

**Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив  
страних директних инвестиција у земље Западног  
Балкана**

**-Докторска дисертација-**

**Ментор: проф. др Иван Миленковић**

**Кандидат: Сузана Балабан**

**Суботица, 2018. године**





**КЉУЧНА ДОКУМЕНТАЦИЈСКА ИНФОРМАЦИЈА**

Редни број, РБР:	
Идентификациони број, ИБР:	
Тип документације, ТД:	Монографска документација
Тип записа, ТЗ:	Текстуални штампани материјал
Врста рада (дипл., маг., докт.), ВР:	Докторска дисертација
Аутор, АУ:	Сузана Балабан
Ментор, МН:	проф. др Иван Миленковић
Наслов рада, НР:	Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив страних директних инвестиција у земље Западног Балкана
Језик публикације, ЈП:	Српски
Језик извода, ЈИ:	српски/енглески
Земља публикавања, ЗП:	Србија
Уже географско подручје, УГП:	АП Војводина
Година, ГО:	2018
Издавач, ИЗ:	Ауторски репринт
Место и адреса, МА:	Суботица, Сегедински пут 9-11
Физички опис рада, ФО: (број поглавља/страница/слика/ графикона/референци/прилога)	8/213/10/85/213/5
Научна област, НО:	Економија
Научна дисциплина, НД:	Финансије
Предметна одредница/Кључне речи, ПО:	Волатилност девизног курса, GARCH, СДИ, SYS-GMM
УДК:	
Чува се, ЧУ:	Библиотека Економског факултета у Суботици, Матица Српска
Важна напомена, ВН:	-

Извод, ИЗ	Предмет истраживања докторске дисертације је моделовање волатилности реалног девизног курса и анализа њеног утицаја на прилив страних директних инвестиција у земље Западног Балкана. Предмет је теоријски обрађен, а затим и емпиријски анализиран уз помоћ динамичке анализе панела у периоду од 2000. до 2016. године. Истраживање утицаја волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ је значајно, пре свега, због научног доприноса унапређењу стратегије и политике привлачења СДИ, које већина посматраних земаља формулише на највишем нивоу. Обзиром да спроведено истраживање може понудити одговор на питање да ли је стабилан курс атрактивнији за стране инвеститоре и да ли постоји асиметрија у одговору СДИ на волатилност реалног курса у периоду ап्रेसијације и у периоду депресијације валуте, то би могао да буде и део одговора на питање о примени адекватног режима девизног курса, потреби приступања Европској унији, односно Европској монетарној унији или евентуалном формирању тзв. валутних блокова у циљу привлачења страних директних инвестиција. Одговор на питање да ли волатилност реалног девизног курса утиче на прилив СДИ може се тумачити као теоријски допринос одређивању детерминанти СДИ у земље Западног Балкана. Научни допринос спроведеног истраживања огледа се и по питању потенцијалне арбитрарности у избору мера волатилности реалног девизног курса у земљама Западног Балкана као детерминанте СДИ. Емпиријски добијене мере волатилности реалног девизног курса могуће је користити и у другим истраживањима које у фокус стављају утицај поменуте волатилности на одабране макро-економске варијабле, а могуће је и емпиријски поткрепити тврдњу да је волатилност реалног девизног курса у земљама Западног Балкана могуће обликовати уз помоћ GARCH модела.						
Датум прихватања теме од стране Сената, ДП:	11.01.2018.						
Датум одбране, ДО:							
Чланови комисије, КО:	<table border="1"> <tr> <td data-bbox="480 1081 624 1131">Председник</td> <td data-bbox="624 1081 1347 1131"></td> </tr> <tr> <td data-bbox="480 1131 624 1180">Члан</td> <td data-bbox="624 1131 1347 1180"></td> </tr> <tr> <td data-bbox="480 1180 624 1218">Члан</td> <td data-bbox="624 1180 1347 1218"></td> </tr> </table>	Председник		Члан		Члан	
Председник							
Члан							
Члан							



## University of Novi Sad, Faculty of Economics in Subotica

## KEYWORD DOCUMENTATION

Accession number, ANO:	
Identification number, INO:	
Document type, DT:	Monograph documentation
Type of record, TR:	Textual printed material
Contents code, CC:	
Author, AU:	Suzana Balaban
Mentor, MN:	Prof. Ivan Milenković
Title, TI:	The Impact of Real Exchange Rate Volatility on Foreign Direct Investment in Western Balkan countries
Language of text, LT:	Serbian
Language of abstract, LA:	eng. / ser.
Country of publication, CT:	Serbia
Locality of publication, LP:	Subotica
Publication year, PY:	2018
Publisher, PU:	Author's reprint
Publication place, PP:	Subotica
Physical description, PD:	(8/213/10/85/213/5)
Scientific field, SF:	Economics
Scientific discipline, SD:	Finance
Subject, Key words, SKW:	Exchange rate volatility, GARCH, FDI, SYS-GMM
UC:	
Holding data, HD:	Library of Faculty of Economics in Subotica, Library of Matica Srpska
Note, N:	-

Abstract, AB:	<p>The aim of this paper is to examine an impact of a real exchange rate volatility on foreign direct investment (FDI) into the Western Balkans. It is an attempt to overcome some problems associated with previous studies of the exchange rate volatility effect on FDI. In order to obtain relevant results, an analysis is served by data of FDI aggregated and FDI dis-aggregated by economic activities. According to the obtained results, it seems that an accession to the European Union stabilizes the real exchange rate reducing its volatility in observed economies. The most notable exception relates to the negative impact of high exchange rate volatility on FDI in manufacturing, the impact of which is found to be positive for total FDI as well as FDI in financial intermediation. Contrary to these results, the exchange rate volatility is not statistically significant determinant of FDI in transport and communications. According to obtained results, a conclusion can be that investors in transition countries prefer higher levels of volatility. For policy makers that means that the <i>de facto</i> floating exchange rate arrangement may be more attractive for the most of foreign investors, bearing in mind that one may draw a conclusion that relationship between real exchange volatility and FDI depend on FDI motives. There are no asymmetries in the investment response coefficients across appreciation and depreciation interval. A conclusion may be drawn that a choice of the volatility measure does not affect the obtained results.</p>						
Accepted on Senate on, AS:	11.01.2018.						
Defended, DE:							
Thesis Defend Board: <table border="1" data-bbox="475 965 624 1102"> <tr> <td>president:</td> <td></td> </tr> <tr> <td>member:</td> <td></td> </tr> <tr> <td>member:</td> <td></td> </tr> </table>	president:		member:		member:		
president:							
member:							
member:							

**Списак табела:**

Табела 1: Тестови за детектовање хетероскедастичности.....	21
Табела 2: Корелација номиналног и реалног девизног курса.....	24
Табела 3: Корелација политичке стабилности и степена корупције са СДИ.....	32
Табела 4: Сумарни приказ резултата досадашњих истраживања.....	52
Табела 5: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса.....	107
Табела 6: Откривање структурних ломова и тестови јединичног корена.....	114
Табела 7: LB(Q) статистика и Breusch-Godfrey LM тест.....	116
Табела 8: Избор адекватне ARMA спецификације на бази SIC критеријума...	117
Табела 9: LB(Q <sup>2</sup> ) статистика и ARCH-LM тест.....	119
Табела 10: Оцењени GARCH (1,1) модели.....	121
Табела 11: Тестови адекватности оцењених GARCH модела.....	122
Табела 12: Кретање волатилности реалног девизног курса.....	126
Табела 13: Резултати примењених тестова зависности међу јединицама посматрања.....	133
Табела 14: Резултати примењених тестова јединичног корена.....	135
Табела 15: Корелациона матрица.....	135
Табела 16: Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ – мера волатилности условна варијанса деривирана из GARCH (1,1) модела.....	137
Табела 17: Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ – мера волатилности SD.....	138
Табела 18: Селекција одговарајућег GARCH модела уз помоћ SIC критеријума.....	142
Табела 19: Оцењени EGARCH (1,1) модели.....	144
Табела 20: Кретање волатилности реалног девизног курса.....	154
Табела 21: Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ – мера волатилности је условна варијанса деривирана из EGARCH(1,1) модела.....	157
Табела 22: Оцена волатилности реалног девизног курса путем CGARCH модела.....	161
Табела 23: Кретање дугорочне волатилности реалног девизног курса.....	169
Табела 24: Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ – мера волатилности је перманентна компонента условне варијансе деривирана из CGARCH(1,1) модела.....	172
Табела 25: Кретање краткорочне волатилности реалног девизног курса.....	173
Табела 26: Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ – мера волатилности је транзиторна компонента условне варијансе деривирана из CGARCH(1,1) модела.....	175
Табела 27: Корелациона матрица алтернативних мера волатилности.....	176

**Списак слика:**

Слика 1: Емпиријска дистрибуција временских серија.....	13
Слика 2: Стационарне и нестационарне временске серије.....	14
Слика 3: Груписање волатилности.....	71
Слика 4: Интеракција стопе поврата и оцењене волатилности.....	72
Слика 5: Интеракција стопе поврата и оцењене волатилности у компонентном моделу.....	73
Слика 6: Симетрична и асиметричне емпиријске дистрибуције.....	105
Слика 7: Дистрибуција у зависности од коефицијента спљоштености.....	106
Слика 8: Временске серије које садрже структурни лом.....	110
Слика 9: Временска серија са присутном аутокорељацијом.....	115
Слика 10: Детекција хетероскедастичности.....	118



**Списак графикана:**

Графикон 1: Ниво укупних СДИ 2000. године у регион југоисточне Европе (милиони US\$).....	56
Графикон 2: Ниво укупних СДИ 2010. године у регион југоисточне Европе (милиони US\$).....	56
Графикон 3: Ниво укупних СДИ 2016. године у регион југоисточне Европе (милиони US\$).....	57
Графикон 4: Ниво прилива СДИ у регион југоисточне Европе у периоду од 1992. до 2016. године (милиони US\$).....	58
Графикон 5: СДИ по глави становника 2016. године (милиони US\$).....	59
Графикон 6: Географско порекло укупног нивоа СДИ у Албанији (милиони US\$).....	60
Графикон 7: Географско порекло укупног нивоа СДИ у Босни и Херцеговини (милиони US\$).....	61
Графикон 8: Географско порекло укупног нивоа СДИ у Хрватској (милиони US\$).....	62
Графикон 9: Географско порекло укупног нивоа СДИ у БЈР Македонији (милиони US\$).....	62
Графикон 10: Географско порекло укупног нивоа СДИ у Црној Гори (милиони US\$).....	63
Графикон 11: Географско порекло укупног нивоа СДИ у Србији (милиони US\$).....	63
Графикон 12: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Албанији.....	65
Графикон 13: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Босни и Херцеговини.....	66
Графикон 14: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Бугарској.....	66
Графикон 15: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Хрватској.....	66
Графикон 16: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у БЈР Македонији.....	67
Графикон 17: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Црној Гори.....	67
Графикон 18: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Србији..	67
Графикон 19: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Румунији.....	68
Графикон 20: Плот стопе поврата реалних девизних курсева.....	102
Графикон 21: <i>Quantile-Quantile</i> плот стопе поврата реалних девизних курсева.....	108

Графикон 22: Актуелна, објашњена и необјашњена волатилност реалног девизног курса.....	127
Графикон 23: Плот резидуала волатилности реалног девизног курса по појединим земљама.....	127
Графикон 24: Условна варијанса деривирана из GARCH (1,1) и EGARCH (1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса албанског лека.....	145
Графикон 25: Условна варијанса деривирана из GARCH (1,1) и EGARCH (1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса босанске конвертибилне марке.....	145
Графикон 26: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса бугарског лева.....	145
Графикон 27: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса хрватске куне.....	146
Графикон 28: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса чешке круне.....	146
Графикон 29: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса естонске круне.....	147
Графикон 30: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса мађарске форинте.....	147
Графикон 31: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса литванског литаиа.....	148
Графикон 32: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса летонског лака.....	148
Графикон 33: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса македонског денара.....	149
Графикон 34: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса евра који се користи као платежно средство у Црној Гори.....	149
Графикон 35: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса пољског злота.....	150

Графикон 36: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса румунског леја.....	150
Графикон 37: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса српског динара.....	151
Графикон 38: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса словачке круне.....	151
Графикон 39: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса словеначког толара.....	152
Графикон 40: Актуелна, објашњена и необјашњена волатилност реалног девизног курса националних валута посматраних земаља.....	155
Графикон 41: Плот резидуала волатилности реалног девизног курса националних валута по појединим земљама.....	155
Графикон 42: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса албанског лека и босанске конвертибилне марке.....	162
Графикон 43: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање реалног девизног курса бугарског лева и хрватске куне.....	162
Графикон 44: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање реалног девизног курса бугарског лева и хрватске куне.....	163
Графикон 45: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса мађарске форинте и литванског литаиа.....	164
Графикон 46: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса летонског лака и македонског денара.....	164
Графикон 47: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса евра који се користи у Црној Гори и пољског злота.....	165
Графикон 48: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса румунског леја и српског динара.....	165
Графикон 49: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса словачке круне и словеначког толара.....	166

Графикон 50: Актуелна, објашњена и необјашњена волатилност реалног девизног курса.....	170
Графикон 51: Актуелна, објашњена и необјашњена волатилност реалног девизног курса.....	170
Графикон 52: Актуелна, објашњена и необјашњена волатилност реалног девизног курса.....	174
Графикон 53: Актуелна, објашњена и необјашњена волатилност реалног девизног курса.....	178
Графикон 54: Кретање номиналног и реалног девизног курса албанског лека и босанске конвертибилне марке.....	201
Графикон 55: Кретање номиналног и реалног девизног курса бугарског лева и хрватске куне.....	201
Графикон 56: Кретање номиналног и реалног девизног курса бугарског лева и хрватске куне.....	201
Графикон 57: Кретање номиналног и реалног девизног курса мађарске форинте и литванског литаиа.....	202
Графикон 58: Кретање номиналног и реалног девизног курса летонског лата и македонског денара.....	202
Графикон 59: Кретање номиналног и реалног девизног курса евра који се користи као платежно средство у Црној Гори и пољског злота.....	202
Графикон 60: Кретање номиналног и реалног девизног курса румунског леја и српског динара.....	203
Графикон 61: Кретање номиналног и реалног девизног курса словеначког толара и словачке круне.....	203
Графикон 62: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса албанског лека.....	205
Графикон 63: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса босанске конвертибилне марке.....	205
Графикон 64: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса бугарског лева.....	205
Графикон 65: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса хрватске куне.....	206
Графикон 66: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса чешке круне.....	206
Графикон 67: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса естонске круне.....	206
Графикон 68: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса мађарске форинте.....	207
Графикон 69: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса литванског литаиа.....	207

Графикон 70: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса летонског лата.....	207
Графикон 71: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса македонског денара.....	208
Графикон 72: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса евра који се користи као платежно средство у Црној Гори.....	208
Графикон 73: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса пољског злата.....	208
Графикон 74: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса румунског леја.....	209
Графикон 75: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса српског динара.....	209
Графикон 76: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса словеначког толара.....	209
Графикон 77: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса словачке круне.....	210
Графикон 78: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева албанског лека и босанске конвертибилне марке.....	211
Графикон 79: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева бугарског лева и хрватске куне.....	211
Графикон 80: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева чешке круне и естонске круне.....	211
Графикон 81: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева мађарске форинте и литванског литаиа.....	212
Графикон 82: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева летонског лака и македонског денара.....	212
Графикон 83: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева евра који се користи као платежно средство у Црној Гори и пољског злата.....	212
Графикон 84: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева румунског леја и српског динара.....	213
Графикон 85: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева словачке круне и словеначког толара.....	213

**Садржај**

Увод.....	1
1. Методолошко-хипотетички оквир.....	1
1.1. Мотивација, предмет истраживања и проблеми досадашњих истраживања.....	2
1.2. Циљ истраживања, истраживачка питања и хипотезе.....	4
1.3. Релевантност истраживања и могућност примене добијених резултата.....	6
1.4. Структура дисертације.....	7
2. Теоријски оквир истраживања.....	9
2.1. Волатилност девизног курса.....	9
2.1.1. Ниво или први моменат девизног курса и тзв. одвојеност девизног курса.....	13
2.1.2. Волатилност или други моменат девизног курса.....	15
2.1.3. Унутар и међу-режимска волатилност девизног курса.....	22
2.1.4. Корелација номиналног и реалног девизног курса.....	23
2.2. Стране директне инвестиције као међународног кретања капитала.....	24
2.2.1. Теорије кретања страних директних инвестиција.....	25
2.2.2. Детерминанте страних директних инвестиција у земљама у транзицији.....	28
2.2.3. Улога страних директних инвестиција у земљама са оскудном акумулацијом.....	33
2.3. Утицај волатилности девизног курса на прилив страних директних инвестиција.....	38
2.3.1. Дугорочни приступ флексибилности производње.....	39
2.3.2. Краткорочни приступ аверзије према ризику.....	41
2.3.3. Нови теоријски доприноси.....	42
3. Емпиријски контекст.....	46
3.1. Преглед досадашњих истраживања.....	46
3.1.1. Утицај волатилности девизног курса на прилив СДИ на	

примеру развијених земаља.....	46
3.1.2. Утицај волатилности девизног курса на прилив СДИ на примеру земаља у транзицији.....	50
3.1.3. Сумарни приказ резултата досадашњих истраживања.....	51
3.1.4. Могући узроци нејасног односа између волатилности девизног курса и прилива СДИ.....	53
3.2. Специфичности земаља Западног Балкана.....	55
3.2.1. Кратак историјски осврт.....	55
3.2.2. Преглед режима девизних курсева у одабраним земљама.....	59
3.2.3. Ниво и структура страних директних инвестиција.....	60
3.2.4. Упоредни приказ волатилности девизног курса и нивоа СДИ у посматраном периоду.....	65
3.2.5. Негативни ефекат Западног Балкана.....	68
4. Економетријски оквир истраживања.....	70
4.1. Карактеристике високофреквентних временских серија.....	70
4.1.1. Лептокуртична дистрибуција.....	70
4.1.2. Груписање волатилности и перзистентност.....	70
4.1.3. Ефекат полуге.....	72
4.1.4. Дуга меморија.....	74
4.1.5. Слично кретање.....	74
4.1.6. Уобичајени догађаји.....	74
4.2. Моделовање волатилности.....	74
4.2.1. Историјска волатилност.....	75
4.2.2. Имплицитна волатилност.....	75
4.2.3. Модел експоненцијално пондерисаних покретних просека (EWMA).....	75
4.2.4. Ауторегресивни модели условне хетероскедастичности (ARCH).....	76
4.2.5. Генерализовани ауторегресивни модели	

условне хетероскедастичности (GARCH).....	77
4.2.6. Компонентни GARCH модел.....	79
4.2.7. Експоненцијални GARCH модел.....	80
4.3. Питање спецификације модела.....	80
4.3.1. Модели стопе ризика <i>hazard rate</i> модели.....	81
4.3.2. Квалитативна зависна варијабла и <i>count data</i> модели.....	81
4.3.3. Single equation модели временских серија.....	82
4.3.4. Панел модели.....	82
4.3.4.1. Статички панел модели.....	84
4.3.4.2. Динамички панел модели.....	93
5. Моделовање волатилности девизног курса уз помоћ одговарајућег GARCH модела.....	100
5.1. Дескриптивна статистика и QQ плот.....	103
5.2. Тестирање стационарности одабраних временских серија и детекција структурних ломова.....	109
5.3. Питање аутокорељације и избор одговарајућих ARMA модела.....	114
5.4. Хетероскедастичност у посматраним моделима.....	118
5.5. Избор и оцена адекватности GARCH (1,1) модела.....	120
6. Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ.....	124
6.1. Необјашњена волатилност реалног девизног курса као детерминанта СДИ.....	124
6.2. Образложење укључивања додатних варијабли.....	128
6.3. Избор одговарајуће методологије истраживања.....	131
6.4. Стационарност посматраних временских серија.....	132
6.5. Питање корелације и ендегености у посматраним моделима.....	135
6.6. Алтернативна мера волатилности.....	136
6.7. Паралелни приказ и дискусија резултата.....	136
7. Алтернативне мере волатилности реалног девизног курса и импликације на добијене резултате истраживања.....	140
7.1. Избор адекватне спецификације GARCH модела.....	140
7.2. Асиметричност у волатилности реалног девизног курса.....	143



---

7.3. Утицај волатилности реалног девизног курса са укљученим асиметричним ефектима на прилив СДИ.....	152
7.4. Дугорочна и краткорочна волатилност реалног девизног курса.....	159
7.5. Утицај дугорочне и краткорочне компоненте волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ у посматраним земљама.....	167
7.5.1. Утицај дугорочне волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ.....	168
7.5.2. Утицај краткорочне волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ.....	173
7.6. Корелација посматраних алтернативних мера волатилности.....	176
7.7. Сумарни приказ и дискусија добијених резултата.....	178
8. Закључна разматрања.....	180
8.1. Општи закључци и доприноси истраживања.....	180
8.2. Ограничења истраживања.....	182
8.3. Предлози за даља истраживања.....	183
Литература.....	184
Прилог 1: Извори коришћених података у истраживању.....	200
Прилог 2: Корелација номиналног и реалног девизног курса.....	201
Прилог 3: Ризик земље приликом директног инвестирања (2017. година)....	204
Прилог 4: Дескриптивна статистика стопа поврата реалног девизног курса..	205
Прилог 5: Плот резидуала стопе поврата реалног девизног курса.....	211

## Апстракт

Циљ ове дисертације је да се испита утицај волатилности реалног девизног курса на прилив страних директних инвестиција (СДИ) у земље Западног Балкана. У раду је учињен покушај да се превазиђу критике које су повезане са досадашњим радовима који у фокус стављају анализу односа поменутих варијабли, као што су: проблем агрегације, неадекватно моделовање волатилности девизног курса, узимање у обзир само краткорочне волатилности девизног курса и проблем ендегености. Како би се добили релевантни резултати, без проблема агрегације, у раду су коришћени подаци агрегатног нивоа СДИ, као и подаци који се односе на секторе у које су страни инвеститори највише улагали. У циљу фокусирања на необјашњени део волатилности реалног девизног курса у раду је оцењен модел који треба да објасни да ли националне границе, величина тржишта и просторна удаљеност изражена у километрима имају утицај на кретање реалног девизног курса. Уз помоћ генерализованог ауторегресивног модела условне хетероскедастичности (енг. *Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity* – GARCH) моделована је волатилност реалног девизног курса посматраних земаља, док је применом системске генерализоване методе момента (енг. *System Generalized Method of Moments* – SYS-GMM) превазиђен проблем ендегености. Према добијеним резултатима чини се да улазак у Европску унију стабилизује реални девизни курс земље чланице и да виши ниво волатилности реалног девизног курса има позитиван утицај на улагања страних инвеститора на агрегатном нивоу и када се посматра сектор финансијског посредовања. Изузетак су инвеститори у сектор производње који негативно реагују на више нивое волатилности реалног девизног курса. Волатилност реалног девизног курса није једна од значајнијих детерминанти прилива СДИ у сектор транспорта, инфраструктуре и телекомуникације. Закључак који би се могао извући, а који је значајан за креаторе економске политике, јесте да већина страних инвеститора у земље Западног Балкана преферира више нивое волатилности реалног девизног курса који су обично повезани са *de facto* пливајућим режимима девизног курса. Овде треба бити опрезан имајући на уму да добијени резултати сугеришу да утицај волатилност реалног девизног курса на прилив СДИ преваходно зависи од мотива којима су СДИ вођене. Оно што је значајно још нагласити јесте да није детектована асиметрија у одговору инвестиција у периоду депресијације и у периоду апресијације валута посматраних земаља, као и да избор мере волатилности реалног девизног курса нема готово никакве импликације на добијене резултате.

