

АЛФА БК УНИВЕРЗИТЕТ

Факултет за финансије, банкарство и ревизију

Владимир Павићевић

Оцена утицаја екстерних шокова на
волатилност водећих светских валута
применом GARCH модела

-Докторска дисертација-

Београд, 2023

ALFA BK UNIVERSITY

Faculty of Finance, Banking and Auditing

Vladimir Pavicevic

Assessment of the impact of external shocks on the
volatility of leading world currencies using the
GARCH model

-Doctoral Dissertation-

Belgrade, 2023

Ментор: доцент, др Сузана Балабан, Алфа БК Универзитет, Факултет за финансије, банкарство и ревизију, Палмира Тољатија 3, Београд, Србија

Председник: проф. др Маријана Јоксимовић, редовни професор Алфа БК Универзитета, Факултет за финансије, банкарство и ревизију, Палмира Тољатија 3, Београд, Србија

Члан: др Дејан Живков, научни сарадник Института за економику пољопривреде, Волгина 15, Београд, Србија

Одбрана:

Оцена утицаја екстерних шокова на волатилност водећих светских валута применом GARCH модела

Сажетак:

Докторска дисертација је подељена на шест делова. Први део обухвата увод у рад на докторској дисертацији: предмет и циљ истраживања; централни проблем који се разматра у истраживању; задатке предметног истраживања; полазну хипотезу и посебне хипотезе; коришћене научне методе и очекиване резултате истраживања. У другом делу се кроз анализу биткоина као најзначајније криптовалуте и саме блокчејн технологије анализира настанак биткоина и функционисање блокчејн технологије. Исто тако се анализирају основне функције новца, посебно у смислу могућности обављања ових функција од стране биткоина и посматраних светских валута. Трећим делом се представљају истраживања података о кретању вредности биткоина у петогодишњем периоду, као и националних валута од глобалног значаја: долара, јуана и рубље, те утицај пандемије КОВИД-19 и енергетске кризе изазване ратном кризом у Украјини на волатилност биткоина и одабраних валута, као и корелационе матрице о корелацији кретања волатилности посматраних варијабли. У четвртом делу се приказују и објашњавају резултати истраживања. Пети део се односи на закључна разматрања. У шестом делу је приказана коришћена литература.

Кључне речи: долар, рубља, јуан, биткоин, волатилност, GARCH модел, стандардна девијација, корелација

Научна област:

Ужа научна област:

Assessment of the impact of external shocks on the volatility of leading world currencies
using the GARCH model

Summary:

The doctoral dissertation is divided into six parts. The first part includes an introduction to the work on the doctoral dissertation: the subject and goal of the research; the central problem considered in the research; tasks of the subject research; starting hypothesis and special hypotheses; used scientific methods and expected research results. In the second part, through the analysis of bitcoin as the most important cryptocurrency and blockchain technology itself, the origin of bitcoin and the functioning of blockchain technology are analyzed. The basic functions of money are also analyzed, especially in terms of the possibility of these functions being performed by bitcoin and the observed world currencies. The third part presents research on data on the movement of the value of bitcoin in a five-year period, as well as national currencies of global importance: the dollar, yuan and ruble, and the impact of the COVID-19 pandemic and the energy crisis caused by the war crisis in Ukraine on the volatility of bitcoin and selected currencies, as well as and correlation matrices on the correlation of volatility movements of the observed variables. In the fourth part, the research results are presented and explained. The fifth part refers to concluding considerations. The sixth part presents the used literature.

Keywords: dollar, ruble, yuan, bitcoin, volatility, GARCH model, standard deviation, correlation

Scientific area:

Narrower scientific field:

Садржај:

Увод.....	1
I Методолошко-хипотетички оквир.....	2
1.1. Теоријско и операционално одређивање предмета истраживања.....	3
1.2. Циљеви истраживања, истраживачка питања и хипотезе.....	6
1.3. Полазна хипотеза у раду.....	12
1.4. Релевантност истраживања и потенцијална примена добијених резултата.....	12
1.5. Структура дисертације.....	13
II Теоријске основе истраживања.....	16
2.1. Функције новца.....	16
2.1.1. Функција новца као средства размене.....	17
2.1.2. Функција новца као обрачунске јединице.....	19
2.1.3. Функција новца као чувара вредности.....	20
2.1.4. Функција новца као светског новца.....	22
2.1.5. Функција новца као средства одложеног плаћања.....	23
2.2. Дефиниција и карактеристике биткоина односно блокчејна.....	24
2.2.1. Децентрализоване базе података.....	26
2.2.2. Функционисање трансакција са биткоином.....	28
2.2.3. Способност брзог, јефтиног и непрекидног салдирања.....	29
2.2.4. Утицај рударења биткоина на потрошњу електричне енергије и емисију CO ₂	30
2.3. Девизни курсеви.....	35
2.4. Дефиниција и опште карактеристике волатилности.....	38
III Истраживачки део.....	43
3.1. Анализа литературе која се бавила сличним истраживањима.....	43
3.2. Истраживање волатилности и примена GARCH модела.....	51
3.3. Стандардна девијација као мера волатилности.....	58

3.4. Корелациона анализа.....	59
3.5. Статистички подаци о кретању вредности биткоина, долара, јуана и рубље у посматраном периоду.....	60
3.5.1. Статистика кретања вредности биткоина у петогодишњем периоду.....	61
3.5.2. Статистика кретања вредности долара у петогодишњем периоду.....	63
3.5.3. Статистика кретања вредности јуана у петогодишњем периоду.....	66
3.5.4. Статистика кретања вредности рубље у петогодишњем периоду.....	69
3.6. Компаративна анализа кретања вредности биткоина, долара, јуана и рубље у посматраном петогодишњем периоду.....	72
3.7. Утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност биткоина, долара, јуана и рубље у посматраном периоду.....	74
3.7.1. Анализа утицаја пандемије КОВИД-19 на волатилност биткоина.....	74
3.7.2. Анализа утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност америчког долара.....	84
3.7.3. Анализа утицаја пандемије КОВИД-19 на волатилност кинеског јуана.....	92
3.7.4. Анализа утицаја пандемије КОВИД-19 на волатилност руске рубље.....	100
3.8. Утицај кретања берзанске цене сирове нафте на волатилност биткоина, америчког долара, кинеског јуана и руске рубље у посматраном периоду.....	107
3.8.1. Утицај промена у цени сирове нафте на волатилност биткоина.....	115
3.8.2. Утицај промена у цени сирове нафте на волатилност америчког долара.....	116
3.8.3. Утицај промена у цени сирове нафте на волатилност кинеског јуана.....	116
3.8.4. Утицај промена у цени сирове нафте на волатилност руске рубље.....	117
3.9. Утврђивање корелације између волатилности посматраних валутних парова и између волатилности валутних парова и волатилности биткоина у посматраном периоду.....	118
3.9.1. Корелационе матрице између волатилности посматраних валутних парова....	118
3.9.2. Корелационе матрице волатилности посматраних валутних парова и волатилности биткоина.....	120
IV Резултати примењених истраживања.....	123

4.1. Анализа резултата спроведених истраживања путем стандардне девијације.....	123
4.1.1. Анализа резултата историјске волатилности добијених путем стандардне девијације за пар BTC/EUR.....	124
4.1.2. Анализа резултата историјске волатилности добијених путем стандардне девијације за валутни пар USD/EUR	125
4.1.3. Анализа резултата историјске волатилности добијених путем стандардне девијације за валутни пар CNY/EUR.....	126
4.1.4. Анализа резултата историјске волатилности добијених путем стандардне девијације за валутни пар RUB/EUR.....	127
4.1.5. Анализа резултата историјске волатилности добијених путем стандардне девијације за пар OIL/EUR	128
4.1.6. Анализа резултата историјске волатилности добијених путем стандардне девијације за временску серију новозаражених од пандемије КОВИД-19.....	130
4.1.7. Корелациона матрица свих вредности историјске волатилности које су добијене применом стандардне девијације.....	131
4.2. Резултати анализе волатилности применом GARCH модела.....	135
4.2.1 Корелациона матрица вредности условних варијанси деривираних из примењених GARCH модела и вредности Z- коефицијента за серију КОВИД-19.....	135
4.3. Оцена утицаја екстерних шокова на волатилност биткоина, америчког долара, кинеског јуана и руске рубље	140
V Закључци истраживања.....	144
5.1. Крајњи општи закључци и доприноси истраживања.....	144
5.2. Ограничења код истраживања.....	148
5.3. Предлози за даља истраживања.....	149
VI Литература.....	151
Прилог 1: Извори коришћених података у истраживању.....	161
Прилог 2: Испитивање појаве структурног лома код временских серија посматраних парова, применом Bai-Petron процедуре.....	162

Прилог 3: Испитивање стационарности код временских серија посматраних парова, применом ADF тестова без и са линеарним трендом.....	164
Прилог 4: Испитивање стационарности код временских серија посматраних парова, применом KPSS тестова без и са линеарним трендом.....	166
Прилог 5: Резултати теста за детектовање аутокорелације – логаритмована дневна стопа приноса посматраних парова.....	169
Прилог 6: Резултати ARCH теста– логаритмована дневна стопа приноса посматраних парова.....	172
Прилог 7: Спецификације одабраних GARCH модела код посматраних парова.....	174
Прилог 8: Корелограм стандардизованих резидуала оцењених GARCH модела код посматраних парова.....	177
Прилог 9: Тестирање ARCH ефеката у резидуалима оцењених GARCH модела код посматраних парова.....	180

Списак табела:

Табела 1: Тумачење вредности коефицијената корелације.....	60
Табела 2: Резултат Bai-Perron процедуре – логаритмована дневна стопа приноса пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	77
Табела 3: Резултат ADF теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	78
Табела 4: Резултат KPSS теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	78
Табела 5: Резултати теста за детектовање аутокорелације – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	80
Табела 6: Резултати ARCH теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	80
Табела 7: Спецификација одабраног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	81
Табела 8: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	81
Табела 9: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	82
Табела 10: Корелациона матрица волатилности биткоина и стандардизованог броја новозаражених од КОВИД-19 у периоду од 2018. до 2022.....	84
Табела 11: Резултат Bai-Perron процедуре – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	86
Табела 12: Резултат ADF теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	86
Табела 13: Резултат KPSS теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	87
Табела 14: Резултати теста за детектовање аутокорелације – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	88
Табела 15: Резултати ARCH теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	89
Табела 16: Спецификација одабраног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	89
Табела 17: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	90
Табела 18: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	90
Табела 19: Корелациона матрица волатилности валутног пара USD/EUR и стандардизованог броја новозаражених од КОВИД-19 у периоду од 2018. до 2022.....	92

Табела 20: Резултат Bai-Perron процедура – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	94
Табела 21: Резултат ADF теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	94
Табела 22: Резултат KPSS теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	95
Табела 23: Резултати теста за детектовање аутокорељације – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	96
Табела 24: Резултати ARCH теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	97
Табела 25: Спецификација одабраног TARЧН (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	97
Табела 26: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног TARЧН (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	98
Табела 27: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног TARЧН (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	98
Табела 28: Корелациона матрица волатилности валутног пара CNY/EUR и стандардизованог броја новозаражених од КОВИД-19 у периоду од 2018. до 2022.....	99
Табела 29: Резултат Bai-Perron процедуре – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	101
Табела 30: Резултат ADF теста – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	101
Табела 31: Резултат KPSS теста – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	102
Табела 32: Резултати теста детектовања аутокорељације – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	104
Табела 33: Резултати ARCH теста – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	104
Табела 34: Спецификација одабраног GARCH (1,1) – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	105
Табела 35: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног GARCH (1,1) модела – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	105
Табела 36: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног GARCH (1,1) модела – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	106
Табела 37: Корелациона матрица волатилности валутног пара RUB/EUR и стандардизованог броја новозаражених од КОВИД-19 у периоду од 2018. до 2022.....	107

Табела 38: Резултат теста заснован на Bai-Perron процедури – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима.....	109
Табела 39: Резултат ADF теста – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима.....	110
Табела 40: Резултат KPSS теста – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима.....	110
Табела 41: Резултати теста детектовања аутокорељације – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима.....	112
Табела 42: Резултати ARCH теста – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима.....	113
Табела 43: Спецификација одабраног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима.....	113
Табела 44: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима.....	114
Табела 45: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима.....	114
Табела 46: Корелациона матрица волатилности цене нафте изражене у еврима и волатилности валутног пара BTC/EUR.....	116
Табела 47: Корелациона матрица волатилности цене нафте изражене у еврима и волатилности валутног пара USD/EUR.....	116
Табела 48: Корелациона матрица волатилности цене нафте изражене у еврима и волатилности валутног пара CNY/EUR.....	117
Табела 49: Корелациона матрица волатилности цене нафте изражене у еврима и волатилности валутног пара RUB/EUR.....	117
Табела 50: Корелациона матрица волатилности USD/EUR и CNY/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	118
Табела 51: Корелациона матрица волатилности USD/EUR и RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	119
Табела 52: Корелациона матрица волатилности CNY/EUR и RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	120
Табела 53: Корелациона матрица волатилности USD/EUR и BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	121
Табела 54: Корелациона матрица варијабли CNY/EUR и BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	121
Табела 55: Корелациона матрица волатилности RUB/EUR и BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	122
Табела 56: Корелациона матрица волатилности посматраних варијабли добијених применом стандардне девијација у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	131
Табела 57: Корелациона матрица вредности условних варијанси деривираних из примењених GARCH модела и вредности Z- коефицијента за серију КОВИД-19.....	135

Списак слика:

Слика 1: Функције новца.....	17
Слика 2: Криптовалуте чине вредности оно што је интернет учинио информацијама...27	
Слика 3: Негативан утицај рударења криптовалута на емисију CO ₂	34
Слика 4: Примена Bai-Perron процедуре код пара BTC/EUR у EViews програму.....	162
Слика 5: Примена Bai-Perron процедуре код пара USD/EUR у EViews програму.....	162
Слика 6: Примена Bai-Perron процедуре код пара CNY/EUR у EViews програму.....	162
Слика 7: Примена Bai-Perron процедуре код пара RUB/EUR у EViews програму.....	163
Слика 8: Примена Bai-Perron процедуре код пара OIL/EUR у EViews програму.....	163
Слика 9: Примена ADF тестова код пара BTC/EUR у EViews програму.....	164
Слика 10: Примена ADF тестова код пара USD/EUR у EViews програму.....	164
Слика 11: Примена ADF тестова код пара CNY/EUR у EViews програму.....	164
Слика 12: Примена ADF тестова код пара RUB/EUR у EViews програму.....	165
Слика 13: Примена ADF тестова код пара OIL/EUR у EViews програму.....	165
Слика 14: Примена KPSS тестова код пара BTC/EUR у EViews програму.....	166
Слика 15: Примена KPSS тестова код пара USD/EUR у EViews програму.....	166
Слика 16: Примена KPSS тестова код пара CNY/EUR у EViews програму.....	167
Слика 17: Примена KPSS тестова код пара RUB/EUR у EViews програму.....	167
Слика 18: Примена KPSS тестова код пара OIL/EUR у EViews програму.....	167
Слика 19: Примена теста за детектовање аутокорељације у подацима временске серије код пара BTC/EUR у EViews програму.....	169
Слика 20: Примена теста за детектовање аутокорељације у подацима временске серије код пара USD/EUR у EViews програму.....	169
Слика 21: Примена теста за детектовање аутокорељације у подацима временске серије код пара CNY/EUR у EViews програму.....	170
Слика 22: Примена теста за детектовање аутокорељације у подацима временске серије код пара RUB/EUR у EViews програму.....	170
Слика 23: Примена теста за детектовање аутокорељације у подацима временске серије код пара OIL/EUR у EViews програму.....	171
Слика 24: Примена ARCH теста– логаритмована дневна стопа приноса код пара BTC/EUR у EViews програму.....	172
Слика 25: Примена ARCH теста– логаритмована дневна стопа приноса код пара USD/EUR у EViews програму.....	172

Слика 26: Примена ARCH теста– логаритмована дневна стопа приноса код пара CNY/EUR у EViews програму.....	173
Слика 27: Примена ARCH теста– логаритмована дневна стопа приноса код пара RUB/EUR у EViews програму.....	173
Слика 28: Примена ARCH теста– логаритмована дневна стопа приноса код пара OIL/EUR у EViews програму.....	173
Слика 29: Спецификација одабраног FIGARCH (1,1) модела код пара BTC/EUR у EViews програму.....	174
Слика 30: Спецификација одабраног FIEGARCH (1,1) модела код пара USD/EUR у EViews програму.....	174
Слика 31: Спецификација одабраног TARCH (1,1) модела код пара CNY/EUR у EViews програму.....	175
Слика 32: Спецификација одабраног GARCH (1,1) модела код пара RUB/EUR у EViews програму.....	175
Слика 33: Спецификација одабраног FIGARCH (1,1) модела код пара OIL/EUR у EViews програму.....	176
Слика 34: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног FIGARCH (1,1) модела код пара BTC/EUR у EViews програму.....	177
Слика 35: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног FIEGARCH (1,1) модела код пара USD/EUR у EViews програму.....	177
Слика 36: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног TARCH (1,1) модела код пара CNY/EUR у EViews програму.....	178
Слика 37: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног GARCH (1,1) модела код пара RUB/EUR у EViews програму.....	178
Слика 38: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног FIGARCH (1,1) модела код пара OIL/EUR у EViews програму.....	179
Слика 39: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела код пара BTC/EUR у EViews програму.....	180
Слика 40: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног FIEGARCH (1,1) модела код пара USD/EUR у EViews програму.....	180
Слика 41: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног TARCH (1,1) модела код пара CNY/EUR у EViews програму.....	180
Слика 42: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног GARCH (1,1) модела код пара RUB/EUR у EViews програму.....	180
Слика 43: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела код пара OIL/EUR у EViews програму.....	180

Списак графикана:

Графикон 1: Годишња и кумулативна потрошња електричне енергије за рударење биткоина у периоду 2016 - 2022.....	32
Графикон 2: Годишња и кумулативна емисија CO ₂ за биткоин у периоду 2016-2022....	33
Графикон 3: Кретање вредности пара BTC/EUR у периоду 2018-2022, дневни пресек..	61
Графикон 4: Кретање валутног пара USD/EUR у периоду 2018-2022, дневни пресек....	64
Графикон 5: Кретање валутног пара CNY/EUR у периоду 2018-2022, дневни пресек....	67
Графикон 6: Кретање валутног пара RUB/EUR у периоду 2018-2022, дневни пресек....	70
Графикон 7: Груписање волатилности за пар BTC/EUR у посматраном периоду.....	76
Графикон 8: Дескриптивна статистика – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	79
Графикон 9: QQ хистограм – валутни пар BTC/EUR – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018 до 31.12.2022.....	79
Графикон 10: Условна варијанса деривирана из FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022..	82
Графикон 11: Кретање броја новозаражених од КОВИД-19 на дневном нивоу у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022. године.....	83
Графикон 12: Груписање волатилности – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	85
Графикон 13: Дескриптивна статистика – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	87
Графикон 14: Графикон 14: QQ хистограм – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	88
Графикон 15: Условна варијанса деривирана из FIEGARCH (1,1) модела– логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	91
Графикон 16: Груписање волатилности – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	93
Графикон 17: Дескриптивна статистика – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	95
Графикон 18: QQ хистограм – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	96
Графикон 19: Условна варијанса деривирана из TARЧН (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.	99
Графикон 20: Груписање волатилности – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	100
Графикон 21: Дескриптивна статистика – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	102
Графикон 22: QQ хистограм – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	103

Графикон 23: Условна варијанса деривирана из GARCH (1,1) модела – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	106
Графикон 24: Груписање волатилности – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима.....	108
Графикон 25: Дескриптивна статистика – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима.....	111
Графикон 26: QQ хистограм – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима.....	111
Графикон 27: Условна варијанса деривирана из FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима.....	115
Графикон 28: Историјска волатилност пара BTC/EUR израчуната применом SD, у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	124
Графикон 29: Историјска волатилност валутног пара USD/EUR, у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	125
Графикон 30: Историјска волатилност валутног пара CNY/EUR добијена применом стандардне девијације у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	126
Графикон 31: Историјска волатилност пара RUB/EUR добијена применом стандардне девијације у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	128
Графикон 32: Историјска волатилност пара OIL/EUR добијена путем стандардне девијације у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.....	129
Графикон 33: Историјска волатилност за временску серију новозаражених од пандемије КОВИД-19.....	130

Увод

Предмет истраживања овог научног рада је утицај екстерних шокова као што су пандемија КОВИД-19 и ратна криза у Украјини на волатилност водећих националних валута, америчког долара, кинеског јуана и руске рубље, као и водеће светске криптовалуте, биткоина. Због њихове честе употребе као међународног средства плаћања, поменуте националне валуте и биткоин су одабрани као примери на којима се вероватно најефикасније показује утицај поменутих екстерних шокова. Велики број научних радова, о којима ће више речи бити у наставку, у последњих неколико година се бавио истраживањем утицаја екстерних шокова, пре свега због појаве пандемије КОВИД-19 и ратне кризе у Украјини и њихових ефеката на глобалне економске и финансијске показатеље. У раду су детаљно образложене и економске функције новца са циљем да се кроз рад делимично изврши компарација способности обављања поменутих функција код различитих валута, односно код долара, јуана, рубље и биткоина.

У циљу истраживања утицаја пандемије КОВИД-19 и кризе у Украјини, као екстерних шокова, на волатилност посматраних националних валута и биткоина, анализирају се промене њихових вредности на дневном нивоу, у посматраном периоду од пет година, од почетка 2018. године, па до краја 2022. године.

Упоредном анализом временских серија података применом одговарајућег уопштеног ауторегресивног модела условне хетероскедастичности, односно GARCH (енг. *Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity*) модела, стандардне девијације (енг. *Standard Deviation - SD*) и корелационе анализе утврђено је извесно одступање у природи понашања и реакцији посматраних валута на глобалне екстерне шокове током посматраног петогодишњег периода.

Нема сумње да су се тржишта националних валута и тржишта криптовалута у посматраном петогодишњем периоду понашала знатно нестабилније, што имплицира знатно већи утицај на економске активности и њихову ефикасност. Обзиром на нестабилност односно волатилност вредности посматраних водећих светских националних валута и биткоина као мере вредности и средстава размене, истраживање би кроз резултате и закључке требало да допринесе бољем сагледавању актуелних економских промена на глобалном нивоу.

I Методолошко-хипотетички оквир

Научно истраживање се ослања на строго дефинисани скуп правила закључивања од којих зависи валидност истраживања. Садржај науке, уствари, не представља њен предмет, већ њене методе. Јединство свих наука изражава се једино преко метода, а не кроз предмет истраживања (Вуковић и Штрбац, 2019). У овом научном истраживању се примењују опште-научне методе као што су: статистички метод, аналитичко-дедуктивна метода, метод моделовања, компаративни метод и математички методи (економетрија).

Статистички метод истраживања, припада основним научним методама и користи се за квантитативно истраживање одређених појава. Статистика се као таква односи на истраживање масовних појава које се састоје из мноштва јединица, што је погодно за истраживање високофреквентних временских серија података, какве су временске серије које се користе као узорак истраживања у овом научном раду. Применом статистичке методе се долази до генерализације засноване на статистичкој индукцији, законима вероватноће и статистичким законима, што значи да су сазнања стечена на овај начин вероватна (Миљевић, 2007).

Дедукција је аналитички методолошки поступак којим се из и на основу општих сазнања стичу посебна сазнања, и то са још већим степеном извесности и поузданости (Миљевић, 2007). Аналитичко - дедуктивна метода се у примени не своди само на добијање извесних резултата односно ставова из општих поставки, већ се под тим методом подразумева и заснивање целокупних научних система, па се у том контексту и користи у раду.

Метода моделовања која се примењује у овом истраживању јесте једна од фундаменталних општенаучних метода код друштвених наука и у пракси. Ова метода је по својој природи теоријско-емпиријског карактера, и у основи њене примене налазе се методе типологизације, апстракција, као и конкретизација. Статистичке серије, корелације и статистички обрасци примењени у овом раду се не могу научно применити без коришћења методе моделовања (Миљевић, 2007).

У раду се примењује и компаративни метод, обзиром на то да се његовом применом тежи утврђивању узрочно-последичних веза међу испитиваним појавама, па може представљати и замену за експеримент. Предмет истраживања код примене ове

методе су идентичности, сличности и разлике између посматраних варијабли односно појава и процеса чија се компарација врши.

Истраживање се спроводи и применом математичке методе која представља систематичан и егзактан поступак примењене математичке логике у научно-истраживачком раду. Ова метода се састоји у примени математичке логике, математичких формула, математичких симбола и математичких операција. У овом раду се примењује економетријска метода. Економетријска метода омогућава оцењивање квантитативних односа између анализираних варијабли, као што су на пример финансијске или економске варијабле, а на основу научно утемељених теорија и расположивих података о одговарајућим варијаблама које представљају предмет неког истраживања.

1.1. Теоријско и операционално одређивање предмета истраживања

Предмет истраживања ове докторске дисертације односи се на идентификацију и квантификовање утицаја екстерних шокова на биткоин, као водећу светску криптовалуту и одабране националне валуте најснажнијих економија света, амерички долар, кинески јуан и руску рубљу. Теоријске основе спроведеног истраживања подразумевају анализу претходних емпиријских студија са истим предметом истраживања, као и статистичких, односно економетријских модела који су том приликом коришћени. Утицај одабраних параметара односно екстерних шокова је практично квантификован и интерпретиран у смислу динамичке анализе природе посматраног утицаја, кроз кретања вредности биткоина и посматраних националних валута водећих светских економија под утицајем присутних екстерних шокова.

Структурирање концептуалног оквира за емпиријску детекцију и квантификацију утицаја глобалних екстерних шокова на вредност националних валута водећих светских економија и биткоина, као најзначајније криптовалуте, изузетно је важна тема за аналитичко истраживање глобалног финансијског система, вредности водећих светских националних валута и криптовалуте биткоин, јер омогућава предвиђање потенцијалног будућег развоја међународних финансија и самог глобалног финансијског система. Сходно томе, предмет истраживања у раду на овој докторској дисертацији је идентификовање и квантификација утицаја постојећих екстерних шокова који су изазвани пандемијом КОВИД-19 и светском енергетском кризом узрокованом ратном кризом у Украјини. Спроведено истраживање би требало да

пружи јасан одговор на питање на који начин и колико присутни екстерни шокови утичу на вредност биткоина као водеће светске криптовалуте и вредности одабраних националних валута водећих економија света.

Поставља се питање зашто је истраживање спроведено на временским серијама биткоина, америчког долара, руске рубље и кинеског јуана?

- *Биткоин* (BTC) је укључен у истраживање имајући на уму да је биткоин прва, основна и водећа криптовалута, која чини преко 48,90% тржишне капитализације свих криптовалута¹, има континуирану и стабилну ликвидност и највећи је конкурент националних валута као средство размене и чувар вредности, што су неке од основних функција новца.
- *Амерички долар* (USD) је укључен у истраживање узимајући у обзир да је долар глобално средство плаћања, затим да су значајне девизне резерве широм света, као и дуг и даље доминантно номинално изражени у доларима.²
- *Руска рубља* (RUB) као национална валута је одабрана обзиром да је рубља веома значајна из простог разлога што је Русија власник и водећи светски извозник неопходних залиха најзначајнијих природних ресурса попут злата, пшенице, нафте, природног гаса, никла...и на тај начин као суверена држава може утицати на интензивније коришћење рубље као међународног средства размене, када су у питању робе у њеном власништву, а што и чини интензивније од почетка актуелне кризе у Украјини.
- Коначно, *кинески јуан* (CNY) је укључен у спроведено истраживање будући да је валута државе чије су економске перформансе у овом тренутку на нивоу друге по реду светске економије и која прети да у скорије време угрози Сједињене америчке државе као водећу светску економију.³

Како би се идентификовао утицај наведених глобалних екстерних шокова на волатилност водећих светских националних валута и биткоина, као најзначајније

¹ На дан 16. септембар 2023. године, тржишна капитализација биткоина је износила око 48,90% укупне тржишне капитализације криптотржишта, доступно на: <https://www.slickcharts.com/currency>.

² Према подацима ММФ-а 59,02% девизних резерви у свету, у првом кварталу 2023. године се чувало у америчком долару, доступно на: <https://data.imf.org/?sk=e6a5f467-c14b-4aa8-9f6d-5a09ec4e62a4>.

³ Евро (EUR) се у раду користи као референтна вредност, како би се могла направити адекватна компарација и извести одговарајући закључци.

светске криптовалуте, истраживачки узорак укључује већи број високофреквентних јединица посматрања датих временских серија, односно истраживањем је обухваћен што је могуће дужи период посматрања. Применом економетријских метода у раду настојао се идентификовати утицај глобалних екстерних шокова на биткоин, као најзначајнију светску криптовалюту и на посматране националне валуте водећих економија света. Анализирајући добијене резултате спроведеног истраживања, аутор је извукао закључке о томе да ли они потврђују постојеће теоријске поставке и да ли су у сагласности са резултатима других емпиријских студија из области предмета истраживања.

Општи чиниоци предмета истраживања ове докторске дисертације су волатилности водећих валута света и апроксимација екстерних шокова. Општи чинилац који се односи на волатилност водећих светских валута се разлаже на посебне чиниоце: волатилност биткоина, волатилност америчког долара, волатилност кинеског јуана и волатилност руске рубље. Општи чиниоци који се користе као апроксимација екстерних шокова разлажу се на екстерни шок изазван пандемијом КОВИД-19 и екстерни шок изазван кризом у Украјини. Претходно дефинисани посебни чиниоци разлажу се на појединачне чиниоце као што су волатилност кретања валутних парова биткоина у односу на евро (BTC/EUR), америчког долара у односу на евро (USD/EUR), кинеског јуана у односу на евро (CNY/EUR), и руске рубље у односу на евро (RUB/EUR). Глобални екстерни шокови изазвани пандемијом КОВИД-19 и кризом у Украјини као посебни чиниоци разлажу се на појединачне чиниоце и изражени су кроз број новозаражених од пандемије КОВИД-19 и кроз волатилност кретања цене нафте у односу на евро (OIL/EUR).

Временски период на који се односи спроведено истраживање је петогодишњи период, од 01. јануара 2018. године до 31. децембра 2022. године. Јединице посматрања су кретања валутних парова биткоина у односу на евро (BTC/EUR), америчког долара у односу на евро (USD/EUR), кинеског јуана у односу на евро (CNY/EUR), и руске рубље у односу на евро (RUB/EUR). Посматрање података временских серија се врши на дневном нивоу, што значи да су у питању високофреквентне серије података и оно подразумева вредности на затварању тржишта. Број опсервација износи 1826 за валутни пар биткоин/евро, затим исто толико опсервација за валутни пар долар/евро, јуан/евро и рубља/евро. Када су у питању варијабле које се користе као апроксимација глобалних екстерних шокова који имају потенцијални утицај на волатилност

посматраних светских валута и њихов временски период односи се на поменути петогодишњи период. Јединице посматрања су у овом случају број новозаражених током пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу и берзанска цена нафте, такође на дневном нивоу. За вредности посматраних водећих светских валута и цене нафте, током прекида трговања викендом или празницима, коришћене су вредности на затварању претходног радног дана, пре дана викенда или дана празника уколико је то било потребно, мада су код свих варијабли доступне непрекидне временске серије. Аутор сматра да је наведени број опсервација посматраних временских серија сасвим довољан за примену одговарајућег економетријског модела и извођење квалитетног закључка.

Просторно одређење предмета истраживања је глобално, што значи да се спроведено истраживање просторно односи на глобалне економске и финансијске токове.

Дисциплинарно одређење предмета истраживања подразумева одређење предмета истраживања као интердисциплинарног, будући да се оно односи на међународне финансије, финансијски менаџмент, монетарну економију, математику, статистику и економетрију. Све ове дисциплине неопходне су како би се испитао евентуални утицај екстерних шокова изазваних глобалним кризама на волатилност водећих светских националних валута, и биткоина, као најзначајније криптовалуте на свету.

1.2. Циљеви истраживања, истраживачка питања и хипотезе

У наставку ће детаљније бити размотрени циљеви спровођења истраживања који, пре свега, обухватају научни и друштвени циљ истраживања.

Научни циљ истраживања ове докторске дисертације је квантификовање утицаја екстерних шокова на кретање вредности биткоина, као водеће светске криптовалуте, као и посматраних националних валута водећих светских економија применом метода статистике и економетрије. Потреба за оваквим научним истраживањем произилази из чињенице да и поред великог броја емпиријских студија које анализирају утицај екстерних шокова на волатилност водећих светских валута, недостају студије које се детаљније односно опширније баве утицајем тренутно актуелних екстерних шокова. Потреба за квантификовањем утицаја одговарајућих екстерних шокова на кретање вредности одабраних светских валута и биткоина

проистекла је из потребе да се одговори на питање: да ли су и у којој мери амерички долар, кинески јуан, руска рубља и биткоин отпорни на утицај екстерних шокова изазваних кризама на глобалном нивоу, односно како се под поменутиим утицајем кретала њихова волатилност у посматраном петогодишњем периоду, од почетка 2018. године до краја 2022. године.

Циљ примењеног истраживања јесте и допуна фонда знања о следећим истраживачким питањима:

- 1) оцена волатилности кретања парова: биткоина у односу на евро (BTC/EUR), америчког долара у односу на евро (USD/EUR), кинеског јуана у односу на евро (CNY/EUR), и руске рубље у односу на евро (RUB/EUR), као и волатилности кретања цене нафте у односу на евро (OIL/EUR) применом стандардне девијације;
- 2) моделовање волатилности кретања парова: биткоина у односу на евро (BTC/EUR), америчког долара у односу на евро (USD/EUR), кинеског јуана у односу на евро (CNY/EUR), и руске рубље у односу на евро (RUB/EUR), као и волатилности кретања цене нафте у односу на евро (OIL/EUR) путем примене одговарајућег GARCH модела и
- 3) оцена утицаја актуелних екстерних шокова изазваних глобалним кризама на волатилност америчког долара, кинеског јуана, руске рубље и биткоина у циљу тестирања њихове стабилности и могућности обављања основних функција новца.

Остваривањем циља спроведеног истраживања утврђује се да ли се применом одабраних статистичких и економетријских метода објашњава волатилност односно способност биткоина и посматраних националних валута у смислу обављања основних функција новца као: средства размене, обрачунског средства, средства очувања вредности, средства одложеног плаћања и светског новца.

Резултати истраживања пружају одговоре на питање, како екстерни шокови утичу на вредности биткоина и посматраних националних валута и каква је њихова стабилност под утицајем истих. Такође, резултати који произилазе из ове дисертације могу имати и значајне практичне импликације за доносиоце одлука на националном и међународном нивоу, као и код приватних и институционалних инвеститора на међународним финансијским тржиштима.

Друштвени циљ истраживања ове докторске дисертације произилази из питања која су предмет научног истраживања и могу у великој мери да допринесу доношењу адекватних стратешких и инвестиционих одлука. Идентификовање перформанси биткоина и одабраних националних валута пружа значајне информације државним институцијама, те институционалним и приватним инвеститорима на међународном финансијском тржишту. Резултати спроведеног истраживања ће потенцијалним инвеститорима омогућити да буду боље информисани о улагању у биткоин или у посматране националне валуте, као и о стабилности тих улагања под утицајем екстерних шокова.

Основне хипотезе од којих се полази у овој докторској дисертацији се испитују у току самог истраживања. На основу операционалног одређења предмета истраживања дефинисане су независне и зависне варијабле. Зависне варијабле су валутни парови биткоин као најзначајнија криптовалута/евро, затим амерички долар/евро, кинески јуан/евро, и руска рубља/евро као најзначајније националне валуте водећих светских економија. Независне варијабле су одабрани параметри који се користе као апроксимација тренутно актуелних екстерних шокова, односно број новозаражених пандемијом КОВИД-19, као и цена нафте изражена у еврима. Евро се узима као референтна вредност, искључиво из разлога адекватне компарације и извлачења релеватних закључака спроведеног научног истраживања.

У наставку су представљене генерална (општа) хипотеза, затим посебне хипотезе, као и појединачне, које су формиране на основу теоријских претпоставки и резултата до сада спроведених емпиријских студија које проучавају задату тему.

Генерална (општа) хипотеза (H_0): Амерички долар је отпорнији на екстерне шокове од кинеског јуана, руске рубље и биткоина.

Посебне хипотезе се односе на посебне чиниоце или појмове који су наведени при операционалном одређењу предмета истраживања.

Предметно истраживање фокусирано је на проверу следећих посебних хипотеза:

- *Хипотеза 1 (H_1):* Пандемија КОВИД-19 није у значајнијој мери утицала на волатилност америчког долара;
- *Хипотеза 2 (H_2):* Пандемија КОВИД-19 је утицала у значајној мери на волатилност биткоина;

- *Хипотеза 3 (H_3):* Пандемија КОВИД-19 је утицала на волатилност кинеског јуана;
- *Хипотеза 4 (H_4):* Пандемија КОВИД-19 је утицала на волатилност руске рубље;
- *Хипотеза 5 (H_5):* Волатилност цене енергената (нафте) није у значајнијој мери утицала на волатилност америчког долара;
- *Хипотеза 6 (H_6):* Волатилност цене енергената (нафте) је у значајној мери утицала на волатилност биткоина;
- *Хипотеза 7 (H_7):* Волатилност цене енергената (нафте) је утицала на волатилност кинеског јуана;
- *Хипотеза 8 (H_8):* Волатилност цене енергената (нафте) је утицала на волатилност руске рубље;
- *Хипотеза 9 (H_9):* Постоји слаба корелациона веза између волатилности америчког долара и биткоина;
- *Хипотеза 10 (H_{10}):* Постоји умерена корелациона веза између волатилности америчког долара и кинеског јуана;
- *Хипотеза 11 (H_{11}):* Постоји умерена корелациона веза између волатилности америчког долара и руске рубље;
- *Хипотеза 12 (H_{12}):* Постоји јака корелациона веза између волатилности кинеског јуана и руске рубље.

Предметно истраживање фокусирано је на проверу следећих појединачних хипотеза које се односе на сваку побројану посебну хипотезу:

- на посебну хипотезу 1 односе се следеће појединачне хипотезе:

Но (нулта хипотеза): утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност долара није статистички значајна.

На (алтернативна хипотеза): Утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност долара је статистички значајна.

Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу економетријске анализе, те вредности израчунатог коефицијента корелације.

- на посебну хипотезу 2 односе се следеће појединачне хипотезе:

Но (нулта хипотеза): Утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност биткоина је статистички значајна.

На (алтернативна хипотеза): Утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност биткоина није статистички значајна.

Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу економетријске анализе и вредности израчунатог коефицијента корелације.

- на посебну хипотезу 3 односе се следеће појединачне хипотезе:

Но (нулта хипотеза): Утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност јуана је статистички значајна.

На (алтернативна хипотеза): Утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност јуана није статистички значајна.

Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу економетријске анализе и вредности израчунатог коефицијента корелације.

- на посебну хипотезу 4 односе се следеће појединачне хипотезе:

Но (нулта хипотеза): Утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност рубље је статистички значајан.

На (алтернативна хипотеза): Утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност рубље није статистички значајан.

Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу економетријске анализе и вредности израчунатог коефицијента корелације.

- на посебну хипотезу 5 односе се следеће појединачне хипотезе:

Но (нулта хипотеза): Утицај цене сирове нафте на волатилност долара није статистички значајан.

На (алтернативна хипотеза): Утицај цене сирове нафте на волатилност долара је статистички значајан.

Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу економетријске анализе и вредности израчунатог коефицијента корелације.

- на посебну хипотезу 6 односе се следеће појединачне хипотезе:

Но (нулта хипотеза): Утицај цене сирове нафте на волатилност биткоина је статистички значајан.

На (алтернативна хипотеза): Утицај цене сирове нафте на волатилност биткоина није статистички значајан.

Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу економетријске анализе и вредности израчунатог коефицијента корелације.

- на посебну хипотезу 7 односе се следеће појединачне хипотезе:

Но (нулта хипотеза): Утицај цене сирове нафте на волатилност јуана је статистички значајан.

На (алтернативна хипотеза): Утицај цене сирове нафте на волатилност јуана није статистички значајан.

Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу економетријске анализе и вредности израчунатог коефицијента корелације.

- на посебну хипотезу 8 односе се следеће појединачне хипотезе:

Но (нулта хипотеза): Утицај цене сирове нафте на волатилност рубље је статистички значајан.

На (алтернативна хипотеза): Утицај цене сирове нафте на волатилност рубље није статистички значајан.

Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу економетријске анализе и вредности израчунатог коефицијента корелације.

- на посебну хипотезу 9 односе се следеће појединачне хипотезе:

Но (нулта хипотеза): Веза између волатилности биткоина и долара је ниско корелисана.

На (алтернативна хипотеза): Веза између волатилности биткоина и долара је високо корелисана.

Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу економетријске анализе и вредности израчунатог коефицијента корелације.

- на посебну хипотезу 10 односе се следеће појединачне хипотезе:

Но (нулта хипотеза): Веза између волатилности долара и јуана је умерено корелисана.

На (алтернативна хипотеза): Веза између волатилности долара и јуана је ниско корелисана.

Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу економетријске анализе и вредности израчунатог коефицијента корелације.

- на посебну хипотезу 11 односе се следеће појединачне хипотезе:

Но (нулта хипотеза): Веза између волатилности долара и рубље је умерено корелисана.

На (алтернативна хипотеза): Веза између волатилности долара и рубље је ниско корелисана.

Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу економетријске анализе и вредности израчунатог коефицијента корелације.

- на посебну хипотезу 12 односе се следеће појединачне хипотезе:

Но (нулта хипотеза): Веза између волатилности јуана и рубље је високо корелисана.

На (алтернативна хипотеза): Веза између волатилности јуана и рубље је ниско корелисана.

Смер, јачина и начин повезаности одређују се на основу економетријске анализе и вредности израчунатог коефицијента корелације.

1.3. Полазна хипотеза у раду

Полазна хипотеза у раду је заправо генерална, односно општа хипотеза којом се претпоставља да је амерички долар отпорнији на екстерне шокове од кинеског јуана, руске рубље и биткоина. Све посебне, као и појединачне хипотезе које су наведене у тачки 1.2., су заправо дефинисане са циљем да се омогући добијање одговарајућег одговора на претпоставке полазне хипотезе. Актуелни екстерни шокови изазвани пандемијом КОВИД-19 и ратном кризом у Украјини још више су нагласили потребу за утврђивање валидности претпоставке изнете у полазној хипотези.

1.4. Релевантност истраживања и потенцијална примена добијених резултата

Резултати који произилазе из спроведеног истраживања додатно појашњавају и продубљују сазнања о евентуалном утицају екстерних шокова на вредност биткоина и посматраних водећих светских националних валута.

Научни допринос који проистиче из спроведеног истраживања у оквиру докторске дисертације огледа се, пре свега, у:

- јасном идентификовању и квантификовању утицаја појединачних, тренутно актуелних, егзогених шокова узрокованих глобалним догађајима, на волатилност биткоина, као најзначајније криптовалуте и одабраних националних валута водећих економија света;
- бољем разумевању значаја потенцијалног утицаја екстерних фактора на волатилност, односно стабилност биткоина и одабраних националних валута коришћених кроз међународни систем плаћања;
- дефинисању и представљању економетријских модела, односно одговарајућих GARCH модела, као и корелације као ефикасне методологије, чије коришћење може пружити одговоре на бројна истраживачка питања и послужити као добра основа за даља научна истраживања.

Из свега горе наведеног произилази да ће резултати истраживања који произилазе из ове докторске дисертације омогућити даља истраживања у овој области као и унапређење постојећих метода квантификовања евентуалног утицаја екстерних фактора на стабилност, односно волатилност биткоина као најзначајније криптовалуте и одабраних националних валута.

1.5. Структура дисертације

Докторска дисертација је подељена на шест делова, односно шест целина.

Први део представља увод у сам истраживачки рад на докторској дисертацији и у њему су детаљно описани предмет и циљеви истраживања, пре свега научни и друштвени циљ; а затим и централни проблем који се разматра у спроведеном истраживању. Наведени су задаци предметног истраживања; дефинисана полазна општа хипотеза, посебне хипотезе које из ње произилазе, као и појединачне хипотезе деривираних из претходно дефинисаних посебних хипотеза. У овом делу су такође набројане и појашњене коришћене научне методе, као и очекивани резултати овог истраживања.

У другом делу који се односи на теоријски оквир истраживања се кроз анализу биткоина као најзначајније криптовалуте, као и блокчејн технологије анализира настанак биткоина и функционисање блокчејн технологије. У оквиру истог дела анализирају се основне функције новца (новац као средство размене, новац као обрачунска јединица, новац као чувар вредности, новац као средство одложеног плаћања и светски новац), посебно у смислу компарације способности обављања ових

функција од стране биткоина у односу на посматране националне валуте водећих економија света (амерички долар, кинески јуан и руска рубља). Такође, у другом поглављу детаљно су размотрени и девизни курсеви кроз режиме и факторе који утичу на девизне курсеве, као и опште карактеристике волатилности.

Кроз трећи део дисертације представљају се истраживања временске серије података о кретању вредности биткоина у петогодишњем периоду, као и одабраних националних валута од глобалног значаја: америчког долара, кинеског јуана и руске рубље. У овом делу се приказују и корелационе матрице са корелацијама кретања вредности посматраних валутних парова, те утицај пандемије КОВИД-19 и енергетске кризе изазване ратном кризом у Украјини на волатилност биткоина и одабраних националних валута.

У четвртном делу се приказују и објашњавају резултати спроведеног истраживања кроз примену одговарајућих GARCH модела и стандардне девијације као алтернативне мере волатилности.

Пети део се односи на закључна разматрања у складу са претходно добијеним резултатима истраживања.

Коначно, у последњем, шестом делу је приказана литература коришћена током истраживања.

Сходно претходно наведеном, дисертација је структурирана у оквиру шест поглавља. Редослед самих поглавља је постављен тако да методолошки прати процес истраживања.

Прво поглавље се односи на општа разматрања везана за предмет, циљ, задатке, полазну хипотезу и коришћене методе истраживања. У другом поглављу се представљају теоријске основе за одговарајуће истраживање. Трећим поглављем је обухваћена анализа кретања вредности биткоина као криптовалуте и посматраних националних валута под утицајем екстерних шокова: пандемије КОВИД-19 и енергетске кризе изазване ратом у Украјини, као и утврђивање корелационих веза. У четвртном поглављу се исказују и анализирају резултати анализе волатилности применом стандардне девијације, анализе волатилности GARCH моделом и корелационе анализе, те даје оцена утицаја екстерних шокова на посматране варијабле. Пето поглавље приказује крајње закључке истраживања, допринос спроведеног истраживања, ограничења током имплементације истраживања, као и предлоге за даља

истраживања. Последње поглавље обухвата литературу коришћену током спровођења истраживања.

II Теоријске основе истраживања

У поглављу које се односи на теоријски оквир истраживања представљени су основни појмови који се користе приликом истраживања утицаја екстерних шокова на волатилност посматраних валута (амерички долар, кинески јуан и руска рубља), укључујући и водећу светску криптовалуту биткоин. То су функције новца, затим је представљена дефиниција и карактеристике биткоина, односно блокчејн технологије, девизни курсеви кроз режиме и факторе који утичу на девизне курсеве, као и детаљно представљена дефиниција и дате опште карактеристике волатилности.

2.1. Функције новца

Свака роба која је током историје обављала улогу новца имала је и другу врсту употребе, односно служила је за задовољење потреба, било у производњи, било у потрошњи. Робе које су вршиле или врше функцију новца, такође имају још функција које обављају у економском систему. У принципу, као што је опште познато, постоје три традиционалне функције новца:⁴

1. средства размене (енг. *means of payment*),
2. обрачунске јединице (енг. *unit of account*), и
3. чувара вредности (енг. *store of value*).

Додатне функције новца, које препознају поједини аутори односе се на:⁵

4. новац као средство одложеног плаћања (енг. *standard of deferred payment*),
5. светски новац (енг. *world money*).

Обзиром да је предмет овог истраживања волатилност водећих светских националних валута и биткоина као првоформиране и криптовалуте са највећом тржишном капитализацијом⁶, у овом делу ћемо представити функције новца уопште. Као што је већ поменуто, у питању су следеће функције новца: функција средства

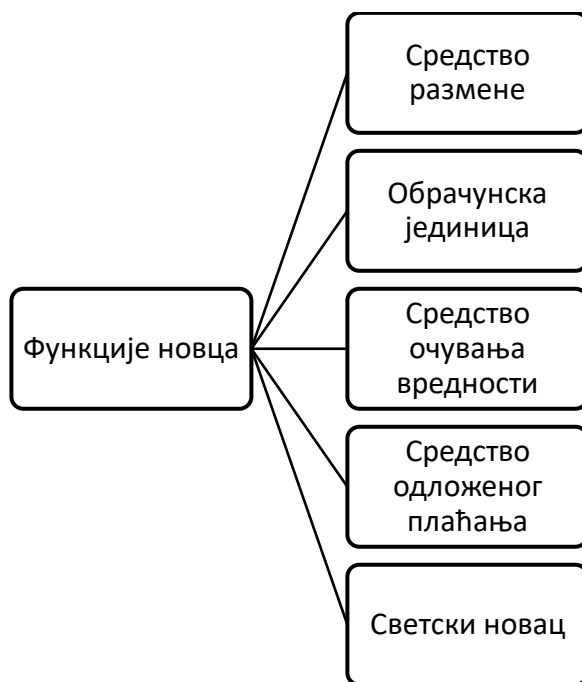
⁴ Класификација сачињена према: Mishkin (2022); Живковић и др. (2019); Rocheteau i Nosal (2017); Orrell i Chlupatý, (2016).

⁵ Видети нпр. Хацић и Барјактаревић (2015).

⁶ На дан 16. септембар 2023. године, тржишна капитализација криптовалуте биткоин је износила око 517 милијарди долара односно око 48,90% укупне тржишне капитализације криптотржишта, доступно на: <https://www.slickcharts.com/currency>.

размене, функција обрачунске јединице, функција средства очувања вредности, функција новца као средства одложеног плаћања и функција новца као светског новца (Слика 1).

Слика 1: Функције новца



Извор: прилагођено према Mishkin (2022); Живковић и др. (2019); Rocheteau i Nosal (2017); Orrell i Chlupatý, (2016); Хаџић и Барјактаревић (2015)

Како би одређена национална валута или криптовалута била конкурентна, не само на националном, већ и на међународном нивоу, требало би да буде у стању да адекватно обавља поменуте економске функције новца. У самом раду се истражује да ли су и на који начин одређене националне валуте односно криптовалуте у могућности да одговоре потреби, односно у којој мери могу да задовоље своју основну сврху постојања, показујући у којој мери могу да остварују поменуте функције новца.

2.1.1. Функција новца као средства размене

Примарна функција новца је функција новца као средства размене. Број корисника одређене валуте је параметар квалитета обављања ове функције. Коришћење новца као универзално прихваћеног средства размене у значајној мери је утицало на економску ефикасност, будући да је значајно скратило време утрошено у размени добара и услуга (Mishkin, 2022).

У време пре него што је постојао новац као опште прихваћено средство размене, размена добара се доминантно вршила путем трампе. *Трампа* је врста размене у којој се једна роба мења за другу робу, односно то је размена у којој је продавац у исто време и купац. Одређена особа продајом своје робе истовремено купује другу робу, као што је случај и са другом особом са којом размењује робу коју она поседује, што заправо значи да је размена роба подразумевала двоструко задовољавање потреба. Поред тога, постојао је још један проблем у размени добара за добра, а то је проблем деливности добара која се размењују. Није било једноставно постићи договор између учесника у размени, и о врсти производа који су предмет одређене размене, и о квантитету добара која се размењују.

Са почетком коришћења новца као опште прихваћеног средства размене роба, проблеми ове природе су једноставно превазиђени. Новац се појављује као посредник у робној размени, па се прво одабрана роба продаје за новац, а затим се тим новцем на тржишту купује нека друга роба. На тај начин се акт продаје раздваја од акта куповине (Galbraight, 1997).

