиране детерминанте профитабилности предузећа

Аутор(и)	Узорак	Период	Методологија	Детерминанте
Mazanec (2022)	3828 транспортних предузећа из земаља Вишеградске групе	2019	Корелација и регресија	Ликвидност Активност Земља порекла Величина компаније
Милошев (2021)	367 нефинансијских предузећа у Србији	2016-2019	PCSE	Обртни капитал Раст предузећа Задуженост Ликвидност Величина предузећа БДП
Anton и Nucu (2021)	719 предузећа котираних на WSE	2007-2016	OLS FE PCSE	Обртни капитал Задуженост Ликвидност Приходи од продаје Величина предузећа
Jaworski и Czerwanka (2021)	326 предузећа котираних на WSE	1998-2016	OLS FE RE	Обртни капитал Ликвидност Величина предузећа Задуженост БДП
Kryszak и др. (2021)	477 фарми из Европске Уније	2007-2018	FE SYS-GMM	Величина предузећа Промет акцијама Специјализација Продуктивност Ликвидност Обртни капитал Задуженост Радна снага Удео трошкова Субвенције
Вржина и Димитријевић (2020)	50 пољопривредних предузећа са територије АП Војводине	2013-2016	Регресија	Порез на добит Величина предузећа Основна средства Приходи од продаје Ликвидност Старост предузећа БДП Инфлација
Högerle и др. (2020)	115 предузећа котираних на FSE	2011-2017	Регресија	Обртни капитал Величина предузећа Приходи од продаје Задуженост Делатност

Gołaś (2020)	Млекаре из Пољске	2008-2017	Регресија	Обртни капитал
Fernández-Miguélez и др. (2020)	800 ресторана у Европи	2018	OLS	Део ланца ресторана Основна средства Ликвидност Задуженост Величина
Kafeel и др. (2020)	35 предузећа котираних на PSE	2007-2018	OLS/FE/RE SYS GMM	Обртни капитал
Yameen и др. (2019)	82 фармацеутска предузећа котирана на BSE	2008-2017	Регресија	Ликвидност Задуженост Величина предузећа Старост предузећа
Li и др. (2020)	15 нефинансијских предузећа котираних на GSE	2008-2017	GLS	Ликвидност Величина предузећа Потенцијал за раст Делатност Новчани токови
Јакшић (2019)	281 предузеће које се котира на Бањалучкој берзи	2017-2018	Регресија	Величина предузећа Ликвидност Задуженост Основна средства Раст предузећа Претходна профитабилност
Abbas и др. (2019)	174 банке из 40 земаља из Азије	2011-2017	GMM	Вредност капитала Ликвидност Кредитни ризик
Abeyrathna и Priyadarshana (2019)	20 производних предузећа котираних на CSE	2014-2017	Корелација Регресија	Величина предузећа
Вуковић и Јакшић (2019)	9883 прехранбена предузећа из југоисточне Европе	2010-2012	Probit регресија	Ликвидност Задуженост Величина предузећа
Gonçalves и др. (2018)	400 великих и средњих предузећа из Велике Британије која се котирају на берзи	2006-2014	Регресија	Обртни капитал Ликвидност Задуженост Приходи од продаје Окружење
Alarussi и Alhaderi (2018)	120 предузећа котирана на BMSE	2012-2014	FE	Величина предузећа Обртни капитал Активност предузећа Ликвидност Задуженост
Khairul (2018)	60 нефинансијских предузећа котираних на DSE	1998-2013	Коинтеграција	Ликвидност Величина предузећа

				Задуженост
Nanda и Panda (2018)	173 производних предузећа котираних на BSE	2000-2015	GLS VAR	Девизни курс Величина предузећа Задуженост Ликвидност ГДП Каматне стопе Спољнотрговинска размена
Iqbal и Usman (2018)	16 текстилних предузећа из Пакистана	2011-2015	Корелација Регресија	Задуженост Солвентност Структура капитала
Boţoc и Anton (2017)	937 брзо растућих предузећа из централне, источне и југоисточне Европе	2006-2015	OLS FE RE SYS-GMM	Обртни капитал Задуженост Раст продаје Ликвидност % депозита у БДП-у Конкуренција Економска криза
Raykov (2017)	20 предузећа котираних на BSE (<i>Bulgarian SE</i>)	2007-2015	Корелација Регресија	Ликвидност
Abdul и Abdul (2017)	Прехрамбена предузећа котирана на AB (<i>Amman Bursa</i>)	2012-2104	Корелација	Солвентност
Bibi и Amjad (2017)	50 предузећа котираних на KSE	2007-2011	Регресија	Ликвидност Величина предузећа
Svitlík и Poutník (2016)	Око 3000 предузећа из Чешке	2003-2013	Корелација	Обртни капитал
Golas и Bieniasz (2016)	28 прехранбених предузећа	2005-2010	Регресија	Управљање залихама EBITVA Инвестиције
Cristea и Cristea (2016)	17 предузећа котираних на Букурештанској берзи	2011-2105	Регресија	Обртни капитал
Afrifa и Padachi (2016)	160 MSP котираних на AIM	2005-2010	OLS FE RE GMM SGMM	Обртни капитал Старост предузећа Ликвидност Краткорочно финансирање Делатност
Al-Jafari и Al Samman (2015)	17 индустријских предузећа котираних на MSM	2006-2013	Регресија	Величина предузећа Раст активе предузећа Основна средства Обртни капитал Пореска стопа Финансијски левериџ
Pais и Gama (2015)	6.063 малих и средњих предузећа из Португала	2002-2009	Регресија	Обртни капитал

Maçãs Nunes и Serrasquiere (2015)	187 португалских предузећа која захтевају интензивно знање	2002-2009	SYS-GMM	Величина предузећа Старост предузећа Ликвидност Задуженост R&D инвестиције Ризик
Kandpal (2015)	10 индијских предузећа	2007-2015	Регресија	Обртни капитал Ликвидност Порез на добит
Барјактаровић Ракочевић и др. (2014)	51 предузеће које се котира на Београдској берзи	2010-2011	Корелација	Ликвидност
Hunjra и др. (2014)	12 предузећа цементне индустрије која се котирају на KSE	2002-2012	Регресија	Величина предузећа Старост предузећа Задуженост Приходи од продаје
Bhutta и Hasan (2013)	12 прехранбених предузећа која се котирају на KSE	2002-2006	Регресија	Задуженост Делатност Приходи од продаје Величина продаје Инфлација
Bekeris (2012)	Мала и средња предузећа у Литванији	2000-2010	Корелација	Популација Број МСП у земљи порекла предузећа Спољнотрговинска размена Стране директне инвестиције БДП Стопа незапослености Инфлација Стопа пореза Просечна зарада Монетарна база Каматна стопа
Banchuenvijit и Hong Phong (2012)	233 предузећа котирана на VSM	2004-2010	Регресија	Радна снага Старост предузећа Величина предузећа Инвестиције Извоз
Pervan и др. (2012)	110 предузећа која се котирају на Загребачкој берзи	2003-2010	Динамички панел модел	Тип власништва
Bieniasz, A. и Gołaś, Z. (2011)	Прехранбена предузећа у земљама Еврозоне	2005-2009	Регресија	Обртни капитал
Ching и др. (2011)	Производна предузећа из Пакистана	2007-2018	OLS FE RE	Обртни капитал

			GMM SYS-GMM	
Amjed (2011)	Хемијска предузећа котирана на KSE	2001- 2006	OLS	Задуженост Величина предузећа Приходи од продаје

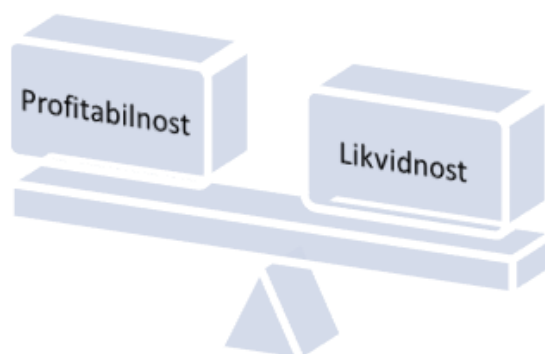
Извор: систематизација аутора

Требало би нагласити да већина предузећа у свету континуално редизајнира своје системе мерења перформанси у циљу осигурања њихове тренутне позиције и реализације договорене стратегије. Међутим, окружење у којем се компаније надмећу је све више динамично и брзо се мења, захтевајући сталну модификацију стратегија и операција како би се одразиле ове променљиве околности (Kennerley и Neely, 2003).

4.1. Однос ликвидности и профитабилности

Финансијски менаџери су приликом финансијске анализе предузећа највећу пажњу посвећивали показатељима профитабилности. Међутим, после светске економске кризе 2008. године увидели су значај ликвидности за опстанак предузећа (Raykov, 2017).

Слика 7: Оптималан однос ликвидности и профитабилности предузећа



Извор: прилагођено према Балабан (2022)

У литератури постоје два потпуно различита приступа који интерпретирају однос ликвидности и профитабилности. Први, тзв. краткорочни приступ, тврди да виши ниво ликвидности узрокује веће опортунитетне трошкове, што има негативне импликације на профитабилност. Међутим, поменути тврдња је валидна само у кратком року. Зачетник другог приступа је Hirigoyen (1985), који је у свом раду дошао

до закључка да је у дугом и средњем року однос ликвидности и профитабилности позитиван, с обзиром да низак ниво ликвидности у дугом року може проузроковати негативан ток готовине, односно проблеме са сервисирањем обавеза, што би за директну последицу имало смањење профитабилности.

Hollmaуr и K hl (2019) сматрају да активно управљање ликвидношћу има позитиван утицај на профитабилност, док Бакић и Петковић (2020) тврде да су и ликвидност и профитабилност подједнако важне компоненте за егзистенцију предузећа и максимизацију вредности предузећа (Khairul, 2018). Наиме, виши ниво ликвидности позитиван је показатељ финансијског стања предузећа, због тога, иако краткорочно посматрано виши ниво ликвидности може имати негативан утицај на профитабилност, на средњи и дуги рок он ће повећати профитабилност предузећа и минимизирати ризик од банкрота. Gon alves и др. (2018) сматрају да је проналажење равнотеже између профитабилности и ликвидности вероватно један од главних изазова управљања пословним финансијама (Слика 7). Систематизација емпиријске литературе представљена је у Табели 13.

Табела 13: Анализиране варијабле као апроксимација ликвидности и профитабилности

Аутор(и)	Апроксимација ликвидности	Апрокс. профит.
Mazanec (2022)	$\text{Готовински рацио} = \frac{\text{Готовина и готовински еквиваленти}}{\text{Краткорочне обавезе}}$ $\text{Општи рацио ликвидности} = \frac{\text{Обртна средства}}{\text{Краткорочне обавезе}}$ $\text{Ригорозни рацио ликвидности} = \frac{\text{Обртна средства} - \text{Залихе}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	EBITDA
Милошев (2021)	$\text{Готовински рацио} = \frac{\text{Готовина и готовински еквиваленти}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	ROA
Anton и Nucu (2021)	$\text{Готовински рацио} = \frac{\text{Готовина и готовински еквиваленти}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	ROI ROA Пословна ROA
Jaworski и Czerwonka (2021)	$\text{Општи рацио ликвидности} = \frac{\text{Обртна средства}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	ROA
Вржина и Димитријевић (2020)	$\text{Општи рацио ликвидности} = \frac{\text{Обртна средства}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	ROA ROS ROE

Gołaś (2020)	Циклус конверзије новца = Дани везивања залиха + Дани наплате потраживања – Дани плаћања добављачима	ROA
Kafeel и др. (2020)	Општи рацио ликвидности = $\frac{\text{Обртна средства}}{\text{Краткорочне обавезе}}$ Циклус конверзије новца = Дани везивања залиха + Дани наплате потраживања – Дани плаћања добављачима	ROA
Буковић и Јакшић (2019)	Општи рацио ликвидности = $\frac{\text{Обртна средства}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	ROA
Gonçalves и др. (2018)	Циклус конверзије новца = Дани везивања залиха + Дани наплате потраживања – Дани плаћања добављачима Општи рацио ликвидности = $\frac{\text{Обртна средства}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	ROA GOI
Khairul (2018)	Општи рацио ликвидности = $\frac{\text{Обртна средства}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	ROA
Nanda и Panda (2018)	Општи рацио ликвидности = $\frac{\text{Обртна средства}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	ROA Нето профитна маржа
Bořec и Anton (2017)	Готовински рацио = $\frac{\text{Готовина и готовински еквиваленти}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	ROA
Raykov (2017)	Ригорозни рацио ликвидности = $\frac{\text{Обртна средства} - \text{Залихе}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	ROCA
Svitlák и Poutník (2016)	Општи рацио ликвидности = $\frac{\text{Обртна средства}}{\text{Краткорочне обавезе}}$ Ригорозни рацио ликвидности = $\frac{\text{Обртна средства} - \text{Залихе}}{\text{Краткорочне обавезе}}$ Циклус конверзије новца = Дани везивања залиха + Дани наплате потраживања – Дани плаћања добављачима	ROA
Al-Jafari и Al Samman (2015)	Општи рацио ликвидности = $\frac{\text{Обртна средства}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	Neto profitna marža ROA
Maças Nunes и Serrasquiere (2015)	Општи рацио ликвидности = $\frac{\text{Обртна средства}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	ROA
Барјактаровић Ракочевић и др. (2014)	Циклус конверзије новца = Дани везивања залиха + Дани наплате потраживања – Дани плаћања добављачима	ROA

Bieniasz, A. и Gołaś, Z. (2011)	Циклус конверзије новца = Дани везивања залиха + Дани наплате потраживања – Дани плаћања добављачима	ROA ROIC
------------------------------------	---	-------------

Извор: систематизација аутора

Резултати студије које су спровели Стоиљковић и др. (2023) указују да не постоји директна веза између показатеља убрзане ликвидности и нето приноса на активу као показатеља профитабилности производних предузећа у Србији, за период од 2016. године до 2020. године, што имплицира на немогућност утврђивања оптималног салда готовине који максимизира профитабилност посматраних компанија. Mazanec (2022) је на узорку од 3.828 предузећа из земаља Вишеградске групе испитивао утицај ликвидности на профитабилност предузећа у току 2019. године и није могао да изведе једнозначан закључак. Наиме, однос ликвидности и профитабилности у великој мери зависи од тога из које земље предузеће потиче, као и од величине посматраног предузећа. Анализирајући велика српска предузећа Милошев (2021) закључује да између профитабилности и ликвидности постоји позитиван однос. Ауторка је анализирали 367 великих предузећа која послују на територији Републике Србије у периоду од 2016. године до 2019. године. Слично поменутој студији, Anton и Nucu (2021) су пронашли позитивну везу између ликвидности и профитабилности пољских компанија у периоду од 2007. године до 2016. године. Jaworski и Czerwonka (2021) су на примеру брзо растућих компанија које се котирају на WSE (*Warsaw Stock Exchange*), такође, дошли до закључка да виши ниво ликвидности утиче позитивно на профитабилност предузећа. Резултати студије коју су спровели Lim и Rokhim (2021) пружају емпиријски доказ да предузећа са значајном тржишном снагом, добром ликвидношћу и добро управљаном стопом одрживог раста, побољшавају оперативни приход и на крају повећавају профитабилност. Аутори су истраживање спровели на примеру 10 индонежанских фармацеутских предузећа у периоду од 2014. до 2018. године.

Основна сврха Gołaś-овог (2020) рада била је да испита узрочну везу између управљања обртним капиталом и профитабилности малих и средњих предузећа која се баве прерадом млека у Пољској у периоду од 2008. године до 2017. године. На основу модела панел регресије, студија је доказала да проширење циклуса конверзије готовине има негативан утицај на профитабилност посматраних предузећа. Испитујући утицај

управљања обртним капиталом на финансијске перформансе предузећа, Kafeel и др. (2020) у периоду од 2007. до 2018. године, извлаче идентичан закључак. Наиме, аутори закључују да продужење циклуса конверзије готовине има негативан утицај на профитабилност производних предузећа која се котирају на *Philippine Stock Exchange*.

Анализирајући 50 пољопривредних предузећа са територије АП Војводине Вржина и Димитријевић (2020) доказују да ликвидност нема никакве импликације на профитабилност посматраних предузећа, док Li и др. (2020) у својој студији показују да постоји узајамна веза ликвидности и профитабилности предузећа која се котирају на *GSE (Ghana Stock Exchange)*, односно да посматране величине утичу једна на другу. Томашевић и др. (2019) закључују да виша стопа ликвидности повољно утиче на профитабилност бањалучких предузећа, док Alarussi и Alhaderi (2018) доказују да у привредама у развоју ликвидност нема утицаја на профитабилност. На примеру 146 индонежанских производних предузећа која се котирају на берзи, за период од 2013. до 2016. године, Fajaria и Isnalita (2018) закључују да висока ликвидност угрожава профитабилност предузећа.

Madushanka и Jathurika (2018) тврде да је крајњи циљ компанија повећање богатства акционара, као и да у ту сврху ликвидност и профитабилност играју виталну улогу. Анализа је заснована на 15 производних компанија које се котирају на *Colombo Stock Exchange* у периоду од 2012. до 2016. године. Добијени резултати сугеришу да су показатељи ликвидности повезани са профитабилношћу предузећа производних компанија које се котирају на берзи у Шри Ланки. Стога Madushanka и Jathurika (2018) сугеришу посматраним компанијама да обрате више пажње на показатеље ликвидности јер они имају значајан утицај на профитабилност предузећа. Даље, аутори сматрају да је неопходно осмислити нове стратегије за адекватно управљање ликвидношћу јер њихове тренутне вредности коефицијента имплицирају недостатак ликвидних средстава. Вуковић и Јакшић (2019), на примеру прехрамбених компанија југоисточне Европе, тврде да виши ниво ликвидности има позитиван утицај на финансијске перформансе предузећа, односно на профитабилност. Nanda и Panda (2018) такође закључују да је виши ниво ликвидности повезан са вишим нивоом профитабилности. С друге стране, анализа финансијских показатеља бугарских

предузећа која се котирају на берзи открива дугорочни утицај ликвидности на показатеље профитабилности, али не и обрнуто (Raykov, 2017).³⁴

Svitlík и Poutník (2016) се баве односом између различитих коефицијента ликвидности и профитабилности у Чешкој Републици у периоду од 2003. године до 2013. године. Главни резултати рада показују да је корелација унутар одабраних коефицијената ликвидности прилично јака, док је корелација између одабраних показатеља ликвидности и одабраног коефицијента профитабилности релативно слаба. Резултати панел модела обичних најмањих квадрата које су спровели Al-Jafari и Al Samman (2015) откривају негативну и статистички значајну везу између профитабилности и ликвидности. Аутори су истраживање спровели на примеру 17 индустријских компанија листираних на MSM (*Muscat Securities Market*) у периоду од 2006. године до 2013. године. Супротно томе, Maçãs Nunes и Serrasquero (2015) тврде да већа ликвидност стимулише профитабилност, када су у питању предузећа у Португалу.

Барјактаровић Ракочевић и др. (2014) анализирају однос рентабилности и ликвидности српских компанија које котирају на Београдској берзи. Добијени резултати сугеришу да циклус конверзије готовине, као најчешће коришћена динамичка мера ликвидности, има тенденцију да буде предугачак и нема статистички значајну везу са показатељем профитабилности предузећа. Супротно томе, Bieniasz и Gołaś (2011) су на примеру прехранбених предузећа из еврозоне, у периоду од 2005. до 2009. године, доказали да је краћи готовински циклус повезан са вишим стопама профитабилности. Дакле, на основу прегледа емпиријских студија, није могуће дати једнозначан одговор о утицају ликвидности на профитабилност предузећа. Owolabi и др. (2011) сматрају да, када се посматрају банке у Нигерији, постоји *trade-off* између ликвидности и профитабилности, али је однос између посматраних варијабли позитиван када се посматрају предузећа у производној или прерађивачкој индустрији. До истог закључка долазе Goswami и Sarkar (2011) на примеру авио компанија које послују на територији Индије у периоду од 2000. до 2006. године. Анализирајући

³⁴ Војос и Anton (2017) пружају емпиријске доказе о потреби да се фокус усмери на управљање обртним капиталом, посебно за предузећа којима недостаје готовине, као што су брзо растућа предузећа из региона централне, источне и југоисточне Европе.

акционарска предузећа у Саудијској Арабији Eljelly (2004) открива јаку везу између циклуса конверзије готовине и профитабилности предузећа.

4.2. Однос задужености и профитабилности

Нове пословне подухвате предузеће може финансирати сопственим или туђим капиталом. Интерно генерисан капитал не захтева додатне трошкове, али га предузеће често не може генерисати у довољној мери. С друге стране, екстерни капитал захтева додатне трошкове и носи могућност банкрутства у случају да предузеће не може да измирује преузете обавезе, али омогућава предузећу да реализује неке потенцијално високо профитабилне пројекте. Стога се намеће потреба одређивања оптималног односа сопственог и туђег капитала. Велики број емпиријских студија, доступних аутору, као детерминанту профитабилности користи управо задуженост предузећа. Систематизација емпиријских студија, заједно са коришћеним варијаблама које апроксимирају задуженост и профитабилност предузећа, приказана је у Табели 14.

Табела 14: Анализиране варијабле као апроксимација задужености и профитабилности

Аутор(и)	Апроксимација задужености	Апроксимација профитабилности
Anton и Nucu (2021)	Показатељ задужености $= \frac{\text{Укупан дуг}}{\text{Укупна актива}}$	ROI ROA Пословна ROA
Милошев (2021)	Показатељ задужености $= \frac{\text{Укупан дуг}}{\text{Укупна актива}}$	ROA
Jaworski и Czerwonka (2021)	Финансијски левериџ $= \frac{\text{Укупан дуг}}{\text{Укупна актива}}$	ROA
Вржина и Димитријевић (2020)	Показатељ задужености $= \frac{\text{Укупан дуг}}{\text{Укупна актива}}$	ROA ROS ROE
Kafeel и др. (2020)	Дуг према капиталу $= \frac{\text{Укупан дуг}}{\text{Укупан акцијаски капитал}}$	ROA
Вуковић и Јакшић (2019)	Показатељ задужености $= \frac{\text{Укупан дуг}}{\text{Укупан капитал}}$	ROA
Gonçalves и др. (2018)	Показатељ задужености $= \frac{\text{Краткорочни дуг} + \text{Дугорочни дуг}}{\text{Укупна актива}}$	ROA GOI
Khairul (2018)	Дугорочни показатељ задужености $= \frac{\text{Дугорочни дуг}}{\text{Укупна актива}}$	ROA

Nanda и Panda (2018)	$\frac{\text{Дуг према капиталу}}{\text{Укупан дуг}} = \frac{\text{Укупан акцијаски капитал}}{\text{Укупан акцијаски капитал}}$	ROA Нето профитна маржа
Iqbal и Usman (2018)	$\frac{\text{Дуг према капиталу}}{\text{Укупан дуг}} = \frac{\text{Укупан акцијаски капитал}}{\text{Укупан акцијаски капитал}}$	ROA ROE
Boţoc и Anton (2017)	$\frac{\text{Показатељ задужености}}{\text{Краткорочни дуг + Дугорочни дуг}} = \frac{\text{Укупна актива}}{\text{Укупна актива}}$	ROA
Al-Jafari и Al Samman (2015)	$\frac{\text{Финансијски левериџ}}{\text{Укупан дуг}} = \frac{\text{Тржишна вредност укупне имовине}}{\text{Укупан дуг}}$	Нето профитна маржа ROA
Maçãs Nunes и Serrasquero (2015)	$\frac{\text{Дугорочни показатељ задужености}}{\text{Дугорочни дуг}} = \frac{\text{Укупна актива}}{\text{Укупна актива}}$	ROA
Amjed (2011)	$\frac{\text{Краткорочни показатељ задужености}}{\text{Краткорочни дуг}} = \frac{\text{Укупна актива}}{\text{Укупна актива}}$ $\frac{\text{Дугорочни показатељ задужености}}{\text{Дугорочни дуг}} = \frac{\text{Укупна актива}}{\text{Укупна актива}}$ $\frac{\text{Показатељ задужености}}{\text{Укупан дуг}} = \frac{\text{Укупна актива}}{\text{Укупна актива}}$	ROA ROE
Hunjra и др. (2014)	$\frac{\text{Финансијски левериџ}}{\text{Укупан дуг}} = \frac{\text{Укупна имовина}}{\text{Укупна имовина}}$	ROA ROE
Abor (2005)	$\frac{\text{Краткорочни показатељ задужености}}{\text{Краткорочни дуг}} = \frac{\text{Укупна актива}}{\text{Укупна актива}}$ $\frac{\text{Дугорочни показатељ задужености}}{\text{Дугорочни дуг}} = \frac{\text{Укупна актива}}{\text{Укупна актива}}$	ROE

Извор: систематизација аутора

Стоиљковић и др. (2023) закључују да већа задуженост предузећа прерађивачког сектора у Србији има негативне импликације на њихову профитабилност. Анализирајући велика предузећа у Србији Милошев (2021) закључује да висок ниво задужености има негативне импликације на профитабилност, односно да између задужености и профитабилности предузећа постоји инверзан однос. Слично томе, Anton и Nucu (2021) су на примеру пољских производних предузећа открили да предузећа са вишим нивоом задужености имају нижу стопу профитабилности. Међутим, Jaworski и Czerwotka (2021) су на примеру компанија које се котирају на WSE (*Warsaw Stock Exchange*) закључили да виши ниво задужености утиче позитивно на профитабилност предузећа. Salihi (2021) сугерише да позајмљени капитал има

позитиван однос са нето добитком 69 малих и средњих предузећа из региона Полог у Северној Македонији. Сврха студије коју су спровели Rahman и др. (2020) била је да се испита утицај финансијске полуге на профитабилност 22 предузећа текстилног сектора у Бангладешу. Спроведена студија је открила значајну негативну везу између леверица и профитабилности посматраних предузећа, на основу чега су аутори закључили да највећи број текстилних фирми користи дуг као извор финансирања, будући да немају довољно интерно генерисаних средстава. Ова студија препоручује да текстилна предузећа у Бангладешу треба да ставе већи нагласак на интерно генерисање средстава како би задовољила своје потребе за финансирањем.

Истраживање које су спровели Nguyen и Nguyen (2020) има за циљ квантификовање детерминанти профитабилности 1343 вијетнамске компаније категорисане у шест различитих сектора које су котиране на *Vietnamese Stock Exchange* током четворогодишњег периода од 2014. до 2017. године. Резултати су показали да финансијски левериц негативно утиче на принос на акције посматраних компанија, али да је његов утицај позитиван када се посматра профитабилност изражена приносом на активу. Дакле, јединствен став о утицају висине коришћења позајмљеног капитала у структури капитала није јединствен када се посматрају предузећа котирана на *Vietnamese Stock Exchange*. Вржина и Димитријевић (2020) су спровели истраживање на 50 пољопривредних предузећа са територије АП Војводине и закључили да виши ниво задужености има негативне импликације на профитабилност.

Испитујући утицај адекватног управљања обртним капиталом на финансијске перформансе производних предузећа у Пакистану Kafeel и др. (2020) користили су не само статичке, већ и динамичке регресионе моделе обухватајући период од 2007. године до 2018. године. Спроведено истраживање је показало да задуженост предузећа нема никакав утицај на зарађивачку моћ производних предузећа у Пакистану. Haleem (2020) доказује да су профитабилност и задуженост 26 компанија које се котирају на *Colombo Stock Exchange* у међусобној корелацији када се посматра период од 2011. до 2015. године. Предмет истраживања које је спровео Zuhroh (2019) биле су 31 компанија за продају некретнина које се котирају на Индонежанској берзи у периоду од 2012. до 2016. године. Резултати истраживања су показали да је левериц варијабла која посредује у утицају ликвидности, величине и профитабилности на вредност поматраних предузећа. На основу анализе 10 предузећа која се котирају на *Dhaka Stock*

Exchange у Бангладешу у периоду од 2013. до 2017. године, Rahman и др. (2019) открива да однос дуга према сопственом капиталу има значајан негативан утицај на профитабилност посматраних предузећа. Јакшић (2019) на примеру предузећа која се котирају на Бањалучкој берзи, такође, закључује да између задужености и профитабилности не постоји никаква повезаност, док Alarussi и Alhaderi (2018), на примеру малезијских предузећа која се котирају на *BM (Bursa Malaysia)*, закључују да постоји негативан однос између коришћења финансијског левериџа у већој мери и профитабилности предузећа.

На основу спроведеног истраживања на прехранбеним компанијама југоисточне Европе, Вуковић и Јакшић (2019) закључују да не постоји никаква веза између задужености и профитабилности предузећа. Супротно овој тврдњи, Nanda и Panda (2018) на основу добијених резултата закључују да је виши ниво задужености повезан са нижим нивоом профитабилности предузећа која се котирају на *BSE (Bombay stock Exchange)*. Супротно томе, Iqbal и Usman (2018) закључују да су профитабилнија предузећа која користе више финансијског левериџа, односно виши ниво туђег капитала, када су у питању предузећа која послују у Пакистану. На примеру 146 индонежанских производних предузећа која се котирају на берзи у периоду од 2013. до 2016. године, Fajaria и Isnalita (2018) закључују да висока задуженост угрожава профитабилност предузећа. Анализирајући брзо растућа предузећа из централне, источне и југоисточне Европе, Војос и Anton (2017) закључују да постоји негативан однос између показатеља задужености и профитабилности, односно да виши ниво туђег капитала у структури капитала подразумева ниже стопе профитабилности. Rahman (2017), на примеру прехранбених компанија које се котирају на *Amman Bursa*, закључује да не постоји јединствен став када је у питању однос између задужености посматраних компанија и њихове профитабилности, будући да он зависи од показатеља којим се изражавају посматране варијабле. Kırmı (2017) у својој емпиријској студији доказује да ниво краткорочних и дугорочних дугова у структури капитала немају значајан утицај на профитабилност нафтних компанија у Кенији у периоду од 2012. до 2016. године.

Резултати панел модела обичних најмањих квадрата које су спровели Al-Jafari и Al Samman (2015) откривају негативну и статистички значајну везу између профитабилности предузећа и нивоа коришћења финансијског левериџа. Истраживање

је спроведено на 17 индустријских компанија листираних на *MSM (Muscat Securities Market)* у периоду од 2006. године до 2013. године. Маçãs Nunes и Serrasquero (2015) сматрају да већа задуженост стимулише профитабилност предузећа у Португалу. Hunjra и др. (2014) закључују да постоји позитиван однос између финансијског леверџа и профитабилности предузећа која се котирају на *KSE (Karachi Stock Exchange)*, односно да виши ниво туђег капитала у структури капитала имплицира више нивое профитабилности.³⁵ Слично томе, Javid (2014) сматра да финансијски леверџ има снажан значајан позитиван утицај на перформансе малих и средњих предузећа која се котирају на *Karachi Stock Exchange* у периоду од 2006. до 2010. године.

Анализирајући 22 предузећа која се котирају на *Karachi stock exchange* Mumtaz и др. (2013) показују да постоји негативна веза између профитабилности и висине дуга који користе посматрана предузећа. На основу добијених резултата спроведеног истраживања Bhutta и Hasan (2013) закључују да висока задуженост негативно утиче на профитабилност прехранбених предузећа која се котирају на *KSE (Karachi Stock Exchange)*. С друге стране, Akhtar и др. (2012) сматрају да постоји позитиван однос између финансијског леверџа и перформанси предузећа. Резултати које је добио Amjed (2011) указују на негативан однос профитабилности и коришћења финансијског леверџа у већој мери. Разлог за ову чињеницу може се приписати природи финансијског тржишта и понашању предузетника у Пакистану.³⁶ Дакле, на основу прегледа емпиријских студија, није могуће дати једнозначан одговор да ли виши ниво туђег капитала у структури капитала предузећа за последицу има вишу или нижу стопу профитабилности. Obert и Olawale (2010) истражују утицај дуга на профитабилност малих производних предузећа у Зимбабвеу. Резултати су показали да коришћење дуга има негативан утицај на профитабилност посматраних малих производних предузећа. Samiloglu и Demirgunes (2008) проналазе негативан однос између коришћења финансијског леверџа у већој мери и профитабилности производних предузећа која се котирају на *Istanbul Stock Exchange* у периоду од 1998. до 2007. године. Liargovas и

³⁵ Abel (2015) је конструисао модел у коме доказује да је виши степен профитабилности повезан са нижим нивоом леверџа.

³⁶ Према поменутом аутору, дугорочни дуг индустрије Пакистана је око 9%, што је значајно низак ниво. Упркос ниском нивоу дугорочних дугова, резултати показују да је виши ниво задужености повезан са нижим нивоом профитабилности предузећа.

Skandalis (2008) закључују да финансијски левериџ у великој мери одређује финансијске перформансе предузећа у Грчкој у периоду од 1997. до 2004. године. Paralogonas (2007) покушава да прецизира могуће разлике у главним факторима који одређују профитабилност 3035 грчких производних предузећа у периоду од 1995. до 1999. године. Економетријски резултати показују да структура дуга значајно утиче на профитабилност предузећа.

4.3. Утицај адекватног управљања залихама на профитабилност

Велики број аутора приликом одређивања детерминанти профитабилности предузећа у обзир узима управљање залихама (видети Табелу 12). Већина аутора се слаже са тврдњом да оптималан ниво обртног капитала, самим тим и оптималан ниво залиха, максимизира профитабилност. Изнад тог нивоа, који се изражава као тачка рентабилности, виши ниво обртног капитала односно залиха, има негативне импликације на профитабилност предузећа. Систематизација анализираних варијабли као апроксимација управљања залихама и профитабилности представљена је у Табели 15.

На примеру предузећа из земаља Вишеградске групе Mazanec (2022) је испитивао утицај адекватног управљања залихама на профитабилност предузећа у току 2019. године и није могао да изведе једнозначан закључак. Наиме, утицај адекватног управљања залихама на профитабилност у великој мери зависи од тога из које земље предузеће потиче, као и од величине посматраног предузећа. С друге стране, Милошев (2021) је спровела студију са циљем да пронађе емпиријске доказе о утицају управљања обртним капиталом на профитабилност великих нефинансијских предузећа у Србији током четворогодишњег периода, односно у периоду од 2016. године до 2019. године. Резултати показују да управљање обртним капиталом има статистички значајан и нелинеаран утицај на профитабилност посматраних предузећа, што указује на постојање оптималног нивоа нето обртног капитала. Наиме, ауторка се слаже са тврдњом да оптималан ниво обртног капитала има позитиван утицај на профитабилност посматраних предузећа, док се предузећа која држе виши ниво обртног капитала, изнад оптималног нивоа, суочавају са негативним импликацијама на профитабилност. Слично томе, Anton и Nucu (2021) доказују да постоји однос у облику слова U између нивоа обртног капитала и профитабилности предузећа у Пољској, што значи да обртни капитал има позитиван ефекат на профитабилност пољских предузећа

само до тачке рентабилности, односно до одређеног оптималног нивоа. Резултати студије коју су спровели Lin и Wang (2021) у периоду од 2008. до 2019. године пружају важне импликације за менаџере кинеских предузећа у циљу побољшања праксе управљање обрним капиталом и коришћења прилика за развој привреде која није у државном власништву.