**Abstract**

The aim of this paper is to examine an impact of a real exchange rate volatility on foreign direct investment (FDI) into the Western Balkans. It is an attempt to overcome some problems associated with previous studies of the exchange rate volatility effect on FDI; aggregation problem, the inadequate measure of volatility, the short-run focus and endogeneity problem. In order to obtain relevant results, an analysis is served by data of FDI aggregated and FDI dis-aggregated by economic activities. A focus is on three major economic activities in which the foreign investors have mostly invested; manufacturing, financial intermediation and transport and communication. In order to pay attention on an unexplained part of real volatility a regression that should explain whether distance and national border affect the real exchange rate volatility in transition economies is estimated. The real exchange rate volatility is modeled using GARCH specification. Finally, in order to control for endogeneity problem there is applied SYS-GMM estimation that involve adding lags and leads of the regressors. According to the obtained results, it seems that an accession to the European Union stabilizes the real exchange rate reducing its volatility in observed economies. The most notable exception relates to the negative impact of high exchange rate volatility on FDI in manufacturing, the impact of which is found to be positive for total FDI as well as FDI in financial intermediation. Contrary to these results, the exchange rate volatility is not statistically significant determinant of FDI in transport and communications. According to obtained results, a conclusion can be that investors in transition countries prefer higher levels of volatility. For policy makers that means that the *de facto* floating exchange rate arrangement may be more attractive for the most of foreign investors, bearing in mind that one may draw a conclusion that relationship between real exchange volatility and FDI depend on FDI motives. There are no asymmetries in the investment response coefficients across appreciation and depreciation interval. A conclusion may be drawn that a choice of the volatility measure does not affect the obtained results.



## Увод

Све је већи број аутора који анализирају утицај различитих детерминанти на прилив страних директних инвестиција (СДИ) у земље Западног Балкана. Ова чињеница је очекивана с обзиром да су СДИ имале кључну улогу у дугогодишњем периоду транзиције, односно трансформације некада централно-планских економија у тржишно оријентисане. Низак ниво домаће акумулације који је годинама уназад бележен у земљама Западног Балкана резултирао је чињеницом да су СДИ постале значајан извор економског раста посматраних земаља у процесу транзиције.

Током раних 2000-их страни инвеститори захтевали су само минималне услове за инвестирање, као што су сигурност, почетак економског опоравка и макар благо побољшање пословног окружења. Готово двадесет година касније, пажња је усмерена и на друге детерминанте СДИ. Стратегије привлачења СДИ формирају се на највишим државним нивоима, а свако ново емпиријско истраживање детерминанти СДИ је од велике користи. Једна од потенцијалних детерминанти која је најмање истражена јесте волатилност реалног девизног курса.

## 1. Методолошко-хипотетички оквир

Очекивање спроведеног истраживања је да висока волатилност обесхрабрује стране инвеститоре у земље Западног Балкана. Наиме, стране директне инвестиције предузимају се на дужи рок и захтевају висок ниво почетних улагања, па је претпоставка да инвеститори имају аверзију према ризику и да преферирају ниже нивое волатилности.

У циљу добијања релевантних економетријских резултата у обзир су узете и остале променљиве које могу имати утицај на прилив СДИ. Ефекат агломерације, ниво реалног девизног курса, релативни трошкови радне снаге, ниво продуктивности и отвореност посматраних економија узете су као додатне објашњавајуће променљиве, експлицитно укључене у главни модел који проучава утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ у циљу добијања релевантних резултата. Како би се добио одговор на питање да ли постоји асиметрија у одговору страних инвестиција у периоду апресијације и у периоду депресијације валута посматраних земаља, у модел је укључена и додатна вештачка (енг. *dummy*) променљива. Још једна вештачка променљива конструисана је са циљем фокусирања на земље Западног Балкана.

Величина тржишта посматране земље, просторна удаљеност главног града посматране земље од највећих страних инвеститора изражена у километрима и ефекат државне границе посредно су укључене у главни модел, путем

волатилности реалног девизног курса, односно фокусирањем на необјашњени део волатилности реалног девизног курса.

### 1.1. Мотивација, предмет истраживања и истраживачки проблеми досадашњих истраживања

*Предмет* истраживања докторске дисертације је моделовање волатилности реалног девизног курса и анализа њеног утицаја на прилив страних директних инвестиција у земље Западног Балкана.

Предмет је теоријски обрађен, а затим и емпиријски анализиран на примеру шест земаља Западног Балкана (Албанија, Босна и Херцеговина, Црна Гора, Хрватска, БЈР Македонија и Србија), а узорком су обухваћене и одабране земље Централне и Источне Европе (Бугарска, Чешка, Естонија, Летонија, Литванија, Мађарска, Пољска, Румунија, Словенија и Словачка), како би добијени резултати били економетријски релевантни. Акцент је задржан на земљама Западног Балкана уз помоћ вештачке променљиве као независне варијабле у свим моделима СДИ. Емпиријска анализа је базирана на динамичкој анализи панела у периоду од 2000. до 2016. године.

Pain и van Welsum (2003) и Kiyota и Urata (2004) указују на чињеницу да неизвесност која произилази из волатилности реалног девизног курса има утицаја на одлуке страних директних инвеститора. Приликом проучавања детерминанти СДИ у земље Западног Балкана, аутори су узимали у обзир величину домаћег тржишта, макро-економске факторе, кредитну способност земље, као и факторе везане за продуктивност капитала. Утицај волатилности девизног курса на прилив СДИ био је на неки начин занемарен. Стога се као *мотив* истраживања може навести покушај да се поменута празнина попуни и да се понуди прихватљив одговор.

Досадашњи радови на тему утицаја волатилности девизног курса на прилив СДИ суочени су са неколико критика. Прво јесте чињеница да анализа утицаја волатилности девизног курса на агрегатни ниво СДИ може довести до нејасних закључака, прикривајући утицај волатилности девизног курса на поједине секторе.<sup>1</sup> Друга критика се односи на неадекватно моделовање волатилности девизног курса.<sup>2</sup> Трећу критику упутио је Jeanneret (2005) а она се односи на чињеницу да је у претходним емпиријским истраживањима пажња била усмерена на краткорочну волатилност девизног курса, док је дугорочни аспект волатилности девизног курса занемарен. Russ (2007) у свом раду указује на проблем ендогености која се појављује приликом проучавања детерминанта СДИ.

<sup>1</sup> За детаљније информације погледати нпр. Froot и Stein (1991) и Kiyota и Urata (2004).

<sup>2</sup> За детаљније информације погледати нпр. Engel и Rogers (1994); Amuedo-Dorantes и Pozo (2001) и Pain и van Welsum (2003).

Имајући горе поменуто у виду, у раду је учињен покушај да се наведене критике превазиђу. Стога је, поред агрегатне, понуђена и секторска анализа прилива СДИ, односно анализиран је утицај волатилности реалног девизног курса на поједине секторе у које су страни директни инвеститори највише улагали (сектор производње, финансијско посредовање и сектор транспорта, инфраструктуре и телекомуникације).

Коришћењем дугорочне компоненте условне варијансе деривираних из CGARCH (енг. *Component Generalized AutoReggressive Conditional Heteroskedasticity*) модела, односно из компонентног генерализованог ауторегресивног модела условне хетероскедастичности у поновљеном истраживању, пажња је усмерена на дугорочну волатилност. С тим у вези, разматране су и потенцијалне импликације на добијене резултате.

Cavallari и d'Addona (2013) су у свом раду показали да је реална волатилност та која утиче на одлуке страних директних инвеститора, те је извршена конверзија номиналних у реалне величине путем индекса произвођачких цена за које је сматрано да су од интереса за стране инвеститоре<sup>3</sup>. Волатилност реалног девизног курса мерена је путем условне варијансе деривираних из одговарајућег GARCH (енг. *Generalized AutoReggressive Conditional Heteroskedasticity*) модела, односно генерализованог модела условне хетероскедастичности. Наиме, како у свом раду наводе Amuedo-Dorantes и Pozo (2001) само условна варијанса деривираних из GARCH модела представља адекватну меру волатилности, имајући у виду да она у потпуности може да објасни понашање волатилности девизног курса кроз време. Стандардна девијација, по мишљењу ових аутора, је крајње наивна мера волатилности девизног курса. У циљу фокусирања на необјашњени део волатилности реалног девизног курса у раду је оцењена једначина која има за циљ да објасни да ли просторна удаљеност изражена у километрима, национална граница и величина тржишта утичу на волатилност реалног девизног курса у посматраним земљама.

Како би се избегла арбитрарност, као алтернативна мера волатилности коришћена је стандардна девијација, као и GARCH спецификација са укљученим асиметричним ефектима, односно волатилност је алтернативно исказана и путем условне варијансе деривираних из EGARCH (енг. *Exponential Generalized AutoReggressive Conditional Heteroskedasticity*) модела, односно из експоненцијалног генерализованог ауторегресивног модела условне хетероскедастичности.

С обзиром да је једна од објашњавајућих променљивих зависна варијабла са доцњом, односно ниво прилива СДИ из претходног периода, за анализу је

---

<sup>3</sup> Као што предлажу De Vita и Abbott (2007)

коришћен динамички панел модел. SYS-GMM (енг. *System Generalized Methods of Moments*) економетријска техника, односно системска анализа генерализованих метода момената, предложена од стране Blundell-а и Bond-а (1998), у раду је примењена с обзиром да омогућава контролу проблема ендогености додавањем додатних инструменталних променљивих у модел.

На крају, усвојена је и сугестија коју су у свом раду дали Beugelsdijk и аутори (2010) који сматрају да би као објективнију меру страних директних инвестиција требало користити приливе СДИ у односу на досадашњи ниво СДИ.

## 1.2. Циљ истраживања, истраживачка питања и хипотезе

Главни истраживачки циљ ове дисертације је анализа утицаја необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ у земље Западног Балкана. Идеја је да се он квантификује уз помоћ одговарајућих економетријских метода, уколико постоји, полазећи од релевантног теоријског упоришта.

У складу са главним изводе се и следећи оперативни циљеви:

1. Моделовање волатилности реалног девизног курса има за циљ пружање одговора на питање да ли су GARCH модели погодни за оцену волатилности реалног девизног курса у посматраним земљама Западног Балкана.
2. Тест постојања асиметрије у коефицијентима има за циљ да детектује асиметрију у одговору инвестиција на волатилност реалног девизног курса током периода апресијације и током периода депресијације националних валута посматраних земаља.
3. Увођење *dummy* варијабле која означава приступ Европској унији има за циљ да одговори на питање да ли улазак у Европску унију утиче на волатилност реалног девизног курса и с тим у вези на виши/нижи ниво прилива СДИ у земљу чланицу.
4. Анализа прилива СДИ извршена на агрегатном нивоу, као и на нивоу појединих привредних грана у које су страни инвеститори највише улагали има за циљ добијање одговора на питање да ли се оцена утицаја волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ на агрегатном нивоу разликује у односу на ону када се тај утицај посматра на нивоу појединих привредних грана.



5. Оцена утицаја алтернативних мера волатилности реалног девизног курса има за циљ да укаже да ли другачије мере волатилности девизног курса имају импликације на добијене резултате.
6. Увођење додатне *dummy* варијабле има циљ да акценат спроведеног истраживања стави на земље Западног Балкана.
7. Подела волатилности на дугорочну и краткорочну компоненту има за циљ испитивање утицаја појединачних компоненти волатилности на прилив СДИ

У складу са описаним циљевима дефинише се следећа главна истраживачка хипотеза:

$H_0$ : Висок ниво необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса утиче негативно на прилив СДИ у земље Западног Балкана

У складу са тим, формулишу се и помоћне (оперативне) хипотезе истраживања:

$H_{01}$ : GARCH модели погодни су за оцену волатилности реалног девизног курса у посматраним земљама

$H_{02}$ : Постоји асиметрија у коефицијентима одговора инвестиција на волатилност реалног девизног курса током периода ап्रेसијације и током периода депресијације валута у посматраним земљама

$H_{03}$ : Приступом Европској унији земља приступница постаје атрактивнија за стране инвеститоре.

$H_{04}$ : Резултати оцене утицаја волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ на агрегатном нивоу разликују се од резултата оцене овог утицаја на нивоу појединих привредних грана.

$H_{05}$ : Коришћење алтернативних мера волатилности реалног девизног курса нема значајније импликације на добијене резултате.

$H_{06}$ : *Dummy* варијабла која контролише тзв. ефекат Западног Балкана у оцењеним моделима СДИ није статистички значајна.

$H_{07}$ : Дугорочна волатилност је детерминанта прилива СДИ, док краткорочна компонента волатилности нема утицај на прилив СДИ.

Главна истраживачка хипотеза биће тестирана панел анализом уз помоћ агрегатних података СДИ. Прва оперативна хипотеза биће тестирана на нивоу појединачних земаља за сваку посматрану годину, док ће остале хипотезе бити тестиране на панел подацима. Друга, трећа, четврта, пета, шеста и седма оперативна хипотеза биће тестиране анализом и агрегатних и секторских података СДИ.

### 1.3. Релевантност истраживања и могућност примене добијених резултата

Као што је већ поменуто, земље Западног Балкана суочене су дуги низ година са релативно ниским нивоом домаће акумулације. Следствено томе, за њих СДИ представљају значајан извор економског раста и напретка у процесу транзиције.

Као релативно стабилан извор финансирања СДИ имају утицај на глобалну продуктивност путем преноса технологије. Пренос технологије даље има важну улогу у трансформацији некада централно-планских економија посматраних земаља, што говори у прилог томе да СДИ имају велику улогу у успешном завршетку процеса транзиције посматраних земаља. Осим тога, те земље су добро прилагођене да усвоје предности прилива страних директних инвестиција, односно прилива нових знања и технологија. Наиме, релативно су развијене и имају високо квалификовану радну снагу. Као резултат тога, привлачење СДИ постао је један од примарних циљева економске политике посматраних земаља. Следствено томе, свако ново истраживање о могућим детерминантама СДИ је од велике користи.

Малобројне студије којим је истраживан утицај волатилности девизног курса на прилив СДИ у земље Западног Балкана базирале су се на волатилности *номиналног* девизног курса, а готово нико није усмерио пажњу на тзв. необјашњену волатилност *реалног* девизног курса.

Истраживање утицаја волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ је значајно, пре свега, због научног доприноса унапређењу стратегије и политике привлачења СДИ, које већина посматраних земаља формулише на највишем нивоу.

Обзиром да спроведено истраживање може понудити одговор на питање да ли је стабилан курс атрактивнији за стране инвеститоре и да ли постоји асиметрија у одговору СДИ на волатилност реалног курса у периоду апресијације и у периоду депресијације валуте, она би могла да буде и део одговора на питање о примени адекватног режима девизног курса, потреби приступања Европској унији (ЕУ), односно Европској монетарној унији (ЕМУ) или евентуалном формирању тзв. валутних блокова у циљу привлачења страних директних инвестиција.

Одговор на питање да ли волатилност реалног девизног курса утиче на прилив СДИ може се тумачити као теоријски допринос одређивању детерминанти СДИ у земље Западног Балкана. Ову тематику могуће је употпунити и оценом утицаја додатних променљивих које су део посматраних модела СДИ како агрегатно, тако и по појединим секторима.

Научни допринос постоји и када је у питању потенцијална арбитрарност у избору мера волатилности реалног девизног курса у земљама Западног Балкана као детерминанта СДИ. Другим речима, у раду ће, на основу добијених резултата бити понуђен одговор да ли избор алтернативне мере волатилности реалног девизног курса има импликације на добијене резултате.

Емпијски добијене мере волатилности реалног девизног курса могуће је користити и у другим истраживањима које у фокус стављају утицај поменуте волатилности на одабране макроекономске варијабле, а могуће је и емпиријски поткрепити тврдњу да је волатилност реалног девизног курса у земљама Западног Балкана (не)могуће обликовати уз помоћ GARCH модела.

#### **1.4. Структура дисертације**

Структура рада је у складу са циљевима истраживања а грађа је груписана и изложена у неколико целина.

У првом делу је представљен методолошко-хипотетички оквир у коме су јасно издвојени циљеви и хипотезе истраживања, проблеми досадашњих истраживања, образложен је мотив, предмет и релевантност истраживања.

У оквиру теоријског дела су обрађени појмови волатилности девизног курса, страних директних инвестиција као облика међународног кретања капитала, као и односа посматраних макроекономских агрегата са становишта два најпознатија приступа, флексибилности производње и аверзије инвеститора према ризику, а наведени су и новији теоријски доприноси.

У делу Емпиријски контекст биће приказани и дискутовани резултати досадашњих истраживања и биће анализирани специфичности земаља Западног Балкана (историјски контекст, ниво и структура СДИ, као и режими и волатилност девизног курса).

Карактеристике високофреквентних временских серија, питање моделовања волатилности и питање главне спецификације модела биће обрађени у оквиру економетријског дела дисертације као вид својеврсног увода у моделовање које следи.

Питања везана за избор одговарајуће спецификације GARCH модела као мере волатилности девизног курса биће представљена у петом делу. У шестом делу биће обрађен утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ у земље Западног Балкана, агрегатно и на секторском нивоу. У модел ће бити уведене додатне контролне променљиве у циљу добијања релевантних резултата.

Слична проблематика биће обрађена и у седмом делу где ће бити размотрено питање алтернативних мера волатилности и импликације на добијене резултате. У овом делу ће у меру волатилности бити укључени и асиметрични ефекти, а биће извршена и декомпозиција волатилности на дугорочну и краткорочну са циљем анализе утицаја тако декомпоноване волатилности на прилив СДИ.

На крају су ће бити представљена закључна разматрања, где ће поред закључака и доприноса истраживања бити наведени и ограничења, као и предлози за даља истраживања.

## 2. Теоријски оквир истраживања

У теоријском оквиру истраживања биће представљени основни појмови којим се објашњава други моменат или волатилност девизног курса и њено адекватно моделовање, као и основни појмови везани за стране директне инвестиције и њихов значај земље са оскудним нивоом акумулације какве су земље Западног Балкана. У завршном поглављу теоријског дела детаљније ће бити образложен и однос волатилности девизног курса и прилива СДИ са теоријског аспекта.

### 2.1. Волатилност девизног курса

Девизни курс је цена јединице стране валуте изражене бројем јединица домаће валуте (директно котирање) или цена јединице домаће валуте изражена бројем јединица стране валуте (индиректно котирање). Директни начин котирања девизних курсева примењује се у већини земаља, док се само у појединим земљама, као што је, на пример, Велика Британија, курс изражава као вредност домаће валуте изражена у иностранској валути. Према усвојеним међународним стандардима, валуте се обележавају трословним ознакама.<sup>4</sup>

Основна функција девизног курса је да омогући поређење цена у земљи и иностранству. Девизни курс има непосредни утицај на међународне токове робе и капитала, а посредно и на целокупна економска дешавања у земљи из чега је јасно зашто поједини аутори сматрају да је курс националне валуте најзначајнија цена у националној економији. Као и све друге цене, девизни курс се формира на тржишту – девизном тржишту. Фактори који утичу на формирање цене девизног курса су практично сви фактори који утичу на понуду и тражњу девиза, од елементарних непогода<sup>5</sup>, до психолошких фактора<sup>6</sup> који су посебно значајни у међународном кретању краткорочног капитала.

Девизни курс који изједначава понуду и тражњу девиза на девизном тржишту назива се равнотежни девизни курс. Када би се девизни курс слободно кретао, његов ниво био би на нивоу равнотежног курса, при чему би и платни биланс био у равнотежи. У таквој ситуацији дефицит платног биланса резултирао би порастом девизног курса, тј. смањењем цене домаће валуте (депресијацијом), а суфицит падом девизног курса, тј. повећањем цене домаће валуте (апресијацијом). Јасно је да су очекивања за земље Западног Балкана да ће њихове валуте углавном депресирати, имајући у виду чињеницу да се оне веома често суочавају са дефицитом платног биланса.

<sup>4</sup> Тако је EUR је ознака за евро, RSD за српски динар итд.

<sup>5</sup> Које, на пример, могу угрозити извоз и смањити понуду девиза, што последично доводи до раста девизног курса.

<sup>6</sup> Несигурност у будућу политику владе, на пример.

У пракси, врло је мали број националних валута чија је цена одређена у слободној интеракцији понуде и тражње за тим валутама на девизном тржишту. По правилу се ради о јаким светским валутама, чија је вредност релативно стабилна, а на тржишту је присутна велика понуда и тражња за њима. У већини земаља девизни курс није слободно пливајући, те на вишак понуде или тражње девиза на девизном тржишту реагује централна банка купујући или продавајући девизе, чиме повећава или смањује своје девизне резерве.

Следећи апсолутну теорију паритета куповних снага равнотежни курс једнак је односу цена у два земљама:

$$e = \frac{P}{P'} \quad (2.1)$$

где је  $e$  равнотежни курс,  $P$  општи ниво цена у домаћој земљи, а  $P'$  општи ниво цена у иностранству.

Апсолутни паритет се заснива на закону једне цене, по којем иста роба мора имати исту цену на свим тржиштима. Из овога следи да уколико је званични номинални курс изнад курса по паритету куповних снага, кажемо да је домаћа валута потцењена, а уколико је званични курс испод курса по паритету куповних снага, домаћа валута је прецењена. На питање да ли теорија апсолутног паритета може да се користи за одређивање номиналних курсева одговор је чини се негативан, имајући у виду њене битне недостатке. Први од њих односи се на чињеницу да теорија апсолутних паритета занемарује утицај токова капитала на ниво девизног курса. Друго, при израчунавању општег нивоа цена користи се корпа производа у коју улазе и многи производи који нису предмет међународне размене. Остали недостаци се огледају у занемаривању транспортних трошкова и трошкова спољнотрговинских баријера.

Према теорији релативног паритета куповних снага промена (а не висина) девизног курса треба да буде пропорционална релативној промени нивоа цена у две земље. Дакле, курс у текућем периоду ( $e_1$ ) би требало да буде производ девизног курса у базном периоду ( $e_0$ ) и односа индекса цена у земљи ( $IP$ ) и индекса цена у иностранству ( $IP'$ ):

$$e_1 = e_0 \times \frac{IP}{IP'} \quad (2.2)$$

Индексом цена мери се промена у текућем периоду у односу на базни период.<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup> Тако би, на пример, индекс од 108 значио да је у посматраном периоду дошло инфлације од 8%, док би индекс од, рецимо, 93 означавао дефлацију од 7%.