Дакле, новац као опште прихваћено средство размене умногоме је олакшао трговину добрима. Међутим, појава новца довела је и до одређених проблема који нису постојали у условима трампе. Са појавом новца, постоји могућност продаје неке робе, али не и куповине друге робе у исто време. Исто тако, произвођач може одлучити да привремено задржи новац добијен продајом неке робе. То би могло да значи да неко на тржишту бити неће бити у могућности реализује своју производњу, те одређени произвођач неће моћи да набави робу за нови циклус производње, што даље може довести до поремећаја у целокупном систему производње, односно процесу друштвене репродукције.

Појавом новца као универзалног средства размене, тржишта продаје и куповине не морају да се поклапају. Роба се може продати на једном тржишту, а новац се онда може потрошити на другом тржишту. То може довести до недостатка новца на првом тржишту и до привремених проблема у функционисању друштвене репродукције. Недостатак новца значиће смањену тражњу, што ће произвођаче приморати да снизе продајне цене својих роба. На овај начин проузроковано смањење цена учиниће робу на посматраном тржишту атрактивнијом за друге купце, што ће вероватно последично довести до прилива новца са других тржишта и поновног успостављања тржишне равнотеже.

Ипак, чињеница да је новац и у савременим економским условима опстао као универзално средство размене показује да су предности за економски систем, до којих је довела његова појава, биле неупоредиво веће од недостатака које је произвела његова употреба.

Имајући у виду да је биткоин најликвиднија криптовалута, због чињенице да је родоначелник криптовалута и криптовалута са највећом тржишном капитализацијом, односно највећим учешћем у укупној тржишној капитализацији криптовалута, рад се у једном делу фокусира на научно истраживање биткоина као најпрометније криптовалуте. У исто време анализирају се и водеће светске националне валуте, као што су амерички долар, кинески јуан и руска рубља.

2.1.2. Функција новца као обрачунске јединице

Друга функција новца у економији огледа се у томе да је новац и обрачунска јединица, то јест, да се користи за квантификацију вредности у економији (Mishkin, 2022). Обављајући функцију обрачунске јединице, новац у његовим различитим количинама изражава вредности различитих роба односно услуга. Захваљујући новцу, добра различитих физичких карактеристика (пшеница и месо, аутомобили и сатови) се у размени појављују као квалитативно слична, али и квантитативно упоредива, управо захваљујући новцу. Дакле, са употребом новца, постало је могуће упоредити вредност различитих добара, јер је веома једноставно упоредити количину новца коју треба издвојити за један производ у односу на количину новца коју треба издвојити за неки други производ.

Одређена количина новца коју треба издвојити као противвредност за куповину неке робе назива се њена цена⁷. Уз различите износе новца које су спремни да плате за различиту робу, људи у сваком тренутку на тржишту износе своје ставове о вредности тих роба. Како би новац могао да изрази ове разлике у вредностима, прво се мора одредити мера којом се упоређују различите количине добара. Ова техничка мера којом се упоређују различите количине новца назива се мера цене. Мера цене је само предуслов да новац може да обавља своје функције у економском систему. Назив евро, руска рубља, кинески јуан или амерички долар, такође је последица државних односно политичких одлука, тако да се у савременим економским условима може рећи да је

⁷ <https://www.concurrences.com/en/dictionary/price>

одређивање стандарда цена у највећој мери у функцији државе. За обављање функције обрачунске јединице новац не мора да буде и физички присутан. Ова функција новца је поједноставила размену, зато што је олакшала поређење различитих добара, односно њихових вредности.

Биткоин, иако водећа криптовалута са највећом тржишном капитализацијом, веома тешко може да одговори потреби да се користи за изражавање и мерење вредности добара или услуга. Наиме, у пракси уколико би се цене највећег броја производа изражавале у биткоинима, онда би те цене биле истакнуте тек на четвртом, а највероватније и петом децималу (Лукић, 2017) и биле би подложне брзим, па и наглим променама. Углавном се дешава да и компаније које при трговању њиховим робама или услугама прихватају биткоин, цене својих производа не исказују у биткоинима, већ у појединим националним валутама. У том процесу, током финализације одређене поруџбине купац сам бира да ли ће платити биткоинима, а ако изабере ту опцију, има на располагању веома кратак рок да изврши уплату, у супротном постојећа цена изражена у биткоинима се прилагођава у складу са променом вредности биткоина на тржишту. Обзиром на чињеницу да функција обрачунске јединице обавља важну друштвену улогу координације економске активности и усмеравања ресурса на основу промене релативних цена, јасно је да ту фундаменталну улогу биткоин тренутно тешко може извршити (Лукић, 2017). Биткоин је, како тренутно стоје ствари, веома непоуздана обрачунска јединица.

2.1.3. Функција новца као чувара вредности

Трећа функција новца је она у којој новац функционише као средство очувања вредности, односно средство очувања куповне моћи током времена (Mishkin, 2022). Функција самог новца као чувара вредности је повезана са чињеницом да новац не мора бити уложен у куповину неке друге робе. На тај начин новац се чува, акумулира, односно повлачи из оптицаја и током времена постепено нагомилава. Тако акумулиран новац може да се у било ком тренутку замени за било коју другу робу. Чињеница да након продаје одређене робе новац не мора одмах да се потроши, већ да може бити задржан одређено време од стране његовог држаоца, јасно говори да је тај новац за њега вредност и да га због тога не користи у оптицају.

Новац дакле може бити средство за одржавање вредности, јер је универзално добро за које се у сваком тренутку може добити нека друга роба. Различити су разлози

зашто се новац извучи из оптицаја и акумулира. Већина људи мора да штеди да би могла да купи трајну потрошну робу. Током целокупног времена прикупљања, новац је ван оптицаја и налази се у функцији блага. Као још један разлог због ког људи привремено повлаче новац из оптицаја јесте између осталог и њихова жеља да у случају изненадне потребе могу хитно да купе неку робу или услугу. Наиме, новац је најликвиднија имовина, што значи да се одмах може претворити у друга добра или услуге. Ликвидност неке имовине односно робе означава брзину којом се она може искористити за куповину друге робе или услуге, а новац је најликвиднија имовина. (Mishkin, 2022).

Функција новца као блага произилази и из потреба привреде, односно појединачних предузећа. Привредна друштва у свом власништву имају опрему, односно средства за рад која трају по неколико производних циклуса. Међутим, у сваком циклусу, ова средства се делимично искористе. Из тог разлога је неопходно да се део прихода оствареног продајом производа издвоји као надокнада за коришћене машине и опрему.

Држава такође може акумулирати новац у виду блага. У трезору централне банке одређене државе мора да се чува одређена количина страних средстава плаћања односно девизних резерви, што значи да тај новац обавља функцију блага. У данашњим условима некретнине као што су земљиште, станови и слично служе као благо, јер је њихова вредност висока и обично не подлеже значајнијим осцилацијама цена током протока времена. Проблем код робе која служи као благо огледа се у томе што је њихова ликвидност значајно мања од ликвидности новца.

Како би новац функционисао као благо, он дакле мора имати своју сталну вредност. Проблеми настају када се у оптицају појавио папирни новац који нема своју стварну вредност. У случају инфлације односно раста цена, вредност папирног новца драстично опада односно девалвира.

Током историје, док уопште није егзистирао новац, благо је акумулирано у различитим видовима роба, као што су: кожа, злато, дијаманти, бисери, па и у неким другим робама које су у то време обављале функцију чувара вредности (Galbraight, 1997). Данас је међународни финансијски систем базиран на тзв. фиат новцу који нема покриће у некој конкретној роби (злату), већ његову вредност гарантује централна банка земље издаваоца конкретног новца, што би практично значило да је поверење у

одређену валуту условљено поверењем у привреду одређене државе која је издавалац тог новца односно валуте.

2.1.4. Функција новца као светског новца

Не постоји одређена друштвена заједница односно држава која је у стању да сама произведе све производе неопходне за задовољење потреба свих својих грађана. Услед те чињенице, грађани било које државе излазе на светско тржиште и учествују у трговинској размени добара и услуга са другим државама. У таквим условима настаје проблем одабира светског новца односно робе која ће бити општеприхваћено средство размене у различитим државама широм света. Већина националних валута, по правилу, функционише само на тржишту неколико држава. Осим тога, формална, односно номинална вредност националне валуте, коју је одредила држава својом одлуком, и њена реална вредност на тржишту изражена кроз тзв. реални курс, могу да се значајно међусобно разликују. Исто тако, може се десити да папирни новац одређене државе брзо изгуби своју вредност због високе стопе инфлације. У том случају, не постоји привредни субјект или држава која би прихватила плаћање роба у таквој валути, односно таква национална валута више није конвертибилна. Због тога и егзистира потреба да постоји јединствено средство размене односно плаћања које би било прихватљиво за већину држава на свету.

Улогу светског новца преузеле су валуте економски најјачих земаља, као што су амерички долар, евро, швајцарски франак, кинески јуан и друге, једноставно зато што то више нису само националне валуте, већ тзв. светски новац чија количина и вредност не зависе само од услова на домаћем тржишту или само од одлука владе једне државе. Вредност ових валута детерминисана је глобалним факторима, односно зависи од општег стања светске привреде и односа између различитих валута.

У функцији светског новца, одређени новац обавља исте функције које обавља и унутар саме државе: служи као средство размене, обрачунска јединица и чувар вредности, само што те функције он обавља и на светском нивоу, односно у међународним економским односима. Дуго је злато служило као средство размене у међународној трговини. Међутим, обим међународне размене се повећао, а злата није било довољно за све потенцијалне размене.

Најраспрострањенији облик размене између привредних субјеката из различитих држава света је употреба једне од националних валута које имају

карактеристике светског новца, односно чија је вредност дуго времена непромењена и чија влада настоји да је одржи стабилном. Како би држава дошла у посед адекватне количине светског новца, мора да извози, па је стога, дугорочно гледано, извоз домаће робе једини основ по коме се јавља могућност увоза недостајућих производа из других држава.

Постоји потреба да се новац појави у функцији блага и на међународном нивоу. У функцији блага би могло да се појави злато, јер га многе земље и даље користе у размени, али и националне валуте најразвијенијих земаља света, попут Сједињених америчких држава или Кине. Све државе морају имати одређени износ девиза у резерви како би могле да учествују у међународној размени. То једноставно значи да из међународног промета извлаче одређену количину страних средстава плаћања и чувају их као резерву. Како би се стекао услов да папирни новац неке државе функционише као благо на међународном нивоу, привреда те земље мора бити стабилна и без високих стопа инфлације. Само у том случају може постојати поверење привредних субјеката и становништва из различитих држава у одређену валуту.

Нити једна држава на свету, колико год да је велика или економски моћна, не може сама имати толико квантитативну и разноврсну производњу да би у економском смислу била сама себи довољна. Потреба укључивања у међународну робну размену постоји за сваку појединачну државу. Управо због тога се јавља и питање светског новца. Улогу новца у међународном робном промету би, у сваком случају, могло да врши злато, али се у савременим условима користе конвертибилне националне валуте попут: америчког долара, евра, британске фунте, кинеског јуана, а тренутно актуелна глобална економско-политичка ситуација намеће потребу за већим коришћењем руске рубље и других валута чије земље су велике извознице основних енергената. Такође, са појавом биткоина и других криптовалута, оне се интензивно користе као један вид светског односно глобалног новца.

2.1.5. Функција новца као средства одложеног плаћања

Функција новца као средства одложеног плаћања се јавила упоредо са одвајањем фазе плаћања одређене робе односно услуге од фазе испоруке робе односно услуге којом се тргује. Купац може узети одређену робу или услугу уколико му је она потребна иако нема новца да одмах плати робу или услугу која му је у том тренутку потребна. Купац се при том писаним уговором обавезује да ће робу, односно услугу

платити у предвиђеном року, а све то под условом да продавац прихвати да испоручи робу или услугу на одложено плаћање. Иако се роба, односно услуга продаје за новац, у тренутку куповине, новац није присутан.

Наведена функција новца произилази из чињенице да се време куповине не мора поклапати са временом плаћања, али поставља се и питање какве све консеквенце за привреду може изазвати прекомерно коришћење ове функције, обзиром да у међувремену купац или купци могу доћи у ситуацију да нису у могућности да на одговарајући начин извршавају своје кредитне обавезе, било према продавцу или одређеној банци. Стога можемо закључити да је са аспекта функционисања једне економије ово најризицијна функција новца, али и неопходна како би се обезбедио континуирани економски раст и развој.

2.2. Дефиниција и карактеристике биткоина односно блокчејна

Криптовалуте су потпуно дигиталне и као такве оне се производе кроз карактеристичан процес, процес рударења који се изводи на стандардним рачунарима применом специјализованог хардвера, уз пуно поштовање најстрожих правила која обезбеђују аутоматски криптографски системи. За решавање компликованог низа алгоритама користе се рачунари и специјални хардвер, а брзина и ефикасност рударења зависи од брзине решавања алгоритама, односно акумулиране снаге рачунарског система којим одређени учесник располаже.

Рударење је аутоматизован процес који рачунар обавља непрекидно. Према алгоритмима које је поставио Накамото⁸, биткоини се креирају као награда власницима чији софтвер решава сложене математичке проблеме. У суштини, тренутне финансијске платформе захтевају много процесорске снаге за рад. Појединци и/или групе које су спремне да посвете снагу рачунарске обраде за подршку мреже награђују се биткоинима (Маловић, 2014).

Још 1976. године економиста и нобеловац Фридрих Хајек доводи у питање смисао постојања националних централних банака и залаже се за денационализацију новца, односно емисију приватног новца. Фридрих Хајек је у једном од својих радова, довео у питање централни постулат о уређењу монетарног система у светлу решавања тада акутног проблема инфлације. Доводећи у питање постулат државног монопола на

⁸ Satoshi Nakamoto је псеудоним за појединца или групу појединаца који су желели да остану анонимни.

питање новца, Хајек је дао несвакидашње тумачење алтернативног, али по његовом мишљењу успешнијег начина поимања монетарног система (Лукић, 2017). Наиме, он је заузео став да новац иза кога стоје државе, односно њихове централне банке, није ништа бољи односно на било који начин сигурнији од приватног новца, који би се емитовао изван монопола државе. Хајекова визија редефинисања монетарног система полази од чињенице да одређено приватно предузеће које би емитовало одређени новац, има много већи мотив да одржи стабилним новац које је емитовало, јер од тога зависи опстанак и пословни успех тог приватног предузећа (Лукић, 2017).

Било је много покушаја стварања виртуелних валута током година и деценија раније, али без неког значајног ефекта. Међутим, 2008. године, током глобалне економске кризе изазване пре свега колапсом америчког тржишта некретнина, једна таква идеја је заживела објављивањем чланка о биткоину⁹, потписаног са сада већ глобално познатим псеудонимом Сатоши Накамото.

Познате историјске епизоде монетарне нестабилности и пропалих валута показују да су институционални аранжмани кроз које се новац емитује од велике важности. Економска историја показује да је суштина квалитетног новца увек представљала поверење у стабилност његове вредности. Како би одређени новац задовољио ово својство, односно да би служио као средство које омогућава трансакције, неопходно је да буде ефикасно усклађен са привредом и да његова понуда буде еластична да би одговорио на флукутирајућу тражњу. Ове чињенице захтевају посебне институционалне аранжмане који су довели до постојања данашњих независних централних банака.

Како би се могло одржати поверење у нови децентрализовани систем заснован на блокчејну, актери на мрежи морају поседовати велику рачунарску моћ, сваки корисник мора да провери историју трансакција, а понуда неке криптовалуте мора бити унапред одређена њеним протоколом.

Поверење у овакав систем може нестати у било ком тренутку због осетљивости децентрализованог консензуса који се примењује за евидентирање трансакција. Ово доводи у питање коначност појединачних плаћања, али такође имплицира да криптовалута може једноставно престати да функционише. И у случају да се поверење може одржати, технологија криптовалута има упитну ефикасност и

⁹ <https://bitcoin.org/bitcoin.pdf>, приступљено дана 15. септембра 2023. године

високу потрошњу енергије. Децентрализована технологија криптовалута, колико год софистицирана, је ипак само замена за институционалну позадину новца.¹⁰

2.2.1. Децентрализоване базе података

Блокчејн представља шифровани запис свих претходних трансакција и стања који се стално ажурира на сваком рачунару који се налази унутар мреже. У теорији, блокчејн подаци су апсолутно поуздани, јер постоје хиљаде копија података који су међусобно синхронизовани. Оно што је карактеристично за блокчејн, не постоји посебан ентитет задужен за децентрализовану књигу записа трансакција (DLT¹¹). Када је једном успостављен, блокчејн пружа скоро потпуну сигурност од хакерских напада, јер ниједан ентитет у систему нема могућност да креира лажне историјске податке (Hougan и Lawant, 2021). У моменту када поменута мрежа прихвати одређену трансакцију, она је трајна.

Примарна импликација децентрализоване књиге трансакција је да посматране финансијске трансакције не захтевају одређеног посредника. Ова промена значи да би криптовалуте могле имати потенцијал да се такмиче са традиционалним финансијским институцијама, посебно у областима у којима финансијска инфраструктура није превелика. Када је стабилна и поуздана интернет мрежа једини предуслов за безбедно слање новца, велики део популације без банковних рачуна има приступ финансијским алатима који су им раније били недоступни. Један од најважнијих алата је могућност слања било које количине новца било коме широм света. На пример, радници у иностранству могу да пошаљу новац својој породици уз изузетно ниску провизију и да члановима породице дају приступ овим средствима за неколико минута. Овај метод трансфера новца је значајно побољшање у односу на раније, када су међународне дознаке могле да трају данима уз прилично високе провизије на пренесена средства (Hougan и Lawant, 2021).

Потенцијалне предности блокчејн технологије се континуирано анализирају, али још увек постоје многе препреке које спречавају примену криптовалута широм света. Поред поуздане интернет мреже, важан услов је и стабилна електрична мрежа. Становништво које живи у областима са честим нестанцима струје може бити спречено да учествује, једноставно зато што не могу да приступе мрежи. Дешава се да неке

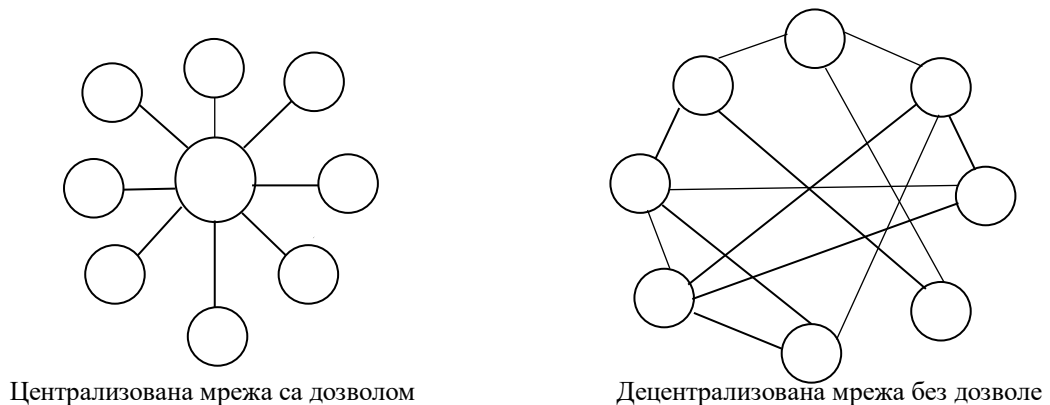
¹⁰ Bank for International Settlements (2018), Annual Economic Report 2018

¹¹ енг. Digital Ledger Technology

влада повремено укину интернет у политичке и/или војне сврхе. За сада је интернет мрежа основни услов за трансакције или трансфер криптовалута. Када су у питању развијене земље, треба имати у виду и могућност природних катастрофа. Данас, у време елементарне непогоде, постоји могућност да одређени потрошач купи потрештине у готовини; али ако претпоставимо да трговина зависи искључиво од криптовалута, људи неће моћи да купе производе који су им потребни када су им најпотребнији. Исто тако, у последње време све више постоји могућност прекомерне регулације тржишта.

Техничка суштина блокчејн технологије јесте креирање дистрибуиране базе података која је доступна свима, где свако у свету може да види стања и пошаље трансакције у било ком тренутку времена, али где дистрибуирану књигу евиденције трансакција не контролише ниједна појединачна корпорација, влада, лице или ентитет. На следећој слици можемо видети како је овај тип децентрализоване базе података структуриран и на који начин се врши директан пренос вредности на равноправној основи, без централног посредника.

Слика 2: Криптовалуте чине вредности оно што је интернет учинио информацијама



Извор: прилагођено према Hougan, M. Lawant, D. (2021)

Суштина блокчејн технологије је стварање правовременог консензуса отпорног на било какве деформације, кроз примену копије децентрализоване базе података, што би требало да обезбеди безбедност свима који на било који начин партиципирају у мрежи. Такав један модел укључује степености низ технолошких корака којима се интегрално управља паметним подстицајима, криптографијом и осталим технолошким предностима.

2.2.2. Функционисање трансакција са биткоином

Најбољи начин да се протумачи како процес формирања консензуса блокчејна у суштини функционише, јесте да се испрати једна биткоин трансакција од њеног почетка до самог краја. Ако се пође од претпоставке да одређено лице А има у свом поседу 100 биткоина које жели да пошаље особи Б, онда то функционише на овај начин. Одређена особа А шаље поруку свим рачунарима који користе ажуриране базе података (DLT) како би им заправо упутила следећу поруку: „Желим да пошаљем 100 биткоина особи Б“. Особа А има јединствену лозинку (приватни кључ) која јој омогућује да упути одређену поруку како би мрежа препознала да порука долази од те особе, а не од неког другог учесника који такође може да приступи мрежи. Рачунари повезани на биткоин мрежу могу брзо и врло лако да потврде да особа А има 100 биткоина спремних за размену, јер свако присутан на мрежи има копију тренутне базе података, која показује колико биткоина особа А има. У том тренутку, трансакција је само предложена. Трансакције се на почетку стављају на чекање, где се одлажу и чекају потврду. Пошто је трансакција само предложена и не извршава се у овој фази, систем врло брзо преноси поруку како би омогућио сваком ко је у мрежи да буде свестан трансакције.

У одређеном тренутку, десетине хиљада рачунара се такмиче једни са другима за право да изврше следећи блок трансакција. Они се такмиче да реше задату алгоритамску загонетку, а рудари предлажу нови блок једино уколико реше претходну загонетку. Ко први успе да пронађе решење алгоритма има право на награду, која се састоји од новоемитованих биткоина и потенцијалних трансакционих накнада, које плаћају субјекти који су иницирали трансакције. Награда је значајна: сваки нови блок са собом доноси награду од 6,25 новоемитованих биткоина, у вредности од отприлике 160.000 америчких долара крајем септембра 2023. године¹². Награда у новоствореним биткоинима је управо оно што подстиче рударе да обављају задатке верификације трансакција и одржавања базе података. Корисници који предлажу трансакције на мрежи, као што то у овом случају чини особа А, могу понудити рударима повећане накнаде како би их подстакли да заврше своју трансакцију што пре, брже од осталих. Ове накнаде су углавном минималне, иако могу постати значајне ако је мрежа заузета.

¹² Вредност једног биткоина је током трговања на дан 27. септембар 2023. године износила око 26.250 долара, доступно на: <https://www.binance.com/en>.

Сваки нови блок се извршава на мрежи отприлике сваких 10 минута, иако тачно време извршења зависи од тога колико брзо се алгоритам решава (Hougan и Lawant, 2021).

Обзиром да је награда значајна, рудари се такмиче да заврше што пре сваки блок трансакција. Процес рударења је веома скуп, решавање проблема захтева знатну снагу рачунара и много електричне енергије, а немогуће је знати који ће од хиљада рудара први решити задати алгоритам. Када одређени рудар реши алгоритам, може објавити решење и предложити блок трансакција на мрежи. Генијалност овог система је у томе што је решавање математичке загонетке тешко и скупо, а провера резултата је врло једноставна. Када рудар објави решење и блок трансакцију, остали чланови мреже могу да верификују обављен посао. Ако су трансакције важеће и решење је исправно, учесници мреже ажурирају своју копију базе података да би укључили нове трансакције. Тада се трансакција сматра извршеном. Важно је да конкуренција за извршење следећег блока зависи од укључивања информација из претходног блока, што пружа подстицај учесницима на тржишту да брзо ажурирају своју копију базе података и такође штити базу података од могућности неовлашћених промена извршеног блока (Hougan и Lawant, 2021). Ланчано повезивање блокова је разлог зашто се оваква архитектура базе података назива блокчејн.

2.2.3. Способност брзог, јефтиног и непрекидног салдирања

Прва способност која увођењем биткоина може утицати на промене у друштвеним и економским односима везана је за салдирање. Као што је већ речено, блокчејн технологија, пружа значајно побољшање постојећег модела салдирања. Треба видети на пример следећу трансакцију: 12. априла 2020. године неко је пренео 161.500 биткоина у једној трансакцији, у то време вредној више од 1,1 милијарду америчких долара. Трансакција је завршена за 10 минута, а накнада за обраду трансакције износила је само 0,68 америчких долара (Wright, 2020). За разлику од овог примера, међународни трансфер новца преко пословне банке може се послати само док траје радно време банке. За измирење трансфера потребно је један до два дана, а накнаде иду од 1% до чак 8% вредности салдирања. Дакле, у питању је софтверска мрежа којом нико не управља и може да салдира трансакцију од милијарду долара за неколико минута. Највећим банкама на свету је потребно неколико дана да пребаце пар хиљада долара на одређени рачун у иностранству (Hougan и Lawant, 2021). Поред тога, трансакције криптовалутама се могу обавити у било које доба дана или ноћи и са било

ког места у свету. Овакав закључак се не односи само на изоловане, велике трансакције: сваки дан корисници обављају трансакције на мрежи, без обзира да ли вреде пар долара или можда стотине милиона долара.

Побољшање ефикасности у трговању не значи да ће се и основни производи ускоро куповати криптовалутама. Обрачун и наплата пореза, волатилност цена, неискуство коришћења и процена ризика чине свакодневну куповину биткоином за сада врло слабо вероватном. Ниво брзине салдирања трансакција представља материјално побољшање које се може користити за многе друге врсте трансакција, укључујући веће трансакције и трансакције за које тренутни финансијски систем наплаћује веома високе накнаде као што су међународне дознаке и трансфери.

2.2.4. Утицај рударења биткоина на потрошњу електричне енергије и емисију CO₂

Блокчејн као нова технологија има изражен утицај на потрошњу електричне енергије, а самим тим и на повећање емисије CO₂. Као финансијски производ креиран коришћењем блокчејн технологије, употреба криптовалута је у последњих неколико година интензивно порасла, и у смислу њихове вредности и у смислу њиховог коришћења. Од 2016. године до 2021. године вредност биткоина је порасла преко 100 пута, етереума скоро 500 пута (Павићевић, 2023). Услед ове чињенице, потенцијални инвеститори виде криптовалуте као средство за једноставно и брзо стицање богатства, што је изазвало велики пораст рударења криптовалута широм света. Рударење, које користи алгоритме за решавање проблема и добијање награде кроз одређени износ виртуелних валута, троши незанемарљиву количину електричне енергије, па се његов утицај на емисије CO₂ не може занемарити.

Реализоване студије (Sang и др., 2022) су показале да увећана креација криптовалута узрокује и вишак емисије CO₂. Подаци потврђени од стране Светске метеоролошке организације (енг. *World Meteorological Organization*) показују да је услед недавне глобалне економске кризе изазване пандемијом КОВИД-19, током 2020. године, глобална концентрација CO₂ била приметно већа него ли је била 2019. године, и то за 0,61%. Емисије CO₂ из комерцијалне авијације широм света смањене су чак за 410 милиона метричких тона у 2020. години у поређењу са 2019. годином (Sang и др., 2022). Истраживачи су забринути, јер је без обзира на ограничења саобраћаја која су изазвана пандемијом КОВИД-19, укупна глобална емисија CO₂ у порасту. Сматра се да је један од разлога интензивирање рударење криптовалута.

Биткоин је изузетно присутан загађивач животне средине, који троши велике количине енергије и при томе исто тако емитује изражене количине CO₂, како би потврдио трансакције и одржао мрежу поузданом. Блокчејн је криптографски запис свих претходних трансакција и стања које сваки умрежени рачунар стално синхронизује (Павићевић, 2023).

Управо због оваквих карактеристика блокчејн технологије, многи истраживачи су у последње време анализирали биткоин као пример коришћења ове технологије, а у контексту пораста потрошње електричне енергије, а последично и емисије CO₂. Тако је 2018. године симулирано повећање потрошње електричне енергије изазвано рударењем биткоина и неки научници (Masanet и др., 2019) сматрају да то може довести до неконтролисаног глобалног пораста температуре. Поједини истраживачи (Mora и др., 2018) су на основу истраживања изнели тврдњу да ће рударење биткоина изазвати глобално загревање на нивоу од 2 степена Целзијуса. Још много је студија са сличним закључцима.

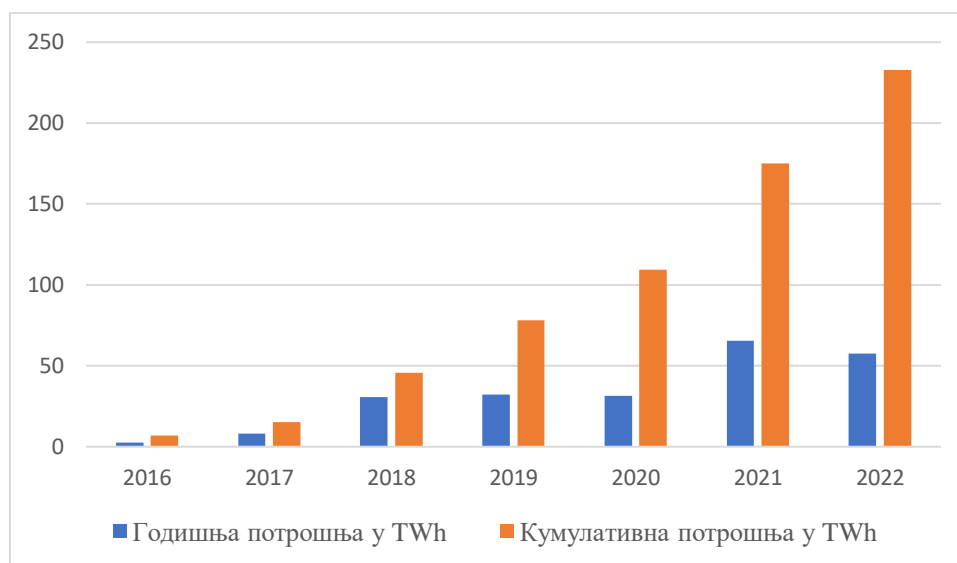
Фактор који се може користити за праћење емисије CO₂, односно утицаја примене блокчејн технологије при самом рударењу биткоина, јесте годишња потрошња електричне енергије која се троши за рударење биткоина коришћењем блокчејн технологије, а изражава се по годинама и кумулативно за период од 2016. до 2022. године.¹³

На основу низа података о годишњој и кумулативној потрошњи електричне енергије за рударење биткоина у посматраном периоду, лако је уочити да уз врло мале осцилације годишња потрошња континуирано расте, те да је 2021. године била 2602,51% већа од 2016. године. Потрошња електричне енергије за рударење биткоина била је посебно изражена током 2021. године, када је вредност биткоина на тржишту достигла досадашњи максимум и, како је наведено, била преко сто пута већа у односу на базичну 2016. годину (Павићевић, 2023).

Наведени подаци о годишњој и кумулативној потрошњи електричне енергије за рударење биткоина у посматраном периоду приказани су и на следећем графикону (Графикон 1), где су поменуте разлике могу анализирати још уочљивије и визуелно израженије:

¹³ Cambridge Bitcoin Electricity Consumption Index

Графикон 1: Годишња и кумулативна потрошња електричне енергије за рударење биткоина у периоду од 2016. до 2022. године



Извор: Ауторска калкулација на основу података *Cambridge Bitcoin Electricity Consumption Index*

Још један важан податак који се односи на годишњу потрошњу електричне енергије током рударења биткоина односи се на потрошњу електричне енергије по појединим енергентима. Подаци доступни за посматрани период који се односе на *Cambridge Bitcoin Electricity Consumption Index (CBECI)*¹⁴ јасно указују на доминацију две врсте извора енергије који се троше приликом рударења биткоина и криптовалута уопште. У питању су енергенти: угаљ и вода. У последње две посматране године, међутим, значајно је смањено учешће хидроенергије међу енергентима који се користе за рударење биткоина, док је значајно повећано учешће природног гаса као коришћеног енергента.

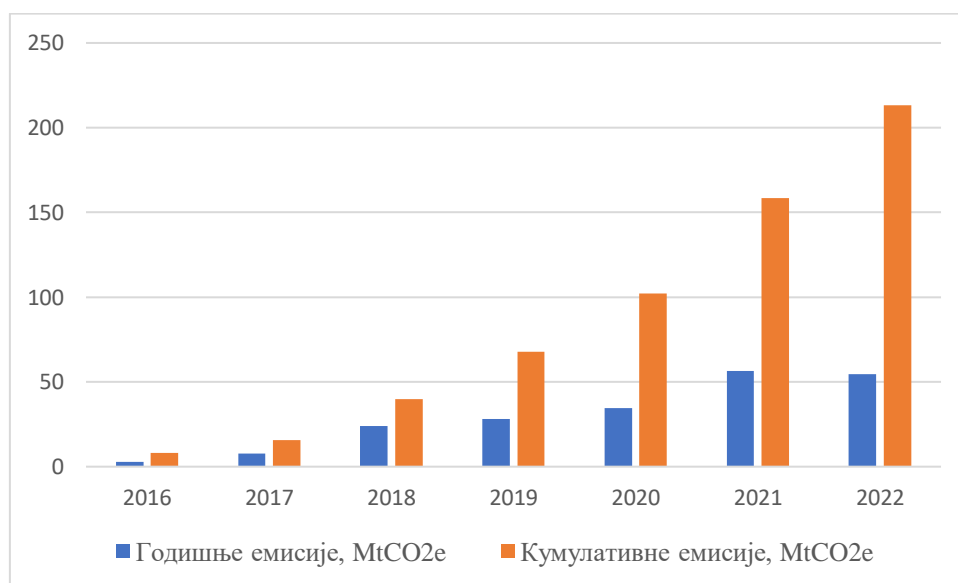
Имајући у виду чињеницу да су у питању угаљ и природни гас, евидентно је да су из тог разлога емисије CO₂ током рударења биткоина интензивно порасле у претходних пар година. Такође, са смањењем учешћа хидроенергије као извора енергије за рударење биткоина и криптовалута уопште, повећава се и учешће других обновљивих извора енергије попут ветра и сунца, као и нуклеарне енергије. Сви наведени извори енергије производе електричну енергију која се производи са знатно нижим емисијама CO₂ (Павићевић, 2023). У том контексту, било би пожељно да се

¹⁴ За више информација погледати: <https://ccaf.io/cbeci/ghg/index>

при рударењу криптовалута води рачуна и о изворима енергије која се троши за ту сврху.

У том контексту, анализирана је и емисија CO₂ током рударења биткоина, а коришћењем блокчејн технологије. Слично анализи серије података о потрошњи електричне енергије за рударење биткоина у периоду од 2016. године до 2022. године, јасно је уочљиво да је емисија CO₂ при коришћењу блокчејн технологије за рударење биткоина била на свом максимуму током 2021. године, када је и биткоин достигао највиши ниво вредности, и то за 1930,69% више него ли у првој години посматраног периода, 2016. године (Павићевић, 2023). Исто тако, према подацима наведеног истраживања, овај индикатор је врло благо, осцилирао наниже и током претходне 2022. године.

Графикон 2: Годишња и кумулативна емисија CO₂ за биткоин у периоду од 2016. до 2022. године



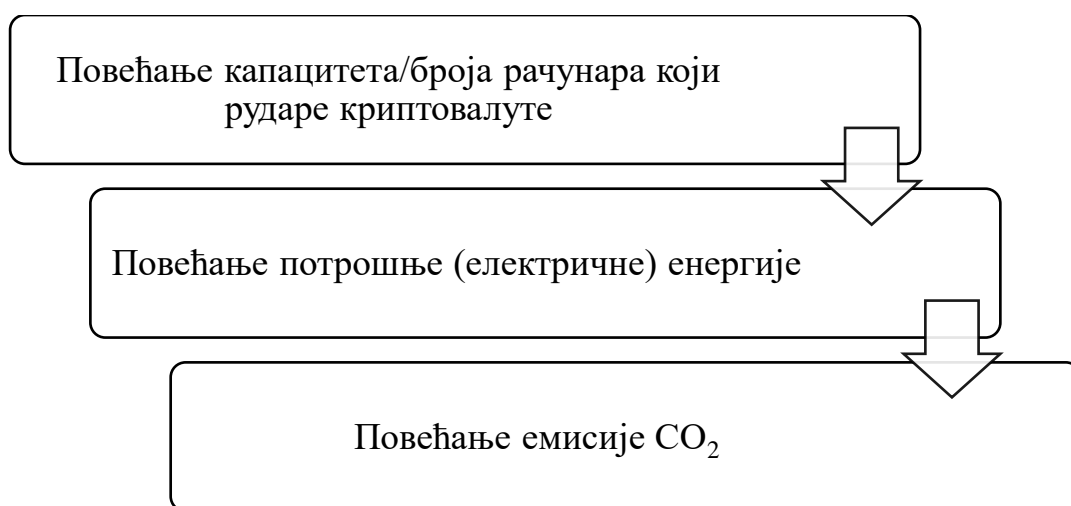
Извор: Ауторска калкулација на основу података *Cambridge Bitcoin Electricity Consumption Index*

Подаци су подаци дати хронолошки и упоредо са подацима о потрошњи електричне енергије за рударење биткоина у посматраном периоду, што иде у прилог претпоставци да повећање употребе електричне енергије током рударења биткоина доводи до повећања емисије штетних гасова, односно CO₂, што сугерише на закључак да постоји значајна корелација између посматраних вредности. Временска серија података о годишњој емисији CO₂ у поменутом периоду може се изразити и графичким

приказом (Графикон 2), на коме се јасно читава овај готово континуирани раст током седмогодишњег периода, уз присутне мање једногодишње осцилације.

Резултати спроведеног истраживања (Павићевић, 2023) су показали да интензивна потрошња енергије кроз коришћење *Proof of Work* блокчејн консензус модела посебно негативно утиче на емисију штетних гасова, што последично утиче и на климатске промене. Негативан утицај се остварује на три начина: повећањем капацитета или броја рачунарских јединица које рударе биткоин и друге криптовалуте, истовремено повећањем потрошње електричне енергије за рударење биткоина и коначно повећањем емисије CO₂.

Слика 3: Негативан утицај рударења криптовалута на емисију CO₂



Извор: прилагођено према Павићевић (2023)

У Европској унији се све интензивније разматра евентуална забрана рударења односно креирања криптовалута, управо како би се смањио негативан ефекат овог процеса на емисију CO₂. У области истраживања и управљања климатским променама константно се покушава радити на креацији бољих и ефикаснијих технолошких алата, као и модела за предвиђање обима и утицаја ризика повезаних са климом.

Поједини аутори су закључили да постоји хитна потреба да се имплементирају иновативни облици финансирања климатских промена, те да су потребна велика улагања да би се значајно смањиле емисије CO₂ (Schulz и Feist, 2021). Блокчејн технологија управо са својим карактеристикама омогућава технолошку интеграцију, стандардизацију и имплементацију нових пословних модела.

2.3. Девизни курсеви

Девизни курс представља курс односно вредност по којој се једна валута размењује за другу валуту. Девизни курсеви су подложни променама под утицајем каматних стопа, инфлације, националних политика и економије сваке државе (Zhao, 2020). То је само један део од укупних фактора који утичу на промене, односно волатилност девизних курсева.

Девизни курсеви су дакле цена по којој се валута једне државе или економске зоне може заменити за неку другу валуту. На стопу размене утичу два фактора: вредност домаће валуте и вредност стране валуте. Стопе размене између валута се могу котирати:

- 1) директно;
- 2) индиректно или
- 3) коришћењем унакрсних курсева.

Директно котирање девизних курсева подразумева изражавање цене јединице стране валуте директно, у виду броја јединица домаће валуте које се размењују за јединицу стране валуте. Индиректно котирање девизних курсева подразумева изражавање цене домаће валуте у виду броја јединица стране валуте које се размењују за јединицу домаће валуте. Унакрсни курсеви представљају методу котирања девизних курсева у којој се користе различити курсеви других валута да искажу курс неке одређене валуте. На пример, ако се жели одредити курс валутног пара EUR/USD, а не може се приступити директној котацији, онда се могу користити курс EUR/CNY и курс CNY/USD да би се утврдио курс EUR/USD.

Промене вредности девизних курсева, такође зависе и од режима одређивања курса одређене валуте који држава примењује (John, 2021). У том контексту, можемо рећи да постоје:

- пливајући девизни курсеви, где се девизни курс утврђује на основу понуде и потражње одређене валуте на тржишту, односно политике дозволе тржишту да детерминише девизни курс без интервенције владе (Zhao, 2020). Од колапса Бретон Вудса у касним седамдесетим, међународним монетарним системом доминира систем пливајућих девизних курсева (Karakostas, 2021). У одсуству координације политика, мале државе стабилизују њихове девизне курсеве везањем за валуте највећих економија у свету, док су пливајући девизни курсеви оптимални за примену код већих економија (Tarek и др., 2023);

- фиксни девизни курсеве, којима су одређене валуте фиксиране за вредност неке друге светске валуте, која је стабилнија, за вредност одређене корпе валута, или чак и за вредност унце злата, какав се скорији случај десио у Русији под утицајем изражене волатилности проузроковане кризом у Украјини¹⁵;

- хибридни девизни курсеве подразумевају комбинацију система фиксног курса (управљани део курса) и система флексибилног курса (пливајући део курса), па се зато и називају хибридним системима. Односе се на системе у коме девизни курс одређују тржишне силе, а централна банка стабилизује курс у случају апресијације или депресијације валуте. Неки аутори наводе хибридне девизне курсеве као меке фиксне курсеве¹⁶ (Zhao, 2020).

Идентификоване су многе макроекономске варијабле које утичу на девизне курсеве у дугом року (Nandrajog, 2019). Неки од фактора због којих курсеве могу да варирају су:

- 1) каматне стопе које представљају вредност односно профит од позајмљеног капитала. Промене каматних стопа утичу на вредност валуте, односно девизне курсеве. Уз остале непромењене услове, већа каматна стопа у одређеној држави повећава тражњу за њеном валутом, јер већи број страних инвеститора тражи да улажу новац по већој каматној стопи, због чега се страни капитал улаже у валуту одређене државе (John, 2021);
- 2) стопе инфлације - промене у стопи инфлације које утичу на вредност одређене валуте. Уколико се остали фактори не мењају, већа стопа инфлације у одређеној држави смањује куповну моћ новца те државе и вредност валуте током времена депресије релативно брже него код неке стране валуте (John, 2021);
- 3) државни дуг или износ дуга који дугује влада једне државе. Дуг као такав утиче на вредност валуте и девизне курсеве, јер је прилично мања вероватноћа да одређена држава са већим дугом привуче страни капитал, што последично доводи до инфлације у тој држави. Надаље, то врши притисак на валуту и смањује њену вредност;
- 4) политичко стање у држави које утиче на вредност одређене валуте јер је мања вероватноћа да одређена држава коју карактеришу већа политичка превирања

¹⁵ У марту 2022. године, након почетка ратне кризе у Украјини и наглог пада вредности рубље, Банка Русије фиксира вредност рубље за вредност унце злата.

¹⁶ енгл. soft peg

привуче стране инвеститоре. Политичка нестабилност подстиче већи ризик за инвеститоре, јер онда нису сигурни да ли ће успети да заштите своје инвестиције;

- 5) нето извоз или увоз неке државе који утиче на вредност њене валуте односно њен девизни курс. Држава која извози више роба него што увози има повећану тражњу за њеном валутом, а самим тим и раст њеног курса у односу на друге, стране валуте;
- 6) држава чија се економија налази у рецесији која је мање привлачна страним инвеститорима. Ово је случај пре свега због повећаног ризика улагања у привреду са лошим економским прогнозама. Потом, када дође до рецесије, каматне стопе се обично смањују, што смањује и инострану тражњу за одређеном валутом;
- 7) раст вредности валуте неке државе које се очекује из било ког разлога, и које инвеститори траже да купе, како би остварили одређени профит на основу тог очекивања. То може изазвати тренутно повећање потражње за одређеном валутом у односу на друге иностране валуте, али је оно краткотрајно и искључиво је шпекулативног карактера (John, 2021);
- 8) постоје и други, посебни разлози који утичу на вредност валута односно њихове девизне курсеве. На пример, верује се да су одређене валуте „сигурне луке“ и да као такве привлаче страни капитал у време када су глобални економски изгледи неизвесни. Оваквим се углавном сматрају валуте као што су амерички долар, евро или швајцарски франак. Посебан третман долара је присутан због тога што је у питању доминантна резервна валута, што повећава основну потражњу за америчким доларом у односу на друге валуте.

Истраживања су показала да услуге, пољопривредни производи и енергетски производи имају велику међузависност са девизним курсем, више него производи високе технологије. Стога, државе требају покушати да развију добра и услуге са што више технолошких инпута, зато што додана вредност оваквих производа, њих чини мање склоним валутним шоковима (Karakostas, 2021).

Девизни курсеви су од суштинског значаја за економију државе. Као део економске политике, управљањем девизним курсом се настоји побољшати конкурентност државе (Karakostas, 2021).

2.4. Дефиниција и опште карактеристике волатилности

Волатилност је заправо мера промене одређене варијабле у посматраном периоду. Променљивост одређеног валутног пара односно валуте даје информацију о величини промена цене валутног пара у протеклом периоду и најчешће се израчунава као стандардна девијација промене цене у том периоду. Волатилност је један од индикатора ризика. Наиме, што је већа волатилност посматране варијабле, већа је и њена ризичност. Дакле, волатилност је статистичка мера дисперзије приноса за одређену варијаблу, и једна је од фундаменталних мера тржишног ризика. Углавном се изражава варијансом или стандардном девијацијом приноса или лог-приноса одређеног валутног пара, што се у овом случају може применити на посматране светске националне валуте водећих економија света (амерички долар, кинески јуан и руску рубљу) и криптовалуту са највећом тржишном капитализацијом, биткоин.

Емпиријским анализама на финансијским тржиштима утврђено је присуство неколико заједничких карактеристика волатилности приноса (Tsay, 2010). Прва карактеристика је груписање волатилности унутар одређеног периода, односно тзв. кластеровање волатилности. Ова карактеристика заправо сугерише да су веће промене обично праћене већим променама посматраних варијабли, а мање мањим променама и најчешће је присутна код високофреквентних варијабли чији се подаци евидентирају на седмичном или дневном нивоу. Присуство феномена кластеровања волатилности је посебно изражено код података прикупљених током краћих временских периода (Alexander, 2001). Друго, уколико на тржишту нема присутних шокова, волатилност се врло ретко значајније мења. Затим, волатилност не дивергира ка бесконачности, већ континуирано флукуира унутар одређеног фиксног интервала. Статистички посматрано, то значи да је волатилност често у мировању, односно да је присутна временска стационарност серије. И четврто, уочена је и могућност асиметрије волатилности (тзв. ефекат полуге), односно чињенице да волатилност различито реагује на раст односно пад цена посматране варијабле. Волатилност има тенденцију да опада када цене на тржишту расту и има тенденцију да расте када тржишне цене падају, што значи да лоше информације о посматраном тржишту имају већи утицај на волатилност од добрих информација на посматраном тржишту. Ова својства играју важну улогу у развоју модела волатилности због елиминисања слабости постојећих економетријских модела.

И сам ризик од улагања у одређене валутне парове се прецизно изражава путем волатилности. Наиме, што је волатилност посматране варијабле већа, већи је и ризик од улагања у посматрану варијаблу. Ако ствари посматрамо са математичко-статистичког, односно економетријског становишта, волатилност представља условну стандардну девијацију приноса. Основна претпоставка било ког модела који се бави волатилношћу неке варијабле јесте да варијанса грешака модела није константна, већ се и сама варијанса мења како се и време (t) мења (Tsay, 2010).

Карактеристике волатилности посматраних варијабли су у претходном периоду потврђене у многобројним научним истраживањима. Како би се одређени модел волатилности сматрао оптималним, он мора бити у стању да евидентира и одражава све промене и узроке промена код посматраних временских серија финансијских средстава, што је случај и код валута. Заједничке карактеристике волатилности код посматраних варијабли су следеће:

1. груписање волатилности (енг. *clustering*) малих односно великих промена цена је једна од првих карактеристика волатилности. Неки истраживачи су у својим одвојеним истраживањима евидентирали доказе да су велике односно мале промене у вредности хартија од вредности праћене другим великим односно малим променама вредности истих (Mandelbrot, 1963; Fama, 1965). Последице груписања волатилности се налазе у чињеници да одређени финансијски шокови или кризе које се дешавају тренутно, утичу на волатилност многих посматраних периода времена који се дешавају у одређеној будућности. Дакле, предвиђања будуће волатилности су детерминисана информацијама расположивим у текућем времену. Научно је потврђено да је волатилност груписана уколико данашње стопе поврата имају велики утицај на прогнозу варијансе у бројним наредним периодима у будућности. Одређени екстерни шокови који се дешавају данас имају свој кумулативни ефекат кластеризације волатилности и годину дана после појаве екстерног шока;
2. волатилност као мера у суштини представља средњу вредност осцилирања обзиром да груписање волатилности значи да се нестабилност током времена наизменично појављује и нестаје. То значи да након периода кога карактерише висока волатилност, наступа и период нормалне волатилности и обрнуто, после периода ниске волатилности наступа период који карактерише раст

волатилности. Евидентиране осцилације се углавном објашњавају чињеницом да постоји ниво волатилности који се након одређеног периода времена враћа у нормалу. Конкретно, карактеристика да волатилност означава средњу вредност осцилација фактички значи да текуће информације немају суштинског утицаја на дугорочну прогнозу волатилности. Углавном, што је посматрање временске серије дугорочније, волатилност се све више приближава ка евидентираној средњој вредности;

3. иновације односно нове информације на одређеном финансијском тржишту потенцијално имају асиметричан ефекат на саму волатилност; бројни посматрани модели волатилности резултирају претпоставком да је условна волатилност финансијских средстава проузрокована симетричним, како позитивним, тако и негативним утицајем иновација. За власнике одређене финансијске активе изгледа невероватно да и позитивне и негативне иновације имају исти утицај, односно ефекат на кретање волатилности. Асиметрија се објашњава ефектом леверица, а понекад и ефектом премије ризика. Информације о растућој волатилности смањују потражњу за финансијским средствима због аверзије према ризику. Пад вредности акција је последично праћен информацијама о присуству раста волатилности. Истраживачи који су се бавили овом тематиком попут Нелсона (Nelson, 1991) и Енглеа и других (Engle и др., 1993), у својим научним радовима доказали су да је волатилност у негативној корелацији са повратима на капитал. Међутим, за валуте односно девизне курсеве нису пронађени такви докази (Милошевић, 2018);
4. егзогене, односно екстерне варијабле такође утичу на ниво волатилности. Највећи део претходно поменутих карактеристика које утичу на волатилност односи се на униваријантне моделе који имплицирају волатилност одређене серије података за информације садржане у историјским подацима посматране серије. У научним истраживањима не постоји закључак да се цене финансијских средстава крећу независно од других тржишта и сходно томе се очекује да друге варијабле могу имати значајне ефекте на волатилност серије података (Engel, 1990), (Bollerslev и Melvin, 1994). Поред цена других финансијских средстава која имају утицај на волатилност одређеног финансијског средства, могуће је да одређени догађаји такође имају утицаја на волатилност. На пример, догађаји као што су: макроекономски извештаји, статистички подаци, одлуке финансијских институција, па чак и дневне изјаве и информације могу имати врло значајан

утицај на волатилност. У свом научноистраживачком раду Андерсен и Болерслев (Andersen и Bollerslev, 1998) су доказали да је волатилност тадашње немачке марке у односу на амерички долар расла у тренуцима када су се објављивали амерички макроекономски подаци, као што су стопа инфлације, квартални бруто домаћи производ и други показатељи;

5. вероватноћа присуства репа; у емпиријским истраживањима је познато да безусловне дистрибуције поврата финансијских средстава имају изглед „тешких репова“¹⁷. Типичан распон (*kurtosis*), односно спљоштеност је на нивоу од 4 до 50 јединица, што изазива екстремно ненормалан распоред. Однос између условне густине распореда поврата и безусловне густине открива извор „тешких репова“. Уколико је условна густина дистрибуције Гаусова, онда ће безусловна густина имати вишак распона спљоштености због мешавине Гаусове густине са различитим волатилностима. Бројни модели волатилности претпостављају да условна густина сама представља „тешке репове“, који се још повећавају у распону код услова безусловне густине (Милошевић, 2018);
6. карактеристике могућности предвиђања; утврђивање могућности предвиђања није потпуно најјасније. Метод који је најдоследнији у складу са моделима вредновања је једноставно сваки појединачни поврат подељен са претходним предвиђањем стандардне девијације који се потом примењује на било који тест да се види да ли је квадрат променљиве предвидив. Алтернативни тест је да се истражи будућа тачност одређеног модела у предвиђању остварене волатилности и вредности одступања узорка у будућем периоду. У контексту посматрања једног периода, овај износ се своди на константу квадратних поврата и условне варијансе односно одступања. У овим тестовима постоји интерцепт који је једнак 0, док је нагиб 1. Решење се може наћи коришћењем дневних података о оствареној волатилности и њеним прогнозама (Bollerslev и др., 1994).