Табела 15: Анализиране варијабле као апроксимација управљања залихама и профитабилности

Аутор(и)	Апроксимација адекватности управљања залихама	Апроксимација профитабилности
Mazanec (2022)	Показатељ обрта залиха $= \frac{\text{Цена коштања реализованих готових производа}}{\text{Салдо залиха}}$ $= \frac{\text{Број дана трајања једног обрта залиха}}{\text{Салдо залиха}}$ $= \frac{\text{Цена коштања реализованих гот. производа}}{\times 365}$	EBITDA
Милошев (2021)	Циклус конверзије новца (рацио обртног капитала) $= \text{Дани везивања залиха}$ $+ \text{Дани наплате потраживања}$ $- \text{Дани плаћања добављачима}$	ROA
Anton и Nucu (2021)	Циклус конверзије новца (рацио обртног капитала) $= \text{Дани везивања залиха}$ $+ \text{Дани наплате потраживања}$ $- \text{Дани плаћања добављачима}$	ROI ROA Пословна ROA
Jaworski и Czerwonka (2021)	Циклус конверзије готовине	ROA
Gołaś (2020)	Број дана трајања једног обрта залиха $= \frac{\text{Салдо залиха}}{\text{Цена коштања реализованих гот. производа}}$ $\times 365$	ROA
Kafeel и др. (2020)	Показатељ обрта залиха $= \frac{\text{Цена коштања реализованих готових производа}}{\text{Салдо залиха}}$	ROA
Kayani и др. (2020)	Циклус конверзије новца $= \text{Дани везивања залиха}$ $+ \text{Дани наплате потраживања}$ $- \text{Дани плаћања добављачима}$ $\text{Број дана трајања једног обрта залиха}$ $= \frac{\text{Салдо залиха}}{\text{Цена коштања реализованих гот. производа}}$ $\times 365$	ROA
Gonçalves и др. (2018)	Циклус конверзије новца $= \text{Дани везивања залиха}$ $+ \text{Дани наплате потраживања}$ $- \text{Дани плаћања добављачима}$	ROA GOI

Bořos и Anton (2017)	Циклус конверзије новца = Дани везивања залиха + Дани наплате потраживања – Дани плаћања добављачима	ROA
Барјактаровић Ракочевић и др. (2014)	Број дана трајања једног обрта залиха Салдо залиха = $\frac{\text{Цена коштања реализованих гот. производа}}{\times 365}$	ROA
Bieniasz, A. и Gołaś, Z. (2011)	Број дана трајања једног обрта залиха Салдо залиха = $\frac{\text{Цена коштања реализованих гот. производа}}{\times 365}$	ROA ROIC
Samiloglu и Demirgunes (2008)	Број дана трајања једног обрта залиха Салдо залиха = $\frac{\text{Цена коштања реализованих гот. производа}}{\times 365}$	ROA

Извор: систематизација аутора

Mardones (2021) истражује како улагања у обртни капитал утичу на финансијске перформансе компанија које се котирају на берзама у Чилеу, Мексику, Перуу и Бразилу у периоду од 2000. до 2018. године. Резултати спроведене студије показују постојање позитивног и значајног али нелинеарног односа између улагања у обртна средства и финансијским перформансама посматраних предузећа. Штавише, резултати показују да улагања у обртна средства имају израженији ефекат код већих предузећа. Анализирајући велики узорак нефинансијских фирми које котирају на Пакистанској берзи у периоду од 2009. до 2018. године, Naz и др. (2021) закључују да је ефикасност управљања обртним капиталом позитивно повезана са финансијским перформансама посматраних предузећа. Jaworski и Czerwonka (2021) сматрају да обртни капитал, у који се убрајају и залихе, у великој мери детерминише профитабилност предузећа. Кауапи (2020) закључује да је период конверзије готовине у негативној вези са профитабилношћу аустралијских и новозеландских предузећа, као и период конверзије залиха. Gołaś (2020) је, на примеру малих и средњих предузећа за прераду млека у Пољској у периоду од 2008. године до 2017. године, пронашао негативан однос између броја дана везивања залиха и профитабилности посматраних предузећа, односно потврдио је да постоји потреба за адекватним управљањем залихама како би се повећала профитабилност посматраних предузећа. Nofiana и Sunarsi (2020) у својој студији доказују да показатељ обрта залиха има утицаја на профитабилност предузећа у Индонезији.

Kafeel и др. (2020) су у свом истраживању доказали да период конверзије залиха има позитивну везу са профитабилношћу производних предузећа у Пакистану. Резултати студије које су спровели Nastiti и др. (2019) показују да обртни капитал значајно утиче на профитабилност 136 предузећа која се котирају на *Indonesian Stock Exchange*. Alarussi и Alhaderi (2018) сматрају да добри показатељи активности и адекватно управљање обртним капиталом, самим тим и залихама, имају позитиван утицај на финансијске перформансе предузећа. Linh и Mohanlingam (2018) нису пронашли везу између циклуса конверзије готовине и профитабилности пољопривредних и предузећа прехрамбене индустрије која се котирају на *Stock Exchange of Thailand* у периоду од 2009. до 2013. године. Студија коју су спровели Panda и Nanda (2018), на узорку од 1.211 фирми из 6 кључних производних сектора индијске привреде од 2000. до 2016. године, показује конвексну везу између обртног капитала и профитабилности посматраних предузећа. Bořos и Anton (2017) закључили су да између управљања обртним капиталом и профитабилности постоји конкавна веза, односно однос у облику слова U, што недвосмислено указује на чињеницу да посматрана предузећа треба да пронађу и одржавају оптималан ниво обртног капитала који максимизира њихову профитабилност. Аутори су истраживање спровели на узорку предузећа са високом стопом раста из региона централне, источне и југоисточне Европе у периоду од 2006. до 2015. године.

Gołaś и Bieniasz (2016) сматрају да нижи ниво залиха повећава ризик од финансијске неликвидности предузећа због смањеног нивоа обртног капитала. Аутори додају да осим на профитабилност и ликвидност, управљање обртним капиталом, у који се убрајају и залихе, утиче и на ризик, солвентност и вредност посматраног предузећа.³⁷ Kandpal (2015) долази до закључка да је управљање обртним капиталом неопходно јер може имати директан утицај на профитабилност и ликвидност предузећа. Барјактаровић Ракочевић и др. (2014) анализирају однос рентабилности и ликвидности српских компанија које се котирају на Београдској берзи, додајући као контролну варијаблу адекватност управљања залихама. Добијени резултати сугеришу да постоји веза између обрта залиха и профитабилности посматраних предузећа. Анализирајући фармацеутске компаније у Нигерији Okwo и др. (2012) закључују да

³⁷ Дакле, ефикасно управљање обртним капиталом има утицај, не само на профитабилност као краткорочни финансијски учинак, већ и на максимизацију вредности акционара као дугорочни финансијски учинак.

између показатеља обрта залиха и профитабилности посматраних предузећа постоји негативан однос. Bieniasz и Gołaś (2011) су на примеру прехранбених предузећа из еврозоне, у периоду од 2005. године до 2009. године, доказали да је краћи циклус везивања залиха повезан са вишим стопама профитабилности, што сугерише на потребу за адекватним управљањем обртним капиталом у циљу повећања профитабилности предузећа. Резултати Ching и др. (2011) показују да период конверзије залиха има позитивну везу са приносом на имовину. Дакле, на основу сумираног приказа резултата досадашњих истраживања, може се закључити да постоји потреба за адекватним управљањем залихама, односно да постоји оптималан ниво залиха који максимизира профитабилност предузећа. Charitou и др. (2010), на примеру 43 компаније које су листиране на *Cyprus Stock Exchange* у периоду од 1998. до 2007. године, закључују да су циклус конверзије готовине и његове компоненте (време трајања једног обрта залиха, просечно време плаћања добављачима и просечно време наплате потраживања од купаца) у великој мери повезане са профитабилношћу посматраних компанија. Аутори сматрају да су резултати ове студије од великог значаја за менаџере, инвеститоре, кредиторе и финансијске аналитичаре, посебно након недавне глобалне финансијске кризе и најновијих колапса гигантских организација широм света. Samiloglu и Demirgunes (2008) у својој студији проналазе негативан однос између дужег трајања једног обрта залиха и профитабилности производних предузећа која се котирају на *Istanbul Stock Exchange* у периоду од 1998. до 2007. године. До истог закључка долазе и Garcia-Teruel и Martinez-Solano (2007) када су у питању мала и средња предузећа у Шпанији у периоду од 1996. до 2002. године.

4.4. Утицај адекватног управљања обавезама према добављачима на профитабилност

Mazanec (2022) сматра да утицај адекватног управљања обавезама према добављачима на профитабилност предузећа у великој мери зависи од тога из које земље предузеће потиче, као и од величине посматраног предузећа. Милошев (2021) тврди да између нивоа обртног капитала и профитабилности постоји нелинеаран однос, што указује на постојање оптималног нивоа обавеза према добављачима. До сличног закључка дошли су и Anton и Nucu (2021), док је Gołaś (2020) закључио да повећање броја дана трајања једног обрта добављача позитивно утиче на профитабилност предузећа, што је још једна потврда да је зарад повећања профитабилности предузећа

неопходно адекватно управљање обртним капиталом. Слично томе, Kafeel и др. (2020) показују да период одлагања плаћања има позитивну везу са приносом на имовину у производним предузећима Пакистана.

Табела 16: Анализиране варијабле као апроксимација управљања обавезама према добављачима и профитабилности

Аутор(и)	Апроксимација адекватног управљања обавезама према добављачима	Апроксимација профитабилности
Mazanec (2022)	$\frac{\text{Показатељ обрта добављача}}{\text{Цена коштања реализованих производа}} = \frac{\text{Салдо добављача}}{\text{Број дана плаћања обавеза према добављачима}} = \frac{\text{Салдо добављача}}{\text{Цена коштања реализованих гот. производа}} \times 365$	EBITDA
Милошев (2021)	Циклус конверзије новца(рацио обртног капитала) = Дани везивања залиха + Дани наплате потраживања – Дани плаћања добављачима	ROA
Anton и Nucu (2021)	Циклус конверзије новца(рацио обртног капитала) = Дани везивања залиха + Дани наплате потраживања – Дани плаћања добављачима	ROI ROA Пословна ROA
Jaworski и Czerwonka (2021)	Циклус конверзије новца = Дани везивања залиха + Дани наплате потраживања – Дани плаћања добављачима	ROA
Gołaś (2020)	$\frac{\text{Број дана плаћања обавеза према добављачима}}{\text{Салдо добављача}} = \frac{\text{Салдо добављача}}{\text{Цена коштања реализованих гот. производа}} \times 365$	ROA
Kafeel и др. (2020)	$\frac{\text{Дани плаћања обавеза према добављачима}}{\text{Салдо добављача}} = \frac{\text{Салдо добављача}}{\text{Цена коштања реализованих гот. производа}} \times 365$	ROA
Gonçalves и др. (2018)	Циклус конверзије новца = Дани везивања залиха + Дани наплате потраживања – Дани плаћања добављачима	ROA GOI
Bořos и Anton (2017)	Циклус конверзије новца(рацио обртног капитала) = Дани везивања залиха + Дани наплате потраживања – Дани плаћања добављачима	ROA
Барјактаровић Ракочевих и др. (2014)	$\frac{\text{Број дана плаћања обавеза према добављачима}}{\text{Салдо добављача}} = \frac{\text{Салдо добављача}}{\text{Цена коштања реализованих гот. производа}} \times 365$	ROA
Bieniasz, A. и Gołaś, Z. (2011)	$\frac{\text{Број дана плаћања обавеза према добављачима}}{\text{Салдо добављача}} = \frac{\text{Салдо добављача}}{\text{Цена коштања реализованих гот. производа}} \times 365$	ROA ROIC

Извор: систематизација аутора

Kayani (2020) закључује да је период плаћања добављачима у позитивној вези са профитабилношћу аустралијских и новозеландских предузећа, као и период конверзије залиха. Анализирајући предузећа са високом стопом раста из региона централне, источне и југоисточне Европе у периоду од 2006. године до 2015. године, Војос и Антон (2017) закључују да постоји оптималан ниво обавеза према добављачима који максимизира стопу профитабилности. Барјактаровић Ракочевић и др. (2014), на примеру предузећа која се котирају на Београдској берзи, откривају да кашњење у плаћању обавеза према добављачима није нужно покретач профитабилности, односно да нема значајан утицај на профитабилност посматраних предузећа.

Javid (2014) сматра да управљање обртним капиталом има позитиван утицај на перформансе малих и средњих предузећа која се котирају на *Karachi Stock Exchange* у периоду од 2006. до 2010. године. Bieniasz и Golaś (2011) сугеришу да постоји потреба за адекватним управљањем обавезама према добављачима у циљу повећања профитабилности предузећа. Резултати студије коју су спровели Ching и др. (2011) показују да период наплате потраживања нема утицаја на профитабилност. На основу прегледа емпиријске литературе, може се закључити да постоји потреба за адекватним управљањем обавезама према добављачима како би се максимизирала профитабилност предузећа. Систематизација досадашњих емпиријских истраживања представљена је у Табели 16.

4.5. Утицај адекватног управљања потраживањима на профитабилност

Адекватно управљање потраживањима има позитивне импликације на профитабилност предузећа. Већина аутора се слаже да постоји оптималан ниво потраживања који максимизира стопу профитабилности, а изнад тог нивоа, може се са релативном сигурношћу тврдити да виши ниво потраживања има негативне импликације на профитабилност предузећа. Систематизација анализираних варијабли у претходним емпиријским истраживањима као апроксимација управљања потраживањима и профитабилности представљена је у Табели 17.

Анализирајући предузећа из земаља Вишеградске групе, Мазанес (2022) није могао да изведе једнозначан закључак када је у питању утицај управљања потраживањима на профитабилност, будући да он зависи од тога из које земље предузеће потиче, као и од величине посматраног предузећа.

Табела 17: Анализиране варијабле као апроксимација адекватног управљања
потраживањима и профитабилности

Аутор(и)	Апроксимација адекватности управљања потраживањима од купаца	Апроксимација профитабилности
Mazanec (2022)	Показатељ обрта потраживања од купаца $= \frac{\text{Нето приходи од продаје}}{\text{Салдо купаца}}$ Дани наплате потраживања од купаца $= \frac{\text{Салдо купаца}}{\text{Нето приходи од продаје}} \times 365$	EBITDA
Milošev (2021)	Циклус конверзије новца (рацио обртног капитала) $= \text{Дани везивања залиха} + \text{Дани наплате потраживања} - \text{Дани плаћања добављачима}$	ROA
Anton i Nucu (2021)	Циклус конверзије новца (рацио обртног капитала) $= \text{Дани везивања залиха} + \text{Дани наплате потраживања} - \text{Дани плаћања добављачима}$	ROI ROA Operating ROA
Jaworski i Czerwonka (2021)	Циклус конверзије новца $= \text{Дани везивања залиха} + \text{Дани наплате потраживања} - \text{Дани плаћања добављачима}$	ROA
Gołaś (2020)	Дани наплате потраживања од купаца $= \frac{\text{Салдо купаца}}{\text{Нето приходи од продаје}} \times 365$	ROA
Kafeel i dr. (2020)	Дани наплате потраживања од купаца $= \frac{\text{Салдо купаца}}{\text{Нето приходи од продаје}} \times 365$	ROA
Gonçalves i dr. (2018)	Циклус конверзије новца $= \text{Дани везивања залиха} + \text{Дани наплате потраживања} - \text{Дани плаћања добављачима}$	ROA GOI
Boćoc i Anton (2017)	Циклус конверзије новца (рацио обртног капитала) $= \text{Дани везивања залиха} + \text{Дани наплате потраживања} - \text{Дани плаћања добављачима}$	ROA
Barjaktarović Rakočević i dr. (2014)	Дани наплате потраживања од купаца $= \frac{\text{Салдо купаца}}{\text{Нето приходи од продаје}} \times 365$	ROA
Bieniasz, A. i Gołaś, Z. (2011)	Дани наплате потраживања од купаца $= \frac{\text{Салдо купаца}}{\text{Нето приходи од продаје}} \times 365$	ROA ROIC
Samiloglu i Demirgunes (2008)	Дани наплате потраживања од купаца $= \frac{\text{Салдо купаца}}{\text{Нето приходи од продаје}} \times 365$	ROA

Извор: систематизација аутора

На примеру нефинансијских предузећа у Србији, Милошев (2021) закључује да управљање обртним капиталом, под којим се подразумевају и потраживања, има статистички значајан и нелинеаран утицај на профитабилност, што имплицира постојање оптималног нивоа потраживања за свако посматрано предузеће. Anton и Nиси (2021) долазе до истог закључка. Наиме, емпиријски резултати показују обрнути однос у облику слова U између нивоа обртног капитала и профитабилности пољских предузећа. Супротно овим закључцима, Gołaś (2020) тврди да повећање броја дана трајања једног обрта потраживања позитивно утиче на профитабилност предузећа. Студија је заснована на микроподацима пољских предузећа за производњу млека у периоду од 2008. године до 2017. године. Kafeel и др. (2020) показују да дужина периода наплате потраживања није повезана са приносом на имовину у производним предузећима Пакистана. Kayani (2020) закључује да период наплате потраживања нема утицај на профитабилност аустралијских и новозеландских предузећа, као и период конверзије залиха.

Pestonji и Wichitsathian (2019) прикупили су податке од 68 компанија које котирају на Тајландској берзи из производног сектора у периоду од 2012. до 2016. године. Добијени резултати откривају статистички значајан позитиван однос између политике улагања обртног капитала и профитабилности. Karim и др. (2017) сматрају да је управљање обртним капиталом од велике важности у фармацеутским компанијама у Бангладешу у периоду од 2006. до 2015. године. У складу са општим мишљењем, Voјос и Anton (2017) тврде да између управљања обртним капиталом, чији су саставни део потраживања предузећа из региона централне, источне и југоисточне Европе и профитабилности постоји конкавна веза, односно однос у облику слова U. Abuhomous (2017) сматра да предузећа могу повећати своју профитабилност улагањем у потраживања. Аутор сматра да је поменути ефекат већи у предузећима са веома променљивом тражњом.

Барјактаровић Ракочевић и др. (2014) тврде да менаџмент предузећа може повећати профитабилност смањењем броја дана на рачунима потраживања када су у питању предузећа која се котирају на Београдској берзи. Анализирајући фармацеутске компаније у Нигерији у периоду од 2006. до 2011. године, Okwo и др. (2012) закључују да између показатеља обрта купаца и профитабилности посматраних предузећа постоји позитиван однос. Анализирајући прехранбена предузећа из еврозоне, у периоду од

2005. године до 2009. године, Bieniasz и Gołaś (2011) доказали су да је краћи циклус везивања готовине у потраживањима од купаца повезан са вишим стопама профитабилности, што сугерише на потребу за адекватним управљањем целокупним обртним капиталом у циљу повећања профитабилности предузећа. Резултати Ching и др. (2011) показују да циклус конверзије готовине има негативан утицај на принос на средства. Дакле, на основу прегледа емпиријских студија може се, са релативном сигурношћу, закључити да постоји потреба за адекватним управљањем потраживањима предузећа у циљу максимизирања профитабилности.

4.6. Основна средства и профитабилност предузећа

Следећи интерни фактор који ће бити обрађен као евентуална детерминанта профитабилности предузећа јесте утицај основних средстава. Као апроксимацију величине, односно адекватности коришћења основних средстава, аутори најчешће користе коефицијент обрта основних средстава или проценат учешћа основних средстава у укупној имовини предузећа (Табела 18).

Wijana и Adnyana (2022) сматрају да повећано улагање у фиксну имовину ублажава ефекат раста прихода од продаје и величине компаније на профитабилност 15 произвођачких предузећа у Индонезији у периоду од 2016. године до 2018. године. Puspita и др. (2021) сматрају да већи коефицијент обрта позитивно утиче на профитабилност 14 предузећа која се котирају на Индонежанској берзи у периоду од 2014. године до 2018. године.

Пољопривредна предузећа са територије АП Војводина са већим учешћем основних средстава у укупној активи, због фиксне амортизације, бележе нижу стопу профитабилности (Вржина и Димитријевић, 2020) у периоду од 2013. године до 2016. године. Истраживање које је спровео Јакшић (2019) указује на то да основна средства не утичу у значајнијој мери на профитабилност предузећа на Бањалучкој берзи у периоду од 2017. године до 2018. године.

Табела 18: Анализиране варијабле као апроксимација адекватности рација основних средстава и профитабилности

Аутор(и)	Апроксимација адекватности рација основних средстава	Апроксимација профитабилности
Wijana и Adnyana (2022)	Висина улагања у основна средства	ROI
Puspita и др. (2021)	Коефицијент обрта основних средстава $= \frac{\text{Нето приходи од продаје}}{\text{Основна средства}}$	ROA
Вржина и Димитријевић (2020)	Учешће основних средстава у укупној имовини $= \frac{\text{Основна средства}}{\text{Укупна имовина}}$	ROA ROS ROE
Fernández-Miguélez и др. (2020)	Коефицијент обрта основних средстава $= \frac{\text{Нето приходи од продаје}}{\text{Основна средства}}$	RONW ROCE
Јакшић (2019)	Учешће основних средстава у укупној имовини $= \frac{\text{Основна средства}}{\text{Укупна имовина}}$	Нето резултат Поврат на имовину Нето профитна маржа
Lubyanaya и др. (2016)	Коефицијент обрта основних средстава $= \frac{\text{Нето приходи од продаје}}{\text{Основна средства}}$	Бруто профитна маргина Оперативна профитна маргина Нето профитна маргина
Al-Jafari и Al Samman (2015)	Учешће основних средстава у укупној имовини $= \frac{\text{Основна средства}}{\text{Укупна имовина}}$	Нето профитна маржа ROA
Okwo и др. (2012)	Коефицијент обрта основних средстава $= \frac{\text{Нето приходи од продаје}}{\text{Основна средства}}$	Оперативна профитна маргина

Извор: систематизација аутора

Okwo и др. (2012) закључују да коефицијент обрта основних средстава нема утицај на профитабилност четири предузећа у Нигерији у периоду од 1999. године до 2009. године. С друге стране, Al-Jafari и Al Samman (2015) долазе до закључка да веће учешће фиксних средстава у активи 17 индустријских предузећа која се котирају на *Muscat Securities Market* има позитиван ефекат на профитабилност, у периоду од 2006. године до 2013. године.

4.7. Утицај величине предузећа на профитабилност

Утицај величине предузећа на профитне стопе предузећа интересује економисте већ неколико деценија. Amato и Burson (2007) сматрају да се обимна литература готово искључиво бави производном индустријом. Величина предузећа је једна од најчешће

коришћених детерминанти профитабилности предузећа.³⁸ Велика предузећа, због лакшег приступа капиталу, требала би да имају вишу стопу профитабилности. Повећање имовине може довести компанију до одрживе позиције и побољшања конкурентске предности. Веће компаније имају већу преговарачку моћ и уживају у економији обима.

Mazanec (2022) је као додатну варијаблу у регресионом моделу, на узорку од 3.828 предузећа из земаља Вишеградске групе, испитивао утицај величине предузећа на профитабилност у току 2019. године и закључио је да однос ликвидности и профитабилности у великој мери зависи од величине посматраног предузећа. На примеру великих српских предузећа која се баве нефинансијском делатношћу, Милошев (2021) закључује да постоји позитивна веза између величине предузећа и профитабилности посматраних предузећа. Величину предузећа ауторка изражава величином активе. Сврха студије које су спровели Azhar и Ahmed (2019) била је да се истражи однос између величине предузећа и профитабилности. У овој студији коришћени су подаци 10 највећих текстилних предузећа која се котирају на Пакистанској берзи у периоду од 2012. године до 2016. године. Добијени резултати су открили да се не може формирати индикативан однос. Поред тога, добијени резултати су показали негативну везу између профитабилности предузећа и укупне имовине, што је у супротности са већим бројем студија спроведених у другим секторима.

Kryszak и др. (2021) сматрају да се детерминанте профитабилности за мала, средња и велика пољопривредна газдинства у Европској унији у великој мери разликују. Односно, сматрају да на профитабилност посматраних предузећа утицај имају различити фактори у зависности од величине предузећа. Anton и Nucu (2021) су недвосмислено утврдили да постоји веза између величине пољских производних предузећа листираних на берзи и њихове профитабилности. Jaworski и Czerwonka (2021) закључују да велика предузећа имају мању стопу профитабилности. Afiezan и др. (2020) сматрају да велика предузећа за које се подразумева да имају већу флексибилност, као и већу могућност добијања средстава, сигурно могу лакше приступити тржишту капитала.³⁹ Анализирајући предузећа за производњу алкохолних пића у Мађарској, Török и Maró (2020) закључују да између профитабилности и

³⁸ За више информација видети Табелу 12.

³⁹ Велика предузећа имају велику имовину, па повериоци лакше долазе до колатерала.

величине посматраних предузећа постоји директан однос у периоду од 2009. до 2017. године. Abeyrathna и Priyadarshana (2019) су на примеру 20 производних предузећа из Шри Ланке која се котирају на *CSE (Colombo Stock Exchange)* доказали да не постоји веза између величине предузећа и профитабилности у периоду од 2014. године до 2017. године. Као апроксимацију величине предузећа аутори су користили вредност укупне активе и укупне продаје. Томашевић и др. (2019), на примеру 121 пољопривредног предузећа у Републици Србији у периоду од 2014. године до 2017. године, закључују да не постоји веза између величине посматраних предузећа и њихове профитабилности. До истог закључка долази и Јакшић (2019) посматрајући 281 предузеће које се котира на Бањалучкој берзи. Krzyszkowski и Korneta (2019) сматрају да величина предузећа, мерена величином укупне активе, има негативан утицај на профитабилност пољских предузећа у периоду од 2013. до 2017. године. У циљу проналажења оптималне величине фарме којом се постиже и учинак и профитна ефикасност у пољопривредној производњи у Кини, Yan и др. (2019) откривају да постоји однос обрнуте U криве између величине фарме и ефикасности производње и однос криве у облику слова U између величине фарме и ефикасности профита у пољопривредној производњи у Кини.

Alarussi и Alhaderi (2018), као и Вуковић и Јакшић (2019), слажу се да величина предузећа има утицај на профитабилност предузећа. Khairul (2018) у свом раду показује да постоји двосмерна узрочност између профитабилности и величине предузећа, што значи да профитабилне фирме могу значајно допринети повећању своје величине, с друге стране, велике фирме имају више простора да својом величином допринесу свом профиту. Nanda и Panda (2018) закључују да су већа предузећа профитабилнија, а Al-Jafari и Al Samman (2015) откривају позитивну и статистички значајну везу између профитабилности и величине предузећа. Студија закључује да велике растуће индијске фирме, са ефикасно управљаном имовином, побољшавају приходе и на крају повећавају профитабилност. Аутори као меру величине предузећа користе природни логаритам прихода од продаје, док као апроксимацију за раст предузећа користе показатељ раста укупне активе посматраних предузећа. Maçãs Nunes и Serrasquiere (2015) сматрају да величина предузећа стимулише профитабилност, док Bhutta и Hasan (2013) долазе до потпуно супротних закључака када је у питању профитабилност прехранбених предузећа која се котирају на *KSE (Karachi Stock Exchange)*.

На основу добијених резултата спроведеног истраживања, Hunjra и др. (2014) дају препоруку да треба обратити пажњу на повећање имовине предузећа јер је однос између величине предузећа и његових финансијских перформанси позитиван. Дакле, на основу кратког прегледа досадашњих истраживања, могао би се извући закључак да већина студија доказује да већа предузећа, мерено величином њихове активе, имају виши ниво профитабилности. Javid (2014) сматра да величина компаније има позитиван утицај на перформансе малих и средњих предузећа која се котирају на *Karachi Stock Exchange* у периоду од 2006. до 2010. године. У емпиријској анализи коју су спровели Nireesh и Velnampy (2014) коришћени су подаци 15 компанија које су биле активне на *Colombo Stock Exchange* у периоду од 2008. до 2012. године. Као индикатори профитабилности предузећа коришћени су принос на имовину и нето профит, док су укупна имовина и укупна продаја коришћени као индикатори величине предузећа. Добијени резултати су показали да не постоји индикативан однос између величине предузећа и профитабилности производних компанија које се котирају на берзи у Шри Ланки. Kouser и др. (2012) закључују да величина нефинансијских предузећа која се котирају на *Karachi Stock Exchange* има негативан утицај на профитабилност када се посматра период од 2001. до 2010. године. На примеру 7000 америчких предузећа током периода од 1987. до 2006. године, Lee (2009) показује да су стопе профита у позитивној корелацији са величином предузећа. Serrasqueiro и Nunes (2008) проучавају однос између величине и профитабилност малих и средњих португалских предузећа. Користећи динамичке панеле за процену, аутори закључују да је профитабилност позитивно повезана са величином предузећа. Аутори сматрају да овакав резултат указује да већа предузећа лакше могу да се носе са променама на тржишту. Liargovas и Skandalis (2008) закључује да величина предузећа у великој мери одређује финансијске перформансе предузећа у Грчкој у периоду од 1997. до 2004. године, односно да већа предузећа бележе вишу стопу профитабилности. Papadogonas (2007) покушава да прецизира могуће разлике у главним факторима који одређују профитабилност 3035 грчких производних предузећа у периоду од 1995. до 1999. године. Економетријски резултати показују да величина предузећа значајно утиче на профитабилност предузећа. С друге стране, Shah и Khan (2007) сматрају да величина предузећа није значајна детерминанта профитабилности предузећа која се котирају на KSE у периоду од 1994. до 2002 године. Статистичка анализа коју су спровели Ammar и др. (2003) открива да се мала, средња и велика предузећа за производњу електричне енергије у Сједињеним Америчким државама значајно разликују једна од друге у

погледу стопе профита. Наиме, према добијеним резултатима, аутори закључују да профитабилност опада како посматрана предузећа расту.

4.8. Однос између прихода од продаје и профитабилности

Генерално се може тврдити да раст прихода од продаје има позитивне импликације на профитабилност предузећа. Anton и Nucu (2021) су у својој студији закључили да постоји повезаност раста прихода од продаје и профитабилности предузећа. Аутори су истраживање спровели на 719 пољских производних предузећа листираних на *WSE* у периоду од 2007. године до 2016. године. Милошев (2021) у свом раду, такође, закључује да раст прихода од продаје има позитиван утицај на профитабилност предузећа. Ауторка је анализирали велика српска предузећа у периоду од 2016. године до 2019. године. Супротно томе, Kafeel и др. (2020) су утврдили на висина пословних прихода нема утицај на повећање профитабилности производних предузећа у Пакистану. Gonçalves и др. (2018) закључују да раст прихода од продаје позитивно утиче на раст финансијских перформанси нелистираних предузећа у Великој Британији. У складу са овим налазима, Воџос и Anton (2017) сугеришу да раст прихода од продаје има позитивне импликације на профитабилност предузећа. Аутори су анализирали брзо растућа предузећа из централне, источне и југоисточне Европе током временског периода од 2006. године до 2015. године користећи различите економетријске моделе.⁴⁰

Al-Jafari и Al Samman (2015) откривају позитивну и статистички значајну везу између профитабилности предузећа и прихода од продаје. Наиме, спроведена студија показује да велика растућа предузећа у којима се ефикасно управља имовином бележе побољшање прихода од продаје у кратком року, а у дугом року долази и до повећања њихове профитабилности. Истраживање је спроведено на 17 индустријских компанија листираних на *MSM (Muscat Securities Market)* у периоду од 2006. године до 2013. године. Аутори као меру величине предузећа користе природни логаритам прихода од продаје. Барјактаровић Ракочевић и др. (2014) сугеришу да постоји позитивна корелација између РОА као показатеља профитабилности и раста прихода од продаје. Javid (2014) сматра да раст прихода компаније има позитиван утицај на перформансе малих и средњих предузећа која се котирају на *Karachi Stock Exchange* у периоду од 2006. до 2010. године. Bhutta и Hasan (2013) такође закључују да раст прихода од

⁴⁰ Аутори су као најадекватнији регресиони модел одабрали SYS-GMM.

продаје позитивно утиче на профитабилност прехранбених предузећа која се котирају на *KSE*. Дакле, на основу кратког прегледа емпиријске литературе, може се тврдити да раст прихода од продаје води већој профитабилности предузећа. Анализирајући 22 предузећа која се котирају на *Karachi stock exchang*, Mumtaz и др. (2013) показују да постоји позитивна веза између профитабилности и величине посматраних предузећа. Kouser и др. (2012) тврде да раст прихода нефинансијских предузећа која се котирају на *Karachi Stock Exchange* има снажан позитиван утицај на профитабилност када се посматра период од 2001. до 2010. године. До сличног закључка долазе Samiloglu и Demirgunes (2008) на примеру производних предузећа која се котирају на *Istanbul Stock Exchange* у периоду од 1998. до 2007. године. На узорку од 3094 производна предузећа у Грчкој, Agiomirgianakis и др. (2006) закључују да постоји директна веза између величине прихода од продаје и профитабилности посматраних предузећа у периоду од 1995. до 1999. године.

4.9. Утицај екстерних варијабли на профитабилност предузећа

У претходним поглављима пажња је била посвећена утицају интерних фактора у предузећу на профитабилност, будући да они, према мишљењу аутора имају кључну улогу у остваривању финансијских перформанси предузећа. Сада ће пажња бити усмерена на екстерне факторе. Parkitna и Sadowska (2011) у својој студији доказују да постоји линеаран утицај екстерних фактора на профитабилност предузећа у Пољској. Укупно стање привреде једне земље у великој мери утиче на пословање сваке појединачне компаније. Економска снага националне економије изражава се путем БДП-а, те су ову варијаблу као могућу детерминанту профитабилности у својим студијама користили различити аутори (Милошев, 2021; Jaworski i Czerwonka, 2021; Вржина и Димитријевић, 2020; Nanda i Panda, 2018; Bekeris, 2012).