Сходно релативном паритету куповних снага, до раста девизног курса, тј. последично до пада цене домаће валуте, долази када је инфлација у земљи већа од инфлације у иностранству. Супротно, када год је инфлација већа у иностранству него у земљи, девизни курс ће опадати, тј. рашће цена домаће валуте. Емпиријска истраживања теорије релативног паритета куповних снага су потврдила њену валидност у дугом року<sup>8</sup>, док се на кратак рок она не може користити за објашњење и предвиђање кретања девизних курсева.

Недостаци теорије релативног паритета куповних снага као објашњења за кретање курсева у реалном свету су слични онима који важе за њену апсолутну варијанту. Основни је везан за чињеницу да се индекс промене цена рачуна на основу промене цена корпе производа која у себи садржи неразмјенљива добра и услуге. Други битан разлог је занемаривање токова капитала који такође утичу на кретање курса.

Опште је позната подела девизних курсева на фиксне и пливајуће девизне курсеве. Под фиксним девизним курсом подразумева се курс који одреде монетарне власти, а који треба да одржава вредност домаће валуте на светском тржишту. Сматра се да паритет фиксног курса не треба да се мења у периоду од 3 до 5 година. Фиксни курсеве су везани за неку референтну меру вредности као што је злато, корпа валута или нека конвертибилна валута. Девизни курс који се одређивао на основу количине злата једне земље у односу на количину злата других земаља био је на снази све до почетка Првог светског рата.

Данас обично Централна банка земље домаћина ствара подлогу у иностранству валути на начин да је свака јединица домаће валуте покривена одговарајућим износом стране валуте.<sup>9</sup> Такав систем се назива *Currency board*. Земље са високо надзираним курсевима који имају мали дозвољен ниво промене (испод 1%) као и земље које су признале неку другу валуту као своју такође спадају у земље са режимом фиксног девизног курса.

Пливајући девизни курс је тип режима девизног курса у којем се валути дозвољава да флукутира у складу са понудом и тражњом. Економисти генерално сматрају да је пливајући курс у многим околностима ефикаснији јер реагује на промене на девизном тржишту. Пример пливајућих валута су амерички долар, евро, јен и британска фунта. Ипак, нема валуте у свету чија је вредност одређена само понудом и тражњом на девизном тржишту. У случају екстремне апресијације или депресијације националне валуте Централна банка ће интервенисати у циљу стабилизације валуте. Према томе, режим пливајућих девизних курсева може се сматрати и као умерено надзирани девизни курс.

<sup>8</sup> Од више деценија.

<sup>9</sup> Најчешће је то евро или амерички долар.

MacDonald (2007) сматра да је поменута подела резултат њихових различитих импликација на девизне резерве што се може приказати на следећи начин:

$$M = R + D \quad (2.3)$$

где је са  $M$  означена монетарна база (понуда новца под директном контролом Централне банке),  $R$  је компонента резерви (енг. *foreign-basket*), док  $D$  представљају домаћи кредити Централне банке.

Узимајући прве диференце можемо добијемо:

$$\Delta M = \Delta R + \Delta D \quad (2.4)$$

што преуређивањем постаје:

$$\Delta R = \Delta M - \Delta D \quad (2.5)$$

где  $\Delta R$  означава промену нивоа резерви,  $\Delta M$  означава промену у монетарној бази док  $\Delta D$  означава промену у тзв. домаћој компоненти понуде новца. У режиму фиксног девизног курсева промена у нивоу резерви алтернативно се може дефинисати као:

$$\Delta R = CA + CAP \quad (2.6)$$

при чему је

$$CA = \eta X + i' \eta FA \quad (2.7)$$

$$CAP = SCAP + LCAP \quad (2.8)$$

Где се са  $CA$  означава рачун текућих трансакција док  $CAP$  означава рачун капиталних и финансијских трансакција платног биланса,  $\eta X$  представља нето извоз,  $i'$  је нето страна каматна стопа<sup>10</sup>  $\eta FA$  представља нето страну активу. Интеракција трговинског биланса и нето стране активе има круцијалну улогу у анализи динамике девизног курса у многим економетријским моделима.  $SCAP$  означава суму краткорочних токова капитала, док се  $LCAP$  односи на токове дугорочног капитала у који се убрајају портфолио и директне инвестиције.

У систему пливајућег девизног курсева по дефиницији власти не интервенишу на девизном тржишту и стога промена резерве,  $\Delta R$ , мора бити једнака нули и важи следећа једначина:

<sup>10</sup> Добија се када се од просечне домаће каматне стопе одузме просечна страна каматна стопа у посматраном периоду.



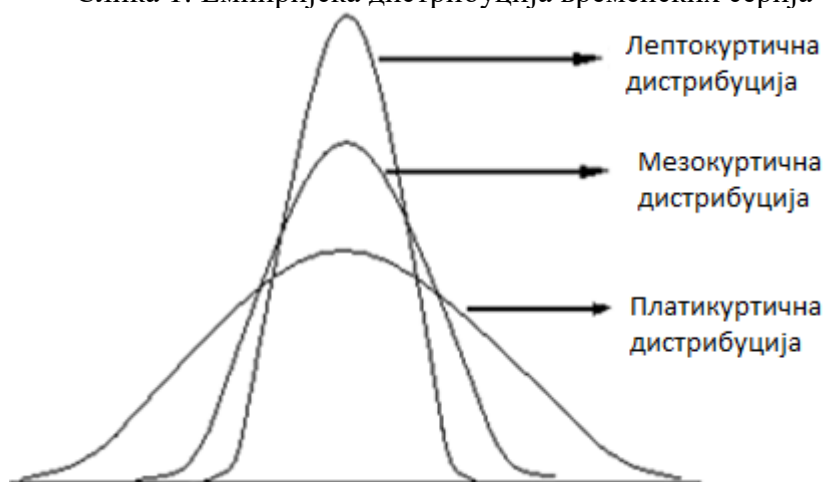
$$CA = -CAP \quad (2.9)$$

односно, суфицит текућег рачуна одговара дефициту на рачуну капиталних и финансијских трансакција и улога девизног курса у овом режиму је да осигура ова једначина увек важи. Наравно, ниво резерви се у стварности мења. Једначина (2.9) значи да Централна банка у систему пливајућег девизног курса има недвосмислен утицај на контролу новчане масе што је и један од главних аргумената заговорника оваквих режима девизног курса.

### 2.1.1. Ниво или први моменат девизног курса и тзв. одвојеност девизног курса

Чињеница је да временске серије деривираних са финансијских тржишта, попут стопа поврата девизног курса карактерише присуство тзв. дебелих репова који нису карактеристични за нормалну дистрибуцију. Дебели репови заправо показују да се на крајевима емпиријске дистрибуције налази већи део јединичне вероватноће, него што је случај код репова нормалне дистрибуције. Оваква дистрибуција назива се лептокуртична дистрибуција и резултат је чињенице да су код посматране емпиријске серије учесталије екстремне вредности. На Слици 1 су, поређења ради, представљене све могуће емпиријске дистрибуције посматраних временских серија: лептокуртична, мезокуртична и платикуртична.

Слика 1: Емпиријска дистрибуција временских серија



Извор: [https://www.sigmapedia.com/term.cfm?word\\_id=278](https://www.sigmapedia.com/term.cfm?word_id=278)

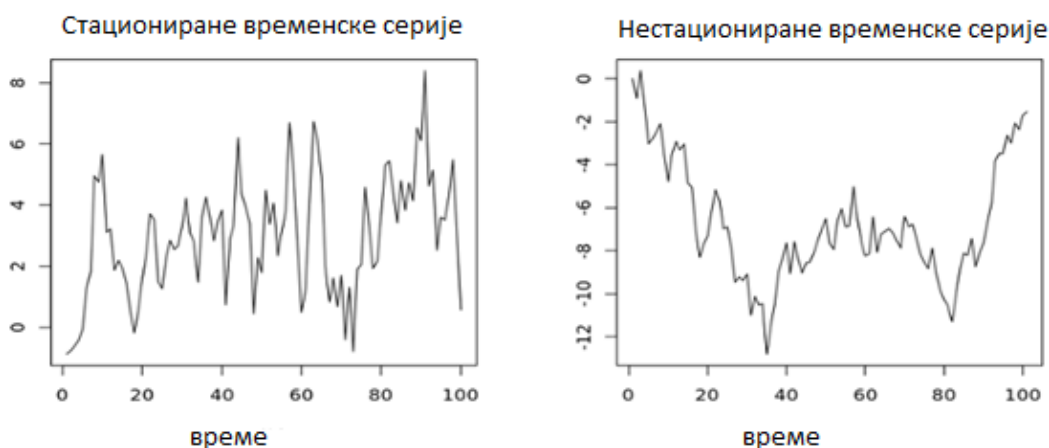
Уз помоћ параметарског метода, постојање дебелих репова у случају девизног курса потврдили су у својим радовима Westerfield (1977) и Boothe и Glassman (1987), док су Koedijk и аутори (1990) открили дебеле репове код девизног курса користећи полу-параметарски модел. Дебели репови присутни су код стопа поврата реалног девизног курса албанског лека (ALL), босанске конвертибилне

марке (BAM), бугарског лева (BGN), хрватске куне (HRK), чешке круне (CZK), естонске круне (EEK), мађарске форинте (HUF), летонског лака (LVL), литванског литаиа (LTL), македонског денара (MKD), евра који се користи као платежно средство у Црној Гори (EUR), пољског злота (PLN), румунског леја (RON), српског динара (RSD) и словачке круне (SKK) у периоду од 2000. до 2016. године, док они нису изражени код словеначког толара (SIT) у истом периоду.<sup>11</sup>

Вреди напоменути да је феномен дебелог репа израженији када се курсевима управља него у чистом пливајућем режиму као и да код курсева валута чије земље примењују конзистентне акције монетарне политике коефицијент спљоштености (енг. *kurtosis*) није статистички значајан, док је код валута са неконзистентном монетарном политиком овај коефицијент статистички значајан. Овај феномен је посебно изражен у случајевима када једна земља води дефлаторну, а друга инфлаторну монетарну политику.

Номинални, али и реални, девизни курсеви се генерално сматрају стохастичким процесом који садржи јединични корен; то јест, они су интегрисни процеси првог реда  $I(1)$ . Будући да је и велики број стандарних макроекономских показатеља интегрисан и садржи јединични корен, ово доводи до закључка да би најновије емпиријске анализе требало базирати на методама нестационарних временских серија, као што је коинтеграција. (MacDonald, 2007) Визуелно је могуће утврдити да ли серија има јединични корен или не. На Слици 2 лево је приказана стационарна временска серија са стопама приноса које осцилирају око замишљене средње вредности, док је на слици десно приказана нестационарирана временска серија код које аритметичка средина није константна.

Слика 2: Стационарне и нестационарне временске серије



Извор: <https://www.datascience.com/learn-data-science/tutorials/introduction-to-forecasting-with-arima-r-data-science>

<sup>11</sup> Ауторска анализа на основу Eurostat-ове и ММФ-ове базе података, израчунато уз помоћ Eviews програма.

Међутим, у стопама поврата албанског лека (ALL), босанске конвертибилне марке (BAM), бугарског лева (BGN), хрватске куне (HRK), чешке круне (CZK), естонске круне (EEK), мађарске форинте (HUF), летонског лака (LVL), литванског литаиа (LTL), македонског денара (MKD), евра који се користи као платежно средство у Црној Гори (EUR), пољског злата (PLN), румунског леја (RON), српског динара (RSD), словеначког толара (SIT) и словачке куне (SKK) на основу примењених тестова јединичног корена није потврђено да су они интегрисани процеси првог реда.<sup>12</sup>

Једна од тема које су размотрене у овом одељку је и тзв. одвојеност девизног курса (енг. *exchange rate disconnect*) који су у свом раду образложили Obstfeld и Rogoff (2000a). Ова одвојеност се испољава на два начина. Први се односи се на очигледан недостатак повезаности између волатилности девизног курса и волатилности основних макроекономских показатеља, док се други односи на ниво девизног курса.

Meese и Rogoff (1983) наводе у свом раду нешто што је постало део тзв. увреженог мишљења (енг. *stylized fact*), а то је аргумент да прогноза девизног курса, заснована на макроекономским варијаблама, није у стању да превазиђе тзв. случајни ход (енг. *random walk*).

Међутим, Frankel и Rose (1995a)<sup>13</sup> наводе да је истраживање које су спровели Meese и Rogoff (1983) базирано на превише кратком временском периоду (мање од 36 месеци) и да никад није било нити убедљиво објашњено нити убедљиво критиковано. Оно наставља да шири песимистички ефекат у научним круговима на пољу емпиријског моделовања девизног курса, а посебно међународних финансија уопште.<sup>14</sup> MacDonald (2007) такође сматра да је прича о одвојености девизног курса донекле претерана и да је могуће објаснити понашање девизног курса одређеним макроекономским варијаблама.

### 2.1.2. Волатилност или други моменат девизног курса

Једна од основних карактеристика пливајућих девизних курсева јесте висока волатилност која се испољава на неколико начина. Први је концепт историјске или режимске волатилности (енг. *inter-regime volatility*). Пример је поређење волатилности у Бретон-Вудс систему и систему после Бретон-Вудса када је, како наводи MacDonald (2007), она порасла чак шест пута. На први поглед ово није никакво изненађење имајући у виду чињеницу да су девизни курсеви у Бретон-

---

<sup>12</sup> Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1. Израчунато уз помоћ Eviews програма.

<sup>13</sup> У публикацији *Handbook of International Economics*

<sup>14</sup> Rogoff (1999) се у свом новијем раду сагласио са изнетим констатацијама које је поткрепио и новим доказима.

Вудс систему били подесиви, али фиксни, па је за очекивати да су били мање волатилни него у пливајућим девизним режимима. Међутим, први заговорници флексибилних девизних курсева<sup>15</sup> сматрају да су фиксни девизни курсеви заправо веома нестабилни и склони спекулативним нападима због недостатка ефективног механизма прилагођавања. С друге стране пливајући девизни курсеви сматрају се стабилним, јер обезбеђују механизам аутоматског подешавања.

Други начин на који девизни курсеви испољавају своју волатилност је унутар флукутирајућег режима – она се обично назива волатилност унутар режима (енг. *intra-regime volatility*). MacDonald (2007) наводи да је из његовог истраживања јасно да су девизни курсеви волатинији од цена, што је могуће објаснити читавим низом макроекономских варијабли као што су понуда новца, извоз и неравнотежа текућег биланса. У његовом раду јасна је условљеност волатилности девизног курса променљивошћу каматних стопа што наводи на закључак да се девизни курсеви понашају на сличан начин као и друге цене имовине или приноса, те их је уз помоћ њих и могуће објаснити.

Током последњих неколико деценија волатилност девизног курса постала је незаобилазан предмет макроекономске анализе; привукла је пажњу научне јавности, економиста и креатора економске политике, нарочито након колапса Бретон-Вудског споразума о фиксном курсу између главних индустријских земаља. Флукутације девизног курса у условима глобализације и либерализације светске привреде значајно утичу на велики број макроекономских фактора. Отворена је дебата о волатилности девизног курса и њеном потенцијалном утицају на благостање, кретање инфлације, међународну трговину и конкурентност, као и о њеној улози у осигурању, анализи инвестиција, профитабилности и менаџменту ризика.

Како сматра Ковачевић (2016), што је привреда отворенија, већи је утицај међународног окружења на промене девизног курса. То, међутим, према његовом схватању, не значи да већа отвореност имплицира и већу волатилност девизног курса. Учесницима у трговини и инвеститорима од значаја је да на прави начин сагледају будуће осцилације девизног курса и квантитативно их изразе, како би се заштитили од ризика девизног курса. Сходно томе, у емпиријској финансијској литератури развијен је низ модела којим се истражује поменута волатилност у различитим регионима и земљама.

Девизни курсеви се такође сматрају волатилним у односу на информације садржане у очекиваном девизном курсу. Наиме, у одсуству премије ризика, термински курс требало би да буде мера очекиваног девизног курса и стога је терминска премија заправо мера очекиване промене девизног курса. MacDonald

---

<sup>15</sup> Као што су Fridman и Sohman.

(2007) међутим показује да је терминска премија приближно константна (око нуле), док је стварна промена девизног курса веома волатилна. Постоји неколико потенцијалних објашњења за овакав резултат. Једна је чињеница да на девизним тржиштима постоји доста нових информација, те је стварни девизни курс волатиланији у односу на очекивану вредност постављену у посматраном периоду, у складу са новим информацијама. Алтернативно и дијаметрално супротно објашњење је да су агенти једноставно ирационални и да је прекомерна волатилност девизног курса у односу на очекивани курс једноставно одраз те ирационалности. Треће објашњење је да постоји премија ризика која варира у посматраном периоду супротно променама курса и тиме поништава ефекат волатилности девизног курса у укупној терминској премији.

Питање моделовања волатилности девизног курса постало је значајно у емпиријским истраживањима од 1973. године, када су се многе земље определиле за пливајући девизни курс у односу на фиксни који је до тада био преовлађујући. Део ових истраживања спроведен је како би се разумело понашање девизног курса и објаснили извори његовог кретања и флукуација. Иако у литератури нема сагласности у вези са факторима који утичу на волатилност девизног курса, генерално се она може објаснити макроекономским варијаблама као што су: инфлација, каматне стопе, понуда новца и БДП.<sup>16</sup>

С друге стране, многим емпиријским студијама у последњих неколико година истражене су карактеристике волатилности девизног курса у контексту анализе временских серија његових финансијских приноса, као што су ефекти леверица, груписање и перзистентност. Велики број аутора<sup>17</sup> у својим радовима проналазе доказе о груписању и перзистентности волатилности, што значи да се високе и ниске вредности у логаритмованим стопама приноса појављују у кластерима, односно групама. Наиме, када се посматрају подаци високе фреквенције – као што су дневни подаци – девизни курсеви показују волатилности сличну осталим ценама имовине.

Конкретно, при анализи волатилности или варијансе девизног курса користе се високо фреквентни подаци (дневни или месечни) који су временски променљиви. У таквим анализама волатилности јасно је видљиво тзв. груписање (енг. *clustering* или *bunching*) односно појава да велике односно мале промене девизног курса прате друге велике односно мале промене чији знак није могуће унапред

---

<sup>16</sup> За детаљније информације погледати нпр. Hartman (1972), De Grauwe (1988), Asseery и Peel (1991), Choi и Prasad (1995), Andersen и Bollerslev (1998), Arize и аутори (2000), Engel и Kenneth (2005), Evans и Lyons (2005), Lubik и Frank (2007), Mark (2009) и Pavasuthipaisit (2010), Laakkonen (2013).

<sup>17</sup> На пример, Friedman и Stoddard (1982), Meese и Rogoff (1983), Milhoj (1987), Taylor (1987), Hsieh (1989), Lastrapes (1989), Bollerslev (1990), Pesaran и Robinson (1993), Jorion (1995), McKenzie (1997), Tse и Tsui (1997) Brooks и Burke (1998), Balaban (2004), Wang (2007), Yoon и Lee (2008), Fiser и Rom an (2010) као и Hamadu и аутори (2012).

предвидети што представља једну од кључних карактеристика финансијских тржишта, укључујући и девизно тржиште.

Зависност другог момента расподеле девизног курса засноване на претходним вредностима обично се моделује уз помоћ модела ауторегресивне условне хетероскедастичности (енг. *AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity* – ARCH) који је у свом раду представио Engle (1982) и модела генерализоване ауторегресивне условне хетероскедастичности (GARCH) који је у свом раду представио Bollerslev (1986) као и сродним моделима, попут генерализованог модела ауторегресивне условне хетероскедастичности средње вредности (енг. *GARCH-in-mean* или GARCH-M) модела који су у свом раду образложили Engle и Kroner (1995), интегрисаног генерализованог модела ауторегресивне хетероскедастичности (енг. *integrated GARCH* или IGARCH) који су у свом раду представили Engle и Bollerslev (1986), експоненцијалног генерализованог модела ауторегресивне хетероскедастичности (енг. *exponential GARCH* или EGARCH) који је у свом раду представио Nelson (1991), TGARCH (енг. *threshold GARCH*) модела који је у свом раду представио Zakoian (1994), компонентног генерализованог модела ауторегресивне хетероскедастичности (енг. *component GARCH* или CGARCH) као и унапређеног модела ауторегресивне хетероскедастичности (енг. *power ARCH* или PARCH) модела који су у свом раду детаљније образложили Ding и аутори (1993).

Иако ARCH и GARCH модели могу дати добар опис понашања условне варијансе девизног курса, проблем се јавља када коефицијент спљоштености (енг. *kurtosis*) превазилази утврђене граничне вредности. Један од начина за решавање овог проблема је коришћење алтернативних расподела условних грешака, као што је Student- $t$ <sup>18</sup> и normal-Poisson.<sup>19</sup> Lastrapes (1989) и McCurdy и Morgan (1987) слажу се да је присутна лептокуртична дистрибуција одраз ванредних догађаја повезаних са политичким дешавањима. Наиме, када се вештачке (енг. *dummy*) променљиве користе за њихово моделовање, лептокуртичност се значајно смањује. Имајући у виду чињеницу земље Западног Балкана суочене са честим ванредним политичким догађајима у посматраном периоду, свакако је за очекивати да се стопе приноса реалних курсева њихових националних валута суочавају да лептокуртичном дистрибуцијом.

Balaban (2004) у свом раду упоређује карактеристике симетричних и асиметричних GARCH модела на примеру серије приноса девизног курса америчког долара и немачке марке. Према његовим резултатима EGARCH (1,1) модел се показао бољим када је у питању прогнозирање кретања девизног курса изван узорка.

<sup>18</sup> За детаљније информације погледати нпр. Baillie и Bollerslev (1989).

<sup>19</sup> За детаљније информације погледати нпр. Hsich (1989).



Ghalayini (2013) је приликом оцене GARCH (1,1) модела на примеру серија приноса девизног курса долара према еврџ дошао до резултата по којем је збир оцењених параметара који мере ARCH и GARCH ефекат веома близу јединице, на основу чега је извео закључак да су шокови волатилности исказали перзистентност, што је честа појава код високофреквентних финансијских података. С обзиром да је LM (енг. *Lagrange Multiplier*) тест аутокорелације одбацио хипотезу о одсуству аутокорелације у резидуалима другог реда, аутор је закључио да оцењени модел није оптималан за обухватање корелације у посматраној временској серији.

Милетић (2015) је покушао да пронађе одговор на питање која је GARCH спецификација најпогоднија за моделовање волатилности номиналних девизних курсева валута земаља централне и источне Европе. Његови резултати показују да је за моделовање волатилности номиналног девизног курса чешке круне (CZK) оптималан GARCH (1,1) модел са studentovom-t расподелом, без ауторегресивне или AR (енг. *AutoRegressive*) и компоненте покретне средње вредности или MA (енг. *Moving Average*), волатилности румунског лева (RON) одговара IGARCH (1,1) модел са studentovom-t расподелом и AR(1) компонентом, за волатилност номиналног девизног курса пољског злата (PLN) оптималан је TGARCH (1,1) модел са studentovom-t расподелом и AR(1) компонентом, волатилност мађарске форинте најбоље је обликовати уз помоћ EGARCH (1,1) модела са studentovom-t расподелом и без AR и MA компонената, док је оптимално моделовање волатилности српског динара (RSD) могуће уз помоћ IGARCH (1,1) модела са studentovom-t расподелом и AR(1) компонентом. Све валуте изражене су у односу на евро (EUR) и коришћени су високо фреквентни дневни подаци номиналног девизног курса.