Несумњиво, волатилност је један од најважнијих елемената у финансијама. Она се, мерена према стандардној девијацији или варијанси приноса, често користи као основна мера свеукупног ризика одређене финансијске имовине.

¹⁷ Термин тешки реп се односи на појаву где се на репу емпиријске расподеле налази већи део јединичне вероватноће, него што је присутно код репова нормалне расподеле. Тешки репови приказују постојање екстремних догађаја код кретања одређене временске серије.

Имајући у виду чињеницу да се у дисертацији проучавају фактори који утичу на волатилност одређених валутних парова односно валута, неопходно је проценити колики је њихов утицај на ефикасност економетријских модела. Како би се проценио ефекат једног или више фактора независних варијабли на зависну варијаблу, у дисертацији се користе економетријски ARCH (енг. *AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity*) односно GARCH (енг. *Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity*) модели, који су детаљније описани у делу о примени истраживања, као и стандардна девијација (енг. *Standard deviation*) као алтернативна мера волатилности.

III Истраживачки део

У овом делу докторске дисертације описују се истраживања спроведена у вези са утицајем екстерних шокова, пре свега пандемије КОВИД-19 и украјинске ратне кризе на волатилност неких од водећих светских националних валута (амерички долар, руска рубља, кинески јуан), укључујући и криптовалуту са највећом тржишном капитализацијом, биткоин. У том правцу поглавље ће отпочети анализом одабране литературе која се бавила сличним истраживањима волатилности применом адекватног GARCH модела.

3.1. Анализа литературе која се бавила сличним истраживањима

Као увод у истраживање, детаљније се анализира постојећа литература, односно емпиријске студије које су се бавиле истраживањима осетљивости волатилности на екстерне шокове, како када су у питању одабране националне валуте (амерички долар, кинески јуан и руска рубља), тако и када је у питању биткоин као криптовалута са значајно највећом тржишном капитализацијом. Емпиријска литература која разматра поменути тематику је углавном новијег датума, обзиром на актуелност предмета истраживања, а имајући у виду појаву значајних екстерних шокова попут пандемије КОВИД-19 и кризе у Украјини, који су по свему судећи имали утицај на волатилност финансијских средстава уопште, а самим тим и водећих светских валута које су одабране за ово истраживање.

Дисертација у суштини анализира волатилност девизних курсева водећих светских валута током периода актуелних глобалних криза. Анализирају се временске серије девизних курсева посматраних валутних парова и њихова дугорочна међузависност, у циљу разумевања утицаја глобалних криза односно екстерних шокова на вредности америчког долара, кинеског јуана, руске рубље и биткоина. Конкретно, испитују се ефекти пандемије КОВИД-19 и украјинске кризе, на промене вредности поменутих валута.

Берзанска цена нафте, као и курсеви водећих светских валута, у великој мери су повезани са привредом. У ствари, обе поменуте временске серије података пажљиво прате сви учесници присутни на финансијском тржишту, али и креатори економске политике. У литератури постоје различити теоријски модели који повезују цене нафте и курсеве валута (Anjum, 2019). Већ од времена када су први истраживачи (Golub, 1983; Krugman, 1983) у својим одвојеним научним радовима ушли у област која се бави

односом цене нафте и девизних курсева, ова научна тема је привукла не само интересовање академске јавности, већ и пажњу креатора јавних политика. Резултати истраживања говоре да државе извознице нафте имају повећање богатства у кратком року када цене нафте расту, што доводи до побољшања биланса текућег рачуна, односно ап्रेसијације курса валуте државе извознице нафте. Цена сирове нафте на светском тржишту је једна од најважнијих макроекономских варијабли и за економије извознице и за економије увознице нафте, и има далекосежне ефекте не само на вредности валута тих економија, већ и на инфлацију, текуће билансе и понашање потенцијалних инвеститора. Нарочито за државе извознице нафте, постоји значајна присутност везе између промена цена нафте и девизних курсева. Пошто је амерички долар уназад неколико деценија главна односно доминантна валута за плаћање на постојећим међународним тржиштима нафте, бројне емпиријске студије на ову тему документовале су однос између цена нафте и курса америчког долара. Низак ниво вредности америчког долара може држати државе извознице нафте на опрезу, јер би приходи од извоза нафте могли бити угрожени. Насупрот томе, државе увознице нафте могу имати користи од ниске вредности америчког долара, јер би их одређена количина нафте у том случају коштала мање у њиховим сопственим валутама (Karlsson и др., 2020).

Иако је однос између цена нафте и девизних курсева чврсто постављен из перспективе теорије, чини се да емпиријски резултати у литератури која се бавила овом проблематиком осцилирају у зависности од тога да ли су кретања долара у складу са валутама других нето извозника нафте, што је случај код депресијације долара са повећањем цене нафте или делују против нето увозника нафте што је случај код апресијације долара уз повећање цене нафте (Lizzardo и Mollick, 2010).

Услед медијског извештавања и свакодневних промена ситуације везано за девизни курс, већина људи је боље упозната са номиналним курсом него са реалним курсом одређене валуте. Међутим, оно што је обично релевантно за домаћинства или компаније су добра или услуге које се могу купити у замену за одређени износ америчких долара, евра или било које друге валуте која им је на располагању. Ова својства се мере реалним курсевима. Дакле, када се истражује однос цене нафте и курса валута, истраживачи (Karlsson и др., 2020) се углавном фокусирају на кретање реалних девизних курсева.

Главни циљ емпиријских студија поменутих аутора односио се на преиспитивање односа између екстерних шокова изазваних променама цене нафте, као и избијањем пандемије КОВИД-19 која се изражава бројем новозаражених на дневном нивоу и реалних девизних курсева водећих светских валута. Стога, ова докторска дисертација анализира везу између цена нафте и реалних девизних курсева надовезујући се на резултате истраживања претходних емпиријских студија, који сугеришу да флукуације цена нафте играју главну улогу у објашњавању кретања реалних девизних курсева посматраних валута. Према мишљењу аутора, два су основна разлога која оправдавају потребу за емпиријском анализом међузависности промена кретања цена нафте и промена девизних курсева националних валута великих извозника нафте, у овом случају, пре свега, Сједињених америчких држава и Русије. Прво, као што је претходно наведено, како се мења вредност валуте одређене државе зависи од профила државе, у смислу чињенице да ли је посматрана држава нето извозник или нето увозник нафте, те истраживање односа између промена кретања цена нафте и промена девизних курсева са фокусом на главне извознике нафте, може дати јачи емпиријски доказ утврђених теоријских тврдњи. Друго, анализом великих земаља извозница нафте које имају пливајуће девизне курсеве, могу се добити политичке импликације значајне за формирање одлука које доносе националне централне банке (Karlsson и др., 2020).

Ратни сукоб између Русије и Украјине има далекосежне негативне последице, не само за Русију и/или Украјину, већ и за готово све економије света. У ширем смислу, може се рећи да овај сукоб изазива значајан пад у глобалном опоравку од пандемије КОВИД-19 и да ће, по свему судећи, погоршати инфлацију (Bhaskar и Biswajit, 2023). Пандемија КОВИД-19 негативно је утицала на глобалну економију, посебно на нафтну индустрију (Bourghelle и др., 2021). Цене сирове нафте су расле још од почетка руске специјалне војне операције у Украјини крајем 2021. године. Наиме, главне земље увознице сирове нафте су страховале од избијања рата између Русије и Украјине, који је приморао западне државе да уведу санкције на куповину сирове нафте из Русије (Bhaskar и Biswajit, 2023). Почетком ратне кризе у Украјини и пре него што су Сједињене америчке државе и Уједињено краљевство забраниле увоз руске нафте и гаса, неке државе су обуставиле куповину руске нафте, док су остале панично куповале, и као резултат тога, цене су скочиле до 116,70415 EUR по барелу на

затварању тржишта 6. марта 2022. године.¹⁸ Такође, Русија и Украјина су главни произвођачи одређених пољопривредних производа као што су пшеница, кукуруз, сунцокрет, заједно са низом роба попут метала и минерала као што су кобалт, бакар, гвоздена руда, алуминијум, сирова нафта и друге. Берзанске цене роба су сходно томе скочиле због три елементарна фактора: страха од несташице снабдевања, прекида ланаца снабдевања и уведених санкција, што је додатно утицало на вредност одређених валута (Bhaskar и Biswajit, 2023).

Током почетка пандемије КОВИД-19, група аутора (Vochozka и др., 2020) доказала је да курс EUR/USD снажно зависи од берзанске цене нафте. Једна друга студија (Ahmad и др. 2020) је утврдила позитиван принос од преливања цена нафте на девизно тржиште, и према њима, високе цене нафте имају негативан утицај на условну волатилност девизног курса јер курс асиметрично реагује на позитивну и негативну промену берзанске вредности нафте. У исто време неки истраживачи (Wen и др., 2020) су приметили да је преливање ризика интензивније са девизног курса на сирову нафту него са тржишта нафте на тржишта девизног курса.

Као што је већ поменуто, цена сирове нафте Брент је у марту 2022. године забележила осмогодишњи максимум, што је искључиво последица избијања руско-украјинског рата који је пореметио глобалне ланце снабдевања. Више цене сирове нафте такође су изазвале озбиљну забринутост, јер су угрожавале системе ланаца снабдевања широм света, који су у том тренутку постали у већој мери погођени борбом против растуће инфлације узроковане актуелним сукобом Русије и Украјине, него што су успевали да се опораве након пандемије КОВИД-19 (Bhaskar и Biswajit, 2023). Такође, прошлогодишње емпиријске студије (Li и др., 2022; Saraswat и др., 2022) доказују да су сви историјски нафтни шокови повезани са њиховим накнадним негативним ефектима на економију. Нешто раније, одређени истраживачи (Roubaud и Agougi, 2018) су установили да цене нафте играју активну улогу у преношењу шокова како на девизне курсеве, тако и на берзе широм света.

У том контексту, циљ емпиријске студије коју су спровели Bhaskar и Biswajit (2023) је био да се између осталог испитају ефекти промена у ценама сирове нафте на девизне курсеве земаља Г7. У раду је примењен фракционално интегрисани GARCH –

¹⁸ Доступно на: <https://www.exchangerates.org.uk/commodities/OIL-EUR-history.html>; приступљено дана 04.01.2023. године.

FIGARCH (енг. *Fractionally Integrated Generalized AutoRegressive Conditionally Heteroskedasticity*) модел да би се оценио ефекат шока на вредности сирове нафте и тест преломне тачке (Breakpoint unit root test) како би се испитали структурни прекиди код анализираних података временске серије. FIGARCH модел се сматра еластичнијом врстом метода за условну варијансу, који је у стању да окарактерише и разјасни идентификоване временске зависности променљивих. Природа самог модела чини га супериорним у односу на друге условне хетероскедастичне моделе.

Опет, у недавној спроведеној студији од стране аутора Zhang и Qin (2022), успостављена је јасна асиметрична веза између међународних цена сирове нафте и курса CNY, односно кинеског јуана. У тренутним околностима, са растом кинеске економије, јача и позиција и значај кинеског јуана у светском монетарном поретку. Кина је у марту 2018. године отворила сопствену међународну берзу нафте, на којој се тргује у кинеским јуанима. Овим је реализован пројекат петројуан, најављен још давне 1993. године¹⁹. Процес формирања петројуана представља покушај успостављања конкуренције петродолару, односно обрачун са монополем који амерички долар деценијама уназад ужива у међународној трговини нафтом, настављајући постепени процес дедоларизације на глобалном нивоу, што се додатно интензивира након почетка кризе у Украјини и одлука појединих држава извозника да своју нафту између осталих продају и у кинеској валути.

Нека од последњих емпиријских истраживања у овој области била су везана за утицај промене вредности сирове нафте на руску рубљу током кризе у Украјини. На основу посматраних временских серија података, њихове економетријске анализе применом GARCH модела и израчунавања корелације условних варијанси изведених из одговарајућих GARCH модела, јасно је присуство умерене корелације позитивног смера између промена волатилности берзанске вредности нафте и волатилности курса руске рубље током целе 2022. године, као и почетком 2023. године. Стога је један од истраживачких радова потврдио оно што је у овој научној дисертацији дато као једна од хипотеза, да вредност руске рубље има позитиван и умерен однос са вредношћу нафте, чији је Русија један од водећих светских извозника (Балабан и др., 2024). Управо у време утицаја таквог егзогеног шока, као што је ратна криза у Украјини, потврђена је чињеница да је руска привреда, односно руска валута рубља, у значајној

¹⁹ Доступно на: <https://www.gisreportsonline.com/r/yuan-unseating-the-dollar/>, приступљено: 25.08.2023. године.

мери у међузависности са ценом нафте као природним ресурсом Русије, која се експлоатише и извози у великим количинама.

Утицајем промена берзанске цене нафте на понашање девизних курсева земаља чланица BRICS-a, бавила се у скорије време још једна емпиријска студија (Salisu и др., 2021), која је обухватила период од увођења петродолара 1973. године, па све до 2020. године. У овом истраживању је утврђено да је берзанска цена нафте добар показатељ за предикцију кретања девизних курсева како земаља извозница нафте (Бразил и Русија), тако и земаља увозница нафте (Јужноафричка република и Кина). Користећи линерни (симетрични) модел предвиђања утврђено је да су вредности девизних курсева и берзанских цена сирове нафте повезане код следећих земаља: Бразила, Кине и Јужноафричке републике. Увођењем асиметричности у модел предвиђања, утврђена је веза између берзанских вредности нафте и девизног курса руске рубље. Као и у случају Бразила, и за Русију је утврђено да курс њене валуте има тенденцију ка ап्रेसијацији код позитивних промена берзанске вредности нафте (Salisu и др., 2021).

Када су у питању емпиријске студије које су се бавиле утицајем пандемије КОВИД-19 и ратне кризе у Украјини на вредност биткоина односно криптовалута уопште, могуће је издвојити неколико њих, као и резултате истраживања којима су се оне бавиле. Једна од наивалитетнијих емпиријских студија, према мишљењу аутора, се углавном фокусира на волатилност биткоина, наводећи анализу временских серија током четири подпериода историјских криза почев од 2014. године, коришћењем специфичних фракционално интегрисаних GARCH модела (FIGARCH). У спроведеном истраживању оцењени су и компарирани делимично интегрисани GARCH, FIGARCH-BBM, FIGARCH-CHUNG, FIGARCH и FIAPARCH-BBM модели током четири подпериода: пре пандемије КОВИД-19, током пандемије КОВИД-19, између пандемије КОВИД-19 и руско-украјинског рата и током руско-украјинског рата (Bouazizi, 2023). У овом раду су параметри модела условне волатилности прво процењени из четири серије података, а затим су процењене условне волатилности упоређене са специфичним волатилностима ослањајући се на критеријум информација. На крају, тестирани су специфични фракционални интегрисани модели волатилности са тестом нормалности, тестом Q-статистике стандардизованих резидуала, ARCH тестом и графичком анализом. Специфичан модел волатилности првог подпериода пре пандемије КОВИД-19 је FIAPARCH-BBM (2,1). Еволуција приноса BTC/USD током

КОВИД-19 кризе указује да је FIEGARCH (2,2) одговарајући модел волатилности. Затим резултати даље откривају да је FIEGARCH (2,1) одговарајући модел волатилности током трећег подпериода и током руско-украјинског рата (Bouazizi, 2023). Екстраполацијом добијених резултата кроз четири догађаја, студија је показала да серија података BTC/USD, узоркованих током четири подпериода није била имуна на ризик који је довео до историјских кризних ситуација. Флуктуације у подацима за биткоин, током политичких или економских догађаја утичу на избор модела волатилности и њихове коефицијенте. Тачније, параметри успостављених модела условне волатилности показали су да је ратни сукоб учинио криптовалуте волатилнијима на берзи чак и више од глобалне пандемије као што је КОВИД-19. Резултати истраживања сугеришу да су пандемија и геополитичке тензије имале значајан утицај на вредност криптовалута, али је расположење инвеститора играло кључну улогу у смањењу волатилности биткоина (Bouazizi, 2023). Укратко, студија је пружила важан увид у динамику тржишта криптовалута током глобалних криза, наглашавајући потребу за софистицираним моделирањем како би се ефикасно одговорило на сложеност ових тржишта. Биткоин је изузетно волатилна криптовалута и стога је врло ризично за инвеститоре да њиме тргују.

Фракционално интегрисани модели играју важну улогу у економетријској анализи и анализи временских серија уопште из области финансија. Ови модели имају широку примену у оцени дугих меморијских својстава у финансијским подацима, што се може посматрати у многим финансијским временским серијама као што су цене акција, девизни курсеви и каматне стопе. Концепт фракционалне интеграције омогућава моделирање трајне, дугорочне зависности у подацима, што није обухваћено традиционалним линеарним моделима. Ови модели такође омогућавају процену дугорочних зависности и хватање нелинеарних односа у подацима. У финансијским апликацијама, фракционално интегрисани модели су коришћени за предвиђање приноса акција, волатилности и за откривање структурних прекида у финансијским временским серијама. Генерално посматрано, фракционално интегрисани модели су важан алат за анализу посматраних финансијских података и производе значајно тачније резултате предвиђања (Bouazizi, 2023).

Умарас и др. (2021) су у свом истраживању користили временски променљив параметар - ВАР дневних временских серија података да би истражили утицај медијског извештавања везаног за пандемију КОВИД-19 на динамичку повезаност

приноса и волатилности три ликвидне криптовалуте: биткоина, етереума и риплеа (BTC/USD, ETH/USD, XRP/USD) и фиат валута евра, британске фунте и кинеског јуана. Њихови емпиријски резултати су показали да су индекс медијске покривености, исто као и криптовалуте нето преносиоци шокова, док су фиат валуте нето примаоци шокова.

Резултати истраживања које су спровели Naeem и др. (2021) сугеришу да се значајна количина тржишне неефикасности може појавити у периодима глобалне кризе изазване пандемијом. Криптовалуте могу бити потенцијално безбедно уточиште за берзу, тржиште роба и девизно тржиште током периода кризе на финансијском тржишту због пандемије КОВИД-19. Исто тако, докази добијени из EGARCH модела показују да је утицај полуге односно леверица значајан за три криптовалуте: лајткоин, рипле и етереум (Litecoin, Ripple и Ethereum), али не и за биткоин (Yousuf-Khan и др., 2021), те да је његова волатилност веома нестабилна током шпекулативних криза у односу на стабилне периоде (Kumar и Anandarao, 2019).

Мада је њихов истраживачки рад објављен пре најновијих и врло карактеристичних екстерних шокова, пандемије КОВИД-19 и рата у Украјини, Tiwari и др. (2019) су испитивали и вршили компарацију великог броја генерализованих ауторегресивних модела условне хетероскедастичности (ARCH) и стохастичке волатилности (SV) користећи временске серије вредности биткоина (Bitcoin) и лајткоина (Litecoin) за анализу динамике временских серија вредности криптовалута. Испитани модели су укључили стандардни GARCH (1,1) и SV са AR (1) процесом логаритмоване волатилности, као и флексибилније моделе са скоковима, волалитетом у средњој вредности, ефектима полуге, t -дистрибуцијом и пондерисаним покретним просецима. Резултати су показали да је најбољи модел за биткоин SV- t , док је за лајткоин најбољи био GARCH- t модел. Као закључак спроведеног истраживања може се утврдити да t -класа модела одговара боље од других класа за обе посматране криптовалуте.

Судећи према поменутиим резултатима спроведених истраживања, може се закључити да су криптовалуте генерално веома променљиве и подложне изненадним, великим променама вредности. Пандемија КОВИД-19, рат у Украјини и друге кризе изазвале су значајну нестабилност глобалног финансијског тржишта и навели инвеститоре да траже алтернативна средства како би сачували вредност коју су имали у криптовалутама.

3.2. Истраживање волатилности и примена GARCH модела

Као што и наслов дисертације каже овај истраживачки рад се бави оценом утицаја екстерних шокова на волатилност водећих светских валута применом GARCH модела. И о волатилности као појму и о примени GARCH модела је у претходним деловима дисертације речено већ прилично, међутим овде ће се ближе објаснити волатилност као предмет научног истраживања, као и начин примене основног GARCH модела, а мањим делом и екстензивних GARCH модела.

Постоје различити начини мерења односно истраживања волатилности, од којих сваки функционише на другачији начин, па да побројимо неке од њих:

- 1) стандардна девијација (енг. *Standard Deviation* - SD) мери дисперзију дистрибуције, односно просечну удаљеност промене одређене цене од њене средње вредности;
- 2) прост покретни просек (енг. *Simple Moving Average* - SMA) представља исти метод као и стандардна девијација, уз претпоставку да је средња вредност једнака 0, што и јесте случај код бројних промена цена;
- 3) метод процента/историјска симулација (енг. *Value-at-Risk* - VaR) је најједноставнији метод који не узима у обзир нити неку једначину нити формулу за расподелу серија података. Серија процентуалних промена цене се сортира и онда дели на проценте. Волатилност представља промену цене која одговара захтеваном нивоу поверења;
- 4) BRW (енг. *Boudoukh, Richardson and Whitelaw approaches to VaR estimation*) модели су одговарајући модели симулације пондерисани временом и представљају генерисани облик историјске симулације;
- 5) метод експоненцијално пондерисаних покретних просека (енг. *Exponentially Weighted Moving Average* – EWMA) представља модел условне варијансе прихода;
- 6) GARCH (енг. *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) модели, који су засновани на претпоставци да се будућа волатилност може предвидети на основу приноса и волатилности из претходног периода.

GARCH модел је генерализовани ауторегресивни модел који укључује флукутирајуће групе приноса кроз условну варијансу. Другим речима, GARCH модел

проналази просечну волатилност у средњем року путем ауторегресије која зависи од збира заосталих шокова и збира заосталих варијанси.

GARCH је скраћеница за хетероскедастични условни генерализовани ауторегресивни модел. Генерализовани је јер узима у обзир и недавна и историјска запажања. Ауторегресиван јер зависна варијабла регресира на себе. Условни је јер будућа варијанса зависи од историјске варијансе. А хетероскедастичан је јер варијанса варира у зависности од запажања. GARCH модел је у суштини проширени ARCH (енг. *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) модел, у коме је условна варијанса σ^2 зависна не само од легираних вредности квадрата резидуала, него и од сопствене легиране вредности σ_{t-1}^2 (Живков, 2016). GARCH модел се приказује кроз следећу форму:

$$y_t = c + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} \eta_t; \quad \eta_t \overset{IID}{\sim} N(0,1) \quad (3.2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3.3)$$

у којој је σ_t^2 показатељ условне варијансе случајне грешке ε_t , и која је независно и идентично распоређена са нивоом средње вредности 0 и варијансом 1.

Дакле, на основу претходно изложеног може се рећи да се посматрани GARCH модел састоји од две једначине, и то од једначине која представља средњу вредност (3.1) и од једначине која изражава условну варијансу (3.3). Исказана једначина средње вредности може имати било коју форму ARMA или ARMAX модела, а једини предуслов је да добро препознаје емпиријску серију, тако да резидуали ε_t из претходно исказане једначине средње вредности могу да буду имплементирани у једначину условне варијансе (Живков, 2016). Уколико би спецификација те једначине средње вредности евентуално била погрешна, онда би и пратећа једначина условне волатилности резултирала погрешно оцењеним параметрима.

Ако посматрамо последњу у низу приказаних једначина (3.3), можемо закључити да је GARCH спецификација функција прошлих квадрата резидуала и прошле условне варијансе. При томе, услов који је неопходан за моделирање GARCH

модела јесте стационарност резидуала ε_t . Исто тако, као и код ARCH модела, оцењени параметри код GARCH модела морају бити позитивни:

$$\alpha_i; i = 1, 2, \dots, q \text{ и } \beta_i; i = 1, 2, \dots, p \quad (3.4)$$

Уз исказани услов везан за предзнак оцењених параметара, услов стриктне стационарности подразумева и да оцењени параметри α и β задовољавају релацију изражену на следећи начин:

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (3.5)$$

Генерална спецификација GARCH (q, p) модела у принципу може садржати и значајно већи број доцњи односно већи број прошлих квадрата резидуала и прошлих условних варијанси, али у пракси је довољно чак и да се посматрају само прве доцње ε_t и σ_t^2 како би се веродостојно препознало неко груписање волатилности у одређеној временској серији података. Из наведеног произилази и основна предност GARCH модела у односу на примену ARCH модела, што се евидентно огледа у чињеници да је при примени GARCH модела потребно много мање параметара за оцену како би постигао идентичне перформансе као ARCH модел. Уз ову чињеницу, треба нагласити да је код примене GARCH модела много мања вероватноћа да се не испуни услов позитивности.

Када се посматра одређени GARCH модел, потребно је разликовати условну варијансу (σ_t^2), која је по природи променљива, и безусловну варијансу $\text{var}(\varepsilon_t)$, која је константна и може бити израчуната на овај начин:

$$\text{var}(\varepsilon_t) = \frac{\alpha_0}{1 - (\alpha + \beta)} \quad (3.6)$$

Треба имати у виду да је овај однос јако битан за посматрање, јер безусловна варијанса је присутна док год је $\alpha + \beta < 1$, док безусловна варијанса није дефинисана ако је $\alpha + \beta \geq 1$, што значи да је у том случају присутна нестационарност у варијанси. Нестационарност у варијанси нема никаквог теоријског разлога да постоји, а најчешћи разлог зашто се јавља је нестационарност средње вредности. Због тога је неизостављујући услов за поставку GARCH модела да моделирана временска серија

буде стационарна (Живков, 2016). Уколико је збир $\alpha + \beta = 1$, у том случају у варијанси имамо јединични корен (*unit root*), и овај случај је познат као интегрисани GARCH односно IGARCH модел.

Уопштено посматрано, збир параметара α и β у GARCH моделу је веома важна карактеристика, јер мери постојаност условне варијансе (*variance persistence*), односно колико дуго траје ефекат шока на одговарајућу условну варијансу. Једноставно речено, збир коефицијената α и β представља меморију модела GARCH, односно он приказује када модел губи своју предиктивну моћ. Ако је $(\alpha + \beta)$ близу нуле, посматрани модел брзо губи своју предиктивну моћ, док временски хоризонт предвидљивости се повећава како се вредност збира ових параметара приближава броју један.

Оцена одређеног GARCH модела није могућа коришћењем методе обичних најмањих квадрата (енг. *ordinary least squares* - OLS), због тога што овај метод минимизира резидуалну суму квадрата. Резидуална сума квадрата искључиво зависи само од параметара у једначини средње вредности, а не и од параметара у једначини условне варијансе, па самим тим минимизирање резидуалне суме квадрата не може и даље бити одговарајући циљ, односно метода обичних најмањих квадрата није адекватна. Услед ове чињенице за оцену GARCH модела користи се техника максималне веродостојности (енг. *Maximum Likelihood* – ML), која функционише на принципу проналажења највероватнијих вредности параметара, укључујући при томе и емпиријске податке. Сходно томе, формира се логаритам функције веродостојности, а затим се траже параметри који максимизирају ту функцију.

Али, у случају када случајне грешке модела нису нормално распоређене или када условна дистрибуција није баш савршено позната, онда се користи метода квазимаксималне вероватноће (енг. *Quasi Maximum Likelihood* – QML). Под претпоставком да су једначина средње вредности и условне варијансе коректно спецификоване, QML производи конзистентне и асимптотски нормално дистрибуиране оцене параметара, чак и када дистрибуција резидуала у основи није нормална (Живков, 2016).

Све што је до сада речено у овом подпоглављу односи се углавном на униваријантни GARCH (1,1) модел или тзв. симетрични GARCH модел. Међутим, у неким сегментима анализе, симетрични GARCH није довољан, па су због тога бројна

проширења обичног GARCH модела креирана у претходном периоду. Због ове чињенице се говори о неколико асиметричних GARCH модела, који се користе и кроз истраживање у овом раду.

Следеће су врсте GARCH модела које се у раду користе за оцену посматраних временских серија података одабраних валута, биткоина и цене нафте²⁰:

- 1) GARCH модел (*Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*) односно симетричан GARCH;
- 2) TARARCH (*Threshold ARCH Model*) односно GARCH са прагом;
- 3) EGARCH (*General Exponential GARCH*) или експоненцијални GARCH;
- 4) PARARCH (*Power autoregressive conditional heteroskedasticity*);
- 5) FIGARCH (*Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model*);
- 6) FIEGARCH (*Fractionally integrated exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model*).

Екстензивни GARCH модели су проширене верзије основног GARCH (1,1) модела и у питању су асиметрични модели, па их је потребно укратко представити, управо због њихове примене у овом истраживању.

TARARCH модел односно ARCH или GARCH са прагом је представљен одвојено, али готово паралелно од стране Закојана (Zakoian, 1994) и од стране Глостена и групе истраживача (Glosten и др., 1993). Генерализована спецификација условне варијансе је дата следећом формулом:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \epsilon_{t-k}^2 \bar{I}_{t-k} \quad (3.7)$$

где је $\bar{I}_t = 1$ ако је $\epsilon_t < 0$ и различито од 0.

У овом моделу, добре вести $\epsilon_{t-i} > 0$ и лоше вести $\epsilon_{t-i} < 0$, имају различите ефекте на условну варијансу. Добре вести имају утицај α_i , док лоше вести имају утицај $\alpha_i + \gamma_i$. У случају да је $\gamma_i > 0$, лоше вести повећавају волатилност и онда се може рећи да је присутан ефекат леверица за i ред. Ако је $\gamma_i \neq 0$, утицај вести је асиметричан.

²⁰ https://eviews.com/help/helpintro.html#page/content%2Farch-Additional_ARCH_Models.html%23

Експоненцијални или EGARCH модел је првобитно предложен од Нелсона (Nelson, 1991). Код овог модела је спецификација условне варијансе дата формулом:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (3.8)$$

Имајмо у виду да је са леве стране једначине логаритмована условна варијанса. Ово имплицира да је ефекат леверица пре експоненцијалан него што је квадратан и да су прогнозе условне варијансе гарантовано ненегативне. Присуство левериц ефекта може бити тестирано са хипотезом да је $\gamma_i < 0$. Утицај вести је асиметричан, уколико је $\gamma_i \neq 0$.

Динг је са групом научника (Ding и др., 1993) пре тачно тридесет година генерализовао неколико тада постојећих модела са PARCH спецификацијом. У овом моделу, параметар снаге σ стандардне девијације пре може бити процењен него наметнут, а опциони параметри се додају да би се ухватила асиметрија до реда r :

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\epsilon_{t-i}| - \gamma_i \epsilon_{t-i})^\delta \quad (3.9)$$

где је $\delta > 0$, $|\gamma_i| \leq 1$ за $i = 1, \dots, r$, $\gamma_i = 0$ за све $i > r$, и $r \leq p$.

Док су се традиционални GARCH модели фокусирали на краткорочне динамике условне варијансе, FIGARCH модел, уведен од стране Бејлија, Болерслева и Микелсена (Baillie и др., 1996), је дизајниран да ухвати својства дугорочне зависности варијансе.²¹ Спецификација варијансе код стандардног GARCH модела може бити записана као:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(L)\epsilon_{t-1}^2 + \beta(L)\sigma_{t-1}^2 \quad (3.10)$$

где су $\alpha(L)$ и $\beta(L)$ на следећи начин представљени помоћу евидентираних полиномских доцњи,

$$\begin{aligned} \alpha(L) &= \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i \\ \beta(L) &= \sum_{j=1}^q \beta_j L^j \end{aligned} \quad (3.11)$$

а L је оператор доцњи.

²¹https://eviews.com/help/helpintro.html#page/content%2Farch-Additional_ARCH_Models.html%23ww187956

FIGARCH модел модификује претходну спецификацију увођењем појма фракционалне разлике. Онда варијанса FIGARCH модела, може бити записана као:

$$\sigma_t^2 = \omega + (1 - \beta(L) - \phi(L)\pi(L))\epsilon_{t-1}^2 + \beta(L)\sigma_{t-1}^2 \quad (3.12)$$

где су

$$\begin{aligned} \phi(L) &= \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i \\ \beta(L) &= \sum_{j=1}^q \beta_j L^j \end{aligned} \quad (3.13)$$

а $\pi(L)$ је оператор бесконачне доцње који користи експанзију бесконачне доцње. У пракси се експанзија бесконачне доцње скраћује на коначан број, а сами аутори су дали сугестију скраћења на 1000 доцњи.²²

FIEGARCH модел Болерслева и Микелсена (Bollerslev и Mikkelsen, 1996) додаје FIGARCH иновације дуге меморије EGARCH процесима. Почетна тачка за FIEGARCH модел је EGARCH модел који се благо разликује од основног EGARCH модела. Логаритмована условна варијанса као варијанса ове нове форме EGARCH модела има следећу форму:

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \frac{\alpha(L)}{\beta(L)} g(z_{t-1}) \quad (3.14)$$

где су:

$$\begin{aligned} \alpha(L) &= 1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i L^i \\ \beta(L) &= 1 - \sum_{j=1}^q \beta_j L^j \end{aligned} \quad (3.15)$$

и

$$g(z_t) = \gamma_1 z_t + \gamma_2 (|z_t| - E(|z_t|)) \quad (3.16)$$

$$\epsilon_t = \sigma_t z_t$$

при чему за $z_t \sim N(0,1)$, заменом $z_t = \epsilon_t / \sigma_t$ приноса добијамо спецификацију варијансе за EGARCH (1,1) модел:

$$\log(\sigma_t^2) = (1 - \beta)\omega + \gamma_1 \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \gamma_2 \left(\left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right) - \alpha \left(\gamma_1 \frac{\epsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}} + \gamma_2 \left(\left| \frac{\epsilon_{t-2}}{\sigma_{t-2}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right) \right) + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (3.17)$$

FIEGARCH модел затим додаје полином дуге доцње једначини логаритмоване условне варијансе као варијансе нове форме EGARCH модела (3.14):

²²https://eviews.com/help/helpintro.html#page/content%2Farch-Additional_ARCH_Models.html%23ww188013

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \frac{\alpha(L)}{\beta(L)} \pi(L) g(z_{t-1}) \quad (3.18)$$

и добијамо одговарајући FIEGARCH (1,1) модел са спецификацијом варијансе:

$$\log(\sigma_t^2) = (1 - \beta)\omega + g(z_{t-1}) + \sum_{k=1}^{\infty} \pi_k g(z_{t-1-k}) - \alpha g(z_{t-2}) - \alpha \sum_{k=1}^{\infty} \pi_k g(z_{t-2-k}) + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (3.19)$$

GARCH (1,1) модел и његове екстензије се користе због његове способности предвиђања волатилности у кратком и у средњем року. Како би добили што прецизније оцене за примену GARCH модела препоручују се сложенији статистички програми као што су Python, Matlab или EViews, па је сходно томе у овом истраживању коришћен EViews, као један од расположивих статистичких програма.

Истраживање је мотивисано проблемом описивања динамике волатилности валутних парова под утицајем екстерних шокова. Полазна тачка је једнодимензионални GARCH модел који представља прву стандардизовану форму за решавање овог проблема. Мада је могућа практична примена на једну конкретну временску серију, основна формулација GARCH модела није одговарајућа за моделе са више серија података, па је њу потребно модификовати. Предност овако модификованог модела јесте у количини информација коју је модел способан да обради. Тако је поред оцене појединачних условних варијанси могуће оценити и условне коваријације/корелације, односно међузависности. Овакав помак има посебан значај у практичној примени, нарочито приликом вредновања валутних парова и процене ризика.

3.3. Стандардна девијација као мера волатилности

Стандардна девијација указује на одступање од средње вредности. То је популарна мера варијабилности јер се враћа на првобитне јединице мере скупа података. Као и варијанса, ако су тачке података близу средње вредности, постоји мала варијација, док ако су тачке података удаљеније од средње вредности скупа података, онда има већу варијансу. Стандардна девијација израчунава у којој се мери вредности разликују од просека.

У финансијама, стандардна девијација се углавном користи за упућивање на потенцијал да се стварни поврат инвестиције разликује од очекиваног. Стандардна девијација је често коришћена статистичка мера количине варијације или дисперзије у скупу података. Може се користити као начин за мерење ризика повезаног са инвестицијом или било којом врстом финансијске варијабле која се мења у вредности

током времена. Да би се оценила волатилност путем стандардне девијације у финансијама, требало би применити следеће кораке:

- 1) прикупити историјске податке, пре свега потребно је прикупити податке о кретању посматране варијабле током одређеног временског периода. Подаци бити дневни, недељни, месечни или чак годишњи, што зависи од временског оквира истраживања и начина оцене;
- 2) користећи историјске податке израчунати средње односно просечне вредности посматране серије приноса;
- 3) израчунати разлику између сваког приноса и просечног приноса. У овом кораку се узимају сви појединачни приноси из историјских података и од њих се одузима просечни принос, што даје одговарајући скуп вредности које представљају одступање од просека;
- 4) израчунати квадратну девијацију односно квадрати свако одступање из претходног корака из разлога што вредности одступања могу бити позитивне или негативне, а квадрирањем се добијају позитивне вредности;
- 5) израчунати варијансе сабирањем квадрата појединачних одступања од средње вредности серије и дељење добијеног збира са бројем опсервација n (дескрипција података) и са $n - 1$ (статистичко закључивање) и
- 6) израчунати стандардне девијације применом односно коришћењем квадратног корена из варијансе.

3.4. Корелациона анализа

Корелациона анализа је скуп статистичких метода којима се истражује јачина везе између посматраних варијабли. Корелација испитује линеарни однос на симетричан начин, односно квантитативно изражава степен повезаности две варијабле (Cohen и др., 2013; Nad и Rodgers, 2021). У складу са тим, коефицијент корелације се израчунава применом следеће формуле:

$$r = \frac{n(\sum xy) - (\sum x)(\sum y)}{\sqrt{[n\sum x^2 - (\sum x)^2][n\sum y^2 - (\sum y)^2]}} \quad (3.20)$$

где су варијабле означене симболима на следећи начин:

r представља коефицијент корелације;

x је прва посматрана варијабла;

y је друга посматрана варијабла и

n представља број посматрања.

Израчуната вредност коефицијента корелације је у распону: $-1 < r < 1$. Уколико је $r = 0$ однос између варијабли које се посматрају не постоји. Када је $r > 0$ однос између посматраних варијабли је позитиван, односно када расте једна од посматраних варијабли онда расте и друга посматрана варијабла. Ако је $r < 0$ однос између посматраних варијабли је негативан, односно када пада вредност једне од посматраних варијабли онда расте вредност друге посматране варијабле. Дакле, предзнак испред коефицијента одређује смер повезаности између посматраних варијабли, а вредност коефицијента представља ниво повезаности две варијабле.

На основу тумачења израчунатих вредности коефицијента корелације датог у табели испод (Табела 45), може се дати и тумачење међузависности сваке везе између појединачних варијабли које представљају посматране валутне парове са одговарајућом варијаблом која представља волатилност цене нафте.

Табела 1: Тумачење вредности коефицијената корелације

Тумачење коефицијента корелације	Вредност коефицијента корелације		
	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>

3.5. Статистички подаци о кретању вредности биткоина, долара, јуана и рубље у посматраном периоду

Период на који се односи истраживачки рад траје пет година, од 01. јануара 2018. године до 31. децембра 2022. године. Јединице посматрања које су предмет овог истраживања су биткоин, амерички долар, кинески јуан и руска рубља. Посматрање временских серија података се врши на дневном нивоу, што значи да су у питању високофреквентне временске серије и оно подразумева вредности на затварању тржишта. Број опсервација износи 1826 за сваку посматрану валуту: амерички долар, кинески јуан и руску рубљу, као и за биткоин, и цену нафте у том периоду. Поменути број опсервација вредности валутних парова је сасвим довољан за имплементацију GARCH модела и метода стандардне девијације, те извођење квалитетног закључка односно потврде или одбијања хипотеза које су постављене у овом раду.

Међутим, у овом делу истраживачки рад се бави посматрањем и анализом кретања вредности варијабли у петогодишњем периоду, без примене додатних алата.

3.5.1. Статистика кретања вредности биткоина у петогодишњем периоду

Криптовалуте су потпуно дигиталне и производе се кроз процес рударења који се изводи на стандардним рачунарима са специјализованим хардвером, уз пуно поштовање најстрожих правила која обезбеђују аутоматски криптографски системи (Swan, 2015). Рударење је аутоматизован процес који рачунар обавља непрекидно, а биткоини се креирају као награда власницима чији софтвер успешно решава сложене математичке проблеме. Појединци и/или групе које су спремне да посвете снагу рачунарске обраде за подршку мреже награђују се биткоинима (Маловић, 2014).

Обзиром да рад истражује волатилност биткоина, долара, јуана и рубље под утицајем екстерних шокова, да би њихове волатилности биле упоредиве, као јединица мере коришћен је евро, па се сходно томе анализира пар BTC/EUR у петогодишњем периоду. Пре свега, треба напоменути да су се вредности биткоина изражене у еврима посебно мењале током утицаја екстерних шокова пандемије КОВИД-19 и ратне кризе у Украјини. Ипак, волатилност биткоина је значајно изражена и током целокупног посматраног периода. Дневни подаци о кретању вредности биткоина изражени у еврима, у посматраном периоду приказани су следећим графиконом (Графикон 3):

Графикон 3: Кретање вредности пара BTC/EUR у периоду од 01. јануара 2018. године до 31. децембра 2022. године, дневни пресек



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на: <https://btcdirect.eu/en-gb/bitcoin-price>

Као што се може наслутити и на самом графикону (Графикон 3) који се налази изнад, на основу временске серије дневних података за пар BTC/EUR може се закључити да је у посматраном петогодишњем периоду присутна значајна волатилност биткоина. Када се уочи минимална и максимална вредност биткоина у посматраном периоду, тај распон вредности између којих се биткоин креће при датој временској серији података може се и нумерички изразити. Минимална вредност биткоина у еврима је евидентирана на 15. децембар 2018. године и износила је 2844,43 евра за 1 биткоин. Максимална вредност биткоина је евидентирана скоро три године касније, 09. новембра 2021. године, током пандемије КОВИД-19 и износила је 58358,42 евра за 1 биткоин. Тај распон између минималне и максималне вредности биткоина у посматраном периоду је заиста велики и процентуално износи 1951,67%. Ако детаљније посматрамо наведени графикон добијен на основу дневног нивоа вредности биткоина на затварању тржишта у петогодишњем периоду, уочљиво је да у наведеном распону између минималне и максималне вредности постоји још неколико минимума и максимума унутар тог распона и да управо они прате екстерне шокове, посебно онај проузрокован ратном кризом у Украјини.

У континуитету, од почетка 2018. године, па све до избијања пандемије КОВИД-19, почетком 2020. године, забележен је раст вредности криптовалуте биткоин, праћен одређеним мањим осцилацијама на тржишту. Након минималне вредности биткоина у посматраном периоду, из децембра 2018. године, на графику је јасно уочљив пик 14. априла 2021. године када је тржишна вредност биткоина достигла ниво од 53178,65 евра за 1 биткоин, што је подстакнуто интервенцијом америчке централне банке односно Федералних резерви Сједињених Америчких Држава (енг. *Federal Reserve Board* – FED) и Европске централне банке (енг. *European Central Bank* – ECB) у виду „квантитативног попуштања“ које је фактички износило по неколико хиљада милијарди долара односно евра дотираних у америчку и европску привреду са циљем да се ублаже негативне последице које је проузроковала пандемија КОВИД-19, заустављањем готово свих економских активности током 2020. године. Значајна количина новца која је додељена како привреди, тако и угроженим грађанима, делом се прелила и на финансијска тржишта односно тржиште криптовалута, доводећи тако до његовог интензивног и на неки начин неочекиваног и нереалног раста. Након овог раста, дошло је до благе стагнације и пада вредности биткоина до 21. јула, кад је 1 биткоин имао вредност од 25444,56 евра, што значи да је у року од три месеца и

недељу дана вредност биткоина пала за 52,15%. Ипак, након тога биткоин поново расте до поменуте максималне вредности у посматраном петогодишњем периоду, у новембру 2021. године. После тога, до 23. јануара 2022. године, дакле у року од два и по месеца, вредност биткоина поново осцилира на доле до нивоа од 31010,32 евра за биткоин, што значи да је у том краткорочном периоду његова вредност пала за 46,86%. У врло кратком периоду, одмах након почетка ратне кризе у Украјини, вредност биткоина расте до 42784,62 евра за 1 биткоин, 30. марта 2022. године, јер се при почетку рата у Украјини на глобалном тржишту сматрало да би биткоин могао бити „сигурно прибежиште“ за капитал у тада и сада глобално нестабилном политичком и економском окружењу.

Коначно, након што се рат интензивирао, а тржиште одустало од претходне идеје, вредност биткоина је 20. децембра 2022. године, при крају посматраног периода, пала на вредност од 15474,98 евра за 1 биткоин, што је у том тренутку представљало двогодишњи минимум његове вредности²³.

3.5.2. Статистика кретања вредности долара у петогодишњем периоду

Још од Бретон-Вудског споразума 1944. године, амерички долар је постао доминантна међународна односно светска валута. Његова глобална улога и доминација као међународног средства плаћања и валуте девизних резерви је додатно ојачана 1973. године када је лансиран петродолар, што је значило да је амерички долар постао обрачунска јединица за трговину нафтом и нафтним дериватима, односно да је свака економија света која је хтела да учествује у овој трговини, било као купац или продавац морала поседовати и/или примати у девизне резерве одређену количину америчког долара потребног за извршавање трговине нафтом. И поред покушаја да се смањи утицај америчког долара на глобалну економију и трговину, у последњих двадесетак година, а поготову након почетка ратне кризе у Украјини, на крају 2022. године је израчунато да отприлике око 58% светских девизних резерви се и даље држи у доларима²⁴. Управо је то разлог зашто је амерички долар прва светска валута чија ће се кретања вредности анализирати у петогодишњем периоду од почетка 2018. године

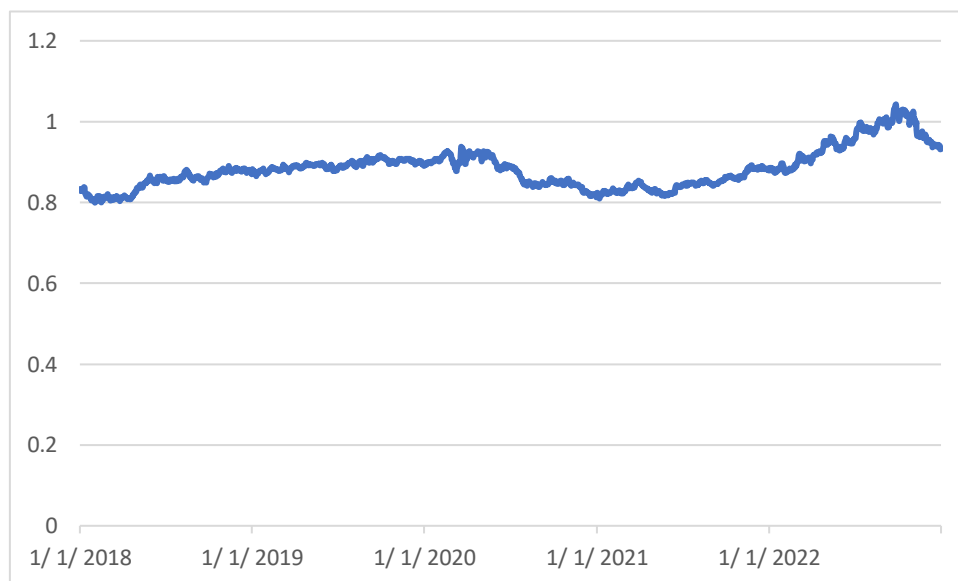
²³Мања вредност биткоина од оне из 20. децембра 2022. године, била је нешто више од две године раније: 12. децембра 2020. године, и износила је 14909,7 евра, доступно на: <https://btcdirect.eu/en-gb/bitcoin-price>.

²⁴<https://www.federalreserve.gov/econres/notes/feds-notes/the-international-role-of-the-us-dollar-post-covid-edition-20230623.html>

до краја 2022. године. Процес дедоларизације је појачан током 2023. године, када су поједине земље извознице нафте почеле да прихватају и плаћања у другим светским валутама попут кинеског јуана, па и руске рубље у којој сама Русија као један од највећих светских извозника енергената обрачунава сопствени извоз. Водећа руска компанија за производњу и дистрибуцију природног гаса, извозник Газпром је почетком септембра 2022. године саопштио да је потписао споразум о почетку плаћања за испоруку гаса Кини за кинеске јуане и руске рубље уместо за америчке доларе.²⁵ Крајем 2022. године, као и почетком 2023. године Саудијска Арабија се приближила Кини и у току су преговори о потенцијалној продаји нафте из Саудијске Арабије у кинеским јуанима.²⁶

Кретања вредности валутног пара USD/EUR у посматраном петогодишњем периоду, на дневном нивоу, је приказано следећим графиконом (Графикон 4):

Графикон 4: Кретање валутног пара USD/EUR у периоду од 1. јануара 2018. до 31. децембра 2022. године, дневни пресек



Извор: прорачун на основу података доступних на

<https://www.exchangerates.org.uk/USD-EUR-exchange-rate-history.html>

²⁵Доступно на: <https://edition.cnn.com/2022/09/06/energy/china-russian-gas-payments-ruble-yuan/index.html>, приступљено дана: 22.08.2023. године.

²⁶Доступно на: <https://geopoliticaleconomy.com/2023/08/10/us-saudi-arabia-sell-oil-dollars-chinese-yuan/>, приступљено дана: 22.08.2023. године.

Као што се може приметити на датом графикону (Графикон 4) са подацима временске серије за валутни пар USD/EUR у посматраном петогодишњем периоду, у односу на криптовалуту биткоин осцилације између најниже и највише вредности у том периоду су значајно мање, односно већ посматрањем серије се може уочити да овај валутни пар нема толико изражену волатилност, што је и очекивано обзиром да је амерички долар светска валута од глобалног значаја, а имајући у виду и процентуални удео међународних девизних резерви у овој валути.

Минимална берзанска вредност овог валутног пара од 0,7995 евра за 1 амерички долар је евидентирана готово на самом почетку посматраног периода, 01. фебруара 2018. године, када је глобална привреда функционисала стабилно и са позитивним очекивањима. Максимална вредност валутног пара USD/EUR у посматраном петогодишњем периоду је износила 1,0301 евра за један амерички долар и то при крају посматраног периода 10. и 12. октобра 2022. године, а под утицајем кризе у Украјини. Максимална вредност валутног пара USD/EUR је за 28,84% већа од његове минималне вредности, те се упоредном анализом са биткоином лако може утврдити, да је волатилност водеће криптовалуте много израженија, него ли што је то код водеће светске валуте америчког долара или чак било које друге светске валуте. У међувремену вредност посматраног валутног пара је углавном расла, што је лако уочити јер је минимална берзанска вредност валутног пара USD/EUR била на самом почетку прве године посматране временске серије, током 2018. године, а максимална вредност посматраног валутног пара се догодила при крају пете године посматране временске серије, током 2022. године.