Будући да стопа пореза на добит предузећа у великој мери одређује величину нето добити која остаје на располагању власницима, оправдано је користити стопу пореза на добит као могућу детерминанту профитабилности предузећа, као што су то учинили Al-Jafari и Al Samman (2015), Kandpal (2015) и Bekeris (2012). Bořot и Anton (2017) су у својој студији као могућу детерминанту профитабилности користили утицај глобалне економске кризе, док су Nanda и Panda (2018) и Bekeris (2012) користили каматну стопу, будући да она опредељује цену туђег капитала који ће бити коришћен у пословању предузећа.

Табела 19: Утицај волатилности девизног курса на профитабилност предузећа -
систематизација претходних студија

Аутор(и)	Узорак	Период	Методологија	Резултат
Maralutua и Pulungan (2022)	7 највећих банака у Индонезији	2014-2019	Регресија	Нема утицаја
Lu и др. (2021)	34 банке у Великој Британији	2009-2018	Регресија	Нема утицаја
Priskila и Nurhasanah (2021)	35 банака у индонезији	2014-2020	Регресија	Позитиван утицај
Dereköy (2020)	37 компанија листираних на BIST 100	1999-2019	Регресија	Негативан утицај
Setiawanta и др. (2020)	50 компанија листираних на BEI	2014-2017	Регресија	Негативан утицај
Moyo и Tursoy (2020)	4 највећих комерцијалних банака у Јужној Африци	2003-2019	ARDL FMOLS DOLS	Нема утицаја
Yeboah и Takacs (2019)	49 listed mining and manufacturign companies in South Africa	2000-2014	RE модел	Нема утицаја
Övenç и Aydemir (2018)	Банке у Турској	2003-2016	Различити модели	Негативан утицај
Williams (2018)	9 компанија из Нигерије	2012-2016	Регресија	Позитиван утицај
Okika и др. (2018)	6 конгломерата котираних на NSE	2008-2017	Регресија	Нема утицаја
Nanda и Panda (2018)	Производна предузећа листирана на BSE	2000-2015	GLS VAR	Позитиван утицај
Šimáková (2017)	65 компанија листираних на SE из V4 групе земаља	2002-2016	Регресија	Различити резултати
Karamollaoğlu (2017)	45.712 турских компанија	2005-2015	Tobit	Нема утицаја
Kelilume (2016)	20 најактивнијих компанија листираних на NSM	2004-2013	GMM	Негативан утицај
Dhasmana (2013)	250 производних компанија листираних на BSE	2000-2012	Регресија	Различити резултати
Lee и Suh (2012)	261 мултинационалих америчких компанија	1984-2002	Регресија	Нема утицаја

Извор: систематизација аутора

Инфлација је неизбежна појава савремених економских кретања и она у одређеној мери обезвређује профит предузећа. Инфлацију, као могућу детерминанту профитабилности предузећа, у својим истраживањима користили су Вржина и Димитријевић (2020), Bhutta и Hasan (2013) и Bekeris (2012). У последње две деценије образовање је препознато као један од најутичајнијих фактора у повећању економског потенцијала људи, предузећа и националних економија. Magoutas и др. (2011) испитују улогу образовања и његов утицај на финансијске перформансе предузећа. Конкретније,

аутори оцењују емпиријски модел користећи технике панел података и податке из грчке производне индустрије. Панел се односи на 287 предузећа и простире се на два временска периода, 2004. и 2006. годину. Добијени резултати сугеришу да образовање значајно утиче на економске перформансе посматраних предузећа.

Учешће компаније у глобалним економским активностима кроз међународну трговину је примарни разлог њихове изложености ризику промене девизног курса. Компаније су изложене овом ризику на различите начине. Ако компанија обавља међународну продају или купује у страним валутама, онда би промена курса утицала на вредност међународних прихода. Међутим, ова компанија би могла да смањи тај ризик коришћењем различитих стратегија заштите. Ипак, важно је напоменути да девизном ризику нису изложена само предузећа која се баве извозом или увозом. Чак и чисто домаће фирме које послују само у домаћој валути могу се суочити са овом врстом ризика. Индиректни утицај девизних курсева је кроз тржишну конкуренцију и домаће макроекономске услове као што су развој агрегатне тражње, запослености и производње. Многа емпиријска истраживања упућују на негативан утицај неизвесности у кретању девизног курса на новчани ток и профитабилност предузећа, а самим тим и на њихову тржишну вредност. За фирму извозницу, очекује се да депресијација локалне валуте повећа профит предузећа као резултат повећања конкурентности; с друге стране, амортизација такође повећава трошкове производње компанија које се ослањају на увозне инпуте. Изненађујуће, мали број студија истражује однос корпоративног профита и девизног курса. У Табели 19 представљена је систематизација претходних емпиријских истраживања која се баве утицајем волатилности девизног курса на профитабилност предузећа.

III ИСТРАЖИВАЧКИ ДЕО

5. Методологија научног истраживања

У наставку ће детаљније бити описана методологија научног истраживања, дефинисаће се узорак формиран за потребе истраживања, биће објашњен начин прикупљања и обраде података, као и коришћени извори. Такође, биће представљен начин уз помоћ којег је извршен избор адекватног регресионог модела за адекватну анализу података, објашњен начин дефинисања зависних и независних варијабли, као и дефинисања хипотеза.

5.1. Дефинисање узорка за потребе истраживања

Панел подаци у себи обједињују две димензије, временску и просторну, што имплицира да добијени резултати истраживања имају већи квалитет. Код панел података појављује се већи број јединица посматрања и већи број варијација, будући да се подаци посматрају кроз призму времена. У овој докторској дисертацији формиран је микро панел који подразумева велики број јединица посматрања (378 предузећа сектора прерађивачке индустрије) и кратку временску серију (5 година посматрања), што чини укупно 1890 опсервација. С обзиром да су из узорка формираног за потребе истраживања елиминисана преузећа за које недостају подаци о појединим посматраним варијаблама у поменутом периоду, узорак чини балансирани панел, односно панел података који за све индивидуалне јединице посматрања садржи податке кроз целокупан временски период посматрања. У узорак су укључена прерађивачка предузећа на основу критеријума опадајућих пословних прихода исказаних на припадајућој позицији у Билансу успеха за 2020. годину.

5.2. Прикупљање и обрада података

Истраживањем су обухваћена предузећа која у Републици Србији послују под регистрованом делатношћу у оквиру сектора С – Прерађивачка индустрија. У узорак су укључена само предузећа са статусом активног привредног друштва. Релевантни извор података је званична интернет страница Агенције за привредне регистре. Документи који се анализирају односе се на сетове финансијских извештаја о пословању предузећа из прерађивачке индустрије. Наведени сетови извештаја су саставни делови завршног рачуна сваког предузећа. Примарни документи на основу којих су генерисани подаци

су Биланс стања и Биланс успеха.

5.3. Избор адекватног регресионог модела за анализу података

Анализија утицаја одабраних детерминанти на профитабилност предузећа из сектора С-Прерађивачка индустрија извршена је оценом статичких панел модела. Најпре су дефинисани Модел 1 и Модел 2. Моделом 1 испитује се утицај одабраних независних променљивих на зависну променљиву ROA, док се Моделом 2 испитује утицај одабраних независних променљивих на зависну променљиву EBITDA маргина. Поменуте зависне променљиве користе се као апроксимација профитабилности посматраних предузећа прерађивачког сектора.

Помоћу Breusch and Pagan Lagrangian multiplier теста за RE спецификацију извршено је тестирање на основу кога је детектовано присуство индивидуалних ефеката у RE спецификацији у оба модела. Додатно, резултати овог теста, за Модел 1 и Модел 2, упућују на примену RE спецификације у односу на Pooled OLS спецификацију.

Breusch i Pagan (1980) су формулисали тест Лагранжовог мултипликатора (енг. *Lagrange Multiplier-LM*) којим се врши тестирање присуства индивидуалних ефеката у RE спецификацији и чија статистика гласи:

$$LM_i = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T e_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (5.1)$$

При чему су e_{it} резидуали који се добијају приликом оцене RE спецификације OLS методом.

Нулта и алтернативна хипотеза гласе:

$$H_0: \sigma_\mu^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_\mu^2 \neq 0$$

Нултом хипотезом тврди се да је варијанса компоненте индивидуалних ефеката σ_μ^2 једнака је нули, односно да није статистички значајна. Алтернативна хипотеза тврди да је варијанса компоненте индивидуалних ефеката σ_μ^2 статистички значајна, односно да је различита од нуле. LM статистика има хи-квадрат расподелу са бројем степени

слободе који је једнак јединици, с обзиром да се тестира само једна мера, односно само варијанса индивидуалних ефеката у RE спецификацији. Одлука о одбацавању нулте хипотезе доноси се ако је вредност LM статистике већа од припадајуће табличне вредности, на основу чега се доноси закључак којим се потвђује присуство индивидуалних ефеката у RE спецификацији, односно потвђује се да се случајна грешка модела (v_{it}) састоји од компоненте μ_i којом се означавају индивидуални ефекти и компоненте u_{it} којом је означен остатак случајне грешке модела.

Torres-Reyna (2007) истиче да LM тест помаже приликом доношења одлуке да ли као адекватну спецификацију треба применити RE или Pooled OLS спецификацију.

Помоћу F-теста потврђено је присуство индивидуалних ефеката у FE спецификацији у оба модела.

Тестирање присуства индивидуалних ефеката у FE спецификацији врши се помоћу F-теста чија стастика гласи:

$$F = \frac{(S_O - S_B)/(N - 1)}{S_B/(NT - N - (K - 1))} \quad (5.2)$$

При чему је:

S_O – сума квадрата резидуала Pooled OLS спецификације (модела са константним регресионим параметрима);

S_B – сума квадрата резидуала FE спецификације са индивидуалним ефектима.

Нулта и алтернативна хипотеза гласе:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{N-1} = 0$$

$$H_1: \mu_i \neq 0, \text{ при чему је } i = 1, 2, \dots, N - 1$$

Нултом хипотезом се тврди да је компонента μ_i којом су обухваћени индивидуални ефекти једнака нули, односно да индивидуални ефекти нису статистички значајни. Алтернативном хипотезом се тврди да је компонента μ_i којом су обухваћени индивидуални ефекти различита од нуле, односно да су индивидуални ефекти статистички значајни. Одлука о одбацавању нулте хипотезе доноси се ако је вредност F статистике већа од припадајуће табличне вредности, на основу чега се

доноси закључак о потврђивању присуства индивидуалних ефеката у FE спецификацији. Прихватање нулте хипотезе сугерише примену Pooled OLS спецификације, док одбацавање нулте хипотезе сугерише примену FE спецификације.

Након што су резултати F-теста потврдили присуство индивидуалних ефеката у FE спецификацији и сугерисали на примену FE спецификације у односу на Pooled OLS спецификацију и након што су резултати LM теста потврдили присуство индивидуалних ефеката у RE спецификацији и сугерисали на примену RE спецификације у односу на Pooled OLS спецификацију, извршена је оцена Модела 1 и Модела 2 помоћу фиксних индивидуалних ефеката и стохастичких индивидуалних ефеката.

После потврђивања присуства индивидуалних ефеката у FE и RE спецификацијама, потребно је утврди да ли су ти индивидуални ефекти фиксне или стохастичке природе. На основу резултата Hausman теста спецификације закључено је да приликом избора адекватног регресионог модела треба користити FE спецификацију.

Hausman (1978) је развио тест спецификације којим се врши тестирање разлике оцењених параметара FE спецификације и RE спецификације. Torres-Reyna (2007) наводе да кад год постоји јасна идеја да индивидуалне карактеристике сваког ентитета или групе утичу на регресоре треба користити фиксне ефекте, док се случајни ефекти користе кад год постоји разлог да се верује да индивидуалне карактеристике немају утицај на регресоре, односно нису корелисани. Hausman тестом тестира се да ли су индивидуалне карактеристике сваког ентитета корелисане са регресорима (Greene, 2008).

Статистика Хаусмановог теста може се израчунати уз помоћ следеће формуле:

$$H = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})' (V(\hat{\beta}_{RE}) - V(\hat{\beta}_{FE}))^{-1} (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}) \quad (5.3)$$

Нулта хипотеза Hausman теста тврди да не постоји корелисаност између индивидуалних ефеката (компонте случајне грешке μ_i која се односи на индивидуалне ефекте) и регресора (Baltagi, 2021). У случају да се нулта хипотеза не може одбацити, оцене параметара модела које се добију помоћу RE спецификације су конзистентне а Хаусманова статистика има асимптотску хи-квадрат дистрибуцију са бројем степен

слободе који је једнак броју објашњавајућих променљивих. У супротном, у случају одбацивања нулте хипотезе, оцене параметара модела добијене помоћу RE спецификације су неконзистентне, што упућује на примену FE спецификације.

Након тога, F-тестом, извршено је тестирање да ли у моделима са фиксним ефектима треба укључити индивидуалне и временске ефекте. С обзиром да су резултати F-теста указали на оправданост укључивања индивидуалних и временских ефеката, FE спецификација са индивидуалним и временским ефектима је изабрана као адекватна спецификација за оцenu Модела 1 и Модела 2.

Тестирање присуства индивидуалних и временских ефеката у FE спецификацији врши се помоћу F-теста чија стастика гласи:

$$F = \frac{(S_O - S_B)/(N + T - 2)}{S_B/(NT - N - (T - 1) - (K - 1))} \quad (5.4)$$

При чему је:

S_O – сума квадрата резидуала Pooled OLS спецификације (модела са константним регресионим параметрима);

S_B – сума квадрата резидуала FE спецификације са индивидуалним и временским ефектима.

Нулта и алтернативна хипотеза гласе:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{N-1} = 0 \text{ и } \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_{T-1} = 0$$

$$H_1: \mu_i \neq 0 \text{ и } \lambda_t \neq 0, \text{ при чему је } i = 1, 2, \dots, N - 1; t = 1, 2, \dots, T - 1$$

Нултом хипотезом се тврди да су компонента μ_i којом су обухваћени индивидуални ефекти и компонента λ_t којом су означени временски ефекти једнаке нули, односно да индивидуални и временски ефекти нису статистички значајни. Алтернативном хипотезом се тврди да су компонента μ_i којом су обухваћени индивидуални ефекти и компонента λ_t којом су означени временски ефекти различите од нуле, односно да су индивидуални и временски ефекти статистички значајни. Одлуком о одбацивању нулте хипотезе доноси се закључак о потвђивању присуства индивидуалних и временских ефеката у FE спецификацији.

Следећи корак приликом избора финалног регресионог модела односио се на испитивање присуства аутокореалације и хетероскедастичности.

Резултати модификованог Wald теста детектовали су постојање хетероскедастичности у Моделу 1 и у Моделу 2 оцењеним на основу изабране FE спецификације.

Модификована Wald статистика користи се за детектовање групне хетероскедастичности у резидуалима оцењеног регресионог модела са фиксним ефектима (Greene, 2000).

Модификована Wald статистика израчунава се на следећи начин:

$$W = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i} \quad (5.5)$$

При чему је:

$\hat{\sigma}_i^2 = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} e_{it}^2$ – оцена варијансе грешке i -те јединице на основу T_i резидуала e_{it} доступних за ту јединицу;

$$V_i = T_i^{-1}(T_i - 1)^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} (e_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2.$$

Модификована Wald статистика, под претпоставком прихватања нулте хипотезе која тврди да је $\sigma_i^2 = \sigma^2$ за свако i , има хи-квадрат дистрибуцију. Одбацивање нулте хипотезе упућује на закључак о присуству хетероскедастичности у FE спецификацији.

На основу резултата Wooldridge теста потврђено је присуство аутокореалације у Моделу 1 и у Моделу 2 оцењеним на основу изабране FE спецификације.

Будући да аутокореалација у моделима линеарних панел података доводи до пристрасне оцене стандардних грешака, као и до тога да резултати буду мање ефикасни, потребно је идентификовати аутокореалацију у остатку случајне грешке у моделу панел података (Drukker, 2003). Предложени су бројни тестови за тестирање аутокореалације у моделима панел података. У раду је примењен Wooldridge (2002) тест због тога што примена теста захтева релативно мало претпоставки, док је сам тест веома једноставан за имплементацију. Штавише, утврђено је да тест даје ефикасне резултате када се примењује на узорку умерене величине (Drukker, 2003).

Примена Wooldridge теста заснива се на формирању првих диференци, након чега модел гласи:

$$y_{it} - y_{it-1} = (X_{it} - X_{it-1})\beta_1 + \epsilon_{it} - \epsilon_{it-1} \quad (5.6)$$

$$\Delta y_{it} = \Delta X_{it}\beta_1 + \Delta \epsilon_{it} \quad (5.7)$$

При чему је Δ оператор прве диференце.

Процедура Wooldridge теста почиње оценом параметра β_1 у регресији Δy_{it} на Δx_{it} и оценом резидуала $\hat{\epsilon}_{it}$. Централно место у овој процедури је Wooldridge-ово запажање да, уколико ϵ_{it} није серијски корелисано, тада је $Corr(\Delta \epsilon_{it}, \Delta \epsilon_{it-1}) = -0.5$. Поступак се наставља регресирањем резидуала $\hat{\epsilon}_{it}$ оцењених из примењене регресије првих диференци посматраних варијабли на њиховим легираним вредностима, односно варијаблама са кашњењем, а затим се тестира да ли је коефицијент легираних резидуала једнак -0.5 .

С обзиром на присуство аутокорељације и хетероскедастичности, као финална спецификација за оцену Модела 1 и Модела 2 изабрана је FE спецификација са кластер-робустним стандардним грешкама (FE robust model). FE спецификација са кластер-робустним стандардним грешкама је робустна поводом постојања аутокорељације и хетероскедастичности, односно узима у обзир и контролише постојање аутокорељације и хетероскедастичности.

5.4. Дефинисање зависних и независних варијабли

Као показатеље профитабилности истраживачи су користили различите варијабле.⁴¹ Прегледом емпиријске литературе аутор је закључио да је ROA (енг. *return on assets*) најчешће коришћена апроксимација профитабилности предузећа (видети нпр. Anton и Nucu, 2021; Милошев, 2021; Jaworski и Czerwonka, 2021; Вржина и Димитријевић, 2020; Kafeel и др., 2020; Вуковић и Јакшић, 2019; Nanda и Panda, 2018; Khairul, 2018; Iqbal и Usman, 2018; Al-Jafari и Al Samman, 2015), стога је она употребљена као једна од апроксимација профитабилности 378 предузећа

⁴¹ За више информација видети поглавље 4.

прерађивачке индустрије која послују на територији Републике Србије, за период од 2016. године до 2020. године.

Mazanec (2022) је у својој анализи користио варијаблу EBITDA (енг. *earnings before interest, taxes, depreciation, and amortization*) као апроксимацију профитабилности. Perisa и др.(2017), Adiloğlu и Vuran (2017) су као апроксимацију профитабилности користили EBITDA маргину, коју су израчунавали као количник показатеља EBITDA и пословних прихода. Аутор се, као стручњак са вишегодишњим искуством у пословима рачуноводства, финансија и контролинга у прерађивачком сектору, одлучио за EBITDA маргину као алтернативну меру профитабилности, с обзиром да је ова варијабла веома често коришћена као показатељ профитабилности у пракси прерађивачких предузећа у Републици Србији.

Детаљан опис коришћених зависних и независних варијабли у оцењеним моделима представљен је у Табели 20.

Ликвидност је често анализирана детерминанта профитабилности (Afiezan и др., 2020; Yameen и др., 2019; Zuhroh, 2019; Fajaria и др., 2018; Khairul, 2018; Madashanka и Jathurika, 2018; Bibi, 2017; Raykov, 2017; Goswami и Sakar, 2011; Eljelly, 2004 и др.). Као апроксимацију ликвидности аутор се одлучио за општи ратио ликвидности (енг. *current ratio*), у складу са емпиријским истраживањима које су спровели Mazanec, 2022; Jaworski и Czerwanka, 2021; Вржина и Димитријевић, 2020; Kafeel и др., 2020; Вуковић и Јакшић, 2019; Nanda и Panda, 2018; Khairul, 2018; Gonçalves и др. (2018); Svitlik и Poutnik, 2016; Al-Jafari и Al Samman, 2015; Maçãs Nunes и Serrasquero (2015) и др.

Структура капитала предузећа је у великој мери будила интересовање истраживача широм света. Стога је као детерминанту профитабилности већина аутора у оцењене моделе укључила и показатеље задужености (Afiezan и др., 2020; Haleem, 2020; Rahman и др., 2020; Dang и др., 2019; Fajaria и др., 2018; Iqbal и Usman, 2018; Kirmi, 2017; Abel, 2015; Pais и Gama, 2015; Akhtar, 2012; Amjed, 2011; Obert и Olawale, 2010; Agiomirgiankis, 2006; Abor, 2005 и др.). Као апроксимацију задужености посматраних предузећа, аутор се одлучио за ратио задужености (енг. *debt ratio*) који су у својим истраживањима користили и аутори Anton и Nucu, 2021; Милошев, 2021; Вржина и Димитријевић, 2020; Вуковић и Јакшић, 2019; Gonçalves и др. (2018); Boţoc и Anton (2017); Hunjra и др., 2014 и др.

Табела 20: Дефинисање зависних и независних варијабли

Зависне варијабле	
$ROA = \frac{\text{Нето добитак/губитак}}{\text{Актива}}$	
$EBITDA \text{ маргина} = \frac{EBITDA}{\text{Пословни приходи}}$	
Независне варијабле	
$\text{Општи рацио ликвидности} = \frac{\text{Обртна средства}}{\text{Краткорочне обавезе}}$	
$\text{Рацио задужености} = \frac{\text{Укупне обавезе}}{\text{Укупна актива}}$	
$\text{Просечан број дана трајања једног обрта залиха} = \frac{365}{\text{Коефицијент обрта залиха}}$	
$\text{Коефицијент обрта залиха} = \frac{\text{Цена коштања реализованих производа}}{\text{Просечни салдо залиха}}$	
$\text{Просечан број дана плаћања обавеза према добављачима} = \frac{365}{\text{Коефицијент обрта добављача}}$	
$\text{Коефицијент обрта добављача} = \frac{\text{Цена коштања реализованих производа} \pm \text{Промена залиха}}{\text{Просечан салдо добављача}}$	
$\text{Просечан број дана наплате потраживања од купаца} = \frac{365}{\text{Коефицијент обрта купаца}}$	
$\text{Коефицијент обрта купаца} = \frac{\text{Нето приход од продаје}}{\text{Просечни салдо купаца}}$	
$\text{Рацио сталне имовине} = \frac{\text{Стална имовина}}{\text{Укупна актива}}$	
Природни логаритам величине укупне активе	
$\text{Стопа раста прихода од продаје} = \frac{\text{Приходи од продаје}_t - \text{Приходи од продаје}_{t-1}}{\text{Приходи од продаје}_{t-1}}$	

Извор: систематизација аутора

Адекватно управљање обртним средствима у великој мери утиче на профитабилност предузећа (Mazanec, 2022; Anton и Nucu, 2021; Jaworski и Czerwonka, 2021; Naz и др., 2021; Милошев, 2021; Kafeel, 2020; Вуковић и Јакшић, 2019; Ben, 2019; Nastiti и др., 2019; Panda и Nanda, 2018; Afrifa и Padachi, 2016; Cristea и Cristea, 2016; Kandpal, 2015; Javid, 2014; Барјактаровић Ракочевић и др., 2014; Mumtaz и др., 2013; Ching и др., 2011; Charitou и др., 2010; Amarjit и др., 2010). Аутор се определио за

анализу појединачног утицаја адекватног управљања залихама, као и појединачног утицаја адекватног управљања потраживањима од купаца.⁴² Као апроксимација адекватног управљања залихама, у раду је коришћен просечан број дана трајања једног обрта залиха (енг. *days inventory outstanding*), по угледу на истраживања које су спровели Mazanec (2022), Gołaś (2020), Kayani и др. (2020), Барјактаровић Ракочевић и др. (2014), Bieniasz и Gołaś (2011), Samiloglu и Demirgunes (2008) и др. Као апроксимација адекватног управљања потраживањима од купаца у раду је коришћен просечан број дана наплате потраживања од купаца (енг. *days sales outstanding*), по угледу на истраживања која су спровели Mazanec (2022); Gołaś (2020); Kafeel и др. (2020); Барјактаровић Ракочевић и др (2014); Bieniasz и Gołaś (2011); Samiloglu и Demirgunes (2008) и др.

Као апроксимацију адекватног управљања краткорочним обавезама, односно обавезама према добављачима, аутор се одлучио за просечан број дана плаћања обавеза према добављачима (енг. *days payable outstanding*), у складу са истраживањима које су спровели Mazanec (2022) Gołaś (2020) Барјактаровић Ракочевић и др. (2014) Bieniasz, A. и Gołaś, Z. (2011) и др.

Структура укупне активе предузећа је такође била у центру пажње појединих истраживача који су фокус ставили на анализу детерминанти профитабилности предузећа, будући да основна и обртна средства не доприносе у истој мери продуктивности предузећа (Красуља и Иванишевић, 2006). Као детерминанту профитабилности предузећа аутор се одлучио да уврсти и рацио сталне имовине (енг. *fixed assets ratio*) који мери учешће сталне имовине у укупној активи предузећа, по узору на истраживања које су спровели Вржина и Димитријевић, 2020; Јакшић, 2019; Al-Jafari и Al Samman, 2015 и др.

Величина предузећа је често у фокусу истраживача као значајна детерминанта профитабилности предузећа (видети нпр. Abereyathna и Priyadarshana, 2019; Azhar и Ahmend, 2019; Dang и др., 2019; Krzyszowski и Korneta, 2019; Томашевић и др., 2019; Zuhroh, 2019; Niresh и Velnampy, 2014; Kouser и др, 2012; Serrasqueiro и Nunes, 2008; Amato и Bursan, 2007; Papadogonas, 2007; Ammar и др., 2003). Природни логаритам

⁴² Адекватност управљања готовином, као најликвиднијим обликом обртне имовине, обухваћена је показатељем ликвидности.

величине укупне активе предузећа коришћен је у истраживању као апроксимација величине предузећа.

Стопа раста прихода од продаје (енг. *operating income growth rate*) такође се у емпиријској литератури наводи као једна од значајних детерминанти профитабилности предузећа која изражава потенцијал предузећа за раст (Anton и Nucu (2021); Милошев (2021); Kafeel и др. (2020); Gonçalves и др. (2018); Boţoc и Anton (2017); Al-Jafari и Al Samman (2015); Барјактаровић Ракочевић и др. (2014); Javid (2014); Bhutta и Hasan (2013); Mumtaz и др. (2013); Kouser и др. (2012); Samiloglu и Demirgunes (2008); Agiomirgianakis и др. (2006) и др.), те се аутор одлучио да у модел уврсти и ову варијаблу.

5.5. Дефинисање хипотеза

Две алтернативне мере коришћене су у оцењеним моделима као апроксимације профитабилности предузећа, односно зависне варијабле. Као независне варијабле у модел су укључене ликвидност, задуженост, адекватно управљање обртним капиталом (залихама и потраживањима од купаца), адекватно управљање краткорочним обавезама (добављачима), структура активе, потенцијал раста предузећа, као и величина предузећа. За процену очекиваног утицаја појединачних независних варијабли на зависне варијабле, дефинисане су истраживачке хипотезе које су детаљније представљене у наставку.

Генерална (општа) хипотеза: Одабрани интерни фактори пословања у значајној мери детерминишу успешност пословања предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији.

Као апроксимација успешности пословања предузећа коришћена је профитабилност.

ХИПОТЕЗА 1: Већа ликвидност негативно утиче на профитабилност предузећа прерађивачке индустрије.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да виши ниво ликвидности подразумева нижи ниво профитабилности предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији у периоду од 2016. до 2020. године.⁴³

ХИПОТЕЗА 2: Већа задуженост негативно утиче на профитабилност предузећа из прерађивачке индустрије.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да виши ниво задужености подразумева нижи ниво профитабилности предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији у периоду од 2016. до 2020. године.⁴⁴

ХИПОТЕЗА 3: Адекватно управљање залихама позитивно утиче на профитабилност предузећа из прерађивачке индустрије.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да адекватно управљање залихама резултира вишим нивоима профитабилности предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији у периоду од 2016. до 2020. године.⁴⁵

ХИПОТЕЗА 4: Адекватно управљање обавезама према добављачима позитивно утиче на профитабилност предузећа прерађивачке индустрије.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да адекватно управљање краткорочним обавезама, односно обавезама према добављачима резултира вишим нивоима профитабилности предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији у периоду од 2016. до 2020. године.⁴⁶

ХИПОТЕЗА 5: Адекватно управљање потраживањима од купаца позитивно утиче на профитабилност предузећа прерађивачке индустрије.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да адекватно управљање потраживањима од купаца резултира вишим нивоима профитабилности

⁴³ За више информација погледати Табелу 13 и тачку 4.1.

⁴⁴ За више информација погледати Табелу 14 и тачку 4.2.

⁴⁵ За више информација погледати Табелу 15 и тачку 4.3.

⁴⁶ За више информација погледати Табелу 16 и тачку 4.4.

предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији у периоду од 2016. до 2020. године.⁴⁷

ХИПОТЕЗА 6: Већи удео основних средстава у укупној активи предузећа негативно утиче на профитабилност одабраних предузећа прерађивачке индустрије.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да већи удео сталне имовине у укупној активи резултира нижим нивоима профитабилности, будући да су основна средства по својој природи мање продуктивна од обртних средстава.⁴⁸

ХИПОТЕЗА 7: Величина предузећа позитивно утиче на профитабилност предузећа прерађивачке индустрије.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да већа предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији бележе више нивое профитабилности у периоду од 2016. до 2020. године.⁴⁹

ХИПОТЕЗА 8: Већи потенцијал раста позитивно утиче на профитабилност одабраних предузећа прерађивачке индустрије.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да виша стопа раста прихода од продаје, која се користи као апроксимација потенцијала за раст посматраних предузећа, као резултат има виши ниво профитабилности предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији у периоду од 2016. до 2020. године.⁵⁰

Очекивања везана за утицај независних на зависне варијабле (показатеље профитабилности – ROA и EBITDA маргина), као и њихове скраћенице, сумирано су приказана у Табели 21.

⁴⁷ За више информација погледати Табелу 17 и тачку 4.5.

⁴⁸ За више информација погледати Табелу 18 и тачку 4.6.

⁴⁹ За више информација погледати тачку 4.7.

⁵⁰ За више информација погледати тачку 4.8.

Табела 21: Очекивања везана за утицај независних варијабли (интерних детерминанти)
на профитабилност предузећа сектора С – Прерађивачка индустрија

Назив	Скраћеница	Очекивања
Општи рацио ликвидности	CR (Current ratio)	-
Рацио задужености	DR (Debt Ratio)	-
Просечан број дана трајања једног обрта залиха	DIO (Days Inventory Outstanding)	-
Просечан број дана плаћања обавеза према добављачима	DPO (Days Payable Outstanding)	+
Просечан број дана наплате потраживања од купаца	DSO (Days Sales Outstanding)	-
Рацио основних средстава	FA (Fixed Assets Ratio)	-
Природни логаритам величине укупне активе	lnA (Ln(Assets))	+
Стопа раста прихода од продаје	OIGr (Operating Income Growth Rate)	+

Извор: систематизација аутора

6. Дескриптивна анализа података, корелациона анализа

Дескриптивна анализа података

Дескриптивна статистика представља скуп информационих коефицијената који имају за циљ да опишу стварне карактеристике емпиријских распореда фреквенције и то путем (Стојковић, 2001):

1. Мера централне тенденције (средње вредности):
 - a. Израчунате средње вредности
 - i. Аритметичка средина
 - ii. Геометријска средина
 - iii. Хармонијска средина
 - iv. Квадратна средина
 - v. Кубна средина
 - vi. Логаритамска средина
 - b. Средње вредности по положају
 - i. Модус
 - ii. Медијана
 - iii. Медијала
 - iv. Квартили
 - v. Квинтили
 - vi. Децили
 - vii. Перцентили
2. Мера варијације (дисперзије)
 - a. Интервал варијације
 - b. Интерквартилна варијација
 - c. Средње апсолутно одступање
 - d. Варијанса
 - e. Стандардна девијација
 - f. Коефицијент варијације
 - g. Коефицијент осцилације
 - h. Релативно линеарно одступање
 - i. Релативни показатељ интерквартилне варијације
 - j. Релативно квартилно растојање

- k. Коефицијент интерквartilне варијације
 - l. Нормализовано (стандардизовано) одступање
3. Мера облика распореда:
- a. Централни моменти распореда
 - b. Помоћни момонети распореда
 - c. Коефицијент асиметрије
 - d. Коефицијент спљоштености.

Мере централне тенденције фокусирају се на просечне или средње вредности узорка. Најчешће коришћене мере централне тенденције у пракси обухватају следеће:

- a. *Средња вредност – аритметичка средина* (енг. *mean*) – представља једноставан математички просек, односно аритметичку средину посматраног узорка. Средња вредност је статистички индикатор који се може користити за мерење учинка током времена. Добија се када се збир вредности свих јединица посматрања подели бројем јединица посматрања, односно:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) \quad (6.1)$$

при чему је:

n – број елемената у узорку

$\bar{x}$ – аритметичка средина

x_i – i -ти члан узорка.