Судећи према најнижој вредности SIC критеријума спроведеног истраживања, чији су резултати приказани у истраживачком делу дисертације, моделовање волатилности реалног девизног курса албанског лека (ALL) у односу на евро (EUR) у периоду 2000. до 2016. године најпогодније је уз помоћ условне варијансе EGARCH (1,1) модела са MA(1) компонентом и studentovom-t расподелом. Коефицијент асиметрије код овог модела је негативан, што значи да позитивни шокови мање утичу на условну варијансу у будућем периоду него негативни шокови. Асиметрични EGARCH (1,1) модел обезбеђује и доказе о левериц ефекту.

Моделовање волатилности реалног девизног курса босанске конвертибилне марке (BAM) и словеначког толара (SIT) најоптималније је уз помоћ условне варијансе EGARCH (1,1) модела са AR(1) компонентом и studentovom-t расподелом. Коефицијент асиметрије код ових модела је позитиван и није статистички значајан. Волатилност реалног курса бугарског лева (BGN) оптимално се моделује

уз помоћ условне варијансе EGARCH (1,1) модела са studentovom-t расподелом без AR и MA компонената.

Путем условне варијансе деривирани из GARCH (1,1) модела са studentovom-t расподелом без AR и MA компонената најбоље је моделовати волатилност реалног девизног курса хрватске куње (HRK) и румунског леја (RON), док се уз помоћ условне варијансе из EGARCH (1,1) модела са MA(1) компонентом и studentovom-t расподелом најоптималније моделује волатилност реалног девизног курса чешке круне (CZK). Коефицијент асиметрије код овог модела је негативан и статистички значајан, што значи да позитивни шокови мање утичу на условну варијансу у будућем периоду него негативни шокови.

За моделовање реалног курса естонске круне (EEK) најбоља је условна варијанса из EGARCH (1,1) модел са MA(2) компонентом и studentovom-t расподелом. Коефицијент асиметрије код овог модела је позитиван и није статистички значајан. Волатилност реалног курса мађарске форинте (HUF) и Литванског литаиа (LTL) најоптималније одговара условној варијанси EGARCH (1,1) модела са MA(1) компонентом и studentovom-t расподелом. Коефицијенти асиметрије ових модела су негативни, али не и статистички значајни.

За моделовање волатилности реалног девизног курса летонског лака (LVL) најпогоднији је EGARCH (1,1) модел са AR(1) компонентом и studentovom-t расподелом. Коефицијент асиметрије код овог модела је позитиван и није статистички значајан. Волатилност реалног курса евра који се користи као платежно средство у Црној Гори и македонског денара (MKD) оптимално се моделује уз помоћ GARCH (1,1) модела са studentovom-t расподелом без AR и MA компонената.

За моделовање волатилности реалног курса пољског злата (PLN) и словачке круне (SKK) најбоље је користити условну варијансу из EGARCH (1,1) модела са MA(1) компонентом и studentovom-t расподелом. Коефицијенти асиметрије код ових модела нису статистички значајни. Условна варијанса GARCH (1,1) модела са studentovom-t расподелом са AR(1) компонентом оптимална је за моделовање волатилности српског динара (RSD). За кориговање номиналног курса и његово свођење на реалне величине свих валута коришћен је индекс произвођачих цена посматране земље и индекс цена у Европској Унији.

Овакви резултати потврђују идеју о груписању волатилности. Вреди напоменути да значај ARCH и GARCH ефеката кад се посматра стопа поврата девизног курса значајно слаби када се узорковање података помера са дневне фреквенције на месечну и обично није статистички значајно на нижим фреквенцијама, као што је квартално, што потврђује и спроведено истраживање чији су резултати приказани у Табели 1.



Табела 1: Тестови за детектовање хетероскедастичности

Валута	Номинални курс – дневни подаци		Реални курс – месечни подаци	
	Q <sup>2</sup> (20)	ARCH	Q <sup>2</sup> (20)	ARCH
HRK	1647.40 (0.000)	46.97820 (0.0000)	30.105 (0.068)	1.233456 (0.2667)
CZK	1524.20 (0.000)	50.24150 (0.0000)	57.703 (0.000)	20.512430 (0.0000)
HUF	1302.80 (0.000)	52.73500 (0.0000)	41.517 (0.003)	26.146850 (0.0000)
PLN	1803.90 (0.000)	54.99400 (0.0000)	36.915 (0.012)	8.740472 (0.0031)
RON	702.25 (0.000)	33.19250 (0.0000)	30.153 (0.067)	14.684340 (0.0001)
RSD	1728.60 (0.000)	52.32900 (0.0000)	32.794 (0.036)	7.936765 (0.0048)

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ Eviews програма

Оно што је интересантно јесте и чињеница да хетероскедастичност, односно ARCH ефекат није откривен приликом анализе номиналних девизних курсева националних валута које су фиксне или строго регулисане (као што су босанска конвертибилна марка (BAM), естонска круна (EEK), евро (EUR) који се користи као платежно средство у Црној Гори и литвански литаи (LTL)), што сугерише на чињеницу да волатилност номиналних девизних курсева националних валута поменутих земаља није могуће моделовати уз помоћ GARCH модела. С друге стране, ARCH ефекат је откривен приликом анализе реалних девизних курсева, из чега произилази да је волатилност реалног девизног курса валута поменутих земаља могуће моделовати уз помоћ GARCH модела. Са овим у сагласности је и чињеница да су у земљама са строго регулисаним режимима девизног курса коефицијенти корелације номиналног и реалног девизног курса на изузетно ниском нивоу (у посматраним земљама испод 0.15).

У случају земаља са режимом пливајућих девизних курсева, волатилност и номиналног и реалног девизног курса могуће је моделовати уз помоћ GARCH модела. Дефинитивно је потврђена и чињеница о опадању нивоа значајности ARCH и GARCH ефеката када се посматрају подаци ниже фреквенности, као што су месечни подаци реалног девизног курса, у односу на високо фреквентне дневне податке номиналног девизног курса. Вреди напоменути да је коефицијент корелације номиналних и реалних девизних курсева валута посматраних земаља са пливајућим девизним курсевима на веома високом нивоу (у посматраним земљама чак до 0.99) што је детаљније обрађено у наставку.

Под основном претпоставком ефикасности тржишта, једно тумачење феномена груписања у ARCH и GARCH моделима стопе поврата девизног курса могло би бити да нове информације долазе на тржиште у групама или да је учесницима на тржишту потребно одређено време да правилно обраде пристигле информације.

### 2.1.3. Унутар и међу-режимска волатилност девизног курса

Као што је поменуто, једна од основних карактеристика пливајућих девизних курсева јесте висока волатилност која се испољава на два начина. Први је међу-режимска волатилност (енг. *inter-regime volatility*), а други начин је унутар пливајућег режима (енг. *intra-regime volatility*).

Волатилност унутар режима односи се на схватање да су у периоду после Бретон Вудса номинални девизни курсеви волатилнији од стандардног скупа макроекономских показатеља.<sup>20</sup> Једна од кључних тема о којима MacDonald (2007) расправља је да ли се таква волатилност може објаснити путем традиционалних макроекономских варијабли или је неопходно фокус преместити на не-традиционалне варијабле, као што су трговање без неопходних информација о основним макроекономским показатељима (енг. *noise trading*) и нерационално понашање што би условило и промену парадигме од традиционалних основа према тумачењу тржишне микроструктуре која је одговорна за понашања девизног курса. Friedman у свом класичном есеју о флукутирајућим девизним курсевима уверљиво тврди да вишак волатилности треба посматрати као функцију нестабилности у основним економским показатељима.

Иако питање прекомерне волатилности девизног курса представља неку врсту увреженог мишљења у научним круговима, није сасвим јасно из емпиријске перспективе да ли су курсеви у ствари прекомерно волатилни у односу на основне макроекономске показатеље.

Један од одговора на аргумент унутар режимске волатилности је да уколико се усклади једна цена, као што је девизни курс, волатилност која је раније била примећена ће се појавити негде другде у економском систему, рецимо, као повећање волатилности каматне стопе.

Постојећа литература у којој се разматра волатилност међу режимима девизног курса сугерише управо супротно. Наиме, пошто се државе крећу од режима фиксног девизног курса ка флексибилним режимима девизног курса, волатилност основних макроекономских показатеља се не мења, док је волатилност девизног курса само последица његовог кретања када су у питању и номинални и реални курсеви.<sup>21</sup>

Baxter и Stockman (1989) испитају волатилност производње, трговинских варијабли и приватне и државне потрошње у Бретон-Вудс режиму и после њега.

<sup>20</sup> За детаљније информације погледати нпр. Frankel и Meese (1987) и MacDonald и Stein (1999).

<sup>21</sup> За детаљније информације погледати нпр. Mussa (1986), Baxter и Stockman (1989), Flood и Rose (1999), Arnold, de Vries и MacDonald (2006).

Они нису били у могућности да пронађу доказе да је циклично понашање реалних макроекономски показатеља систематски зависно од режима девизног курса. Изузетак се односи на реални девизни курс који је око четири пута волатилнији у режиму флексибилног девизног курса у поређењу са режимом фиксног девизног курса.

Flood и Rose (1999) конструишу сложене мере макроекономских варијабли и упоређују волатилност ових варијабли са волатилношћу девизног курса. Ни они нису у могућности да пронађу било какву значајнију разлику у волатилности основних макроекономских варијабли у периоду промене из фиксног режима у режим флукутирајућег девизног курса, али су пронашли значајну разлику у волатилности номиналних девизних курсева приликом примене режима флукутирајућег девизног курса.

MacDonald (2007) је репродуковао резултате Flood и Rose (1995, 1999) и јасно показао да преласком са фиксних на режим флукутирајућих девизних курсева волатилност основних макроекономских варијабли остаје непромењена, док је волатилност девизног курса недвосмислено условљена режимом и драстично се повећава у периоду после Бретон-Вудса.

#### **2.1.4. Корелација номиналног и реалног девизног курса**

Сродна тема претходном теоријском разматрању свакако је и корелација реалних и номиналних девизних курсева у земљама које примењују различите режиме девизног курса. Претпоставка је да је поменута корелација на високом нивоу када се посматрају националне валуте земаља са пливајућим режимима девизног курса, док је корелација реалних и номиналних девизних курсева на очекиваном ниском нивоу за земље које примењују фиксни или строго регулисан режим девизног курса.

MacDonald (2007) је на примеру фунте стерлинга, немачке марке и јапанског јена утврдио да стварни коефицијент корелације износи око 0,9 и овај резултат је стандардан када се посматрају реални и номинални девизни курсеве било које развијене земље.

Коефицијенти корелације посматраних шеснаест земаља (Албанија, Босна и Херцеговина, Бугарска, Хрватска, Чешка, Естонија, Мађарска, Литванија, Летонија, БЈР Македонија, Црна Гора, Пољска, Румунија, Србија, Словенија и Словачка) крећу се од веома малих вредности (0.04) у земљама са фиксним или строго надзираним режимима девизног курса, до веома високих вредности (0.99) у земљама са пливајућим режимом девизног курса, што је јасно видљиво из Табеле 2 и графикана који су детаљно представљени у Додатку 2.

Табела 2: Корелација номиналног и реалног девизног курса

Валуте	Коефицијент корелације	Валуте	Коефицијент корелације
ALLnom ~ ALLreal	0.840844	BAMnom ~ BAMreal	0.045254
BGNnom ~ BGNreal	0.686862	HRKnom ~ HRKreal	0.672298
CZKnom ~ CZKreal	0.997365	EEKnom ~ EEKreal	0.122677
HUFnom ~ HUFreal	0.981994	LTLnom ~ LTLreal	-0.074044
LVLnom ~ LVLreal	0.881649	MKDnom ~ MKDreal	0.704822
EURnom ~ EURreal	-0.081356	PLNnom ~ PLNreal	0.968405
RONnom ~ RONreal	0.948395	RSDnom ~ RSDreal	0.989667
SITnom ~ SITreal	0.959519	SKKnom ~ SKKreal	0.991469

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ Eviews програма

Mussa и аутори (1986) тврде да ова блиска корелација једноставно одражава утицај ригидности цена на реални девизни курс. На пример, ако цене не реагују на економске промене у кратком року а номинални девизни курс је волатилан, тада ће и реални девизни курс показати исту тенденцију волатилности као и номинални девизни курс, што је потврђено у пракси. Према овом схватању, повратне информације се крећу од номиналног ка реалном девизном курсу.

Stockman (1988) тврди да ће у свету где су цене флексибилне и где реални шокови погађају економију, реални девизни курс бити волатилан и пренети ту своју волатилност на номинални девизни курс. Према овом приступу, повратне информације крећу се од реалног ка номиналном девизном курсу. Проблем са овим тумачењем јесте то што се чини да није у складу са раније поменутиим увреженим мишљењем да се приликом кретања од фиксних ка режимима са флексибилним девизним курсевима волатилност реалног курса мења, док волатилност основних варијабли остаје непромењена.

## 2.2. Стране директне инвестиције као облик међународног кретања капитала

Стране директне инвестиције представљају облик међународног кретања капитала које су резултат коришћења иностране акумулације у циљу инвестиционог улагања у домаћа предузећа у реалном и финансијском сектору. У савременим токовима капитала, СДИ имају истакнуто место и улогу.

Иако овај вид кретања капитала има дугу историју, његов значај се током времена мењао. Период након 1980. године је посебно значајан за СДИ с обзиром да у овом периоду финансирање путем њих убрзано расте, захваљујући чему оне

постају водећи облик међународног пословног финансирања и заузимају доминантну позицију у међународним токовима капитала. Највећи део СДИ трансакција одвија се између развијених земаља, уз растућу улогу земаља у развоју. Ипак, овај вид кретања капитала може бити од нарочитог значаја за земље у транзицији, обзиром да ова групација земаља тежи смањивању дефицита биланса текућих трансакција који је проузрокован недовољним робним извозом, смањивању стопе незапослености, стимулисању привредног раста, побољшању конкурентске позиције итд.

Најшира подела СДИ је на:

- 1) хоризонталне – настају када компанија лоцира производњу производа или групе повезаних производа у различитим земљама. Основни циљ хоризонталних страних директних инвестиција је освајање домаћег тржишта.<sup>22</sup>
- 2) вертикалне – настају када компанија поједине операције у ланцу производње и маркетинга једног производа лоцира по погонима у различитим земљама у циљу коришћења компаративних предности земаља за сваку фазу производње. Главни циљ производње у овом случају је извоз производа на тржиште земље порекла СДИ или светско тржиште.<sup>23</sup>
- 3) мешовите – обухватају инвестиције које нису чисто хоризонталне нити вертикалне. Оне обухватају спој међународних различитих активности која смањује ризик, али која не генеришу видљиву позитивну синергију на страни трошкова или приноса.<sup>24</sup>

### 2.2.1. Теорије кретања страних директних инвестиција

Мотиви кретања страних директних инвестиција су различити, па тако можемо разликовати и неколико теорија страних директних инвестиција<sup>25</sup>, које ће детаљније бити изложене у тексту који следи.

Стандардна неокласична теорија тврди да се капитал креће из економски развијених земаља ка земљама које карактерише недостатак капитала и у складу са тим она је значајна за разумевање намера страних инвеститора да улажу у земље у транзицији. Према овој теорији, услед недостатка радне снаге и релативно високих трошкова радне снаге у развијеним земљама, долази до

<sup>22</sup> Појам хоризонталних СДИ формализовао је Markusen (1984).

<sup>23</sup> Појам вертикалних инвестиција први пут у свом раду помиње Helpman (1984).

<sup>24</sup> Појам мешовите инвестиције у својим радовима први објашњавају Markusen и Venables (1998, 2000).

<sup>25</sup> С обзиром на велики број теорија, у раду ће бити изложене само неке од њих.

премештања производње у мање развијене земље које обилују радном снагом, што наводи на закључак да је, према тврдњама ове теорије, ток СДИ једносмеран – само од развијених земаља ка земљама које имају проблем недостатка капитала, али имају вишак радне снаге.

Теорија монополистичких предности истиче да управо ове предности омогућавају мултинационалној компанији да оснује филијалу у иностранству која ће пословати профитабилније од локалних конкурената. Предности мултинационалне компаније се огледају или у супериорном знању које ове компаније поседују или у економији обима коју могу да остваре. Међутим, шта је то што их мотивише да уложе свој капитал у земље у транзицији? Једно од могућих објашњења даје теорија животног циклуса производа која спада у групу теорија монополистичких предности коју је у свом раду образложио Vernon (1966). Ова теорија објашњава да, како напредују фазе у животној циклусу производа, тако предузеће постепено прелази са оријентације на домаће тржиште на оријентацију на страно тржиште, па ће у одређеној фази инвестирати у земље у транзицији како би продужила животни век свог производа.

Теорија девизних курсева на несавршеним тржиштима капитала анализира девизни ризик из перспективе међународне трговине. Cushman (1985) је у свом раду констатовао да пораст прилива СДИ из Сједињених Америчких Држава изазива депресијација валуте земље у коју се улаже (земље домаћина) у односу на амерички долар (USD), док апресијација валуте земље домаћина има тенденцију смањивања СДИ из Сједињених Америчких Држава.

На привлачење СДИ велики утицај имају и агрегатне варијабле. Теорија која агрегатне варијабле посматра као детерминанте СДИ тврди да су одлучујући фактори које мултинационалне компаније узимају у разматрање приликом избора страног тржишта следећи: величина и раст тржишта, просторна удаљеност између матичне земље и земље домаћина,<sup>26</sup> културне и језичке сличности, као и трговинске баријере. Ове варијабле су посебно карактеристичне за гравитациони модел. Према овој теорији, што је тржиште потенцијалне земље домаћина веће већа је и његова потенцијална тражња, самим тим и вероватноћа да ће то тржиште привући СДИ у већем обиму. Овим факторима свакако се прикључују и стопа раста националног дохотка посматране земље домаћина, мере државне политике, трошкови прикупљања информација и сл. Управо овом теоријом, у једном од наредних поглавља, је анализиран утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ у земље Западног Балкана, док су поједине агрегатне варијабле експлицитно укључене у модел, друге су укључене посредно, путем необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља.

<sup>26</sup> Најчешће изражена у километрима.

OLI парадигму развио је Dunning (1992) и она је најобухватнија од свих теорија која се баве овом темом јер укључује и макро и микро детерминанте кретања СДИ. Према овој теорији, поред организационе структуре за привлачење СДИ неопходно је размотрити још три фактора, а то су: O (енг. *ownership*) – власништво, L (енг. *location*) – локација и I (енг. *internalization*) – интернализација. Dunning разликује узроке СДИ према нивоима економске развијености земаља, при чему све земље сврстава у пет категорија. Посматрајући земље у развоју, Dunning је био први који је у детерминанте које утичу на локацију СДИ уврстио структуру ресурса, величину тржишта и политику државе, сматрајући да узроци СДИ нису константни већ варирају у зависности од ових детерминанти.

Теорија интернализације покушава да објасни раст транснационалних компанија и њихову мотивацију за достизањем страних директних инвестиција. Развијена је од аутора Buckley-а и Casson-а (1976) који показују да транснационалне компаније организују своје унутрашње активности како би развиле посебне предности, које ће се касније искористити. Ове способности се морају базирати на ресурсима и способностима који су вредни, ретки и тешки за имитирање, јер једино на тај начин могуће је стећи конкурентску предност. Неки од ресурса који могу бити вредни, ретки и тешки за имитирање, а који транснационалној компанији могу обезбедити одрживу конкурентску предност, налазе се и у земљама у транзицији, што објашњава одлуке страних инвеститора да улажу у земље у транзицији.

Теорија пословних мрежа не разматра питање зашто страни инвеститори улажу у земље у транзицији већ у центар изучавања ставља положај који филијале имају у земљама у транзицији. Према овој теорији, положај који филијале имају у земљама у транзицији је другачији од оних у развијеним земљама. Наиме, филијале у земљама у транзицији имају инфериорну улогу када се посматра допринос, односно њихово учешће у креирању и трансферу знања. Филијале у земљама у транзицији се најчешће понашају као примаоци знања из матичне компаније

Модел диверсификације ризика наводи да аверзија према ризику има важну улогу у одлучивању о СДИ. Како би диверсификовали ризик, страни инвеститори предузимају конгломератске СДИ које укључују и улагање у земљама у транзицији. Међутим, нестабилна ситуација у земљама у транзицији може довести до привлачења некавалитетних СДИ. Са друге стране, и компаније из земљама у транзицији, у жељи да избегну неповољне економске и политичке услове у својој земљи, постају транснационалне формирајући конгломерате у другим земљама.



### 2.2.2. Детерминанте страних директних инвестиција у земљама у транзицији

Детерминанте СДИ се могу дефинисати као фактори који утичу на одлуке страних инвеститора о избору локације. UNCTAD је ове факторе сврстао у три категорије:<sup>27</sup>

- (1) оквир државних политика у које се убрајају:
  - економска, политичка и социјална стабилност,
  - правила која регулишу улазак на тржиште,
  - стандарди третирања страних филијала,
  - функционисање и структура тржишта,
  - међународни споразуми,
  - политика приватизације,
  - трговинска политика, и
  - пореска политика.
- (2) економске детерминанте
  - СДИ мотивисане обезбеђењем тржишта
    - величина тржишта и *per capita* доходак
    - стопа раста тржишта
    - приступ регионалним и глобалним тржиштима
    - преференције потрошача
    - структура тржишта
  - СДИ мотивисане обезбеђењем ресурса
    - сировине
    - јефтина неквалификована радна снага
    - квалификована радна снага
    - технологија и иновативност
    - инфраструктура
  - СДИ мотивисане повећањем ефикасности
    - цена ресурса
    - други трошкови инпута
    - чланство у регионалним интеграцијама
- (3) олакшице за пословање
  - промоција инвестиција
  - подстицаји за инвестиције
  - трошкови (корупција, администрација,...)
  - социјалне погодности (двојезичне школе, квалитет живота,...)
  - услуге које се пружају након инвестирања.

Употреба политичких детерминанти СДИ у моделима показује да одлуке о СДИ зависе и од ангажовања земаља домаћина на стварању привлачног инвестиционог

<sup>27</sup> Извор: UNCTAD (2002) *World Investment Report: Transnational Corporations and Export Competitiveness*. New York: United Nations.



амбијента. Овај фактор је посебно значајан за земље у транзицији због високог нивоа неизвесности и ризика који их карактерише. За стране инвеститоре су посебно важан ризик земље, схваћен у ширем смислу, односно ниво приватизације, ризик експропријације, корупција, употреба медија, политичка и економска нестабилност и двојака улога владе која се огледа у наводним политикама привлачења СДИ, док је заправо реч о промовисању домаћих компанија у којима је она стејкхолдер.