Неколико догађаја карактеристичних за вредност америчког долара у посматраном периоду су донекле утицали на ниво те вредности. Током целокупне 2018. године, па углавном и 2019. године вредност америчког долара је благо осцилирала, да би крајем 2019. године, 30. септембра, достигла ниво од 0,9177 евра за 1 амерички долар. Већ 19. марта 2020. године, неколико дана после обзнанивања почетка светске пандемије КОВИД-19, вредност америчког долара је у року од три дана порасла са 0,8961 евро за 1 амерички долар на 0,9383 евра за 1 амерички долар, што представља раст од 4,71%, пошто се веровало, макар и на кратко, да је у доба попут рата у Украјини, амерички долар сигурни чувар вредности инвеститора, односно сигурно прибежиште за капитал у врло нестабилним политичким и економским условима. Крајем исте 2020. године, вредност америчког долара је поново осцилирала

наниже и 30. децембра достигла ниво од 0,8130 евра за 1 амерички долар, што је био пад од 13,35% за период од десетак месеци. Након затишја у променама вредности америчког долара током 2021. године, са почетком 2022. године и ратне кризе у Украјини, наново почиње значајнији раст америчког долара који од 24. фебруара 2022. године, када је износио 0,8937 евра за 1 амерички долар, расте до максималне вредности у петогодишњем периоду на два датума: 10. и 12. октобра 2022. године што је значило повећање берзанске вредности од 15,26% у неких седам и по месеци. Амерички долар је последњу годину посматране временске серије, 2022. годину, завршио на нивоу од 0,9323 евра за 1 амерички долар.

3.5.3. Статистика кретања вредности јуана у петогодишњем периоду

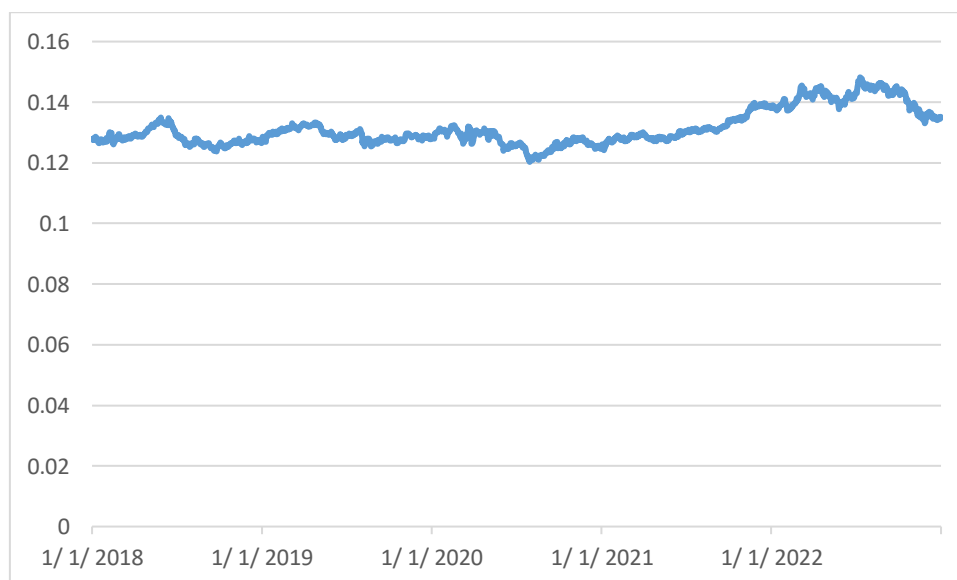
Као што је већ претходно наведено, амерички долар служи као светска резервна валута од Бретон-вудског споразума, али се након пандемије КОВИД-19 и изразито након почетка кризе у Украјини суочава са својим највећим изазовом, конкуренцијом кинеског јуана. Контрола над глобалном резервном валутом дала је Сједињеним Америчким Државама значајан утицај у међународној трговини и светској економији. Појављивање кинеског јуана као алтернативне или заменске резервне валуте представља значајан напор Кине, која је такође развила алтернативу SWIFT (енг. *The Society for Worldwide Interbank Financial Telecommunications*) систему трансакција који је првенствено деноминован у долару, применом CIPS (енг. *Cross-Border Interbank Payment System*) система.

Кина је у марту 2023. године потрошила више у јуанима за прекограничне трансакције него у америчким доларима. Извршено је рекордних 549,9 милијарди америчких долара вредности трансакција у кинеским јуанима, што је чинило 48,4% свих прекограничних трансакција Кине.²⁷ Како би то постигла, Кина је испреговарала или још преговара са другим земљама о куповини неопходне робе у кинеским јуанима. Русија, један од највећих кинеских добављача нафте, пристала је да прода милијарде кубних метара нафте из нафтовода Снага Сибира у кинеским јуанима. Исто тако, Кина већ дуже покушава да уговори куповину енергената од Саудијске Арабије у кинеским јуанима, мада још увек нема потврде о коначном договору.

²⁷ Доступно на: <https://chinausfocus.com/finance-economy/the-future-of-the-chinese-yuan-a-global-currency>, приступљено: 22.08.2023. године.

Ипак, према расположивим подацима за први квартал 2023. године, амерички долар је и даље имао доминантно учешће од 59,02% у глобалним девизним резервама, према подацима из ММФ-ове валутне структуре девизних резерви (eng. *Currency Composition of Foreign Exchange Reserves - COFER*). Компаративно, евро је друга валута са солидним учешћем од 19,77% укупних глобалних девизних резерви, док је кинески јуан ипак чинио само 2,58% глобалних девизних резерви у истом периоду²⁸. Дакле, и поред померања у правцу демонополизације америчког долара као доминантне светске валуте, биће потребно још времена да дође до неких значајнијих структурних промена када је у питању држање девизних резерви у свету, као и коришћење одређених валута за међународна плаћања. Ови подаци су врло важни за истраживање које се спроводи у дисертацији, јер дају шири контекст односа између посматраних варијабли. У том контексту, може да се анализира утицај претходно описаних дешавања кроз кретање вредности CNY/EUR у посматраном петогодишњем периоду, на дневном нивоу (Графикон 5):

Графикон 5: Кретање валутног пара CNY/EUR у периоду од 1. јануара 2018. године до 31. децембра 2022. године, дневни пресек



Извор: прорачун на основу података доступних на
<https://www.exchangerates.org.uk/CNY-EUR-exchange-rate-history.html>

²⁸ Доступно на: <https://data.imf.org/?sk=e6a5f467-c14b-4aa8-9f6d-5a09ec4e62a4>, приступљено: 15.09.2023. године.

У посматраној петогодишњој временској серији података дневног нивоа на затварању тржишта, уочавају се одређене карактеристике, које се пре свега односе на распон између минималне и максималне вредности валутног пара CNY/EUR током посматраног периода. Минимална вредност наведеног валутног пара је забележена током експанзије пандемије КОВИД-19, која је управо избила у Вухану (Кина) што је очекивано утицало на вредност кинеског јуана која је 30. јула 2020. године пала на ниво од 0,1203 евра за 1 кинески јуан.

Максимална вредност кинеског јуана у посматраном петогодишњем периоду је евидентирана око тридесет месеци након почетка пандемије КОВИД-19, када је било јасно да она јењава и да се глобалне економије, а сходно томе и кинеска благо опорављају. Ниво максималне вредности валутног пара CNY/EUR је износио 0,1482 евра за 1 кинески јуан и забележен је на затварању тржишта 11. јула 2022. године. Распон између минималне и максималне вредности кинеског јуана у посматраном периоду је процентуално износио 23,19% и он прелиминарно указује на нешто мање промене код овог валутног пара у односу на валутни пар USD/EUR, код кога је тај распон између минималне и максималне вредности износио 28,84%.

Како би се што боље објаснило кретање вредности кинеског јуана у посматраном петогодишњем периоду, издвајају се неколико карактеристичних вредности, односно мањих и већих вредности кинеског јуана унутар наведеног распона. Може се рећи да је од 25. и 26. септембра 2018. године, када је вредност кинеског јуана у односу на евро износила 0,1237 евра за 1 кинески јуан, иста расла континуирано са мањим осцилацијама све до 28. априла 2019. године када се за један кинески јуан добијао 0,1333 евро.

Након одређених мањих осцилација, до значајнијег пада долази неколико месеци након почетка пандемије КОВИД-19, односно као што је већ наведено 30. јула 2020. године када је остварена минимална вредност валутног пара CNY/EUR током посматраног петогодишњег периода. Раст вредности посматраног валутног пара је забележен и након овог периода и континуирано је настављен током 2021. године, када је максимална вредност евидентирана 25. новембра у износу од 0,1397 евра за 1 кинески јуан. Коначно, након даљег раста током првог полугодишта 2022. године и максималне вредности од 11. јула 2022. године, дошло је до благог пада вредности посматраног валутног пара, који је 2022. годину завршио са вредношћу од 0,1352 евра за 1 кинески јуан на затварању тржишта, 31. децембра 2022. године.

3.5.4. Статистика кретања вредности рубље у петогодишњем периоду

У случају кретања вредности валутног пара RUB/EUR, имамо дивергентна кретања у односу на претходно посматране валутне парове, из очекиваних разлога. Пре свега, криза у Украјини је директно везана са инволвираност Русије и у политичком и у економском смислу (Павићевић, 2022). Главни разлог зашто је руска рубља као валута део овог истраживања, јесте улога Русије у снабдевању светске економије енергентима, што јесте значајан аспект утицаја на глобалну економију, поготову од појаве пандемије КОВИД-19 почетком 2020. године, а додатно и још интензивније од почетка ратне кризе у Украјини.

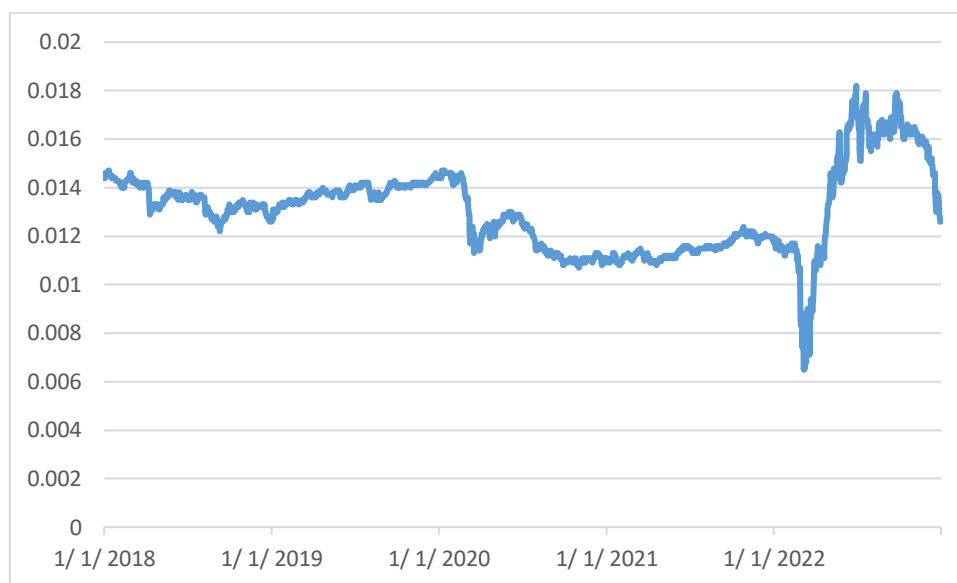
Током новембра 2010. године, на састанку тадашњег руског премијера Путина и кинеског премијера Ђибаоа, објављено је да су Русија и Кина одлучиле да користе сопствене националне валуте за билатералну трговину, уместо америчког долара. Овај потез је имао за циљ унапређење односа између Пекинга и Москве и заштиту њихових домаћих економија током глобалне финансијске кризе. Тада је трговање кинеским јуаном у односу на руску рубљу почело на кинеском међубанкарском тржишту, док је трговање кинеским јуаном у односу на руску рубљу отпочело на руском девизном тржишту у децембру 2010. године.

У јануару 2014. године, председник Руске Федерације, Владимир Путин је рекао да је Банка Русије, односно руска централна банка регулисала курс руске рубље само када је прелазио горњу или доњу границу пливајућег курса и да што је руска национална валута слободнија односно у пливајућем курсу то је боље, додајући да тако привреда ефикасније реагује на процесе који се одвијају, подржавајући пливајући девизни курс руске рубље.

Ипак, почетком кризе у Украјини и екстерног шока који је утицао на вредност руске рубље, Русија покушава да пеговањем руске рубље за унцу злата утиче на стабилизацију своје националне валуте, што је у краћем року имало ефекат (Павићевић, 2022). Ако се посматра девизни курс рубље током 2023. године, онда се може видети да су мере имале ефекат само на кратки рок.

На графикону испод је евидентно да је волатилност руске рубље у односу на евро у посматраном периоду много присутнија него ли код америчког долара или кинеског јуана, као и да се вредност руске рубље према еврo креће нешто другачије у односу на поменуте две валуте (Графикон 6).

Графикон 6: Кретање валутног пара RUB/EUR у периоду од 1. јануара 2018. године до 31. децембра 2022. године, дневни пресек



Извор: прорачун на основу података доступних на

<https://www.exchangerates.org.uk/RUB-EUR-exchange-rate-history.html>

Чак и површним посматрањем графика изнад (Графикон 6), може се врло једноставно приметити да су два екстерна шока имала утицај на кретање вредности валутног пара RUB/EUR и то значајно више него ли на остале посматране валуте. Када је у питању пандемија КОВИД-19 можда би се ова констатација могла узети и са резервом обзиром да услед квантитативног попуштања²⁹ Федералних резерви (FED) и Европске централне банке (ЕЦБ) у то време долази до појаве вишка новца у оптицају. Овакав развој догађаја је утицао на нагло повећање цена финансијске активе, а посебно вредности готово свих криптовалута, међу којима наравно и биткоина као најликвидније криптовалуте.

Утицај наведених екстерних шокова на вредност валутног пара RUB/EUR изгледа да није случајан, већ вероватно последица утицаја ових екстерних шокова на цену енергената, са фокусом на цену сирове нафте, што ће у наставку истраживања бити детаљније анализирано. Скорије истраживање о међузависности цене нафте и вредности руске рубље током кризе у Украјини, показало је на основу посматраних

²⁹ Квантитативно попуштање је алат монетарне политике који обично користе централне банке за стимулисање сопствене економије. Централна банка купује хартије од вредности, најчешће државне обвезнице, од својих банака чланица, чиме се ефективно повећава понуда новца у некој привреди.

временских серија података, те њихове економетријске анализе применом GARCH модела, да постоји позитивна и умерена корелација између промена у волатилности цене нафте и волатилности курса руске рубље (Балабан и др., 2024). Ипак, у овом истраживању где је посматрана временска серија података значајно дужа, корелација код израчунатих варијабли је приметно мањег интензитета када је у питању мерење волатилности стандардном девијацијом, а чак и благо негативна код мерења коефицијента корелације између условних варијанси варијабли добијених применом GARCH модела.

Који су то карактеристични дневни подаци на затварању тржишта када је у питању кретање вредности валутног пара RUB/EUR у посматраном петогодишњем периоду? Минимална вредност валутног пара RUB/EUR у посматраном петогодишњем периоду је забележена 07. марта 2022. године, неких десетак дана након почетка руске интервенције у Украјини, када је вредност 1 руске рубље достигла минималних 0,0065 евра. Максимална вредност евидентирана је 29. јуна 2022. године, када је 1 руска рубља вредела чак 0,0182 евра, односно за 180% више од њене минималне вредности из марта месеца исте године, што је много већи распон између минималне и максималне вредности него ли је то случај код америчког долара и кинеског јуана, а ипак више него десетоструко мање у односу на биткоин. Као што се види и на самом графикону вредност посматраног валутног пара је била прилично стабилна током 2018. године и 2019. године, иако је било осцилирања. Почетком 2018. године, 09., 10. и 11. јануара, вредност 1 руске рубље износила је 0,0147 евра. Током године она је благо падала, да би 09. септембра 2018. године вредност 1 руске рубље достигла ниво од 0,0122 евра, односно 17,01% мање у односу на годишњи максимум са почетка године. Ипак, након тога се вредност руске рубље постепено опоравља и крајем 2019. године, 24. и 25. децембра она износи 0,0146 евра. Вредност руске рубље наставља благо да расте и почетком 2020. године, као и 08. јануара, 1 руска рубља вреди 0,0147 евра.

Међутим, након почетка глобалне пандемије КОВИД-19 и њеног проглашења у марту 2020. године, долази и до значајнијег пада вредности руске рубље на ниво од 0,0113 евро, који је забележен 16. марта 2020. године. Дакле, вредност овог валутног пара је само од почетка јануара до средине марта 2020. године пала за 23,13%, што је била последица појаве пандемије КОВИД-19, односно резултат првог јачег екстерног шока који је првенствено, услед затварања, утицао на цену нафте. Пад вредности руске рубље се са мањим осцилацијама наставио током готово целе 2020. године, да би руска

рубља минималну вредност у 2020. години достигла 02. новембра када је вредела 0,0107 евра. Након тог дана, долази до постепеног опоравка вредности руске рубље који је пратио ублажавање пандемије КОВИД-19, те је руска рубља 26. октобра 2021. године достигла вредност од 0,0124 евра. Опоравак није дуго трајао, последице почетка ратне кризе у Украјини на вредност руске националне валуте биле су неизбежне, па је, као што је већ поменуто, она достигла петогодишњи минимум 07. марта 2022. године. Но, брзом реакцијом руских власти, те одлукама да се вредност руске рубље пегује за вредност унце злата, као и да се руски енергенти продају искључиво у руским рубљама, спречен је даљи пад вредности руске рубље и она је нагло ојачала на петогодишњи максимум достигнут 29. јуна 2022. године када је 1 руска рубља износила 0,0182 евра.

Ипак, питање дугорочног ефекта ових одлука руских политичких власти, као и врховне монетарне институције је нагласио пад вредности руске рубље у другој половини године што је имало за последицу да вредност 1 руске рубље 31. децембра 2022. године износи 0,0126 евра.

3.6. Компаративна анализа кретања вредности биткоина, долара, јуана и рубље у посматраном петогодишњем периоду

Већ првим погледом на графике временских серија посматраних националних валута и биткоина у петогодишњем периоду може се уочити неколико важних чињеница:

1) кретања вредности биткоина и руске рубље у посматраном петогодишњем периоду су далеко волатилнија него ли је то случај са кретањем вредности америчког долара и кинеског јуана. Очигледно је да разлози за овакву волатилност америчког долара и кинеског јуана потичу од величине америчке односно кинеске економије, економија које стоје иза ових националних валута, односно њихове економске снаге и важности у функционисању глобалне економије;

2) изражена волатилност биткоина и руске рубље приметна већ прелиминарним посматрањем временских серија података указује на јасну чињеницу да су посматрана криптовалута и руска национална валута јако сензитивне, како на екстерне шокове, тако и на шпекулације на међународном финансијском тржишту, па им је волатилност иманентна појава;

3) анализом графичких приказа вредности посматраних временских серија америчког долара и кинеског јуана, уочљиво је да су се у приличном делу посматраног петогодишњег периода њихове вредности кретале на сличан начин, што се још боље може приказати кроз израчунавање коефицијента корелације између вредности ове две валуте³⁰;

4) посебно је видљив утицај одређених екстерних шокова на вредност руске рубље, и тај утицај углавном иде преко цене енергената, пре свега сирове нафте, која је један од највећих извора прихода руске економије, а интензивно је изражен од почетка ратне кризе у Украјини;

5) на основу прилично великог распона кретања вредности криптовалуте биткоин и њене изражене волатилности, може се рећи да је биткоин ризичан за улагања и да је под израженим утицајем шпекулативних активности.

На основу оваквих кретања вредности биткоина, америчког долара, кинеског јуана и руске рубље јасно је да екстерни шокови играју значајну улогу код промена тих вредности, те да су неке валуте осетљивије на екстерне шокове, а неке су мање осетљиве, изнад свега зависно од карактеристика економије која стоји иза одређене валуте. Зато се ово истраживање надаље бави управо мерењем утицаја пандемије КОВИД-19 и ратне кризе у Украјини током претходног периода, имајући у виду време када је дошло до појаве ових егзогених фактора који утичу на волатилност посматраних валутних парова и биткоина.

Код неких валутних парова као што је већ поменуто, интензивнији је утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност, а код других на волатилност интензивније делује утицај кризе у Украјини. У суштини, та кретања зависе и од много других, не само економских и политичких фактора, што ће детаљније бити анализирано у делу истраживања које следи.

Истраживање утицаја екстерних шокова на посматране националне валуте и биткоин врши се применом одговарајућег GARCH модела, као и коришћењем стандардне девијације као алтернативне мере волатилности, како би се креирала

³⁰ Корелација између високофреквентних временских серија долара и јуана у посматраном петогодишњем периоду израчуната коришћењем стандардне девијације као алтернативне мере волатилности износила је 0,788613, а корелација њихових условних варијанси деривираних из FIEGARCH (1,1) односно TARЧН модела износила је 0,631461.

одговарајућа основа за што квалитетнију оцену утицаја поменутих екстерних шокова на вредност биткоина, америчког долара, кинеског јуана и руске рубље.

3.7. Утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност биткоина, долара, јуана и рубље у посматраном периоду

Као што је претходно наведено, пандемија КОВИД-19 је један од екстерних шокова чији се утицај на волатилност биткоина и посматраних валута истражује у овом раду. Обзиром, да су јавно доступне временске серије података за број новозаражених и укупан број заражених на одређени дан, као тачнији податак кретања пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу у истраживању се користи временска серија са подацима о броју новозаражених на дневном нивоу. У делу који следи, стандардизацијом броја новозаражених на дневном нивоу коришћењем Z коефицијента и применом GARCH модела квантификован је утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност биткоина и валутних парова USD/EUR, CNY/EUR и RUB/EUR.

Као упоредни и усмеравајући, у обзир су узети резултати емпиријских студија које су се у скорије време бавиле овом темом. Појава и ширење пандемије КОВИД-19, у комбинацији са мерама за обуздавање здравствене кризе, резултирали су макроекономским ефектима који су изазвали значајан истраживачки интерес. Ефекти кризе изазване пандемијом КОВИД-19 су много више утицали на привреду свих земаља света него што су то чиниле претходне здравствене кризе. Према ОЕЦД (енг. *Organization for European Cooperation and Development*) подацима за државе чланице групе Г20, у другом кварталу 2020. године десио се никад раније забележени пад реалног бруто друштвеног производа (БДП) за 6,9% (Тодоров, 2022). Наравно, пандемија КОВИД-19 је поред реалног БДП-а утицала и на вредност посматраних валута. Резултати одређених истраживања су указали да су пандемија и геополитичке тензије имале значајан утицај на вредност криптовалута, али сентимент инвеститора је ипак играо круцијалну улогу на интензивирање волатилности цена криптовалута (Bouazizi, 2023).

3.7.1. Анализа утицаја пандемије КОВИД-19 на волатилност биткоина

Посматрањем временске серије података односно вредности биткоина у периоду од 1. јануара 2018. године до 31. децембра 2022. године, као што је већ поменуто, примећује се нагли скок вредности криптовалуте биткоин, током друге половине 2020. године и посебно током читаве 2021. године, обзиром да је и

историјски максимум вредности биткоина у односу на евро достигнут 09. новембра 2021. године. Управо ово кретање односно промене цена биткоина се истражују и квантификују применом одговарајућег GARCH модела на временске серије посматраних података на дневном нивоу. Као апроксимација утицаја избијања пандемије КОВИД-19 коришћени су подаци о броју новозаражених у време пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу, док се цена биткоина посматрала на дневном нивоу на затварању тржишта у посматраном периоду.

У првом кораку израчунат је Z коефицијент код временских серије података са дневним бројем новозаражених у време пандемије КОВИД-19, будући да постоје велике осцилације у подацима и било их је неопходно стандардизовати. Z коефицијент је израчунат на основу одговарајуће формуле:

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma} \quad (3.21)$$

где је: x – укупан број заражене популације у посматраном периоду,

μ – аритметичка средина те популације и

σ – стандардна девијација популације.

Након тога је одговарајући GARCH модел примењен на временске серије података које изражавају промене у кретању биткоина. Након оцене одговарајућег GARCH модела, добијена условна варијанса и Z коефицијент стављени су у корелацију како би се дошло до одговора на питање о смеру и јачини везе између појава које те временске серије података представљају односно карактеришу.

Анализа временске серије података са дневним бројем новозаражених у време пандемије КОВИД-19, подразумева анализу 1826 података, тачније израчунавање Z коефицијента преко израчунавања просека (енг. *mean*) посматране серије и стандардне девијације за посматрану серију у периоду од почетка 2018. године до краја 2022. године. Почетак пандемије КОВИД-19 је везан за почетак 2020. године, па су узорци у посматраној серији података до почетка пандемије КОВИД-19, односно током 2018. године и 2019. године једнаки 0. Анализа волатилности пара BTC/EUR пре и током пандемије КОВИД-19 укључује анализу 1826 података, тачније логаритмованих дневних стопа приноса валутног пара BTC/EUR током посматраног периода од пет година, коју овде можемо изразити формулом:

$$R_i = \ln\left(\frac{C_i}{C_{i-1}}\right) \quad (3.22)$$

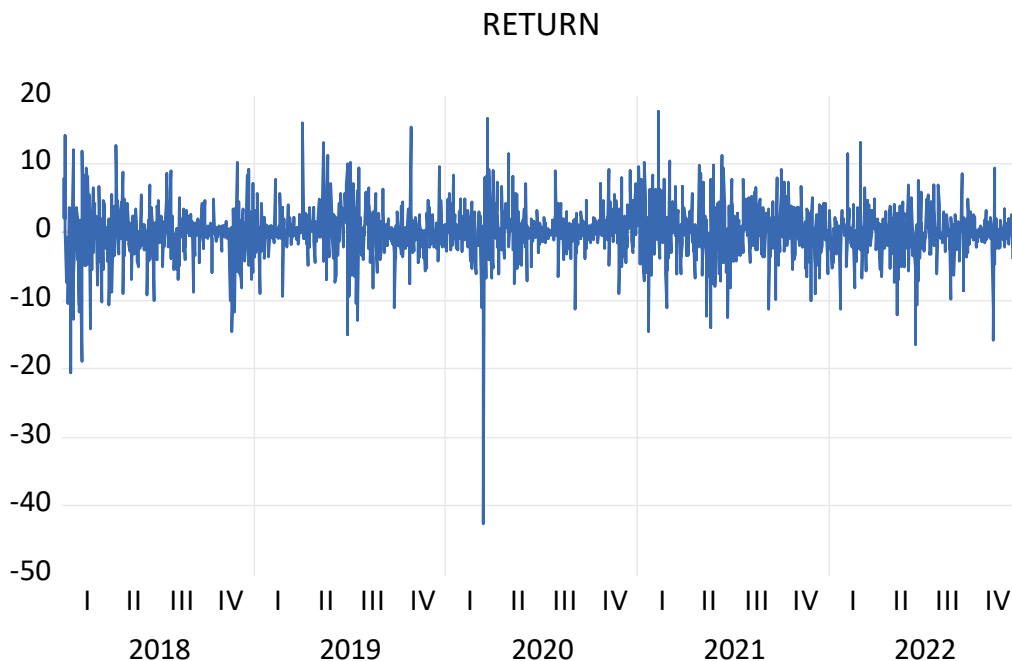
где је: \ln – природни логаритам,

C_n – цена на затварању тржишта и

C_{n-1} – цена на затварању тржишта претходног дана.

У првом кораку, анализирано је груписање волатилности временске серије логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара BTC/EUR. Графикон приказан испод (Графикон 7) јасно показује да постоји груписање волатилности стопа приноса посматраног пара BTC/EUR. Како су екстремне вредности временске серије валутног пара BTC/EUR јасно приметне, груписање волатилности временске серије логаритмованих дневних стопа приноса пара BTC/EUR показује тај случај, који је последица трајања пандемије КОВИД-19 од почетка 2020. године.

Графикон 7: Груписање волатилности за пар BTC/EUR у посматраном периоду



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Као што се и види на графикону изнад, груписање волатилности подразумева да су мале промене вредности стопа приноса дате временске серије праћене малим променама у вредности логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара BTC/EUR,

док су веће промене вредности стопа приноса дате временске серије праћене великим променама у вредности логаритмованих дневних стопа приноса валутног пара BTC/EUR. Тако се уочава екстремни ниво волатилности серије података BTC/EUR у првом кварталу 2020. године.

На основу графикана изнад (Графикон 7) такође се види да је посматрана временска серија стационарна, обзиром да је лако уочити да се ради о временској серији са стопама приноса које осцилирају око замишљене средње вредности, што је елементарни показатељ стационарности посматране временске серије података.

У следећем кораку, применом Bai-Perron процедуре за утврђивање структурних ломова у временским серијама, процењује се да ли је присутни егзогени догађај, у овом случају пандемија КОВИД-19, утицао на појаву структурног лома у посматраној временској серији података. На основу резултата спроведеног истраживања закључује се да у посматраној временској серији нема структурног лома, што потврђују и подаци који се налазе у следећој табели (Табела 2):

Табела 2: Резултат Bai-Perron процедуре – логаритмована дневна стопа приноса пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Bai-Perron test of L+1 vs. L sequentially determined breaks			
Укључено 1826 узорака			
Sequential F-statistic determineted breaks:			0
Break test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value
0 vs. 1	4.751614	4.751614	8.58
Significant at the 0,05 level.			

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Користећи ADF (енг. *Augmented Dickey-Fuller*) тест и KPSS (енг. *Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin*) тест јединичног корена (енг. *unit root test*), процењена је стационарност посматране временске серије, што је од значаја за даљи рад односно ток самог истраживања.

ADF тест полази од нулте хипотезе (H_0) да посматрана серија нема јединични корен и у том случају је стационарна. Обзиром да је у оба случаја вредност вероватноће $p < 0,05$, посматрана серија, логаритамске дневне стопе приноса валутног пара BTC/EUR, нема јединични корен (Табела 3), односно стационарна је, што се могло видети и на одговарајућем графикону (Графикон 7).

Резултати ADF теста са посматраним параметрима су приказани у табели која следи:

Табела 3: Резултат ADF теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

H₀: Стопа поврата има јединични корен		
Exogenous: Constant		
	t-statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-45.05706	0.0001
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-45.04571	0.0000

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

У циљу провере добијених резултата о стационарности логаритамске дневне стопе приноса валутног пара BTC/EUR примењен је KPSS тест заснован на нултој хипотези (H₀) да је посматрана временска серија стационарна. Резултати добијени применом KPSS теста потврдили су да је посматрана временска серија стационарна, те да је временска серија података погодна за даље истраживање, обзиром да је применом оба KPSS теста утврђено да је $p > 0,05$, што је и приказано кроз податке у табели која следи (Табела 4).

Табела 4: Резултат KPSS теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

H₀: Return is stationary	
Exogenous: Constant	
	LM-Stat.
Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin test statistic	0.207326
Exogenous: Constant, Linear Trend	
Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin test statistic	0.206354

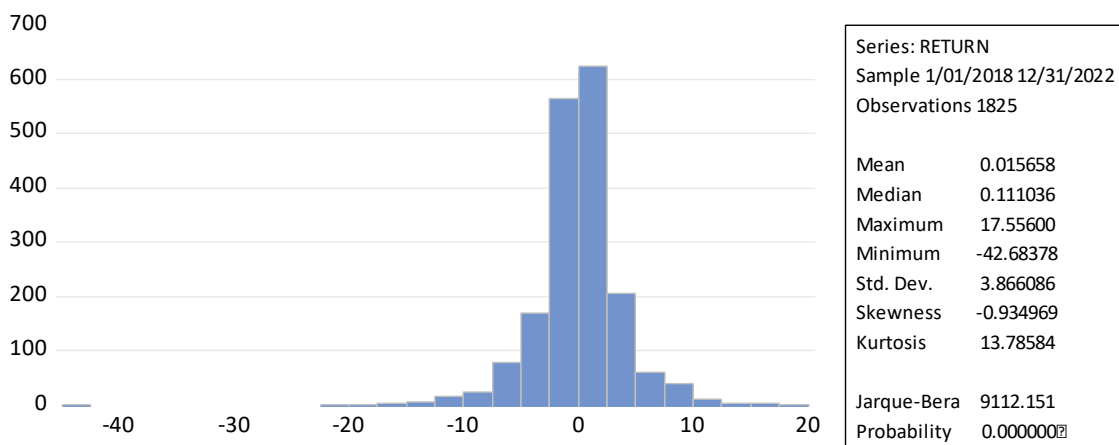
Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

За детаљнију анализу посматране временске серије коришћена је дескриптивна статистика (Графикон 8). На основу резултата Jarque-Bera теста, може се закључити да посматрана временска серија нема нормалну дистрибуцију, што је уочљиво и на Quantile-Quantile (QQ) хистограму (Графикон 9).

Коефицијент асиметрије је мањи од 0 и он има вредност: -0,934969, што показује да посматрана временска серија има негативну асиметрију односно да је асиметрична улево, док коефицијент спљоштености изнад 3 показује да је посматрани низ података издужен. Коефицијент спљоштености у износу од 13,78584 апсолутно

одговара издужености приказаној на хистограму (Графикон 8) и знатно је већи од оног који је карактеристичан за нормалну дистрибуцију.

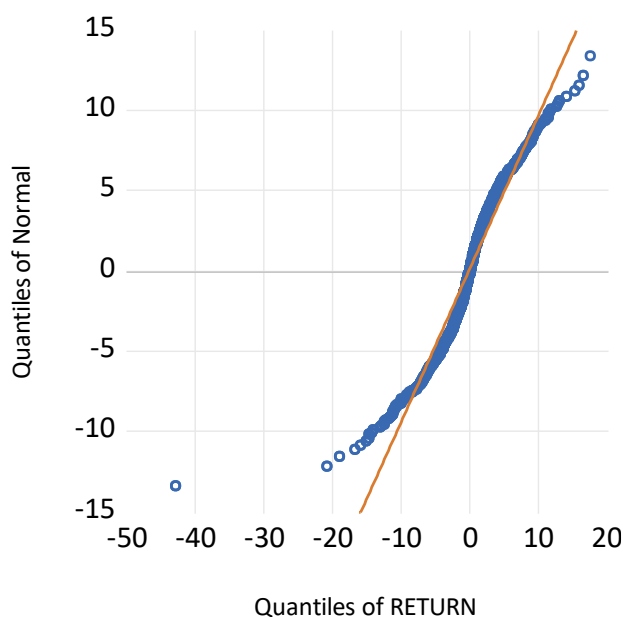
Графикон 8: Дескриптивна статистика – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Посматрана серија података нема нормалну дистрибуцију што потврђује и следећи графикон:

Графикон 9: QQ хистограм – валутни пар BTC/EUR – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018 до 31.12.2022.



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

У даљем раду истражује се аутокорељација у подацима посматраних временских серија. Када је реч о аутокорељацији у овом анализираном случају, полази се од хипотезе H_0 да у посматраној временској серији података нема аутокорељације. Парцијални аутокорељограм нам даје информацију да ли је присутно више парцијалних коефицијената аутокорељације који су са аспекта статистике значајни. Добијени резултати теста за детектовање аутокорељације приказани су у табели датог у наставку (Табела 5):

Табела 5: Резултати теста за детектовање аутокорељације – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Q	AC	PAC	Q-Stat	Prob
(1)	-0,053	-0,053	5,1123	0,024
(10)	0,028	0,028	14,626	0,146
(20)	0,014	0,011	19,432	0,494
(30)	-0,012	-0,017	23,525	0,793

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Посматрајући добијене резултате о аутокорељацији, парцијалној корелацији, Q-статистици и вероватноћи, а пратећи вероватноћу на Q (10), Q (20) и Q (30), врло једноставно се може приметити да је у свим случајевима $p > 0,05$, што значи да је почетна хипотеза потврђена и да аутокорељација у посматраној временској серији не постоји.

Хетероскедастичност показује чињеницу да је варијанса случајне грешке различита за различите вредности одређене независне променљиве, односно да не прати константну вредност. У том смислу, испитују се да ли у подацима постоји ARCH ефекат, како би се видело да ли долази до хетероскедастичности.

Табела 6: Резултати ARCH теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	3,753285	Prob. F (1,481)	0,0529
Obs*R-Squared	3,749681	Prob. Chi-Square (1)	0,0528

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Сходно чињеници да постоји ARCH ефекат на нивоу од 5% значајности, одређена је адекватна спецификација одговарајућег GARCH модела на основу најнижег Шварцовог критеријума (енг. *Schwarz information criterion* – SIC).

Коришћењем најнижег SIC-а, изабран је као одговарајући FIGARCH (1,1) (Додатак 7, Слика 29), чија је оцена приказана у табели испод (Табела 7).

Табела 7: Спецификација одабраног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Method: ML ARCH- Student's t distribution (BFGS/Marquardt steps)		
Sample (adjusted): 1/02/2018 12/31/2022		
Included observations: 1825 after adjustments		
Convergence achieved after 122 iterations		
Coefficient covariance computed using QML sandwich with observed Hessian		
Variable	Coefficient	Prob.
C	0,083003	0,1263
C (2)	0,185064	0,1308
RESID (-1) ^2	0,064171	0,3779
GARCH (-1)	0,907834	0,0000
D	0,942615	0,0000

Извор: прорачун аутора на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Како би се евентуално утврдило да ли постоји значајна аутокорељација у резидуалима, вредности Q (1), Q (10), Q (20) и Q (30) су приказане на корелограму резидуала. У случају да ове вредности у неколико случајева износе $p > 0,05$, онда бисмо могли закључити да је посматрани модел добар за посматрање, јер нема значајне аутокорељације у резидуалима.

Табела 8: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Q	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
(1)	0,002	0,002	0,0084	0,927
(10)	-0,017	-0,016	7,1104	0,715
(20)	-0,024	-0,026	10,970	0,947
(30)	-0,009	-0,011	12,468	0,998

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

На основу посматраних вредности вероватноће у узорку, може се закључити да је модел добар и да нема значајне аутокорељације у резидуалима посматране серије података (Табела 8).

На основу табеле која следи (Табела 9) може се закључити да на основу вероватноће у резидуалима посматраних временских серија података нема ARCH ефекта јер је $p > 0,05$, па се на основу добијених резултата констатује да је одговарајући модел адекватно специфициран.

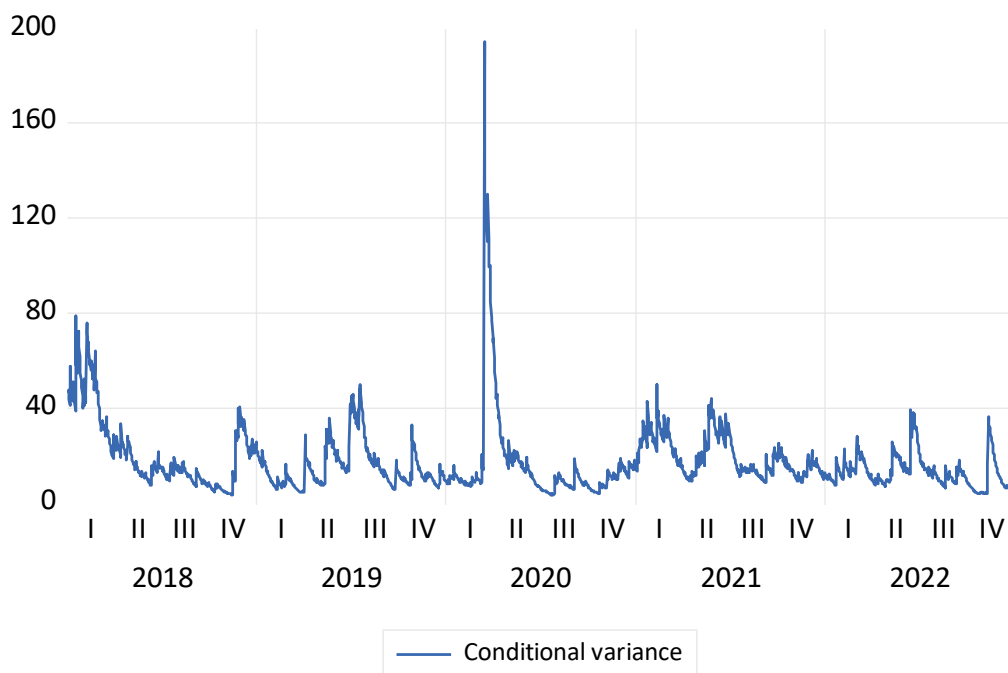
Табела 9: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0,008372	Prob. F (1,481)	0,9271
Obs*R-Squared	0,008381	Prob. Chi-Square (1)	0,9271

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Наредни графикон исказује условну варијансу која је деривирана из FIGARCH (1,1) модела (Графикон 10) и приказује волатилност временске серије логаритмованих дневних стопа приноса валутног пара BTC/EUR. Приметно је да постоји присуство нестандардизованих вредности.

Графикон 10: Условна варијанса деривирана из FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

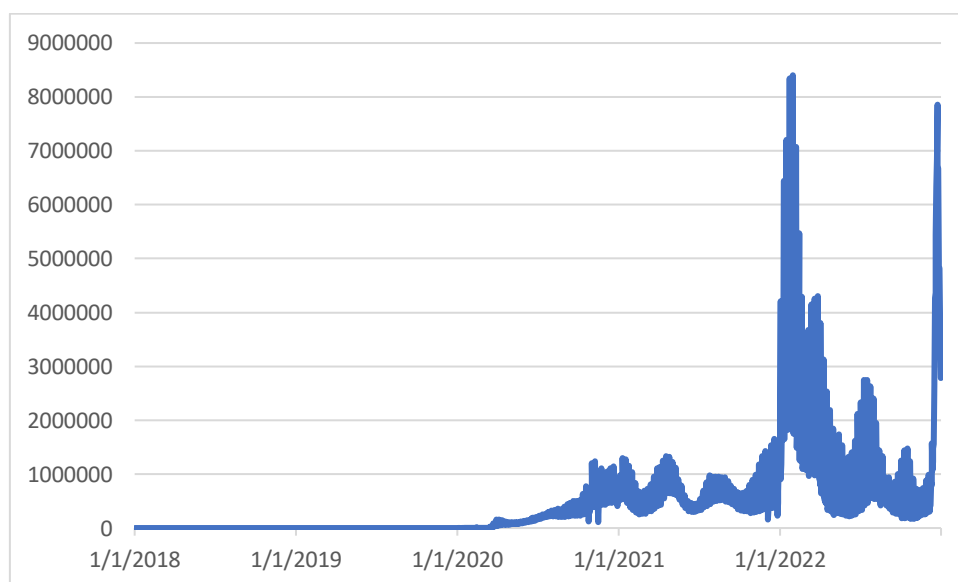


Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Израчунавање условне варијансе логаритмованих дневних стопа приноса валутног пара BTC/EUR је један од услова за израчунавање коефицијента корелације између волатилности биткоина и Z- коефицијента дневног броја новозаражених током пандемије КОВИД-19, што је предмет истраживања овог дела рада.

Када је у питању стандардизовани дневни број новозаражених током пандемије КОВИД-19 и мерење корелације ове серије података са временском серијом података везаних за условну варијансу деривирани из FIGARCH (1,1) модела за логаритмоване стопе приноса валутног пара BTC/EUR, прво ће се графички представити (Графикон 11) кретање броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 у посматраном периоду, на дневном нивоу.

Графикон 11: Кретање броја новозаражених од КОВИД-19 на дневном нивоу у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022. године



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://github.com/owid/covid-19>
data/tree/master/public/data

Иако је број новозарежених на дневном нивоу у току трајања пандемије КОВИД-19 достигао свој врхунац у првом кварталу 2022. године, што се види на основу графика, остали подаци иду у прилог чињеници да је утицај пандемије на економске параметре био најјачи на самом почетку пандемије, у првом кварталу 2020. године.

Како би се на прави начин проценио утицај пандемије КОВИД-19 односно кретања броја новозаражених на дневном нивоу током трајања пандемије на

волатилност биткоина, урађена је корелација Z коефицијената броја новозаражених на дневном нивоу од пандемије КОВИД-19 у посматраном периоду и условне варијансе серије података везаних за волатилност биткоина у истом периоду, што је приказано табеларно (Табела 10).

Када је у питању сама природа линеарних односа међу посматраним варијаблама, она се у најчешћем броју случајева испитује применом корелације или регресије појединачно или обе заједно. Корелација испитује линеарни однос на симетричан начин, односно квантитативно изражава степен повезаности две варијабле (Cohen и др., 2013; Nad и Rodgers, 2021).

Табела 10: Корелациона матрица волатилности биткоина и стандардизованог броја новозаражених од КОВИД-19 у периоду од 2018. до 2022.

	BTC/EUR	Z коефицијент Ковид-19
BTC/EUR	1,0000	-0,1196
Z коефицијент Ковид-19	-0,1196	1,0000

Извор: прорачун аутора у програму EViews

На основу корелационе матрице дате у табели изнад (Табела 10), лако је закључити да је смер везе између кретања посматраних временских серија негативан, односно да једна варијабла расте док друга пада и обратно. Исто тако уочљив је и веома слаб ниво повезаности две посматране варијабле, обзиром на вредност коефицијента корелације $r = -0,1196$ (Guilford, 1953, Evans, 1996 и Hinkle и др., 2003).

3.7.2. Анализа утицаја пандемије КОВИД-19 на волатилност америчког долара

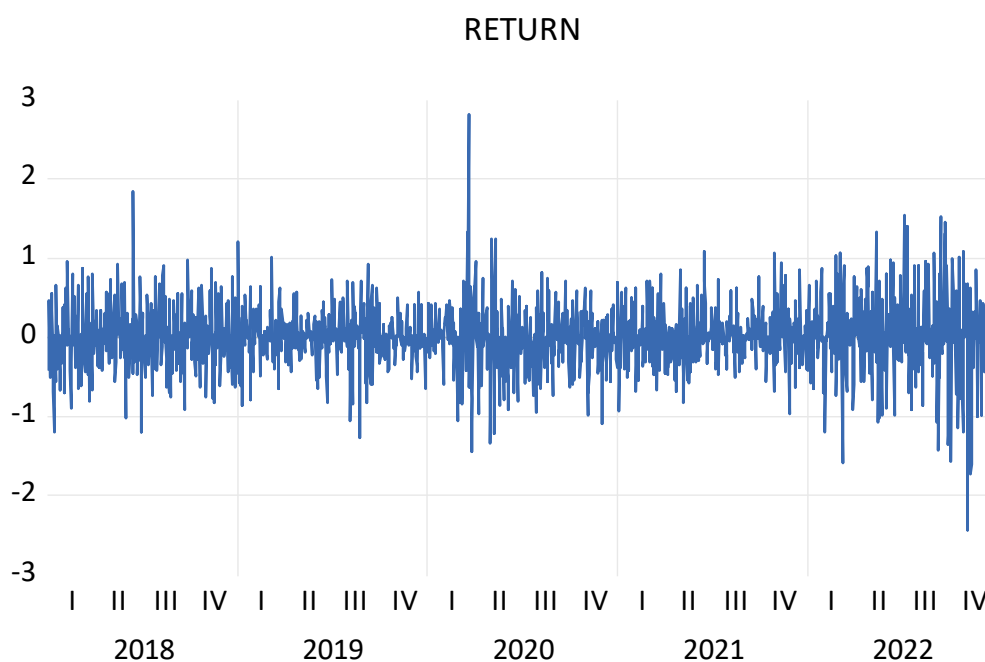
Анализа серије података валутног пара USD/EUR у петогодишњем периоду, од почетка 2018. године до краја 2022. године, у односу на посматрану временску серију података са дневним бројем новозаражених у време пандемије КОВИД-19 може, као и претходна, бити спроведена на неколико начина, коришћењем корелације и/или регресије. Међутим, како се истраживање у првом делу овог поглавља фокусирао на испитивање повезаности корелацијом, тако се и у случају долара понавља исти поступак. Као и у случају када је анализиран утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност биткоина у посматраном периоду, у првом кораку применом Z коефицијента на временске серије података о броју новозаражених на дневном нивоу, као и применом GARCH модела на серију података о кретању логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара вредности USD/EUR у посматраном периоду, добиће се Z

коэффициент и условна варијанса посматраних серија података који ће се ставити у корелацију у циљу добијања одговора о смеру и јачини везе између две варијабле.

Поменута анализа серије података са дневним бројем новозаражених у време пандемије КОВИД-19, укључује анализу 1826 података, односно израчунавање Z коефицијента преко израчунавања просека (енг. *mean*) посматране серије података и стандардне девијације за временску серију података у посматраном периоду. Подаци у посматраној серији података до почетка пандемије КОВИД-19, једнаки су 0. Мерење волатилности валутног пара USD/EUR пре и током пандемије КОВИД-19 подразумева употребу 1826 податка који се односе на логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара USD/EUR током посматраног периода од пет година.

У почетном кораку, анализирано је груписање волатилности посматране временске серије података. Графикон 12 показује да постоји груписање волатилности логаритмованих дневних стопа приноса валутног пара USD/EUR, као и присуство неколико нестандартних опсервација. Како су екстремни нивои волатилности временске серије валутног пара USD/EUR приметни у првом кварталу 2020. године и у четвртном кварталу 2022. године, груписање волатилности серије логаритмованих дневних стопа приноса валутног пара USD/EUR показује те вредности.

Графикон 12: Груписање волатилности – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Даљим посматрањем графикана такође се може уочити да је посматрана временска серија података стационарна, обзиром да је евидентно да одговарајуће стопе приноса осцилирају око замишљене средње вредности, што је изразита особина стационарности.

У следећем кораку, коришћењем Bai-Perron процедуре, оцењује се да ли је неки екстерни догађај утицао на појаву структурног лома у посматраној временској серији података логаритмоване дневне стопе приносе валутног пара USD/EUR. На основу резултата испитивања закључује се да у посматраној временској серији нема структурног лома (Табела 11).

Табела 11: Резултат Bai-Perron процедуре – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Bai-Perron test of L+1 vs. L sequentially determined breaks			
Укључено 1826 узорака			
Sequential F-statistic determined breaks:			0
Break test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value
0 vs. 1	1.251305	1.251305	8.58
Significant at the 0,05 level.			

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Применом ADF и KPSS теста јединичног корена, оцењена је стационарност посматране временске серије. ADF тест полази од хипотезе H_0 , која каже да посматрана серија има један јединични корен и да у том случају није стационарна. Обзиром да је у оба случаја вероватноћа $p < 0,05$, посматрана серија нема јединични корен (Табела 12), односно стационарна је, што је од елементарног значаја за даљи наставак истраживања.

Табела 12: Резултат ADF теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

X0: Стопа поврата има јединични корен		
Exogenous: Constant		
	t-statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-41.74517	0.0000
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-41.73377	0.0000

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

У циљу провере резултата добијених применом ADF теста на одговарајућу временску серију података, примењен је затим и KPSS тест базиран на хипотези H_0 да

је посматрана временска серија података стационарна, наравно уколико је испуњен услов да је $p > 0,05$. Након примене и овог теста потврђен је закључак претходно обављеног теста стационарности.

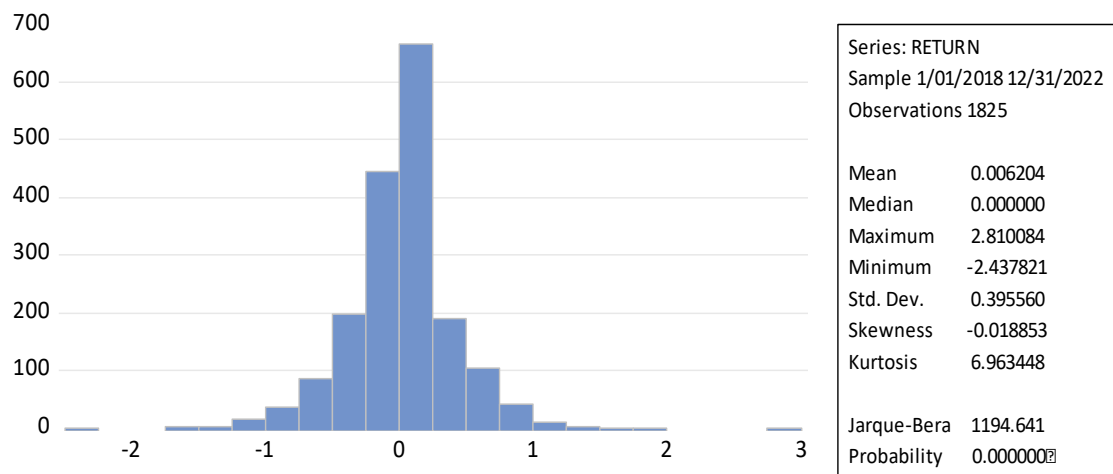
Табела 13: Резултат KPSS теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

H0: Return is stationary	
Exogenous: Constant	
	LM-Stat.
Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin test statistic	0.082077
Exogenous: Constant, Linear Trend	
Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin test statistic	0.082360

Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Стационарност анализирани временске серије података потврђује и резултат KPSS теста, имајући у виду чињеницу да је вероватноћа $p > 0,05$ у оба случаја (Табела 13). Како би се извршила детаљнија анализа посматране серије података коришћена је дескриптивна статистика (Графикон 13).