Средња вредност је лака за израчунавање, једноставна је за праћење и ревизију резултата, израчуната вредност је коначан број и има широку употребу у алгебарским прорачунима. Међутим, приликом израчунавања срење вредности свака јединица посматрања учествује равноправно, без узимања у обзир утицајних вредности, што значи да на њу у великој мери утичу екстремне вредности, није адекватна за податке који нису нормално дистрибуирани, као ни за податке временске серије, односно серије података са променљивом основом.

b. *Медијана* (енг. *median*) – тачка изнад, односно испод које се налази половина (50%) посматраних података, чиме она заправо представља средину података. Медијана је средњи број у сортираној листи бројева и може бити адекватнији показатељ централне тенденције за посматрани скуп података од средње вредности, поготово када у посматраном узорку постоје значајна одступања, односно екстремне вредности. Да би се израчунала средња вредност у низу бројева, бројеви се прво морају сортирати или распоредити по редоследу вредности од најниже до највише или највише до најниже. Ако постоји непаран број бројева, медијана је број који је у средини, са истим бројем бројева испод и изнад. Ако на листи постоји паран број бројева, средњи пар се мора одредити, сабрати и поделити са два да би се израчунала медијана. Уколико узорак садржи непаран број елемената, медијана се може изразити као:

$$M_e = x_{(n+1)/2} \quad (6.2)$$

Уколико узорак садржи паран број елемената, медијана се може изразити као:

$$M_e = \frac{x_{(n/2)} + x_{(n/2)+1}}{2} \quad (6.3)$$

c. *Модус* (енг. *mode*) – вредност обележја које се најчешће појављује у узорку података, односно које има највећу фреквенцију. Нумерички узорак података може имати један модус (унимодални), два модуса (бимодални) или више од једног модуса (мултимодални). Такође, може се десити да посматрани узорак уопште нема модус, у случају да све вредности елемената узорака имају исте фреквенције. Модус је лако разумети и израчунати, на њега не утичу екстремне вредности, корисна је мера за квалитативне податке и може се лако графички лоцирати. Међутим, модус није могуће одредити када не постоје понављања у скупу података, не узима у обзир све вредности узорака и нестабилан је када се подаци састоје од малог броја вредности. Уколико су познате

средња вредност и медијана, модус се може израчунати уз помоћ следеће формуле:

$$M_o = \bar{x} - 3(\bar{x} - M_e) \quad (6.4)$$

- d. *Квартили* – када се збир фреквенција серије подели на 4 иста дела, границе тих делова називају се квартили, у случају да су вредности обележја поређане у растући низ. Квртила има укупно 3, док је вредност другог кртила једнака медијани ($Q_2 = M_e$). Формуле за израчунавање првог и трећег кртила у случају да узорак садржи непаран број опсервација дате су у наставку:

$$Q_1 = x_{\frac{n+1}{4}} \quad (6.5)$$

$$Q_3 = x_{\frac{3(n+1)}{4}} \quad (6.6)$$

Формуле за израчунавање првог и трећег кртила у случају да узорак садржи паран број опсервација дате су у наставку:

$$Q_1 = \frac{x_{\frac{n}{4}} + x_{\frac{n}{4}+1}}{2} \quad (6.7)$$

$$Q_3 = \frac{x_{\frac{3n}{4}} + x_{\frac{3n}{4}+1}}{2} \quad (6.8)$$

Удаљеност првог и трећег кртила од медијане зависи од расподеле фреквенција:

Симетрична расподела: $Q_3 - M_e = M_e - Q_1$

Позитивно асиметрична расподела: $Q_3 - M_e > M_e - Q_1$

Негативно асиметрична расподела: $Q_3 - M_e < M_e - Q_1$

- e. *Перцентили* – средње вредности обележја по положају које деле узорак на 100 истоветних делова, у случају да су вредности поређане у растући

низ. Има их 99. Формуле за израчунавање перцентиала, у случају да узорак садржи непаран број опсервација, дате су у наставку:

$$P_1 = x_{\frac{n+1}{100}} \quad (6.9)$$

$$P_2 = x_{\frac{2(n+1)}{100}} \quad (6.10)$$

⋮

$$P_{98} = x_{\frac{98(n+1)}{100}} \quad (6.11)$$

$$P_{99} = x_{\frac{99(n+1)}{100}} \quad (6.12)$$

Формуле за израчунавање перцентиала, у случају да узорак садржи паран број опсервација, дате су у наставку:

$$P_1 = \frac{x_{\frac{n}{100}} + x_{\frac{n}{100}+1}}{2} \quad (6.13)$$

$$P_2 = \frac{x_{\frac{2n}{100}} + x_{\frac{2n}{100}+1}}{2} \quad (6.14)$$

⋮

$$P_{98} = \frac{x_{\frac{98n}{100}} + x_{\frac{98n}{100}+1}}{2} \quad (6.15)$$

$$P_{99} = \frac{x_{\frac{99n}{100}} + x_{\frac{99n}{100}+1}}{2} \quad (6.16)$$

Мере варијације фокусирају се на дисперзију података, а у пракси су најчешће коришћене:

- a. *Стандардна девијација* – је статистички термин који мери просек апсолутних одступања појединих елемената узорка од израчунате аритметичке средине. Ниска вредност стандардне девијације указује на чињеницу да аритметичка средина добро објашњава узорак. Што је више података укључено у израчунавање средње вредности, то је стандардна грешка мања. Стандардна девијација се израчунава према следећој формули:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (6.17)$$

- b. *Варијанса* (средње квадратно одступање) – показује просек квадрата одступања вредности појединачних елемената узорка од израчунате аритметичке средине. Варијанса, као ни стандардна девијација, не може да буде негативан број.

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (6.18)$$

Мере облика распореда фокусирају се на распоред фреквенција. Најчешће коришћене мере облика распореда у пракси обухватају следеће:

- a. *Коефицијент асиметрије* – симетричан распоред фреквенција постоји у ситуацији када фреквенције вредности обележја равномерно опадају или расту лево и десно од аритметичке средине. У случају да фреквенције вредности обележја испољавају тенденцију груписања на лево или на десно у односу на аритметичку средину, распоред фреквенција је асиметричан. Асиметричан распоред у лево указује на негативну асиметрију, док асиметричан распоред у десно, указује на позитивну асиметрију. На Слици 8 представљене су средња вредност, модус и медијана у зависности од симетрије распореда фреквенција. При нормалној (симетричној) дистрибуцији података, средња вредност, медијана и модус имају исту вредност.

$$M_0 = M_e = \bar{x}$$

У случају негативне асиметрије (асиметрије улево) важи правило:

$$M_0 > M_e > \bar{x}$$

У случају позитивне асиметрије (асиметрију удесно) важи супротно:

$$M_0 < M_e < \bar{x}$$

Слика 8: Разлика између средње вредности, медијане и модуса у зависности од коефицијента асиметрије



Извор: прилагођено према Стојковић (2001), Реск и др. (2008)

Коефицијент асиметрије може се израчунати уз помоћ формуле:

$$\alpha_3 = \frac{\mu_3}{\sigma^3} \quad (6.19)$$

при чему је:

μ_3 – трећи централни моменат који се израчунава по формули:

$$\mu_3 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{n - 1}$$

Уколико је $\alpha_3 = 0$ распоред фреквенција је симетричан.

Уколико је $\alpha_3 > 0$ распоред фреквенција је асиметричан у десно.

Уколико је $\alpha_3 < 0$ распоред фреквенција је асиметричан у лево.

Приликом тумачења коефицијента асиметрије треба водити рачуна о градацији коефицијента асиметрије:

$$|\alpha_3| < 0,10 \text{ – нема асиметрије}$$

$$0,10 \leq |\alpha_3| \leq 0,25 \text{ – мала асиметрија}$$

$$0,25 \leq |\alpha_3| \leq 0,50 \text{ – средња асиметрија}$$

$$|\alpha_3| \geq 0,50 \text{ – јака асиметрија}$$

- б. *Коефицијент спљоштености* – у зависности од односа фреквенције средњих вредности и фреквенције осталих вредности обележја, распоред фреквенција може бити нормално спљоштен, више спљоштен (нижи), или више издужен (виши) у односу на нормалан распоред. Различити облици спљоштености распореда фреквенција су представљени на Слици 9. Формула за израчунавање коефицијента спљоштености је:

$$\alpha_4 = \frac{\mu_4}{\sigma^4} \quad (6.20)$$

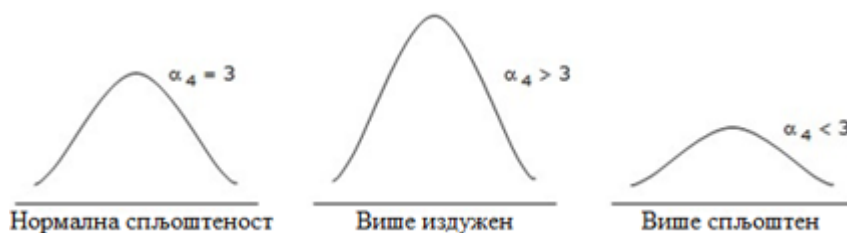
Приликом тумачења коефицијента спљоштености треба водити рачуна о градацији коефицијента спљоштености:

$$|\alpha_4| = 3 \text{ – нормална спљоштеност}$$

$$|\alpha_4| > 3 \text{ – виша издуженост}$$

$$|\alpha_4| < 3 \text{ – виша спљоштеност}$$

Слика 9: Сплjoштeнoст рaспoрeдa фрeквeнциjа



Извор: прилагођено према Стојиљковић (2001), Реск и др. (2008)

Корелациона анализа

У анализи вишеструке регресије, термин **мултиколинеарност** односи се на претпоставку о одсуству екстремне мултиколинеарности, односно претпоставља се да између независних варијабли не постоји јака линеарна веза. Мултиколинеарност се јавља када регресиони модел укључује неколико варијабли које су у значајној корелацији не само са зависном променљивом већ и једна са другом (Young, 2017). Мултиколинеарност обично настаје у ситуацијама када истраживач настоји да у модел укључи што је могуће више варијабли. Међутим, резултати из модела са мултиколинеарношћу највероватније нису поуздани, будући да она често узрокује већи интервал поверења и мање солидне процене вероватноће за предикторе (Hosmer и др., 2013). Присуство мултиколинеарности повећава стандардне грешке сваког коефицијента у моделу, чинећи да су неке од значајних варијабли које се проучавају статистички безначајне (Pedhazur, 1997). Мултиколинеарност такође повећава варијансу коефицијената регресије чинећи их нестабилним, што доводи до проблема у њиховом тумачењу (Keith, 2015). Неколико студија је испитивало проблеме мултиколинеарности у регресионом моделу нагласивши при том да главни проблем везан за мултиколинеарност обухвата неуједначене и пристрасне стандардне грешке и неадекватну интерпретацију резултата (Vatcheva и др., 2016). У циљу детектовања мултиколинеарности обично се користе (Shrestha, 2020):

- корелациона матрица (енг. *correlation coefficient*),
- ВИФ модел (енг. *variance inflation factor*) и
- метод сопствених вредности (енг. *eigenvalue method*).

Да би се утврдило присуство мултиколинеарности, могуће је користити и напредније процедуре регресије као што су: (Young, 2017; Vatcheva и др., 2016)

- регресија главних компоненти (енг. *principal components regression*),
- пондерисана регресија (енг. *weighted regression*) и
- метода гребенске регресије (енг. *ridge regression method*).

У циљу детектовања мултиколинеарности, аутор се одлучио за израчунавање корелационе матрице и примену ВИФ метода, односно фактора инфлације варијансе.

Природа линеарних односа међу посматраним варијаблама најчешће се испитује уз примену корелације и/или регресије. Корелација испитује поменути однос на симетричан начин, односно квантификује степен повезаности две варијабле (Cohen и др., 2013; Had and Rodgers, 2021), без указивања на било какав узрок и последицу.⁵¹ Коваријанса мери линеарни однос између пара квантитативних мера:

$$x_1, x_2, \dots, x_n \text{ и } y_1, y_2, \dots, y_n$$

Коефицијент корелације се рачуна уз помоћ следеће формуле:

$$r = \frac{n(\sum xy) - (\sum x)(\sum y)}{\sqrt{[n \sum x^2 - (\sum x)^2][n \sum y^2 - (\sum y)^2]}} \quad (6.21)$$

При чему су:

r – коефицијент корелације

x – прва посматрана варијабла

y – друга посматрана варијабла

n – број посматрања

Коефицијент корелације се креће у распону $-1 < r < 1$.

Уколико је $r = 0$ однос између две посматране варијабле не постоји.

⁵¹ Регресија се често користи као алат за утврђивање узрочности.

У случају када је $r > 0$ однос између две варијабле је позитиван, односно може се детектовати тренд раста друге варијабле у случају пораста прве варијабле.

Уколико је $r < 0$ однос између две варијабле је негативан, односно може се детектовати тренд пада вредности друге варијабле у случају пораста прве варијабле.

Знак коефицијента детерминише смер повезаности две варијабле, док његова вредност детерминише ниво повезаности две варијабле. Интерпретација израчунатих износа коефицијената корелације представљена је у Табели 22.

Табела 22: Интерпретација израчунатих коефицијената корелације

Интерпретација корелације	Вредност коефицијента корелација		
	Guilford, 1953	Evans, 1996	Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003
Веома слаба	0,00-0,20	0,00-0,20	0,00-0,30
Слаба	0,21-0,40	0,21-0,40	0,31-0,50
Умерена	0,41-0,70	0,41-0,60	0,51-0,70
Јака	0,71-0,90	0,61-0,80	0,71-0,90
Веома јака	0,91-1,00	0,81-1,00	0,91-1,00

Извор: <http://psihologija.ff.uns.ac.rs/viz/pirsonov-produkt-moment-koeficijent-korelacije>

Потребно је напоменути да поједини аутори попут Goldberger (1991) тврде да мултиколинearност постоји у случају када је коефицијент корелације већи од 0,80 односно 0,90.

ВИФ метод се користи као одговор на питање колико је варијанса процењеног коефицијента регресије увеличана у случају да су независне варијабле у корелацији. ВИФ се рачуна према следећој формули:

$$VIF = \frac{1}{1 - R^2} = \frac{1}{Tolerance} \quad (6.22)$$

При чему је толеранција инверзна вредност израчунате вредности ВИФ-а. Што је толеранција мања, то је вероватнија мултиколинearност међу варијаблима, при чему (Belsley, 1991):

- Уколико је $VIF = 1$ то значи да независне варијабле нису међусобно повезане,
- Ако је $1 < VIF < 5$ то значи да су посматране варијабле умерено повезане једна са другом,
- Вредност $5 < VIF < 10$ указује на високо корелисане варијабле, односно ова вредност указује на постојање мултиколинearности међу предикторима у регресионом моделу,
- Уколико је $VIF > 10$ то значи да су коефицијенти регресије слабо процењени уз значајно присуство мултиколинearности у регресионом моделу.

6.1. Дескриптивна статистичка анализа и корелациона анализа

У табели 23 је представљена дескриптивна статистика варијабли које су укључене у оцењени модел. Узорак укључује укупно 1890 опсервација, односно обухвата финансијске показатеље 378 предузећа из прерађивачког сектора у петогодишњем периоду, од 2016. године до 2020. године.

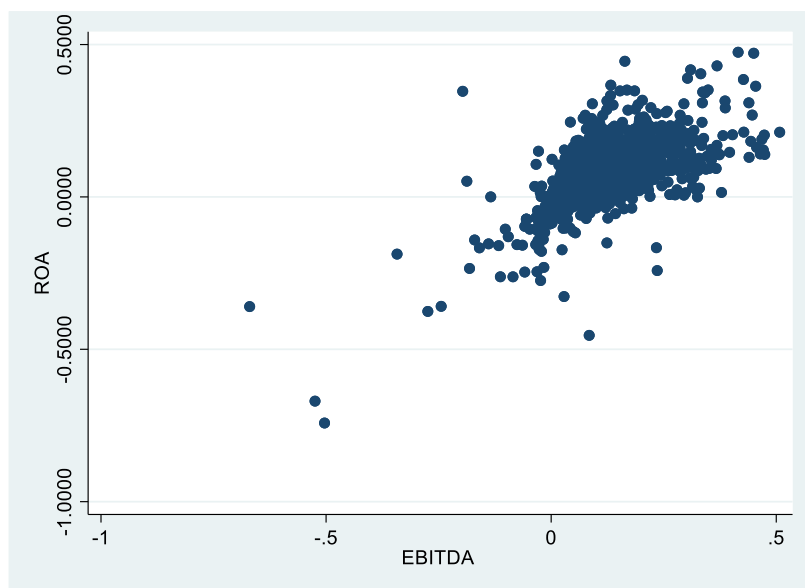
Табела 23: Дескриптивна статистика посматраних варијабли

Варијабле	Средња вредност	Стандардна девијација	Мин	Макс	Коефицијент асиметрије	Коефицијент спљоштености
ROA	0,068989	0,086223	-0,7419	0,4748	-0,676235	13,57828
EBITDA margina	0,105930	0,090563	-0,6697	0,5076	0,160776	10,1773
CR	2,127566	2,256644	0,1700	25,4900	4,362423	28,91573
DR	0,515821	0,266974	0,0265	2,0941	0,751889	5,658334
DIO	74,528080	61,237580	0,0000	510,0300	2,134253	9,650453
DPO	57,327870	44,030560	1,6800	540,1300	3,313658	23,39639
DSO	64,966950	44,914150	1,5400	535,2700	2,789358	18,2828
FA	0,446114	0,182501	0,0019	0,9454	-0,127528	2,659292
Aktiva	4306091	7361993	69386	9.87e+07	5,494309	47,00921
OIgr	0,115039	0,276843	-0,6118	2,7140	2,769565	18,52376

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

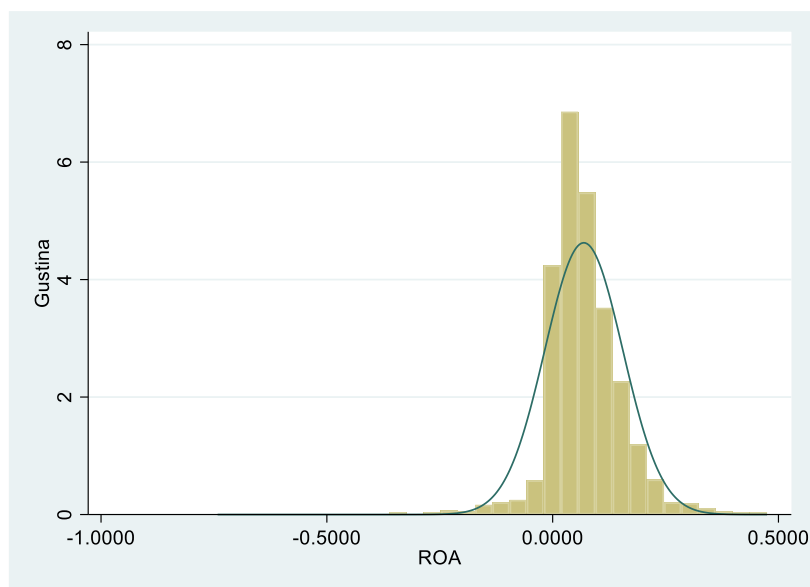
На основу графичког приказа исказаног преко scatter plot-а (Графикон 13) може се извући закључак да су два показатеља профитабилности посматраних предузећа EBITDA маргина и ROA груписане на сличан начин. Из тога се може формирати претпоставка да ће резултати добијени оценом Модела 1 и Модела 2 бити слични.

Графикон 13: Scatter plot EBITDA маргина и ROA



Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Графикон 14: Хистограм расподеле ROA за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



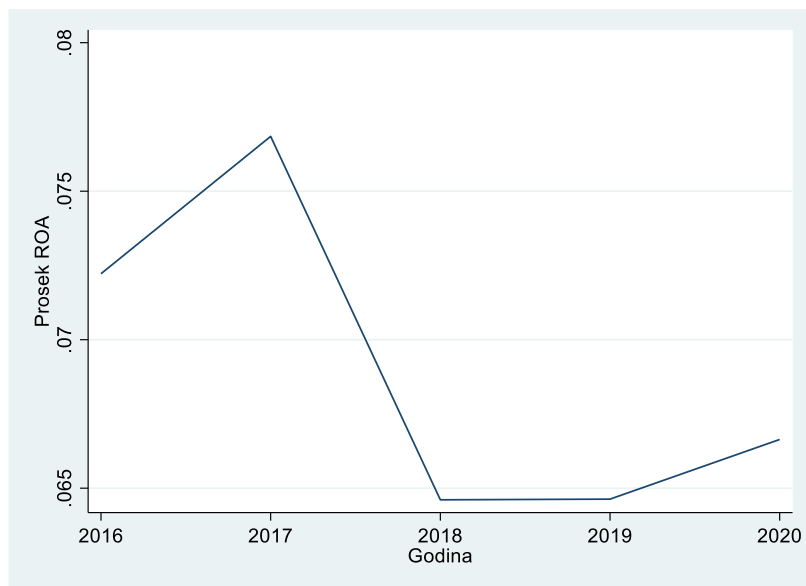
Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом остварила су просечну вредност променљиве ROA у износу од 6,8989% за период од 2016. године до 2020.

године. Коефицијент асиметрије (енг. *skewness*) у износу од -0,676235 упућује на закључак да је расподела фреквенција променљиве ROA јако асиметрична у лево у односу на нормалну расподелу. Коефицијент спљоштености (енг. *kurtosis*) износи 13,57828, на основу чега се закључује да је расподела фреквенција променљиве ROA више издужена у односу на спљоштеност нормалне расподеле. Дескриптивна статистика посматране варијабле приказана је у Табели 23, док је хистограм расподеле посматране варијабле представљен на Графикону 14.

У Табели 38, у оквиру Прилога Б, приказани су перценили за променљиву ROA. Вредности ROA су у 50% опсервација биле мање од 5,97%. 25% опсервација обухваћених анализом бележило је вредности ROA испод 2,29%, док су код 10% анализираних опсервација вредности ROA биле мање од 0,27%. Код 25% опсервација обухваћених анализом вредности ROA биле су изнад 11,1%, док је 10% анализираних опсервација имало вредности променљиве ROA веће од 16,57%.

Графикон 15: Кретање просечне вредности ROA за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године

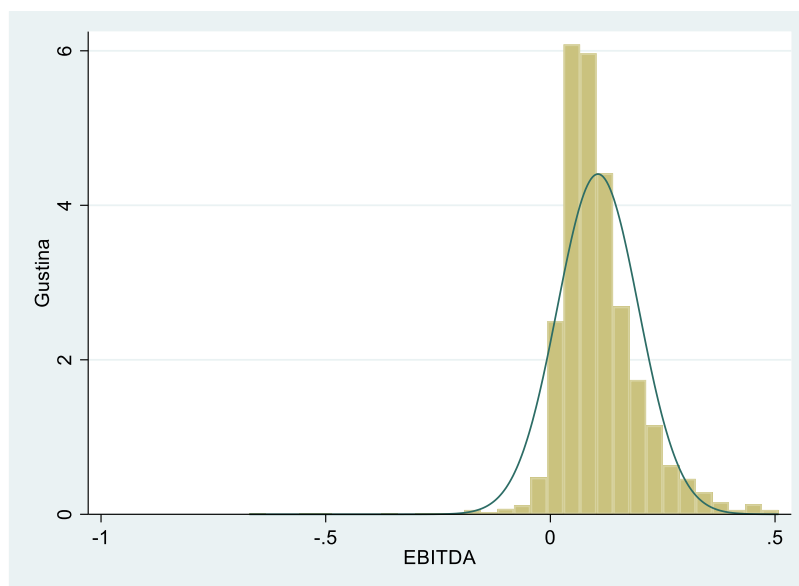


Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

На Графикону 15 приказано је кретање просечних вредности ROA по годинама за 378 предузећа обухваћених анализом за период од 2016. године до 2020. године. Просечна вредност ROA у 2016. години износила је 7,2222%, док је у 2017. години

износила 7,6844%. У 2018. години просечна вредност ROA предузећа обухваћених анализом износила је 6,4609% (значајан пад у односу на 2017. годину, за 1,22%). Наредне две године просечне вредности ROA остале су сличне као у 2018. години, са износом од 6,4632% у 2019. години и 6,664% у 2020. години.

Графикон 16: Хистограм расподеле EBITDA маргине за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



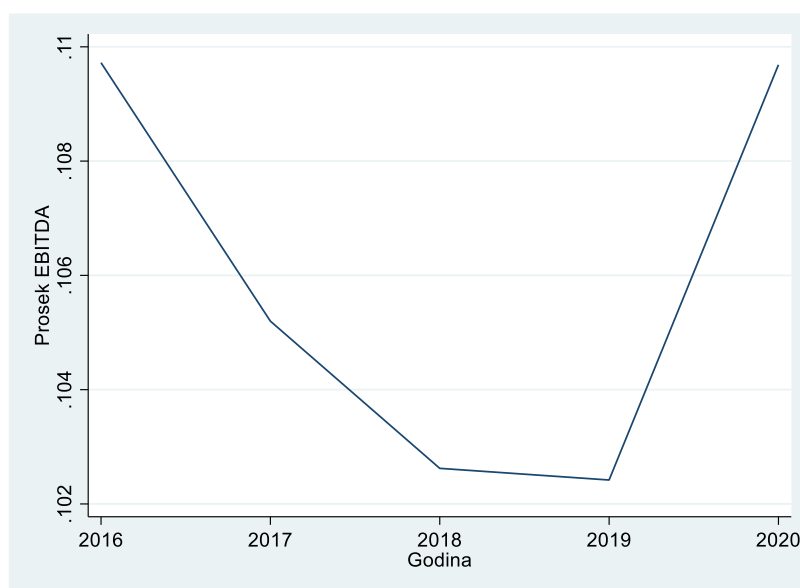
Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом остварила су просечну вредност променљиве EBITDA маргина у износу од 10,5929% за период од 2016. године до 2020. године. Коефицијент асиметрије (енг. *skewness*) у износу 0,1607758 упућује на закључак да код расподеле фреквенција променљиве EBITDA маргина постоји мала асиметрија у десно. На основу коефицијента спљоштености (енг. *kurtosis*) у износу од 10,1773 закључује се да је расподела фреквенција променљиве EBITDA маргина више издужена у односу на спљоштеност нормалне расподеле. Дескриптивна статистика посматране варијабле приказана је у Табели 23, док је хистограм расподеле посматране варијабле представљен на Графикону 16.

У Табели 39, у оквиру Прилога Б, приказани су перцентили за променљиву EBITDA маргина. Вредности променљиве EBITDA маргина код 25% опсервација обухваћених анализом биле су испод 5,0975%, док су вредности EBITDA маргине код

25% опсервација обухваћених анализом биле изнад 14,5947%. Медијана променљиве EBITDA маргина анализираних предузећа износи 9,1279%, (за 1,47% мања вредност у односу на аритметичку средину), односно вредности променљиве EBITDA маргина су у 50% опсервација биле мање од 9,1279%. 10% анализираних опсервација имало је вредности EBITDA маргине испод 2,4257% , док је код 10% анализираних опсервација вредност EBITDA маргине била изнад 21,727%.

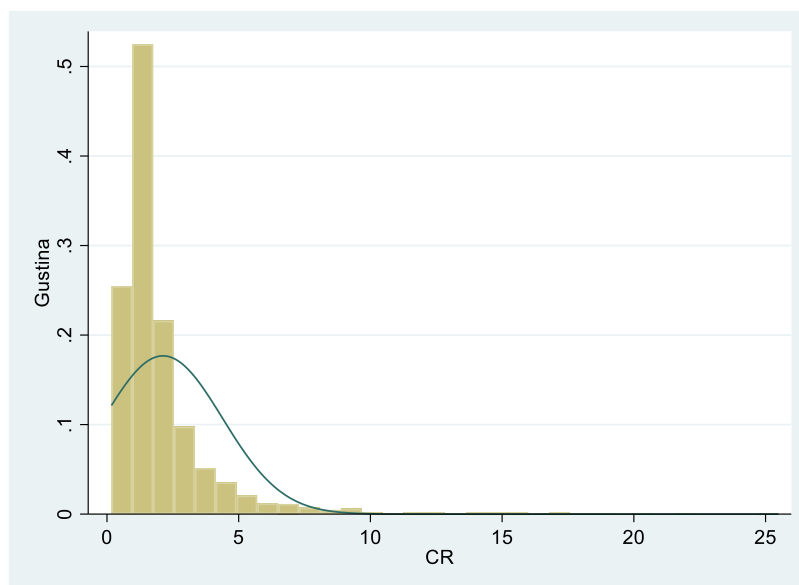
Графикон 17: Кретање просечне вредности EBITDA маргине за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

На Графикону 17 приказано је кретање просечних вредности променљиве EBITDA маргине по годинама за 378 предузећа прерађивачке индустрије обухваћених анализом, за период од 2016. године до 2020. године. Просечна вредност EBITDA маргине у 2016. години износила је 10,9722%. У наредне три године забележен је континуирани пад просечне вредности EBITDA маргине и она је износила 10,5199% у 2017. години, 10,2623% у 2018. години, 10,2419% у 2019. години. У 2020. години забележен је раст просечне вредности EBITDA маргине, њена вредност је достигла сличну вредност коју је имала у 2016.години са износом од 10,9685%.

Графикон 18: Хистограм расподеле општег рација ликвидности (променљиве CR) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



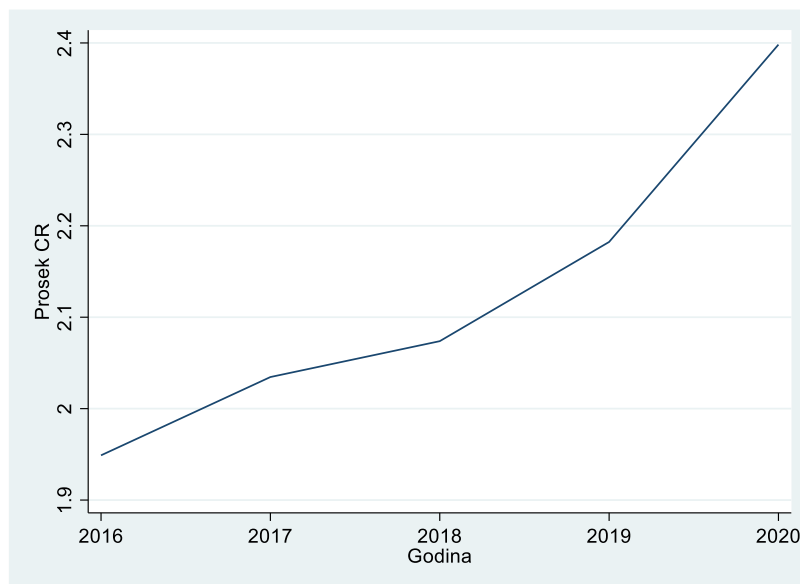
Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

Просечна вредност општег рација ликвидности (променљиве CR) анализираних предузећа прерађивачког сектора износила је 2,1276, за период од 2016. године до 2020. године. Коефицијент асиметрије (енг. *skewness*) износи 4,362423, на основу чега се закључује да је расподела фреквенција променљиве CR јако асиметрична у десно у односу на нормалну расподелу. Коефицијент спљоштености (енг. *kurtosis*), са износом од 28,91573, показује да је расподела фреквенција променљиве CR више издужена у односу на спљоштеност нормалне расподеле. Дескриптивна статистика посматране варијабле приказана је у Табели 23, док је хистограм расподеле посматране варијабле представљен на Графикону 18.

У Табели 40, у оквиру Прилога Б, приказани су перценили за променљиву CR (енг. *current ratio*). Медијана променљиве CR анализираних предузећа износи 1,48 (за 0,647566 мања вредност у односу на аритметичку средину), односно вредности општег рација ликвидности су код 50% опсервација биле мање од 1,48. Вредности општег рација ликвидности су код 25% опсервација обухваћених анализом биле испод 1,05, док су вредности општег рација ликвидности код 25% опсервација обухваћених анализом биле изнад 2,27%. 10% анализираних опсервација имало је вредности општег

рација ликвидности испод 0,755, док је код 10% анализираних опсервација вредност општег рација ликвидности била изнад 3,945.

Графикон 19: Кретање просечне вредности општег рација ликвидности за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године

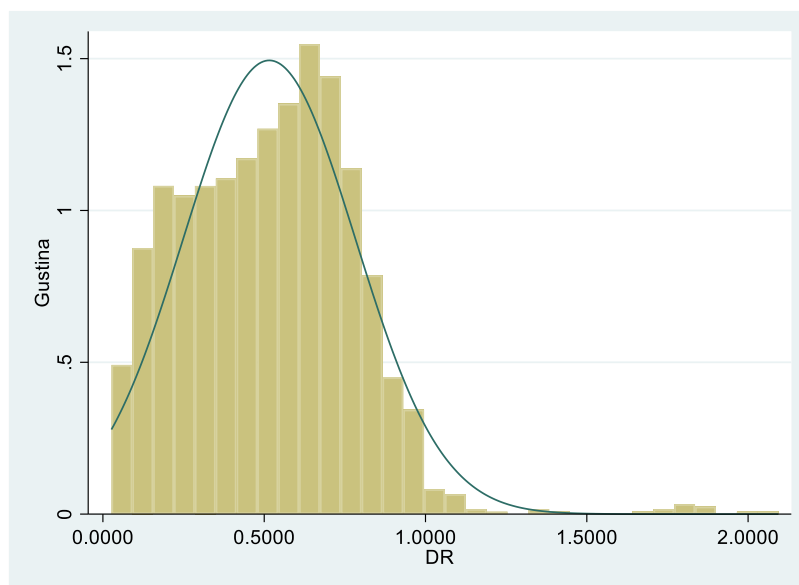


Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

На Графикону 19 приказано је кретање просечних вредности општег рација ликвидности по годинама за 378 прерађивачких предузећа која послују на територији Републике Србије обухваћених анализом, за период од 2016. године до 2020. године. Уочава се да, у оквиру посматраног временског периода, постоји континуирани тренд раста просечних вредности општег рација ликвидности, што указује на побољшану финансијску позицију предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији обухваћених анализом.

Просечна вредност општег рација ликвидности анализираних предузећа у 2016. години износила је 1,9489, док је у 2017. години њена вредност порасла на 2,0346. Раст просечних вредности општег рација ликвидности настављен је и у наредним годинама. Просечна вредност општег рација ликвидности анализираних предузећа износила је 2,0738 у 2018. години, 2,1823 у 2019. години и 2,3982 у 2020. години.

Графикон 20: Хистограм расподеле коефицијента задужености (променљиве DR) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године

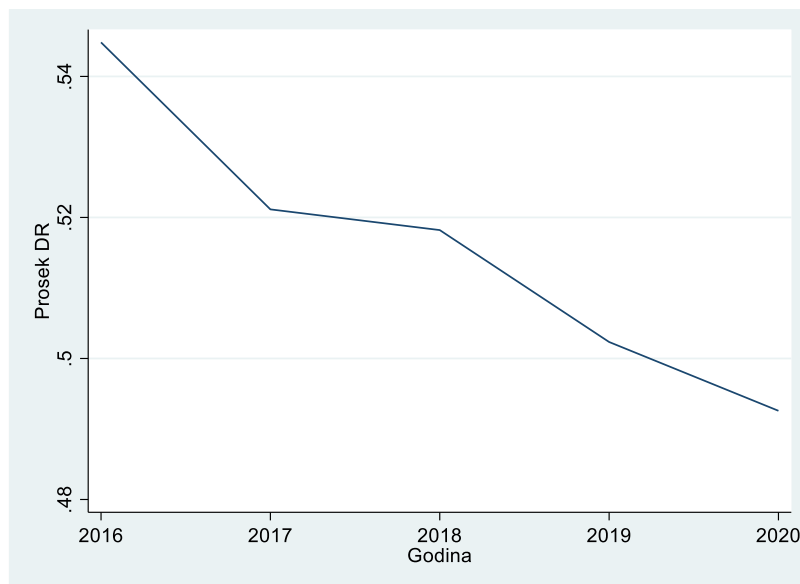


Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Просечна вредност коефицијента задужености (променљиве DR – енг. *debt ratio*) анализираних предузећа из прерађивачког сектора износила је 0,5158, за период од 2016. године до 2020. године. На основу вредности коефицијента асиметрије (енг. *skewness*) у износу од 0,7518891 закључује се да је расподела фреквенција променљиве DR јако асиметрична у десно у односу на нормалну расподелу. Коефицијент спљоштености (енг. *kurtosis*) са износом од 5,658334 показује да је расподела фреквенција променљиве CR више издужена у односу на спљоштеност нормалне расподеле. Дескриптивна статистика посматране варијабле приказана је у Табели 23, док је хистограм расподеле посматране варијабле представљен на Графикону 20.