Базирајући се на овим, као и другим теоријама, истраживачи годинама улажу велике напоре како би идентификовали детерминанте специфичне за одређену земљу или групацију земаља. Када је реч о земљама централне и источне Европе, два основна приступа коришћена у литератури јесу анкетно истраживање и формалне квантитативне анализе.<sup>28</sup>

Carstensen и Toubal (2004) показују да традиционалне детерминанте прилива СДИ, као што су тржишни потенцијал, ниски релативни трошкови рада, квалификована радна снага и релативна задужења, имају значајне и вероватне ефекте на прилив СДИ у земље централне и источне Европе. Поред тога, специфични фактори у транзицији, као што су ниво и начин приватизације и ризик земље, играју важне улоге у одређивању токова СДИ у земљама централне и источне Европе и помажу у објашњавању различите атрактивности појединих земаља страном инвеститору.

Bellak и Leibrecht (2009) у свом раду закључују да стратегије које снижавају стопе пореза стимулативно делују на прилив СДИ у земље централне и источне Европе. Tintin (2013) потврђује позитивну и економски значајну улогу величине БДП-а, отворености трговине, чланства у Европској унији и институција<sup>29</sup> на прилив СДИ у земље централне и источне Европе. Његови резултати такође откривају постојање значајних разлика у детерминантама у зависности од земље у коју се улаже.

Упркос чињеници да је све више емпиријских студија које истражују детерминанте СДИ у земљама у транзицији, постоји само неколико студија које истражују детерминанте прилива СДИ у земље Западног Балкана. Demekas и аутори (2005) приметили су да регион југоисточне Европе није довољно заступљен у економетријским студијама делимично због недоступности упоредивих података. Кекић (2005) на основу добијених резултата спроведеног истраживања, закључује да су главне детерминанте прилива СДИ у земље источне Европе у периоду од 1998. до 2002. године величина тржишта, природни ресурси, трошкови радне снаге и политички оквир који се пре свега односи на пословно

<sup>28</sup> За детаљније информације погледати нпр. Ботрић и Шкуфлић (2006).

<sup>29</sup> Изражено економским слободама, нестабилношћу државе, политичким правима и индексима грађанских слобода.

окужење и стратегије великих приватизација. Brzozowski (2006) закључује да су инвестије у земље у транзицији првенствено вођене величином тржишта и нивоом претходних инвестиција у посматрану земљу.

Након спроведене регресионе анализе на узорку од седам земаља (Албанија, Босна и Херцеговина, Бугарска, Хрватска, Србија, Црна Гора и Македонија) за период од 1996. до 2002. године, Ботрић и Шкуфлић (2006) су дошли до закључка да СДИ у поменутих земљама нису мотивисане обезбеђењем тржишта. Резултати су показали да велики позитиван утицај на прилив СДИ има отвореност привреде која је мерена као учешће извоза и увоза у БДП-у. Оваквим резултатима је потврђено да земље у којима је међународна трговина значајна, бележе релативно веће учешће у приливима СДИ, што се може објаснити тиме да ове земље примењују политике које су атрактивније за стране инвеститоре. С обзиром да посматране земље припадају групи земаља у транзицији, аутори су укључили и неколико тзв. транзиционих варијабли. Прво, варијабла која се односи на учешће приватног сектора у привреди одражава брзину транзиционог процеса и има позитиван утицај на прилив СДИ јер указује на то да су тржишни механизми у земљи развијени. Са друге стране, приватизација сама по себи не гарантује позитиван утицај на СДИ, што се примећује на основу негативне везе која је у истраживању добијена између СДИ и индикатора који подразумева приватизацију у великом обиму. Овакав резултат упућује на закључак да су страним инвеститорима привлачније приватизације које се одвијају у мањем обиму. Још једна од релевантних варијабли је развијеност финансијског тржишта у земљи домаћину, која позитивно утиче на привлачење СДИ. Интересантно је да је коефицијент уз варијаблу која се односи на информационо-комуникационе технологије<sup>30</sup> негативног предзнака. С обзиром да је овакав резултат неочекиван, аутори га објашњавају чињеницом да интернет у земљама југоисточне Европе почиње интензивније да се користи тек почетком 2000-их година. Треба поменути и две варијабле за које се током истраживања испоставило да нису статистички значајне – стопа инфлације у земљи домаћину и њен јавни дуг.

Bellak и аутори (2010) наводе да регион југоисточне Европе има шансу да привуче СДИ побољшањем квалитета институција, као инфраструктуре. Насупрот томе, порески инструмент је у великој мери исцрпљен као средство за привлачење СДИ.

Estrin и Uvalić (2013) су анализирали детерминанте прилива СДИ у земље Западног Балкана (Албанија, Босна и Херцеговина, Бугарска, Хрватска, Македонија, Црна Гора, Румунија и Србија) у периоду од 1990. до 2011. године. Добијене резултате су затим поредили са резултатима за земље централне и источне Европе. Испоставило се да су земље Западног Балкана, узимајући у

<sup>30</sup> Изражено бројем интернет конекција.

обзир најзначајније детерминанте СДИ, примиле нижи износ СДИ у посматраном периоду, што указује на тзв. негативни ефекат Западног Балкана.

Претходно наведеним варијаблама, треба додати и институционално окружење, које су Estrin и Uvalic (2014) испитивали помоћу варијабли инвестициона слобода и индекс заштите права својине на узорку од свих осам земаља југоисточне Европе у периоду 1990-2011. Као што је и очекивано, резултати су показали да је прилив СДИ већи у земљама у којима су институције развијене и тржишно оријентисане. Осим тога, ови аутори су установили да чланство у Европској унији има позитиван утицај на привлачење СДИ, док припадање региону Западног Балкана има негативан ефекат.

Имајући у виду претходно наведене резултате истраживања, а у контексту типова СДИ у зависности од стратешког циља улагања, могло би се закључити да су СДИ у земљама југоисточне Европе претежно мотивисане повећањем ефикасности. Ово сазнање може бити од користи приликом дефинисања политика за привлачење СДИ имајући у виду да је циљ земаља југоисточне Европе да привуку што више страног капитала. Међутим, у том настојању треба водити рачуна о ефектима ових инвестиција на земљу домаћина.

Резултати анкете из 2013. године које је спровела међународна агенција за гарантовање инвестиција (енг. *Multilateral Investment Guarantee Agency*) под називом *MIGA-EIU Political Risk Survey*<sup>31</sup> указују да су инвеститори издвојили забринутост за макроекономску стабилност као најважнију препреку за инвестиције на кратак и средњи рок, док политички ризик заузима друго место међу могућим препрекама за прилив СДИ-а у земље у транзицији. Стога је евидентно повишено оклевање страних инвеститора када су у питању њихова улагања.

У литератури су заступљене различите дефиниције политичког ризика. Тако, на пример, Butler и Joaquin (1998) дефинишу политички ризик као ризик да влада неке земље може неочекивано променити „правила игре“ под којима предузећа послују. Миновић и Ерић (2016) наводе да политички ризик може бити велика препрека инвестицијама у новонастала тржишта. Штавише, Векаерт и аутори (2014) као и Estrin и Увалић (2014) сматрају да је политички ризик највећа препрека за страно инвестирање у неразвијена и слабо развијена тржишта. Политичка стабилност на подручју земаља Западног Балкана веома је слаба. У земљама које су приступиле Европској унији политички ризик је најмањи, док су

---

<sup>31</sup> За детаљније информације погледати *World Investment and Political Risk: World Investment Trends and Corporate Perspectives, The Political Risk Insurance Industry, Breach of Contract*. (2013) Multilateral Investment Guarantee Agency. The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank. Washington. Доступно на <https://www.miga.org/documents/WIPR13.pdf> Приступљено дана 29.03.2018.

остале земље слабије рангиране. Табела у којој су представљени ризици посматраних земаља појединачно, када је у питању директно инвестирање, дата је у Додатку 3.<sup>32</sup>

Међутим, резултати из Табеле 3 показују да је корелациони коефицијент између политичке стабилности и прилива СДИ статистички значајан само у Албанији. Парадоксална је чињеница да Албанија као земља са најслабијом контролом политичке стабилности на Балкану, има релативно високу позитивну и статистички значајну релацију са приливом СДИ. Овакав налаз наводи на закључак да страним инвеститорима у Албанији политичка нестабилност иде у прилог њиховом пословању.

Табела 3: Корелација политичке стабилности и степена корупције са СДИ

Земље	Просечна оцена*		Корелација са СДИ	
	Политичка стабилност	Контрола Корупције	Политичка стабилност	Контрола корупције
Албанија	-0.167233	-0.690497	0.734266	0.793980
Босна и Херцеговина	-0.452867	-0.353993	0.192786	0.166221
Хрватска	0.550956	0.078823	-0.145085	-0.169196
Македонија	-0.563720	-0.317170	-0.095626	-0.306936
Црна Гора	0.408978	-0.238578	0.304445	-0.008313
Србија	-0.519414	-0.466024	0.348120	0.504794

Извор: Аутор на основу *Worldwide Governance Indicators*<sup>33</sup>

\*Оцењена вредност се креће у распону од око -2.5 (слабо) до 2,5 (јако).

Изаучуно уз помоћ програма EViews

С друге стране у посматраним земљама поставља се и питање корупције. Корупција је по дефиницији Cuervo-Cazurra (2008) злоупотреба јавних овлашћења од стране државних службеника у приватне сврхе. Корупција је свакако једна од препрека већем нивоу прилива СДИ у регион Источне Европе. Контрола корупције је на веома ниском нивоу у свим земљама Западног Балкана. Хрватска је у нешто повољнијем положају, јер је овај коефицијент бар позитиван. Међутим, оно што није очекивано је да коефицијент корелације између степена контроле корупције и прилива СДИ статистички буде значајан само за Албанију. И опет имамо парадокс према којем лоша контрола корупције погодује пословању страних инвеститора.

Потребно је нагласити да корелациони коефицијент није довољна мера за тестирање узрочне релације између било којих варијабли. За подробније

<sup>32</sup> Доступно на: <https://www.credendo.com/country-risk> Приступљено дана 06.02.2018.

<sup>33</sup> Доступно на: <http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.aspx#home> Приступљено дана 15.01.2018.

испитивање међузависности било би потребно спровести детаљније економетријске тестове.

### 2.2.3. Улога страних директних инвестиција у земљама са оскудном акумулацијом

Прилив СДИ има значајне ефекте на привреду земље домаћина при чему треба имати у виду да се ови ефекти међусобно преплићу стварајући читаву мрежу утицаја, те је веома тешко донети једнозначан закључак о позитивном или негативном утицају СДИ.

Значај прилива страног капитала у форми СДИ биће размотрен из угла ниско акумулативних привреда као што су привреде земаља Западног Балкана. Управо из те перманентно ниске акумулативне способности произилази и најважнија улога СДИ. Наиме, судећи према истраживању које је спровео Маџар (2016)<sup>34</sup> у периоду између 2001. и 2013. аритметичка средина серија стопе акумулације у Србији износи  $-3,5\%$ .<sup>35</sup> Стопа акумулације је негативна у чак девет од тринаест посматраних година, док се у једној години она формирала на нултом нивоу. Недовољна домаћа акумулација захтева прилив страног капитала као претпоставку за трајно превођење стопе економског раста на виши ниво.

Упркос преовлађујућој интуицији, емпиријске анализе сугеришу да већи прилив СДИ не води нужно и вишем економском расту. Иако један број студија налази позитивну везу између СДИ и раста<sup>36</sup>, друге закључују да она зависи од трговинске отворености земље<sup>37</sup> или способности апсорпције домаће економије, тј. од хуманог капитала,<sup>38</sup> финансијске развијености земље<sup>39</sup> или квалитета институција.<sup>40</sup> Mencinger (2003), на узорку од осам транзиционих економија, чак налази да је та веза негативна. Sarkovic и Levin (2005) не успевају да пронађу значајан утицај СДИ на економски раст. Слично томе, Herzog и аутори (2008) не налазе краткорочне нити дугорочне ефекте СДИ на раст. Разлог различитих ефеката СДИ на економски раст лежи у коришћењу различитих променљивих, као и могући недостатак анализа у земљама примаоцима СДИ,<sup>41</sup> постоји могућност да су различити ефекти узроковани потенцијалним грешкама у методама које се

<sup>34</sup> У публикацији *Стране директне инвестиције и привредни раст у Србији*.

<sup>35</sup> Од серије инвестиционих стопа (учешћа инвестиција у БДП) одузета је серија учешћа дефицита спољнотрговинског биланса у истом макроекономском агрегату. Будући да тај дефицит – а не дефицит платног биланса који садржи крупну ставку факторских доходака (посебно дознаке радника из иностранства) – открива интензитет акумулирања у домаћој привреди, Маџар сматра да одговарајућа разлика представља праву меру акумулативне способности привреде.

<sup>36</sup> За детаљније информације погледати нпр. Li и Liu (2005), као и Reisen и Soto (2001).

<sup>37</sup> За детаљније информације погледати нпр. Balasubramanyam и аутори (1996).

<sup>38</sup> За детаљније информације погледати нпр. Vogensztejn и аутори (1998).

<sup>39</sup> За детаљније информације погледати нпр. Alfaro и други (2004) и Hermes и Lensink (2003).

<sup>40</sup> За детаљније информације погледати нпр. Durham (2004), као и Jude и Leviuge (2017).

<sup>41</sup> За детаљније информације погледати нпр. Mohnen (2001) и Ashghian (2004).

користе за процену,<sup>42</sup> могући разлог је употреба укупних СДИ, а не СДИ по секторима.<sup>43</sup>

Миновић (2016)<sup>44</sup> посматра коефицијенте корелације СДИ и раста БДП-а у земљама Западног Балкана у периоду од 2004. до 2014. године. На основу коефицијента корелације у Србији и Хрватској од око 0,3, она закључује да прилив СДИ у посматраним земљама није кључни чинилац раста БДП-а. Поткрепљење ове тврдње је и чињеница да коефицијенти корелације за две посматране земље нису статистички значајни. Коефицијенти корелације су негативни, али не и статистички значајани у случају Албаније и Црне Горе. Позитиван и статистички значајан коефицијент корелације, према наведеном истраживању, забележен је у Македонији, Босни и Херцеговини, Бугарској, Румунији и Словенији.

Међутим, утицај СДИ на раст могуће је утврдити и индиректно, преко утицаја на тоталну факторску продуктивност (ТФП).<sup>45</sup> Наиме, уз СДИ по правилу иде и прилив технологије која кроз преливање може унапредити продуктивност осталог дела привреде. Резултати истраживања које су спровели Зилцовић и аутори (2016)<sup>46</sup> указују на то да су стране фирме у Србији у просеку продуктивније од домаћих и да се разлике у продуктивности у великој мери могу објаснити већом осетљивошћу домаћих предузећа на макроекономску неизвесност, тешкоћама у њиховом финансирању, вишим нивоом проблематичних кредита и релативно лошијим корпоративним управљањем. Поред тога, повећање присуства страних фирми утиче на продуктивност домаћих фирми. Резултати указују на то да стране фирме у прерађивачкој индустрији, грађевинарству и трговини имају позитиван утицај на домаће конкуренте у тим секторима, као и на домаће фирме-добављаче, док с друге стране, негативно утичу на продуктивност домаћих фирми-купаца у пољопривреди и рударству.

У случају земаља централне и источне Европе, које су од почетка деведесетих година прошлог века доживеле значајан прилив СДИ, студије на микро нивоу сугеришу да стране фирме имају супериорније перформансе у односу на домаће фирме<sup>47</sup> и да стране преузимање предузећа даје релативно боље резултате у погледу раста продуктивности.<sup>48</sup> За разлику од Salis (2008), који показује да су страни инвеститори у Словенији заиста бирали најбоља предузећа, Дамијан и

<sup>42</sup> За детаљније информације погледати нпр. Nair-Reichert и Weinhold (2001).

<sup>43</sup> За детаљније информације погледати нпр. Wang (2009).

<sup>44</sup> У публикацији *Стране директне инвестиције и привредни раст у Србији*.

<sup>45</sup> ТФП се сматра јединим одрживим извором дугорочног економског раста, јер је реч о свеобухватној мери која осликава техничке и организационе иновације.

<sup>46</sup> Објављеног у публикацији *Стране директне инвестиције и привредни раст у Србији*.

<sup>47</sup> За детаљније информације погледати нпр. Nagemejer и Tugowicz (2012).

<sup>48</sup> За детаљније информације погледати нпр. Damijan и аутори (2015), Estrin и аутори (2009), Brown и аутори (2006).



аутори (2015) налазе да је у новим чланицама ЕУ, у просеку, било вероватније да ће мање продуктивна предузећа бити изабрана за аквизицију. Кад је реч о преливањима продуктивности од страних ка домаћим предузећима, према резултатима истраживања који су у свом раду спровели Gorodnichenko и аутори (2013) преовлађују позитивна преливања уназад, док хоризонтална и преливања унапред теже да буду негативна или нису значајна. Hanousek и аутори (2011) такође потврђују важност вертикалних преливања.<sup>49</sup> Међутим, Damijan и аутори (2013) тврде да су хоризонтална преливања све важнија и да чак могу бити важнија од вертикалних. Аутори сугеришу да ефекти преливања у великој мери зависе од апсорпционог капацитета и нивоа продуктивности индивидуалних предузећа.

Затим, страни инвеститори већ имају разгранате продајне мреже у свету, које могу послужити као изванредан канал за извоз производа на страна тржишта. На тај начин СДИ могу да допринесу смањивању трговинског дефицита, а тиме и дефицита текућег рачуна платног биланса земље домаћина. Истраживање ефеката СДИ на спољну трговину заокупља већ годинама пажњу шире научне јавности и сходно томе развијене су и неке теорије које се баве овим питањем. Abaid и аутори (2009), као и Бјелић и аутори (2013) у својим радовима потврђују поменути допринос прилива СДИ повећању извоза. Истраживање које је спровела Глигорић (2016)<sup>50</sup> открива да су земље Вишеградске групе (В5)<sup>51</sup> успеле да привуку продуктивне инвестиције које су довеле до пораста конкурентности и значајно допринеле расту извоза, што је у складу са закључцима до којих су у свом раду дошли Kutun и Вукшић (2007). Ове земље имале су значајан прилив СДИ у прерађивачку индустрију, која је носилац креирања извозног потенцијала. Са друге стране, према наведеним подацима, у В5 земље<sup>52</sup> којима су у великој мери сличне и земље Западног Балкана, уложено је више СДИ у финансијско посредовање и некретнине, док је прилив у прерађивачку индустрију био на нешто нижем нивоу.<sup>53</sup> На тај начин СДИ су утицале на формирање конкурентнијег и значајног спољнотрговинског сектора у В5 земљама, што није био случај у осталим земљама. Estrin и Uvalić (2014) стога истичу важност секторске алокације СДИ у земљама централне и источне Европе. Како се наводи у раду, алокација СДИ према секторима доприноси промоцији извоза и новом запошљавању, чиме се наглашава утицај СДИ на развој одређене привреде у дугом року.

Када посматрамо СДИ према начину предузимања свакако највећи допринос извозу дају *greenfield* инвестиције које подразумевају изградњу потпуно нових

<sup>49</sup> Прецизније речено, позитивних уназад и негативних унапред.

<sup>50</sup> Које је објављено у публикацији *Стране директне инвестиције и привредни раст у Србији*.

<sup>51</sup> У које се сврставају: Чешка, Мађарска, Пољска, Словачка и Словенија.

<sup>52</sup> У које се сврставају: Бугарска, Румунија, Летонија, Литванија и Естонија.

<sup>53</sup> За детаљније информације погледати нпр. Estrin и Uvalić (2014).

објеката. Процент ове врсте инвестиција у земље Западног Балкана је мали у односу на *brownfield* инвестиције које подразумевају преузимање већ постојећих постројења. Могло би се рећи да је то последица политике приватизације, која и јесте привукла велики број страних инвеститора у овај регион. Када се посматра облик СДИ који највише доприноси извозу, то су свакако вертикалне инвестиције, где страни инвеститор поједине фазе у процесу производње премешта у другу земљу. Хоризонталне инвестиције које су претежно мотивисане обезбеђењем тржишта скоро да и не доприносе повећању извоза, јер своје производе махом пласирају на домаће тржиште. Конгломератске СДИ се предузимају у циљу диверзификације ризика. Пошто је реч о улагањима која нису повезана са матичном земљом, ефекат на извоз је неизвесан. Имајући у виду резултате истраживања о детерминантама које су специфичне за земље југоисточне Европе, а који су представљени у претходном потпоглављу, констатовали смо да су СДИ у земљама Западног Балкана претежно мотивисане обезбеђењем ефикасности, што говори у прилог чињеници да ове инвестиције својим већим делом не спадају у групу хоризонталних СДИ, чиме се могућност позитивног утицаја на извоз повећава.

Прилив СДИ уједно представља супституцију задуживања у иностранству за покриће дефицита текућег рачуна платног биланса. С обзиром на то да задуживање подразумева фиксне отплате главнице и камате сразмерно висини каматне стопе, док доходак од СДИ зависи од њихове профтабилности, СДИ представљају пожељнији вид финансирања неравнотеже текућег рачуна платног биланса. Теоријски, све док је нето прилив СДИ већи од одлива дохотка по основу директних инвестиција, СДИ позитивно утичу на домаћи платни биланс. Међутим, емпиријска истраживања прилива СДИ на платни биланс земље домаћина нису увек јасно видљива и могу бити условљена мноштвом других фактора.<sup>54</sup>

Земље Западног Балкана суочене су и са високом стопом незапослености и видном немогућношћу за упошљавањем расположивих радних ресурса. Маџар (2016)<sup>55</sup> истиче да је управо то разлог због кога се опортунитетни трошак рада практично спушта на нулу. С тим у вези је и чињеница да је сав прираст БДП-а, као резултат ангажовања СДИ, чист ефекат, претпостављајући да је једини фактор производње комплементаран са капиталом, који притиче у форми СДИ, управо рад.<sup>56</sup>

<sup>54</sup> За детаљније информације погледати: Yalta (2012) и Bedir и Soydan (2016).

<sup>55</sup> У публикацији *Стране директне инвестиције и привредни раст у Србији*.

<sup>56</sup> У другој апроксимацији морала би да се узме у обзир чињеница да рад није хомоген и да се општа пропозиција о вишку његове понуде у односу на тражњу не односи на све категорије рада. Наредна апроксимација односила би се на предузећа која имају добру развојну перспективу а чији опстанак прилив СДИ може да угрози.



Стране инвестиције непосредно креирају и нова радна места ублажавајући на тај начин увек актуелан проблем незапослености у земљама са оскудним нивоом сопствене акумулације. Страни инвеститор не може у земљи домаћину да започне и развије посао а да не ангажује радну снагу, и то, скоро искључиво домаћу. На тај начин директно се помажу они који су у једном друштву најугроженији, доприноси се решавању највећег социјалног проблема, управо из разлога што се расподела дохотка помера према вишем нивоу једнакости. Међутим, истраживање које су спровели Здравковић и аутори (2017) сведочи о томе да је дугорочни утицај СДИ на незапосленост у транзиционим земљама или веома слаб или уопште не постоји.