Графикон 13: Дескриптивна статистика – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

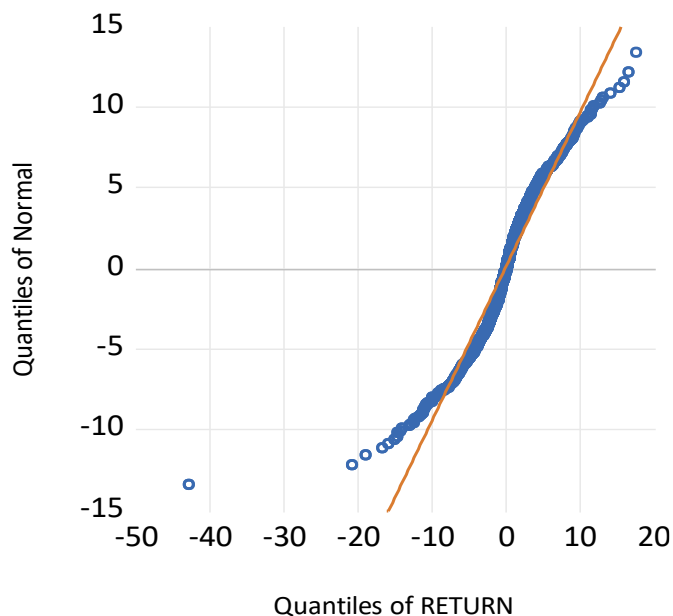


Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Из резултата Jarque-Bera теста, може се уочити да серија нема нормалну дистрибуцију, што је јасно уочљиво и на хистограму Quantile-Quantile (QQ) (Графикон 14). Коefицијент асиметрије има вредност: -0,018853, што говори да серија података има негативну асиметрију, односно асиметрична је улево. Коefицијент спљоштености који износи 6,963448, одговара издужености на хистограму (Графикон 13).

Дакле, посматрана временска серија података нема нормалну дистрибуцију, што показује и QQ хистограм.

Графикон 14: QQ хистограм – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун аутора на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

У следећем кораку испитује се аутокорелација у подацима логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара USD/EUR. Када је реч о аутокорелацији у овом случају, полази се од хипотезе H_0 да у посматраној серији података нема аутокорелације, па се очекује да је вероватноћа на посматраним узорцима $p > 0,05$. Зависно од добијених вредности вероватноће, хипотеза се може потврдити, или, у супротном, одбацити. Анализом резултата о аутокорелацији, парцијалној корелацији, Q -статистици и вероватноћи, а затим пратећи вероватноћу на $Q(10)$, $Q(20)$ и $Q(30)$, може се приметити да је у свим случајевима $p < 0,05$, што значи да постоји аутокорелација у подацима (Табела 14).

Табела 14: Резултати теста за детектовање аутокорелације – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Q	AC	PAC	Q-Stat	Prob
(1)	0,023	0,023	0,9334	0,334
(10)	-0,017	-0,026	23,910	0,008
(20)	0,064	0,064	43,808	0,002
(30)	-0,005	0,006	54,732	0,004

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Обзиром да је $p < 0,05$, односно да постоји аутокорелација у посматраној временској серији, одређена је ARMA спецификација – AR (2) која је додата у спецификацију GARCH модела, како би се елиминисала аутокорелација и извршио тест хетероскедастичности. Хетероскедастичност, приказује чињеницу да је варијанса случајне грешке различита за различите вредности одређене независне променљиве. У складу са тим, испитује се да ли постоји ARCH ефекат у посматраној серији података. Резултати спроведеног теста (Табела 15) указују да у посматраној серији постоји ARCH ефекат, односно да се на њу може применити одговарајући GARCH модел.

Табела 15: Резултати ARCH теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	11,27520	Prob. F (1,481)	0,0008
Obs*R-Squared	11,21816	Prob. Chi-Square (1)	0,0008

Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Одабиром најнижег SIC критеријума, уз услов стабилности $\alpha + \beta < 1$, изабран је адекватни GARCH модел - FIEGARCH (1,1), (Додатак 7, Слика 30), (Табела 16).

Табела 16: Спецификација одабраног FIEGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Method: ML ARCH- Student's t distribution (OPG - BHHH/Marquardt steps)		
Sample (adjusted): 1/04/2018 12/31/2022		
Included observations: 1823 after adjustments		
Convergence achieved after 72 iterations		
Coefficient covariance computed using QML sandwich with observed Hessian		
Variable	Coefficient	Prob.
AR (2)	-0,018408	0,2324
OMEGA	-0,696255	0,9793
ALPHA	0,060914	0,0000
BETA	0,781828	0,6406
THETA 1	0,034119	0,6404
THETA 2	0,004011	0,1031
D	1,642903	0,0000

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Како би се утврдило да ли постоји статистички значајна аутокорељација у резидуалима, вредности $Q(1)$, $Q(10)$, $Q(20)$ и $Q(30)$ су приказане на корелограму резидуала. У случају да те вредности у неколико случајева износе $p > 0,05$, онда би се могло закључити да је посматрани модел добар и да нема статистички значајне аутокорељације у резидуалима.

Табела 17: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Q	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
(1)	0,014	0,014	0,3533	0,552
(10)	-0,035	-0,028	45,566	0,000
(20)	0,008	-0,010	74,847	0,000
(30)	-0,003	0,009	142,22	0,000

Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

На основу посматраних вредности вероватноће, можемо закључити да у оцењеном моделу постоји аутокорељација у резидуалима посматране временске серије (Табела 17). Међутим, обзиром да се испитује историјска волатилност, а не предвиђачка моћ оцењеног модела, овакав резултат није од значаја за даљи ток истраживања.

Након што је утврђено да постоји аутокорељација у резидуалима оцењеног модела, испитује се да ли је ARCH ефекат присутан у резидуалима оцењеног модела посматране временске серије података у циљу доношења закључка о адекватности примењеног модела (Табела 18).

Табела 18: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0,352238	Prob. F (1,481)	0,5527
Obs*R-Squared	0,352557	Prob. Chi-Square (1)	0,5529

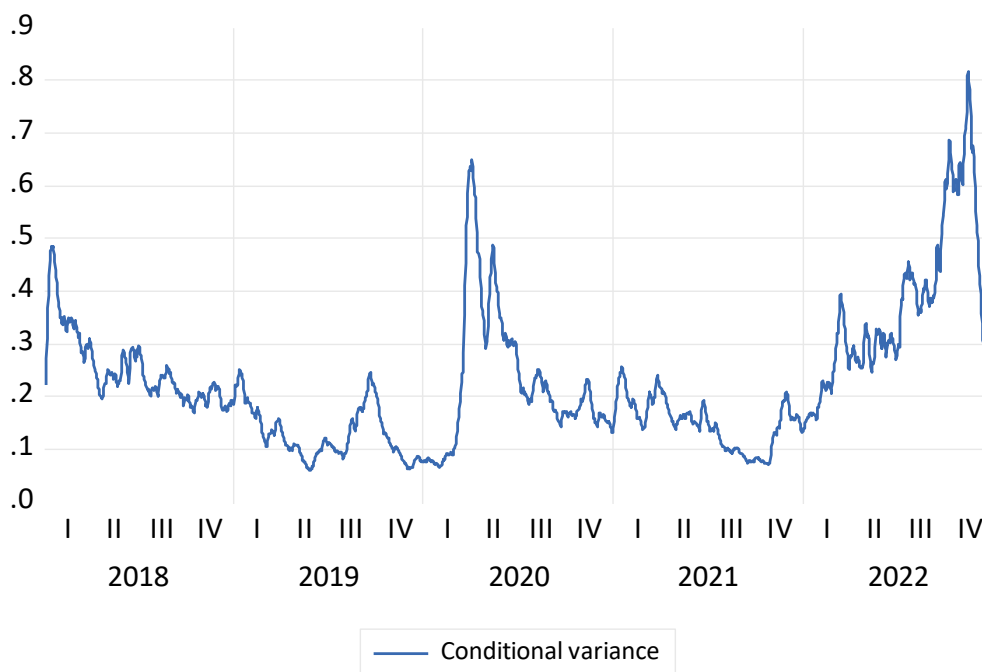
Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Према добијеним резултатима (Табела 18) може се закључити да у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела података нема ARCH ефекта, односно да је применом адекватног GARCH модел уклоњен ARCH ефекат.

Наредни графикон (Графикон 15) приказује условну варијансу деривирану из FIEGARCH (1,1) модела и служи као апроксимација волатилности временске серије логаритмованих дневних стопа приноса валутног пара USD/EUR, што је један од услова за израчунавање корелације између волатилности америчког долара и дневног броја новозаражених током пандемије КОВИД-19.

Као што видимо на графикону испод (Графикон 15), волатилност условних варијанси такође показује изражене вредности током два периода деловања посматраних екстерних шокова везаних за почетак пандемије КОВИД-19 и почетак ратне кризе у Украјини.

Графикон 15: Условна варијанса деривирана из FIEGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара USD/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Када је у питању број новозаражених током пандемије КОВИД-19 и мерење корелације ове временске серије података са условном варијансом временске серије логаритмованих дневних стопа приноса валутног пара USD/EUR, анализа полази од почетка 2018. године до краја 2022. године, и подаци се посматрају на дневном нивоу.

Како би се на прави начин проценио утицај пандемије КОВИД-19 односно кретања броја новозаражених на дневном нивоу током трајања пандемије на

волатилност америчког долара, и у овом случају је извршена корелација Z коефицијената броја новозаражених на дневном нивоу од пандемије КОВИД-19 у посматраном петогодишњем периоду и условне варијансе серије података логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара USD/EUR у посматраном петогодишњем периоду, што је приказано табеларно (Табела 19).

Табела 19: Корелациона матрица волатилности валутног пара USD/EUR и стандардизованог броја новозаражених од КОВИД-19 у периоду од 2018. до 2022.

	USD /EUR	Z коефицијент Ковид-19
USD /EUR	1	0,0424
Z коефицијент Ковид-19	0,0424	1

Извор: прорачун аутора у програму EViews

На основу корелационе матрице дате у табели изнад (Табела 19) лако је закључити да је смер везе између кретања посматраних временских серија позитиван, односно да се обе варијабле крећу у истом смеру. Исто тако уочљив је и веома слаб ниво повезаности ове две варијабле, обзиром на вредност коефицијента корелације која износи $r = 0,0424$ (Guilford, 1953, Evans, 1996 и Hinkle и др., 2003).

3.7.3. Анализа утицаја пандемије КОВИД-19 на волатилност кинеског јуана

У овом делу рада анализира се временска серија података логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара валутног пара CNY/EUR у петогодишњем периоду, од почетка 2018. до краја 2022. године, у односу на серију података о броју новозаражених у време пандемије КОВИД-19.

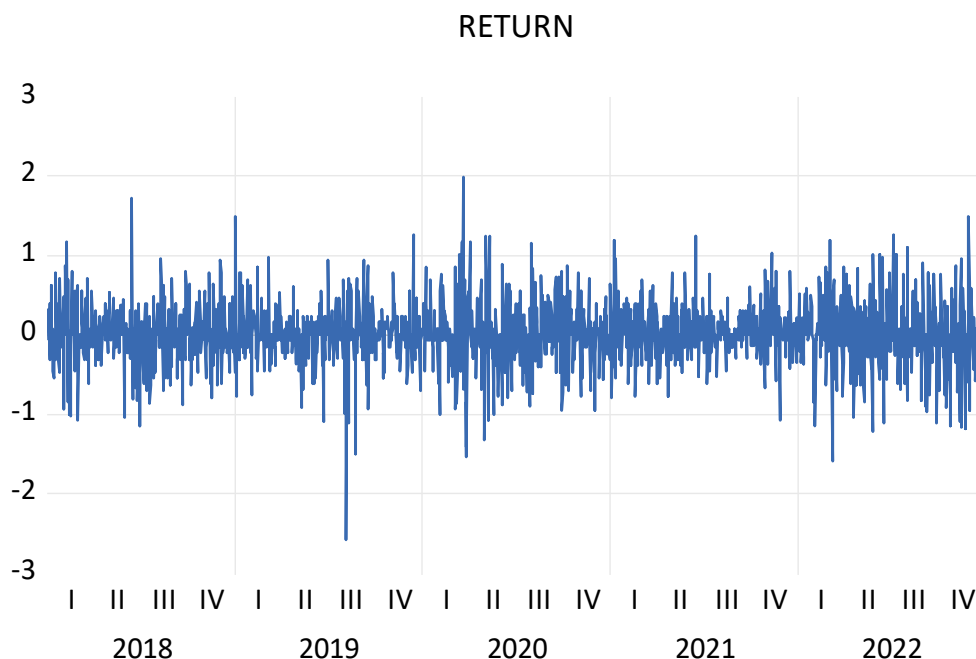
Као и у претходним случајевима, када је анализиран утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност биткоина и америчког долара у посматраном петогодишњем периоду, прво је применом Z коефицијента на временске серије података са бројем новозаражених на дневном нивоу и применом одговарајућег GARCH модела на временску серију података логаритмованих дневних стопа приноса валутног пара CNY/EUR у посматраном периоду, добијена временска серија са Z коефицијентима и серија са условним варијансама логаритмоване стопе приноса кинеског јуана. Након тога се корелацијом добијених података, дошло до смера и јачине везе између две посматране временске серије.

Анализа посматране серије података о броју новозаражених у току пандемије КОВИД-19 и у овом случају укључује 1826 података на дневном нивоу, односно

израчунавање Z коефицијента путем израчунавања просека (енг. *mean*) временске серије података и стандардне девијације временске серије података у посматраном петогодишњем периоду. Као и у претходним случајевима, и овде су подаци у временској серији података до почетка пандемије КОВИД-19, једнаки 0. Процена волатилности валутног пара CNY/EUR, пре и током пандемије КОВИД-19, укључује анализу 1826 података, односно логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара CNY/EUR током посматраног периода, од почетка 2018. године до краја 2022. године.

Потом је анализирано груписање волатилности логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара CNY/EUR током периода од пет година. На графикону испод (Графикон 16) очигледно је да постоји груписање волатилности стопа приноса валутног пара CNY/EUR. Како су екстремни нивои волатилности временске серије валутног пара CNY/EUR приметни у трећем кварталу 2019. године, првом кварталу 2020. године и првом и четвртном кварталу 2022. године, графикон груписања волатилности временске серије логаритамских дневних стопа приноса пара CNY/EUR показује те вредности (Графикон 16).

Графикон 16: Груписање волатилности – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Даљим посматрањем графика такође се види да је посматрана временска серија података стационарна, обзиром да је евидентно да одговарајуће стопе приноса

осцилирају око замишљене средње вредности, што је једна од елементарних особина стационарности.

Након анализе посматраног графикана, поновном применом Bai-Perron процедуре, процењује се да ли је екстерни догађај, пандемија КОВИД-19, утицао на појаву структурног лома у посматраној временској серији података. На основу резултата истраживања закључује се да у посматраној временској серији података не постоји структурни лом (Табела 20).

Табела 20: Резултат Bai-Perron процедура – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Bai-Perron test of L+1 vs. L sequentially determined breaks			
Укључено 1826 узорака			
Sequential F-statistic determined breaks:			0
Break test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value
0 vs. 1	1.273722	1.273722	8.58
Significant at the 0,05 level.			

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Након примењене Bai-Perron процедуре, коришћењем ADF и KPSS теста јединичног корена, оцењује се стационарност посматране временске серије података. Као што је већ поменуто, ADF тест полази од хипотезе H_0 да посматрана серија података има један јединични корен и да у том случају серија није стационарна. Обзиром да је у оба случаја вредност вероватноће $p < 0,05$, посматрана серија нема јединични корен (Табела 21), односно она је стационарна, што јесте од фундаменталне важности за наставак истраживања.

Табела 21: Резултат ADF теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

X0: Стопа поврата има јединични корен		
Exogenous: Constant		
	t-statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-44.19984	0.0001
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-44.1872	0.0000

Извор: прорачун аутора на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

У циљу провере резултата добијених применом ADF теста, примењен је и KPSS тест заснован на хипотези H_0 да је посматрана временска серија података стационарна за $p > 0,05$, што се и проверава применом овог теста.

Табела 22: Резултат KPSS теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

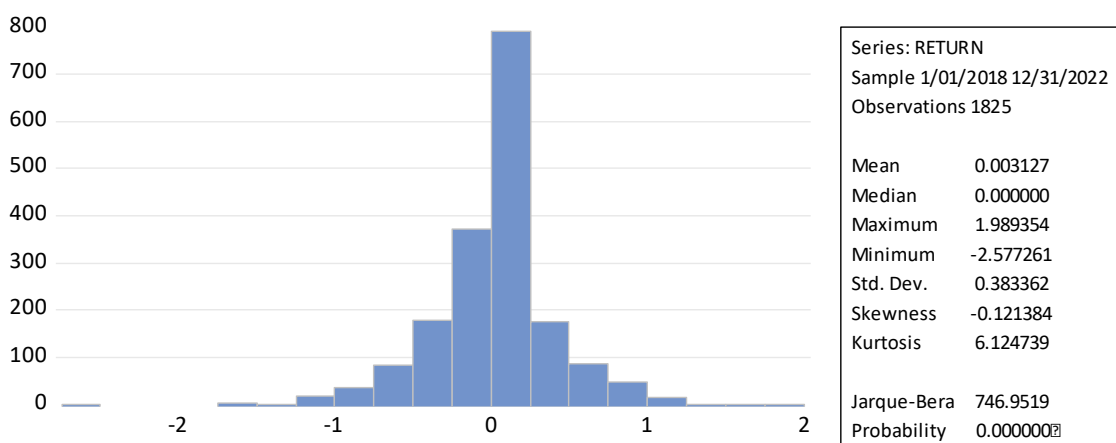
H0: Return is stationary	
Exogenous: Constant	
	LM-Stat.
Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin test statistic	0.054611
Exogenous: Constant, Linear Trend	
Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin test statistic	0.053457

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Стационарност посматране временске серије потврђује резултат KPSS теста имајући у виду да је $p > 0,05$ у оба случаја (Табела 22).

Како би се извршила детаљнија анализа посматране временске серије података коришћена је дескриптивна статистика (Графикон 17). На основу резултата Jarque-Bera теста, може се уочити да посматрана временска серија података не поседује нормалну дистрибуцију, што се потврђује и на приказаном хистограму Quantile-Quantile (QQ) (Графикон 18). Добијени коефицијент асиметрије је мањи од 0 и има негативну вредност: -0,121384, што показује да посматрана временска серија података има негативну асиметрију, односно да је асиметрична улево. Вредност коефицијента спљоштености у износу од 6,124739 одговара издужености приказаној на хистограму (Графикон 17), што значи да серија нема нормалну расподелу.

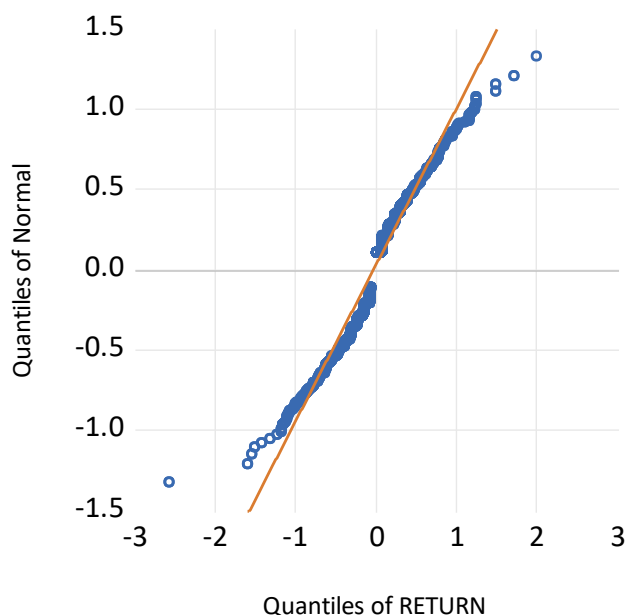
Графикон 17: Дескриптивна статистика – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Као што је већ претходно закључено, посматрана серија података нема нормалну дистрибуцију што се потврђује и на основу графикана испод (Графикон 18):

Графикон 18: QQ хистограм – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Након што је испитана дистрибуција података посматране временске серије, испитује се аутокорељација у подацима посматране временске серије. Када је реч о аутокорељацији, у овом анализираном случају, полази се од хипотезе H_0 да у посматраној временској серији података нема аутокорељације.

Анализом добијених резултата о аутокорељацији, парцијалној корелацiji, Q-статистици и вероватноћи, а затим пратећи вероватноћу на Q (10), Q (20) и Q (30), лако се може уочити да је у скоро свим случајевима $p > 0,05$, што значи да се почетна хипотеза не може одбацити и да аутокорељација не постоји (Табела 23).

Табела 23: Резултати теста за детектовање аутокорељације – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Q	AC	PAC	Q-Stat	Prob
(1)	-0,035	-0,035	2,2212	0,136
(10)	-0,022	-0,031	18,525	0,047
(20)	0,027	0,028	24,338	0,228
(30)	-0,012	-0,002	38,829	0,130

Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

У наставку се испитује хетероскедастичност која треба да прикаже чињеницу да је варијанса случајне грешке различита за различите вредности одређене независне

променљиве, односно да не прати константну вредност. Сходно томе, испитује се да ли постоји ARCH ефекат у подацима посматране временске серије.

Табела 24: Резултати ARCH теста – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY /EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	5,603204	Prob. F (1,481)	0,0180
Obs*R-Squared	5,592157	Prob. Chi-Square (1)	0,0180

Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Имајући у виду да је $p < 0,05$, може се закључити да постоји ARCH ефекат, односно да се на посматрану временску серију логаритмоване стопе приноса може применити одговарајући GARCH модел. Коришћењем најнижег SIC критеријума, уз услов стабилности $\alpha + \beta < 1$, изабран је адекватан GARCH модел, у овом случају TARЧН (1,1) (Додатак 7, Слика 31), чија је оцена представљена у табели (Табела 25).

Табела 25: Спецификација одабраног TARЧН (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Method: ML ARCH- Student's t distribution (BFGS/Marquardt steps)		
Sample (adjusted): 1/02/2018 12/31/2022		
Included observations: 1825 after adjustments		
Convergence achieved after 106 iterations		
Coefficient covariance computed using QML sandwich with observed Hessian		
Variable	Coefficient	Prob.
C	0,004727	0,4359
C	0,003689	0,2394
RESID (-1) ^2	0,054132	0,0455
RESID (-1) ^2*(RESID (-1) <0)	0,024230	0,4469
GARCH (-1)	0,941008	0,0000

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Како би се утврдило да ли постоји статистички значајна аутокорелација у резидуалима оцењеног модела, вредности Q (1), Q (10), Q (20) и Q (30) су приказане на корелограму резидуала. У случају да вредности у неколико посматраних узорак износе $p > 0,05$, онда би се могло закључити да је посматрани модел добар и да нема статистички значајне аутокорелације у резидуалима. И у овом случају је анализирано

да ли постоји аутокорелација у резидуалима и испитано да ли је ARCH ефекат присутан у резидуалима оцењеног модела.

Табела 26: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног TARЧH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Q	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
(1)	0,010	0,010	0,1928	0,661
(10)	-0,041	-0,042	16,153	0,095
(20)	0,015	0,013	35,464	0,018
(30)	-0,016	-0,008	57,448	0,002

Извор: прорачун аутора на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

На основу посматраних вредности вероватноће у узорку Q (10), можемо закључити да модел нема значајне аутокорелације у резидуалима оцењеног TARЧH (1,1) модела (Табела 26). На основу следеће табеле (Табела 27) може се лако закључити да, на бази вероватноће чија је вредност $p > 0,05$, у резидуалима оцењеног TARЧH (1,1) модела нема ARCH ефекта, односно да је одговарајући модел адекватно спецификован.

Табела 27: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног TARЧH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0,192180	Prob. F (1,481)	0,6612
Obs*R-Squared	0,192371	Prob. Chi-Square (1)	0,6610

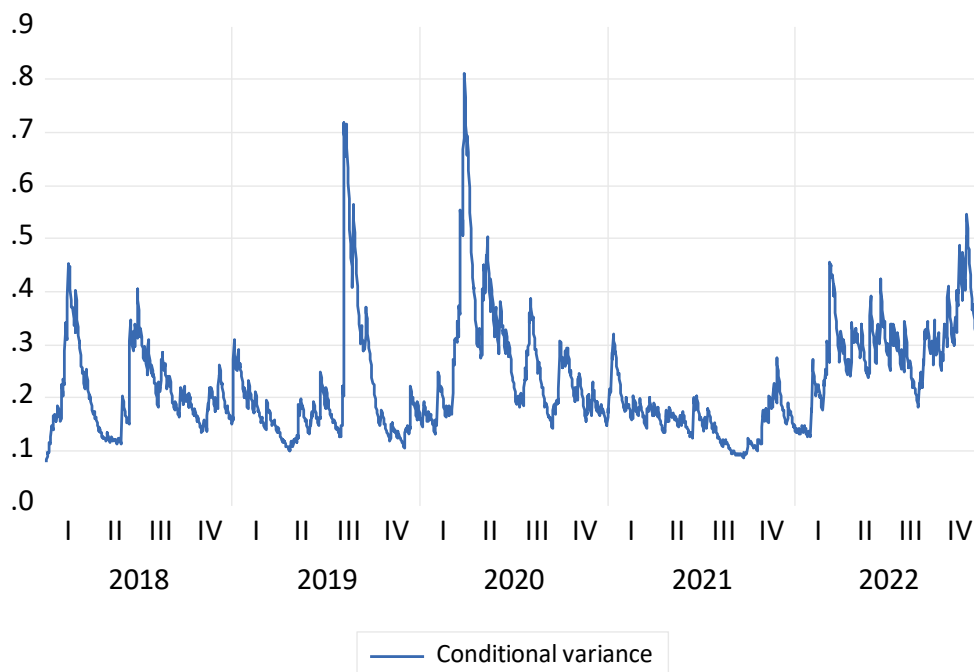
Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Наредни графикон (Графикон 19) приказује условну варијансу која је деривирана из TARЧH (1,1) модела и он приказује волатилност временске серије логаритмованих дневних стопа приноса пара CNY/EUR, а то је један од услова за израчунавање корелације између волатилности јуана и броја новозаражених током пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу, што је предмет истраживања овог дела рада.

Када је у питању број новозаражених током пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу и мерење корелације ове временске серије података у односу на временску серију података који се односе на логаритмовану дневну стопа приноса кинеског јуана, као што се може видети на основу графикона (Графикон 19), волатилност је изражена у трећем кварталу 2019. године, па првом кварталу 2020. године, када је отпочела и

пандемија КОВИД-19 и нешто мање током 2022. године, са почетком актуелне ратне кризе у Украјини.

Графикон 19: Условна варијанса деривирана из TARЧН (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса валутног пара CNY/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Како би се на прави начин проценио утицај пандемије КОВИД-19 односно кретања броја новозаражених на дневном нивоу током трајања пандемије на волатилност кинеског јуана, и у овом случају је урађена корелација Z коефицијената броја новозаражених на дневном нивоу од пандемије КОВИД-19 и условне варијансе временске серије логаритмованих дневних стопа приноса кинеског јуана у посматраном петогодишњем периоду, што је приказано табеларно (Табела 28).

Табела 28: Корелациона матрица волатилности валутног пара CNY/EUR и стандардизованог броја новозаражених од КОВИД-19 у периоду од 2018. до 2022.

	CNY/EUR	Z коефицијент Ковид-19
CNY/EUR	1,0000	0,0069
Z коефицијент Ковид-19	0,0069	1,0000

Извор: прорачун аутора у програму EViews

На основу корелационе матрице дате у табели изнад (Табела 28) лако је закључити да је смер везе између кретања посматраних временских серија позитиван, односно да се посматране варијабле крећу у истом смеру, али су веома слабо

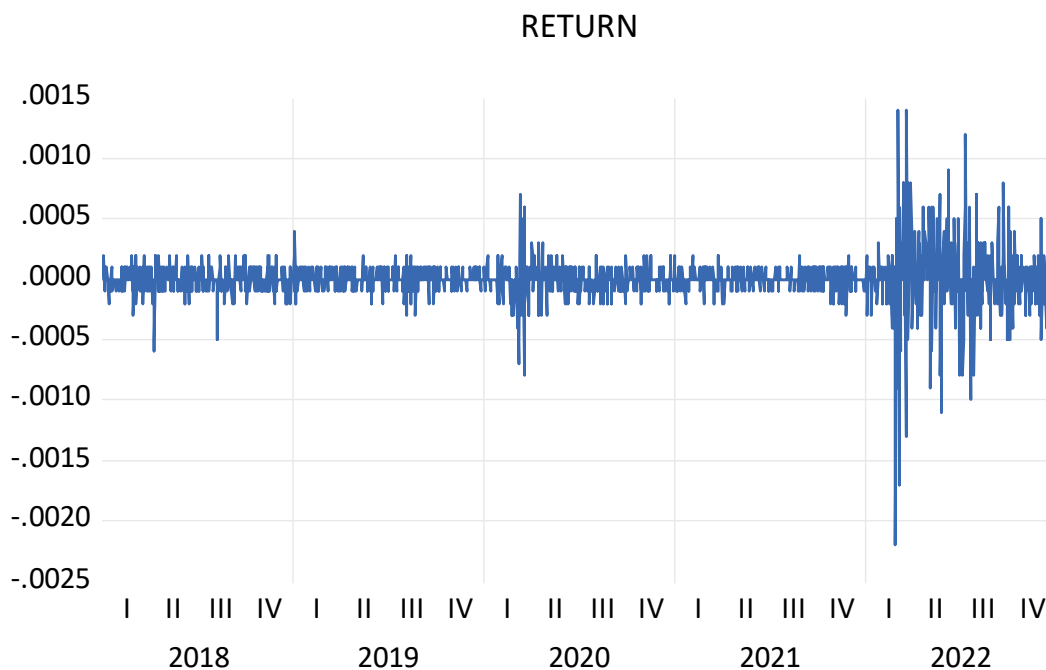
корелисане, обзиром на вредност коефицијента корелације $r = 0,0069$ (Guilford, 1953, Evans, 1996 и Hinkle и др., 2003).

3.7.4. Анализа утицаја пандемије КОВИД-19 на волатилност рубље

Коначно, анализирана је и временска серија података валутног пара RUB/EUR у петогодишњем периоду у односу на серију података о броју новозаражених у време пандемије КОВИД-19. Као и када је анализиран утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност осталих валута, прво је примењен Z коефицијент на серију података која се односи на број новозаражених. Испитивањем могућности добијања условне варијансе из логаритмованих дневних стопа приноса рубље, уочена је изражена волатилност рубље чинећи да модел није стационаран, што је решено увођењем прве диференце у модел. Након што се дошло до серије података условне варијансе увођењем прве диференце, корелацијом добијених података, дошло се до смера и јачине везе између две варијабле. Анализа временске серије података који се односе на број новозаражених у току пандемије КОВИД-19, укључила је такође 1826 података.

На графику приказаном испод (Графикон 20) јасно се приказује да постоји груписање података који се односе на логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR, а запажа се и појава нестандартних опсервација.

Графикон 20: Груписање волатилности – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

И на основу самог посматрања графикана изнад (Графикон 20) уочљиво је да постоје значајна одступања вредности од замишљене средње вредности у првом кварталу 2020. године када је отпочела пандемија КОВИД-19 и готово током целе 2022. године, у исто време када је и отпочела и интензивирана ратна криза у Украјини.

Након анализе посматраног графикана, коришћењем Bai-Perron процедуре, процењује се да ли је егзогени догађај, пандемија КОВИД-19, утицала на појаву структурног лома у датој временској серији података.

На основу добијених резултата истраживања закључује се да у посматраној временској серији података нема структурног лома (Табела 29).

Табела 29: Резултат Bai-Perron процедуре – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Bai-Perron test of L+1 vs. L sequentially determined breaks			
Укључено 1826 узорака			
Sequential F-statistic determined breaks:			0
Break test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value
0 vs. 1	1.764385	1.764385	8.58
Significant at the 0,05 level.			

Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Након примењене Bai-Perron процедуре, коришћењем ADF и KPSS теста јединичног корена, оцењује се стационарност посматране временске серије података. ADF тест полази од хипотезе H_0 да посматрана серија података има један јединични корен и да у том случају није стационарна. Обзиром да је у оба случаја вредност вероватноће $p < 0,05$, посматрана серија нема јединични корен (Табела 30), односно стационарна је, што је један од предуслова за наставак истраживања односно примену одговарајућег GARCH модела.

Табела 30: Резултат ADF теста – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

X0: Стопа поврата има јединични корен		
Exogenous: Constant		
	t-statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-46.11051	0.0001
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-46.09900	0.0000

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

У циљу провере резултата добијених применом ADF теста, примењен је и KPSS тест заснован на хипотези H_0 да је посматрана временска серија података стационарна. Стационарност посматране временске серије података потврђује резултат KPSS теста имајући у виду да је $p > 0,05$ у првом случају и да је вредност у другом случају гранична (Табела 31).

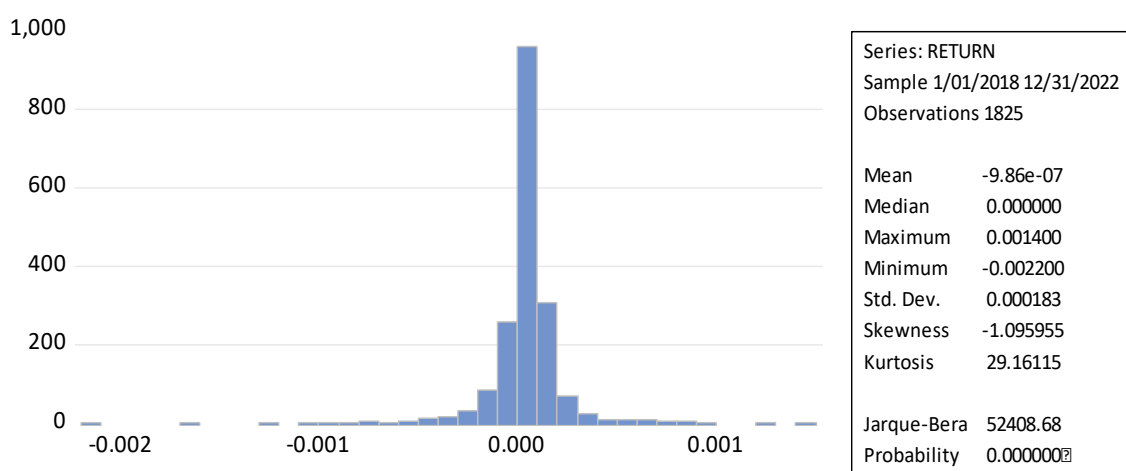
Табела 31: Резултат KPSS теста – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

H0: Return is stationary	
Exogenous: Constant	
	LM-Stat.
Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin test statistic	0.058687
Exogenous: Constant, Linear Trend	
Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin test statistic	0.049356

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Како би се извршила детаљнија анализа посматране серије података коришћена је и дескриптивна статистика. На основу резултата Jarque-Bera теста, може се уочити да посматрана временска серија података нема нормалну дистрибуцију, што се види и на хистограму Quantile-Quantile (QQ) (Графикон 22). Коефицијент асиметрије је мањи од 0 и има вредност: -1,095955, значи да серија има негативну асиметрију и да је асиметрична улево, док коефицијент спљоштености у износу од 29,16115 одговара издужености на хистограму (Графикон 21) и значајно је већи у односу на хистограм са нормалном дистрибуцијом, па се закључује да нема нормалне дистрибуције података.

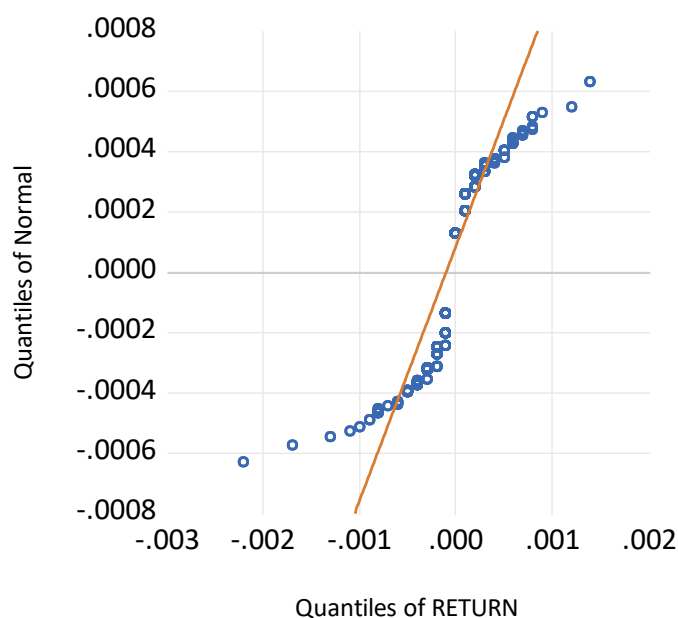
Графикон 21: Дескриптивна статистика – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Као што је већ закључено, посматрана серија нема нормалну дистрибуцију што потврђује и следећи графикон (Графикон 22), којим се проверава резултат добијен дескриптивном статистиком:

Графикон 22: QQ хистограм – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Након што је потврђено да нема нормалне дистрибуције посматране временске серије података испитана је аутокорелација у подацима који се односе на логаритмовану дневну стопу приноса валутног пара RUB/EUR.

Када је реч о аутокорелацији, полази се од хипотезе H_0 да у посматраној временској серији података не постоји аутокорелација. Анализом добијених резултата за аутокорелацију, парцијалну корелацију, Q-статистику и вероватноћу, а након тога и пратећи вероватноћу на Q (10), Q (20) и Q (30), једноставно се може приметити да је у свим посматраним случајевима $p < 0,05$, што резултира тиме да почетна хипотеза H_0 није прихваћена и да постоји аутокорелација у посматраној временској серији података, односно у модел је инкорпорирана адекватна ARMA спецификација, а у посматраном случају то је AR (2), како би се елиминисала аутокорелација и извршио тест хетероскедастичности.

У следећој табели (Табела 32) су приказани резултати теста детектовања аутокорелације:

Табела 32: Резултати теста детектовања аутокорељације – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Q	AC	PAC	Q-Stat	Prob
(1)	-0,077	-0,077	10,850	0,001
(10)	-0,048	-0,061	61,278	0,000
(20)	0,035	0,018	103,20	0,000
(30)	-0,016	-0,018	119,83	0,000

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Хетероскедастичност, како је већ раније наведено, представља чињеницу да је варијанса случајне грешке различита за различите вредности независне променљиве, односно да не прати одређену константну вредност.

Сходно томе, испитује се да ли и у овом случају постоји ARCH ефекат, да се види да ли долази до хетероскедастичности, што је од фундаменталне важности за наставак спровођења истраживања. Испитивање се и овога пута врши као и у претходним случајевима, применом ARCH теста, чији резултати се приказују табеларно (Табела 32).

Имајући у виду да је вероватноћа $p < 0,05$ (Табела 33) може се закључити да постоји ARCH ефекат и да је на посматрану серију података могуће применити одговарајући GARCH модел који се бира на основу најнижег SIC критеријума, при чему је потребно да важи општи услов стабилности.

Табела 33: Резултати ARCH теста – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	80,10516	Prob. F (1,481)	0,0000
Obs*R-Squared	76,81585	Prob. Chi-Square (1)	0,0000

Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Како је претходно већ наведено, коришћењем најнижег SIC критеријума, уз проверу општег услова стабилности $\alpha + \beta < 1$, изабран је одговарајући GARCH модел, који је у овом случају GARCH (1,1).

Следећа табела (Табела 34), приказује спецификацију одабраног GARCH (1,1), модела (Додатак 7, Слика 32) у посматраном периоду. Даљом применом овог модела касније се деривацијом долази до серије података условне варијансе.

Табела 34: Спецификација одабраног GARCH (1,1) – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Method: ML ARCH- Student's t distribution (BFGS/Marquardt steps)		
Sample (adjusted): 1/02/2018 12/31/2022		
Included observations: 1825 after adjustments		
Convergence achieved after 122 iterations		
Coefficient covariance computed using QML sandwich with observed Hessian		
Variable	Coefficient	Prob.
AR (2)	0,003022	NA
C	3,48E-09	NA
RESID (-1) ^2	0,458839	NA
GARCH (-1)	0,528059	NA

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Како би се утврдило да ли постоји статистички значајна аутокорељација у резидуалима оцењеног модела, вредности Q (1), Q (10), Q (20) и Q (30) су приказане на корелограму резидуала. Ако вредности износе $p > 0,05$, онда се може закључити да је посматрани модел добар за посматрање и да нема статистички значајне аутокорељације у резидуалима. Након што је утврђено да ли постоји аутокорељација у резидуалима, испитано је да ли је ARCH ефекат присутан у резидуалима оцењеног модела.

Табела 35: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног GARCH (1,1) модела – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Q	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
(1)	-0,009	-0,009	0,1457	0,703
(10)	0,007	0,006	14,738	0,142
(20)	0,091	0,090	39,824	0,005
(30)	-0,008	-0,008	45,301	0,036

Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

На основу посматране вредности вероватноће у узорку Q (10), можемо закључити да нема значајне аутокорељације у резидуалима оцењеног модела (Табела 35).

Увидом у податке из следеће табеле може се закључити да на бази вероватноће у резидуалима оцењеног GARCH (1,1) модела нема ни ARCH ефекта, односно да је

одговарајући модел адекватно специфициран, имајући у виду да је вероватноћа $p > 0,05$ (Табела 36).

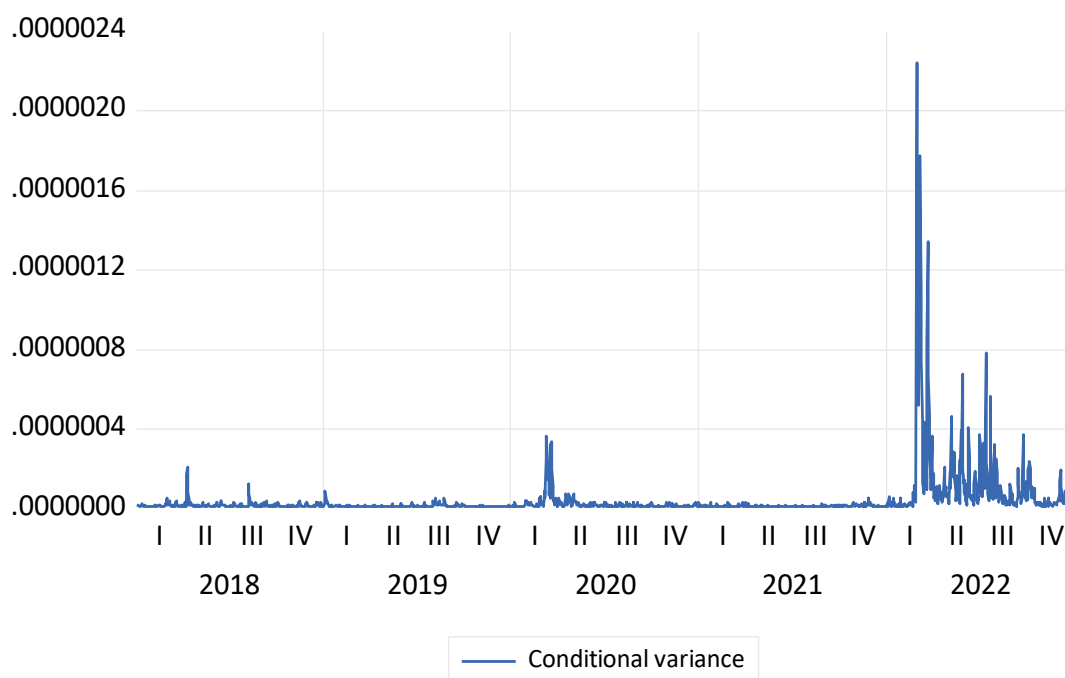
Табела 36: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног GARCH (1,1) модела – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0,145280	Prob. F (1,481)	0,7031
Obs*R-Squared	0,145428	Prob. Chi-Square (1)	0,7029

Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Наредни график исказује условну варијансу која је деривирана из GARCH (1,1) модела и приказује волатилност прве диференце дневних стопа приноса валутног пара RUB/EUR, и то је један од услова за израчунавање коефицијента корелације између волатилности руске рубље и броја новозаражених током пандемије КОВИД-19.

Графикон 23: Условна варијанса деривирана из GARCH (1,1) модела – прва диференца логаритмоване дневне стопе приноса валутног пара RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Као и што се може видети на графику изнад (Графикон 23), волатилност руске рубље је везана за два егзогена догађаја: значајно мање за појаву пандемије КОВИД-19 у првом кварталу 2020. године и много израженије у периоду почетка кризе у Украјини

у првом кварталу 2022. године, и са наставком изражене волатилности током свих квартала 2022. године.

Када је у питању поређење броја новозаражених током пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу са временском серијом прве диференце логаритмованих дневних стопа приноса руске рубље, анализа полази од кретања броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 у периоду од почетка 2018. године до краја 2022. године, на дневном нивоу. Како би се на прави начин проценио утицај пандемије КОВИД-19 односно кретања броја новозаражених на дневном нивоу током трајања пандемије на волатилност руске рубље, и у овом случају је урађена корелација Z коефицијената броја новозаражених на дневном нивоу од пандемије КОВИД-19 у посматраном периоду и условне варијансе деривираних из оцењеног GARCH (1,1) модела који је примењен на прву диференцу дневних стопа приноса валутног пара RUB/EUR у посматраном периоду, што је приказано и табеларно (Табела 37).

Табела 37: Корелациона матрица волатилности валутног пара RUB/EUR и стандардизованог броја новозаражених од КОВИД-19 у периоду од 2018. до 2022.

	RUB/EUR	Z коефицијент Ковид-19
RUB/EUR	1	0,0004
Z коефицијент Ковид-19	0,0004	1

Извор: прорачун аутора, EViews програм

Прегледом корелационе матрице дате у табели изнад (Табела 37) једноставно је закључити да смер кретања посматраних временских серија јесте позитиван, односно да се варијабле крећу у истом смеру, али су јако слабо повезане, обзиром на вредност коефицијента корелације $r = 0,0004$ (Guilford, 1953, Evans, 1996 и Hinkle и др., 2003).

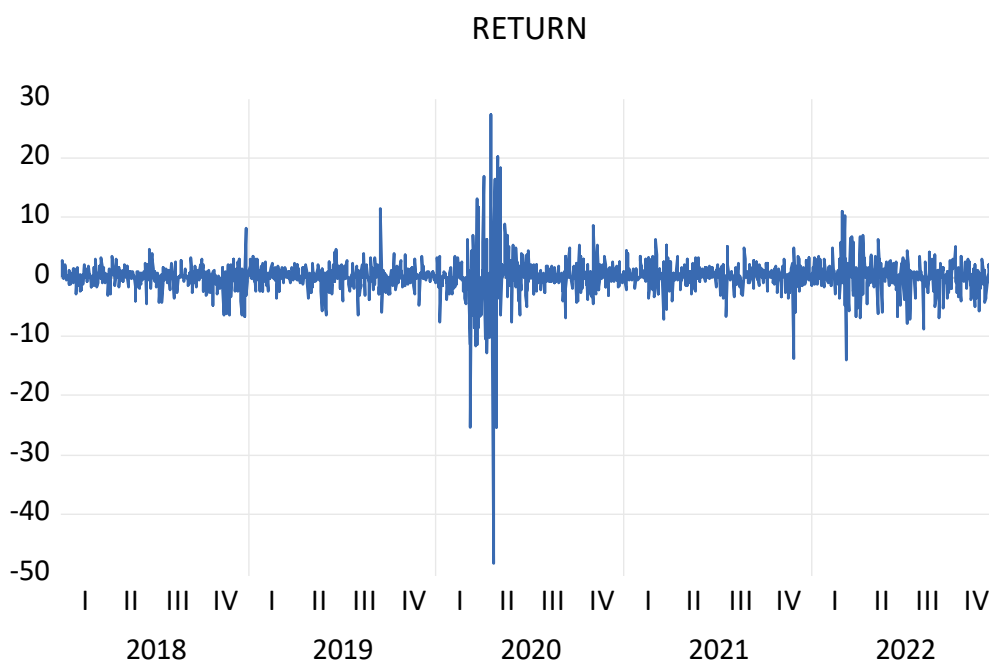
3.8. Утицај кретања берзанске цене сирове нафте на волатилност биткоина, америчког долара, кинеског јуана и руске рубље у посматраном периоду

Обзиром да је у претходном подпоглављу приказана примена GARCH модела на високофреквентним временским серијама података које су везане за биткоин, амерички долар, кинески јуан и руску рубљу у посматраном периоду кроз моделовање њихове волатилности у EViews програму, у овом делу рада биће примењен одговарајући GARCH модел на високофреквентну серију података пара OIL/EUR у петогодишњем периоду, од почетка 2018. до краја 2022. године. Након тога биће израчунате корелације између добијених условних варијанси високофреквентних временских серија логаритмоване дневне стопе приноса биткоина, америчког долара,

кинеског јуана и руске рубље са једне стране и условне варијансе логаритмоване дневне стопе приноса нафте са друге стране. На тај начин биће приказан однос између вредности посматраних валутних парова и нафте, што би требало да буде од помоћи у оцени утицаја промена цене нафте на волатилност посматраних валутних парова.

Као што смо већ рекли, у претходном подпоглављу је приказана примена GARCH модела на високофреквентну серију података логаритмоване дневне стопе приноса биткоина у периоду од почетка 2018. до краја 2022. године. У том смислу, у овом делу је преостало да се прикаже примена GARCH модела на високофреквентну серију података пара OIL/EUR у истом периоду, обзиром да се утицај пандемије КОВИД-19 и особито кризе у Украјини најближе може приказати управо овом серијом података, имајући у виду утицај ових екстерних шокова на цену свих енергената, па и цену нафте. Анализа промене вредности сирове нафте изражене у еврима пре и током ратне кризе у Украјини, подразумева логаритмовану дневну стопу приноса. Сходно томе, прво је спроведена анализа високофреквентне временске серије пара OIL/EUR са 1826 узорака из посматраног петогодишњег периода. На почетку је коришћењем економетрије анализирано груписање волатилности временске серије логаритмованих дневних стопа вредности сирове нафте и добијен је графикон:

Графикон 24: Груписање волатилности – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Као што се може видети на графикону, јасно су уочљиве екстремне вредности временске серије OIL/EUR у првом кварталу 2020. године услед појаве пандемије КОВИД-19 и значајно мање крајем првог и почетком другог квартала 2022. године, што показује и груписање волатилности временске серије логаритмованих дневних стопа приноса сирове нафте, а што је последица почетка ратне кризе у Украјини.

На основу графикана (Графикон 24), може се видети да је посматрана временска серија стационарна, јер се уочава да се ради о временској серији са стопама приноса које осцилирају око замишљене средње вредности. И овде се запажа присуство неколико нестандартних опсервација.

У следећој табели, користећи Bai-Perron процедуру, са 1826 узорака из посматране временске серије података, тестирано је постојање структурних ломова у посматраној серији података (Табела 38):

Табела 38: Резултат теста заснован на Bai-Perron процедури – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима

Bai-Perron test of L+1 vs. L sequentially determined breaks			
Укључено 1826 узорака			
Sequential F-statistic determineted breaks:			0
Break test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value
0 vs. 1	5.898970	5.898970	8.58
Significant at the 0,05 level.			