У Табели 41, у оквиру Прилога Б, приказани су перцентири за променљиву DR. Вредности коефицијента задужености су код 50% опсервација биле мање од 0,52535, код 25% опсервација њихова вредност била је испод 0,3085, док је код 25% опсервација обухваћених анализом њихова вредност била изнад 0,6982. 10% анализираних опсервација имало је вредности коефицијента задужености испод 0,1692, док је код 10% анализираних опсервација вредност коефицијента задужености била изнад 0,82255.

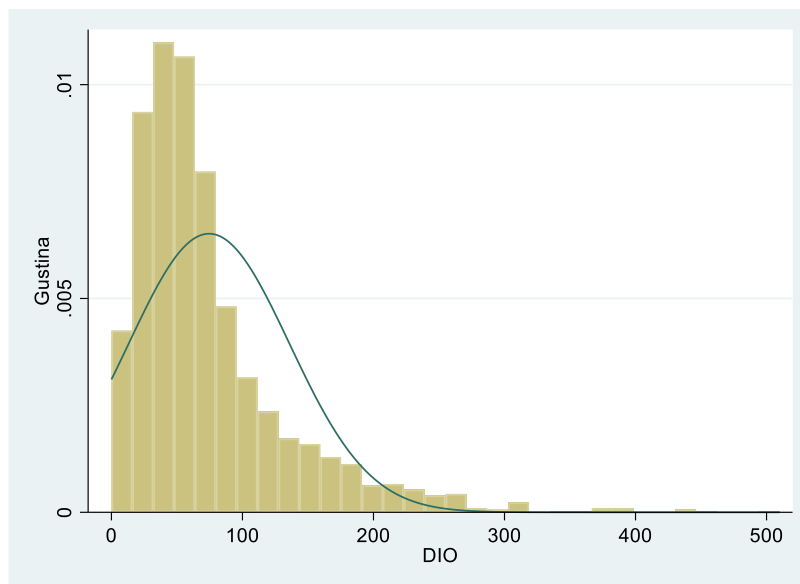
Графикон 21: Кретање просечне вредности коефицијента задужености (променљиве DR) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

На Графикону 21 приказано је кретање просечних вредности коефицијента задужености по годинама за 378 прерађивачких предузећа обухваћених анализом у периоду од 2016. године до 2020. године. Уочава се да, у оквиру посматраног временског периода, постоји континуирани тренд опадања просечних вредности коефицијента задужености, што указује на чињеницу да су предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији обухваћена анализом у већој мери користила сопствени капитал, односно да су се мање задуживала на финансијском тржишту или путем банкарских кредита. Просечна вредност коефицијента задужености анализираних предузећа у 2016. години износила је 0,5448283, док је у 2017. години њена вредност опала на 0,5211458. Пад просечних вредности коефицијента задужености настављен је и у наредним годинама. Просечна вредност коефицијента задужености анализираних предузећа износила је 0,5182114 у 2018. години, 0,5023389 у 2019. години и 0,4925823 у 2020. години.

Графикон 22: Хистограм расподеле просечног броја дана трајања једног обрта залиха (променљива DIO) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



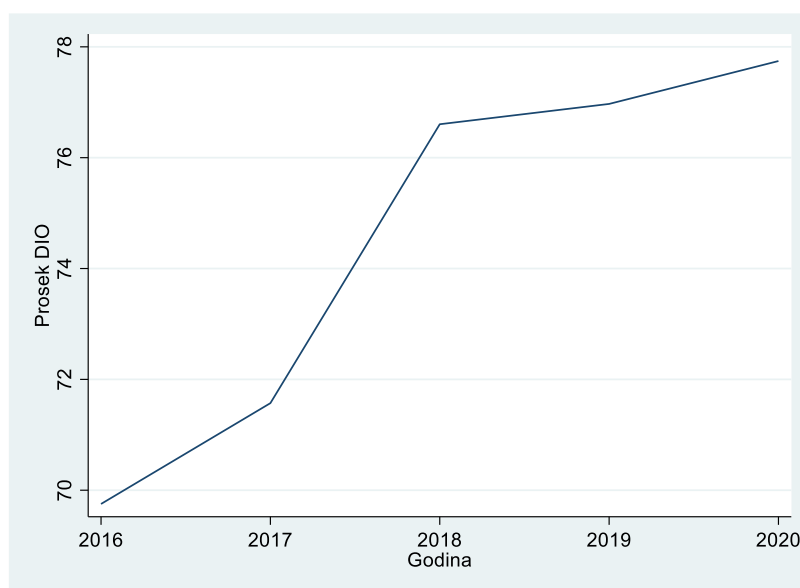
Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом остварила су просечну вредност променљиве DIO у износу од 74,52808 за период од 2016. године до 2020. године, што упућује на закључак да је просечно време трајања једног обрта залиха у посматраном периоду износило 75 дана. Коефицијент асиметрије (енг. *skewness*) у износу од 2,134253 упућује на закључак да је расподела фреквенција променљиве DIO јако асиметрична у десно у односу на нормалну расподелу. Коефицијент спљоштености (енг. *kurtosis*) износи 9,650453, на основу чега се закључује да је расподела фреквенција променљиве DIO више издужена у односу на спљоштеност нормалне расподеле. Дескриптивна статистика посматране варијабле приказана је у Табели 23, док је хистограм расподеле посматране варијабле представљен на Графикону 22.

У Табели 42, у оквиру Прилога Б, приказани су перценили за променљиву DIO. Медијана променљиве DIO анализираних предузећа износи 57,945 дана (за 16,5831 дана мања вредност у односу на аритметичку средину), на основу чега се изводи закључак да је код 50% опсервација просечан број дана трајања једног обрта залиха био мањи од 57,945 дана. Код 25% опсервација обухваћених анализом просечан број

дана трајања једног обрта залиха био је испод 34,76 дана, док је код 25% опсервација обухваћених анализом просечан број дана трајања једног обрта залиха био већи од 91,36 дана. 10% опсервација обухваћених анализом имало је просечан број дана трајања једног обрта залиха мањи од 20,895 дана, док је код 10% опсервација обухваћених анализом просечан број дана трајања једног обрта залиха био већи од 151,625 дана.

Графикон 23: Кретање просечне вредности променљиве DIO за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године

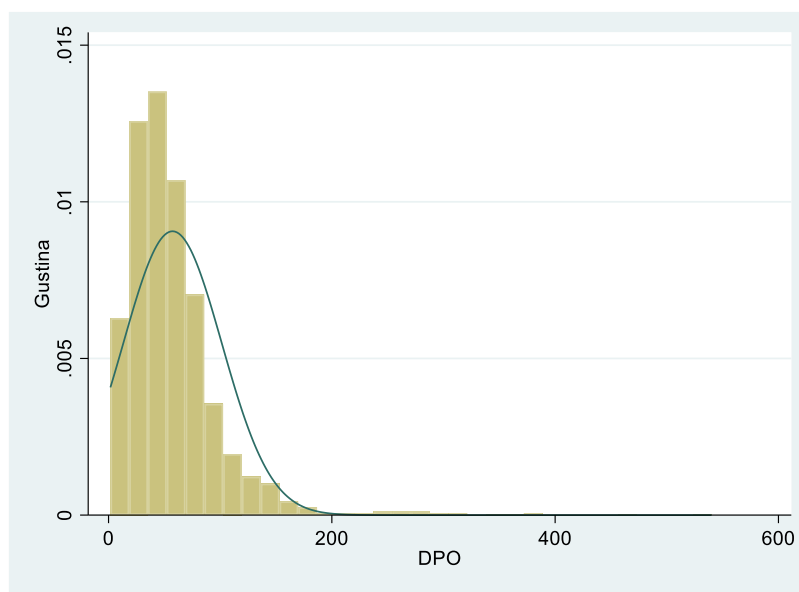


Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

На Графикону 23 приказано је кретање просечних вредности по годинама променљиве DIO за 378 прерађивачких предузећа обухваћених анализом, за период од 2016. године до 2020. године. Уочава се да, у оквиру посматраног временског периода, постоји тренд раста просечних вредности променљиве DIO из године у годину. У интервалу од 2016. до 2018. године, забележен је тренд убрзаног раста, док се у интервалу 2018. до 2020. године тај раст успорио. Просечан број дана трајања једног обрта залиха анализираних предузећа у 2016. години износио је 69,7523 дана, у 2017. години 71,57114 дана, док је у 2018. години његова вредност порасла на 76,60378 дана. Наредне две године долази до успоравања раста вредности променљиве DIO. Просечан

број дана трајања једног обрта залиха износио је 76,9695 дана у 2019. години и 77,74368 дана у 2020. години.

Графикон 24: Хистограм расподеле просечног броја дана плаћања обавеза према добављачима (променљива DPO) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



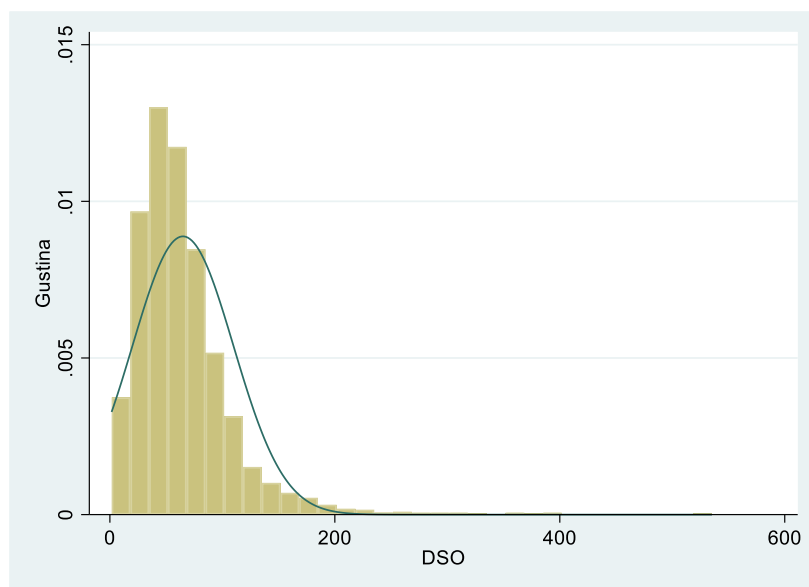
Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

Предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом остварила су просечну вредност променљиве DPO у износу од 57,32787 за период од 2016. године до 2020. године, што значи да је просечно време плаћања обавеза према добављачима у посматраном периоду износило 58 дана. Коефицијент асиметрије (енг. *skewness*), у износу од 3,313658, упућује на закључак да је расподела фреквенција променљиве DPO јако асиметрична у десно у односу на нормалну расподелу. Коефицијент спљоштености (енг. *kurtosis*) износи 23,39639, на основу чега се закључује да је расподела фреквенција променљиве DPO више издужена у односу на спљоштеност нормалне расподеле. Дескриптивна статистика посматране варијабле приказана је у Табели 23, док је хистограм расподеле посматране варијабле представљен на Графикону 24.

У Табели 43, у оквиру Прилога Б, приказани су перценили за променљиву DPO. Медијана променљиве DPO анализираних предузећа износи 48,185 дана (9,14287 дана

мања вредност у односу на аритметичку средину), на основу чега се изводи закључак да је код 50% опсервација просечан број дана плаћања обавеза према добављачима био мањи од 48,185 дана. Код 25% опсервација обухваћених анализом просечан број дана плаћања обавеза према добављачима био је испод 30,89 дана, док је код 25% опсервација обухваћених анализом просечан број дана плаћања обавеза према добављачима био већи од 71,97 дана. 10% опсервација обухваћених анализом имало је просечан број дана плаћања обавеза према добављачима испод 17,715 дана, док је код 10% опсервација обухваћених анализом просечан број дана плаћања обавеза према добављачима био већи од 71,97 дана.

Графикон 25: Хистограм расподеле просечног броја дана наплате потраживања од купаца (променљива DSO) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



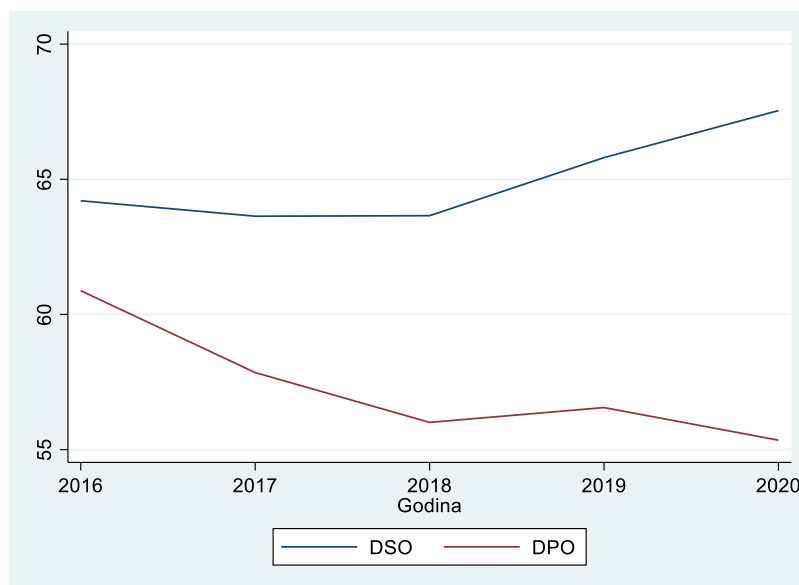
Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

Предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом остварила су просечну вредност променљиве DSO (енг. *days sales outstanding*) у износу од 64,96695, за период од 2016. године до 2020. године, што значи да је просечан број дана наплате потраживања од купаца у посматраном периоду износио 65 дана. Коефицијент асиметрије (енг. *skewness*), у износу од 2,789358, упућује на закључак да је расподела фреквенција променљиве DSO јако асиметрична у десно у односу на нормалну

расподелу. Коефицијент спљоштености (енг. *kurtosis*) износи 18,2828, на основу чега се закључује да је расподела фреквенција променљиве DSO више издужена у односу на спљоштеност нормалне расподеле. Дескриптивна статистика посматране варијабле приказана је у Табели 23, док је хистограм расподеле посматране варијабле представљен на Графикону 25.

У Табели 44, у оквиру Прилога Б, приказани су перценили за променљиву DSO. Медијана променљиве DSO анализираних предузећа износи 56,015 дана (8,95 дана мања вредност у односу на аритметичку средину), односно просечан број дана наплате потраживања од купаца је код 50% опсервација био мањи од 56,015 дана. 25% опсервација обухваћених анализом имало је просечан број дана наплате потраживања од купаца испод 36,88 дана, док је код 25% опсервација обухваћених анализом просечан број дана наплате потраживања од купаца био већи од 81,05 дана. 10% опсервација обухваћених анализом имало је просечан број дана наплате потраживања од купаца испод 23,18 дана, док је код 10% опсервација обухваћених анализом просечан број дана наплате потраживања од купаца био већи од 112,24 дана.

Графикон 26: Кретање просечних вредности променљивих DSO и DPO за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



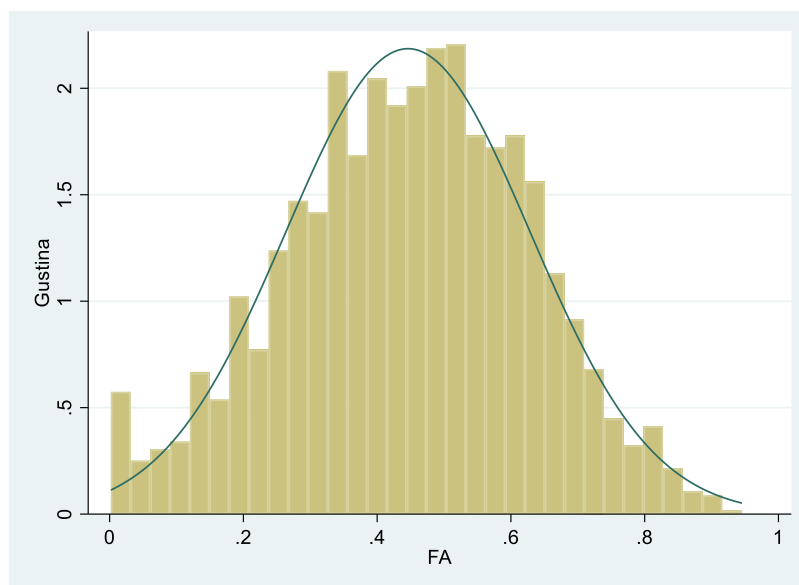
Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

Предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом, у периоду од 2016. године до 2020. године, остварила су просечну вредност променљиве DSO у износу од 64,96695 дана, док је просечна вредност променљиве DPO износила 57,32787 дана. С обзиром да је, у просеку, за посматрани временски период, просечан број дана наплате потраживања од купаца за 7,63908 дана био већи од просечног броја дана плаћања обавеза према добављачима, закључак је да су предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом кредитирала своје добављаче. До истог закључка долази се и поређењем медијана променљивих DSO и DPO, с обзиром да је медијана просечног броја дана наплате потраживања од купаца за 7,83 дана већа од медијане просечног броја дана плаћања обавеза према добављачима. Кретање просечних вредности променљивих DSO и DPO за 378 предузећа прерађивачке индустрије, у периоду од 2016. године до 2020. године, приказано је на Графикону 26.

Са Графикана 26 уочава се да су код предузећа обухваћених анализом, у периоду од 2016. године до 2020. године, просечне вредности по годинама променљиве DSO бележе тренд благог раста, док су просечне вредности по годинама променљиве DPO бележе тренд благог опадања. Криве које приказују кретање просечних вредности DSO и DPO из године у годину постају све удањеније једна од друге, односно из године у годину се повећавала разлика у њиховим просечним вредностима. Просечан број дана наплате потраживања од купаца износио је 64,20556 дана у 2016. години, 63,63381 дана у 2017. години, 63,65341 дана у 2018. години, 65,80106 дана у 2019. години и 67,5409 дана у 2020. години. Просечан број дана плаћања обавеза према добављачима износио је 60,87884 дана у 2016. години, 57,85024 дана у 2017. години, 56,00698 дана у 2018. години, 56,55434 дана у 2019. години и 55,34897 дана у 2020. години.

Разлика између просечног броја дана наплате потраживања од купаца и просечног броја дана плаћања обавеза према добављачима износи 3,32672 дана у 2016. години, 5,578357 дана у 2017. години, 7,64643 дана у 2018. години, 9,24672 дана у 2019. години и 12,1919 дана у 2020. години. У свакој посматраној години постоји позитивна разлика између DSO и DPO, при чему постоји тенденција раста те разлике из године у годину. Закључак је да су, у периоду од 2016. године до 2020. године, предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом у сваког појединачној години кредитирали своје добављаче.

Графикон 27: Хистограм расподеле рација сталне имовине (променљива FA) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



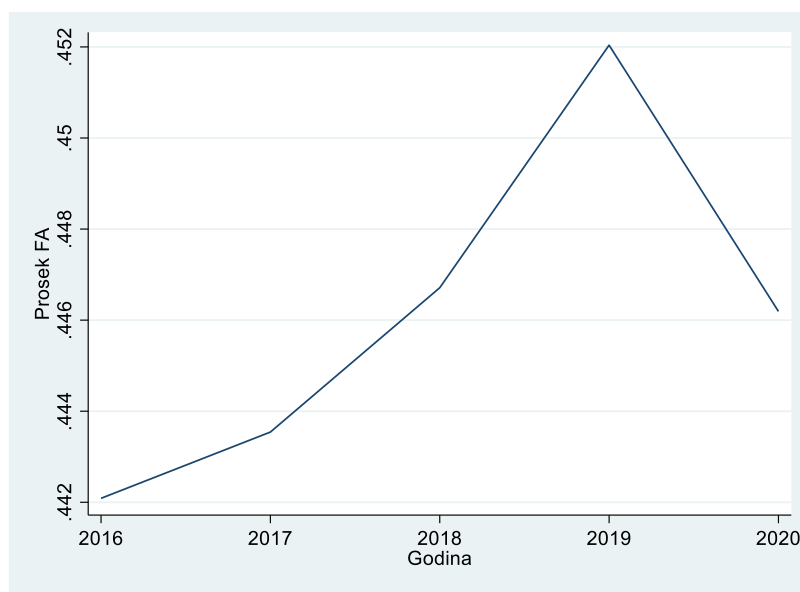
Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

Просечна вредност рација сталне имовине (променљива FA) анализираних предузећа из прерађивачког сектора износи 0,4461143, за период од 2016. године до 2020. године, што упућује на закључак да је удео сталне имовине у укупној имовини 44,61%. На основу вредности коефицијента асиметрије (енг. *skewness*) у износу од -0,1275282 закључује се да постоји мала асиметрија у лево расподеле фреквенција променљиве FA у односу на нормалну расподелу. Коефицијент спљоштености (енг. *kurtosis*), са износом од 2,659292, показује да је расподела фреквенција променљиве FA више спљоштена у односу на спљоштеност нормалне расподеле. Дескриптивна статистика посматране варијабле приказана је у Табели 23, док је хистограм расподеле посматране варијабле представљен на Графикону 27.

У Табели 45, у оквиру Прилога Б, приказани су перценили за променљиву FA. Медијана променљиве FA анализираних предузећа износи 0,4521537 (за 0,0060394 има већу вредност у односу на аритметичку средину), односно вредности рација сталне имовине су код 50% опсервација биле мање од 0,4521537. Вредности рација сталне имовине су код 25% опсервација обухваћених анализом биле испод 0,3226505, док су вредности рација сталне имовине код 25% опсервација обухваћених анализом биле

изнад 0,5775995. 10% анализираних опсервација имало је вредности рација сталне имовине испод 0,2023885, док је код 10% анализираних опсервација вредност рација сталне имовине била изнад 0,6758455.

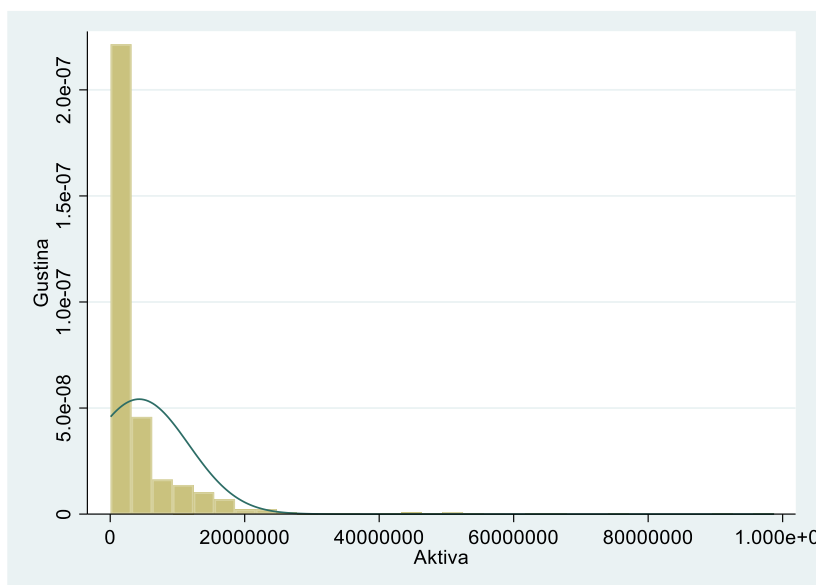
Графикон 28: Кретање просечне вредности рација сталне имовине (променљива FA) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

На Графикону 28 приказано је кретање просечних вредности по годинама променљиве FA за 378 прерађивачких предузећа обухваћених анализом, за период од 2016. године до 2020. године. У интервалу од 2016. до 2019. године забележен је континуирани раст просечне вредности променљиве FA, док 2020. годину карактерише њен пад у односу на 2019. годину (вратила се на ниво који је приближан износу из 2018. године). Просечна вредност рација сталне имовине анализираних предузећа износила је 0,442087 у 2016. години, 0,4435422 у 2017. години, 0,4467116 у 2018. години, док је у 2019. години њена вредност порасла на 0,4520389. У 2020. години просечна вредност променљиве FA износила је 0,4461919.

Графикон 29: Хистограм расподеле вредности aktive (у хиљадама рсд) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



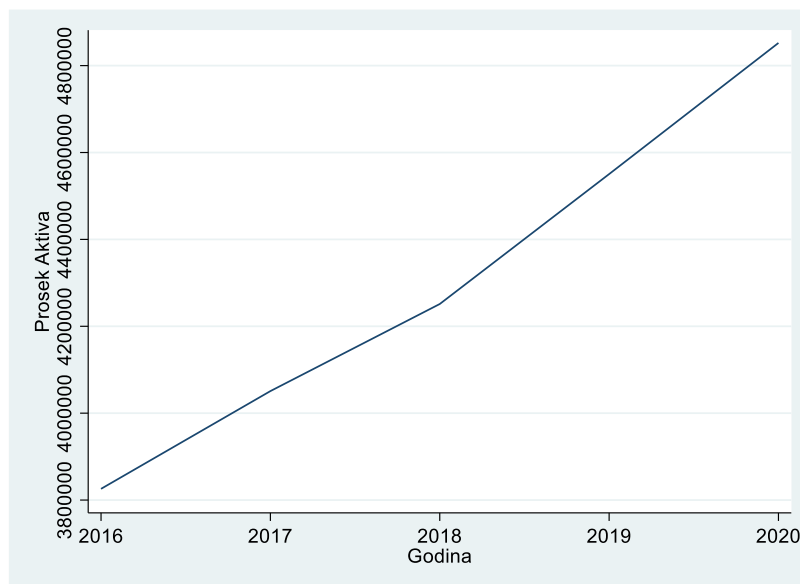
Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Просечна вредност active анализираних предузећа из прерађивачког сектора износи 4.306.091 (хиљада рсд), за период од 2016. године до 2020. године. Коефицијент асиметрије (енг. *skewness*), у износу од 5,494309, упућује на закључак да је расподела фреквенција вредности active анализираних предузећа јако асиметрична у десно у односу на нормалну расподелу. Коефицијент спљоштености (енг. *kurtosis*) износи 47,00921, на основу чега се закључује да је расподела фреквенција вредности active предузећа обухваћених анализом више издужена у односу на спљоштеност нормалне расподеле. Дескриптивна статистика посматране варијабле приказана је у Табели 23, док је хистограм расподеле посматране варијабле представљен на Графикону 29.

У Табели 46, у оквиру Прилога Б, приказани су перценили за променљиву active (у хиљадама РСД). Медијана вредности active анализираних предузећа износи 1.904.793 (хиљада РСД) (за 2.401.298 (хиљада РСД) има мању вредност у односу на аритметичку средину), односно вредности active су код 50% опсервација биле мање од 1.904.793 (хиљада рсд). Вредности на позицијама active су код 25% опсервација обухваћених анализом биле испод 1.071.899 (хиљада РСД), док су код 10% анализираних опсервација биле испод 620.036,5 (хиљада РСД). 25% анализираних

опсервација имало је вредност aktive изнад 4.150.160 (хиљада рсд), док је код 10% анализираних опсервација вредност active била изнад 1.10e+07 (хиљада РСД).

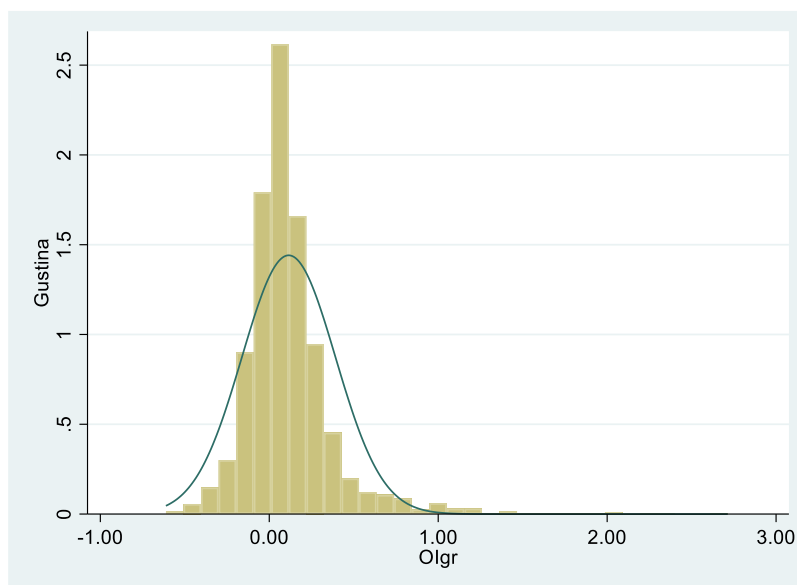
Графикон 30: Кретање просечне вредности active за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

На Графикону 30 приказано је кретање просечних вредности active по годинама за 378 прерађивачких предузећа обухваћених анализом, за период од 2016. године до 2020. Уочава се да, у оквиру посматраног временског периода, постоји континуирани тренд раста просечне вредности active. Просечна вредност active анализираних предузећа у 2016. години износила је 3.825.858 (хиљада РСД), док је у 2017. години њена вредност порасла на 4.050.811 (хиљада РСД). Раст просечних вредности на позицијама active настављен је и у наредним годинама. Просечна вредност active анализираних предузећа износила је 4.251.302 (хиљада РСД) у 2018. години, 4.550.276 (хиљада рсд) у 2019. години и 4.852.208 (хиљада РСД) у 2020. години.

Графикон 31: Хистограм расподеле стопе раста пословних прихода (променљива OIgr) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



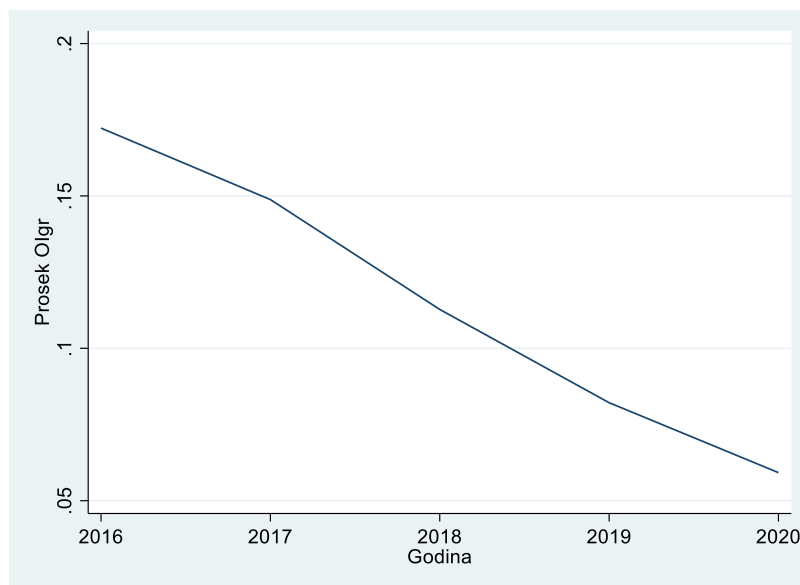
Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Просечна вредност стопе раста пословних прихода (променљива OIgr) анализираних предузећа из прерађивачког сектора износи 11,50395%, за период од 2016. године до 2020. године. На основу вредности коефицијента асиметрије (енг. *skewness*), у износу од 2,769565, закључује се да постоји јака асиметрија у десно расподеле фреквенција променљиве OIgr у односу на нормалну расподелу. Коефицијент спљоштености (енг. *kurtosis*), са износом од 18,52376, показује да је расподела фреквенција променљиве OIgr више издужена у односу на спљоштеност нормалне расподеле. Дескриптивна статистика посматране варијабле приказана је у Табели 23, док је хистограм расподеле посматране варијабле представљен на Графикону 31.

У Табели 47, у оквиру Прилога Б, приказани су перценили за променљиву OIgr. Медијана променљиве OIgr анализираних предузећа износи 7,36365% (за 4,14% има мању вредност у односу на аритметичку средину), односно вредности стопе раста пословних прихода су код 50% опсервација биле мање од 7,36365%. Вредности стопе раста пословних прихода су код 25% опсервација обухваћених анализом биле испод -2,48732%, док су код 10% анализираних опсервација вредности стопе раста пословних прихода биле испод -12,54069%. 25% опсервација обухваћених анализом имало је

вредности стопе раста пословних прихода изнад 19,5973%, док је код 10% анализираних опсервација вредност стопе раста пословних прихода била изнад 37,33588%.

Графикон 32: Кретање просечне вредности по годинама стопе раста пословних прихода (променљива OIgr) за 378 предузећа прерађивачке индустрије у периоду од 2016. године до 2020. године



Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

На Графикону 32 приказано је кретање просечних вредности стопе раста пословних прихода (променљива OIgr) по годинама за 378 прерађивачких предузећа обухваћених анализом, за период од 2016. године до 2020. Уочава се да, у оквиру посматраног временског периода, постоји континуирани тренд опадања просечних вредности стопе раста пословних прихода. Просечна вредност стопе раста пословних прихода анализираних предузећа у 2016. години износила је 17,22551%, док је у 2017. години њена вредност опала на 14,88077%. Пад просечних вредности променљиве OIgr настављен је и у наредним годинама. Просечна вредност стопе раста пословних прихода анализираних предузећа износила је 11,27648% у 2018. години, 8,21592% у 2019. години и 5,92107% у 2020. години.

У табели 24 представљена је корелациона матрица посматраних варијабли које су укључене у први оцењени модел. Узорак укључује укупно 1890 опсервација, односно обухвата финансијске показатеље 378 предузећа из прерађивачког сектора у петогодишњем периоду, од 2016. године до 2020. године.