Међу економски релевантним чиниоцима у којима привреде земаља Западног Балкана такође оскудевају је и предузетништво. Дефицит предузетништва у посматраним земљама има своје дубоке историјске и политичке корене. Историјски корени се непосредно везују за социјалистичку револуцију, док је политичка компонента везана за обрачун са грађанском класом и богатијим члановима заједнице. То је и разлог због кога са СДИ појављују као значајан носилац предузетништва, и то не само као додатак нашем дефицитарном предузетништву, него и као охрабрење и инспирација за оживљавање домаће иницијативе.

Стране инвестиције би могле да буду делотворан чинилац у борби против корупције. Носиоци СДИ долазе из једног битно различитог пословног амбијента и оформили су се у суштински различитој култури пословања; као такви они би, пре свега, могли да по логици простог упросечавања смање општи ниво корупције, а потом својим би деловањем и новим стилем пословања могли повољно да утичу и на домаће привредне субјекте.

Озбиљно схватање еколошких претњи у развијеном свету почело је много пре него у нас и може се рећи да је већ постало својеврсна традиција просвећеног односа према развојним питањима и таквом схватању прилагођене економске политике. Као преносници знања из богате међународне ризнице, СДИ и у овом погледу могу да одиграју значајну улогу.

Институционални поредак једне привреде и регулаторни оквир друштва у целини није искључиво ствар државе и њених законодавних, извршних и судских тела и организација. Многа институционална решења, и то посебно она конкретнија и пословном животу ближа, обликује и ствара сама привреда кроз своје многобројне аутономне активности и своје самоорганизујуће делатности и подухвате. Лако је увидети колико у овом смислу могу да буду корисне и продуктивне фирме у страном власништву које долазе посредством СДИ. Пре свега, стране фирме доносе нове, у домаћој пракси још неиспробане облике организовања. Оне доносе и бројне нове елементе пословне културе и обрасце

понашања, од којих су многи устаљени и делују као обавезујући иако ничим формализовани прописи. Међународне компаније доносе и нове форме међусобног повезивања и нове варијанте надкомпанијског удруживања, што представља богат и драгоцен материјал за креирање нових институционалних аранжмана. Новине које, као колатерални учинак, доносе страна предузећа захваљујући СДИ у великој мери утичу на повећање знања и фонда корисних идеја за даље развијање институција као битан чинилац и претпоставку успешног развоја.

### **2.3. Утицај волатилности девизног курса на прилив страних директних инвестиција**

Док старија теоријска схватања претпостављају да су инвестиционе одлуке донете са сигурношћу, скорија литература уводи неизвесност у инвестиционе моделе. Како наводи Pindyck (1990), претходна теоријска уверења игноришу две важне карактеристике инвестиција. Прва се односи на чињеницу да је већина инвестиционих трошкова иреверзибилна, односно неповратна, док се друга огледа у томе да се инвестиције на одређено време могу одложити стварајући могућност чекања нових информација о ценама, трошковима, као и других информација о условима на посматраном тржишту. Међутим, иверзибилност и опција чекања нових информација излажу инвеститоре неизвесности у односу на макроекономске варијабле. У таквој ситуацији инвестиције постају осетљиве на различите врсте ризика проистеклих из неизвесности везаних за цене будућих инпута и аутпута, волатилности девизног курса, очекиване стопе пореза или промене регулаторне политике.

Литература која разматра питање инвестирања у условима неизвесности не пружа сасвим јасна предвиђања о томе да ли се инвестиције повећавају или смањују у условима неизвесности. То обично зависи од почетних претпоставки теоријских модела. Ако се претпостави да је тржиште перфектно, односно да не постоје трошкови прилагођавања производних фактора и да постоје константни приноси, онда према мишљењу које су у свом раду образложили Abel и Eberly (1993) неизвесност заправо повећава очекивану профитабилност капитала и долази до вишег нивоа инвестиција. Dixit и Pindyck (1994) показују да када су инвестиције неповратне, инвеститори, у условима неизвесности, могу одложити инвестирање из страха да се економска ситуација не погорша. Serven (1999) у свом раду показује да је за негативну везу између инвестиција и неизвесности неопходно претпоставити не само неповратност уложених средстава, него и аверзију инвеститора према ризику, несавршено тржиште и непостојање константних приноса.

Постојећа теоријска литература која проучава утицај волатилности девизног курса на прилив СДИ следи два приступа.

Први приступ полази од аргумента реалне опције и базиран је на моделу представљеном у раду Dixit-а и Pindyck-а (1994). Према овом приступу висок ниво волатилности девизног курса повећава вредност опције која омогућава чекање, односно одлагања одлуке о инвестирању. У складу са овим схватањем је и аргумент флексибилности производње. Њега су у својим радовима образложили Aizenman (1992), Darby и аутори (1999) и Sung и Lapan (2000). У складу са овим приступом инвеститори се одлучују за улагање у стране или домаће капацитете *ex ante*, док је одлуке о пословању могуће доносити *ex post*. Утицај волатилности девизног курса на прилив СДИ, пратећи овај приступ, генерално зависи од средстава које је инвеститор већ уложио, конкурентске структуре и конвексности профитне функције у ценама.

Други приступ, који су у својим радовима изнели Cushman (1985), Goldberg и Kolstad (1995), и Bénassy-Quéré и аутори (2001), у фокус ставља аверзију инвеститора према свим врстама ризика и немогућност прилагођавања варијабли фактора производње *ex post*.

Претпоставке првог приступа реално су одрживе у дужем временском периоду, док су претпоставке другог приступа реалније када се посматра краћи временски период.

### 2.3.1. Дугорочни приступ флексибилности производње

Пратећи приступ флексибилности производње, уколико је сврха инвестирања коришћење предности флексибилности производње, макроекономска неизвесност повољно утиче на прилив СДИ. Судећи према Abel-у (1993) неизвесност везана за цене готових производа утиче повољно на фирме које су неутралне у односу на ризик. Основна претпоставка је да су инвеститори флексибилни у прилагођавању фактора производње<sup>57</sup> у складу са волатилношћу цена као резултат промена девизног курса. Управо из тог разлога инвеститори су мотивисани да инвестирају у страну земљу у већем обиму што више расте волатилност девизног курса њене националне валуте. У оваквим случајевима подразумева се да фирма даје предност флексибилности производње у односу на ризик проистекао из присутне неизвесности на посматраном тржишту.

Aizenman (1992) као присталица приступа флексибилности производње претпоставља да су произвођачи неутрални у односу на ризик и да диверзификују своју производњу на међународном нивоу како би постигли флексибилност. Резултати његовог истраживања указују на чињеницу да је фиксни девизни курс

<sup>57</sup> У које се убрајају трошкови капитала, трошкови радне снаге и сл.

атрактивнији за стране инвеститоре него флексибилни, без обзира на шок који би евентуално погодио економију.

Darby и аутори (1999) су тестирали конвенционалну претпоставку о негативном утицају волатилности девизног курса на инвестиције користећи проширени модел који су у свом раду представили Dixit и Pindyck (1994). Мери волатилности девизног курса поделили су на два дела. Први део се односи на чисту волатилност, док други део представљају евентуална одступања. Уколико постоји неизвесност која се повезује са волатилношћу девизног курса, инвеститори се одлучују да чекају. Претпоставка је да у тој фази варијабилност девизног курса утиче на СДИ на два начина. Прво, дестимулише улагања јер ће инвеститори уложити средства само ако је тренутна вредност будућих улагања већа од улазних трошкова, односно трошкова чекања. Са друге стране, трошкови чекања расту са волатилношћу девизног курса и подстичу инвестиције. Као закључке свог рада Darby и аутори (1999) наводе чињеницу да није могуће, на основу теорије, тврдити да ће сузбијање волатилности девизног курса само по себи довести до раста инвестиција.<sup>58</sup> Аутори на крају закључују да иако је стабилност девизног курса повећала ниво инвестиција у Европи, утврђена је само слаба подршка стварању монетарне уније када су у питању развијене земље.

Sung и Lapan (2000) истраживали су на који начин волатилност девизног курса утиче на одлуке мултинационалних компанија које су неутралне у односу на ризик. Њихов модел такође као основу има модел који су у свом раду образложили Dixit и Pindyck (1994). Sung и Lapan (2000) су СДИ представили као опцију која дозвољава мултинационалним компанијама да одложе одлуку о томе где ће инвестирати. Претпоставка је да мултинационална компанија (МНК) може да отвори нове погоне са опадајућим просечним трошковима у две различите државе. У условима извесности, мултинационална компанија ће отворити само један погон, док ће у условима довољно велике неизвесности која произилази из варијабилности девизног курса доћи до пораста очекиваних профита отварањем неколико погона. Висока варијабилност девизног курса заправо ствара опцију за страно директно инвестирање стимулишући нове инвестиције и омогућавајући мултинационалним компанијама да потисну локалне конкуренте са тржишта.

Опште посматрано, позитивна корелација између волатилности девизног курса и прилива страних сиректних инвестиција имплицира да фирме улажу у страно тржиште како би диверзификовале производњу или искључиле конкуренте у оквиру исте делатности. Снага овог приступа огледа се у чињеници да он наглашава ефекат који волатилност девизног курса има на тајминг инвестирања, имајућу и виду чињеницу да фирма одлучује да ли да инвестира, чека или да не инвестира. Код приступа који наглашава аверзију инвеститора према ризику, који

---

<sup>58</sup> Судаћи према њиховим резултатима, волатилност се чини важнијом него мера одступања.

ће бити детаљније објашњен у даљем тексту, фирма одлучује само о томе да ли да инвестира или не. Иако би приступ флексибилности производње више одговарао практичном стању ствари, фокус у већини досадашњих студија је на краткорочној волатилности, а не на дугорочним прилагођавањима, што је у свом раду критиковао Jeanneret (2005).

### 2.3.2. Краткорочни приступ аверзије према ризику

Cushman (1985) као присталица приступа који подржава став да инвеститори имају аверзију према ризику анализира ефекат ризика промене реалног девизног курса и очекивања везаних за утицај девизног курса на прилив СДИ у четири различита случаја, у зависности од тога где се набављају сировине, где се производе готови производи, где се стиче финансијски капитал и где се продају готови производи. Резултати које је добио указују да растућа варијабилност девизног курса изазива депресијацију реалног девизног курса који је прилагођен ризику и стога смањује трошкове капитала, а и стимулише СДИ. Позитиван утицај волатилности девизног курса на прилив СДИ утврдио је анализирајући билатералне токове СДИ из Сједињених Америчких Држава у пет високоразвијених земаља<sup>59</sup> у периоду између 1963 и 1978. године.

Goldberg и Kolstad (1995) тврде да њихов модел не предвиђа никакву везу између волатилности девизног курса и прилива СДИ уколико су инвеститори неутрални у односу на ризик. Међутим, уколико постоји аверзија према ризику, висока волатилност девизног курса стимулише инвестиције у иностранство. Однос између волатилности девизног курса и нивоа СДИ зависи од коваријансне структуре између девизног курса и иностраних шокова тражње. Уколико је корелација негативна, раст волатилности девизног курса повећава удео капацитета лоцираних у иностранство, иако се укупни капацитет смањује. Стога, се не може рећи да ли апсолутни ниво инвестиција расте или опада. Међутим, све док потражња није претерано конвексна у односу на цене, удео СДИ расте у сразмери са растом корелације између девизног курса и шока тражње. Уколико постоји не-негативна корелација између извозне тражње и шока девизног курса, МНК лоцирају део производних капацитета у иностранство. Удео иностраних капацитета расте уколико расте волатилност девизног курса и уколико је више корелирана са шоком извозне тражње. Goldberg и Kolstad анализирали су билатералне токове СДИ између САД, са једне стране, и Канаде, Јапана и Велике Британије, с друге, у периоду од 1978 до 1991. године.

Bénassy-Quéré и аутори (2001) наглашавају улогу коваријансе између девизних курсева валута земаља које су узете као алтернативе за улагање. Фирме које имају аверзију према ризику доносе одлуку о инвестирању на две различите локације са

<sup>59</sup> Велика Британија, Француска, Немачка, Канада и Јапан.

циљем реекспорта, те трошкови превоза утичу на сензитивност СДИ према неизвесности која произилази из волатилности девизног курса. Из њихове анализе произилази да без обзира на знак између посматране корелације девизних курсева, раст волатилности било ког девизног курса доводи до пада прилива СДИ, док нижи ниво волатилности повећава осетљивост производње у тој земљи на трошкове изражене у локалним ценама. Њихов резултат је вредан пажње, с обзиром да су узорком обухваћене и земље централне и источне Европе.

Неопходно је поменути, ради комплетности увида у анализирану проблематику, да постоји и трећи приступ према којем волатилност девизног курса није битна детерминанта прилива СДИ, поготово у недовољно развијеним земљама.<sup>60</sup> Прилив СДИ ове земље зависи од других економских фактора као што су: географска локација, доступност природних извора и развијеност постојеће инфраструктуре.

### 2.3.3. Новији теоријски доприноси

Phillips и Ahmadi-Esfahani (2008) су у свом раду веома јасно навели новије теоријске доприносе, који се тичу утицаја волатилности девизног курса на прилив СДИ. У скорије време, теоријски доприноси односе се на разматрање ефектата хетерогености у мотивима СДИ<sup>61</sup>, ендогености девизног курса<sup>62</sup> и мултилатералној резистенцији.<sup>63</sup> С друге стране поједини аутори<sup>64</sup> успели су да синтетизују ранија теоријска објашњења у јединствене моделе који су погодни за економетријско тестирање. Поменута истраживања пружају добар теоријски допринос развоју постојеће теорије са којом су у великој мери усклађени, а добар су основ и за будућа истраживања.

Russ (2007) представља модел опште равнотеже који дозвољава ендогеност девизног курса. Модел указује на то да ће се одговор мултинационалне компаније (МНК), која се појављује у улози страног инвеститора, на нестабилност девизног курса разликовати у зависности од извора шока. Позитиван монетарни шок узроковаће депресијацију валуте земље домаћина истовремено повећавајући приходе и поспешујући продају домаћих фирми и МНК на тржишту земље домаћина. Насупрот томе, рестриктивна монетарна политика у земљи домаћину ствара бољи курс за конвертовање профита, али смањује локалну продају. За разлику од тога, контракциони монетарни шок у иностраној економији може негативно утицати на вредност валуте земље домаћина без штетног ефекта на продају у иностранству. У свом другом раду Russ (2012) испитује ефекте на

<sup>60</sup> За детаљније информације погледати нпр. Dehn (2000).

<sup>61</sup> За детаљније информације погледати нпр. Lin и аутори (2010).

<sup>62</sup> За детаљније информације погледати нпр. Russ (2007).

<sup>63</sup> За детаљније информације погледати нпр. Egger и аутори (2010).

<sup>64</sup> Као што су нпр. Buch и Kleinert (2008) и Lin и аутори (2010).



инвеститоре који први пут инвестирају и на старе инвеститоре, у случају када варирање девизног курса потиче од волатилности страних или домаћих каматних стопа. Импликација овог истраживања за емпиријски рад је да се не може предвидети корелација између СДИ и волатилности девизног курса, осим ако се не узме у обзир порекло волатилности. Користећи оквир опште равнотеже Contessi (2006) у свом раду представља модел чврсте хетерогености, ендегености извоза и СДИ. Међу неколико аналитичких резултата овог модела је и предвиђање да ценовна политика МНК може повећати волатилност девизног курса. Contessi (2006), као и Shrikhande (2002) у својим радовима наглашавају проблем ендегености.

Нови радови мотивисани су презентацијом теоријског оквира који могу обухватити конкурентна објашњења за СДИ и укључују радове Buch-a и Kleinert-a (2008) и Lin-a и аутора (2010). Lin и аутори (2010) се фокусирају на начин на који волатилност девизног курса утиче на временски оквир СДИ и предлажу модел са хетерогеним чврстим мотивима идентификујући канале кроз које волатилност утиче на СДИ. Они тврде да се изложеност очекиваног профита ризику промене девизног курса разликује према мотивима СДИ, предвиђајући да фирме којима је циљ проналажење новог тржишта реагују на волатилност девизног курса тиме што одлажу страно директно инвестирање, док фирме са извозним мотивима реагују брже на волатилност девизног курса уколико је аверзија према ризику довољно велика. Идеја је да фирме које траже ново тржиште могу повећати изложеност профита ризику девизног курса, док га СДИ усмерене на извоз смањују. Аутори истичу важност разматрања различитости инвестиционе мотивације, показујући да су приступи флексибилности производње и приступ аверзије према ризику посебни случајеви њиховог модела.

Buch и Kleinert (2008) су спровели опсежно истраживање са циљем проучавања аргумената који су у својим радовима представили Blonigen (1997) и Froot и Stein (1991). Уз помоћ анализе делимичне равнотеже и под претпоставком да фирме производе у земљи и иностранству, њихов модел предвиђа да ће ап्रेसијација валуте матичне земље повећати прилив СДИ због повећаних флукуација на тржишту робе. Ап्रेसијација би требало да повећа и прилив СДИ кроз ефекат богатства.

Xing и Zhao (2008) допуњују литературу представљањем других фактора, осим релативног богатства и трошкова, преко којих девизни курсеви могу имати утицај на прилив СДИ. У свом раду аутори истичу значај извоза из земље домаћина на тржиште матичне земље страног инвеститора као средства путем којег девизни курсеви могу имати утицај на прилив СДИ. Они предлажу модел две земље са олигополским тржиштима за испитивање односа између извоза из земље домаћина на тржиште матичне земље страног инвеститора, прилива СДИ и девизних курсева. Xing и Zhao (2008) предвиђају да промене девизног курса,

разлика у реалним зарадама и капиталним трошковима, као и баријере у препознавању брэнда, позитивно доприносе јапанским СДИ у Кини. Јапанске фирме су у потрази за релативно јефтином кинеском радном снагом и производним факторима које прате апресијацију јена. Ова апресијација такође повећава извоз у Јапан<sup>65</sup> узрокујући смањење извоза домаћих кинеских фирми.

Теоријски модели који се фокусирају на билатералне токове СДИ претпостављају да су одлуке о инвестирању независни од дешавања у другим земљама. Очигледно је да је ово веома рестриктивна претпоставка, те се појављују нови радови засновани на раду Bénassy-Quére и аутори (2001), узимајући у обзир међузависност тржишта земаља домаћина. Xing и Wan (2004) истражују како девалвација утиче на релативну компаративну предност примаоца СДИ. Овај модел је у складу са радом Xing и Zhao (2008), али се фокусира на релативне девизне курсеве и њихове ефекте на релативне трошкове. Уколико национална валута примаоца СДИ апресира више него валута друге потенцијалне земље примаоца СДИ, релативни ниво СДИ усмерен ка прво поменутој земљи биће преусмерен на земљу потенцијалног примаоца СДИ.

У оквиру литературе о мултилатералној резистенцији, Egger и аутори (2010) представљају модел три земље за извоз и СДИ. Они указују на два ефекта девизног курса. Прво, позитиван билатерални ефекат који прати апресијацију домаће валуте која подиже профите МНК од подружница (ефекат прихода). Друго, индуковано повећање релативних трошкова производње након исте билатералне апресијације.<sup>66</sup> Ово има негативан ефекат на билатералне активности МНК, јер су трошкови већи у односу на друге националне економије. Ефекти девизног курса треће земље су обрнути од билатералних ефеката: негативан ефекат прихода и позитиван ефекат конкуренције. Који ефекти ће бити преовлађујући одређено је потребама за квалификованим радном снагом, трошковима транспорта и трошковима страних улагања. Када је земља богата квалификованом радном снагом и трошкови транспорта су високи, модел предвиђа да ће ефекат девизног курса треће земље бити позитиван. У Bénassy-Quére и аутори (2001) ефекти девизног курса трећих земаља изведени су из корелације која утиче на одабир локације за инвестирање фирми које имају аверзију према ризику. Оне заправо улажу у земље чији девизни курсеви су негативно корелисани као начин диверзификације СДИ. Одговор одлука МНК о инвестирању у моделу који су представили Egger и аутори (2010) одређује више фактора, као што су потреба за радном снагом, трошкови транспорта и трошкови СДИ.

С обзиром на природу СДИ, чини се разумним објашњење да ниједан модел не може у потпуности обухватити понашање СДИ. Очекивани однос између

<sup>65</sup> Који је настао као последица баријера у препознавању брэнда у Јапану.

<sup>66</sup> Која је резултат ефекта конкуренције.



девизних курсева и СДИ варира у зависности од фактора као што су структура прихода и трошкова, типови СДИ или извор шокова девизног курса. Као последица чињенице да теорија није на једнозначан начин пружила одговоре на разматрана питања, остаје на емпиријском раду да одреди природу односа од случаја до случаја. Оно што не изненађује јесте чињеница да се двосмисленост на теоријском нивоу одражава и на емпиријском раду. Објашњења за различите емпиријске резултате може бити у хетерогености спроведених истраживања која одражавају нејасан теоријски основ, а може бити и резултат проблема са подацима и/или спецификацијама модела.

### **3. Емпиријски контекст**

Емпиријски део дисертације логичан је наставак теоријског дела настао са циљем испитивања теоријских претпоставки у практичном окружењу на основу доступних података.

#### **3.1. Преглед досадашњих истраживања**

У наставку су представљени резултати досадашњих емпиријских истраживања утицаја волатилности девизног курса на прилив СДИ прво у развијеним, а затим и у земљама у развоју, као и земљама у транзицији. Након тога је представљен и табеларни приказ скоријих истраживања уз коришћење нових економетријских техника које у обзир узимају проблеме који настају у истраживању односа поменутих варијабли. У складу да нејасним теоријским очекивањима о утицају волатилности девизног курса на прилив СДИ и добијени резултати емпиријских истраживања су такође различити, те ће на крају бити дата и могућа објашњења оваквог емпиријског исхода.

##### **3.1.1. Утицај волатилности девизног курса на СДИ на примеру развијених земаља**

Коришћењем великог узорка индустријски високо развијених земаља, Goldberg (1993) је у свом раду открила да су ефекти девизног курса и његове волатилности на инвестиције у Сједињене Америчке Државе видљивији у 1980-им годинама него у 1970-им. Осамдесетих година депресијација, односно апресијација, долара смањивала је, односно повећавала, инвестиције које нису повезане са производним сектором.

Goldberg и Kolstad (1995) наводе реални девизни курс као значајну детерминанту одлуке о лоцирању инвестиција. Претпостављајући аверзију инвеститора према ризику и фиксне трошкове производње, матичне компаније би требало да буду индиферентне када је избор локације за инвестирање у питању, чак и под претпоставком да су очекивани трошкови производње у различитим земљама на истом нивоу. Уколико не постоји негативна корелација између извозне тражње и шокова девизног курса, за мултинационалну компанију је оптимално да лоцира неке од својих производних капацитета у иностранство. Удео капацитета лоцираних у иностранству се повећава уколико расте волатилност девизног курса и бива све више корелисана са шокovima извозне тражње. Аутори су своје тврдње потврдили анализирајући токове инвестиција између Сједињених Америчких Држава и Канаде, Јапана и Велике Британије у периоду од 1978 до 1991. године.