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Уз помоћ теста структурних ломова испитано је да ли су познати егзогени догађаји, односно појава пандемије КОВИД-19, као и почетак и трајање ратне кризе у Украјини, утицали на појаву структурних ломова у посматраној временској серији података. На основу резултата тестирања може се закључити да у посматраној временској серији нема дефинисаних структурних ломова, изазваних егзогеним догађајем, односно у овом случају, појавом пандемије КОВИД-19 и почетком ратне кризе у Украјини.

Применом ADF и KPSS теста јединичног корена, оцењена је стационарност посматране временске серије података односно проверено је да ли посматрана временска серија има јединични корен. Пошло се од хипотезе H_0 која тврди да посматрана временска серија има јединични корен и да у том случају она није стационарна. Следећа табела (Табела 39) приказује резултате примењеног ADF теста:

Табела 39: Резултат ADF теста – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима

X0: Стопа поврата има јединични корен		
Exogenous: Constant		
	t-statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.75499	0.0000
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.75804	0.0000

Извор: прорачун аутора на основу података досупних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Овде се на основу резултата добијених коришћењем ADF теста може закључити да је вероватноћа са износом $p < 0,05$, у оба случаја, јасан показатељ да серија нема јединични корен односно да је стационарна.

Након ових резултата је проверена стационарност анализиране временске серије и на основу KPSS теста који полази од хипотезе да је за свако $p > 0,05$ одређена временска серија стационарна и утврђено је следеће:

Табела 40: Резултат KPSS теста – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима

H0: Return is stationary	
Exogenous: Constant	
	LM-Stat.
Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin test statistic	0.084043
Exogenous: Constant, Linear Trend	
Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin test statistic	0.058197

Извор: прорачун аутора на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Стационарност посматране временске серије података потврђује резултат KPSS теста имајући у виду да је вероватноћа $p > 0,05$ у оба случаја, и без и са линеарним трендом (Табела 40), што значи да је посматрана серија добра за посматрање и даљу примену истраживања.

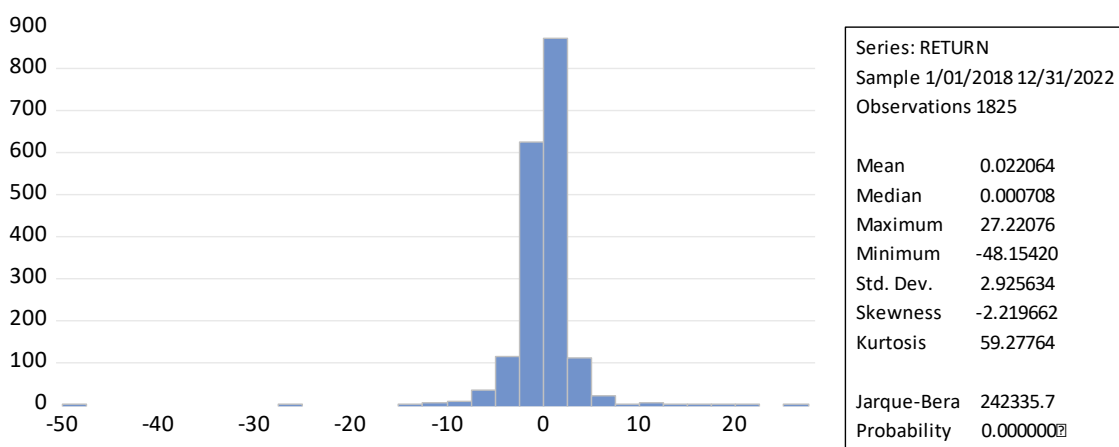
У циљу детаљније анализе посматране високофреквентне серије података коришћена је и дескриптивна статистика (Графикон 25). На основу добијених резултата Jarque-Bera теста, једноставно се може уочити да посматрана серија података нема нормалну дистрибуцију, што се приказује и на хистограму Quantile-Quantile (QQ) који следи након дескриптивне статистике (Графикон 26).

Изречуни коефицијент асиметрије има вредност: -2,219662, што говори да серија има солидно изражену негативну асиметрију, односно да је серија података

асиметрична улево. Резултат добијен за ниво коефицијента спљоштености у износу од 59,27664 одговара издужености на хистограму и изразито је већи у односу на онај који карактерише нормалну дистрибуцију.

На графикону који следи су дати резултати дескриптивне статистике посматраног пара (Графикон 25):

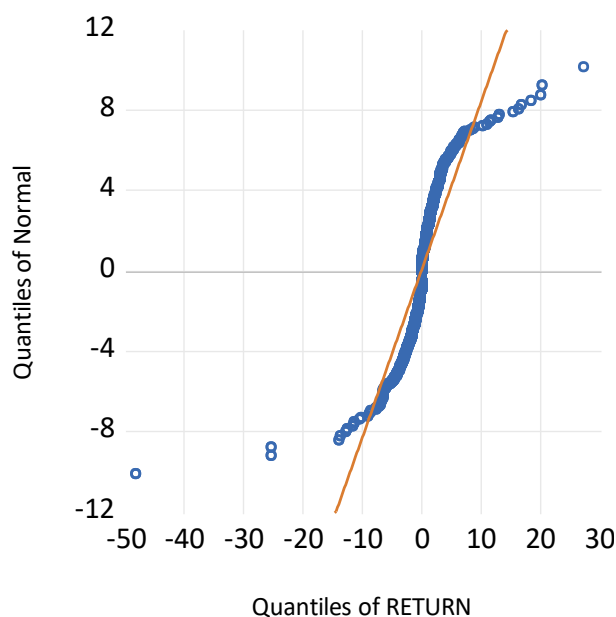
Графикон 25: Дескриптивна статистика – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Као што се види, посматрана серија нема нормалну дистрибуцију што потврђује и следећи графикон:

Графикон 26: QQ хистограм – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Затим се испитује аутокорељација у подацима посматране временске серије података (Табела 41). У случају када се испитује аутокорељација у некој анализираној временској серији података, полази се од хипотезе H_0 да у посматраној временској серији података нема аутокорељације.

Уколико постоји аутокорељација у серији података, она се уклања применом адекватног GARCH модела, што представља следећи корак.

Табела 41: Резултати теста детектовања аутокорељације – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима

Q	AC	PAC	Q-Stat	Prob
(1)	0,056	0,056	5,6921	0,017
(10)	0,054	0,056	94,635	0,000
(20)	0,015	0,003	125,66	0,000
(30)	0,048	0,064	154,59	0,000

Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

На основу резултата добијених за аутокорељацију, парцијалну корелацију, Q-статистику и вероватноћу, а након тога посматрајући вероватноћу на Q (10), Q (20) и Q (30), једноставно је уочити да је вероватноћа у свим посматраним случајевима $p < 0,05$, што имплицира да полазна хипотеза није прихваћена и да постоји аутокорељација у посматраној временској серији података код пара OIL/EUR. С тим у вези, пронађена је адекватна ARMA спецификација, која у овом случају јесте MA (2) и инкорпорирана у даљи модел, како би се елиминисала евентуална аутокорељација и извршио тест хетероскедастичности.

У оквиру укупног испитивања посматране временске серије, као један важан део, испитује се хетероскедастичност. Хетероскедастичност, како је већ наглашено, представља околност при којој је варијанса случајне грешке различита за различите вредности одређене независне променљиве, односно она не прати неку константну вредност.

У складу са претходно исказаним, испитује се да ли код ове серије података постоји ARCH ефекат (Табела 42), како би се знало да ли долази до хетероскедастичности и како би се у том случају адекватна форма GARCH модела могла применити за израчунавање волатилности посматране временске серије, што је од фундаменталног значаја за наставак истраживања.

Табела 42: Резултати ARCH теста – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	21,23613	Prob. F (1,481)	0,0000
Obs*R-Squared	21,01451	Prob. Chi-Square (1)	0,0000

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

На основу добијеног резултата вероватноће $p < 0,05$ може се закључити да постоји ARCH ефекат, што значи да треба пронаћи адекватни GARCH модел који ћемо применити на посматрану серију података.

Одабиром најнижег SIC критеријума, уз испуњен услов стабилности $\alpha + \beta < 1$, изабран је адекватан GARCH модел, који је у овом случају FIGARCH (1,1), (Додатак 7, Слика 33). Спецификација примењеног GARCH модела је прегледно приказана у табели (Табела 43) са подацима који карактеришу одабрану временску серију података.

Табела 43: Спецификација одабраног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима

Method: ML ARCH- Student's t distribution (OPG - BHHH/Marquardt steps)		
Sample (adjusted): 1826		
Included observations: 1825 after adjustments		
Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 10 iterations		
Coefficient covariance computed using QML sandwich with observed Hessian		
Variable	Coefficient	Prob.
MA (2)	-0,000961	NA
C (2)	8,087155	NA
RESID (-1) ^2	0,149767	NA
GARCH (-1)	0,590406	NA
D	0,400004	NA

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Потом се у истраживању испитује да ли постоји аутокорељација у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела, што значи да се сходно томе посматрају следеће вредности Q (1), Q (10), Q (20) и Q (30), а које су могу видети на приказаном корелограму резидуала (Табела 44). У случају да је вероватноћа за поменуте вредности

$p > 0,05$, онда се може тврдити да је посматрани модел добар и да нема аутокорељације у резидуалима оцењеног модела.

Потом се проверава да ли је ARCH ефекат присутан у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела, како би се утврдила адекватност спецификације одабраног модела.

Табела 44: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима

Q	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
(1)	0,003	0,003	0,143	0,905
(10)	-0,001	-0,001	0,192	1,000
(20)	0,000	0,000	0,230	1,000
(30)	-0,000	-0,000	0,281	1,000

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

На основу вредности вероватноће у узорцима Q (10), Q (20) и Q (30) може се закључити да није детектована аутокорељација у резидуалима модела, што значи да је посматрани модел добар (Табела 44).

Исто тако, на основу следеће табеле може се закључити да у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела нема ARCH ефекта, односно да је посматрани модел адекватно спецификован, имајући у виду чињеницу да је добијена вероватноћа $p > 0,05$ (Табела 45).

Табела 45: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима

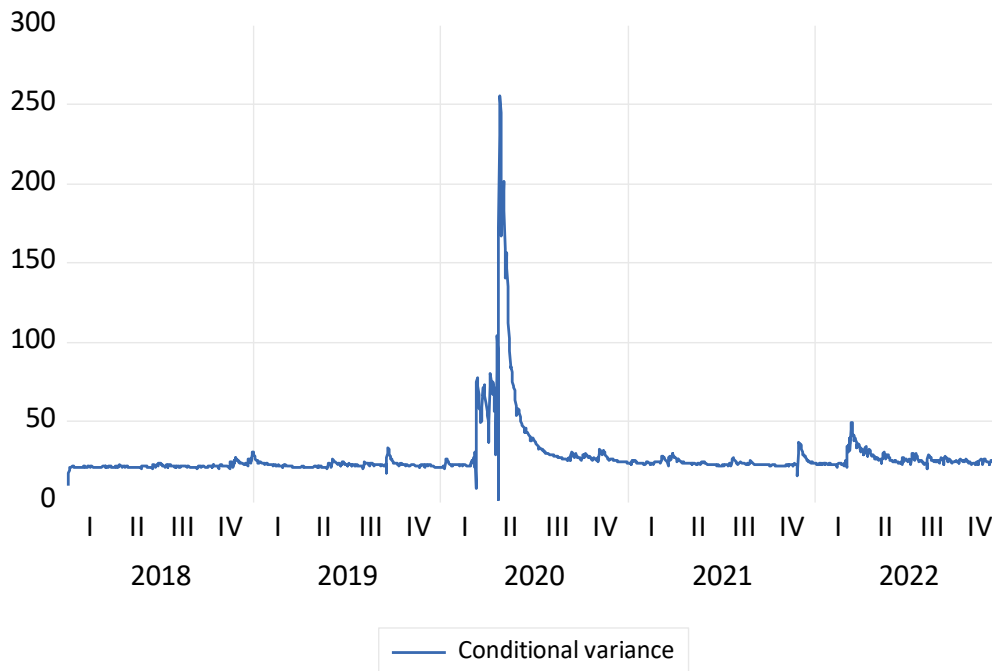
Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0,014251	Prob. F (1,481)	0,9050
Obs*R-Squared	0,014267	Prob. Chi-Square (1)	0,9049

Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Графикон 27 приказује серију условне варијансе, деривирану из модела FIGARCH (1,1), након чега је добијена и сама серија условне варијансе логаритмоване дневне стопе приноса цене сирове нафте, како би израчунали и дефинисали корелациону везу односно утицај овог екстерног шока на одговарајуће временске серије посматраних валутних парова, укључујући биткоин.

На следећој страни је приказан поменути графикон.

Графикон 27: Условна варијанса деривирана из FIGARCH (1,1) модела – логаритмована дневна стопа приноса цене сирове нафте изражене у еврима



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, EViews програм

Као што се може видети на графикону изнад (Графикон 27), волатилност цене нафте је везана за два егзогена догађаја: значајно више за појаву пандемије КОВИД-19 у првом кварталу 2020. године, и присутну, али много мање изражену волатилност у периоду почетка кризе у Украјини током првог и другог квартала 2022. године, што се јасно и приказује.

Како би се на прави начин проценио утицај волатилности цене нафте изражен кроз утицај волатилности логаритмованих дневних стопа приноса пара OIL/EUR на волатилност посматраних валутних парова, и у овом случају се израчунава корелација између посматраних варијабли. Ови односи, односно корелационе везе, табеларно су приказане у неколико табела које следе.

3.8.1. Утицај промена у цени сирове нафте на волатилност биткоина

Тако се у табели (Табела 46) приказује корелациона матрица између варијабли које представљају волатилности цена нафте и волатилности биткоина, што објашњава њихову међузависност.

Ова корелациона матрица кроз исказани коефицијент корелације показује интензитет међусобне везе две посматране варијабле.

Табела 46: Корелациона матрица волатилности цене нафте изражене у еврима и волатилности валутног пара BTC/EUR

	BTC/EUR	OIL/EUR
BTC/EUR	1,0000	0,1409
OIL/EUR	0,1409	1,0000

Извор: прорачун аутора, EViews програм

Погледом на вредност из корелационе матрице приказане у табели изнад (Табела 46) лако је утврдити да смер везе посматраних варијабли јесте позитиван у посматраном петогодишњем периоду, од почетка 2018. године до краја 2022. године, односно да се обе варијабле крећу у истом смеру, али су веома слабо повезане, обзиром на вредност коефицијента корелације $r = 0,1409$. (Guilford, 1953, Evans, 1996 и Hinkle и др., 2003).

3.8.2. Утицај промена у цени сирове нафте на волатилност америчког долара

У следећој табели (Табела 47) приказана је корелациона матрица између варијабли које представљају повезаност волатилности цене нафте и волатилности америчког долара.

Табела 47: Корелациона матрица волатилности цене нафте изражене у еврима и волатилности валутног пара USD/EUR

	USD/EUR	OIL/EUR
USD/EUR	1,0000	0,2651
OIL/EUR	0,2651	1,0000

Извор: прорачун аутора, EViews програм

Посматрањем израчунате корелационе матрице која је приказана у горњој табели (Табела 47), може се уочити да је веза између две посматране варијабле, волатилности америчког долара и волатилности цене нафте у петогодишњем периоду била позитивна, односно истог смера, али и нешто мало јача од везе из претходне корелационе матрице, јер коефицијент корелације износи $r = 0,2651$, што значи слабу повезаност две посматране варијабле код коришћења две скале (Guilford, 1953, Evans, 1996), док је приликом примене треће скале корелациона веза веома слаба (Hinkle и др., 2003).

3.8.3. Утицај промена у цени сирове нафте на волатилност кинеског јуана

Наредна табела (Табела 48) приказује корелациону матрицу варијабли које представљају корелацију волатилности цене нафте и волатилности кинеског јуана. На

основу добијеног коефицијента корелације може се закључити да постоји одређена међузависност између ове две варијабле.

Табела 48: Корелациона матрица волатилности цене нафте изражене у еврима и волатилности валутног пара CNY/EUR

	CNY/EUR	OIL/EUR
CNY/EUR	1,0000	0,3440
OIL/EUR	0,3440	1,0000

Извор: прорачун, EViews програм

Вредности израчунате корелационе матрице која је приказана у табели изнад (Табела 48), показују да је веза између две посматране варијабле, волатилности кинеског јуана и волатилности цене нафте у петогодишњем периоду била позитивна, односно варијабле су истог смера, а обзиром да коефицијент корелације износи $r = 0,3440$, то представља слабу везу између две посматране варијабле (Guilford, 1953, Evans, 1996 и Hinkle и др., 2003), али нешто јачу него ли је то веза између волатилности америчког долара и волатилности цене нафте.

3.8.4. Утицај промена у цени сирове нафте на волатилност руске рубље

Коначно, последња у низу табела утицаја промена цене нафте на волатилност посматраних валута (Табела 49) представља корелациону матрицу варијабли које представљају волатилност цене нафте и волатилности руске рубље. Веома је индикативна негативност коефицијента корелације, као и врло ниска вредност самог коефицијента, имајући у виду да је Русија један од највећих извозника нафте на свету.

Табела 49: Корелациона матрица волатилности цене нафте изражене у еврима и волатилности валутног пара RUB/EUR

	RUB/EUR	OIL/EUR
RUB/EUR	1	-0,0341
OIL/EUR	-0,0341	1

Извор: прорачун аутора, EViews програм

Ако се погледају вредности из корелационе матрице која је приказана табеларно (Табела 49), оне показују да је веза између две посматране варијабле, волатилности руске рубље и волатилности цене нафте у посматраном петогодишњем периоду била негативна, односно варијабле су различитог смера, а обзиром да

израчунати коефицијент корелације износи $r = -0,0341$, имамо јако слабу везу између две посматране варијабле (Guilford, 1953, Evans, 1996 и Hinkle и др., 2003).

3.9. Утврђивање корелације између волатилности посматраних валутних парова и између волатилности валутних парова и волатилности биткоина у посматраном периоду

У циљу што квалитетнијег и тачнијег тумачења кретања волатилности посматраних валутних парова укључујући и волатилност пара BTC/EUR у петогодишњем периоду, од важности је анализирати односно испитати и њихову међузависност, независно од варијабли које представљају утицај анализираних екстерних шокова на посматране валутне парове.

У складу са тим, у овом делу рада биће израчунате и тумачене корелационе матрице кроз смер и интензитет веза између волатилности условних варијанси анализираних парова добијених применом адекватног GARCH модела: USD/EUR и CNY/EUR; USD/EUR и RUB/EUR; CNY/EUR и RUB/EUR; USD/EUR и BTC/EUR; CNY/EUR и BTC/EUR; те RUB/EUR и BTC/EUR. На основу резултата који ће се добити путем израчунавања коефицијента корелације, може се ближе одредити природа везе између волатилности посматраних парова, као и додатно разјаснити утицај присутних екстерних шокова на њихове промене у току посматраног периода.

3.9.1. Корелационе матрице између волатилности посматраних валутних парова

Волатилност валутних парова USD/EUR и CNY/EUR представља волатилност америчког долара односно волатилност кинеског јуана. Истраживање смера и интензитета повезаности њихових волатилности у посматраном петогодишњем периоду је од посебне важности, имајући у виду чињеницу да ове валуте представљају две највеће светске економије. У табели испод (Табела 50) је приказана корелациона матрица са коефицијентом корелације између волатилности валутних парова USD/EUR и CNY/EUR, како би се разјаснили смер и степен њихове повезаности:

Табела 50: Корелациона матрица волатилности USD/EUR и CNY/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

	USD/EUR	CNY/EUR
USD/EUR	1,0000	0,6315
CNY/EUR	0,6315	1,0000

Извор: прорачун аутора, EViews програм

На основу приказане корелационе матрице (Табела 50) односно вредности коефицијента корелације између волатилности валутних парова USD/EUR и CNY/EUR може се закључити да према појединим скалама (Guilford, 1953 и Hinkle и др., 2003) постоји умерена корелација позитивног смера, док према трећој скали (Evans, 1996) постоји јака веза позитивног смера између волатилности посматраних варијабли. Оваква вредност коефицијента корелације је можда и очекивана, обзиром на утицај две водеће светске економије на глобалну економију, а сходно томе и међузависност економија које посматране варијабле у овом случају представљају.

У следећој табели (Табела 51) је приказана корелациона матрица са вредношћу коефицијента корелације између волатилности валутних парова USD/EUR и RUB/EUR, имајући у виду чињеницу да ови валутни парови приказују однос између валута два геополитичка супарника чије супарништво траје готово читав век. У том контексту, можда би и израчуната вредност коефицијента корелације између волатилности посматраних варијабли могла ближе објаснити економски аспект односно међузависност у геополитичким односима између Сједињених америчких држава и Руске федерације.

Табела 51: Корелациона матрица волатилности USD/EUR и RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

	USD/EUR	RUB/EUR
USD/EUR	1,0000	-0,0894
RUB/EUR	-0,0894	1,0000

Извор: прорачун, EViews програм

Ако се посматра вредност коефицијента корелације која је приказана у оквиру корелационе матрице дате у табели изнад (Табела 51), може се приметити да је веза између волатилности две посматране варијабле, волатилности америчког долара и волатилности руске рубље у посматраном петогодишњем периоду била негативна, односно варијабле су различитог смера, а имајући у виду чињеницу да коефицијент корелације износи $r = -0,0894$, ради се о веома слабој вези између две посматране варијабле (Guilford, 1953, Evans, 1996 и Hinkle и др., 2003).

Закључак који се намеће из једне овакве корелационе везе, јесте да готово и нема конкретне повезаности између две економије, па самим тим ни волатилности валута које представљају економије Сједињених америчких држава и Руске федерације.

Коначно, на крају се истражује природа корелационе везе између волатилности валутних парова CNY/EUR и RUB/EUR, који представљају две економије скоро потпуно различитог карактера, имајући у виду чињеницу да се развој кинеске економије темељи на развоју индустрије, док је руска економија углавном ослоњена на експлоатацију богатих природних ресурса, што кроз пољопривреду, што кроз експлоатацију извора енергије попут сирове нафте или природног гаса, што у виду експлоатације сировина за индустријску производњу.

У табели испод (Табела 52) је дата корелациона матрица волатилности посматраних валутних парова CNY/EUR и RUB/EUR.

Табела 52: Корелациона матрица волатилности CNY/EUR и RUB/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

	CNY/EUR	RUB/EUR
CNY/EUR	1	-0,0874
RUB/EUR	-0,0874	1

Извор: прорачун, EViews програм

Као што се може и видети на основу вредности коефицијента корелације приказаног кроз корелациону матрицу у табели изнад (Табела 52), веза између две варијабле, волатилности кинеског јуана и волатилности руске рубље, у петогодишњем периоду је била негативна, односно посматране варијабле су супротног смера, а имајући у виду да коефицијент корелације износи $r = -0,0874$, ради се о веома слабој вези између ове две варијабле (Guilford, 1953, Evans, 1996 и Hinkle и др., 2003).

3.9.2. Корелационе матрице волатилности посматраних валутних парова и волатилности биткоина

Волатилности валутних парова USD/EUR и BTC/EUR представљају вредности волатилности америчког долара и биткоина, и истраживање смера и интензитета њихове повезаности у посматраном петогодишњем периоду је од посебне важности имајући у виду чињеницу да је долар главно међународно средство плаћања, а да је биткоин криптовалута са највећим учешћем у тржишној капитализацији на криптотржишту.

У табели која следи доле (Табела 53) је приказана корелациона матрица са коефицијентом корелације између волатилности валутног пара USD/EUR и

волатилности пара BTC/EUR, како би се размотрио смер и интезитет њихове повезаности у посматраном периоду.

Табела 53: Корелациона матрица волатилности USD/EUR и BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

	USD/EUR	BTC/EUR
USD/EUR	1	0,1995
BTC/EUR	0,1995	1

Извор: прорачун аутора, EViews програм

Анализом добијене корелационе матрице представљене табеларно (Табела 53), односно износа коефицијента корелације између волатилности валутног пара USD/EUR и волатилности пара BTC/EUR, једноставно се уочава да између њих постоји веома слаба корелација позитивног смера и то према свим скалама тумачења вредности коефицијента корелације (Guilford, 1953, Evans, 1996 и Hinkle и др., 2003), имајући у виду и чињеницу да је $r = 0,1995$, што је према две од три наведене скале приближно вредности слабе корелације (Guilford, 1953 и Evans, 1996).

У наредној табели (Табела 54) приказана је вредност коефицијента корелације волатилности валутног пара CNY/EUR и волатилности пара BTC/EUR, узевши у обзир да ове варијабле приказују однос између валуте друге глобалне економије, која је уз то и економија у великом успону и криптовалуте са највећим уделом у тржишној капитализацији криптовалута. У том контексту, можда би и израчуната вредност коефицијента корелације могла бити слична вредности коефицијента корелације волатилности парова USD/EUR и BTC/EUR, узимајући у виду корелациону везу између долара и јуана.

Табела 54: Корелациона матрица волатилности CNY/EUR и BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

	CNY/EUR	BTC/EUR
CNY/EUR	1	0,2281
BTC/EUR	0,2281	1

Извор: прорачун, EViews програм

Из добијене корелационе матрице (Табела 54) може се видети да је вредност коефицијента корелације приближна вредности коефицијента из претходне корелационе матрице (Табела 53), па се може закључити да је веза између две посматране варијабле, волатилности јуана и биткоина у посматраном петогодишњем

периоду била позитивна, односно варијабле су истог смера, а обзиром да коефицијент корелације износи $r = 0,2281$, према две од три скале корелације у питању је слаба корелација између две посматране варијабле (Guilford, 1953 и Evans, 1996), док је према трећој скали у питању веома слаба корелација (Hinkle и др., 2003).

И на крају овог дела рада, испитује се природа корелационе везе између валутног пара RUB/EUR и BTC/EUR, који представљају две вредности скоро потпуно различитог карактера. У наредној приказаној табели (Табела 55) дата је корелациона матрица за посматране парове RUB/EUR и BTC/EUR:

Табела 55: Корелациона матрица волатилности RUB/EUR и BTC/EUR у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

	RUB/EUR	BTC/EUR
RUB/EUR	1,0000	0,0256
BTC/EUR	0,0256	1,0000

Извор: прорачун, EViews програм

Као што се може приметити увидом у вредност коефицијента корелације приказаног у оквиру корелационе матрице на табели изнад (Табела 55), веза између две варијабле, волатилности рубље и волатилности биткоина у петогодишњем периоду је била позитивна, односно варијабле су истог смера, а узимајући у обзир да коефицијент корелације износи $r = 0,0256$, види се да је веома слаба веза између датих варијабли (Guilford, 1953, Evans, 1996 и Hinkle и др., 2003), што значи да скоро и нема међузависности између посматраних варијабли.

IV Резултати примењених истраживања

У овом делу дисертације биће приказани и анализирани резултати истраживања волатилности посматраних варијабли добијених применом стандардне девијације као алтернативне мере волатилности.

4.1. Анализа резултата спроведених истраживања путем стандардне девијације

Иако је почетком трећег поглавља објашњен начин употребе и израчунавања стандардне девијације уопште, овде се укратко првобитно изражава начин на који су добијене серије података стандардне девијације за анализирани валутне парове кроз употребу Excel програма.

У првом кораку су вредности посматраних временских серија података, свака од њих појединачно и заједно са припадајућим датумима, пренете односно унете у одговарајућу колону у Excel документу. У следећем кораку израчуната је континуелна стопа приноса:

$$\ln(p_t - p_{t-1}) = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1}) \quad (4.1)$$

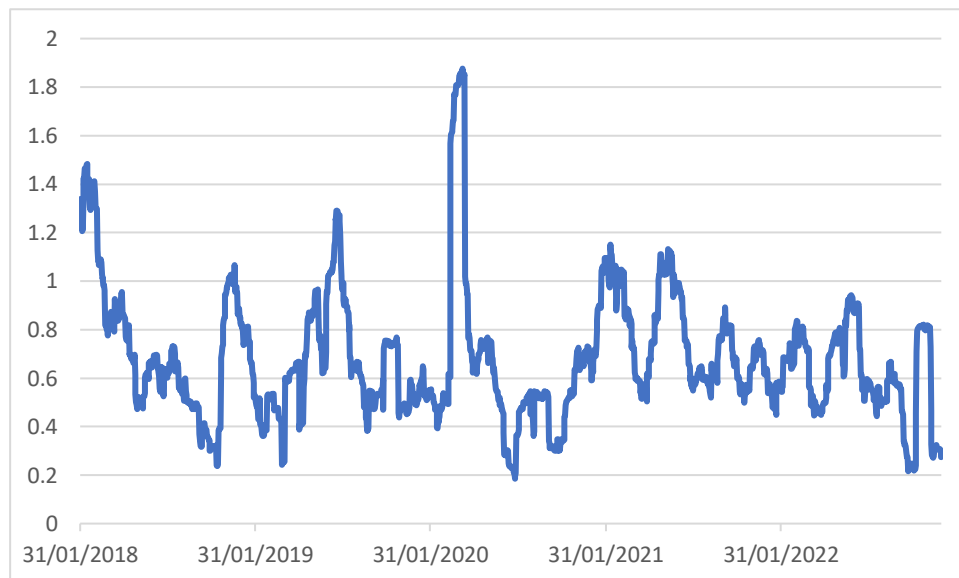
односно природни логаритам количника текуће и претходне вредности посматраног валутног пара односно цене нафте и броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу. Кроз трећи корак су употребом стандардне девијације (STDEV.S) израчунате историјске волатилности на дневном нивоу (узети су у обрачун узорци од 30 дана обзиром да су подаци који су анализирани били расположиви за сваки дан у месецу односно години) и коначно, у последњем, четвртом кораку су подаци из колоне са подацима дневне историјске волатилности помножени са квадратним кореном од броја дана у години ($\sqrt{365}$), како би се добили подаци о историјској волатилности на годишњем нивоу.

Као и код примене GARCH модела, прво се графиконима приказују и објашњавају добијене историјске волатилности на годишњем нивоу у посматраном периоду, од почетка 2018. до краја 2022. године, а онда се израчунавају коефицијенти корелације односно приказују корелационе матрице између волатилности посматраних валутних парова, као и између волатилности валутних парова и волатилности цене нафте односно нивоа новозаражених од пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу, где је стандардна девијација као алтернативна мера волатилности добијена применом одговарајуће формуле за популацију (STDEV.P).

4.1.1. Анализа резултата историјске волатилности добијених путем стандардне девијације за пар BTC/EUR

Код резултата историјске волатилности добијених применом стандардне девијације за валутни пар BTC/EUR, јасно је уочљива изражена волатилност наведеног пара у посматраном петогодишњем периоду што се подудара са добијеним резултатима волатилности условних варијанси применом FIGARCH (1,1) модела у трећем поглављу ове дисертације (Графикон 10). За почетак су добијени резултати представљени на следећем графикону (Графикон 28):

Графикон 28: Годишња историјска волатилност пара BTC/EUR израчуната применом SD, у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, Excel програм

На добијеном графикону (Графикон 28), може се приметити изразито присутна историјска волатилност пара BTC/EUR у целокупном петогодишњем периоду, што говори и о ризичности улагања у биткоин као криптовалуту, а што је иманентно готово свим криптовалутама присутним на криптотржишту. Готово идентичне промене су примећене и приликом посматрања основних вредности високофреквентне серије података за пар BTC/EUR (Графикон 3), као и код деривираних условних варијанси применом FIGARCH (1,1) модела на посматрану варијаблу (Графикон 10).

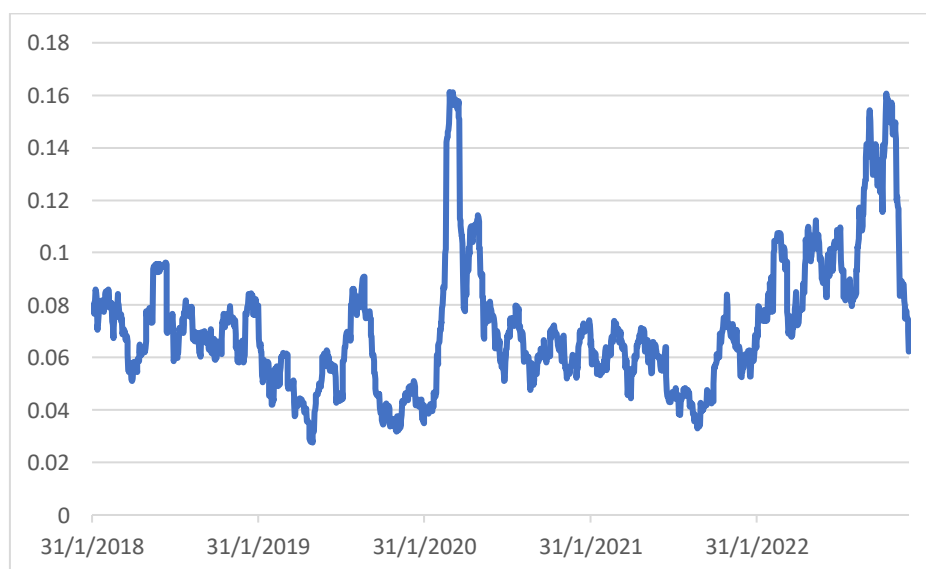
Подударност резултата добијених применом различитих мера волатилности додатно потврђује чињеницу да је историјска волатилност код пара BTC/EUR најизраженија и да је овај пар најризичнији за улагање.

Што се тиче екстремне вредности историјске волатилности на графикону (Графикон 28) се види да је биткоин изразито осцилирао у време појаве и током трајања пандемије КОВИД-19, у првој и делом другој години, а да је знатно мањи утицај на волатилност пара BTC/EUR био у периоду почетка кризе у Украјини, односно током њеног трајања. Из овога се може закључити да је волатилност биткоина изазвана пандемијом КОВИД-19, имала спекулативни карактер и да се није у тој мери поновила након почетка кризе у Украјини. Проницљиви истраживач би вероватно рекао да волатилност биткоина током пандемије КОВИД-19 није изазвана непосредно, већ као резултат квантитативног попуштања водећих централних банака у свету.

4.1.2. Анализа резултата историјске волатилности добијених путем стандардне девијације за валутни пар USD/EUR

Када се анализирају резултати историјске волатилности добијени применом стандардне девијације за посматрани валутни пар USD/EUR, уочљива је прилично присутна, али и ограничена волатилност пара USD/EUR у посматраном петогодишњем периоду што одговара и резултатима волатилности условних варијанси применом FIEGARCH (1,1) модела у трећем поглављу овог рада (Графикон 15). Резултати историјске волатилности пара USD/EUR представљени су на следећем графикону (Графикон 29):

Графикон 29: Историјска волатилност валутног пара USD/EUR, у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



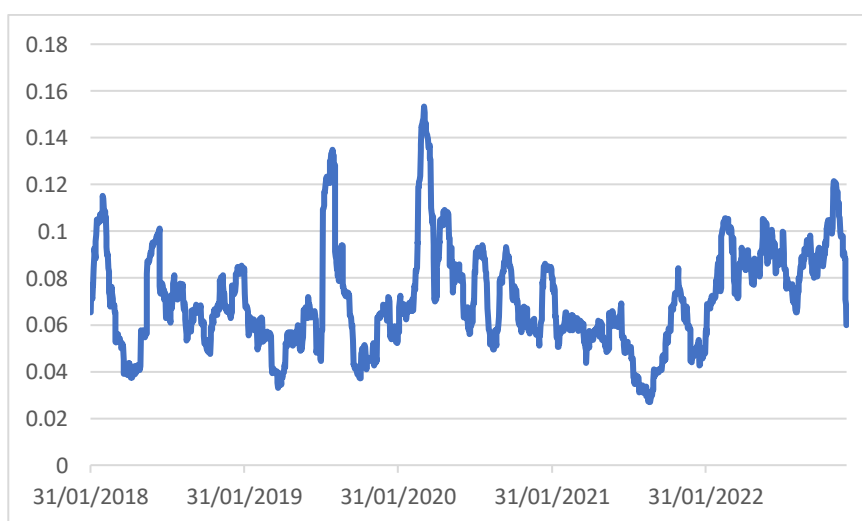
Извор: прорачун аутора на основу података доступних на <https://exchangerates.org.uk/>, Excel програм

Као што се може приметити на графикону изнад (Графикон 29), код валутног пара USD/EUR присутна је волатилност у целокупном посматраном петогодишњем периоду, мада су осцилације видљиво мање него ли код претходно посматраног пара BTC/EUR. Скоро истоветне промене су евидентирани код посматрања временске серије података вредности валутног пара USD/EUR (Графикон 4), као и код деривираних условне варијансе применом FIEGARCH (1,1) модела (Графикон 15). Сличност у резултатима након примене диферентних мера волатилности потврђује закључак да је волатилност валутног пара USD/EUR најизраженија почетком деловања посматраних екстерних шокова. Међутим, ефекат екстерних шокова на волатилност америчког долара је веома краткотрајан. Дакле, када су у питању екстремне вредности волатилности на графикону (Графикон 29) се види да је валутни пар USD/EUR изразито осцилирао појавом пандемије КОВИД-19 и након почетка кризе у Украјини.

4.1.3. Анализа резултата историјске волатилности добијених путем стандардне девијације за валутни пар CNY/EUR

Ако се посматрају резултати волатилности добијени применом стандардне девијације за посматрани валутни пар CNY/EUR, уочљива је присутна волатилност валутног пара CNY/EUR у петогодишњем периоду, од почетка 2018. године до краја 2022. године, у складу са резултатима волатилности условних варијанси деривираних из TARCN (1,1) модела у трећем поглављу рада (Графикон 19). Резултати историјске волатилности валутног пара CNY/EUR приказани су на графикону (Графикон 30):

Графикон 30: Историјска волатилност валутног пара CNY/EUR добијена применом стандардне девијације у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, Excel програм

Као што се може приметити на графикону изнад (Графикон 30), код валутног пара CNY/EUR евидентна је значајно присутна волатилност у целокупном посматраном петогодишњем периоду, мада су осцилације видљиво мање него ли код првог посматраног пара BTC/EUR. Промене које су евидентирание код посматрања серије условне варијансе добијене применом TARCH (1,1) модела (Графикон 19) и годишње историјске волатилности добијене применом стандардне девијације (Графикон 30) скоро да се подударају, што говори у прилог квалитетне примене одговарајућих мера волатилности.

Истоветност у резултатима добијеним применом различитих мера волатилности потврђује чињеницу да је волатилност валутног пара CNY/EUR изражена у посматраном петогодишњем периоду, а посебно са најавом рецесије у Кини још у другој половини 2019. године, као и са почетком пандемије КОВИД-19 у првом кварталу 2020. године. Наравно, на основу добијених резултата може се констатовати да почетак ратне кризе у Украјини скоро уопште није утицао на волатилност посматраног валутног пара, а вероватно из разлога што није дошло ни до значајније волатилности код пара OIL/EUR, што се може проверити у приказу волатилности овог пара.

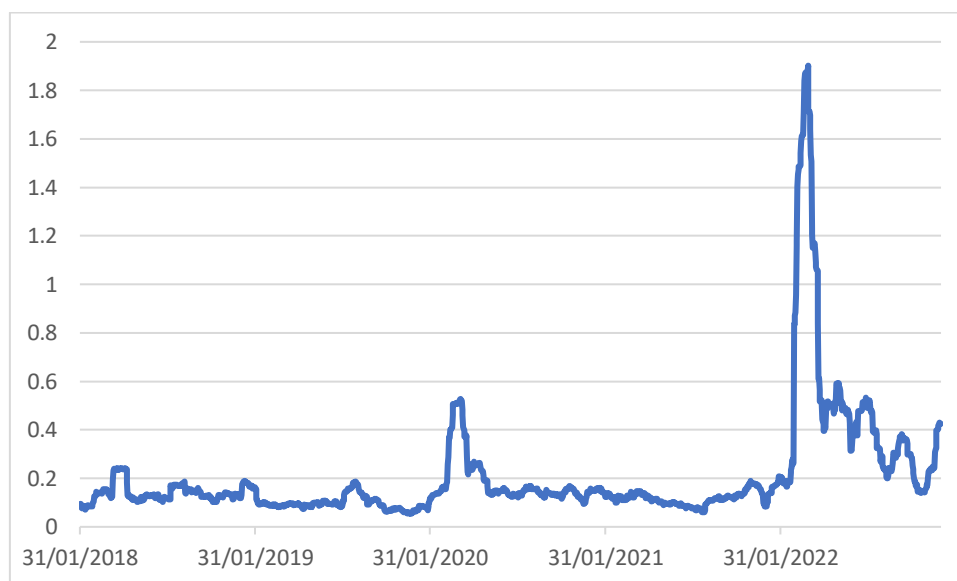
Ако се погледају екстремне вредности годишње историјске волатилности на графикону (Графикон 30), јасно се види да је посматрани валутни пар CNY/EUR изразито осцилирао у време појаве пандемије КОВИД-19 и неколико месеци раније паралелно са најавом лоших економских резултата Кине односно рецесије њене економије.

4.1.4. Анализа резултата историјске волатилности добијених путем стандардне девијације за валутни пар RUB/EUR

Када се анализирају резултати годишње историјске волатилности добијени применом стандардне девијације за посматрани валутни пар RUB/EUR у петогодишњем периоду, може се приметити значајно присутна волатилност посматраног валутног пара RUB/EUR у посматраном периоду која је готово идентична са нивоом волатилности условних варијанси деривираних из GARCH (1,1) модела у претходном поглављу овог рада (Графикон 23).

Резултати историјске волатилности валутног пара RUB/EUR који су добијени путем стандардне девијације представљени су на следећем графикону (Графикон 31):

Графикон 31: Историјска волатилност пара RUB/EUR добијена применом стандардне девијације у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, Excel програм

Као што се може приметити на графикону изнад (Графикон 31), код валутног пара RUB/EUR постоји волатилност у целом посматраном петогодишњем периоду. Промене које су видљиве код посматрања серије условне варијансе ддеривирание из GARCH (1,1) модела (Графикон 23) и годишње историјске волатилности добијене применом стандардне девијације (Графикон 31) изгледају готово истоветно. Изражена истоветност у резултатима добијеним применом различитих мера волатилности потврђује нам чињеницу да је волатилност код валутног пара RUB/EUR присутна у посматраном петогодишњем периоду, а посебно изражена са почетком рата у Украјини, у првом кварталу 2022. године и приметно, али много мање почетком пандемије КОВИД-19 у првом кварталу 2020. године.

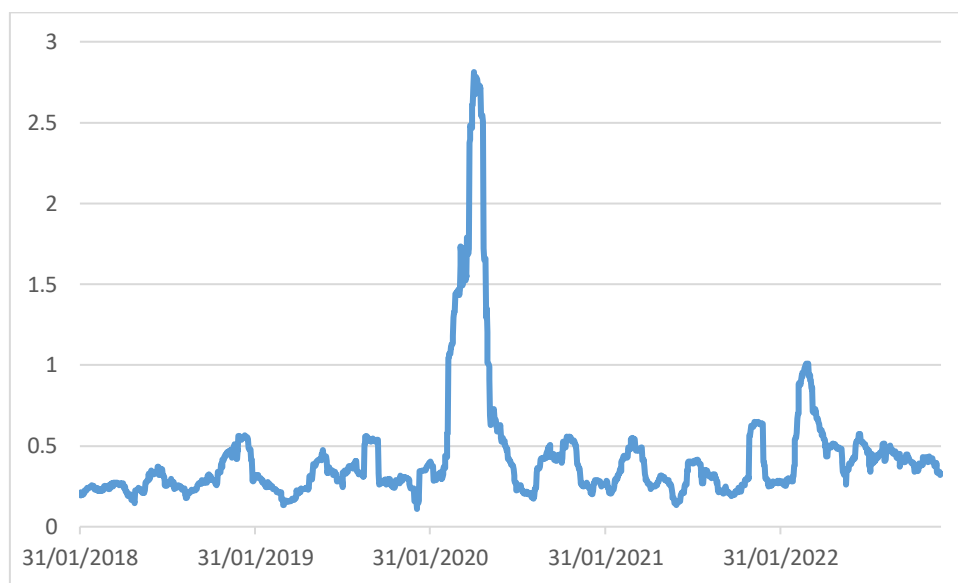
Коначно, ако се анализирају екстремне вредности волатилности на графикону (Графикон 31), приметно је да је валутни пар RUB/EUR изразито осцилирао у исто време када је отпочео рат у Украјини, у првом кварталу 2022. године и значајно мање у време почетка пандемије КОВИД-19.

4.1.5. Анализа резултата историјске волатилности добијених путем стандардне девијације за пар OIL/EUR

Ако се посматрају резултати волатилности добијени применом стандардне девијације за пар OIL/EUR, може се уочити одређена волатилност посматраног пара у

петогодишњем периоду која је готово подударна са резултатима волатилности условних варијанси деривираних из FIGARCH (1,1,) модела у претходном поглављу овог рада (Графикон 27). Резултати историјске волатилности пара OIL/EUR добијени путем стандардне девијације представљени су на графикону који следи (Графикон 32):

Графикон 32: Историјска волатилност пара OIL/EUR добијена путем стандардне девијације у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.



Извор: прорачун на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, Excel програм

Као што се може приметити на графикону приказаном изнад (Графикон 32), код пара OIL/EUR присутна је, може се рећи, константна волатилност у целокупном посматраном петогодишњем периоду. Промене које су видљиве код посматрања серије условне варијансе добијене из FIGARCH (1,1) модела (Графикон 27) и годишње историјске волатилности добијене кроз примену стандардне девијације код пара OIL/EUR (Графикон 32) подударају се на скоро идентичан начин. Изражена истоветност у резултатима који су добијени применом различитих мера волатилности потврђује нам чињеницу да је волатилност код пара OIL/EUR значајно присутна у посматраном петогодишњем периоду, а посебно је изражена са почетком пандемије КОВИД-19, у првом кварталу 2020. године и присутна је, али много мање почетком ратне кризе у Украјини, која је узроковала нешто мало већу волатилност у првом кварталу 2022. године.

Дакле, ако се посматрају екстремне вредности волатилности на графикону изнад (Графикон 32), уочљиво је да је пар OIL/EUR изразито осцилирао у исто време

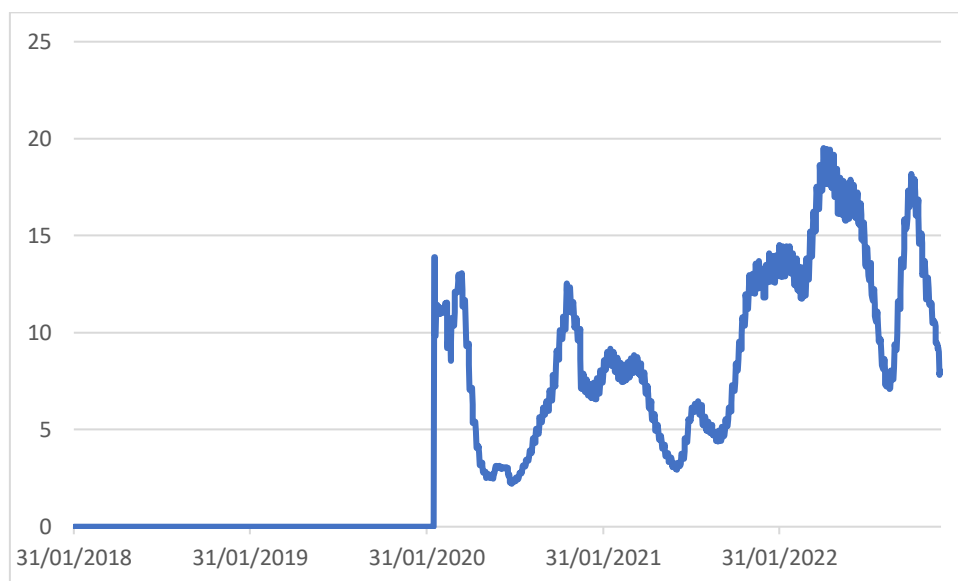
са почетком пандемије КОВИД-19, у првом кварталу 2020. године и видљиво, али много мање са почетком ратне кризе у Украјини.

4.1.6. Анализа резултата историјске волатилности добијених путем стандардне девијације за временску серију новозаражених од пандемије КОВИД-19

Уколико се анализирају резултати волатилности добијени применом стандардне девијације на временску серију дневних података новозаражених од пандемије КОВИД-19, очекивано се уочава волатилност посматране временске серије изражена на почетку саме пандемије, у првом кварталу 2020. године, као и нешто касније са повећањем броја заражених у првом кварталу 2021. године, те током 2022. године.

Резултати волатилности временске серије дневних података новозаражених од пандемије КОВИД-19, добијени путем стандардне девијације представљени су на графикону испод (Графикон 33):

Графикон 33: Историјска волатилност за временску серију новозаражених од пандемије КОВИД-19



Извор: прорачун аутора на основу података <https://exchangerates.org.uk/>, Excel програм

Како се може и видети на основу приказаног на графикону (Графикон 33), са појавом пандемије КОВИД-19 јавила се и изражена волатилност, што је и очекивано обзиром да је број новозаражених на дневном нивоу почео да расте од нуле, па преко једноцифрених бројева, све интензивније и сваког дана са све већим бројем новозаражених на дневном нивоу.

Нема сумње да је волатилност неких посматраних парова, макар у први мах расла паралелно са нивоом волатилности за временску серију новозаражених од пандемије КОВИД-19. Касније са ширењем болести, али на неки начин и обуздавањем исте мерама изолације и каснијом вакцинацијом широм света, чини се као да се губи директна веза између волатилности за временску серију новозаражених од пандемије КОВИД-19 и волатилности посматраних парова.

4.1.7. Корелациона матрица свих вредности историјске волатилности које су добијене применом стандардне девијације

У корелационој матрици која следи биће приказани коефицијенти корелације између свих претходно анализираних резултата добијених применом стандардне девијације на временске серије података за посматране парове и број новозаражених од пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу. У следећој табели приказује се корелациона матрица коју чине вредности коефицијената корелације између свих посматраних варијабли у овом истраживању:

Табела 56: Корелациона матрица волатилности посматраних варијабли добијених применом стандардне девијација у периоду од 01.01.2018. до 31.12.2022.

Историјска волатилност	BTC	USD	CNY	RUB	OIL	COVID 19
BTC	1,0000					
USD	0,2052	1,0000				
CNY	0,2583	0,7886	1,0000			
RUB	0,0524	0,4202	0,3972	1,0000		
OIL	0,1875	0,4476	0,4478	0,3293	1,0000	
COVID 19	-0,0088	0,4908	0,3167	0,5028	0,2488	1,0000

Извор: прорачун аутора, EViews програм

На основу вредности историјске волатилности израчунате за све варијабле посматране у овом раду, могу се утврдити међузависности односно међусобни утицај између сваке две од посматраних варијабли. Тумачење смера и степена копефицијената корелације дат је у претходном поглављу (Табела 1), што је од помоћи за утврђивање смера и степена везе између посматраних варијабли.

Као први коефицијент корелације у низу, налази се коефицијент корелације између историјске волатилности парова BTC/EUR и USD/EUR. Коефицијент корелације износи $r = 0,2052$ и према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) представља

позитивну и слабу корелацију, док према једној скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003) он представља позитивну и веома слабу корелацију.

Други коефицијент корелације у посматраном низу (Табела 56), налази се коефицијент корелације историјских волатилности парова BTC/EUR и CNY/EUR. Коефицијент корелације износи $r = 0,2583$ и такође према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) представља позитивну и слабу корелацију, док према једној скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), као и претходни коефицијент корелације, представља позитивну и веома слабу корелацију.

Следећи коефицијент корелације чију вредност у посматраној табели (Табела 56) тумачимо, јесте коефицијент корелације историјских волатилности парова BTC/EUR и RUB/EUR. Коефицијент корелације износи $r = 0,0524$ и према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), представља веома слабу корелацију позитивног смера.

Четврти коефицијент корелације у посматраној табели (Табела 56), јесте коефицијент корелације историјских волатилности парова BTC/EUR и OIL/EUR. Коефицијент корелације износи $r = 0,1875$ и такође према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), као и претходни коефицијент корелације, представља позитивну и веома слабу корелацију, мада у апсолутном износу значајно већу од претходне корелације.

Као пети коефицијент корелације у посматраном низу (Табела 56) исказан је коефицијент корелације волатилности пара BTC/EUR и броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу. Вредност овог коефицијента корелације износи $r = -0,0088$, што представља негативну и веома слабу корелацију према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003).