Табела 24: Корелациона матрица – Модел 1

	ROA	CR	DR	DIO	DPO	DSO	FA	lnA	OIgr
ROA	1,0000								
CR	0,2199	1,0000							
DR	-0,3932	-0,5409	1,0000						
DIO	-0,0673	0,2111	-0,0547	1,0000					
DPO	-0,1756	-0,2662	0,3458	0,1209	1,0000				
DSO	-0,1103	0,0931	-0,0112	0,0508	0,3675	1,0000			
FA	-0,0884	-0,1970	-0,1026	-0,1385	-0,0016	-0,2038	1,0000		
lnA	-0,0248	0,0432	-0,1339	0,1743	0,1428	0,2147	0,3162	1,0000	
OIgr	0,1332	-0,0975	0,1612	-0,1070	-0,0324	-0,1506	-0,0413	-0,1467	1,0000

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

У табели 25 представљена је корелациона матрица посматраних варијабли које су укључене у други оцењени модел. Узорак укључује укупно 1890 опсервација, односно обухвата финансијске показатеље 378 предузећа из прерађивачког сектора у петогодишњем периоду, од 2016. године до 2020. године.

Табела 25: Корелациона матрица – Модел 2

	EBITDA margina	CR	DR	DIO	DPO	DSO	FA	lnA	OIgr
EBITDA margina	1,0000								
CR	0,3127	1,0000							
DR	-0,4152	-0,5409	1,0000						
DIO	0,1627	0,2111	-0,0547	1,0000					
DPO	-0,0865	-0,2662	0,3458	0,1209	1,0000				
DSO	0,0705	0,0931	-0,0112	0,0508	0,3675	1,0000			
FA	0,1854	-0,1970	-0,1026	-0,1385	-0,0016	-0,2038	1,0000		
lnA	0,2714	0,0432	-0,1339	0,1743	0,1428	0,2147	0,3162	1,0000	
OIgr	0,0207	-0,0975	0,1612	-0,1070	-0,0324	-0,1506	-0,0413	-0,1467	1,0000

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

Табела 26: VIF и тест толеранције (Модел 1 и Модел 2)

Variable	VIF	1/VIF
DR	1,66	0,602396
CR	1,65	0,604862
DPO	1,45	0,690605
DSO	1,38	0,722088
FA	1,38	0,726394
lnA	1,32	0,760032
DIO	1,16	0,862685
Oigr	1,07	0,935011
Mean VIF	1,38	

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

С обзиром да су израчунати коефицијенти корелације између објашњавајућих варијабли мањи од 0,8 и да су вредности VIF-а мање од 10 (узима вредности, за сваку варијаблу појединачно, у интервалу од 1,07 до 1,66 са аритметичком средином 1,38), закључује се да у Моделу 1 и Моделу 2 не постоји проблем мултиколинearности.

6.2. Квантификовање утицаја одабраних параметара на профитабилност применом изабраног регресионог модела

За оцену утицаја претходно дефинисаних независних варијабли на зависне варијабле ROA и EBITDA маргина коришћени су следећи модели:

Модел 1:

$$ROA_{it} = \beta_i + \beta_1 CR_{it} + \beta_2 DR_{it} + \beta_3 DIO_{it} + \beta_4 DPO_{it} + \beta_5 DSO_{it} + \beta_6 FA_{it} + \beta_7 \ln A_{it} + \beta_8 Oigr_{it} + u_{it}, i = 1, 2, \dots, 378; t = 1, 2, \dots, 5$$

Модел 2:

$$EBITDA \text{ маргина}_{it} = \beta_i + \beta_1 CR_{it} + \beta_2 DR_{it} + \beta_3 DIO_{it} + \beta_4 DPO_{it} + \beta_5 DSO_{it} + \beta_6 FA_{it} + \beta_7 \ln A_{it} + \beta_8 Oigr_{it} + u_{it}, i = 1, 2, \dots, 378; t = 1, 2, \dots, 5$$

При чему је:

ROA_{it} - вредност зависне варијабле ROA за предузеће i у години t ;

EBITDA маргина_{it} - вредност зависне варијабле EBITDA маргина за предузеће *i* у години *t* ;

CR_{it} - вредност независне варијабле CR за предузеће *i* у години *t* ;

DR_{it} - вредност независне варијабле DR за предузеће *i* у години *t* ;

DIO_{it} - вредност независне варијабле DIO за предузеће *i* у години *t* ;

DPO_{it} - вредност независне варијабле DPO за предузеће *i* у години *t* ;

DSO_{it} - вредност независне варијабле DSO за предузеће *i* у години *t* ;

FA_{it} - вредност независне варијабле FA за предузеће *i* у години *t* ;

lnA_{it} - вредност независне варијабле lnA за предузеће *i* у години *t* ;

Oigr_{it} - вредност независне варијабле Oigr за предузеће *i* у години *t* .

Моделом 1 испитује се утицај независних варијабли на зависну варијаблу ROA, док се Моделом 2 испитује утицај независних варијабли на зависну варијаблу EBITDA маргина. Поменуте зависне варијабле користе се као апроксимација профитабилности посматраних предузећа прерађивачог сектора. Независне варијабле су дефинисане на основу претходне теоријске и емпиријске литературе. Начин рачунања зависних и независних варијабли Модела 1 и Модела 2, као и објашњење за њихове скраћенице дати су у деловима 5.4 и 5.5. у оквиру Табела 20 и 21.

За одређивање финалне спецификације панел регресионог модела који треба применити за оцену параметара Модела 1 и Модела 2 коришћени су тестови спецификације модела.

Помоћу Breusch and Pagan Lagrangian multiplier теста за RE спецификацију извршено је тестирање о присуства индивидуалних ефеката у RE спецификацији.

Нулта хипотеза у Breusch and Pagan LM тесту гласи да су варијансе између ентитета једнаке нули ($\text{Var}(u) = 0$), што значи да нема ефекта панела, односно нема значајне разлике између јединица. Резултати из Табеле 27 наводе на закључак да, на нивоу значајности од 1%, не можемо прихватити нулту хипотезу и закључујемо да је за оцену Модела 1 и Модела 2 потребно користити RE спецификацију са индивидуалним

ефектима. Додатно, резултати овог теста, за Модел 1 и Модел 2, упућују на примену RE спецификације у односу на Pooled OLS спецификацију.

Табела 27: Breusch and Pagan LM тест за RE спецификацију Модела 1 и Модела 2

	Модел 1	Модел 2
Breusch and Pagan LM test for random effects	933,45	1587,73
Prob > chibar2	0,0000	0,0000

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Помоћу F теста, за Модел 1 и Модел 2, извршено је испитивање да ли је у FE спецификацији потребно укључити индивидуалне ефекте. Резултати тестова дати су у Табели 28.

Table 28: Резултати F теста за тестирање постојања индивидуалних ефеката у FE спецификацији за Модел 1 и Модел 2

	Модел 1	Модел 2
	FE спецификација индивидуални ефекти	FE спецификација индивидуални ефекти
F статистика	6,12	11,33
Prob > F	0,0000	0,0000

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Резултати из Табеле 28 сугеришу, на нивоу значајности од 1%, постојање индивидуалних ефеката у FE спецификацији и за Модел 1 и за Модел 2. Додатно, резултати F теста сугеришу на примену FE спецификације у односу на Pooled OLS спецификацију.

На основу претходно наведеног, за оцену Модела 1 и Модела 2 коришћене су FE спецификација и RE спецификација. За оцену параметара FE спецификација коришћен је коваријациони метод, односно оцена унутар група (енг. within-group estimation), с обзиром на велики број предузећа (N=378) и да акценат истраживања није на слободним члановима него на објашњавању утицаја независних променљивих на профитабилности прерађивачких предузећа. За оцену параметара RE спецификација коришћена је Random-effects GLS метода. Оцена Модела 1 и Модела 2 извршена је помоћу статистичког програма STATA17.

С обзиром на резултате претходних тестова, Модел 1 и Модел 2 оцењени су помоћу FE спецификације са индивидуалним ефектима и RE спецификације са индивидуалним ефектима.

Hausman тестом спецификације извршено је испитивање да ли као адекватну спецификацију треба користити претходно оцењени регресиони модел са фиксним ефектима или регресиони модел са стохастичким ефектима.

Табела 29: Резултати Hausman теста за Модел 1

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	FE спецификација са индивидуалним ефектима	RE спецификација са индивидуалним ефектима	Difference	Std. err.
CR	-0,0007588	-0,0005213	-0,0002375	0,0007436
DR	-0,1762622	-0,1611513	-0,015111	0,0091704
DIO	-0,0001697	-0,0001615	-8,27E-06	0,0000609
DPO	0,0002114	0,0001505	0,0000609	0,0000471
DSO	-0,0005177	-0,0004092	-0,0001086	0,0000449
FA	-0,1455735	-0,1160897	-0,0294837	0,014627
lnA	0,0120468	0,0059132	0,0061336	0,0048006
OIgr	0,034334	0,0394009	-0,0050669	0,0021842
b = Consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg.				
B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg.				
Test of H0: Difference in coefficients not systematic				
$\chi^2(8) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 20,94$				
Prob > $\chi^2 = 0,0073$				

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Резултати Hausman теста за Модел 1 ($\chi^2(8) = 20,94$; Prob > $\chi^2 = 0,0073$) указују да, нивоу значајности од 1%, треба одбацити нулту хипотезу о постојању корелисаности између индивидуалних карактеристика сваког ентитета и регресора. Због тога су оцене параметара Модела 1 добијене помоћу RE спецификације неконзистентне. Закључак је да за оцењивање параметара Модела 1 треба изабрати FE спецификацију која даје конзистентне оцене.

Резултати Hausman теста за Модел 2 ($\chi^2(8) = 62,74$; Prob > $\chi^2 = 0,0000$) указују да, нивоу значајности од 1%, треба одбацити нулту хипотезу о постојању корелисаности између индивидуалних карактеристика сваког ентитета и регресора.

Оцене параметара Модела 2 добијене помоћу RE спецификације су неконзистентне. Закључак је да за оцењивање параметара Модела 2 треба изабрати FE спецификацију која даје конзистентне оцене.

Табела 30: Резултати Hausman теста за Модел 2

	Coefficients			
	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	FE спецификација са индивидуалним ефектима	RE спецификација са индивидуалним ефектима	Difference	Std. err.
CR	0,0003339	0,0019845	-0,0016506	0,0004782
DR	-0,1117666	-0,1154414	0,0036749	0,0062404
DIO	0,0001883	0,0001832	5.11e-06	0,0000443
DPO	-0,0000399	-0,0000313	-8.66e-06	0,0000311
DSO	-0,0001996	-0,0000938	-0,0001058	0,0000297
FA	-0,0474884	0,0047933	-0,0522817	0,0100938
lnA	0,0140753	0,0166571	-0,0025818	0,0036407
OIgr	0,0194947	0,0255485	-0,0060538	0,0013595
b = Consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg.				
B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg.				
Test of H0: Difference in coefficients not systematic				
$\chi^2(8) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 62,74$				
Prob > $\chi^2 = 0,0000$				

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Помоћу F теста, за Модел 1 и Модел 2, извршено је испитивање да ли је у FE спецификацији, потребно укључити индивидуалне и временске ефекте. Резултати тестова дати су у Табели 31.

Табела 31: Резултати F теста за тестирање постојања индивидуалних и временских ефеката у FE спецификацији за Модел 1 и Модел 2

	Модел 1	Модел 2
	FE спецификација индивидуални и временски ефекти	FE спецификација индивидуални и временски ефекти
F статистика	7,86	10,22
Prob > F	0,0000	0,0000

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Резултати из Табеле 31 потврђују присуство индивидуалних и временских ефеката у FE спецификацији и за Модел 1 и за Модел 2, на нивоу значајности од 1%.

Закључак је да је за оцену оба модела адекватна FE спецификација са индивидуалним и временским ефектима.

С обзиром на резултате претходног теста, извршена је оцена Модела 1 и Модела 2 помоћу FE спецификације са индивидуалним и временским ефектима.

Тестирање постојања хетероскедастичности у оцењеним FE спецификацијама Модела 1 и Модела 2 извршено је помоћу модификованог Wald теста за детектовање хетероскедастичности у регресионим моделима са фиксним ефектима. Резултати примењеног теста приказани су у Табели 32.

Табела 32: Резултати модификованог Wald теста за тестирање постојања хетероскедастичности

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity in fixed effect regression model	
H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i	
Модел 1	Модел 2
chi2 (378) = 2,4e+06	chi2 (378) = 1,8e+06
Prob>chi2 = 0,0000	Prob>chi2 = 0,0000

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

Резултат модификованог Wald теста за Модел 1 (chi2 (378) = 2,4e+06; Prob>chi2 = 0,0000) указује на постојање хетероскедастичности, с обзиром да се, за ниво значајности од 1%, одбацује нулта хипотеза о хомоскедастичности односно константности варијансе. Резултат модификованог Wald теста (chi2 (378) = 1,8e+06; Prob>chi2 = 0,0000) за Модел 2 указује да се, за ниво значајности од 1%, одбацује нулта хипотеза о хомоскедастичности, на основу чега се изводи закључак о постојању хетероскедастичности.

Присуство аутокорељације у оцењеним FE спецификацијама Модела 1 и Модела 2 испитано је на основу Wooldrige теста за аутокорељацију у панел подацима. Резултати примењеног теста приказани су у Табели 33.

Табела 33: Резултати Wooldridge теста за тестирање присуства аутокорељације

Wooldridge test for autocorrelation in panel data	
H0: no first-order autocorrelation	
Модел 1	Модел 2
F(1, 377) = 30,368	F(1, 377) = 58,623
Prob > F = 0,0000	Prob > F = 0,0000

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

Резултати Wooldridge теста за Модел 1 ($F=30,368$; $\text{Prob} > F = 0,0000$) потврђују присуство аутокорељације, на нивоу значајности од 1%. Присуство аутокорељације потврђено је и у Моделу 2, с обзиром да је на нивоу значајности од 1% одбачена нулта хипотеза о непостојању аутокорељације првог реда ($F=58,623$; $\text{Prob} > F = 0,0000$).

Присуство аутокорељације и хетероскедастичности у оцењеним FE спецификацијама наводи на закључак о неиспуњености претпоставки панел модела. Због нарушености претпоставки панел модела, за оцену Модела 1 и Модела 2 примењена је FE спецификација са кластер-робустним стандардним грешкама (*FE robust model*). Кластеровање варијабли у панелу производи процену матрице варијансе и коваријансе (енг. *variance-covariance matrix-VCE*) која је робустна на хетероскедастичност и аутокорељацију, што је асимптотски еквивалентно оној коју је предложио Arellano (1987). Arellano корекцију, између осталих, користили су и Akbar и др., (2013); Al-Mulali и др., (2015) и Bersalli и др., (2020). Оцене параметара добијене овим моделом остају исте, али долази до промене у износима стандардних грешака (*Robust std. err.* - робустне стандардне грешке) и износима t-статистике и p-вредности, на основу чега може доћи до промена у закључку о статистичкој значајности утицаја појединих независних варијабли на зависну варијаблу.

У Табели 34 приказане су оцене регресионих параметара Модела 1 помоћу изабране финалне FE спецификације. Валидност модела потврђена је F тестом, на нивоу значајности од 1%, с обзиром да је $F = 9,27$, $\text{Prob} > F = 0,0000$. Вредност коефицијента детерминације од 0,1907 упућује на закључак да је 19,07% варијација зависне променљиве ROA објашњено независним променљивама у моделу.

Табела 34: Оцена параметара Модела 1 помоћу FE спецификације са кластер-робустним стандардним грешкама

ROA	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
CR	-0,0006041	0,0020608	-0,29	0,770	-0,0046562	0,0034481
DR	-0,1868757***	0,0389397	-4,80	0,000	-0,2634418	-0,1103095
DIO	-0,0001358	0,0000906	-1,50	0,135	-0,000314	0,0000424
DPO	0,0001576	0,0001157	1,36	0,174	-0,0000699	0,0003851
DSO	-0,0004975***	0,0001166	-4,27	0,000	-0,0007268	-0,0002682
FA	-0,1409683***	0,0326768	-4,31	0,000	-0,20522	-0,0767166
lnA	0,0337262**	0,0140233	2,41	0,017	0,0061524	0,0612999
OIgr	0,0299137***	0,0095829	3,12	0,002	0,0110712	0,0487563
Godina						
2017	-0,0023113	0,0035298	-0,65	0,513	-0,0092518	0,0046292
2018	-0,0161022**	0,0045144	-3,57	0,000	-0,0249787	-0,0072257
2019	-0,0190198***	0,005861	-3,25	0,001	-0,0305441	-0,0074956
2020	-0,0208375***	0,0072446	-2,88	0,004	-0,0350823	-0,0065926
_cons	-0,2212219	0,1907696	-1,16	0,247	-0,5963276	0,1538839
Number of obs = 1.890						
F(12,377) = 9,27; Prob > F = 0,0000						
R-squared = 0,1907						

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

Напомена: ***, **, * означавају ниво значајности од 1%, 5% и 10%, респективно

У наставку су образложене статистичке хипотезе на основу којих је донет закључак о статистичкој значајности параметара оцењених финалних модела.

Нулта хипотеза да општи ратио ликвидности (CR) нема утицај на ROA се не може одбацити на нивоу значајности од 10%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, ликвидност нема статистички значајан утицај на показатељ профитабилности ROA.

Нулта хипотеза да ратио задужености (DR) нема утицај на ROA се може одбацити на нивоу значајности од 1%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, задуженост има статистички значајан утицај на показатељ профитабилности ROA.

Нулта хипотеза да просечан број дана трајања једног обрта залиха (DIO) нема утицај на ROA се не може одбацити на нивоу значајности од 10%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, просечан број дана трајања једног обрта залиха нема статистички значајан утицај на показатељ профитабилности ROA.

Нулта хипотеза да просечан број дана плаћања обавеза према добављачима (DPO) нема утицај на ROA се не може одбацити на нивоу значајности од 10%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, просечан број дана плаћања обавеза према добављачима нема статистички значајан утицај на показатељ профитабилности ROA.

Нулта хипотеза да просечан број дана наплате потраживања од купаца (DSO) нема утицај на ROA се може одбацити на нивоу значајности од 1%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, просечан број дана наплате потраживања од купаца има статистички значајан утицај на показатељ профитабилности ROA.

Нулта хипотеза да рацио сталне имовине (FA) нема утицај на ROA се може одбацити на нивоу значајности од 1%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, удео сталне имовине у укупној активи има статистички значајан утицај на показатељ профитабилности ROA.

Нулта хипотеза да природни логаритам величине укупне aktive (lnA) нема утицај на ROA се може одбацити на нивоу значајности од 5%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, величина aktive има статистички значајан утицај на показатељ профитабилности ROA.

Нулта хипотеза да стопа раста прихода од продаје (OIgr) нема утицај на ROA се може одбацити на нивоу значајности од 1%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, стопа раста прихода има статистички значајан утицај на показатељ профитабилности ROA.

Табела 35: Оцена параметара Модела 2 помоћу FE спецификације са кластер-робустним стандардним грешкама

EBITDA margina	Coefficient	Robust std. err.	t	P> t	[95% conf.interval]	
CR	0,0003398	0,0026274	0,13	0,897	-0,0048264	0,0055059
DR	-0,1222191***	0,0332825	-3,67	0,000	-0,1876617	-0,0567766
DIO	-0,0002196*	0,0001166	-1,88	0,060	-0,0004481	8,94e-06
DPO	-0,0000884	0,0001263	-0,70	0,484	-0,0003367	0,0001599
DSO	-0,0001856*	0,0000951	-1,95	0,052	-0,0003726	1,30e-06
FA	-0,0433316	0,0271445	-1,60	0,111	-0,0967051	0,0100419
lnA	0,0327384***	0,0109631	2,99	0,003	0,011182	0,0542948
OIgr	0,0158676	0,0103597	1,53	0,126	-0,0045024	0,0362375
Godina						
2017	-0,0115773***	0,0028563	-4,05	0,000	-0,0171936	-0,0059611
2018	-0,0185169***	0,0035942	-5,15	0,000	-0,025584	-0,0114498
2019	-0,0222722***	0,0046349	-4,81	0,000	-0,0313856	-0,0131588
2020	-0,0191781***	0,0058221	-3,29	0,001	-0,0306261	-0,0077302
_cons	-0,2771527**	0,145194	-1,91	0,057	-0,5626442	0,0083388
Number of obs = 1.890						
F(12,377) = 6,38; Prob > F = 0,0000						
R-squared = 0,2319						

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

Напомена: ***, **, * означавају ниво значајности од 1%, 5% и 10%, респективно

У Табели 35 приказане су оцене регресионих параметара Модела 2 помоћу изабране финалне FE спецификације. Валидност модела потврђена је F тестом, на нивоу значајности од 1%, с обзиром да је $F = 6,38$, $\text{Prob} > F = 0.0000$. Коефицијент детерминације износи 0,2319, што наводи на закључак да је 23,19% варијација зависне променљиве EBITDA маргина објашњено независним променљивама у моделу.

Нулта хипотеза да општи ратио ликвидности (CR) нема утицај на EBITDA маргину се не може одбацити на нивоу значајности од 10%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, ликвидност нема статистички значајан утицај на показатељ профитабилности EBITDA маргину.

Нулта хипотеза да ратио задужености (DR) нема утицај на EBITDA маргину се може одбацити на нивоу значајности од 1%. Закључак је да, за предузећа обухваћена

анализом, задуженост има статистички значајан утицај на показатељ профитабилности EBITDA маргину.

Нулта хипотеза да просечан број дана трајања једног обрта залиха (DIO) нема утицај на EBITDA маргину се може одбацити на нивоу значајности од 10%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, просечан број дана трајања једног обрта залиха има статистички значајан утицај на показатељ профитабилности EBITDA маргину.

Нулта хипотеза да просечан број дана плаћања обавеза према добављачима (DPO) нема утицај на EBITDA маргину се не може одбацити на нивоу значајности од 10%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, просечан број дана плаћања обавеза према добављачима нема статистички значајан утицај на показатељ профитабилности EBITDA маргину.

Нулта хипотеза да просечан број дана наплате потраживања од купаца (DSO) нема утицај на EBITDA маргину се може одбацити на нивоу значајности од 10%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, просечан број дана наплате потраживања од купаца има статистички значајан утицај на показатељ профитабилности EBITDA маргину.

Нулта хипотеза да рацио сталне имовине (FA) нема утицај на EBITDA маргину се не може одбацити на нивоу значајности од 10%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, удео сталне имовине у укупној активи нема статистички значајан утицај на показатељ профитабилности EBITDA маргину.

Нулта хипотеза да природни логаритам величине укупне aktive (lnA) нема утицај на EBITDA маргину се може одбацити на нивоу значајности од 1%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, величина aktive има статистички значајан утицај на показатељ профитабилности EBITDA маргину.

Нулта хипотеза да стопа раста прихода од продаје (OIgr) нема утицај на EBITDA маргину се не може одбити на нивоу значајности од 10%. Закључак је да, за предузећа обухваћена анализом, стопа раста прихода нема статистички значајан утицај на показатељ профитабилности EBITDA маргину.

IV РЕЗУЛТАТИ СПРОВЕДеноГ ИСТРАЖИВАЊА

7. Дискусија о добијеним резултатима истраживања

Као што је већ поменуто, предмет истраживања ове докторске дисертације је квантификовање детерминанти успешности пословања предузећа прерађивачке индустрије у Републици Србији применом регресионих модела. Предметно истраживање је спроведено на узорку од 378 предузећа из сектора С – прерађивачка индустрија, која су одабрана на основу критеријума опадајућих пословних прихода остварених у 2020. години. Истраживање је обухватило временски период од 2016. године до 2020. године. Из узорка су елиминасана предузећа која су имала екстремне вредности појединих показатеља укључених у анализу, као и предузећа за које су појединачни подаци недостајали. Генерална, односно општа хипотеза од које се кренуло у истраживању дефинисана је на следећи начин: Одабрани интерни фактори пословања у значајној мери детерминишу успешност пословања предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији.

Као апроксимација успешности пословања предузећа коришћена је профитабилност, док су као интерне детерминанте коришћени одабрани показатељи финансијке анализе који, судећи према доступној теоријској и практичној литератури, у највећој мери утичу на профитабилност предузећа. Детаљним прегледом емпиријске литературе аутор је закључио да је ROA (енг. *return on assets*) најчешће коришћена апроксимација профитабилности предузећа (видети нпр. Anton и Nucu, 2021; Милошев, 2021; Jaworski и Czerwonka, 2021; Вржина и Димитријевић, 2020; Kafeel и др., 2020; Вуковић и Јакшић, 2019; Nanda и Panda, 2018; Khairul, 2018; Iqbal и Usman, 2018; Al-Jafari и Al Samman, 2015), те је она употребљена као једна од апроксимација профитабилности 378 предузећа прерађивачке индустрије која послују на територији Републике Србије, за период од 2016. године до 2020. године. Такође, аутор се као стручњак са вишегодишњим искуством у пословима рачуноводства, финансија и контролинга у прерађивачком сектору, одлучио за EBITDA маргину као алтернативну меру профитабилности, с обзиром да је ова варијабла веома често коришћена као показатељ профитабилности у пракси прерађивачких предузећа у Републици Србији. Овај показатељ веома се ретко користи у научним истраживањима (видети нпр. Perisa и други, 2017; Adiloğlu и Vuran, 2017), док је његова употреба веома заступљена у пракси. Због тога је аутор покушао да научним методама објасни један од најчешће

коришћених показатеља профитабилности у пракси, у чему се огледа значајан научни допринос ове докторске дисертације.

У наставку ће детаљније бити анализирани добијени резултати оцењених регресионих модела који упућују на закључак о утицају посматраних интерних детерминанти на профитабилност предузећа прерађивачког сектора која послују на територији Републике Србије у периоду од 2016. до 2020. године.

7.1. Анализа утицаја ликвидности на профитабилност прерађивачких предузећа

Аутор се, узимајући у обзир анализирани временски период, определио да полазна претпоставка у овом раду буде дефинисана тако да тврди да већа ликвидност негативно утиче на профитабилност предузећа прерађивачке индустрије. У складу са емпиријским студијама које су спровели Mazanec, 2022; Jaworski и Czerwonka, 2021; Вржина и Димитријевић, 2020; Kafeel и др., 2020; Вуковић и Јакшић, 2019; Nanda и Panda, 2018; Khairul, 2018; Gonçalves и др. (2018); Svitlik и Poutnik, 2016; Al-Jafari и Al Samman, 2015; Maçãs Nunes и Serrasquero (2015) и др, аутор се определио да као апроксимацију ликвидности користи општи рацио ликвидности.⁵² Општи рацио ликвидности израчунат је као количник укупних обртних средстава и краткорочних обавеза посматраних предузећа.

Резултати добијени оценом финалних регресионих панел модела показују да, за предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом у Републици Србији у посматраном периоду, од 2016. године до 2020. године, ликвидност нема статистички значајан утицај на показатеље профитабилности ROA и EBITDA маргина, што упућује на закључак да прва посебна хипотеза (H_1) не може бити потврђена. Добијени закључак је у складу са резултатима студије које су спровели Вржина и Димитријевић (2020) на примеру 50 пољопривредних предузећа са територије АП Војводине, као и Стоиљковић и др. (2023) који су испитивали утицај ликвидности на профитабилност 100 предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији.

Стога се недвосмислено може тврдити да добијени резултати указују да не постоји директна веза између ликвидности и профитабилности, што имплицира на

⁵² За детаљније информације погледати Табелу 13 и поглавље 4.1.

немогућност утврђивања оптималног салда готовине који максимизира профитабилност посматраних предузећа.

7.2. Анализа утицаја задужености на профитабилност прерађивачких предузећа

Као апроксимацију задужености посматраних предузећа, аутор се одлучио за рацио задужености који су у својим истраживањима користили и аутори Anton и Nucu, (2021); Милошев (2021); Вржина и Димитријевић (2020); Вуковић и Јакшић (2019); Gonçalves и др. (2018); Војос и Anton (2017); Hunjra и др. (2014). Рацио задужености је израчунат као количник укупних обавеза и укупне активе посматраних предузећа.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да виши ниво задужености подразумева нижи ниво профитабилности предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији, што је аутор и потврдио на примеру 378 предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији, за периоду од 2016. до 2020. године.⁵³ Наиме, оцене регресионих параметара Модела 1 и Модела 2 помоћу финалне FE спецификације показују да, за предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом, задуженост има негативан и статистички значајан утицај на показатеље профитабилности ROA и EBITDA маргина. Претходно наведено иде у прилог потврђивању друге посебне хипотезе (H₂) о негативном утицају задужености на профитабилност предузећа прерађивачког сектора. На основу износа оцењених параметара модела, закључује се да повећање задужености за 1% утиче на смањење показатеља ROA за 18,69% и на смањење показатеља EBITDA маргина за 12,22%, под претпоставком константности осталих детерминанти.

Добијени закључак је у складу са истраживањима које су спровели Стоиљковић и др. (2023), Милошев (2021) као и Вржина и Димитријевић (2020), који такође спровели истраживање на примеру предузећа у Републици Србији, затим Anton и Nucu (2021) који су анализирали детерминате профитабилности пољских производних предузећа, Rahman и др. (2019) који испитују утицај финансијског левериџа на примеру предузећа текстилног сектора у Бангладешу, као и Alarussi и Alhaderi (2018) који истражују утицај финансијског левериџа на профитабилност малезијских предузећа. Идентичан закључак на основу спроведених истраживања изводе и Nanda и Panda (2018) на примеру предузећа која се котирају на *BSE (Bombay stock Exchange)*,

⁵³ За више информација погледати Табелу 14 и тачку 4.2.

Fajaria и Isnalita (2018) на примеру индонежанских производних предузећа, Voјос и Anton (2017) на примеру брзо растућих предузећа из централне, источне и југоисточне Европе, као и Kırmı (2017) на примеру нафтних компанија у Кенији.

Добијени резултати указују да су профитабилнија она предузећа која се финансирају из сопствених извора у виду улагања власника или из сопственог капитала у делу који се односи на нераспоређени добитак.

7.3. Анализа утицаја адекватног управљања залихама на профитабилност прерађивачких предузећа

У овој дисертацији фокус је стављен на испитивање појединачног утицаја адекватног управљања појединим облицима обртних средстава на профитабилност посматраних предузећа.⁵⁴ Као апроксимација адекватног управљања залихама коришћен је просечан број дана трајања једног обрта залиха (енг. *days inventory outstanding*), по угледу на истраживања која су спровели Балабан и др. (2023), Mazanec (2022) Gołaś (2020) Kayani и др. (2020); Bieniasz, A. и Gołaś, Z. (2011) Samiloglu и Demirgunes (2008) и др. Просечан број дана трајања једног обрта залиха рачунат је тако што је број дана у години подељен са коефицијентом обрта залиха, који је израчунат као количник цене коштања реализованих производа и просечног салда залиха.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да адекватно управљање залихама резултира вишим нивоима профитабилности предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији.⁵⁵ Адекватно управљање залихама подразумева смањење просечног броја дана трајања једног обрта залиха, на основу чега се очекује раст профитабилност предузећа. Насупрот томе, повећање просечног броја дана трајања једног обрта залиха утиче на пад профитабилност предузећа. У конкретном случају то би значило да дуже трајање једног обрта залиха има негативан утицај на показатеље профитабилности прерађивачког сектора у Републици Србији. Ова хипотеза (H₃), међутим, није у целини потврђена. Наиме, на основу добијених резултата спроведеног истраживања може се закључити да адекватно управљање залихама нема утицај на показатељ ROA, док дуже трајање једног обрта залиха има

⁵⁴ Адекватност управљања готовином као најликвиднијим обликом обртне имовине обухваћена је показатељем ликвидности.

⁵⁵ За више информација погледати Табелу 15 и тачку 4.3.

негативан утицај на показатељ EBITDA маргина, за период од 2016. године до 2020. године на примеру 378 предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији. Тврдња из треће посебне хипотезе може се потврдити када се као апроксимација профитабилности користи EBITDA маргина, док се тврдња из треће посебне хипотезе не може потврдити када се као апроксимација профитабилности користи ROA. На основу износа оцењеног параметра у Моделу 2, закључује се да повећање просечног броја дана трајања једног обрта залиха за 1% утиче на смањење EBITDA маргине за 0,022%, под претпоставком да се остали фактори не мењају.

Добијени закључак је у складу са истраживањима које су спровели Gołaś (2020) на примеру малих и средњих предузећа за прераду млека у Пољској у периоду од 2008. године до 2017. године, Nofiana и Sunarsi (2020) на примеру предузећа из Индонезије, Bieniasz и Gołaś (2011) на примеру прехранбених предузећа из еврозоне у периоду од 2005. године до 2009. године, затим и Samiloglu и Demirgunes (2008) на примеру производних предузећа која се котирају на *Istanbul Stock Exchange* у периоду од 1998. до 2007. године. До истог закључка долазе и Garcia-Teruel и Martinez-Solano (2007) када су у питању мала и средња предузећа у Шпанији у периоду од 1996. године до 2002. године.

7.4. Анализа утицаја адекватног управљања обавезама према добављачима на профитабилност прерађивачких предузећа

Као апроксимацију адекватног управљања краткорочним обавезама, односно обавезама према добављачима, аутор се одлучио за просечан број дана плаћања обавеза према добављачима (енг. *days payable outstanding*), у складу са истраживањима која су спровели Mazanec (2022) Gołaś (2020) Bieniasz, A. и Gołaś, Z. (2011) и др. Просечан број дана плаћања обавеза према добављачима израчунат је као количник броја дана у години и коефицијента обрта добављача, који је израчунат као однос цене коштања реализованих производа кориговане са променама залиха и просечног салда добављача.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да адекватно управљање краткорочним обавезама, односно обавезама према добављачима резултира вишим нивоима профитабилности предузећа прерађивачког сектора у Републици

Србији.⁵⁶ Наиме, адекватно управљање обавезама према добављачима подразумева повећање просечног броја дана плаћања обавеза према добављачима, на основу чега се очекује раст профитабилност предузећа. Насупрот томе, смањење просечног број дана плаћања обавеза према добављачима утиче на пад профитабилност предузећа. Оцене регресионих параметара Модела 1 и Модела 2 помоћу финалне FE спецификације показују да, за предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом, просечан број дана плаћања обавеза према добављачима нема статистички значајан утицај на показатеље профитабилности ROA и EBITDA маргина, што наводи на закључак да четврта посебна хипотеза (H₄) не може бити потврђена, што је у складу са истраживањем које су спровели Стоиљковић и др. (2023) на примеру 100 предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији у периоду од 2016. године до 2020. године, као и Linh и Mohanlingam (2018) који нису пронашли везу између адекватног управљања обртним средствима и профитабилности пољопривредних и предузећа прехранбене индустрије која се котирају на Stock Exchange of Thailand у периоду од 2009. године до 2013. године.