Camra и Goldberg (1995, 1999) анализирали су у својим радовима како девизни курс може да утиче на понашање цена и инвестиција када су у питању производне

фирме у Сједињеним Америчким Државама, Канади, Јапану и Великој Британији. Они користе модел инвестирања са прилагођеним трошковима подразумевајући да се готови производи извозе, док се сировине увозе, што значи да су произвођачи изложени ризику који произилази из волатилности девизног курса са две стране. С једне стране, узима се у обзир чињеница да су инвестиције функција маргиналне продуктивности капитала, те девизни курс утиче на профитабилност путем цена на домаћем и иностраном тржишту. С друге стране, утицај кретања девизног курса на профитабилност и инвестиционе одлуке зависи и од међународне оријентације фирме, као и конкурентске структуре привредне гране. С тим у вези, очекује се да ће високо конкурентне привредне гране боље одреаговати на уочене промене у девизним курсевима.

Camra и Goldberg (1995) показују да ефекат девизног курса на инвестиције може да се промени током времена услед различите изложености ризику промене девизног курса. Док су амерички производни сектори првенствено били изложени ризику промене девизног курса током 1970-их путем извоза готових производа, они су доминантно били изложени путем увоза до раних 1980-их година. Као последица тога, свака апресијација националне валуте имала је за последицу смањење улагања у секторе трајних добара током 1970-тих, али су инвестиције стимулисане након 1983. године. Иако је волатилност девизног курса утицала на смањење нивоа инвестиција, ефекти су били веома мали. У свом новијем раду Camra и Goldberg (1999) сматрају да, у посматраним земљама, девизни курсеви имају незнатне ефекте на улагања у високорастуће секторе, док је реакција инвестиција на девизне курсеве прилично јака у нискорастућим привредним гранама.

Darby и аутори (1999) констатовали су негативан утицај волатилности девизног курса на дугорочне инвестиције у Немачкој и Француској, утицај је слабији у Италији и Великој Британији, док у Сједињеним Америчким Државама волатилност девизног курса уопште не утиче на дугорочне инвестиције. У скоријем раду Darby и аутори (2002) наглашавају утицај неусаглашености утицаја девизног курса на инвестиције и проналазе нелинеарност и асиметрију у одговору инвестиција на волатилност девизног курса. Међутим, када се утицај волатилности девизног курса мери након изузимања компоненте тренда, онда она има позитиван ефекат.

Görg и Wakelin (2002) су анализирали утицај нивоа девизног курса, његове волатилности и очекивања везаних за девизни курс на кретање инвестиција између Сједињених Америчких Држава и дванаест развијених земаља у периоду 1983-1995. На основу добијених резултата они закључују да не постоји веза између волатилности девизног курса и нивоа инвестиција у/из Сједињених Америчких Држава. Када је у питању ниво девизног курса, аутори проналазе позитиван однос између инвестиција из Сједињених Америчке Држава и

ап्रेसијације валуте земље домаћина, као и негативан однос инвестиција у Сједињене Америчке Државе и ап्रेसијације долара.

Burne и Davis (2003) у свом раду уочили су сличности међу земљама чланицама G7 које се огледају у негативном одговору инвестиција на неизвесност која произилази из волатилности номиналног и реалног девизног курса израчунатој уз помоћ GARCH спецификације и PMG PE (енг. *Pooled Mean Group Panel Estimation*) модела. Они су констатовали да је нижа волатилност девизног курса коју фаворизује Европска монетарна унија корисна за већи обим инвестиција.

Чврсто уверење да неизвесност проистекла из волатилности девизног курса смањује ниво инвестиција треба још једном тестирати. Emerson и аутори (1992) постављају питање да ли могуће да фирме имају аверзију према ризику, поготово у дугом року, узимајући у обзир чињеницу да је немогуће у потпуности се заштити од ризика промене девизног курса, што свакако има импликације на инвестирање.

Базирајући се на моделу који су у свом раду представили Dixit и Pindyck (1994), Darby и аутори (1999) доказују да већа волатилност девизног курса заправо привлачи инвестиције. Ово је посебно изражено у случају када су трошкови инвестирања на ниском нивоу, а цена држања капитала висока. Ово је случај и када је раст неизвесности велики, тренутно привредно окружење карактерише ниска неизвесност, а трошкови чекања у односу на трошкове инвестирања су на високом нивоу.

Lafrance и Schembri (2000) сматрају да нижи ниво волатилности, односно, већа стабилност девизног курса подстиче улагања у привредне гране са релативно нижом продуктивношћу и ниским опортунитетним трошковима чекања.<sup>67</sup> Међутим, већа стабилност девизног курса има и тенденцију смањивања инвестиција у привредне гране са релативно константним ценама<sup>68</sup> или у привредне гране са високим почетним трошковима<sup>69</sup> или у привредне гране, односно секторе, са високим трошковима чекања.<sup>70</sup> Девизни курс такође може утицати на инвестиције својим ефектом на трошкове увезених капиталних добара или путем његовог утицаја на конкурентско окружење.

Esquivel и Larrain (2002) описују два канала путем којих волатилност девизног курса утиче на СДИ. Прво, потенцијални инвеститори ће инвестирати у страну земљу све док је очекивани добитак довољно висок да покрије трошкове ризика. Стога, по мишљењу аутора, висока волатилност девизног курса смањује ниво

<sup>67</sup> Као што је то случај са сектором услуга.

<sup>68</sup> Као што је то случај са комуналним услугама.

<sup>69</sup> Као као што су истраживачки и развојни сектор.

<sup>70</sup> На пример финансијски сектор.

инвестиција, узимајући у обзир да она повећава ризик повезан са земљом у коју се капитал улаже. Друго, билатерални девизни курсеви између G7 земаља директно одређују ниво и правац СДИ путем њиховог утицаја на ниво релативног богатства у посматраним земљама. Ово може смањити или повећати ниво инвестиција у зависности од великог броја чинилаца.

Camra и Goldberg (1999) и Narchaoui и аутори (2005) у својим студијама закључују да инвестиције не реагују на промене девизног курса у Канади. Међутим, даљим истраживањем који су спровели Narchaoui и аутори (2005) наглашава се да су ефекти девизног курса на инвестиције заправо нелинеарни. Депресијација односно апресијација девизног курса има позитивне, односно негативне ефекте на инвестиције када је волатилност девизног курса на ниском нивоу. Ова чињеница открива суштински различит одговор инвестиција у Канади у зависности од тога да ли је висок или низак ниво волатилности девизног курса преовлађујући. Поменуте анализе односиле су се на податке о инвестицијама на нивоу појединачних инвеститора, док су Darby и аутори (1999) користили агрегатни ниво инвестиција за пет развијених земаља.<sup>71</sup> На основу добијених резултата, они закључују да волатилност девизног курса има значајан негативан ефекат на ниво инвестиција у посматраним земљама. Стабилност девизног курса стимулативно делује на ниво инвестиција у Европи, генерално, посебно у Француској и Немачкој.

Chowdhury и Wheeler (2008) са мало другачијег аспекта посматрају проблем. Они, наиме, у свом раду посматрају утицај шокова у волатилности (неизвесности) девизног курса на понашање СДИ у Канади, Јапану, Великој Британији и Сједињеним Америчким Државама. Користећи векторски ауторегресивни модел који укључује ниво цена, ниво аутопута, ниво реалног девизног курса, волатилност реалног девизног курса, каматну стопу и ниво СДИ они проналазе да волатилности (неизвесности) девизног курса позитивно утиче на ниво СДИ у дугом периоду. Функција импулсног одговора указује да шок волатилности девизног курса има утицај на ниво СДИ, да је тај утицај позитиван и узима се у обзир са доцњом.

De Vita и Abbott (2007) на примеру Велике Британије нису открили никакву везу између волатилности реалног девизног курса и инвестирања у периоду између 1975. и 2001. године. Chowdhury и Wheeler (2015) такође нису успели да открију везу између волатилности реалног девизног курса и нивоа инвестирања. Њихов узорак је нешто већи и обухвата поред Велике Британије, Немачку, Канаду и Сједињене Америчке Државе у периоду од 1972. до 2011. године.

---

<sup>71</sup> Француска, Немачка, Италија, Велика Британија и Сједињене Америчке Државе.

С друге стране, Cavallari и d'Addona (2013), посматрајући узорак од 24 земље ОЕСД откривају негативан утицај волатилности и номиналног и реалног девизног курса на ниво инвестиција у периоду 1985-2007. Аутори су као меру волатилности користили мере специфичне за сваку појединачну земљу обухваћену узорком.

### **3.1.2. Утицај волатилности девизног курса на прилив СДИ на примеру земаља у транзицији**

Упркос бројној литератури која проучава детерминанте СДИ, постоји само неколико студија које анализирају емпиријски ефекат волатилности девизног курса на прилив СДИ у земље у транзицији. Bénassy-Quéré и аутори (2001), под претпоставком аверзије инвеститора на ризик, указују на ефекат волатилности, односно чињеницу да раст волатилности номиналног девизног курса смањује прилив СДИ. Овај ефекат је значајнији уколико је земља домаћина ближе потенцијалним инвеститорима. Импликација наведених резултата јесте чињеница да би грађење тзв. валутних блокова могао бити добар начин за привлачење СДИ у земље у развоју. Монетарне уније би требало да буду географски одређене, баш као и СДИ.

Rogoff и Reinhart (2003) наводе да је висока волатилност девизног курса само делимично одговорна за нижи ниво СДИ у земљама у развоју, пре је то последица дубљих политичких и институционалних проблема који су у овим земљама присутни.

Brzozowski (2006) пак истиче да би прихватање евра као сопствене валуте могло имати позитиван утицај на прилив СДИ. Ову тврдњу темељи на резултатима свог рада који указују да је висока волатилност номиналног девизног курса штетна за СДИ на примеру деветнаест земаља у развоју и тринаест европских земаља у транзицији током 1990-их.

Furceri и Borelli (2008) долазе до интересантног закључка да утицај волатилности девизног курса на прилив СДИ у великој мери зависи од степена отворености посматране економије у транзицији. Наиме, иако волатилност девизног курса има позитиван или нема утицај на прилив СДИ у релативно затвореним економијама, утицај је негативан када се посматра земља са високим степеном отворености. Они овакав закључак формирају на основу посматрања суседних земаља Европске монетарне уније у периоду од 1995. до 2004. године и у обзир узимају номиналну волатилност девизног курса.

Udomkerdmongkol и аутори (2009) посматрају три одвојена ефекта девизног курса који он има на ниво СДИ. Први ефекат се односи на ниво девизног курса, други на волатилност девизног курса и трећи ефекат на очекивања везана за девизни курс. У складу са тим, аутори закључују да јефтинија валута земље домаћина

привлачи стране инвестиције, затим да очекивана девалвација националне валуте доводи до одлагања инвестиција, као и да висока волатилност девизног курса обесхрабрује потенцијалне инвеститоре. У складу са овим они сматрају да је стабилан девизни курс у земљама у развоју битан чинилац привлачења већег обима СДИ.

Arratibel и аутори (2011) закључују да је ниска, односно висока, волатилност номиналног девизног курса повезана са високим, односно ниским, приливом СДИ, односно да стабилан девизни курс привлачи СДИ. Они посматрају земље централне и источне Европе које су постале чланице Европске Уније у периоду од 1995. до 2008. године. Треба напоменути да су резултати добијени уз помоћ панел регресије са фиксним ефектима (енг. *fixed-effect* – FE) која не узима у обзир проблем ендегености, док је као мера волатилности девизног курса коришћен тзв. *z-score*.<sup>72</sup>

Међутим, Abbott и аутори (2012) на основу добијених резултата тврде да волатилност номиналног девизног курса нема утицај на ниво инвестиција у земљама у развоју у посматраном периоду од 1985. до 2004. године. Они овакву своју тврдњу аргументују посматрањем узорка од чак седамдесет земаља у развоју користећи најсавременије економетријске технике. Они указују да се *de facto* фиксни режим девизног курса показао боље него *de facto* флукутирајући када је у питању привлачење СДИ.

### 3.1.3. Сумарни приказ резултата досадашњих истраживања

Како би се стекао јаснији увид у преглед резултата досадашњих истраживања она су представљена табеларно са јасним истицањем узорка, периода посматрања, коришћене мере волатилности, односно неизвесности повезаном са девизним курсом, коришћеном методологијом и на крају добијеним резултатима истраживања. У Табели 4 представљени су само скорији резултати истраживања уз помоћ нових економетријских техника.

<sup>72</sup> Који су представили Ghosh и аутори (2003).

Табела 4: Сумарни приказ резултата досадашњих истраживања

Аутор	Узорак	Период	Мера волатилности/ неизвесности девизног курса	Метода	Резултат
Bénassy-Quéré и аутори (2001)	42 земаља у развоју	1984-1996	Номинални девизни курс уз помоћ SD	FE OLS	Негативан
Görg и Wakelin (2002)	13 развијених земаља	1983-1995	Реални девизни курс уз помоћ SD	FE OLS RE OLS	Нема утицаја
Kiyota и Urata (2004)	Земље партнери Јапана	1990-2000	Необјашњени део реалне волатилности	FGLS	Негативан
Brzozowski (2006)	19 земаља у развоју 13 земаља у транзицији	1990s	Номинални девизни курс уз помоћ GARCH (4,4) модела	FE OLS GMM	Негативан
Jeanneret (2006)	27 OECD земаља	1982-2002	Номинални девизни курс уз помоћ SD	GMM	Различити резултати
De Vita и Abbott (2007)	Велика Британија	1975-2001	Реални девизни курс уз помоћ GARCH (1,1) модела	FE OLS GMM	Нема утицаја
Furceri и Borelli (2008)	Земље суседи ЕМУ	1995-2004	Номинални девизни курс коришћењем алтернативних мера <sup>73</sup>	FE OLS GMM	Различити резултати
Gottschalk и Hall (2008)	4 југоисточне Азијске земље	1982-2001	Реални девизни курс уз помоћ GARCH (1,1) мод.	GMM	Позитиван
Dennis и аутори (2008)	Јапанске инвестиције у 5 азијских земаља	1989-2003	Реални девизни курс уз помоћ SD	Tobit анализа	Различити резултати
Chowdhury и Wheeler (2008)	Канада, Јапан, Велика Британија и САД	1972-2005	Условна варијанса реалног девизног курса	VAR IRF	Позитиван
MacDermott (2008)	55 земаља	1980-1997	Реални девизни курс уз помоћ три различите SD <sup>74</sup>	FE OLS	Негативан
Udomkerdmongkol и аутори (2009)	Инвестиције САД у 16 земаља у развоју	1990-2002	Реални девизни курс уз помоћ цикличне и ирегуларне компоненте	FE OLS	Негативан
Del Bo (2009)	53 земље	1982-2005	Номинални девизни курс уз помоћ SD и GARCH (1,1)	PCSE	Негативан
Dhaka и аутори (2010)	6 земаља источне Азије	1974-2005	Реални девизни курс уз помоћ GARCH (1,1) модела	Панел коинтеграција ECM	Позитиван
Arratibel и аутори (2011)	Земље ЦИЕ чланице ЕУ	1995-2008	Номинални девизни курс уз помоћ <i>z-score</i>	FE OLS	Негативан
Ellahi (2011)	Пакистан	1980-2010	Реални девизни курс уз помоћ SD	ARDL VECM	Различити резултати

<sup>73</sup> Мере укључују: стандардну девијацију, аритметичку средину месечних промена изражених у процентима и *z-scores* који су предложили Ghosh и аутори (2003).

<sup>74</sup> Сличан приступ као код Kenen и Rodrik (1986)



Takagi и Shi (2011)	9 азијских земаља	1987-2008	Реални девизни курс уз помоћ SD	GLS	Позитиван
Lee и Min (2011)	Кореја	1981-2006	Номинални девизни курс уз помоћ MASD и GARCH	RE	Различити резултати
Abbott и аутори (2012)	70 земаља у развоју	1985-2004	Номинални девизни курс уз помоћ SD	SYS-GMM	Нема утицаја
Cavallari и d'Addona (2013)	24 OECD земље	1985-2007	Ном/реал девизни курс уз помоћ мера специфичних за одређену земљу	FE OLS Heckman selection	Негативан
Chowdhury и Wheeler (2015)	Канада, Немачка, ВБ, САД	1972-2011	Реални девизни курс уз помоћ GARCH (1,1)	VAR	Нема утицаја
Jeanneret (2015)	84 земље у развоју	1996-2012	Номинални девизни курс уз помоћ SD	VAR SYS-GMM	Различити резултати
Deseatnicov и Akiba (2016)	56 развијених и земаља у развоју	1995-2012	Реални девизни курс уз помоћ SD	GMM	Различити резултати
Jayasekara (2016)	Шри Ланка	1978-2012	Реални девизни курс уз помоћ SD	Zellner SU regression	Негативан
Dal Bianco и Loan (2017)	10 земаља Латинске Америке	1990-2012	Реални девизни курс уз помоћ GARCH	FE OLS	Негативан
Osinubi (2017)	Нигерија	1970-2004	Реални девизни курс уз помоћ SD	ECM OLS	Негативан
Mensah и аутори (2017)	Гана	1990-2012	Реални девизни курс уз помоћ SD	Robust regression Bootstrap method	Позитиван

Извор: Систематизација аутора

### 3.1.4. Могући узроци нејасног односа између волатилности девизног курса и прилива СДИ

У литератури је могуће пронаћи читав низ објашњења којима поједини аутори покушавају да објасне зашто чак ни емпиријска истраживања не успевају да понуде јасан одговор на питање односа између волатилности девизног курса и прилива страних директних инвестиција. Једно од основних објашњења свакако јесте да су нејасни емпиријски резултати заправо последица нејасне теоријске основе.

Друго објашњење упућује на тзв. агрегатни проблем (енг. *aggregation*). Наиме, већина претходних студија користи као основ националне агрегатне податке о нивоу СДИ без рашчлањавања тих података на поједине секторе, односно привредне гране. Froot и Stein (1991) и Kiyota и Urata (2004) у својим радовима сугеришу да постоји различит утицај девизног курса на поједине секторе и да анализе које се базирају на националним агрегатним подацима могу у великој мери да прикрију утицај девизног курса на поједине секторе у које су страни инвеститори улагали.

Још једно од могућих објашњења нејасних емпирисјких резултата јесте неадекватан третман волатилности девизног курса. Овде се аутори разилазе по питању детаљнијег појашњења. Док једни наводе проблем коришћења волатилности номиналног девизног курса у односу на волатилност реалног девизног курса<sup>75</sup>, други се баве питањем могућности примене тзв. закона једне цене (енг. *law of one price*),<sup>76</sup> док трећа група аутора разматра питање адекватности статистичког, односно економетријског обухвата волатилности девизног курса.<sup>77</sup>

Russ (2007) је у свом раду истраживао потенцијалне узроке добијених различитих резултата у претходним студијама и дошао је до закључка да су досадашњи резултати добијени путем тзв. модела парцијалне равнотеже у којима волатилност девизног курса утиче или не утиче на прилив СДИ у зависности од тога која је варијабла извор те волатилности.

Phillips и Ahmadi-Esfahani (2008) у свом раду наводе да је могућа конфузија у емпиријски добијеним резултатима проистекла из чињенице да су аутори принуђени да прикупљају податке из различитих извора који често нису упоредиви. Наиме, они сматрају да у међународним базама података често нису доступне довољно дуге временске серије прилива СДИ, као и да дисагрегирани подаци, који се односе на улагања страних инвеститора по појединим секторима, у таквим изворима уопште не постоје. Највећи проблем, по мишљењу поменутих аутора, се односи на податке на нивоу појединих мултинационалних компанија коју су често доступни само из одређених пословних истраживања и то само за поједине земље.

Serven (1999) и Chowdhury и Wheeler (2015) овим објашњењима додају још и проблем изостављања одређених битних детерминанти прилива СДИ у модел који се оцењује, као и неразматрање питања корелације између прилива СДИ и његових објашњавајућих варијабли.

Оно што је потребно додати претходном излагању јесу и различите економетријске технике оцена полазних модела коришћене у досадашњим истраживањима а које су додатно допринеле насталој конфузији.

---

<sup>75</sup> За детаљније информације погледати нпр. Cavallari и d'Addona (2013).

<sup>76</sup> За детаљније информације погледати нпр. Engel и Rogers (1996), Kiyota и Urata (2004).

<sup>77</sup> За детаљније информације погледати нпр. Serven (1999), Amuedo-Dorantes и Pozo (2001), Pain и van Welsum (2003).

## 3.2. Специфичности земаља Западног Балкана

Трансформација посматраних земаља централне и источне Европе из социјализма у капитализам је вишегодишњи политички и економски процес. Један од најважнијих политичких аспеката свакако јесте интеграција овог региона у Европу, што многи изједначавају са чланством у Европској унији. Економска интеграција је изузетно важан аспект економске трансформације. С тим у вези СДИ играју кључну улогу у смислу подстицања економског раста, техничких иновација и реструктурирања предузећа.

### 3.2.1. Кратак историјски осврт

СДИ у земље у транзицији имају прилично дугу историју. Оне варирају у зависности од тога како инвеститори реагују на промене у укупном економско-политичком окружењу. Страни инвеститори открили су нешто касније регион југоисточне Европе<sup>78</sup> у односу на регион централне и источне Европе. Током 1990-их ниво СДИ у регион југоисточне Европе био је на ниском нивоу услед политичке и економске нестабилности, као и конкуренције земаља са бољом политичком и пословном климом. У првој половини 1990-их прилив СДИ у посматрани регион био је посебно низак због политичке и економске нестабилности и ратова. До 1996. године укупне инвестиције у регион југоисточне Европе<sup>79</sup> износиле су само 3,4 милијарде америчких долара или 5.7% укупних СДИ у земље у транзицији.<sup>80</sup> Ситуација се побољшала након потписивања Дејтонског мировног споразума 1995. године, иако су и даље земље југоисточне Европе заостајале за земљама Централне и Источне Европе. Године 1999-те догодио се и проблем са Косовом, који је свакако успорио прилив СДИ у регион. Вреди напоменути да је до 2000. године убедљиво највише СДИ привукла Румунија, а следе је Бугарска и Хрватска (чак 80% од укупних прилива СДИ). На Графикону 1 приказан је ниво укупних СДИ у регион југоисточне Европе у току 2000. године.<sup>81</sup> Макроекономска стабилизација, стални раст БДП-а, висок ниво спољно-трговинске размене и „хватање корака“ са развијенијим земљама у транзицији карактеристике су земаља југоисточне Европе током 2000-их. Од 2001. године све земље посматраног региона либерализовале су трговину са земљама Европске уније, значајно побољшале пословну климу и започеле процес приватизације. Процеси стабилизације и придруживања Европској унији<sup>82</sup> такође су позитивно утицали на побољшање пословне климе и смањење несигурности

<sup>78</sup> У који се сврставају земље Западног Балкана, као и Румунија и Бугарска.