Следећи коефицијент корелације у посматраној табели (Табела 56) јесте коефицијент корелације између историјских волатилности валутних парова USD/EUR и CNY/EUR, чија вредност је израчуната у износу $r = 0,7886$ и према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003) приказује позитивну и јаку корелацију, што је отприлике било јасно и на основу саме вредности коефицијента корелације. И у случају историјске волатилности посматраних варијабли добијених применом стандардне девијације и у случају вредности условних варијанси добијених

применом адекватног GARCH модела, корелациона веза између ове две варијабле је позитивна и најјача, без обзира на нешто различите апсолутне износе (Табела 50).

Као један од коефицијената корелације који се налази у корелационој матрици (Табела 56) анализира се и коефицијент корелације између историјских волатилности валутних парова USD/EUR и RUB/EUR, чија вредност износи $r = 0,4202$ и који према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) представља позитивну и умерену корелацију, док према трећој скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), приказује слабу корелацију позитивног смера.

Коефицијент корелације између историјских волатилности парова USD/EUR и OIL/EUR се такође налази у приказаној корелационој матрици (Табела 56) и израчунати износ $r = 0,4476$, као и код претходног коефицијента корелације, према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) исказује позитивну и умерену корелацију, док према трећој скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), представља позитивну и слабу корелацију.

У посматраној корелационој матрици (Табела 56) се налази и коефицијент корелације волатилности пара USD/EUR и броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу. Вредност коефицијента корелације у овом случају износи $r = 0,4908$, што према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) представља позитивну и умерену корелацију, али према преосталој скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), приказује позитивну и слабу корелацију.

Затим следи коефицијент корелације историјских волатилности парова CNY/EUR и RUB/EUR, чију вредност такође налазимо у посматраној табели (Табела 56). Овај коефицијент корелације износи $r = 0,3972$ и према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), исказује слабу корелацију позитивног смера.

Коефицијент корелације између историјских волатилности парова CNY/EUR и OIL/EUR се исто тако налази у приказаној корелационој матрици (Табела 56) и израчунати износ $r = 0,4478$, према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) исказује позитивну и умерену корелацију, док према трећој скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), даје позитивну и слабу корелацију.

Као један од коефицијената корелације у посматраној табели (Табела 56) јавља се и коефицијент корелације историјске волатилности пара CNY/EUR и броја

новозаражених од пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу. Вредност коефицијента корелације у овом случају износи $r = 0,3167$, што представља позитивну и слабу корелацију према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003).

Приказани коефицијент корелације између историјских волатилности парова RUB/EUR и OIL/EUR је такође један од коефицијената који се налази у посматраној корелационој матрици (Табела 56) и израчунати износ $r = 0,3293$, према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003) исказује позитивну и слабу корелацију.

Један од коефицијената у приказаној корелационој матрици (Табела 56) је и коефицијент корелације волатилности пара RUB/EUR и броја новозаражених услед пандемије КОВИД-19, на дневном нивоу. Вредност посматраног коефицијента је израчунат и износи $r = 0,5028$, што према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) представља позитивну и умерену корелацију, док према преосталој скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), исказује слабу корелацију позитивног смера.

Последњи у низу посматраних коефицијената из приказане корелационе матрице (Табела 56) јесте коефицијент корелације волатилности пара OIL/EUR и броја новозаражених током пандемије КОВИД-19, на дневном нивоу. Коефицијент корелације овде износи $r = 0,2488$ и према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) представља слабу корелацију позитивног смера, док према једној скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), исказује позитивну и веома слабу корелацију.

Израчунати коефицијенти корелације историјских волатилности између посматраних варијабли које се анализирају у овом раду, приказују неке правилности које уз израчунате коефицијенте корелације за условне варијансе добијене применом адекватних GARCH модела на анализиране варијабле, могу бити адекватно искоришћени за крајњу оцену утицаја екстерних шокова на волатилност биткоина, америчког долара, кинеског јуана и руске рубље.

Интересантно је да коефицијенти корелације историјске волатилности мерени применом стандардне девијације, показују различите вредности када је у питању корелација посматраних парова односно варијабли и броја новозаражених током пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу, у односу на варијабле исказане условним варијансама добијеним применом адекватних GARCH модела и броја новозаражених

током пандемије КОВИД-19 кроз Z- коефицијент. Очигледно да се разлика у начину мерења волатилности код примене ове две методе односно ова два модела исказала кроз разлике код поменутих коефицијената корелације.

4.2. Резултати анализе волатилности применом GARCH модела

У овом делу дисертације биће приказани и анализирани резултати истраживања волатилности посматраних варијабли применом адекватних GARCH модела.

Имајући у виду чињеницу да је укупно истраживање везано за примену GARCH модела представљено у трећем поглављу, у овом подпоглављу се приказују и анализирају резултати истраживања кроз корелациону матрицу која садржи коефицијенте корелације између сваке две временске серије условних варијанси деривираних из примењених GARCH модела и између сваке серије условних варијанси појединачно и стандардизованог броја новозаражених током пандемије КОВИД-19 по дану исказаног применом Z- коефицијента.

4.2.1. Корелациона матрица вредности условних варијанси деривираних из примењених GARCH модела и вредности Z- коефицијента за серију КОВИД-19

Као што је претходно назначено, у следећој корелационој матрици су приказани коефицијенти корелације између сваке две временске серије условних варијанси деривираних из адекватних GARCH модела и између сваке серије условних варијанси појединачно и вредности Z- коефицијента за временску серију КОВИД-19. У наредној табели приказује се корелациона матрица која обухвата поменуте коефицијенте корелације:

Табела 57: Корелациона матрица вредности условних варијанси деривираних из примењених GARCH модела и вредности Z- коефицијента за серију КОВИД-19

Волатилност GARCH	BTC	USD	CNY	RUB	OIL	COVID 19
BTC	1,0000					
USD	0,1995	1,0000				
CNY	0,2281	0,6315	1,0000			
RUB	0,0256	-0,0894	-0,0874	1,0000		
OIL	0,1409	0,2651	0,3440	-0,0341	1,0000	
COVID 19	-0,1196	0,0424	0,0069	0,0004	-0,0346	1,0000

Извор: прорачун, EViews програм

Као и у претходном подпоглављу и овде се исказују и тумаче вредности коефицијената корелације. Тумачење смера и степена коефицијената корелације дат је у трећем поглављу (Табела 1).

И у овом случају први анализирани коефицијент корелације јесте коефицијент корелације између условних варијанси парова BTC/EUR и USD/EUR. Коефицијент корелације износи $r = 0,1995$ (Табела 57) и према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), исказује веома слабу и корелацију позитивног смера. Вредност овог коефицијента корелације је близу вредности коефицијента корелације волатилности истих парова добијених применом стандардне девијације (Табела 56).

Други анализирани коефицијент корелације у посматраној табели (Табела 57), јесте коефицијент корелације условних варијанси парова BTC/EUR и CNY/EUR. Вредност коефицијента износи је $r = 0,2281$ и исто као у случају код мерења корелације историјских волатилности, према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) исказује позитивну и слабу корелацију, док према трећој скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), приказује веома слабу корелацију позитивног смера.

Следећи анализирани коефицијент корелације у посматраној табели (Табела 57), јесте коефицијент корелације условних варијанси парова BTC/EUR и RUB/EUR. Коефицијент корелације износи $r = 0,0256$ и према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), приказује веома слабу корелацију позитивног смера, као и код вредности коефицијената корелације историјских волатилности ових парова израчунатих применом стандардне девијације (Табела 56).

У посматраној табели која приказује корелациону матрицу (Табела 57), приказан је и коефицијент корелације условних варијанси деривираних применом GARCH модела код парова BTC/EUR и OIL/EUR. Коефицијент корелације износи $r = 0,1409$ и он према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), представља позитивну и веома слабу корелацију, што је био случај и код коефицијента корелације историјских волатилности ових парова добијених применом стандардне девијације (Табела 56).

Следећи коефицијент корелације који је исказан у табели (Табела 57), јесте коефицијент корелације условне варијансе пара BTC/EUR и вредности Z- коефицијента за временску серију КОВИД-19. Вредност овог коефицијента износи $r = - 0,1196$, што

представља негативну и веома слабу корелацију према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003). Исти случај је био и са израчунатим коефицијентом корелације историјских волатилности ових парова добијених применом стандардне девијације као алтернативне мере волатилности (Табела 56).

Један од коефицијената корелације приказаних у горњој табели (Табела 57) је и коефицијент корелације између условних варијанси деривираних применом адекватног GARCH модела на временске серије података валутних парова USD/EUR и CNY/EUR, чија вредност је израчуната у износу $r = 0,6315$ и према скалама (Guilford, 1953; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003) приказује позитивну и умерену корелацију, док према скали (Evans, 1996) исказује јаку корелацију позитивног смера. Вредност коефицијента корелације је ипак нешто нижа него ли у случају историјских волатилности ($r = 0,7886$), али и овде је у питању најјача корелациона веза у корелационој матрици.

Као један од коефицијената корелације који се налази у корелационој матрици (Табела 57) јавља се и коефицијент корелације између условних варијанси валутних парова USD/EUR и RUB/EUR, чија вредност износи $r = -0,0894$ и који према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), приказује слабу корелацију негативног смера, што је значајно различито од коефицијента корелације између историјских волатилности валутних парова USD/EUR и RUB/EUR добијених применом стандардне девијације, чија је вредност износила $r = 0,4202$ (Табела 56) и што према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) представља умерену корелацију позитивног смера.

У приказаној корелационој матрици се такође може приметити коефицијент корелације између условних варијанси парова USD/EUR и OIL/EUR (Табела 57), и он износи $r = 0,2651$, те према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) исказује позитивну и слабу корелацију, док према трећој скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), представља позитивну и јако слабу корелацију. Коефицијент је значајно мањи него ли коефицијент корелације између историјских волатилности ова два пара добијених применом стандардне девијације, где је износио: $r = 0,4476$ (Табела 56), а што је представљало умерену позитивну корелацију према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996), а слабу корелацију позитивног смера према преосталој скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003). Разлике у измереним коефицијентима, иако битне, ипак нису одлучујуће за коначне закључке изведене из спроведених истраживања.

У корелационој матрици (Табела 57) може се приметити и коефицијент корелације између условних варијанси валутног пара USD/EUR и вредности Z-коефицијента за временску серију КОВИД-19. Вредност коефицијента корелације у овом случају износи $r = 0,0424$, што према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), исказује позитивну и јако слабу корелацију, што није био случај код коефицијента корелације за волатилности добијене применом стандардне девијације, где је корелациона веза била такође позитивна, али умерена по скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996), а слаба према трећој скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003).

Потом следи коефицијент корелације између условних варијанси валутних парова CNY/EUR и RUB/EUR, чија се вредност такође налази у посматраној корелационој матрици (Табела 57). Овде коефицијент корелације износи $r = -0,0874$ и према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), даје веома слабу корелацију негативног смера, што је ипак значајна разлика у односу на коефицијент корелације волатилности истих парова добијених применом стандардне девијације (Табела 56).

Коефицијент корелације волатилности валутних парова CNY/EUR и OIL/EUR се налази у приказаној корелационој матрици (Табела 57) и износи $r = 0,3440$, што према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), исказује позитивну и слабу корелацију. Код примене стандардне девијације коефицијент корелације између историјских волатилности два пара износио је $r = 0,4478$ (Табела 56), и према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) имао је позитивну и умерену корелацију, док је према трећој скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), имао слабу корелацију позитивног смера.

Један од коефицијената корелације у приказаној табели (Табела 57) јесте и коефицијент корелације условних варијанси валутног пара CNY/EUR и вредности Z-коефицијента за временску серију КОВИД-19. Коефицијент корелације у овом случају износи $r = 0,0069$, што представља позитивну и веома слабу корелацију према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003). Применом стандардне девијације као алтернативне мере волатилности, коефицијент корелације између посматраних волатилности износио је $r = 0,3167$, што представља позитивну и слабу корелацију према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003).

Коефицијент корелације између условних варијанси парова RUB/EUR и OIL/EUR је такође један од коефицијената који се налази у корелационој матрици (Табела 57) и израчунати износ $r = -0,0341$, према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003) исказује веома слабу корелацију негативног смера и разликује се значајно од коефицијента корелације волатилности истих парова добијених применом стандардне девијације, где је коефицијент корелације $r = 0,3293$ (Табела 56), што према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003) представља позитивну и слабу корелацију.

Један од коефицијената у приказаној корелационој матрици (Табела 57) је и коефицијент корелације између условних варијанси пара RUB/EUR и вредности Z-коефицијента за временску серију КОВИД-19. Вредност овог коефицијента корелације је израчуната и износи $r = 0,0004$, што према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), исказује веома слабу корелацију позитивног смера и значајно се разликује од коефицијента корелације за волатилности добијене применом стандардне девијације, где је корелациона веза била позитивна и умерена по скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996), а позитивна и слаба по трећој скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003).

Један од посматраних коефицијената из приказане табеле (Табела 57) јесте и коефицијент корелације између волатилности пара OIL/EUR и вредности Z-коефицијента за временску серију КОВИД-19. Коефицијент корелације износи $r = -0,0346$ и према свим скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996; Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003) исказује негативну и веома слабу корелацију, што је ипак нешто друкчије него ли када је у питању коефицијент корелације код примене стандардне девијације где је $r = 0,2488$ и према скалама (Guilford, 1953; Evans, 1996) представља слабу корелацију позитивног смера, док према једној скали (Hinkle, Wiersma & Jurs, 2003), исказује позитивну и веома слабу корелацију.

Коефицијенти корелације између условних варијанси добијених применом адекватних GARCH модела на анализиране варијабле, приказују у одређеном делу, а поготову када се то тиче условних варијанси валутног пара RUB/EUR и вредности Z-коефицијента за временску серију КОВИД-19, нешто друкчије резултате од оних који су добијени применом стандардне девијације у виду корелација између волатилности посматраних варијабли. Међутим, разлике у различито добијеним коефицијентима корелације не утичу суштински на закључке везане за међузависност појединих

варијабли, обзиром да са аспекта овог истраживања не мењају суштински природу односа између посматраних варијабли.

Са друге стране, чини се да је на основу коефицијената корелације добијених применом оба модела или метода, неизостављив закључак да постоји одређена трипартитна веза између високофреквентних временских серија података за валутне парове USD/EUR и CNY/EUR и цене нафте која је у истраживању изражена кроз пар OIL/EUR.

4.3. Оцена утицаја екстерних шокова на волатилност биткоина, америчког долара, кинеског јуана и руске рубље

У принципу, током целокупног рада на дисертацији прожимају се оцене о утицају екстерних шокова на волатилност посматраних парова односно биткоина, америчког долара, кинеског јуана и руске рубље. Као што се може и видети на основу резултата спроведених истраживања волатилности применом стандардне девијације и адекватних GARCH модела, посматрани парови BTC/EUR и RUB/EUR имају много већу волатилност под утицајем екстерних шокова, него ли валутни парови USD/EUR и CNY/EUR, у посматраном петогодишњем периоду, од почетка 2018. године до краја 2022. године.

Када се детаљније погледају резултати добијени статистичком анализом кретања вредности биткоина у петогодишњем периоду, може се приметити да је процентуална разлика између минималне и максималне вредности биткоина у односу на евро, износила 1951,67%, док је процентуална разлика између минималне и максималне вредности руске рубље у односу на евро, у посматраном периоду износила негде око 180%.

Код дескриптивне статистике логаритмованих приноса временске серије података за пар BTC/EUR, уочава се изразито висока вредност Jarque-Bera у износу од 9112,151 и са коефицијентом спљоштености (*kurtosis*) $K = 13,78584$, што нам говори да серија нема нормалну дистрибуцију и да има изражену волатилност у посматраном периоду. Такође, код анализе дескриптивне статистике логаритмованих приноса серије података за валутни пар RUB/EUR може се уочити још израженија вредност Jarque-Bera од 52408,68 и коефицијент спљоштености (*kurtosis*) $K = 29,11615$, што потврђује чињеницу да серија нема нормалну дистрибуцију и да има јако изражену волатилност у посматраном периоду.

Ако се погледају коефицијенти корелације добијени између условних варијанси добијених применом FIGARCH (1,1) модела на пар BTC/EUR, односно применом GARCH (1,1) модела на пар RUB/EUR и условних варијанси добијених применом FIGARCH (1,1) модела на пар OIL/EUR, односно Z-коефицијената временске серије броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу, види се да постоји веома слаба међузависност волатилности парова BTC/EUR и RUB/EUR са једне стране и пара OIL/EUR, односно Z-коефицијената временске серије броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 са друге стране (Guilford, 1953; Evans, 1996), у посматраном петогодишњем периоду.

Код примене стандардне девијације, историјске волатилности парова BTC/EUR и RUB/EUR са једне стране и пара OIL/EUR, односно временске серије броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 са друге стране, уочава се код пара BTC/EUR веома слаба међузависност са варијаблама које представљају екстерне шокове у посматраном периоду (Guilford, 1953; Evans, 1996), а код пара RUB/EUR слаба међузависност у односу на пар OIL/EUR, а умерена корелација у односу на серију броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 (Guilford, 1953; Evans, 1996).

Обзиром да је са намером одвојена оцена утицаја екстерних шокова на вредност америчког долара и кинеског јуана у односу на оцену утицаја екстерних шокова на вредност биткоина и руске рубље, у наредним редовима се може видети и зашто. Ако се погледају резултати анализе статистике кретања вредности америчког долара у посматраном периоду, може се уочити да је процентуална разлика између минималне и максималне вредности америчког долара у односу на евро, износила 28,84%, а да је процентуална разлика односа минималне и максималне вредности кинеског јуана у односу на евро, у петогодишњем периоду, од почетка 2018. године до краја 2022. године износила негде око 23,19%.

Уколико се погледају вредности дескриптивне статистике логаритмованих приноса временске серије података за пар USD/EUR, примећује се вредност Jarque-Bera у износу од 1194,641 која је знатно мања него ли код парова BTC/EUR и RUB/EUR и са значајно нижим коефицијентом спљоштености (*kurtosis*) $K = 6,963448$, што нам уистину говори да серија нема нормалну дистрибуцију, али и да има мање изражену волатилност у посматраном периоду у односу на биткоин и руску рубљу. Код анализе дескриптивне статистике логаритмованих приноса серије података за валутни пар CNY/EUR може се уочити још мања вредност Jarque-Bera која износи 746,915 и коефицијент спљоштености (*kurtosis*) $K = 6,124739$, што потврђује чињеницу да ни ова

серија нема нормалну дистрибуцију и да има такође мању волатилност у посматраном периоду у односу на биткоин и руску рубљу.

Ако анализирамо коефицијенте корелације добијене између условних варијанси добијених применом FIEGARCH (1,1) модела на валутни пар USD/EUR, односно применом TARARCH (1,1) модела на валутни пар CNY/EUR и условних варијанси деривираних применом FIGARCH (1,1) модела на пар OIL/EUR, односно Z-коефицијената временске серије броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу, види се да постоји слаба међузависност између волатилности парова USD/EUR и CNY/EUR и пара OIL/EUR у посматраном периоду (Guilford, 1953; Evans, 1996), као и веома слаба међузависност између волатилности парова USD/EUR и CNY/EUR и Z-коефицијената временске серије броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 (Guilford, 1953; Evans, 1996), у посматраном петогодишњем периоду.

У случају примене стандардне девијације, волатилности парова USD/EUR и CNY/EUR са једне стране и пара OIL/EUR, односно временске серије броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 са друге стране, уочава се код пара USD/EUR умерена међузависност са варијаблама које исказују екстерне шокове у посматраном периоду (Guilford, 1953; Evans, 1996), а код пара CNY/EUR умерена корелација у односу на пар OIL/EUR (Guilford, 1953; Evans, 1996), а слаба корелација у односу на временску серију броја новозаражених од пандемије КОВИД-19 (Guilford, 1953; Evans, 1996).

На основу предочених резултата истраживања и њихове оцене јасно се уочава чињеница да не постоји јака међузависност посматраних варијабли: биткоина, америчког долара, кинеског јуана и руске рубље са варијаблама које у истраживању представљају утицај екстерних шокова – пандемије КОВИД-19 и ратне кризе у Украјини.

Код биткоина и руске рубље се примећује значајно већа волатилност, него ли код америчког долара и кинеског јуана, али је она углавном у веома слабој или слабој корелацији са утицајем варијабли које представљају екстерне шокове. Значи, она је више шпекулативног односно краткотрајног карактера и губи свој интензитет у посматраном петогодишњем периоду.

Иако код америчког долара и кинеског јуана постоји знатно нижи интензитет волатилности него ли код биткоина и руске рубље, приметна је појава да су ове две валуте за разлику од биткоина и руске рубље, реаговале одређеном волатилношћу на оба екстерна шока чији је утицај истраживан у току рада на дисертацији.

Коначно, може се рећи да се утицај екстерних шокова у посматраном периоду највише огледа кроз присутну волатилност америчког долара и кинеског јуана, односно утицај промена цене нафте на њих, мада и то у ограниченим оквирима, на кратак рок. Шпекулативност и краткотрајност су главне особине утицаја екстерних шокова на готово све посматране валуте и биткоин у петогодишњем периоду.

V Закључци истраживања

Рад на овој дисертацији је имао за циљ да што боље и поузданије оцени волатилност посматраних валутних парова применом GARCH модела и стандардне девијације као алтернативне мере волатилности.

Коришћене високофреквентне серије података (на дневном нивоу), су обухватале период од почетка 2018. године, па све до краја 2022. године, узимајући у обзир чињеницу да су се управо у том периоду десила два врло интензивна и специфична егзогена догађаја као што су пандемија КОВИД-19 и ратна криза у Украјини.

Генерално би се могло рећи да се применом истраживања није у потпуности дошло до очекиваних резултата, посебно имајући у виду да се емпиријском анализом није дошло до јаке међузависности односно корелације између посматраних варијабли. Међутим, и то је неки показатељ.

5.1. Општи закључци и доприноси истраживања

Значај овог истраживања је пре свега био у контексту научног доприноса унапређењу схватања и тумачења актуелних односа у глобалној односно међународној економији и геополитици.

Очекивање које је постојало на почетку истраживања односно полазна истраживачка хипотеза, била је да амерички долар још увек представља доминантну валуту на светском финансијском тржишту, не само у смислу његове употребе, већ пре свега његове моћи да одржи снагу и буде отпоран на екстерне шокове који су се у последње време показали чести и интензивни и пре свега опасни за стабилност глобалне економије, а самим тим и глобалних финансија. Другим речима, приступајући том проблему на један сасвим конзервативан начин, амерички долар још увек делује као валута која је најспособнија да обави оне функције, које новац као финансијско средство треба да поседује. Ипак, према добијеним резултатима почетна претпоставка се није у потпуности обистинила. Кад се каже да није у потпуности, онда се конкретно мисли на један део чињеница које не иду у прилог потврди полазне истраживачке хипотезе.

На основу резултата спроведеног истраживања, дефинитивно се може рећи да је глобална економија уз амерички долар изнедрила још једну светску валуту која може

раме уз раме стати са америчким доларом. У питању је без дилеме кинески јуан. Истина је, он још увек чини испод 3% укупних девизних резерви у свету, светска трговина се још не обавља коришћењем кинеског јуана као средства размене у некој великој мери, али према свим резултатима истраживања, јасно је да је кинески јуан као валута Кине, која је данас једна од две водеће светске економије, у великој мери интегрисан у глобалну економију и јако стабилан, односно отпоран на утицај чак и таквих екстерних шокова какав је на пример за Кину представљала појава пандемије КОВИД-19.

Иако резултати истраживања показују одређену конкурентност кинеског јуана у односу на амерички долар, још увек се не би могло рећи да ће кинески јуан у блиској будућности бити светска валута број један, али може се закључити да поседује потенцијал за то. Уосталом та тренутно „нераскидива“ веза између америчког долара и кинеског јуана је потврђена и јаком корелацијом која је била уствари и најјача међузависност између свих посматраних варијабли у истраживању.

Прва од посебних хипотеза која се односила на чињеницу да пандемија КОВИД-19 није у значајнијој мери утицала на волатилност америчког долара, је потврђена кроз истраживања волатилности америчког долара и његову корелацију са бројем новозаражених од пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу, у посматраном периоду. Ниво корелације је у апсолутним бројевима значајно већи код примене адекватног GARCH модела, него ли код примене стандардне девијације, али и даље довољно низак да би закључили да се прва посебна хипотеза проверена у дисертацији показала тачном.

Следећа посебна хипотеза којом је утицај пандемије КОВИД-19 на волатилност биткоина цењен значајним, није потврђена, обзиром да су оба коефицијента корелације између две посматране варијабле била веома слабог интензитета, а уз то оба и негативног смера, што апсолутно одговара закључку да пандемија КОВИД-19 није утицала у значајној мери на волатилност криптовалуте биткоин.

И код волатилности кинеског јуана која је разматрана у трећој посебној хипотези, такође кроз утицај пандемије КОВИД-19, није пронађена умерена или јака веза са утицајем пандемије КОВИД-19 као екстерног шока, обзиром да су добијени коефицијенти корелације посматраних варијабли били на нивоу веома слабе или слабе

корелације, иако је утицај пандемије КОВИД-19 имао краткорочни ефекат на волатилност кинеске валуте.

Такође, истраживање утицаја пандемије КОВИД-19, кроз стандардизовани број новозаражених на дневном нивоу, на волатилност руске рубље је показало да је корелациона веза између ове две посматране варијабле у оба случаја недовољно јака да би констатовали да је пандемија КОВИД-19 утицала на волатилност руске рубље у посматраном периоду, што значи да се и ова посебна хипотеза на основу спроведених истраживања применом стандардне девијације и применом GARCH модела показала нетачном.

Пета посебна хипотеза која је мерила утицај цене нафте на волатилност америчког долара на основу примењеног истраживања показала се тачном. Имајући у виду чињеницу да су резултати истраживања кроз примену стандардне девијације и адекватних GARCH модела за обе посматране варијабле показали да није било дугорочнијег утицаја цене нафте на волатилност америчког долара у значајној мери, ова посебна хипотеза се на основу резултата спроведеног истраживања може сматрати тачном.

Резултати истраживања утицаја цене нафте на волатилност биткоина су показали да се шеста посебна хипотеза не може сматрати тачном, имајући у виду чињеницу да су коефицијенти корелације волатилности који су добијени применом стандардне девијације и адекватних GARCH модела за посматране варијабле показали веома слабу корелациону везу између волатилности цене нафте и волатилности биткоина.

У седмој по реду хипотези је исказан став да је цена нафте као варијабла која је представљала утицај кризе у Украјини као екстерни шок, утицала на волатилност кинеског јуана. Резултати истраживања у коначници исказани кроз коефицијенте корелације између посматраних волатилности добијених применом стандардне девијације и адекватних GARCH модела, су показали да постоји слаба односно умерена корелација између посматраних варијабли, па се ни ова хипотеза применом истраживања није показала тачном.

Осма посебна хипотеза у овом истраживању је третирала утицај цене нафте као варијабле која је представљала утицај кризе у Украјини као екстерног шока на волатилност руске рубље. И мада се у овом случају могла очекивати јака

међузависност посматраних варијабли изражена кроз оба израчуната коефицијента корелације волатилности добијених и применом стандардне девијације и применом GARCH модела, у овом случају је постојала веома слаба односно слаба корелација, што значи да се и ова хипотеза на основу добијених резултата истраживања показала нетачном.

Наредна посебна хипотеза се односи на став да постоји слаба корелациона веза између волатилности америчког долара и биткоина. Израчунати коефицијенти корелације, и применом стандардне девијације и применом одговарајућег GARCH модела, су показали да између посматраних варијабли постоји веома слаба односно слаба корелациона веза, што потврђује девету посебну хипотезу у овом раду и према томе сматрамо је тачном. Ово је важно због чињенице да постоји одређени број заговорника тезе да биткоин може бити алтернативно међународно средство плаћања, међутим подаци добијени кроз истраживање спроведено у овом раду не иду у прилог заговорницима ове тезе.

Једна од посебних хипотеза у истраживању је третираола и корелациону везу између волатилности америчког долара и кинеског јуана. Резултати истраживања исказани кроз добијене коефицијенте корелације, применом стандардне девијације као алтернативне мере волатилности и применом одговарајућег GARCH модела, су показали да постоји умерена до јака корелациона веза између америчког долара и кинеског јуана, па ову посебну хипотезу можемо сматрати тачном. И још више од тога, она у доброј мери открива суштину данашње глобалне економије.

У једанаестој посебној хипотези овог истраживања је исказан став да постоји умерена корелациона веза између волатилности америчког долара и руске рубље. Спроведена истраживања су резултирала таквим коефицијентима корелације да не можемо прихватити тачност ове хипотезе, без обзира што је један део истраживања применом стандардне девијације према две од три скале (Guilford, 1953; Evans, 1996), показивао умерену корелацију између посматраних варијабли. Ипак, ова корелациона веза није довољно јака да би потврдили хипотезу.

Коначно, дванаеста посебна хипотеза је исказана кроз став да постоји јака корелациона веза између волатилности кинеског јуана и руске рубље. Резултати примењених истраживања, односно нивои добијених коефицијената корелације за посматране варијабле су показали да не постоји јака корелациона веза између ове две

посматране варијабле, што значи да се и ова посебна хипотеза кроз примену истраживања показала нетачном.

5.2. Ограничења код истраживања

Током рада на дисертацији и примене наведених истраживања уочено је неколико недостатака односно ограничења.

Као први и основни недостатак истраживања могла би се нагласити дужина посматраних високофреквентних временских серија података, обзиром да се показало да поједини резултати истраживања у значајном делу зависе од периода у коме је посматрана волатилност истраживаних варијабли.

Уопштено гледано, могло би се рећи да би дуже временске серије података на бољи начин приказивале кретање вредности односно волатилност посматраних варијабли, али са друге стране посматрано утицај екстерних шокова на њихову волатилност је прилично краткотрајан, па се у свакој дужој серији губи ефекат утицаја анализираних екстерних шокова на волатилност тих варијабли. Као једна од последица примењеног истраживања, стиче се утисак да би можда краће временске серије посматраних варијабли боље исказале утицај појединих екстерних шокова на њихову волатилност.

Са друге стране гледано, варијабле које су карактерисале екстерне шокове, а поготову број новозаражених од пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу, су биле ограничене у смислу да је на пример број новозаражених од пандемије КОВИД-19 на дневном нивоу био једнак нули све до почетка пандемије 2020. године и можда као временска серија није на најбољи начин приказала утицај екстерног шока који је представљала на посматране валутне парове и биткоин.

Кроз примену истраживања, наметнуло се и питање да ли је цена нафте као енергента, у овом случају могла представљати оба екстерна шока чији је утицај анализиран, и пандемију КОВИД-19 и кризу у Украјини, имајући у виду да је утицај пандемије на посматране валутне парове и биткоин управо био посредан, углавном преко цене нафте и повећања количине новца у оптицају квантитативним попуштањем водећих централних банака, а у циљу финансијске подршке привреди и становништву током пандемије КОВИД-19. Можда би количина емитованог новца централних банака током пандемије КОВИД-19 боље одсликавала утицај овог екстерног фактора, али је

веома упитна доступност ових података, а поготову на дневном нивоу, што би једино могло бити значајно за примену овог истраживања.

Такође, један од недостатака овог истраживања је примена корелације, али не и регресије како би утврдили суштину односа између посматраних варијабли. Можда би се управо са истраживањем спроведеним на дужој или краћој временској серији података, појавила могућност и наравно потреба за израчунавање регресије између посматраних варијабли.

5.3. Предлози за даља истраживања

На основу изложених закључака и ограничења код истраживања, једноставно се намећу и предлози за примену даљих истраживања у смислу посматрања утицаја екстерних шокова на водеће светске валуте, укључујући и биткоин. Из перспективе науке, истраживање је отворило неколико занимљивих питања која траже адекватан одговор.

У том контексту, даље истраживање би требало да узме у обзир и европску валуту, као једну од важнијих светских валута и да истражи њену осетљивост односно волатилност под утицајем екстерних шокова, односно да испита међузависност евра са овде посматраним валутама. Можда би имали још јаснију слику о дешавањима у глобалној економији и међународним финансијама, односно о међузависности између међународних економских и геополитичких односа.

Као што се код набрајања ограничења истраживања већ закључило, вероватно би и промена дужине периода у коме се истражују анализиране варијабле, продуковала неке неочекиване и занимљиве резултате истраживања, а у крајњем коначно и омогућила испитивање природе везе за неке од посматраних варијабли, применом регресије. У данашњем свету, односно глобализованој економији, економски параметри се много брже и чешће мењају, па је краткорочност утицаја екстерних шокова неминовност савремене економије.

Управо претходно речено, чини се као увод у даље истраживање везано за однос валута две водеће светске економије, америчког долара и кинеског јуана, уз незаобилазан утицај цене нафте односно енергената уопште. Са научне тачке гледишта изгледа као да се управо негде у овом троуглу отварају хоризонти будућих дешавања у глобалним финансијама, међународној економији и геополитици.

Можемо закључити, да се и на основу овог емпиријског истраживања намеће идеја о могућности да врло брзо петродолар може постати петројуан, односно да кинески јуан може постати амерички долар. Заиста, тема која се готово наметљиво препоручује за даље истраживање.

Литература:

1. Adams, R. Kewell, B. Parry, G. (2018), Blockchain for Good? Digital Ledger Technology and Sustainable Development Goals, Handbook of Sustainability and Social Science Research, Springer International Publishing, New York, str. 127-140;
2. Aganin, A. and Perestsky, A. (2018) Volatility of ruble exchange rate: Oil and sanctions, Applied Econometrics 52: 5-21;
3. Agyei, S.K., Adam, A.M. Bossman, A. Asiamah, O., Owusu Junior, P. Asafo-Adjei, R. and Asafo-Adjei, E. (2022) Does volatility in cryptocurrencies drive the interconnectedness between the cryptocurrencies market? Insights from wavelets, Cogent Economics & Finance, 10:1, 2061682, <https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2061682>;
4. Ahmad, W. Ravi, P. Gazi Salah, U. Rishman, J.K.C. Md Lutfur, R. Anupam, D. (2020), On the intraday dynamics of oil price and exchange rate: What can we learn from China and India? Energy Economics 91: 104871;
5. Alabi, K. (2017), Digital Blockchain Networks Appear to be Following Metcalfe's Law, Electronic Commerce Research and Applications 24;
6. Albuлесcu, C. T. and Ajmi, N. A. (2021) Oil price and US dollar exchange rate: Change detection of bi-directional causal impact, Energy Economics 100, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105385>;
7. Alexander, C. (2001), Market Models - A Guide to Financial Data Analysis, JOHN WILEY & SONS, LTD;
8. Altman, E. Sadoc Menasché, D. Reiffers-Masson, A. Datar, M. Dhamal, S. Touati, C. and El-Azouzi, R. (2020) Blockchain competition between miners: a game theoretic perspective, HAL Open Science;
9. Andersen, T.G. and Bollerslev, T: (1998), Deutsche Mark-Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependencies, Journal of Finance, 53, 219-265;
10. Anjum, H. (2019), Estimating volatility transmission between oil prices and the US Dollar exchange rate under structural breaks, Journal of Economics and Finance 43: 750-763, <https://doi.org/10.1007/s12197.019.09472-w>;
11. Anon Collective (2020), Bitcoin Anonymous? Of Trust in Code and Paper, Punctum Books (2020), pp. 433-446;
12. Antonopoulos, A. (2017), Mastering Bitcoin: Unlocking Digital Cryptocurrencies, O'Reilly Media, Sebastopol, CA, USA;
13. Archer, M. Bickford, J. (2005), Getting started in currency trading, John Wiley & Sons, Inc. New Jersey, USA;
14. Arslanian, H. Fischer, F. (2019), The Future of Finance: The Impact of FinTech, AI, and Crypto on Financial Services, Springer International Publishing; Palgrave Macmillan, Springer Nature Switzerland AG, Cham, Switzerland;
15. Azimi, N.M. (2016) Assessing the exchange rate volatility as an external shock to Chinese economy, International Journal of Economic and Finance 8 (5): 277. <https://doi.org/10.5539/ijef.v8n5p277>;

16. Baillie, R. Bollerslev, T, Mikkelsen, H.O. (1996), Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, Volume 74, Issue 1, Pages 3-30, [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(95\)01749-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(95)01749-6);
17. Balaban, S. Pavićević, V. Simić, M. (2024), Međuzavisnost volatilnosti cene nafte i deviznog kursa rublje tokom krize u Ukrajini, *Oditor*;
18. Balaban, S. Živkov, D. and Milenković, I. (2019) Impact of an unexplained component of real exchange rate volatility on FDI: Evidence from transition countries, *Economic Systems* 43, <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2019.100719>;
19. Bank for International Settlements (2018), *Annual Economic Report 2018*, Bazel;
20. Barentsen, A. Schar, F. (2018), *A Short Introduction to the World of Cryptocurrencies*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review;
21. Baur, G.D. Dimpfl, T. (2021), The volatility of Bitcoin and its role as a medium of exchange and a store of value, *Empirical Economics* (2021) 61:2663–2683, <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01990-5>;
22. Beckmann, J., Czudaj, R. L. and Arora, V. (2020) The Relationship between Oil Prices and Exchange Rates: Revisiting Theory and Evidence, Dostupno na: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988320301122>;
23. Benzid, L. and Chebbi, K. (2020) The Impact of COVID-19 on Exchange Rate Volatility: Evidence Through GARCH Model 28. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3612141>;
24. Bhaskar B. Biswajit, P. (2023), Effects of Crude Oil Price Shocks on Stock Markets and Currency Exchange Rates in the Context of Russia - Ukraine Conflict: Evidence from G7 Countries, *Journal of Risk and Financial Managment* 16: 64, <https://doi.org/10.3390/jrfm16020064>;
25. Bhatiya, N. (2020), *New Technology and Economic Challenges*, Center for a New American Security (2020), pp. 6-8;
26. Bodie, Z. Kane, A. Marcus, A. (2009), *Osnovi investicija*, Data Status, Beograd;
27. Böhme, R. Christin, N. Edelman, B. Moore, T. (2015), "Bitcoin: Economics, Technology and Governance", *Journal of Economic Perspectives: Vol* (29), pp. 213-238; American Economic Association;
28. Bollerslev, T. Engle, R. Nelson, D. (1994), ARCH Models, *Handbook of Econometrics* (Vol. IV), ed. R. Engle and D. McFadden, Amsterdam: North Holland, pp. 2959-3038;
29. Bollerslev, T. & Melvin, M. (1994), Bid - ask spreads and volatility in the foreign exchange market: An empirical analysis, *Journal of International Economics*, 36(3), 355-372;
30. Bollerslev, T, Mikkelsen, H.O. (1996), Modeling and pricing long memory in stock market volatility, *Journal of Econometrics*, Volume 73, Issue 1, Pages 151-184; [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01736-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01736-4);
31. Bootle, R. (2019), *The AI Economy*, Nicholas Braley Publishing, London - Boston;
32. Borochnik, A. A. (2017) Volatility and predictability of the Russian ruble exchange rate, *Finance and Credit* 5(725): 274-291. <https://doi.org/10.24891/fc.23.5.274>;
33. Bossu, S. Carr, P. (2014), *Advanced Equity Derivatives: Volatility and Correlation*, Wiley, New Jersey, US;

34. Bouazizi, T. (2023), Unpacking the Complexities of Cryptocurrency Prices Volatility in Times of Crisis: A time Series Data with Long-term Memory or Long-range Dependence, <https://doi.org/10.32388/JC0DMR>
35. Bourghelle, D. Fredj, J. Philippe, R. (2021), Oil price volatility in the context of COVID-19, *International Economics* 167: 39-49;
36. Boykey, S. Dingle, S. Dingle, S. (2022), *Beyond Bitcoin: Decentralized Finance and the End of Banks*, Icon Books;
37. Brahmairene, T. Huang, J.C. and Y. Sissokko (2014), Crude oil prices and exchange rate: causality, variance decomposition and impulse response, *Energy Economics* 44: 407–412. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.05.011>;
38. Burniske, C. Tatar, J. (2017), *Cryptoassets: The Innovative Investor's Guide to Bitcoin and Beyond*, McGraw-Hill Education, New York;
39. Buterin, V. (2015), On public and private blockchains, *Ethereum blog*, vol. 7;
40. Caginalp, C. Caginalp, G. (2019), Establishing Cryptocurrency equilibria game theory, *AIMS Mathematics*; volume 4, issue 3;
41. Castro, C. (2021) Dynamic interactions between oil price and exchange rate, *PloS One* 15(8). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0237172>;
42. Chen, Y. (2021), Empirical analysis of bitcoin price, *Journal of Economics and Finance* (2021) 45:692–715, <https://doi.org/10.1007/s12197-021-09549-5>;
43. Chrishti, S. Barberis, J. (2016), *The FinTech Book*, John Wiley & Sons Ltd, Chichester, West Sussex, UK;
44. Cohen, J. Cohen, P. West, S. G. and Aiken, L. S. (2013) *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*, Routledge;
45. Cohen, J. Schmidt, E. (2014), *Novo digitalno doba*, Profil, Zagreb;
46. Community Paper (2021), *Cryptocurrencies: A Guide to getting started*, World Economic Forum, Global Future Council on Cryptocurrencies;
47. Community Paper (2021), *Cryptocurrency regulation - An Industry Perspective on the Insights and Tools needed to shape balanced Crypto Regulation*, World Economic Forum, Global Future Council on Cryptocurrencies;
48. Demirors, M. Sheffield, C. (2020), What is it good for? An overview of Cryptocurrency use cases, World Economic Forum, Global Future Council on Cryptocurrencies;
49. De Vries, A. (2018), Bitcoin's Growing Energy Problem, Volume 2, Issue 5, str. 801-805 <https://doi.org/10.1016/j.joule.2018.04.016>;
50. De Schryder, S. & Peersman, G. (2015), The U.S. Dollar Exchange Rate and the Demand for Oil, *The Energy Journal* 36(3):263-285. <https://doi.org/10.5547/01956574.36.3.ssch>;
51. Ding, Z. Granger, C.W.J. Engle, R.F. (1993), A long memory property of stock market returns and a new model, *Journal of Empirical Finance*, Volume 1, Issue 1, June 1993, Pages 83-106, [https://doi.org/10.1016/0927-5398\(93\)90006-D](https://doi.org/10.1016/0927-5398(93)90006-D);
52. Dyrberg, A. (2015), Bitcoin, gold and the dollar - A GARCH volatility analysis, *Finance Research Letters* (2015), <http://dx.doi.org/10.1016/j.frl.2015.10.008>;
53. Eatwell, J. Taylor, L. (2002), *International capital markets: system in transition*, Oxford University Press, New York;

54. Eha, B.P. (2017), *How money got free: Bitcoin and the fight for the future of finance*, Oneworld;
55. Engel, C. and Hamilton, J. D. (1990), Long Swings in the Dollar: Are they in the Data and Do Markets Know It?, *American Economic Review* 80(4), 689-713;
56. Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993), Measuring and testing the impact of news on volatility, *The journal of finance*, 48(5), 1749-1778;
57. Erić, D. Đukić, M. Bodroža, D. (2021), *Finansijska tržišta X.O.*, Data Status, Beograd;
58. Evans, H. R. (1996) An Analysis of Criterion Variable Reliability in Conjoint Analysis, *SAGE Journals* 82(3);
59. Fama, E. F. (1965), The behavior of stock-market prices, *The journal of Business*, 38(1), 34-105;
60. Feng, G-F, Yang, H-C, Gong, Q. and Chang, C-P. (2021) What is the exchange rate volatility response to COVID-19 and government interventions? *Economic Analysis and Policy* 69: 705-719. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.01.018>;
61. Ferguson, N. (2008), *The Ascent of Money - Financial History of the World*, Penguin Press;
62. Francq, C. Zakoian, J.M. (2019), *Garch Models: Structure, Statistical Inference and Financial Applications*, Wiley-Blackwell, New Jersey, USA;
63. Furlonger, D. Uzureau, C. (2019), *The Real Business of Blockchain*, Gartner, Inc. Harward Business Review Press, Boston, MA, USA;
64. Galbraight, J.K. (1997), *Novac: odakle je došao, gde je otišao*, Ekonomska edicija, PS Grmeč, Beograd;
65. Glosten, L. R. Jagannathan, R. and Runkle, D. E. (1993), On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks, *The journal of finance*, 48(5):1779–1801; <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>;
66. Golub, S. S. (1983), Oil prices and exchange rates, *Economic Journal* 93: 576-593;
67. 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;
68. Hadd, R. A. and Rodgers, J. L. (2021) *Understanding Correlation Matrices (Quantitative Applications in the Social Sciences)*, 1st Edition, SAGE Publication Inc;
69. Hadžić, M. i Barjaktarović, L. (2015), *Monetarna ekonomija*, Univerzitet Singidunum, Beograd;
70. Halaburda, H. Sarvary, M. Haeringer G. (2022), *Beyond Bitcoin Economics of Digital Currencies and Blockchain Technologies*, Palgrave Macmillan, Second Edition, Springer Nature Switzerland AG, Cham
71. Hattori, T. (2020), A forecast comparison of volatility models using realized volatility: evidence from the Bitcoin market, *APPLIED ECONOMICS LETTERS* 2020, VOL. 27, NO. 7, 591–595, Taylor & Francis Ltd;
72. Hayek, F. (1976), *Denationalisation of Money*, London: Institute of Economic Affairs;
73. Hileman, G. Raucha, M. (2017), *Global Cryptocurrency Benchmarking Study*, Cambridge Centre for Alternative Finance, University of Cambridge;

74. Hinkle, D. E. Wiersma, W. Jurs, S. G. (2003), *Applied Statistics for the Behavioral Sciences*, Boston, MA, Houghton Mifflin Company;
75. Hougan, M. Lawant, D. (2021), *Cryptoassets - The Guide to Bitcoin, Blockchain and Cryptocurrency for Investment Professionals*, CFA Institute Research Foundation, Charlottesville;
76. Hsu, S-H. (2022), Investigating the Co-volatility Spillover Effects between Cryptocurrencies and Currencies at Different Natures of Risk Events. *Journal of Risk and Financial Management* 15: 372. <https://doi.org/10.3390/jrfm15090372>;
77. Huber, A.T. and Sornette, D. (2022), Boom, Bust and Bitcoin: Bitcoin-Bubbles as Innovation Accelerators, *JOURNAL OF ECONOMIC ISSUES* Volume LVI No. 1, pp. 113-136; Association for Evolutionary Economics;
78. Huberman, G. Leshno, D.J. and Moallemi, C. (2019), An Economist's Perspective on the Bitcoin Payment System, Vol. 109 *PAPERS AND PROCEEDINGS OF THE One Hundred Thirty-First Annual Meeting OF THE AMERICAN ECONOMIC ASSOCIATION (MAY 2019)*, pp. 93-96, American Economic Association;
79. Hung, N. T., Linh, N.T.M. and Vo, V. X (2022), Exchange rate volatility connectedness during Covid-19 outbreak: DECO-GARCH and transfer entropy approaches, *Journal of International Financial Markets, Institution and Money* 101628. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2022.101628>;
80. Ilk, N. Shang, G. Fan, S. Zhao, J.L. (2021), Stability of transaction fees in Bitcoin: A Supply and Demand perspective, *MIS Quarterly* Vol. 45 No. 2 pp. 563-592 / June 2021, DOI: 10.25300/MISQ/2021/15718;
81. John, O. (2021), Factors Affecting the Change of Exchange Rate, *Journal of Economics and Economic Education Research*, Vol. 22, Issue 5;
82. José, A. and Gonçalves, T. C. (2022), A Systematic Literature Review of Volatility and Risk Management on Cryptocurrency Investment: A Methodological Point of View. *Risks* 10: 107. <https://doi.org/10.3390/risks10050107>;
83. Jying-Nan, W. Hung-Chun, L. Shu-Mei C. and Yuan-Teng H. (2019), On the predictive power of ARJI volatility forecasts for Bitcoin, *APPLIED ECONOMICS* 2019, VOL. 51, No. 44, 4849–4855, Taylor & Francis Ltd;
84. Karakostas, E. (2021), The significance of the Exchange Rates: A Survey of the Literature, *Modern Economy*, Vol. 12, No. 11, <https://doi.org/10.4236/me.2021.1211082>;
85. Karlsson, K. H. Mansson, K. Sjolander, P. (2020), Unveiling the Time-dependent Dynamics between Oil Prices and Exchange Rates: A Wavelet-based Panel Analysis; *The Energy Journal*, Vol. 41, No. 6, 87-106;
86. Katsiampa, P. (2019), An empirical investigation of volatility dynamics in the cryptocurrency market, *Research in International Business and Finance*, 50. pp. 322-335. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.06.004>;
87. King, S. (2021), *Blockchain Startups: Bitcoin and Ethereum as the Frontier of Finance*, Token Flow Ltd;
88. Kovačević, R. (2016), Modeliranje deviznog kursa evra prema dolaru pomoću ARCH/GARCH modela, *Bankarstvo*, Vol. 45, broj 4, doi: 10.5937/bankarstvo1604020K;
89. Krugman, P. (1983), Oil shocks and exchange rate dynamics, In: Frenkel JA (ed) *Exchange rates and international macroeconomics*, University of Chicago Press, Chicago;

90. Kumar, A.S. and Anandarao, S. (2019), Volatility Spillover in Crypto-Currency Markets: some Evidences from GARCH and Wavelet Analysis, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 524, 448-458;
91. Kumar Tiwari, A. Kumar, S. and Pathak, R. (2019), Modelling the dynamics of Bitcoin and Litecoin: GARCH versus stochastic volatility models, *APPLIED ECONOMICS* 2019, VOL. 51, NO. 37, 4073–4082, <https://doi.org/10.1080/00036846.2019.1588951>;
92. Kutu, A.A. and Ngalawa, H. (2016), Exchange rate volatility and global shocks in Russia: an application of GARCH and APARCH models, *Investment Management and Financial Innovations* 13(4): 203-211. [https://doi.org/10.21511/imfi.13\(4-1\).2016.06](https://doi.org/10.21511/imfi.13(4-1).2016.06);
93. Lagarde, C. (2017), *Central Banking and Fintech A Brave New World*, London. Govor na konferenciji pod pokroviteljstvom Centralne banke Engleske;
94. Lee, D. K. C. Low, L. (2018), *Inclusive Fintech: Blockchain, Cryptocurrency and Ico*, World Scientific Publishing Company, Singapore;
95. Li, C. (2021), *To Establish A Supra Sovereign International Currency - The Reform Of International Monetary System*, Beijing Normal University Press, Beijing, China;
96. Li, Y. Liu, R. Yao, Y. Xie, Q. (2022), Time -frequency volatility spillovers across the international crude oil market and Chinese mayor energy futures markets: Evidence from COVID-19, *Resources Policy*, 77:102646;
97. Li, Z. Su, Z-W. Yaqoob, T. and Sajid, Y. (2021), COVID-19 and currency market: a comparative analysis of exchange rate movement in China and USA during pandemic, *Economic Research* 35(1): 2477-2492. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1959368>;
98. Li, Z. Su, C. and Zhu, M.N. (2022), How Does Uncertainty Affect Volatility Correlation between Financial Assets? Evidence from Bitcoin, Stock and Gold, *Emerging markets Finance and Trade* 2022, VOL. 58, NO. 9, 2682–2694, <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.2009339>;
99. Lizardo, R.A. and Mollick, A.V. (2010), Oil Price Fluctuations and U.S. Dollar Exchanges Rates, *Energy Economics* 32 (2): 399-408;
100. Lukić, V. (2017), Prednosti i ograničenja privatnih digitalnih valuta, *Ekonomska politika i razvoj: tematski zbornik radova*, Beograd: Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, pp.150 - 168;
101. Luther, W. White, L (2014), *Can Bitcoin Become a Major Currency*, George Mason University, Working paper in Economics, No. 14-17;
102. Lyócsa, Š. and Plíhal, T. (2022) Russia's ruble during the onset of the Russian invasion of Ukraine in early 2022: The role of implied volatility and attention, *Finance Research Letters* 48. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.102995>;
103. Maghyreh, A. Abdoh, H. (2022), COVID-19 and the volatility interlinkage between bitcoin and financial assets, *Empirical Economics*, <https://doi.org/10.1007/s00181-022-02223-7>;
104. Makarov, I. Schoar A. (2019), Price Discovery in Cryptocurrency Markets, Vol. 109, *PAPERS AND PROCEEDINGS OF THE One Hundred Thirty-First Annual Meeting OF THE AMERICAN ECONOMIC ASSOCIATION (MAY 2019)*, pp. 97-99, American Economic Association;
105. Malović, M. (2014), *Demystifying Bitcoin: Sleight of Hand or Major Global Currency Alternative*, Institut ekonomskih nauka, Beograd;

106. Mandelbrot, B. B. (1997), The variation of certain speculative prices, In *Fractals and scaling in finance* (p.p. 371-418), Springer, New York, NY.
107. Matkovskyy, R and Jalan, A. (2021), Can Bitcoin Be an Inflation Hedge? Evidence from a Quantile-on-Quantile Model, *Revue économique*, septembre 2021, Vol. 72, No. 5, pp. 785-798, Sciences Po University Press; Paris;
108. Milošević, M. (2018), Razvoj i primena ARCH i GARCH modela u funkciji optimizacije strategije investiranja na finansijskim tržištima zemalja u razvoju, doktorska disertacija, UNIVERZITET EDUKONS Fakultet Poslovne ekonomije Sremska Kamenica;
109. Miljević, M. (2007), Metodologija naučnog rada, Univerzitet u Istočnom Sarajevu, Pale;
110. Mishkin, S. F. (2022), *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, 13th Global Edition, Pearson Education Learning, London, England;
111. Moorefield, M. Owen, R. (2021), *Introduction to Cryptocurrency and Blockchain - 2021 Update*, Regions asset management;
112. Naeem, M.A. Bouri, E. Peng, Z. Shahzad, S.J.H. Vo, X.V. (2021), Asymmetric Efficiency of Cryptocurrencies during Covid-19, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 565, 125562;
113. Naimy, V. Hayek, M. (2018), Modelling and predicting the Bitcoin volatility using GARCH models, *International Journal of Mathematical Modelling and Numerical Optimisation*, Vol. 8, No. 3, 2018, 197-215;
114. Nakamoto, S. (2008), *Bitcoin: A Peer-to-Peer Electronic Cash System*;
115. Nandrajog, D. (2019), Determinants of exchange rate: a review-based study, *EPRA International Journal of Economic and Business Review*, Volume 7, Issue 12, 47-52; <https://doi.org/10.36713/epra2995>;
116. Nelson, D. B. (1991), Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370; <https://doi.org/10.2307/2938260>;
117. OECD (2019), *Blockchain technologies as a digital enabler for sustainable infrastructure*, OECD Environment Policy Papers, No. 16, OECD Publishing, <https://doi.org/10.1787/0ec26947-en>, Paris;
118. Olamide, E., Ogujiuba, K. and Maredza, A. (2022) Exchange Rate Volatility, Inflation and Economic Growth in Developing Countries: Panel Data Approach for SADC. *Economies* 10(67). <https://doi.org/10.3390/economies10030067>;
119. O'Neil W.J. (2002), *How to Make Money in Stocks*, McGraw-Hill, New York, USA;
120. Ornes, S. (2019), Blockchain offers applications well beyond Bitcoin but faces its own limitations, *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, Vol. 116, No. 42 (October 15, 2019), pp. 20800-20803, National Academy of Sciences USA;
121. Orrell, D. Chlupatý, R. (2016), *The Evolution of Money*, Columbia University Press;
122. Otero-Iglesias, M. (2014), *The Euro, the Dollar and the Global Financial Crisis: Currency Challenges Seen From Emerging Markets*, Routledge, London, UK;
123. Ozturk, M. B. E. and Cavdar, S. C. (2021) The Contagion of Covid-19 Pandemic on The Volatilities of International Crude Oil Prices, Gold, Exchange Rates and Bitcoin.