7.5. Анализа утицаја адекватног управљања потраживањима на профитабилност прерађивачких предузећа

Као апроксимација адекватног управљања потраживањима од купаца у раду је коришћен просечан број дана наплате потраживања од купаца (енг. *days sales outstanding*), по угледу на истраживања која су спровели Mazanec (2022); Gołaś (2020); Kafeel и др. (2020); Bieniasz и Gołaś (2011); Samiloglu и Demirgunes (2008) и др. Просечан број дана наплате потраживања од купаца израчунат је као количник броја дана у години и коефицијента обрта купаца, који је израчунат као однос нето прихода од продаје и просечног салда купаца.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да адекватно управљање потраживањима од купаца резултира вишим нивоима профитабилности предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији.⁵⁷ Наиме, адекватно управљање потраживањима од купаца подразумева смањење просечног броја дана наплате потраживања од купаца, на основу чега се очекује раст профитабилност предузећа. Насупрот томе, повећање просечног броја дана наплате потраживања од купаца утиче

⁵⁶ За више информација погледати Табелу 16 и тачку 4.4.

⁵⁷ За више информација погледати тачку 4.5.

на пад профитабилност предузећа. Оцене регресионих параметара Модела 1 и Модела 2 помоћу финалне FE спецификације показују да, за предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом у периоду од 2016. године до 2020. године, повећање просечног број дана наплате потраживања од купаца има негативан и статистички значајан утицај на показатеље профитабилности ROA и EBITDA маргина. Претходно наведено иде у прилог потврђивању пете посебне хипотезе (H_5) да са продужењем просечног периода наплате потраживања од купаца долази до пада профитабилност предузећа прерађивачког сектора, односно да је за раст профитабилности предузећа значајно адекватно управљање потраживањима, које подразумева смањење просечног броја дана наплате потраживања од купаца. На основу износа оцењених параметара модела, закључује се да повећање просечног броја наплате потраживања од купаца за 1% утиче на смањење показатеља ROA за 0,0497% и на смањење EBITDA маргине за 0,01856%, под претпоставком да се остали фактори не мењају.

Добијени закључак је у складу са закључцима који су добили Pestonji и Wichitsathian (2019) на примеру 68 компанија које се котирају на Тајландској берзи из производног сектора у периоду од 2012. до 2016. године, као и Барјактаровић Ракочевић и др. (2014) на примеру предузећа која се котирају на Београдској берзи. Анализирајући прехранбена предузећа из еврозоне, у периоду од 2005. године до 2009. године, Bieniasz и Gołaś (2011) доказали су да је краћи циклус везивања готовине у потраживањима од купаца повезан са вишим стопама профитабилности, што сугерише на потребу за адекватним управљањем целокупним обртним капиталом у циљу повећања профитабилности предузећа.

7.6. Анализа утицаја удела основних средстава у укупној активи на профитабилност прерађивачких предузећа

Као детерминанту профитабилности предузећа аутор се одлучио да уврсти и рацио сталне имовине (енг. *fixed assets ratio*) који мери учешће сталне имовине у укупној активи предузећа, по узору на истраживања које су спровели Вржина и Димитријевић, 2020; Јакшић, 2019; Al-Jafari и Al Samman, 2015 и др. Рацио сталне имовине израчунат је као количник салда сталне имовине и укупне активе посматраних предузећа.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да већи удео основних средстава у укупној активи предузећа негативно утиче на профитабилност одабраних предузећа прерађивачке индустрије. Оцене регресионих параметара Модела 1 и Модела 2 помоћу финалне FE спецификације показују да, за 378 предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији обухваћена анализом у периоду од 2016. године до 2020. године, удео сталних средстава у укупној активи предузећа (FA) нема статистички значајан утицај на показатељ профитабилности EBITDA маргина, док на показатељ профитабилности ROA има негативан и статистички значајан утицај. На основу тога, закључује се да је шеста посебна хипотеза (H_6) потврђена када се као апроксимација профитабилности користи показатељ ROA. На основу износа оцењеног параметра у Моделу 1, закључује се да повећање удела сталних средстава у укупној активи предузећа за 1% утиче на смањење ROA за 14,09%, под претпоставком да остале детерминанте остају константне.

Добијени закључак је у складу са резултатима до којих су дошли Вржина и Димитријевић (2020) на примеру пољопривредних предузећа са територије АП Војводина у периоду од 2013. године до 2016. године.

7.7. Анализа утицаја величине предузећа на профитабилност прерађивачких предузећа

Код великих предузећа, услед лакшег приступа капиталу, очекиване су више стопе профитабилности. Повећање имовине може довести компанију до одрживе позиције и побољшања конкурентске предности. Веће компаније имају већу преговарачку моћ и уживају у економији обима. Природни логаритам величине укупне aktive предузећа коришћен је у истраживању као апроксимација величине предузећа.

На основу теоријске и емпиријске литературе за очекивати је да већа предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији бележе више нивое профитабилности.⁵⁸ Оцене регресионих параметара Модела 1 и Модела 2 помоћу финалне FE спецификације показују да, за 378 предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом у Републици Србији у периоду од 2016. године до 2020. године, величина предузећа (изражена природним логаритмом укупне active – $\ln A$) има позитиван и статистички значајан утицај на показатеље профитабилности ROA и EBITDA маргина.

⁵⁸ За више информација погледати тачку 4.7.

Претходно наведено иде у прилог потврђивању седме посебне хипотезе (H₇) о позитивном утицају величине предузећа на профитабилност предузећа прерађивачког сектора. На основу износа оцењених параметара модела, закључује се да повећање променљиве lnA за 1% утиче на повећање показатеља ROA за 3,37% и на повећање EBITDA маргине за 3,27%, под претпоставком да остале детерминанте остају константне.

Добијени закључак је у складу са резултатима истраживања које су спровели Милошев (2021), као и Afiezan и др. (2020) који сматрају да велика предузећа за које се подразумева да имају већу флексибилност, као и већу могућност добијања средстава сигурно могу лакше приступити тржишту капитала. Исти закључак потврђују и Alarussi и Alhaderi (2018), Вуковић и Јакшић (2019), Nanda и Panda (2018), Al-Jafari и Al Samman (2015), као и Maçãs Nunes и Serrasquiere (2015) који сматрају да величина предузећа стимулише профитабилност.

7.8. Анализа утицаја прихода од продаје на профитабилност прерађивачких предузећа

Стопа раста прихода од продаје (енг. *operating income growth rate*) такође се у емпиријској литератури наводи као једна од значајних детерминанти профитабилности предузећа која изражава потенцијал предузећа за раст (Anton и Nucu (2021); Милошев (2021); Kafeel и др. (2020); Gonçalves и др. (2018); Boţoc и Anton (2017); Al-Jafari и Al Samman (2015); Барјактаровић Ракочевић и др. (2014); Javid (2014); Bhutta и Hasan (2013); Mumtaz и др. (2013); Kouser и др. (2012); Samiloglu и Demirgunes (2008); Agiomirgianakis и др. (2006) и др.), те се аутор одлучио да у моделе уврсти и ову варијаблу.

На основу теоријске и емпиријске литературе, за очекивати је да виша стопа раста прихода од продаје као резултат има виши ниво профитабилности предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији у периоду од 2016. године до 2020. године.⁵⁹ Наиме, на основу претходних емпиријских студија, аутор се определио да утицај прихода од продаје анализира са аспекта потенцијала за раст посматраних предузећа. У складу са тим, дефинисана је посебна хипотеза која разматра утицај потенцијала раста предузећа израженог стопом раста пословних прихода, а не приходе

⁵⁹ За више информација погледати тачку 4.8.

од продаје у апсолутном износу, а која тврди да већи потенцијал раста позитивно утиче на профитабилност одабраних предузећа прерађивачке индустрије. Оцене регресионих параметара Модела 1 и Модела 2 помоћу финалне FE спецификације показују да, за предузећа прерађивачког сектора обухваћена анализом, потенцијал раста (мерен стопом раста пословних прихода – $OIgr$), нема статистички значајан утицај на показатељ профитабилности EBITDA маргина, док на показатељ профитабилности ROA има позитиван и статистички значајан утицај. На основу тога закључује се да је осма посебна хипотеза (H_8) делимично потврђена, с обзиром да се тврдње из осме посебне хипотезе могу потврдити када се као апроксимација профитабилности користи ROA, док се тврдње из осме посебне хипотезе не могу потврдити када се као апроксимација профитабилности користи EBITDA маргина. На основу износа оцењеног параметра у Моделу 1, закључује се да повећање стопе раста пословних прихода за 1% утиче на повећање ROA за 2,99%, под претпоставком да остале детерминанте остају константне, што је у складу са истраживањима која су спровели Anton и Nucu (2021), Милошев (2021), Gonçalves и др. (2018), Bořoc и Anton (2017), Al-Jafari и Al Samman (2015), Javid (2014), Bhutta и Hasan (2013), Mumtaz и др. (2013), Kouser и др. (2012), као и Samiloglu и Demirgunes (2008).

V ЗАКЉУЧЦИ ИСТРАЖИВАЊА

8. Закључак

Успостављање концептуалног оквира за емпиријско истраживање мерења перформанси финансијске успешности предузећа у Републици Србији изузетно је важна тема која се, у конкретном случају, односи на диференцирање и анализу предузећа прерађивачког сектора. Према званичним подацима Републичког завода за статистику, учешће прерађивачког сектора у формирању бруто домаћег производа Републике Србије у периоду од 2016. године до 2020. године је највеће од свих сектора, што чини оправданим избор предузећа управо из овог сектора као узорак истраживања докторске дисертације. Укупан промет, вредност производње, додата вредност по факторским трошковима, бруто пословни вишак, трошкови запослених, бруто зарада, као и број запослених лица у прерађивачком сектору бележе готово континуирани тренд раста у периоду од 2016. године до 2020. године, што је додатни аргумент за укључивање ових предузећа у узорак истраживања. Кључни разлози за укључивање прерађивачких предузећа у оцену детерминанти профитабилности јесте чињеница да постоји велики профитни потенцијал овог сектора, јер су профитна стопа и продуктивност рада сектора прерађивачке индустрије приближно једнаки нивоу припадајућих просечних вредности свих сектора обухваћених анализом. Додатно, резултати истраживања указују да је профитна стопа прерађивачког сектора на нижем нивоу у односу на већину осталих сектора у Републици Србији.

Анализа разлика међу посматраним прерађивачким предузећима представља теоријску и практичну основу, којом се даје одговор на питање – због чега су нека прерађивачка предузећа успешнија од других. Ови резултати ће, са једне стране, помоћи менаџменту предузећа у доношењу ефикасних стратегија којима ће се побољшати финансијске перформансе и максимизирати вредност предузећа. Менаџмент предузећа прерађивачке индустрије, приликом доношења пословних одлука, може у значајној мери да користи одговоре на питања која су предмет овог истраживања. Менаџмент прерађивачких предузећа ће ове одговоре да користи као алат приликом дефинисања кључних индикатора перформанси. То ће у значајној мери утицати на повећање профитабилности предузећа из прерађивачке индустрије. Са друге стране, то ће креаторима економске политике бити путоказ приликом доношења

мера којима се подстиче профитабилност целокупне привреде Републике Србије.

Имајући у виду висок удео у формирању бруто домаћег производа предузећа прерађивачког сектора, идентификовање кључних детерминанти профитабилности може имати велики значај за ширу друштвену заједницу. Наиме, држава је заинтересована за повећање профитабилности прерађивачке индустрије која учествује у најзначајнијој мери у формирању бруто домаћег производа и запошљава велики број радника. С обзиром на то, овај сектор у великој мери детерминише макроекономску стабилност Републике Србије. Повећање профитабилности прерађивачког сектора доводи до повећавања јавних прихода Републике Србије у виду веће наплате пореза на добит предузећа. Запослени имају бенефите у виду повећања зарада, што утиче на повећање пореза на зараде и припадајућих доприноса. Повећањем зараде, повећава се животни стандард и лична потрошња, која резултира већом наплатом ПДВ-а и која подстиче и остале секторе у оквиру привреде Републике Србије.

Идентификовање перформанси успешности пословања предузећа прерађивачког сектора у Републици Србији пружа значајне информације домаћим и страним инвеститорима. Добијени резултати истраживања ће потенцијалним инвеститорима омогућити боље сагледавање индикатора који утичу на успешност пословања предузећа, на основу чега ће они моћи да анализирају предности и недостатке улагања у прерађивачка предузећа у Републици Србији. Више информација о утицају појединих фактора на профитабилност ће омогућити инвеститорима лакши избор предузећа у која треба улагати и која ће им, са већом сигурношћу, омогућити већи поврат на уложена средства.

Раст профитног потенцијала предузећа прерађивачке индустрије, кроз идентификовање параметара који утичу на профитабилност, имаће утицај и на раст конкурентности прерађивачке индустрије Републике Србије.

Научни допринос спроведеног истраживања састоји се у томе да би резултати истраживања требали да пруже одговоре на питања везана за утицај одабраних интерних параметара финансијског положаја на успешност пословања прерађивачких предузећа у Републици Србији, чиме би допунили и недостајући фонд знања везан за поменуто тематiku. Већина досадашњих студија која су се бавила поменутом проблематиком, као апроксимацију профитабилности користила је мере попут ROA

које су уобичајене за научна истраживања. Спајањем праксе и теорије, аутор је дао свој допринос, будући да је први пут као апроксимација профитабилности употребљен показатељ EBITDA маргина на примеру предузећа која послују на територији Републике Србије, чиме је дошао до закључака који у великој мери могу да допринесу практичним знањима у поменутом сектору.

Формирани узорак истраживања обухватио је 378 појединачних предузећа, чије је пословање анализирано за период од 2016. до 2020. године. У дисертацији је примењена регресиона анализа на панелу података, будући да панел подаци пружају већу могућност одабира и препознавања интерних параметара и мерење њихових ефеката који се не могу идентификовати коришћењем само упоредних података више јединица посматрања или само података временских серија. Добијени резултати сугеришу да показатељи ликвидност и адекватно управљање плаћања обавеза према добављачима нису детерминанте профитабилности предузећа прерађивачког сектора у посматраном периоду. Адекватно управљање потраживањима од купаца и величина предузећа су детерминанте које имају позитиван утицај на профитабилност предузећа прерађивачког сектора у посматраном периоду. Виши ниво задужености је једна од детерминанти која негативно утиче на профитабилност предузећа прерађивачког сектора у посматраном периоду. Код адекватног управљања залихама, удела основних средстава у укупној активи и потенцијала за раст предузећа, одговор не може да буде јединствен. Наиме, адекватно управљање залихама позитивно утиче на профитабилност предузећа прерађивачког сектора у посматраном периоду када се као апроксимација профитабилности користи EBITDA маргина, док када се као апроксимација профитабилности користи показатељ ROA поменути показатељ нема утицај на профитабилност предузећа прерађивачког сектора. Виши удео основних средстава у укупној активи негативно утиче на профитабилност предузећа прерађивачког сектора када се као апроксимација профитабилности користи показатељ ROA, док у случају апроксимације профитабилности кроз EBITDA маргину поменути показатељ нема утицај на профитабилност предузећа прерађивачког сектора у посматраном периоду. Већи пословни приходи позитивно утичу на профитабилност предузећа прерађивачког сектора када се као апроксимација профитабилности користи показатељ ROA, док у случају апроксимације профитабилности кроз EBITDA маргину поменути показатељ нема утицај на профитабилност предузећа прерађивачког сектора у посматраном периоду.

Добијени резултати сугеришу да ликвидност, исказана кроз општи рацио ликвидности, није детерминанта профитабилности анализираних прерађивачких предузећа, односно не утиче на показатеље ROA и EBITDA маргина.

Адекватно управљање залихама, исказано кроз смањење просечног броја дана трајања једног обрта залиха, позитивно утиче на профитабилност предузећа прерађивачког сектора у посматраном периоду када се као апроксимација профитабилности користи EBITDA маргина, при чему нема утицај на профитабилност анализираних прерађивачких предузећа када се као апроксимација профитабилности користи ROA. Адекватно управљање потраживањима од купаца, исказано кроз смањење просечног број дана наплате потраживања од купаца, има позитиван утицај на показатеље профитабилности ROA и EBITDA маргина предузећа прерађивачког сектора. Резултати истраживања сугеришу да менаџмент прерађивачких предузећа, у циљу повећања показатеља ROA и EBITDA маргина, у процесу ефикасног управљања обртним капиталом треба да посебну пажњу да обрати на ефикасније управљање односима са купцима, ефикаснији процес фактурисања и наплате потраживања кроз преговоре са купцима у циљу смањења просечног броја дана наплате потраживања. Ако се као апроксимација профитабилности користи EBITDA маргина, препорука је да се ефикасно управљање обртним капиталом прерађивачких предузећа постиже смањењем просечног број дана наплате потраживања од купаца, као и смањењем просечног броја дана трајања једног обрта залиха. Резултати истраживања показали су да адекватно управљање плаћања обавеза према добављачима, исказано кроз повећање броја дана плаћања обавеза према добљачима, није детерминанта профитабилности анализираних прерађивачких предузећа, односно не утиче на показатеље ROA и EBITDA маргина. На основу претходно добијених резултата препоручује се менаџменту прерађивачких предузећа да, у циљу повећања показатеља ROA и EBITDA маргина, спроведе мере које ће утицати на смањење циклуса конверзије у готовину кроз смањење просечног броја дана наплате потраживања. Са тог аспекта, потребно је применити претходно наведене активности које се односе на бржу наплату потраживања од купаца. Ако се као апроксимација профитабилности посматра EBITDA маргина, препорука менаџменту прерађивачких предузећа је да раст EBITDA маргине оствари кроз смањење циклуса конверзије готовине, што се остварује смањењем просечног броја дана наплате потраживања од купаца, као и смањењем просечног броја дана трајања једног обрта залиха. За ту сврху, потребно је побољшати

процес управљања залихама кроз примену техника које се односе на њихову оптимизацију. Као потенцијалне мере могу се навести поједностављење и аутоматизација производних процеса. На основу анализе прерађивачког сектора, може се условно закључити да су у посматраном временском периоду предузећа из прерађивачког сектора бележила мале варијације на припадајућим позицијама залиха по годинама, што би, према препоруци аутора, била добра основа за неко будуће истраживање. Такође, аутор је закључио да су предузећа прерађивачког сектора у посматраном периоду кредитирала своје добављаче, што може бити тема дубљих анализа.

Истраживањем је утврђено да виши ниво задужености, исказан кроз ратио задужености, негативно утиче на показатеље профитабилности ROA и EBITDA маргина предузећа прерађивачког сектора обухваћених анализом. Претходно наведено може да говори у прилог чињеници да посматрана предузећа имају висок ниво финансијског ризика. Повећање величине анализираних прерађивачких предузећа, као детерминанта за коју је утврђено да позитивно утиче на показатеље ROA и EBITDA маргина, допринеће већој преговарачкој моћи са кредиторима, уз уважавање екстерних фактора.

Виши удео основних средства у укупној активи негативно утиче на профитабилност предузећа прерађивачког сектора када се као апроксимација профитабилности користи показатељ ROA, при чему нема утицај на профитабилност анализираних прерађивачких предузећа када се као апроксимација профитабилности користи EBITDA маргина. Претходно наведено може да говори у прилог чињеници да посматрана предузећа имају висок ниво пословног ризика. Препорука менаџменту прерађивачких предузећа, у циљу повећања показатеља ROA, је оптимизација употребе основних средстава и њихова капитална ефикасност кроз продају или изнајмљивање неефикасних (недовољно искоришћених) основних средстава, као и оптимизација производних капацитета.

Величина предузећа, исказана кроз природни логаритам величине укупне aktive, има позитиван утицај на показатеље профитабилности ROA и EBITDA маргина предузећа прерађивачког сектора. Препорука менаџменту прерађивачких предузећа, у циљу повећања профитабилности, је склапање стратешких партнерстава са предузећима која производе комплементарне производе, преузимање предузећа које је у складу са стратешким циљевима, као и спровођење мерџера и аквизиција. Претходно

наведене препоруке утицаће на раст тржишног учешћа и постизање ефеката економије обима. То може довести до повећања броја купаца и побољшања преговарачке моћи са потенцијалним купцима, што може да утиче на смањење просечног броја дана наплате потраживања од купаца.

Већи пословни приходи, исказани кроз стопу раста прихода од продаје, позитивно утичу на профитабилност предузећа прерађивачког сектора када се као апроксимација профитабилности користи показатељ ROA, при чему немају утицај на профитабилност анализираних предузећа када се као апроксимација профитабилности користи EBITDA маргина. Препорука менаџменту прерађивачких предузећа, у циљу повећања показатеља ROA, је дефинисање и имплементација стратегија које се односе на раст продаје, односно раст прихода од продаје. То се може постићи кроз креирање програма за задржавање постојећих купаца, као и проширењем постојеће базе купаца помоћу уласка на нова тржишта, применом адекватне ценовне стратегије и лансирањем нових производа и услуга.

Резултати истраживања докторске дисертације ће омогућити даља истраживања у овој области као и унапређење постојећих метода и модела мерења и квантификовања перформанси успешности прерађивачких предузећа.

Аутор за будућа истраживања препоручује укључивање у узорак предузећа која припадају различитим секторима и, с тим у вези, додавање у модел варијабли које су специфичне за поједине секторе како би се оценило у којој мери припадност предузећа различитим секторима може да допринесе мањој или већој профитабилности. Такође, у модел би било препоручљиво додати и вештачке варијабле како би се детаљно анализирао утицај глобалне економске кризе или глобалних економских криза које су се догодиле 2008. и 2020. године на профитабилност предузећа која припадају различитим секторима, као и варијабле које би се користиле као апроксимација екстерних фактора који могу да имају утицај на профитабилност прерађивачких предузећа. Као додатне препоруке за дубље анализе, аутор препоручује анализу детерминанти профитабилности појединих области у оквиру сектора С и компарацију међу областима у оквиру сектора, као и примену динамичких панел модела.

С тим у вези, могуће је дефинисати и један од лимита истраживања, јер се резултати могу применити само на предузећа из прерађивачког сектора, још

прецизније, само на посматрана предузећа из прерађивачког сектора, будући да је за оцену детерминанти профитабилности коришћена FE спецификација. Као додатни лимит истраживања може се навести кратак период посматрања и коришћење статичких регресионих модела.

Литература:

1. Abbas, F., Iqbal, S. and Aziz, B. (2019). The impact of bank capital, bank liquidity and credit risk on profitability in postcrisis period: A comparative study of US and Asia. *Cogent Economics & Finance*, 7(1). 1605683. <https://doi.org/10.1080/23322039.2019.1605683>
2. Abdul, A. A. and Abdul, R. (2017). The Relationship between Solvency Ratios and Profitability Ratios: Analytical Study in Food Industrial Companies listed in Amman Bursa. *International Journal of Economics and Financial*, 7(2), 86-93.
3. Abel, A. B. (2015). *Optimal Debt and Profitability in the Tradeoff Theory*, National Bureau of Economic Research. Доступно на: <https://nber.org/papers/w21548>
4. Abeyrathna, S.P.G.M. and Priyadarshana, A.J.M. (2019). Impact of Firm size on Profitability. *International Journal of Scientific and Research Publications* 9(6). <http://dx.doi.org/10.29322/IJSRP.9.06.2019.p9081>
5. Adiloğlu, B. and Vuran, B. (2017). The importance of EBIT- EBITDA disclosure in annual reports: A comparison from Turkey. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 3(2). <http://dergipark.gov.tr/ijsser>
6. Abor, J. (2005). The effect of capital structure on profitability: An empirical analysis of listed firms in Ghana. *Journal of Risk Finance*, 6(5): 438-445. <https://doi.org/10.1108/15265940510633505>
7. Abuhommous, A. A. A. A. (2017). The impact of offering trade credit on firms' profitability. *Journal of Corporate Accounting & Finance* 28(6): 29-40. <https://doi.org/10.1002/jcaf.22298>
8. Adhikari, H. P., Krolikowski, M. V., Malm, J. and Sah, N. B. (2021). Working capital (mis)management. *Accounting & Finance*, 61(1): 727-761. <https://doi.org/10.1111/acfi.12591>
9. Afiezan, A., Wijaya, G., Priscilia, P. and Claudia, C. (2020). The Effect of Free Cash Flow, Company Size, Profitability and Liquidity on Debt Policy for Manufacturing Companies Listed on IDX in 2016-2019 Periods. *Budapest International Research and Critics Institute-Journal*, 4005-4018. <https://doi.org/10.33258/birci.v3i4.1502>
10. Afrifa, G.A. and Padachi, K. (2016). Working capital level influence on SME profitability. *Journal of Small Business and Enterprise Development* 23(1): 44-63. <https://doi.org/10.1108/JSBED-01-2014-0014>

11. Агенција за привредне регистре – званична интернет страница
<https://www.apr.gov.rs>
12. Agiomirgianakis, G., Voulgaris, F. and Papadogonas, T. (2006). Financial factors affecting profitability and employment growth: the case of Greek manufacturing. *International Journal Financial Services Management*, 1(2/3).
<http://dx.doi.org/10.1504/IJFSM.2006.009628>
13. Ajmani, V. B. (2009). *Applied econometrics using the SAS system*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
14. Akbar, S., Rehman, S. and Ormrad, P. (2013). The impact of recent financial shocks on the financing and investment policies of UK private firms. *International Review of Financial Analysis*, 26, 59-70. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2012.05.004>
15. Akhtar, S., Javed, B., Maryam, A. and Sadia, H. (2012). Relationship between financial leverage and financial performance: Evidence from fuel and energy sector of Pakistan. *European Journal of Business and Management*, 4(11), 7-17.
16. Alarussi, A.S. and Alhaderi, S.M. (2018). Factors affecting profitability in Malaysia. *Journal of Economic Studies* 45(3): 442-458. <https://doi.org/10.1108/JES-05-2017-0124>
17. Al-Jafari, M. K. and Al Samman, H. (2015). Determinants of Profitability: Evidence from Industrial Companies Listed on Muscat Securities Market. *Review of European Studies*, 7(11), 303-311. <https://doi.org/10.5539/res.v7n11p303>
18. All, M. (2021). Multicollinearity. Presentation. Доступно на:
<https://doi.org/10.13140/RG.2.2.20731.34088>
19. Al-Mulali, U., Weng-Wai, C., Sheau-Ting, L. and Mohammed, A. H. (2015). Investigating the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis by utilizing the ecological footprint as an indicator of environmental degradation. *Ecological indicators*, 48, 315-323. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2014.08.029>
20. Amarjit, G., Nahum, B. and Neil, M. (2010). Relationship between working capital management and profitability: Evidence from the United States. *Business and Economics Journal*, 2010
21. Amato, L. H. and Burson, T. E. (2007). The effects of firm size on profit rates in the financial services. *Journal of Economics and Economic Education Research*, 8(1).
22. Amjed, S. (2011). Impact of Financial Structure on Firm's Performance: A Study of Pakistan's Chemical Sector. Society of Interdisciplinary Business Research.

Conference on Interdisciplinary Business Research

<http://doi.org/10.2139/ssrn.1867882>

23. Ammar, A., Hanna, A., Nordheim, E. and Russell, J. (2003). Indicator variables model of firm's size-profitability relationship of electrical contractors using financial and economic data. *Journal of Construction and Management*, 129(2). [http://dx.doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9364\(2003\)129:2\(192\)](http://dx.doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9364(2003)129:2(192))
24. Anton, S. G. and Nucu, A. E. A. (2021). The Impact of Working Capital Management on Firm Profitability: Empirical Evidence from the Polish Listed Firms. *Journal of Risk and Financial Management*, 14 <https://dx.doi.org/10.3390/jrfm14010009>
25. Arellano, M. (1987). Practitioners' corner: Computing robust standard errors for withingroups estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49(4): 431–434.
26. Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies* 58(2), 277-297.
27. Azhar, K. A. and Ahmed, N. (2019). Relationship between firm size and profitability: investigation from textile sector of Pakistan. *International Journal of Information, Business and Management*, 11(2), 62-73.
28. Бакић, С. и Петковић, З. (2020). Позиција банака са аспекта анализе финансијских показатеља. *Одитор* 02/2020. <https://doi.org/10.5937/Oditor2002039B>
29. Балабан, С. (2022) *Пословне финансије*. Алфа БК Универзитет, Београд
30. Balaban, S., Stoiljković, B. and Madžar, L. (2023). Role of working capital management in achieving profitability in Serbia. *Ekonomika preduzeća*, 71(7-8), 388-399. <https://doi.org/10.5937/EKOPRE2308388B>
31. Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd Edition, John Wiley & Sons, Ltd.
32. Baltagi, B. H. (2008). *Dynamic Panel Data Models*. Econometric Analysis of Panel Data. 4th Edition. John Wiley & Sons.
33. Baltagi, B. (2021). *Econometric analysis of panel data* (6th ed). Springer
34. Banchuenvijit, W. and Hong Phong, N. T. (2012). *Determinants of firm performance of Vietnam listed companies*. Academic and Business Research Institute [Online]. Доступно на: <http://aabri.com/SA12Manuscripts/SA12078.pdf>
35. Barjaktarović Rakočević, S. Latinović, M. and Milosavljević, M. (2014). Working capital management practices and financial performance: evidence from Serbia, in M.

- L. Jakšić; S. Barjaktarović Rakočević; M. Martić (Eds.). *Innovative management and firm performance*. London: Palgrave Macmillan, 254–275. https://doi.org/10.1057/9781137402226_13
36. Batrancea, I., Batrancea, L., Nichita, A., Gaban, L., Masca, E., Morar, I. D., Fatecean, G. and Moscviciov, A. (2019). An econometric approach on production, costs and profit in Romanian coal mining enterprises. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 32(1), 1019-1036. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2019.1595080>
 37. Bekeris R. (2012). The impact of macroeconomic indicators upon SME'S profitability, *Ekonomika*, 91(3), 117-128. <https://doi.org/10.15388/Ekon.2012.0.883>
 38. Ben, L. (2019). Working capital management and firm's valuation, profitability and risk, *International Journal of Managerial Finance*, 15(2), 191-204.
 39. Belsley, D.A. (1991). *Conditioning diagnostics: Collinearity and weak data in regression*, John Wiley & Sons, Inc., New York
 40. Bersalli, G., Menanteau, P. and El-Methni, J. (2020). Renewable energy policy effectiveness: A panel data analysis across Europe and Latin America, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 133 <https://doi.org/10.1016/j.rser.2020.110351>
 41. Bhutta, N.T. and Hasan, A. (2013). Impact of firm specific factors on profitability of firms in food sector. *Open Journal of Accounting*, 2(2), 19-25. <https://doi.org/10.4236/ojacct.2013.22005>
 42. Bibi, N. and Amjad, S. (2017). The relationship between liquidity and firms' profitability: A case study of Karachi Stock Exchange. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 9(1), 54-67. <http://dx.doi.org/10.5296/ajfa.v9i1.10600>
 43. Bieniasz, A. and Gołaś Z. (2011). The Influence of Working Capital Management on the Food Industry Enterprises Profitability. *Contemporary Economics*, 5(4), 68-81. <https://doi.org/10.5709/ce.1897-9254.29>
 44. Binder, M., Hsiao, C., and Pesaran, M. H. (2005). Estimation and inference in short panel vector autoregressions with unit roots and cointegration. *Econometric Theory*, 21, 795–837.
 45. Boțoc, C. and Anton, S. G. (2017). Is profitability driven by working capital management? Evidence for high-growth firms emerging Europe. *Journal of Business Economics and Management*, 18(6), 1135-1155.
 46. Breusch, T. and Pagan, A. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.

47. Ceylan, I. E. (2019). Study on the brand value – profitability relationship: hirose method and panel causality analysis. *Journal of Accounting & Finance*, 389-414. <https://doi.org/10.25095/mufad.607185>
48. Charitou, M.S., Elfani, M. and Lois, P. (2010). The effect of working capital management on firm's profitability: Empirical evidence from an emerging market. *Journal of Business & Economics Research*, 8(12). <https://doi.org/10.19030/jber.v8i12.782>
49. Ching, H.Y., Novazzi, A. and Gerab, F. (2011). Relationship between working capital management and profitability in Brazilian listed companies. *Journal of Global Business and Economics*, 3(1), 74-86.
50. Cohen, J., Cohen, P., West, S. G. and Aiken, L. S. (2013). *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*, Routledge
51. Cristea, C. and Cristea, M. (2016). The impact of the working capital management on firm profitability in the Romanian manufacturing industry. *Annals of the University of Oradea, Fascicle of Management and Technological Engineering*, 2, 107–110. <https://doi.org/10.15660/AUOFMTE.2016-2.3228>
52. Dang, H. N., Vu, V. T. T., Ngo, X. T. and Hoang, H. T. V. (2019). Study the impact of growth, firm size, capital structure, and profitability on enterprise value: Evidence of enterprises in Vietnam. *Journal of Corporate Accounting & Finance*, 30(1), 144-160. <https://doi.org/10.1002/jcaf.22371>
53. Dhasmana, A. (2013). Real effective exchange rate and manufacturing sector performance: evidence from indian firms. *Indian Institute of Management Bangalore*. Working Paper, 412. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2284077>
54. Dereköy, F. (2020). Analysis of the relationship between exchange rate changes and profitability in Turkey: Example of BIST manufacturing sector. *Journal of Business, Economics and Finance* 9(4), 304-319. <https://doi.org/10.17261/Pressacademia.2020.1312>
55. Drukker, D. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal*, 3(2), 168–177.
56. Дринић, Ј. (2023) Линеарна и нелинеарна регресија. *Зборник радова Факултета техничких наука*, 38(5). <https://doi.org/10.24867/22JV01Drinic>
57. Eljelly, A. M. A. (2004). Liquidity – profitability tradeoff: An empirical investigation in an emerging market. *International Journal of Commerce and Management*, 14(2), 48–61.

58. Evans, H. R. (1996) An Analysis of Criterion Variable Reliability in Conjoint Analysis. *SAGE Journals*, 82(3)
59. Fajaria, A. Z., and Isnalita, N. I. D. N. (2018). The effect of profitability, liquidity, leverage and firm growth of firm value with its dividend policy as a moderating variable. *International Journal of Managerial Studies and Research (IJMSR)*, 6(10), 55-69. <http://dx.doi.org/10.20431/2349-0349.0610005>
60. Fernández-Miguélez, S. M., Díaz-Puche, M., Campos-Soria, J. A. and Galán-Valdivieso, F. (2020). The impact of social media on restaurant corporations' financial performance, *Sustainability*, 12, 1646. <http://dx.doi.org/10.3390/su12041646>
61. Garcia-Teruel, P. J. and Martinez-Solano, P. (2007). Effects of working capital management on SME profitability. *International Journal of Managerial Finance*, 3(2), 164–177.
62. Golas, Z. and Bieniasz, A. (2016). Empirical Analysis of the Influence of Inventory Management on Financial Performance in the Food Industry in Poland. *Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics*, 27 (3), 264–275. <http://dx.doi.org/10.5755/j01.ee.27.3.5933>
63. Goldberger, A. S. (1991). *A Course in Econometrics*, Harvard University Press
64. Gołaś Z. (2020). Impact of working capital management on business profitability: Evidence from the Polish dairy industry. *Agricultural Economic – Czech*, 66: 278–285. <https://doi.org/10.17221/335/2019-AGRICECON>
65. Gonçalves, T., Gaio, C., and Robles, F. (2018). The impact of Working Capital Management on firm profitability in different economic cycles: Evidence from the United Kingdom. *Economics and Business Letters*, 7(2), 70-75. <https://doi.org/10.17811/eb1.7.2.2018.70-75>
66. Goswami, S. and Sarkar, A. (2011). Liquidity, profitability analysis of Indian airways sector – an empirical study. *International journal of research in commerce and management*, 2(6).
67. Greene, W. (2000). *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice–Hall.
68. Greene, W. (2008). *Econometric Analysis*. 6th Edition. Upper Saddle River: NJ: Prentice Hall.
69. Greene, W.H. (2012). *Econometric analysis*. New Jersey: Pearson Education, Inc., publishing as Prentice Hall.
70. Guildford J. P. (1953). The correlation of an item with a composite of the remaining items in a test. *Educational and Psychological Measurement*, 13, 87–93.

71. Gujarati, D.N. (2004). *Basic econometrics*, New Delhi: Tata McGraw Hill.
72. Hadd, R. A. and Rodgers, J. L. (2021). *Understanding Correlation Matrices (Quantitative Applications in the Social Sciences)*, 1st Edition, SAGE Publication Inc
73. Haleem, A. (2020). Relationship between the determinants of capital structure and debt ratio: evidence from listed manufacturing companies in Sri Lanka. *Journal of Management*, 15(2).
74. Hausman, J., A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
75. Hinkle, D. E., Wiersma, W. and Jurs, S. G. (2003). *Applied Statistics for the Behavioral Sciences*. Boston, MA: Houghton Mifflin Company
76. Hirigoyen, G. (1985). Rentabilité et solvabilité, *Direction et Gestion*, 3:13-26.
77. Hsiao, C. (2003). *Analyses of panel data*. 2nd edition, Cambridge University Press
78. Hsiao, C. (2008). *Longitudinal Data Analysis*, In: The New Palgrave Dictionary of Economics. Palgrave Macmillan, London. https://doi.org/10.1057/978-1-349-95121-5_2491-1
79. Hsiao, C. (2014). *Dynamic Simultaneous Equation Models. Analysis of Panel Data*, 3rd Edition, New York, Cambridge University Press. 397–402.
80. Högerle, B., Charifzadeh, M., Ferencz, M. and Kostin, K. B. (2020). The development of working capital management and its impact on profitability and shareholder value: evidence from Germany. *Strategic Management* 25(2): 27-39. <https://doi.org/10.5937/StraMan2002027H>
81. Hollmayr, J. and Köhl, M. (2019). Learning about Bank's Net Worth and the Slow Recovery after the Financial Crisis. *Journal of Economic Dynamics and Control* 109(8). <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2019.103776>
82. Hosmer, D.W., Lemeshow, S. and Sturdivant, R.X. (2013). *Applied Logistic Regression*. John Wiley & Sons, New Jersey
83. Hunjra, A.I., Chani, M.I., Javed, S., Naeem, S. and Ijaz, M.S. (2014). Impact of micro economic variables on firms performance. *International Journal of Economics and Empirical Research*, 2(2)
84. Ibarra, C. A. (2015). Investment and the real exchange rate's profitability channel in Mexico. *International Review of Applied Economics*, 29(5), 716-739. <http://dx.doi.org/10.1080/02692171.2015.1054371>

85. Iqbal, U. and Usman, M. (2018). Impact of Financial Leverage on Firm Performance: Textile Composite Companies of Pakistan. *SEISENSE Journal of Management*, 1(2), 70-78. <http://dx.doi.org/10.33215/sjom.v1i2.13>
86. Јакшић, Д. (2019). Анализа профитабилности и фактора профитабилности предузећа на Бањалучкој берзи у периоду 2017-2018. *Научни часопис за економију*, 02/19. <https://doi.org/10.7251/FIN1902045J>
87. Janda, K., Strielkowski, W., and Rausser, G. C. (2013). Determinants of profitability of Polish rural micro-enterprises. *MPRA Paper No. 52771*
88. Javid, S. (2014). Effect of working capital management on SME's performance in Pakistan. *European Journal of Business and Management*, 6(12)
89. Jaworski, J. and Czerwonka, L. (2021). Profitability and working capital management: Evidence from the Warsaw stock exchange. *Journal of Business Economics and Management*, 23(1): 180-198. <https://doi.org/10.3846/jbem.2022.15087>
90. Јовичић, М. и Драгутиновић-Митровић, Р. (2011). *Економетријски методи и модели*. ЦИД Економског факултет у Београду
91. Kafeel, Ali, J., Ud Din, M., Waris, A., Tahir, M. and Khan, S. (2020). Working Capital Management and Firms' Profitability: Dynamic Panel Data Analysis of Manufactured Firms. *Journal of Financial Risk Management*, 9, 494-517. <https://doi.org/10.4236/jfrm.2020.94027>
92. Kandpal, V. (2015). An Analysis of Working Capital Management in Selected Construction Companies. *Journal of Commerce and Management Thought*, 6(1), 7-31. <https://doi.org/10.5958/0976-478x.2015.00001.4>
93. Karim, R., Al-Mamun, M. A. and Miah, M. T. (2017). Relationship between working capital management efficiency and profitability: A comparative study on square Pharmaceuticals Limited and Beximco Pharmaceuticals Limited. Bangladesh. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*, 5(2), 121-128. <https://doi.org/10.11648/j.ijefm.20170502.16>
94. Karamollaoğlu, N. (2017). Effect of exchange rates on corporate profits: a tobit analysis, *Journal of Management and Economics Research*, 15(1), 15-26. <http://doi.org/10.11611/yea.373436>
95. Kayani, U. N., De Silva, T. and Gan, C. (2020). Working Capital Management and Firm Performance Relationship: An Empirical Investigation of Australasian Firms.

- Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 23(3).
<https://doi.org/10.1142/S0219091520500265>
96. Khairul, A. (2018). Liquidity and profitability: a co-integration study. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 21(2).
<https://doi.org/10.1142/S021909151850011X>
97. Keith, T.Z. (2015). *Multiple regression and beyond: An introduction to multiple regression and structural equation modeling (2nd edition)*. Taylor and Francis, New York
98. Kelilume, I. (2016). Exchange rate volatility and firm performance in nigeria: a dynamic panel regression approach. *The Journal Of Developing Areas* 50(6), 161-174. <https://doi.org/10.1353/jda.2016.0134>
99. Kennerley, M. and Neely, A. (2003). Measuring performance in a changing business environment. *International Journal of Operation and Production Management*, 23(2).
<http://dx.doi.org/10.1108/01443570310458465>
100. Kirmi, P. N. (2017). Relationship between capital structure and profitability, evidence from listed energy and petroleum companies listed in Nairobi Securities Exchange. *Journal of Investment and Management*, 6(5), 97-102.
101. Kouser, R., Bano, T., Azeem, M. and Hassan, M. (2012). Inter-relationship between profitability, growth and size: A case of non-financial companies from Pakistan, *Pakistan Journal of Commerce and Social Science*, 6(2), 405-419.
102. Красуља, Д. и Иванишевић, М. (2006). *Пословне финансије*, ЦИД Економског факултета у Београду, Београд
103. Kryszak Ł., Guth M. and Czyżewski B. (2021). Determinants of farm profitability in the EU regions. Does farm size matter? *Agricultural Economics*, 67(3), 90–100.
104. Krzyszkowski, A. and Korneta, P. (2019). Relationship between size and profitability of Polish transportation companies. *Business Logistics in Modern Management*, 19, 327-337.
105. Lee, J. (2009). Does size matter in firm performance? Evidence from US public firms, *International Journal of the Economics of Business*, 16(2), 189-203.
<http://dx.doi.org/10.1080/13571510902917400>
106. Lee, B-S. and Suh, J. (2012). Exchange Rate Changes and the Operating Performance of Multinationals, *European Financial Management*, 18(1), 88-116.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2009.00522.x>

107. Li, K., Mohammed, M., Kong, Y., Mensah, I. A., Antwi, S. K., Bawuah, J., Donkor, M., Coffie, C. P. K. and Osei, A. A. (2020). Liquidity and Firms' Financial Performance Nexus: Panel Evidence From Non-Financial Firms Listed on the Ghana Stock Exchange. *SAGE Open*. <https://doi.org/10.1177/2158244020950363>
108. Liargovas, P. and Skandalis, K. (2008). Factor affecting firms financial performance - The case of Greece. *Working paper 0012*, University of Peloponnese, Department of Economics
109. Lim, H. and Rokhim, R. (2021). Factors affecting profitability of pharmaceutical company: an Indonesian evidence. *Journal of Economic Studies*, 48(5), 981-995.
110. Lin, Q. and Wang, Y. (2021). Working Capital Management the market environment and corporate performance: evidence from China. *Applied Economics*, 53(39), 4505-4516.
111. Linh, N. T. P. and Mohanlingam, S. (2018). The effects of cash conversion cycle on profitability: An insight into the agriculture and food industries in Thailand. *Asian Journal of Business and Accounting*, 11(1), 97-119. <https://doi.org/10.22452/ajba.vol11no1.4>
112. Лозанов-Црвенковић, З. (2012). *Статистика*. Природно-математички факултет, Универзитет у Београду.
113. Lu, J. A., Lu, J. C., and Lv, J. L. (2021). Brexit: The Impact of the Fluctuation of Pound Exchange Rate on the Banking Performance and Profitability. *American Journal of Industrial and Business Management*, 11, 364-379. <https://doi.org/10.4236/ajibm.2021.114024>
114. Lubyana, A. V., Izmailov, A. M., Nikulina, E. Y. and Shaposhnikov, V. A. (2016). Evaluation of the Effect of Non-Current Fixed Assets on Profitability and Asset Management Efficiency. *International Journal of Environmental & Science, Education*, 11(15), 7745-7753.
115. Maçãs Nunes, P. and Serrasquero, Z. (2015). Profitability determinants of Portuguese knowledge-intensive business services: empirical evidence using panel data models. *Applied Economic Letters*, 22(1), 51-56. <http://dx.doi.org/10.1080/13504851.2014.925041>
116. Madushanka, K. H. I. and Jathurika, M. (2018). The impact of liquidity ratios on profitability. *International Research Journal of Advanced Engineering and Science*, 3(4), 157-161.

117. Magoutas, A. I., Agiomirgianakis, G. M. and Papadogonas, T. A. (2011). Education and firm performance. Empirical evidence from Greece. *International Journal of Economic Research*, 8(2).
118. Maralutua, J. T. and Pulungan, N. A. (2022). Inflation, Interest Rate, and Exchange Rate for their Effect on Profitability and the Implementations on Corporate Value: Case Studies in National Banking 2014 until 2019. *Journal of Economics, Finance & Accounting Studies* 4(1), 263-279. <https://doi.org/10.32996/jefas.2022.4.1.18>
119. Mardones, J. G. (2021). Working capital management and business performance: evidence from Latin American companies. *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja*, 1-17. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1986675>
120. Mazanec, J. (2022). The Impact of Working Capital Management on Corporate Performance in Small–Medium Enterprises in the Visegrad Group. *Mathematics*, 10, 951. <https://doi.org/10.3390/math10060951>
121. Milošev, I. (2021). The Imapct of Working Capital Management on Profitability of Large Firms in Serbia. *Business Economics*, 2, 1-18. <https://doi.org/10.5937/poseko20-34263>
122. Младеновић, З. и Петровић, П. (2020). *Увод у економетрију*. Економски факултет Универзитета у Београду
123. Moyo, D. and Turgut, T. (2020). Impact on inflation and exchange rate on the financial performance of commercial banks in South Africa. *MPRA Paper No. 101383*
124. Mumtaz, A., Rehan, M., Rizwan, M., Murtaza, F., Jahanger, A., and Khan, H. A. (2013). Impact of working capital management on firms' performance: Evidence from chemical sector listed firms in KSE-100 index. *IOSR Journal of Business and Management*, 10(15), 8-12.
125. Nanda, S. and Panda, A. K. (2018). The determinants of corporate profitability: an investigation of Indian manufacturing firms. *International Journal of Emerging Markets*, 13(1), 66-86. <https://doi.org/10.1108/IJoEM-01-2017-0013>
126. Nastiti, P. K. Y., Atahau, A. D. R. and Supramono, S. (2019). Working capital management and its influence on profitability and sustainable growth. *Business: Theory and Practice*, 20, 61-68.

127. Naz, M. A., Ali, R., Rehman R. U. and Ntim, C. G. (2021). Corporate governance, working capital management, and firm performance: Some new insights from agency theory. *Managerial and Decision Economics*, 1-14.
128. Nguyen, T. N. L. and Nguyen, V. C. (2020). The Determinants of Profitability in Listed Enterprises: A Study from Vietnamese Stock Exchange. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(1), 47–58. <https://doi.org/10.13106/jafeb.2020.vol7.no1.47>
129. Nerlove, M. (2002). *Essays in Panel Data Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
130. Niresh, J.A. and Velnampy, T. (2014). Firm size and profitability: A study of listed manufacturing firms in Sri Lanka. *International Journal of Business and Management*, 9(4). <https://doi.org/10.5539/ijbm.v9n4p57>
131. Nofiana, L. and Sunarsi, D. (2020). The Influence of Inventory Round Ratio and Activities Round Ratio of Profitability (ROI). *JASa (Jurnal Akuntansi, Audit dan Sistem Informasi Akuntansi)*, 4(1), 95-103. <https://doi.org/10.36555/jasa.v4i1.1340>
132. Obert, M. and Olawale, F. (2010). Does debt really matter on the profitability of small firms? A perspective on small manufacturing firms in Bulawayo. *Zimbabwe. African Journal of Business Management*, 4(9).
133. Okika Christian, E. M., Francis, N. P. and Greg, O. O. (2018). Effect of Exchange Rate Fluctuation on Firm Profitability: Evidence from Selected Quoted Conglomerates in Nigeria. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 8(12), 1073–1090. <https://doi.org/10.6007/IJARBS/v8-i12/5154>
134. Okwo, I. M., Enekwe, C. I. and Okelue, U. D. (2012). Financial management as a determinant of profitability: A study of selected pharmaceutical firms in Nigeria. *European Journal of Business and Management*, 4(20)
135. Övenç, G. and Aydemir, R. (2018). Cross-border loan liability, the exchange rate and profitability in the turkish banking sector. *Marmara University Journal of Economic & Administrative Sciences*, 40(1), 51-68. <https://doi.org/10.14780/muiibd.434951>
136. Owolabi, S. A., Obiakor, R. T. and Okwu, A. T. (2011). Investigating liquidity-profitability relationship in business organizations: A study of selected quoted companies in Nigeria. *British Journal of Economics, Finance and Management Sciences September 2011*, 1(2), 11–29.

137. Pais, M. A. and Gama, P. M. (2015). Working capital management and SMEs profitability: Portuguese evidence. *International Journal of Managerial Finance* 11(3), 341–358. <https://doi.org/10.1108/IJMF-11-2014-0170>
138. Panda, A.K. and Nanda, S. (2018). Working capital financing and corporate profitability of Indian manufacturing firms. *Management Decision*, 56(2), 441-457. <https://doi.org/10.1108/MD-07-2017-0698>
139. Papadogonas, T.A. (2007). The financial performance of large and small firms: evidence from Greece. *International Journal of Financial Services Management*, 2(1-2). <http://dx.doi.org/10.1504/IJFSM.2007.011668>
140. Pervan, M., Pervan, I. and Todoric, M. (2012). Firm Ownership and Performance: evidence form Croatian Listed Firms. *World Academy of Science, Engeneering and Technology*, 61.
141. Pestonji, C. and Wichitsathian, S. (2019). The Impacts of Working Capital Policy on Firms' Performances: An Empirical Study on Thai Listed Companies in Production Sector. *Asia-Pacific Contemporary Finance and Development International Symposia in Economic Theory and Econometrics*, 26, Emerald Publishing Limited, Bingley, 39-51.
142. Parkitna, A. and Sadowska, B. (2011). Factors determining the profitability of enterprises – influence assessment. *Operations research and decisions*, 21(2)
143. Peck, R., Olsen, C. and Devore, J. (2008). *Introduction to Statistics and Data*. 3rd Edition, Thomson Brooks/Coole
144. Pedhajur, E.J. (1997). *Multiple regression in behavioral research: explanation and prediction (3rd edition)*. Thomson Learning, Wadsworth, USA
145. Perisa, A., Kurnoga, N. and Sopta, M. (2017). Multivariate analysis of profitability indicators for selected companies of croatian market. *UTMS Journal of Economics*, 8(3), 231-242.
146. Priskila, I. D. and Nurhasanah, N. (2021). Analysis of the effect of inflation, BI rate, and exchange on profitability of Sharia Banks in Indonesia. *JEPS*, 9(2). <https://doi.org/10.46899/jeps.v9i2.283>
147. Puspita, G., Arisandy, M. and Octaviani, L. (2021). The Effect of Fixed Asset Turnover and Working Capital Turnover on Profitability. *Journal of Financial and Bihavioural Accounting*, 1(1), 75-82.

148. Rahman, A. A. A. A. (2017). The relationship between solvency ratios and profitability ratios: Analytical study in food industrial companies listed in Amman Bursa. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(2), 86-93.
149. Rahman, M. A., Sarker, M. S. I. and Uddin, M. J. (2019). The impact of capital structure on the profitability of publicly traded manufacturing firms in Bangladesh. *Applied Economics and Finance*, 6(2), 1-5.
150. Rahman, M. M., Saima, F. N. and Jahan, K. (2020). The Impact of Financial Leverage on Firm's Profitability: An Empirical Evidence from Listed Textile Firms of Bangladesh. *The Journal of Business Economics and Environmental Studies*, 10(2), 23–31.
151. Raykov, E. (2017). The Liquidity – profitability trade-off in Bulgaria in terms of the changed financial management functions during crisis. *Management*, 22(1), 135-156. <https://doi.org/10.30924/mjcmi/2017.22.1.135>
152. Републички завод за статистику – званични сајт <https://data.stat.gov.rs/>
153. Salihi, S. (2021). The impact of borrowed capital on enterprise profit-the case of small and medium enterprises in the polog region. *International Scientific Journal in Economics, Finance, Business, Marketing, Management and Tourism*, 8(15-16), 204-214.
154. Samiloglu, F. and Demirgunes, K. (2008). The Effect on Working Capital Management on Firm Profitability: Evidence from Turkey. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 2(1)
155. Setiawanta, Y., Utomo, D., Ghazali, I. and Jumanato, J. (2020). Financial performance, exchange rate, and firm value: the indonesian public companies case. *Organizations and Markets in Emerging Economies*, 11(2), 348–366. <https://doi.org/10.15388/omee.2020.11.37>
156. Serrasqueiro, Z. S. and Nunes, P. M. (2008). Performance and size: Empirical evidence from Portuguese SMEs. *Small Business Economics*, 31(2).
157. Shah, A. and Khan, S. (2007). Determinants of capital structure: Evidence from Pakistani panel data. *International Review of Business Research Papers*, 3(4).
158. Shrestha, N. (2020). Detecting Multicollinearity in Regression Analysis. *American Journal of Applied Mathematics and Statistics*, 8(2), 39-42. <https://doi.org/10.12691/ajams-8-2-1>

159. Stoilković, B., Balaban, S. and Simić, M. (2023). Uticaj likvidnosti na profitabilnost preduzeća prerađivačkog sektora u R. Srbiji. *Oditor*, 9(2), 155-165. <https://doi.org/10.5937/Oditor2302155S>
160. Stojković, M. (2001). *Statistika*. Ekonomski fakultet u Subotici
161. Svitlík, P. and Poutník, L. (2016). Relationship between liquidity and profitability: empirical study from the Czech Republic. *European Financial and Accounting Journal*, 11(3), 7–24. <https://doi.org/10.18267/j.efaj.159>
162. Šimáková, J. (2017). The impact on exchange rate movements on firm value in Visegrad countries. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 65(215), 2105-2111. <https://doi.org/10.11118/actaun201765062105>
163. Tomašević, S. M., Jović, Z. D. and Vlaović-Begović, S. (2019). Uticaj veličine preduzeća na profitabilnost poljoprivrednih preduzeća u Republici Srbiji. *Journal of Agricultural Sciences*, 64(3), 293-302. <https://doi.org/10.2298/JAS1903293T>
164. Torres-Reyna, O. (2007). Panel Data Analysis Fixed and Random Effects using Stata (v.6.0). Доступно на: <http://www.princeton.edu/~otorres/>
165. Török, Á. and Maró, Z. M. (2020). Profitability patterns in the Hungarian pálinka industry The performance of the commercial distilleries. *Georgikon for agriculture: a multidisciplinary journal in agricultural sciences*, 24(3).
166. Уредба о класификацији делатности. Службени гласник РС, бр. 54/10
167. Utami, B.H.S., Kurniasuri, D., Usman, M. and Elfaki, F. (2014). Generalized Method of Moments` Characteristics and its Application on Panel Data. *Science International*, 26(3), 985-990.
168. Vatcheva, K. P., Lee, M., McCormick, J. B., and Rahbar, M. H. (2016). Multicollinearity in regression analysis conducted in epidemiologic studies. *Epidemiology (Sunnyvale, Calif.)*, 6(2).
169. Vržina, S. and Dimitrijević, M. (2020). Determinants of profitability of the agricultural sector of Vojvodina: the role of corporate income tax. *The European Journal of Applied Economics*, 17(1), 1-19. <https://doi.org/10.5937/EJAE17-21368>
170. Vuković, B. and Jakšić, D. (2019). The effect of working capital management on profitability evidence from Southern Europe. *Economics of Agriculture*, 66(1), 159-172. <https://doi.org/10.5937/ekoPolj1901159V>
171. Vučković, B. (2016). Causes of Different Profitability of Agricultural Sector. *Economics of Agriculture*, 63(1), 123-141. <https://doi.org/10.5937/ekopolj1601123v>

172. Wijana, D. and Adnyana, D. (2022). Profitability: can it increase fixed asset investment? *International Journal of Sustainability, Education and Global Creative Economics*, 5(2). <https://doi.org/10.1234/ijsegce.v5i2.202>
173. Williams, H. T. (2018). An empirical investigation of the impact of exchange rate fluctuations on the performance of selected listed firms in Nigeria. *Journal of Business Management and Economic Research*, 2(3). 1-10. <https://doi.org/10.29226/tr1001.2018.22>
174. Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cam-bridge, MA: MIT Press.
175. Yameen, M., Farhan, N. and Tabash, M. (2019). The Impact of Liquidity on Firms' Performance: Empirical Investigation from Indian Pharmaceutical Companies, *Academic Journal of Interdisciplinary Studies*, 8(3), 212-230. <https://doi.org/10.36941/ajis-2019-0019>
176. Yan, J., Chen, C. and Hu, B. (2019). Farm size and production efficiency in Chinese agriculture: output and profit. *China Agricultural Economic Review*, 11(1), 20-38.
177. Yeboach, M. and Takach, A. (2019). Does exchange rate matter in profitability on listed companies in South Africa? An empirical approach. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 9(6), 171-178. <https://doi.org/10.32479/ijeep.8208>
178. Young, D.S. (2017). *Handbook of regression methods*, CRC Press, Boca Raton, FL, 109-136.
179. *Закон о класификацији делатности*. Службени гласник РС, бр. 104/09
180. Zuhroh, I. (2019). The Effects of Liquidity, Firm Size, and Profitability on the Firm Value with Mediating Leverage. *KnE Social Sciences*, 203-230. <https://doi.org/10.18502/kss.v3i13.4206>

Прилог А: Кретање продуктивности рада и профитне стопе по секторима

Табела 36: Продуктивност рада исказана кроз додатну вредност по запосленом лицу (у хиљадама РСД) по секторима

Сектор	2016	2017	2018	2019	2020
B	2.049	2.684	1.938	2.113	1.738
C	1.723	1.839	1.852	1.857	1.929
D	4.777	4.494	4.402	4.405	4.868
E	1.313	1.410	1.362	1.409	1.480
F	1.624	1.749	1.916	2.318	2.602
G	1.408	1.477	1.515	1.719	1.881
H	1.584	1.608	1.620	1.726	1.620
I	798	862	864	941	640
J	3.315	3.400	3.551	3.981	3.926
L	3.271	3.702	3.110	3.870	3.777
M	1.426	1.519	1.732	1.814	1.847
N	-	1.016	1.096	1.256	1.281
S	-	963	1.120	1.060	1.250
Укупно	1.733	1.810	1.838	1.962	2.055

Извор: Обрачун аутора на основу података Републичког Завода за статистику

Табела 37: Профитна стопа исказана кроз процентуално учешће бруто пословног вишка у промету по секторима

Сектор	2016	2017	2018	2019	2020
B	13,29%	21,43%	8,08%	4,50%	-2,22%
C	9,91%	10,19%	9,90%	9,35%	10,06%
D	21,53%	16,25%	15,82%	14,54%	17,50%
E	15,90%	14,58%	12,05%	11,81%	10,77%
F	10,33%	9,67%	9,79%	10,22%	12,42%
G	4,56%	4,64%	4,44%	4,98%	5,54%
H	11,65%	11,10%	9,60%	9,23%	8,32%
I	9,49%	9,90%	9,04%	9,27%	-1,91%
J	24,50%	23,77%	21,76%	23,71%	23,43%
L	50,02%	60,73%	52,41%	50,19%	49,20%
M	8,81%	9,21%	10,81%	9,85%	9,97%
N	12,46%	11,72%	12,94%	15,96%	13,97%
S	-	10,36%	11,36%	8,15%	8,84%
Укупно	9,49%	9,35%	8,90%	9,00%	9,58%

Извор: Обрачун аутора на основу података Републичког Завода за статистику

Прилог Б: Дескриптивна статистика посматраних варијабли – перценти́ли

Табела 38: Дескриптивна статистика - перценти́ли зависне варија́бле ROA

ROA			
Перценти́ли		Најмањи	
1%	-0,1725	-0,7419	
5%	-0,0281	-0,6701	
10%	0,0027	-0,4542	
25%	0,0229	-0,3757	
50%	0,0597		
		Највећи	
75%	0,1110	0,4301	
90%	0,1657	0,4452	
95%	0,2060	0,4715	
99%	0,3172	0,4748	

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Табела 39: Дескриптивна статистика - перценти́ли зависне варија́бле EBITDA маргина

EBITDA margina			
Перценти́ли		Најмањи	
1%	-0,0759222	-0,6697624	
5%	0,007988	-0,5245319	
10%	0,024257	-0,5033633	
25%	0,050975	-0,3422858	
50%	0,0912794		
		Највећи	
75%	0,1459471	0,4712976	
90%	0,2172705	0,4734954	
95%	0,2717323	0,4744725	
99%	0,3868143	0,5076212	

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Табела 40: Дескриптивна статистика - перцентири независне варијабле CR (општи
рацио ликвидности)

CR		
Перцентири		Најмањи
1%	0,4	0,17
5%	0,59	0,23
10%	0,755	0,24
25%	1,05	0,25
50%	1,48	
		Највећи
75%	2,27	19,26
90%	3,945	20,28
95%	5,7	22,01
99%	14,01	25,49

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ
статистичког програма STATA

Табела 41: Дескриптивна статистика - перцентири независне варијабле DR (рацио
задужености)

DR		
Перцентири		Најмањи
1%	0,0495	0,0265
5%	0,1203	0,0314
10%	0,16925	0,0326
25%	0,3085	0,0349
50%	0,52535	
		Највећи
75%	0,6982	1,873
90%	0,82255	1,8997
95%	0,9055	1,9811
99%	1,1217	2,0941

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ
статистичког програма STATA

Табела 42: Дескриптивна статистика - перценти́ли независне варијабле DIO (просечан број дана трајања једног обрта залиха)

DIO		
Перценти́ли		Најмањи
1%	3,13	0
5%	12,54	0
10%	20,895	0,1
25%	34,76	0,46
50%	57,945	
		Највећи
75%	91,36	443,96
90%	151,625	446,27
95%	198,56	452,85
99%	305,29	510,03

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Табела 43: Дескриптивна статистика - перценти́ли независне варијабле DPO (просечан број дана плаћања обавеза према добављачима)

DPO		
Перценти́ли		Најмањи
1%	5,76	1,68
5%	12,02	1,84
10%	17,715	2,43
25%	30,89	2,83
50%	48,185	
		Највећи
75%	71,97	378,14
90%	101,795	381,01
95%	130,45	456,88
99%	246,08	540,13

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Табела 44: Дескриптивна статистика - перцентири независне варијабле DSO (просечан број дана наплате потраживања од купаца)

DSO		
Перцентири		Најмањи
1%	4,94	1,54
5%	16,25	1,57
10%	23,18	1,61
25%	36,88	1,76
50%	56,015	
		Највећи
75%	81,05	375,38
90%	112,24	386,3
95%	142,15	394,2
99%	232,1	535,27

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Табеле 45: Дескриптивна статистика - перцентири независне варијабле FA (рацио сталне имовине)

FA		
Перцентири		Најмањи
1%	0,0174024	0,0019112
5%	0,1305626	0,0025526
10%	0,2023885	0,002634
25%	0,3226505	0,0033092
50%	0,4521537	
		Највећи
75%	0,5775995	0,9026467
90%	0,6758455	0,9115939
95%	0,7346449	0,9144182
99%	0,8418439	0,9454464

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Табела 46: Дескриптивна статистика - перцентици независне варијабле која изражава величину укупне активе

Aktiva		
Перцентици		Најмањи
1%	192966	69386
5%	418654	69958
10%	620036,5	83460
25%	1071899	106586
50%	1904793	
		Највећи
75%	4150160	6.64e+07
90%	1.10e+07	7.68e+07
95%	1.56e+07	8.98e+07
99%	4.38e+07	9.87e+07

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Табела 47: Дескриптивна статистика - перцентици независне варијабле стопа раста пословних прихода

OIgr		
Перцентици		Најмањи
1%	-0,3887512	-0,6117602
5%	-0,2047357	-0,589773
10%	-0,1254069	-0,5094813
25%	-0,0248732	-0,5058732
50%	0,0736365	
		Највећи
75%	0,195973	2,082533
90%	0,3733588	2,29467
95%	0,5780808	2,40021
99%	1,187401	2,71399

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Прилог В: Дескриптивна статистика посматраних варијабли по годинама

Табела 48: Дескриптивна статистика посматраних варијабли у 2016. години

Варијабле	Средња вредност	Стандардна девијација	Мин	Макс
ROA	0,0722206	0,1047568	-0,7419	0,3894
EBITDA margina	0,109722	0,1049979	-0,6698	0,464659
CR	1,948942	1,83734	0,23	15,5
DR	0,5448283	0,2832154	0,0408	1,9811
DIO	69,7523	59,1242	0	443,96
DPO	60,87884	47,70507	1,84	359,63
DSO	64,20556	44,83783	1,54	394,2
FA	0,442087	0,1887041	0,00263	0,914418
Aktiva	3825858	7429245	69386	9.87e+07
OIgr	0,1722551	0,3348805	-0,5095	2,71399

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Табела 49: Дескриптивна статистика посматраних варијабли у 2017. години

Варијабле	Средња вредност	Стандардна девијација	Мин	Макс
ROA	0,0768444	0,083843	-0,4542	0,4452
EBITDA margina	0,1051995	0,087927	-0,1965	0,474473
CR	2,034577	2,068243	0,17	20,28
DR	0,5211458	0,2573259	0,0314	1,8698
DIO	71,57114	61,67876	0	446,27
DPO	57,85024	42,36602	1,68	316,28
DSO	63,63381	39,77021	1,57	330,12
FA	0,4435422	0,184186	0,00255	0,945446
Aktiva	4050811	7519272	69958	8.98e+07
OIgr	0,1488077	0,2687942	-0,5059	2,40021

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA

Табела 50: Дескриптивна статистика посматраних варијабли у 2018. години

Варијабле	Средња вредност	Стандардна девијација	Мин	Макс
ROA	0,0646093	0,0755193	-0,2312	0,4172
EBITDA margina	0,1026231	0,0830892	-0,3423	0,4543
CR	2,07381	2,061141	0,25	17,33
DR	0,5182114	0,2640783	0,0357	1,8354
DIO	76,60378	64,04191	0,1	510,03
DPO	56,00698	39,40477	2,43	381,01
DSO	63,65341	38,41994	1,8	253,14
FA	0,4467116	0,1816379	0,00331	0,911594
Aktiva	4251302	7012260	125158	7.68e+07
OIgr	0,1127648	0,2808208	-0,5898	2,043632

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

Табела 51: Дескриптивна статистика посматраних варијабли у 2019. години

Варијабле	Средња вредност	Стандардна девијација	Мин	Макс
ROA	0,064632	0,0785384	-0,359	0,4715
EBITDA margina	0,1024192	0,0833841	-0,2443	0,471298
CR	2,182302	2,639364	0,32	25,49
DR	0,5023389	0,2572882	0,0326	1,7914
DIO	76,9695	62,75274	1,06	452,85
DPO	56,55434	45,08372	3,85	456,88
DSO	65,80106	45,58546	2,43	353,98
FA	0,4520389	0,1790109	0,00191	0,897575
Aktiva	4550276	7306455	123937	6.64e+07
OIgr	0,0821592	0,2411158	-0,4672	2,29467

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПП-а уз помоћ статистичког програма STATA

Табела 52: Дескриптивна статистика посматраних варијабли у 2020. години

Варијабле	Средња вредност	Стандардна девијација	Мин	Макс
ROA	0,0666405	0,0852054	-0,3757	0,4748
EBITDA margina	0,1096857	0,0918177	-0,274	0,507621
CR	2,398201	2,555042	0,35	19,26
DR	0,4925823	0,2704962	0,0265	2,0941
DIO	77,74368	58,2965	1,17	383,96
DPO	55,34897	45,15416	2,83	540,13
DSO	67,5409	54,31525	1,76	535,27
FA	0,4461919	0,1796005	0,00632	0,897757
Aktiva	4852208	7524770	131808	6.21e+07
OIgr	0,0592107	0,2323611	-0,6118	1,435391

Извор: Калкулација аутора на основу података доступних на званичном сајту АПР-а уз помоћ статистичког програма STATA