The Journal of Asian Finance, Economics and Business, 8(3), 171–179.
<https://doi.org/10.13106/JAFEB.2021.VOL8.NO3.0171>;

124. Paoletta, M. (2019), Linear models and time-series analysis: regression, ANOVA, ARMA and GARCH, John Wiley & Sons, New Jersey, USA;

125. Parker, G.G. Van Alstyne, M.W. Choudary, S.P. (2017), Platform Revolution, W.W. Norton & Company, New York / London;

126. Parameswaran, S. (2022), Fundamentals of Financial Instruments, Wiley, New Jersey;

127. Parmentola, A. Petrillo, A. Tutore, I. De Felice, F. (2021), Is blockchain able to enhance environmental sustainability? A systematic review and research agenda from the perspective of Sustainable Development Goals (SDGs), Business Strategy and the Environment, Volume 31, Issue 1;

128. Patel, B. Chye, B. Ortlieb, P. Levy-Abegnoli, J. Coningsby-Brown, W. Li, S. Xuelei Wang, L. Ding, J. (2020), The role of blockchain in banking - future prospects for cross-border payments, OMFIF, London, UK & CCB University, New York, US;

129. Pavićević, V. (2022), Uticaj blokčejn tehnologije na realizaciju ciljeva održivog razvoja, Međunarodna naučna konferencija „Održivi razvoj i zelena ekonomija“, Knjiga apstrakata, str. 228, Beograd; ISBN 978-86-89061-16-1;

130. Pavićević, V. (2022), Uticaj ukrajinske krize na vrijednosti valutnih parova EUR/USD, CNY/USD, RUB/USD i bitkoina, Glasnik za društvene nauke, god. XIV, br. 14, Fakultet za finansije, bankarstvo i reviziju, Alfa BK Univerzitet, Beograd;

131. Pavićević, V. (2023), Povećanje emisije CO₂ kao posledica korišćenja blokčejn tehnologije, Ecologica (Vol. 30, No110), <https://doi.org/10.18485/ecologica.2023.30.110.13>;

132. PlanB, (2019), Modeling Bitcoin Value with Scarcity, Medium, 22nd March 2019;

133. PlanB, (2019), Bitcoin Stock-to-Flow Cross Asset Model, Medium, 27th April 2019;

134. Prasad, E. (2021), The Future of Money, Harvard University Press, Cambridge, MA;

135. Rocheteau, G. and Nosal, E. (2017) Money, Payments, and Liquidity, 2nd Edition, The MIT Press;

136. Roubaud, D. Arouri, M. (2018), Oil prices, exchange rates and stock markets under uncertainty and regime-switching, Finance Research Letters 27: 28-33;

137. Salisu, A. Cunado, J. Isah, K. Gupta, R. (2021), Oil Price and Exchange Rate Behaviour of the BRICS, Emerging Markets, Finance and Trade, Vol. 57, No. 7, 2042-2051;

138. Sang, X. Leng, X. Xue, L. Ran, X. (2022), Based on the time-spatial power-based cryptocurrency miner driving force model, establish a global CO₂ emission prediction framework after China bans cryptocurrency, Sustainability 2022, 14, 5332, <https://doi.org/10.3390/su14095332>;

139. Sanusi, K.A. (2020), Oil prices asymmetric and exchange rate volatility: Case of Oil - exporting emerging countries. Journal of International Studies, 13 (4): 101-109. doi:10.14254/2071-8330.2020/13-4/7;

140. Saraswat, G. B. Saraswat, M. Singh, S. K. Tiwari, R. S. (2022), The Fluctuation in Interest Rate, Exchange Rate and Crude Oil Price and its impact on Stock Market, YMER 21: 484-502;

141. Schulz, K. Gstrein, O. Zwitter, A. (2020), Exploring the governance and implementation of Sustainable Development Initiatives through blockchain technology, *Futures* 122, Groningen;
142. Schulz, K. Feist, M (2021), Leveraging blockchain technology for innovative climate finance under the Green Climate Fund, *Earth System Governance*, Volume 7;
143. Shen, D. Urquhart, A. Wang, P. (2019), Forecasting the volatility of Bitcoin: The importance of jumps and structural breaks, *European Financial Management* 2020;26:1294-1323, <https://doi.org/10.1111/eufm.12254>;
144. Stiglic, J. (2016), *Evro - kako zajednička valuta ugrožava budućnost Evrope*, Akademska knjiga, Novi Sad;
145. Stock, J. Watson, M. (2003), *Introduction to Econometrics*, Pearson Education, New York;
146. Su, C. Xi, Y. Tao, R. Umar, M. (2022), Can Bitcoin be a safe haven in fear sentiment, *Technological and Economic Development of Economy*, 2022 Volume 28 Issue 2: 268–289 <https://doi.org/10.3846/tede.2022.15502>;
147. Sulstonov, M. (2021), External Shocks and Volatility Overflow among the Exchange Rate of the Yen, Nikkei, TOPIX and Sectoral Stock Indices. *Journal of Risk and Financial Management* 14: 560. <https://doi.org/10.3390/jrfm14110560>;
148. Swan, M. (2015), *Blockchain: Blueprint for a New Economy*, O'Reilly Media, Sebastopol, CA;
149. Szabo, N. (1997), Formalizing and Securing Relationships on Public Networks, *First Monday* 2, 1st September 1997;
150. Tarek, A.H. Mertens, T.M. Zhang, T (2023), A Risk-based Theory of Exchange Rate Stabilization, *The Review of Economic Studies*, Volume 90, Issue 2, pages 879-911, <https://doi.org/10.1093/restud/rdac038>
151. Todorov, V. (2022), Exogenous macroeconomic shocks as contemporary business cycle determinants, *Economic Archive*, (3), 3-17;
152. Tsay, R.S. (2010), *Analysis of Financial Time Series*, A John Wiley & sons, Inc.;
153. Umarac, Z. Jareno, F. Gonzales, M.O. (2021), The impact of COVID-19-related media coverage on the return and volatility connectdness of cryptocurrencies and fiat currencies, *Tachnological Forecasting and Social Change*, 172, 121025;
154. UNCTAD (2021), *Harnessing Blockchain for Sustainable Development: Prospects and Challenges*, United Nations, Geneva;
155. Vigna, P. Casey, M. (2015), *The age of cryptocurrency: how bitcoin and digital money are challenging the global economic order*, St. Martin's Press;
156. Vochozka, M. Rowland, Z. Suler, P. Marousek, J. (2020), The Influence of the International Price of Oil on the Value of the EUR/USD Exchange Rate, *Journal of Competitiveness* 12: 167-190;
157. Vuković, M. Štrbac, N. (2019), *Metodologija naučnih istraživanja*, Tehnički fakultet u Boru Univerziteta u Beogradu, Bor;
158. Wang, A.W. (2018), *Crypto Economy: How Blockchain, Cryptocurrency, and Token-Economy Are Disrupting the Financial World*, Skyhorse Publishing;

159. Wang, Y. Geng, X. and Guo, K. (2022), The influence of international oil price fluctuation on the exchange rate of countries along the “Belt and Road”, *The North American Journal of Economics and Finance*, 59. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101588>;
160. Wen, D. Li, L. Chaoqun, M. Yudong, W. (2020), Extreme risk spillovers between crude oil prices and the U.S. exchange rate: Evidence from oil-exporting and oil-importing countries, *Energy* 212: 118740;
161. Wright, T. (2020), Bitfinex made a \$1.1 Billion BTC Transaction for Only \$ 0.68, *Cointelegraph*, 13th April 2020 <https://cointelegraph.com/news/bitfinex-made-a-11-billion-btc-transaction-for-only-068>;
162. Yianni, D., Izadi, J., Dhamdhare, P., Katsikas, E. and Koufopoulos, D. (2021) A Critical Analysis of Volatility Surprise in Bitcoin Cryptocurrency and Other Financial Assets. *Risks* 9: 207. <https://doi.org/10.3390/risks9110207>;
163. Yousuf-Khan, S. Amir, A. Khawaja, A. Kidwai, O.K. Gheblehzadeh, M. (2021), Impact of Covid-19 on Price Volatility of Cryptocurrency, *International Journal of Management*, 12, 193-205;
164. Zahangir, A. Azizur, R. (2012), Modelling Volatility of the BDT/USD Exchange Rate with GARCH Model, *International Journal of Economics and Finance*; Vol. 4, No. 11; 193-204, doi:10.5539/ijef.v4n11p193;
165. Zakoian, J.M. (1994), Threshold heteroskedastic models, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 18, Issue 5, Pages 931-955, [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(94\)90039-6](https://doi.org/10.1016/0165-1889(94)90039-6);
166. Zhang, Z. Qin, Y. (2022), Study on the nonlinear interactions among the international oil price, the RMB exchange rate and China’s gold price, *Resources Policy* 77: 102683;
167. Zhao, Y. (2020), The Influence and Impact of the Exchange Rate on the Economy, *E3S Web of Conferences* 214, 03007, <https://doi.org/10.1051/e3sconf/202021403007>;
168. Zhenghui, L. Dong, H. Floros, C. Charemis, A. and Failler, P. (2022), Re-examining Bitcoin Volatility: A CAViaR-based Approach, *EMERGING MARKETS FINANCE AND TRADE* 2022, VOL. 58, NO. 5, pp. 1320–1338, Taylor & Francis Ltd;
169. Ziyao, L. Nguyen Cong, L. Wenbo, W. Dusit, N. Ping, W. Ying-Chang, L. and Dong In, K. (2019), A Survey on Blockchain: A Game Theoretical Perspective *IEEE Access* 7;
170. Živkov, D. Manić, S. Đurasković, J. and Viduka, D. (2021), Measuring Downside Risk in Portfolios with Bitcoin, *Czech Journal of Economics and Finance* 71(2): 178-200;
171. Živković, A. Kožetinac, G. i Popović, S. (2019), *Monetarna ekonomija*, CID Ekonomski fakultet, Beograd.

Прилог 1: Извори коришћених података у истраживању

Тржишна капитализација криптовалута	https://www.slickcharts.com/currency
Девизне резерве по државама	https://data.imf.org/?sk=e6a5f467-c14b-4aa8-9f6d-5a09ec4e62a4
Потрошња електричне енергије за рударење биткоина	https://ccaf.io/cbeci/ghg/index
Емисија CO ₂ за рударење биткоина	https://ccaf.io/cbeci/ghg/index
Историјске вредности биткоина у односу на евро	https://btcdirect.eu/en-gb/bitcoin-price
Историјске вредности долара у односу на евро	https://www.exchangerates.org.uk/USD-EUR-exchange-rate-history.html
Историјске вредности јуана у односу на евро	https://www.exchangerates.org.uk/CNY-EUR-exchange-rate-history.html
Историјске вредности рубље у односу на евро	https://www.exchangerates.org.uk/RUB-EUR-exchange-rate-history.html
Историјске вредности нафте у односу на евро	https://www.exchangerates.org.uk/OIL-EUR-exchange-rate-history.html
Број новозаражених од пандемије КОВИД-19, по дану	https://github.com/owid/covid-19 data/tree/master/public/data

Прилог 2: Испитивање појаве структурног лома код временских серија посматраних парова, применом Bai-Perron процедуре

Слика 4: Примена Bai-Perron процедуре код пара BTC/EUR у EViews програму

Multiple breakpoint tests
 Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks
 Date: 08/29/23 Time: 00:37
 Sample: 1/01/2018 12/31/2022
 Included observations: 1825
 Breaking variables: C
 Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05
 Test statistics employ HAC covariances (Prewhitening with lags = 1, Quadratic-Spectral kernel, Andrews bandwidth) assuming common data distribution

Sequential F-statistic determined breaks: 0

Break Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1	4.751614	4.751614	8.58

* Significant at the 0.05 level.
 ** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 5: Примена Bai-Perron процедуре код пара USD/EUR у EViews програму

Multiple breakpoint tests
 Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks
 Date: 09/07/23 Time: 01:46
 Sample: 1/01/2018 12/31/2022
 Included observations: 1825
 Breaking variables: C
 Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05
 Test statistics employ HAC covariances (Prewhitening with lags = 1, Quadratic-Spectral kernel, Andrews bandwidth) assuming common data distribution

Sequential F-statistic determined breaks: 0

Break Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1	1.251305	1.251305	8.58

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 6: Примена Bai-Perron процедуре код пара CNY/EUR у EViews програму

Multiple breakpoint tests
 Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks
 Date: 08/30/23 Time: 22:30
 Sample: 1/01/2018 12/31/2022
 Included observations: 1825
 Breaking variables: C
 Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05
 Test statistics employ HAC covariances (Prewhitening with lags = 1, Quadratic-Spectral kernel, Andrews bandwidth) assuming common data distribution

Sequential F-statistic determined breaks: 0

Break Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1	1.273722	1.273722	8.58

* Significant at the 0.05 level.
 ** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 7: Примена Bai-Perron процедуре код пара RUB/EUR у EViews програму

Multiple breakpoint tests
 Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks
 Date: 09/01/23 Time: 00:56
 Sample: 1/01/2018 12/31/2022
 Included observations: 1825
 Breaking variables: C
 Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05
 Test statistics employ HAC covariances (Prewhitening with lags = 1, Quadratic-Spectral kernel, Andrews bandwidth) assuming common data distribution

Sequential F-statistic determined breaks: 0

Break Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1	1.764385	1.764385	8.58

* Significant at the 0.05 level.
 ** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 8: Примена Bai-Perron процедуре код пара OIL/EUR у EViews програму

Multiple breakpoint tests
 Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined breaks
 Date: 09/01/23 Time: 02:28
 Sample: 1 1826
 Included observations: 1825
 Breaking variables: C
 Break test options: Trimming 0.15, Max. breaks 5, Sig. level 0.05
 Test statistics employ HAC covariances (Prewhitening with lags = 1, Quadratic-Spectral kernel, Andrews bandwidth) assuming common data distribution

Sequential F-statistic determined breaks: 0

Break Test	F-statistic	Scaled F-statistic	Critical Value**
0 vs. 1	5.898970	5.898970	8.58

* Significant at the 0.05 level.
 ** Bai-Perron (Econometric Journal, 2003) critical values.

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Прилог 3: Испитивање стационарности код временских серија посматраних парова, применом ADF тестова без и са линеарним трендом

Слика 9: Примена ADF тестова код пара BTC/EUR у EViews програму

Null Hypothesis: RETURN has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-45.05706	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.433734	
5% level	-2.862921	
10% level	-2.567552	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Null Hypothesis: RETURN has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-45.04571	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963081	
5% level	-3.412274	
10% level	-3.128069	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 10: Примена ADF тестова код пара USD/EUR у EViews програму

Null Hypothesis: RETURN has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-41.74517	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.433734	
5% level	-2.862921	
10% level	-2.567552	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
Null Hypothesis: RETURN has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-41.73377	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.963081	
5% level	-3.412274	
10% level	-3.128069	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 11: Примена ADF тестова код пара CNY/EUR у EViews програму

Null Hypothesis: RETURN has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-44.19984	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.433734	
5% level	-2.862921	
10% level	-2.567552	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-44.18772	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.963081	
5% level	-3.412274	
10% level	-3.128069	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 12: Примена ADF тестова код пара RUB/EUR у EViews програму

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-46.11051	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.433734	
5% level	-2.862921	
10% level	-2.567552	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-46.09900	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.963081	
5% level	-3.412274	
10% level	-3.128069	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 13: Примена ADF тестова код пара OIL/EUR у EViews програму

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.75499	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.433747	
5% level	-2.862927	
10% level	-2.567555	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: RETURN has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 7 (Automatic - based on SIC, maxlag=24)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.75804	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.963101	
5% level	-3.412284	
10% level	-3.128075	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Прилог 4: Испитивање стационарности код временских серија посматраних парова, применом KPSS тестова без и са линеарним трендом

Слика 14: Примена KPSS тестова код пара BTC/EUR у EViews програму

Null Hypothesis: RETURN is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
<hr/>		
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.207326
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
<hr/>		
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
<hr/>		
Residual variance (no correction)		14.93843
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		15.51540
<hr/>		
Null Hypothesis: RETURN is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
<hr/>		
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.206354
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000
<hr/>		
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
<hr/>		
Residual variance (no correction)		14.93830
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		15.51320
<hr/>		

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 15: Примена KPSS тестова код пара USD/EUR у EViews програму

Null Hypothesis: RETURN is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
<hr/>		
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.082077
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
<hr/>		
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
<hr/>		
Residual variance (no correction)		0.156382
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.148939
<hr/>		
Null Hypothesis: RETURN is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
<hr/>		
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.082360
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000
<hr/>		
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
<hr/>		
Residual variance (no correction)		0.156382
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.148939
<hr/>		

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 16: Примена KPSS тестова код пара CNY/EUR у EViews програму

Null Hypothesis: RETURN is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.054611
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
Residual variance (no correction)		0.146886
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.127074
Null Hypothesis: RETURN is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.053457
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
Residual variance (no correction)		0.146886
HAC corrected variance (Bartlett kernel)		0.127074

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 17: Примена KPSS тестова код пара RUB/EUR у EViews програму

Null Hypothesis: RETURN is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 15 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.058687
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		
Null Hypothesis: RETURN is stationary Exogenous: Constant, Linear Trend Bandwidth: 15 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.049356
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 18: Примена KPSS тестова код пара OIL/EUR у EViews програму

Null Hypothesis: RETURN is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.084043
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)		

Null Hypothesis: RETURN is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
<u>Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic</u>	<u>0.058197</u>
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Прилог 5: Резултати теста за детектовање аутокорелације – логаритмована дневна стопа приноса посматраних парова

Слика 19: Примена теста за детектовање аутокорелације у подацима временске серије код пара BTC/EUR у EViews програму

Date: 08/29/23 Time: 01:04
 Sample (adjusted): 1/02/2018 12/31/2022
 Included observations: 1825 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.053	-0.053	5.1123	0.024
		2 0.043	0.040	8.4622	0.015
		3 0.015	0.020	8.8924	0.031
		4 0.030	0.030	10.529	0.032
		5 0.020	0.022	11.258	0.046
		6 0.018	0.018	11.876	0.065
		7 -0.025	-0.026	13.014	0.072
		8 -0.007	-0.013	13.110	0.108
		9 -0.006	-0.007	13.181	0.155
		10 0.028	0.028	14.626	0.146
		11 -0.004	0.000	14.662	0.198
		12 -0.005	-0.006	14.702	0.258
		13 0.019	0.019	15.356	0.286
		14 0.005	0.006	15.405	0.351
		15 0.022	0.020	16.282	0.364
		16 0.020	0.020	17.023	0.384
		17 0.023	0.024	17.989	0.390
		18 -0.021	-0.022	18.826	0.403
		19 -0.012	-0.019	19.071	0.452
		20 0.014	0.011	19.432	0.494
		21 -0.009	-0.008	19.574	0.548
		22 -0.021	-0.021	20.371	0.560
		23 -0.023	-0.023	21.315	0.562
		24 0.019	0.021	21.950	0.582
		25 -0.020	-0.016	22.655	0.598
		26 -0.000	-0.004	22.655	0.652
		27 0.013	0.015	22.973	0.686
		28 -0.007	-0.004	23.071	0.729
		29 -0.010	-0.013	23.271	0.764
		30 -0.012	-0.017	23.525	0.793
		31 0.030	0.031	25.219	0.758
		32 -0.040	-0.036	28.233	0.658
		33 0.042	0.037	31.491	0.542
		34 -0.013	-0.005	31.793	0.576
		35 0.012	0.012	32.064	0.611
		36 -0.019	-0.017	32.767	0.623

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 20: Примена теста за детектовање аутокорелације у подацима временске серије код пара USD/EUR у EViews програму

Date: 09/07/23 Time: 01:52
 Sample (adjusted): 1/02/2018 12/31/2022
 Included observations: 1825 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.023	0.023	0.9334	0.334
		2 -0.043	-0.043	4.3089	0.116
		3 0.040	0.042	7.2834	0.063
		4 -0.016	-0.020	7.7641	0.101
		5 -0.035	-0.030	9.9608	0.076
		6 -0.019	-0.021	10.628	0.101
		7 0.011	0.010	10.836	0.146
		8 -0.081	-0.081	22.783	0.004
		9 -0.018	-0.013	23.382	0.005
		10 -0.017	-0.026	23.910	0.008
		11 -0.056	-0.051	29.629	0.002
		12 0.022	0.022	30.543	0.002
		13 0.022	0.013	31.470	0.003
		14 -0.021	-0.021	32.268	0.004
		15 0.002	0.001	32.279	0.006
		16 -0.032	-0.046	34.185	0.005
		17 0.010	0.011	34.364	0.008
		18 0.023	0.018	35.354	0.009
		19 0.022	0.015	36.253	0.010
		20 0.064	0.064	43.808	0.002
		21 -0.015	-0.018	44.224	0.002
		22 0.053	0.054	49.367	0.001
		23 -0.030	-0.034	51.051	0.001
		24 -0.031	-0.025	52.786	0.001
		25 0.025	0.021	53.899	0.001
		26 -0.004	0.001	53.923	0.001
		27 -0.001	0.004	53.925	0.002
		28 -0.010	0.002	54.127	0.002
		29 -0.017	-0.018	54.679	0.003
		30 -0.005	0.006	54.732	0.004
		31 -0.013	-0.012	55.067	0.005
		32 0.027	0.020	56.462	0.005
		33 0.017	0.022	57.032	0.006
		34 0.021	0.021	57.861	0.007
		35 -0.011	-0.016	58.096	0.008
		36 0.024	0.037	59.151	0.009

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 21: Примена теста за детектовање аутокорељације у подацима временске серије код пара CNY/EUR у EViews програму

Date: 08/30/23 Time: 22:46
 Sample (adjusted): 1/02/2018 12/31/2022
 Included observations: 1825 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.035	-0.035	2.2212	0.136
		2	-0.045	-0.046	5.8750	0.053
		3	0.019	0.016	6.5201	0.089
		4	-0.003	-0.004	6.5366	0.163
		5	-0.035	-0.033	8.7207	0.121
		6	-0.015	-0.018	9.1155	0.167
		7	0.024	0.020	10.149	0.180
		8	-0.057	-0.056	16.028	0.042
		9	-0.030	-0.032	17.634	0.040
		10	-0.022	-0.031	18.525	0.047
		11	-0.015	-0.019	18.950	0.062
		12	-0.007	-0.009	19.037	0.088
		13	-0.026	-0.031	20.288	0.088
		14	0.006	-0.001	20.351	0.119
		15	0.002	-0.001	20.357	0.159
		16	-0.011	-0.014	20.574	0.195
		17	0.018	0.013	21.149	0.220
		18	0.030	0.025	22.861	0.196
		19	0.009	0.009	23.023	0.236
		20	0.027	0.028	24.338	0.228
		21	0.005	0.001	24.376	0.275
		22	0.039	0.041	27.141	0.206
		23	-0.039	-0.035	29.893	0.152
		24	-0.044	-0.044	33.446	0.095
		25	0.049	0.044	37.876	0.048
		26	0.008	0.013	37.996	0.061
		27	-0.015	-0.004	38.403	0.072
		28	-0.008	-0.006	38.536	0.089
		29	0.002	-0.002	38.542	0.111
		30	-0.012	-0.002	38.829	0.130
		31	-0.019	-0.015	39.478	0.141
		32	0.031	0.023	41.269	0.126
		33	0.026	0.030	42.485	0.125
		34	0.001	0.008	42.489	0.151
		35	0.026	0.029	43.713	0.148
		36	0.000	-0.001	43.714	0.177

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 22: Примена теста за детектовање аутокорељације у подацима временске серије код пара RUB/EUR у EViews програму

Date: 09/01/23 Time: 01:13
 Sample (adjusted): 1/02/2018 12/31/2022
 Included observations: 1825 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.077	-0.077	10.850	0.001
		2	-0.026	-0.033	12.132	0.002
		3	0.043	0.039	15.593	0.001
		4	-0.005	0.000	15.647	0.004
		5	-0.086	-0.085	29.319	0.000
		6	0.051	0.037	34.158	0.000
		7	0.109	0.113	55.888	0.000
		8	0.017	0.044	56.411	0.000
		9	0.018	0.024	57.020	0.000
		10	-0.048	-0.061	61.278	0.000
		11	0.064	0.065	68.697	0.000
		12	-0.066	-0.044	76.713	0.000
		13	0.077	0.072	87.489	0.000
		14	-0.057	-0.070	93.466	0.000
		15	-0.073	-0.095	103.21	0.000
		16	0.044	0.034	106.73	0.000
		17	-0.019	-0.015	107.42	0.000
		18	0.025	0.039	108.57	0.000
		19	0.036	0.027	110.98	0.000
		20	0.035	0.018	113.20	0.000
		21	0.022	0.062	114.09	0.000
		22	-0.032	-0.025	115.96	0.000
		23	-0.013	0.005	116.30	0.000
		24	0.016	-0.003	116.79	0.000
		25	-0.019	-0.016	117.42	0.000
		26	0.003	-0.001	117.44	0.000
		27	-0.017	-0.049	117.95	0.000
		28	-0.002	0.003	117.95	0.000
		29	-0.027	-0.045	119.33	0.000
		30	-0.016	-0.018	119.83	0.000
		31	-0.038	-0.038	122.50	0.000
		32	0.023	0.007	123.50	0.000
		33	-0.030	-0.008	125.18	0.000
		34	0.029	0.033	126.72	0.000
		35	0.054	0.074	132.13	0.000
		36	0.042	0.068	135.37	0.000

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 23: Примена теста за детектовање аутокорељације у подацима временске серије код пара OIL/EUR у EViews програму

Date: 09/01/23 Time: 02:36
 Sample (adjusted): 2 1826
 Included observations: 1825 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
0.056	0.056	1	0.056	5.6921	0.017
-0.087	-0.090	2	-0.087	19.446	0.000
-0.079	-0.069	3	-0.079	30.785	0.000
-0.035	-0.035	4	-0.035	33.013	0.000
-0.036	-0.046	5	-0.036	35.388	0.000
0.126	0.121	6	0.126	64.283	0.000
0.061	0.037	7	0.061	71.153	0.000
-0.093	-0.087	8	-0.093	87.042	0.000
-0.035	-0.002	9	-0.035	89.255	0.000
0.054	0.056	10	0.054	94.635	0.000
-0.057	-0.068	11	-0.057	100.59	0.000
0.068	0.070	12	0.068	109.08	0.000
0.029	-0.001	13	0.029	110.65	0.000
0.033	0.055	14	0.033	112.72	0.000
0.005	0.029	15	0.005	112.76	0.000
0.021	0.006	16	0.021	113.55	0.000
-0.078	-0.063	17	-0.078	124.80	0.000
-0.015	0.004	18	-0.015	125.21	0.000
0.002	-0.022	19	0.002	125.22	0.000
0.015	0.003	20	0.015	125.66	0.000
0.021	0.021	21	0.021	126.45	0.000
0.034	0.017	22	0.034	128.57	0.000
-0.001	0.026	23	-0.001	128.57	0.000
-0.025	-0.016	24	-0.025	129.70	0.000
-0.057	-0.060	25	-0.057	135.64	0.000
-0.030	-0.035	26	-0.030	137.36	0.000
-0.025	-0.031	27	-0.025	138.48	0.000
0.073	0.048	28	0.073	148.44	0.000
-0.032	-0.047	29	-0.032	150.34	0.000
0.048	0.064	30	0.048	154.59	0.000
0.028	0.046	31	0.028	156.02	0.000
0.064	0.081	32	0.064	163.66	0.000
-0.019	-0.014	33	-0.019	164.36	0.000
0.025	0.019	34	0.025	165.49	0.000
-0.023	-0.020	35	-0.023	166.44	0.000
0.012	0.022	36	0.012	166.72	0.000

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Прилог 6: Резултати ARCH теста– логаритмована дневна стопа приноса посматраних парова

Слика 24: Примена ARCH теста– логаритмована дневна стопа приноса код пара BTC/EUR у EViews програму

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 08/29/23 Time: 02:12
 Sample (adjusted): 1/02/2018 12/31/2022
 Included observations: 1825 after adjustments
 Convergence achieved after 122 iterations
 Coefficient covariance computed using QML sandwich with observed Hessian
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.083003	0.054294	1.528777	0.1263

Variance Equation

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	0.185064	0.122491	1.510831	0.1308
RESID(-1)^2	0.064171	0.072780	0.881710	0.3779
GARCH(-1)	0.907834	0.039194	23.16257	0.0000
D	0.942615	0.097506	9.667284	0.0000

T-DIST. DOF	3.128068	0.172568	18.12656	0.0000
R-squared	-0.000304	Mean dependent var		0.015658
Adjusted R-squared	-0.000304	S.D. dependent var		3.866086
S.E. of regression	3.866673	Akaike info criterion		5.192225
Sum squared resid	27270.91	Schwarz criterion		5.210338
Log likelihood	-4731.905	Hannan-Quinn criter.		5.198906
Durbin-Watson stat	2.102835			

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 25: Примена ARCH теста– логаритмована дневна стопа приноса код пара USD/EUR у EViews програму

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	11.27520	Prob. F(1,1822)	0.0008
Obs*R-squared	11.21816	Prob. Chi-Square(1)	0.0008

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 09/07/23 Time: 01:53
 Sample (adjusted): 1/03/2018 12/31/2022
 Included observations: 1824 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.144091	0.009641	14.94556	0.0000
RESID^2(-1)	0.078427	0.023356	3.357857	0.0008

R-squared	0.006150	Mean dependent var	0.156362
Adjusted R-squared	0.005605	S.D. dependent var	0.382096
S.E. of regression	0.381024	Akaike info criterion	0.909187
Sum squared resid	264.5165	Schwarz criterion	0.915227
Log likelihood	-827.1781	Hannan-Quinn criter.	0.911415
F-statistic	11.27520	Durbin-Watson stat	2.018376
Prob(F-statistic)	0.000802		

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 26: Примена ARCH теста– логаритмована дневна стопа приноса код пара CNY/EUR у EViews програму

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	5.603204	Prob. F(1,1822)	0.0180	
Obs*R-squared	5.592157	Prob. Chi-Square(1)	0.0180	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 08/30/23 Time: 23:16				
Sample (adjusted): 1/03/2018 12/31/2022				
Included observations: 1824 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.138825	0.008506	16.32174	0.0000
RESID^2(-1)	0.055370	0.023392	2.367109	0.0180
R-squared	0.003066	Mean dependent var	0.146963	
Adjusted R-squared	0.002519	S.D. dependent var	0.332684	
S.E. of regression	0.332265	Akaike info criterion	0.635329	
Sum squared resid	201.1491	Schwarz criterion	0.641370	
Log likelihood	-577.4203	Hannan-Quinn criter.	0.637558	
F-statistic	5.603204	Durbin-Watson stat	2.010540	
Prob(F-statistic)	0.018032			

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 27: Примена ARCH теста– логаритмована дневна стопа приноса код пара RUB/EUR у EViews програму

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	80.10516	Prob. F(1,1822)	0.0000
Obs*R-squared	76.81585	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 28: Примена ARCH теста– логаритмована дневна стопа приноса код пара OIL/EUR у EViews програму

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	21.23613	Prob. F(1,1822)	0.0000
Obs*R-squared	21.01451	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Прилог 7: Спецификације одабраних GARCH модела код посматраних парова

Слика 29: Спецификација одабраног FIGARCH (1,1) модела код пара BTC/EUR у EViews програму

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 08/29/23 Time: 02:12
 Sample (adjusted): 1/02/2018 12/31/2022
 Included observations: 1825 after adjustments
 Convergence achieved after 122 iterations
 Coefficient covariance computed using QML sandwich with observed Hessian
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.083003	0.054294	1.528777	0.1263
Variance Equation				
C(2)	0.185064	0.122491	1.510831	0.1308
RESID(-1)^2	0.064171	0.072780	0.881710	0.3779
GARCH(-1)	0.907834	0.039194	23.16257	0.0000
D	0.942615	0.097506	9.667284	0.0000
T-DIST. DOF	3.128068	0.172568	18.12656	0.0000
R-squared	-0.000304	Mean dependent var		0.015658
Adjusted R-squared	-0.000304	S.D. dependent var		3.866086
S.E. of regression	3.866673	Akaike info criterion		5.192225
Sum squared resid	27270.91	Schwarz criterion		5.210338
Log likelihood	-4731.905	Hannan-Quinn criter.		5.198906
Durbin-Watson stat	2.102835			

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 30: Спецификација одабраног FIGARCH (1,1) модела код пара USD/EUR у EViews програму

Dependent Variable: RETURN
 Method: ML ARCH - Student's t distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)
 Date: 09/07/23 Time: 10:23
 Sample (adjusted): 1/04/2018 12/31/2022
 Included observations: 1823 after adjustments
 Convergence achieved after 72 iterations
 Coefficient covariance computed using QML sandwich with observed Hessian
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(2)	-0.018408	0.015413	-1.194280	0.2324
Variance Equation				
OMEGA	-0.696255	0.459733	-1.514477	0.1299
ALPHA	0.060914	2.345117	0.025975	0.9793
BETA	0.781828	0.112529	6.947807	0.0000
THETA1	0.034119	0.073087	0.466826	0.6406
THETA2	0.004011	0.008586	0.467173	0.6404
D	1.642903	1.007930	1.629977	0.1031
T-DIST. DOF	2.753070	0.295554	9.314939	0.0000
R-squared	0.000990	Mean dependent var		0.006198
Adjusted R-squared	0.000990	S.D. dependent var		0.395502
S.E. of regression	0.395306	Akaike info criterion		0.754136
Sum squared resid	284.7185	Schwarz criterion		0.778308
Log likelihood	-679.3949	Hannan-Quinn criter.		0.763053
Durbin-Watson stat	1.947861			
Inverted AR Roots	-.00+.14i	-.00-.14i		

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 31: Спецификација одабраног TARCH (1,1) модела код пара CNY/EUR у EViews програму

Dependent Variable: RETURN
Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 08/30/23 Time: 23:11
Sample (adjusted): 1/02/2018 12/31/2022
Included observations: 1825 after adjustments
Convergence achieved after 106 iterations
Coefficient covariance computed using QML sandwich with observed Hessian
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) + C(5)*GARCH(-1)$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.004727	0.006066	0.779204	0.4359

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.003689	0.003135	1.176498	0.2394
RESID(-1) ²	0.054132	0.027070	1.999717	0.0455
RESID(-1) ² *(RESID(-1)<0)	0.024230	0.031857	0.760607	0.4469
GARCH(-1)	0.941008	0.023462	40.10734	0.0000

T-DIST. DOF	2.704579	0.246264	10.98245	0.0000
R-squared	-0.000017	Mean dependent var		0.003127
Adjusted R-squared	-0.000017	S.D. dependent var		0.383362
S.E. of regression	0.383365	Akaike info criterion		0.734319
Sum squared resid	268.0712	Schwarz criterion		0.752432
Log likelihood	-664.0658	Hannan-Quinn criter.		0.741000
Durbin-Watson stat	2.069637			

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 32: Спецификација одабраног GARCH (1,1) модела код пара RUB/EUR у EViews програму

Dependent Variable: RETURN
Method: ML ARCH - Student's t distribution (BFGS / Marquardt steps)
Date: 09/01/23 Time: 01:37
Sample (adjusted): 1/04/2018 12/31/2022
Included observations: 1823 after adjustments
Convergence not achieved after 500 iterations
Coefficient covariance computed using QML sandwich with observed Hessian
WARNING: Singular covariance - coefficients are not unique
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
AR(2)	0.003022	NA	NA	NA

Variance Equation

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	3.48E-09	NA	NA	NA
RESID(-1) ²	0.458839	NA	NA	NA
GARCH(-1)	0.528059	NA	NA	NA

T-DIST. DOF	2.536679	NA	NA	NA
R-squared	-0.000205	Mean dependent var		-1.10E-06
Adjusted R-squared	-0.000205	S.D. dependent var		0.000183
S.E. of regression	0.000183	Akaike info criterion		-15.44163
Sum squared resid	6.09E-05	Schwarz criterion		-15.42652
Log likelihood	14080.04	Hannan-Quinn criter.		-15.43606
Durbin-Watson stat	2.153076			

Inverted AR Roots	.05	-.05
-------------------	-----	------

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 33: Спецификација одабраног FIGARCH (1,1) модела код пара OIL/EUR у EViews програму

Dependent Variable: RETURN
Method: ML ARCH - Student's t distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)
Date: 09/01/23 Time: 02:51
Sample (adjusted): 2 1826
Included observations: 1825 after adjustments
Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 10 iterations
Coefficient covariance computed using QML sandwich with observed Hessian
WARNING: Singular covariance - coefficients are not unique
MA Backcast: 0 1
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(2) + C(3)*RESID(-1)^2 + C(4)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
MA(2)	-0.000961	NA	NA	NA
Variance Equation				
C(2)	8.087155	NA	NA	NA
RESID(-1)^2	0.149767	NA	NA	NA
GARCH(-1)	0.590406	NA	NA	NA
D	0.400004	NA	NA	NA
T-DIST. DOF	2.579288	NA	NA	NA
R-squared	0.000109	Mean dependent var		0.022064
Adjusted R-squared	0.000109	S.D. dependent var		2.925634
S.E. of regression	2.925475	Akaike info criterion		4.488057
Sum squared resid	15610.53	Schwarz criterion		4.506170
Log likelihood	-4089.352	Hannan-Quinn criter.		4.494739
Durbin-Watson stat	1.888313			
Inverted MA Roots	.03	-.03		

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Прилог 8: Корелограм стандардизованих резидуала оцењених GARCH модела код посматраних парова

Слика 34: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног FIGARCH (1,1) модела код пара BTC/EUR у EViews програму

Date: 08/31/23 Time: 23:34
 Sample (adjusted): 1/02/2018 12/31/2022
 Included observations: 1825 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.002	0.002	0.0084	0.927
		2	-0.007	-0.007	0.0919	0.955
		3	-0.022	-0.022	0.9563	0.812
		4	0.050	0.050	5.5567	0.235
		5	0.009	0.009	5.7096	0.336
		6	-0.011	-0.011	5.9498	0.429
		7	-0.005	-0.002	5.9921	0.541
		8	-0.010	-0.013	6.1884	0.626
		9	-0.015	-0.016	6.5901	0.680
		10	-0.017	-0.016	7.1104	0.715
		11	-0.015	-0.015	7.5005	0.757
		12	-0.012	-0.012	7.7755	0.802
		13	-0.019	-0.018	8.4549	0.813
		14	0.001	0.002	8.4557	0.864
		15	0.007	0.008	8.5542	0.900
		16	0.000	0.000	8.5542	0.931
		17	-0.013	-0.012	8.8628	0.944
		18	-0.006	-0.006	8.9242	0.961
		19	-0.023	-0.025	9.8922	0.956
		20	-0.024	-0.026	10.970	0.947
		21	0.001	0.000	10.971	0.963
		22	-0.004	-0.006	11.008	0.975
		23	-0.004	-0.004	11.036	0.983
		24	-0.007	-0.005	11.120	0.988
		25	-0.013	-0.014	11.411	0.991
		26	-0.010	-0.011	11.592	0.993
		27	-0.014	-0.015	11.962	0.994
		28	-0.013	-0.015	12.267	0.996
		29	-0.005	-0.006	12.312	0.997
		30	-0.009	-0.011	12.468	0.998
		31	-0.000	-0.001	12.468	0.999
		32	-0.008	-0.009	12.596	0.999
		33	-0.013	-0.015	12.930	0.999
		34	-0.014	-0.014	13.286	0.999
		35	0.001	-0.001	13.287	1.000
		36	0.004	0.001	13.321	1.000

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 35: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног FIGARCH (1,1) модела код пара USD/EUR у EViews програму

Date: 09/07/23 Time: 10:20
 Sample (adjusted): 1/04/2018 12/31/2022
 Included observations: 1823 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.014	0.014	0.3533	0.552
		2	0.034	0.034	2.4767	0.290
		3	-0.040	-0.041	5.3356	0.149
		4	0.004	0.004	5.3673	0.252
		5	-0.014	-0.012	5.7421	0.332
		6	0.060	0.059	12.373	0.054
		7	0.128	0.128	42.476	0.000
		8	0.018	0.010	43.095	0.000
		9	-0.011	-0.015	43.301	0.000
		10	-0.035	-0.028	45.566	0.000
		11	-0.026	-0.024	46.803	0.000
		12	0.005	0.007	46.842	0.000
		13	0.043	0.028	50.170	0.000
		14	0.100	0.081	68.478	0.000
		15	0.049	0.045	72.911	0.000
		16	-0.012	-0.011	73.172	0.000
		17	-0.010	0.003	73.352	0.000
		18	-0.021	-0.013	74.197	0.000
		19	-0.017	-0.022	74.727	0.000
		20	0.008	-0.010	74.847	0.000
		21	0.154	0.129	118.51	0.000
		22	0.022	0.011	119.41	0.000
		23	-0.036	-0.042	121.82	0.000
		24	-0.044	-0.028	125.38	0.000
		25	-0.039	-0.029	128.22	0.000
		26	-0.034	-0.027	130.32	0.000
		27	0.035	0.017	132.61	0.000
		28	0.072	0.029	142.17	0.000
		29	0.004	-0.009	142.21	0.000
		30	-0.003	0.009	142.22	0.000
		31	-0.041	-0.019	145.30	0.000
		32	-0.041	-0.025	148.50	0.000
		33	-0.041	-0.034	151.57	0.000
		34	0.015	-0.006	151.97	0.000
		35	0.077	0.045	163.09	0.000
		36	0.021	0.007	163.94	0.000

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 36: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног TARCH (1,1) модела код пара CNY/EUR у EViews програму

Date: 08/30/23 Time: 23:19
 Sample (adjusted): 1/02/2018 12/31/2022
 Included observations: 1825 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.010	0.010	0.1928	0.661
		2	-0.009	-0.009	0.3504	0.839
		3	0.017	0.017	0.8833	0.829
		4	-0.014	-0.014	1.2254	0.874
		5	0.003	0.004	1.2461	0.940
		6	0.011	0.010	1.4697	0.961
		7	0.065	0.065	9.1898	0.239
		8	0.031	0.029	10.922	0.206
		9	-0.034	-0.034	13.023	0.162
		10	-0.041	-0.042	16.153	0.095
		11	-0.018	-0.017	16.752	0.115
		12	-0.042	-0.041	19.989	0.067
		13	0.018	0.018	20.612	0.081
		14	0.029	0.023	22.165	0.075
		15	0.046	0.045	26.143	0.037
		16	-0.032	-0.029	27.985	0.032
		17	-0.037	-0.028	30.468	0.023
		18	0.001	0.003	30.468	0.033
		19	-0.050	-0.046	35.042	0.014
		20	0.015	0.013	35.464	0.018
		21	0.057	0.047	41.543	0.005
		22	0.032	0.025	43.425	0.004
		23	-0.054	-0.053	48.826	0.001
		24	-0.035	-0.027	51.131	0.001
		25	-0.027	-0.022	52.474	0.001
		26	-0.031	-0.025	54.258	0.001
		27	0.016	0.016	54.761	0.001
		28	0.033	0.018	56.732	0.001
		29	0.011	0.001	56.973	0.001
		30	-0.016	-0.008	57.448	0.002
		31	-0.032	-0.020	59.369	0.002
		32	-0.031	-0.022	61.163	0.001
		33	-0.042	-0.040	64.520	0.001
		34	0.009	0.008	64.684	0.001
		35	0.061	0.044	71.648	0.000
		36	-0.004	-0.015	71.685	0.000

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 37: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног GARCH (1,1) модела код пара RUB/EUR у EViews програму

Date: 09/01/23 Time: 01:39
 Sample (adjusted): 1/04/2018 12/31/2022
 Included observations: 1823 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.009	-0.009	0.1457	0.703
		2	-0.014	-0.014	0.5097	0.775
		3	0.002	0.002	0.5199	0.914
		4	0.006	0.006	0.5902	0.964
		5	0.018	0.019	1.2076	0.944
		6	-0.002	-0.001	1.2136	0.976
		7	0.086	0.086	14.652	0.041
		8	0.000	0.002	14.652	0.066
		9	-0.002	0.000	14.660	0.101
		10	0.007	0.006	14.738	0.142
		11	0.009	0.008	14.873	0.188
		12	-0.011	-0.014	15.081	0.237
		13	0.009	0.009	15.223	0.294
		14	0.062	0.055	22.371	0.071
		15	0.021	0.022	23.154	0.081
		16	-0.005	-0.003	23.209	0.108
		17	0.024	0.024	24.286	0.112
		18	-0.004	-0.007	24.321	0.145
		19	-0.009	-0.009	24.472	0.179
		20	0.091	0.090	39.824	0.005
		21	0.034	0.027	42.015	0.004
		22	0.004	0.003	42.042	0.006
		23	-0.000	0.002	42.042	0.009
		24	0.001	-0.005	42.042	0.013
		25	0.011	0.007	42.268	0.017
		26	-0.009	-0.007	42.423	0.022
		27	0.007	-0.008	42.513	0.029
		28	0.030	0.021	44.159	0.027
		29	0.024	0.023	45.195	0.028
		30	-0.008	-0.008	45.301	0.036
		31	0.004	0.001	45.327	0.047
		32	0.037	0.037	47.845	0.036
		33	-0.005	-0.003	47.898	0.045
		34	0.003	-0.008	47.914	0.057
		35	0.037	0.028	50.530	0.043
		36	-0.003	-0.007	50.546	0.055

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 38: Корелограм стандардизованих резидуала оцењеног FIGARCH (1,1) модела код пара OIL/EUR у EViews програму

Date: 09/01/23 Time: 02:52
Sample (adjusted): 2 1826
Included observations: 1825 after adjustments

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.003	0.003	0.0143	0.905
		2	-0.000	-0.000	0.0146	0.993
		3	-0.001	-0.001	0.0153	1.000
		4	-0.001	-0.001	0.0159	1.000
		5	-0.000	-0.000	0.0159	1.000
		6	0.001	0.001	0.0177	1.000
		7	-0.000	-0.000	0.0179	1.000
		8	-0.000	-0.000	0.0179	1.000
		9	-0.001	-0.001	0.0186	1.000
		10	-0.001	-0.001	0.0192	1.000
		11	-0.001	-0.001	0.0199	1.000
		12	-0.000	-0.000	0.0203	1.000
		13	-0.000	-0.000	0.0203	1.000
		14	-0.001	-0.001	0.0208	1.000
		15	-0.000	-0.000	0.0212	1.000
		16	-0.001	-0.001	0.0219	1.000
		17	-0.000	-0.000	0.0222	1.000
		18	-0.001	-0.001	0.0229	1.000
		19	0.000	0.000	0.0229	1.000
		20	0.000	0.000	0.0230	1.000
		21	-0.001	-0.001	0.0235	1.000
		22	-0.001	-0.000	0.0240	1.000
		23	-0.001	-0.001	0.0245	1.000
		24	-0.001	-0.001	0.0250	1.000
		25	-0.001	-0.001	0.0257	1.000
		26	-0.000	-0.000	0.0261	1.000
		27	-0.001	-0.001	0.0266	1.000
		28	-0.001	-0.001	0.0271	1.000
		29	-0.001	-0.001	0.0278	1.000
		30	-0.000	-0.000	0.0281	1.000
		31	-0.000	-0.000	0.0285	1.000
		32	-0.001	-0.001	0.0292	1.000
		33	-0.000	-0.000	0.0293	1.000
		34	-0.000	-0.000	0.0294	1.000
		35	-0.000	-0.000	0.0294	1.000
		36	-0.000	-0.000	0.0298	1.000

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Прилог 9: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењених GARCH модела код посматраних парова

Слика 39: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела код пара BTC/EUR у EViews програму

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.008372	Prob. F(1,1822)	0.9271
Obs*R-squared	0.008381	Prob. Chi-Square(1)	0.9271

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 40: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела код пара USD/EUR у EViews програму

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.352238	Prob. F(1,1820)	0.5529
Obs*R-squared	0.352557	Prob. Chi-Square(1)	0.5527

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 41: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног TARARCH (1,1) модела код пара CNY/EUR у EViews програму

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.192180	Prob. F(1,1822)	0.6612
Obs*R-squared	0.192371	Prob. Chi-Square(1)	0.6610

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 42: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног GARCH (1,1) модела код пара RUB/EUR у EViews програму

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.145280	Prob. F(1,1820)	0.7031
Obs*R-squared	0.145428	Prob. Chi-Square(1)	0.7029

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1

Слика 43: Тестирање ARCH ефекта у резидуалима оцењеног FIGARCH (1,1) модела код пара OIL/EUR у EViews програму

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.014251	Prob. F(1,1822)	0.9050
Obs*R-squared	0.014267	Prob. Chi-Square(1)	0.9049

Извор: аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Прилогу 1