<sup>79</sup> Без Босне и Херцеговине у којој се водио рат од 1992. до 1995. године.

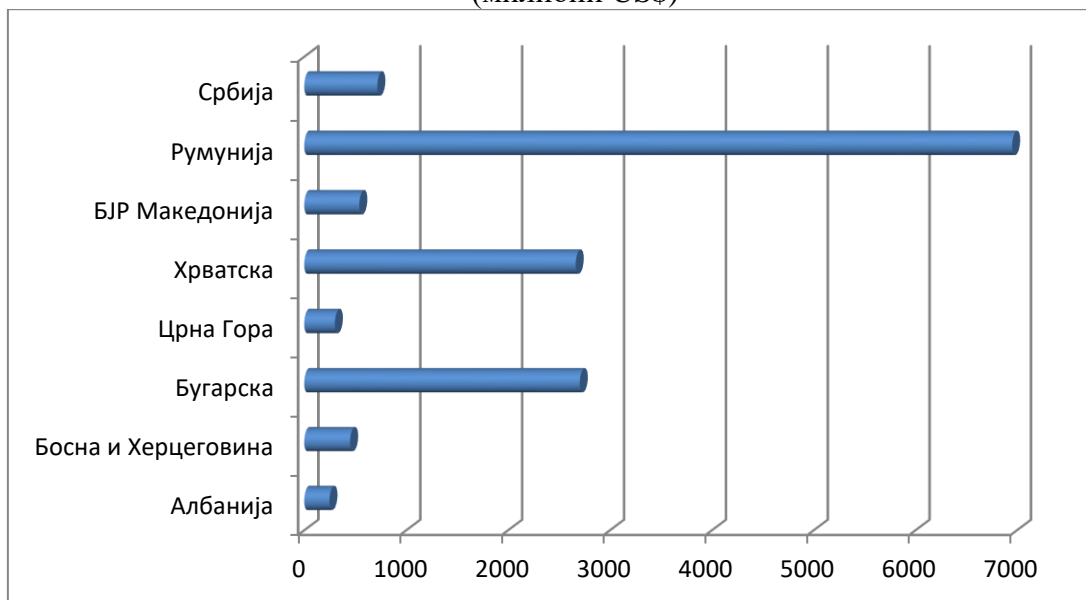
<sup>80</sup> Информације изнете на основу UNCTAD-ове базе података.

<sup>81</sup> За више информација о приливу СДИ после 2000. године и последицама на реалтивно мале економије у транзицији погледати нпр. Живков и аутори (2013).

<sup>82</sup> Румунија и Бугарска постале су чланице ЕУ 2007. године, Хрватска 2013.године, Македонија, Србија и Црна Гора су кандидати за чланство у ЕУ, док су Албанија и Босна и Херцеговина препознате као потенцијални кандидати за чланство у ЕУ. Косово има посебан третман.

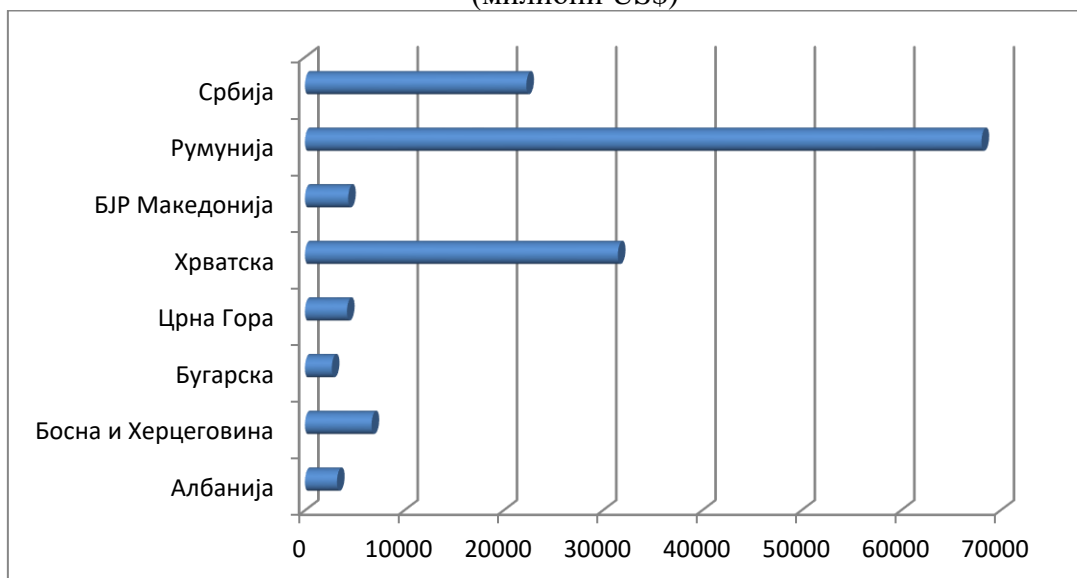
која се везује за регион. Као последица побољшања економске и политичке ситуације од 2000. године у регион југоисточне Европе почињу да пристижу значајнија средства.<sup>83</sup>

Графикон 1: Ниво укупних СДИ 2000. године у регион југоисточне Европе (милиони US\$)



Извор: Аутор на основу UNCTAD-ове базе података

Графикон 2: Ниво укупних СДИ 2010. године у регион југоисточне Европе (милиони US\$)

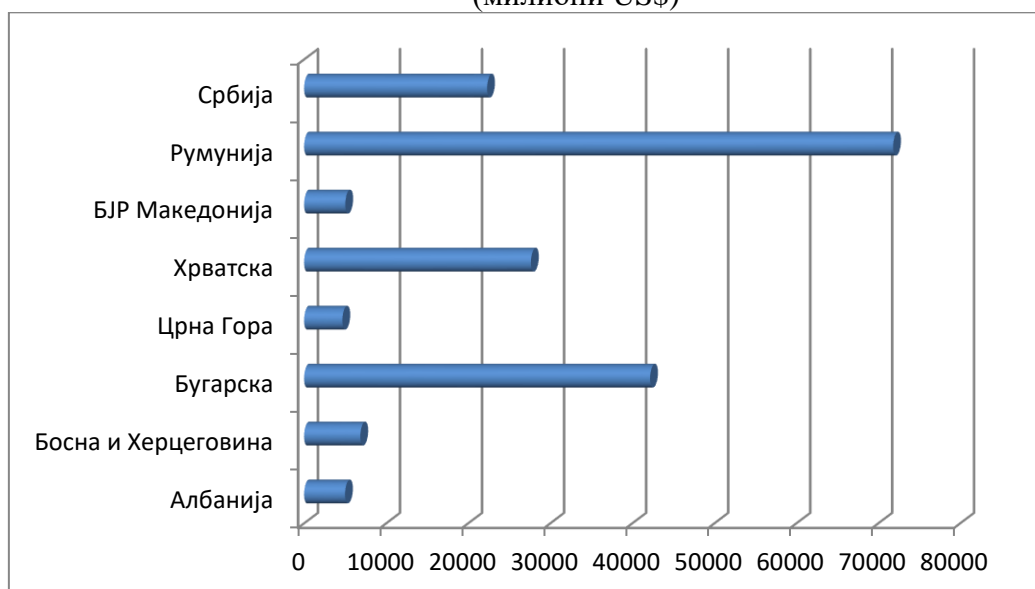


Извор: Аутор на основу UNCTAD-ове базе података

<sup>83</sup> Поређења ради, она чине само трећину од средстава која су у облику прилива СДИ пристигла у земље централне Европе и балтичког региона.

Учешће укупних СДИ 2010. године у посматрани регион износило је 14,7% од укупних СДИ у све земље у транзицији у односу на 2000. годину када је оно износило 9,4%. Овај проценат поприлично је висок и уколико се у обзир узме да земље југоисточне Европе чине 7,7% поменутих земаља. Укупан ниво инвестиција 2010. године у поређењу са 2000. годином значајно је порастао у Босни и Херцеговини (14 пута), БЈР Македонији (8 пута), Хрватској и Румунији (10 пута), Бугарској и Албанији (16 пута), као и Србији (чак 30 пута<sup>84</sup>). И даље најзначајнији прималац средстава остаје Румунија, следе је Бугарска и Хрватска (78% укупних СДИ када се посматра 2010. година) што је видљиво из Графикана 2 на којем је приказан ниво укупних СДИ у регион југоисточне Европе током 2010. године.

Графикон 3: Ниво укупних СДИ 2016. године у регион југоисточне Европе (милиони US\$)



Извор: Аутор на основу UNCTAD-ове базе података

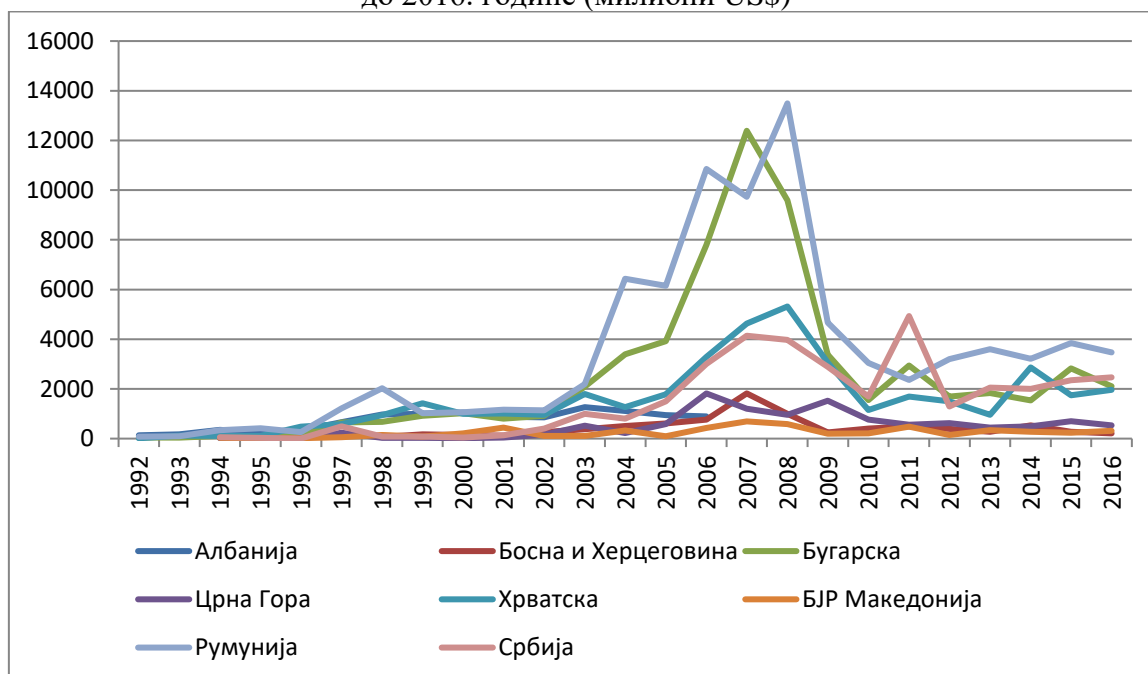
Тренд повећања укупних СДИ у регион југоисточне Европе наставио се и до данашњих дана, али је знатно мањег интензитета, што сведочи и Графикон 3 на којем су представљене укупне СДИ у регион југоисточне Европе. Раст укупног нивоа СДИ у 2016. године у односу на 2010. годину за Албанију износио је 35%, Србију 26%, БЈР Македонију 13%, Црну Гору 9%, Румунију 5%, Босну и Херцеговину само 2%, док је у Бугарској и Хрватској забележен пад укупних СДИ у посматраном периоду у износу од 6% и 12% респективно. Поставља се питање да ли ова чињеница треба да забрине креаторе економске политике у региону.

<sup>84</sup> Приликом тумачења овог податка треба узети у обзир низак ниво базне године (прве године после НАТО бомбардовања Србије).

Иако су земље Западног Балкана успеле да привуку значајна инвестициона средства, њихов удео у укупним токовима СДИ на светском нивоу је занемарљиво мали. У периоду од 1992. године до 2016. године просечно је само 3,21% укупних СДИ био усмерен на земље у транзицији, док је у земље Западног Балкана заједно са Бугарском и Румунијом било усмерено нешто мање од трећине овог износа, односно 31,53%.

И динамика прилива СДИ се у посматраном периоду мењала. Нагли скок настаје 1997. године када су приливи били скоро 3,5 пута већи него годину дана раније. Међутим, након овог повећања, сличне вредности прилива су задржане све до 2003. године. Просечна годишња стопа раста у овом периоду износила је 3,91%. У 2003. години приливи су дуплирани у односу на 2002. годину, а овај тренд раста настављен је све до 2008. године, када је остварена максимална вредност прилива у износу од 36,675 милијарди долара. У овом периоду приливи су расли по просечној стопи од 34,72% годишње. Након 2008. године приметан је нагли пад као последица светске економске и финансијске кризе. Оно што је приметно је да се вредности прилива још увек нису опоравиле о чему сведочи и Графикон 4 на којем су представљени приливи СДИ у регион југоисточне Европе у периоду од 1992. године до 2016. године.

Графикон 4: Ниво прилива СДИ у регион југоисточне Европе у периоду од 1992. до 2016. године (милиони US\$)

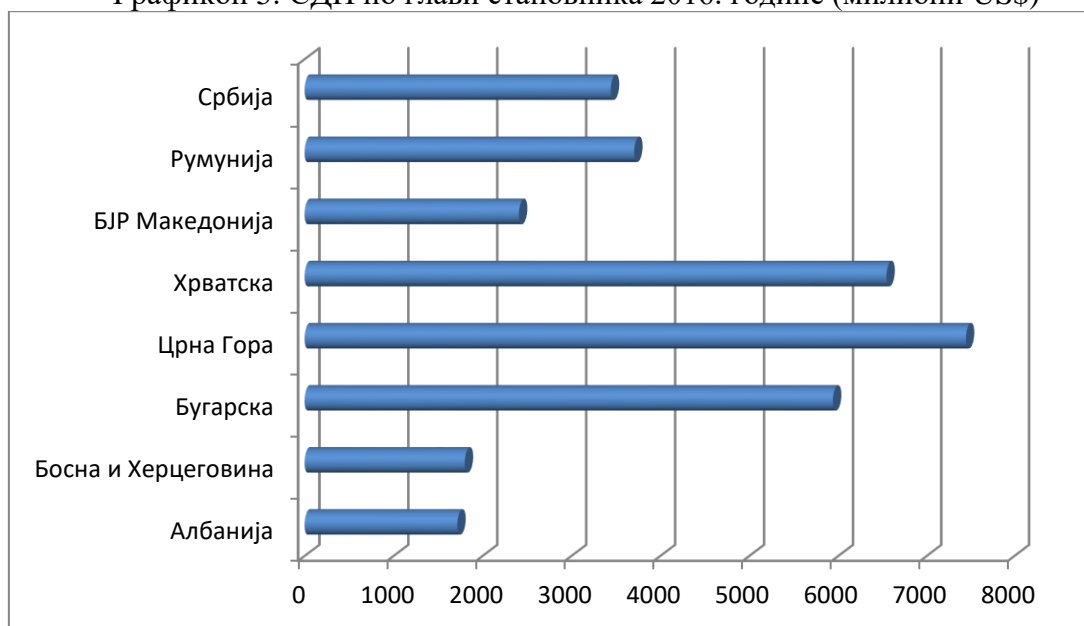


Извор: Аутор на основу UNCTAD-ове базе података

Вредност прилива по земљама била је веома неуједначена. У анализираном периоду Румунија је привукла трећину укупних прилива СДИ, што се делимично

може објаснити величином земље. Поред Румуније, по вредности прилива се истичу Бугарска, Србија и Хрватска. Ове четири земље привукле су 88% укупних прилива СДИ у земље југоисточне Европе. Дакле, Србија заједно са Румунијом, Бугарском и Хрватском остварује највећи прилив СДИ, при чему треба имати у виду чињеницу да су последње три земље чланице Европске уније.

Графикон 5: СДИ по глави становника 2016. године (милиони US\$)



Извор: Аутор на основу UNCTAD-ове базе података

Поредећи вредности прилива у Србији са земљама које нису чланице Европске уније, занимљива је чињеница да је Србија остварила далеко већи прилив СДИ, односно да је вредност прилива СДИ у Србији (око 37 милијарди долара) већа од збира прилива СДИ у свим осталим земаљама које нису чланице Европске уније – Албанији, Босни и Херцеговини, Црној Гори и Македонији (око 30 милијарди долара). Треба напоменути да иако се Црна Гора не истиче по укупном приливу СДИ, она је убедљиво на првом месту када се посматра прилив СДИ по глави становника или када се у обзир узима процентуално учешће прилива СДИ у БДП-у што се може уочити и на основу Графикона 5.

### 3.2.2. Преглед режима девизних курсева у одабраним земљама

Режими девизног курса се разликују у посматраним земљама. Према класификацији Међународног монетарног фонда<sup>85</sup> Естонија, Летонија, Литванија, Словачка и Словенија су ступањем у Европску монетарну унију прихватиле у потпуности пливајући режим девизног курса.

<sup>85</sup> За детаљније информације погледати *IMF Annual report on exchange arrangements and exchange restrictions* (2016).

Босна и Херцеговина и Бугарска су прихватиле валутни одбор (енг. *currency board*), док Црна Гора једностраном одлуком користи евро као сопствену валуту, иако није чланица еврозоне.

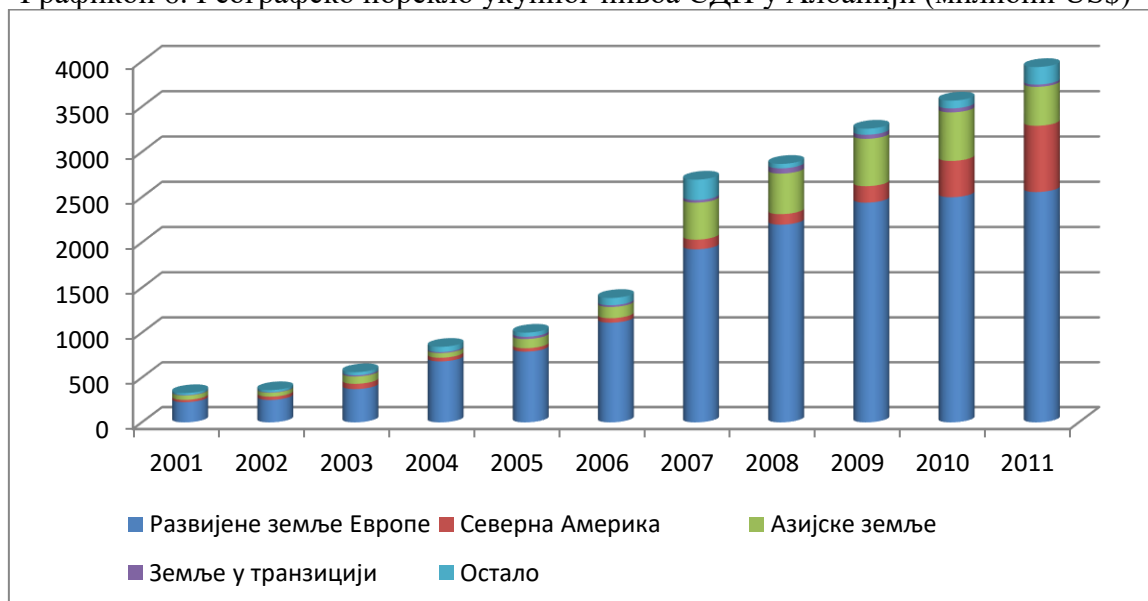
Остале земље су земље са флексибилним девизним режимима, макар *de jure*. *De facto* потпуно пливајући режим девизног курса примењен је само у Пољској, пливајући у Албанији, Мађарској, Румунији и Србији, док су у Чешкој, БЈР Македонији и Хрватској ови режими *de facto* ограничени. Наиме у прве две земље примењени су стабилизациони режими девизног курса (енг. *stabilized arrangements*), а у трећој је на снази пузећи режим девизног курса (енг. *crawl-like arrangement*).

С обзиром да је волатилности реалног девизног курса у посматраним земљама посвећено посебно поглавље, овде неће бити речи о томе.

### 3.2.3. Ниво и структура страних директних инвестиција

Оно што је видљиво из приказаног Графикана 6, на којем је представљено географско порекло укупног нивоа СДИ у Албанији по годинама, је упадљиво велико учешће СДИ из развијених европских земаља. Од европских земаља из којих је капитал уложен у Албанију, подразумевано доминирају земље Европске Уније са константним учешћем око 71% у укупним СДИ у посматраном периоду од 2001. године до 2011. године. Што се појединачних земаља тиче, у Албанију је највише капитала пристигло из Грчке, Италије, Аустрије, Турске и Холандије.

Графикон 6: Географско порекло укупног нивоа СДИ у Албанији (милиони US\$)

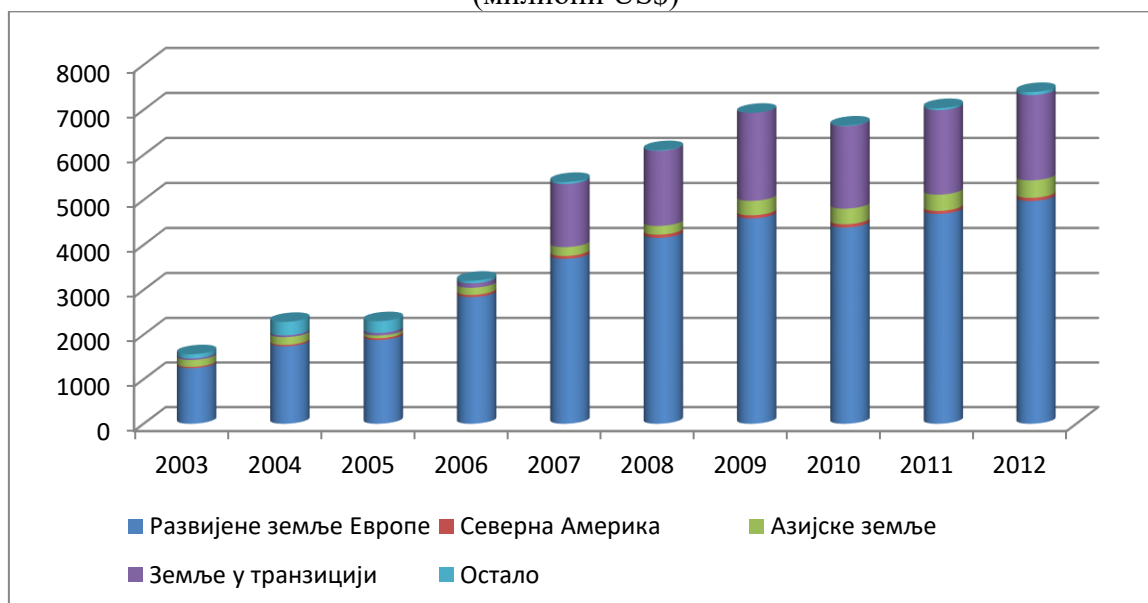


Извор: Аутор на основу UNCTAD-ове базе података



Ситуација у Босни и Херцеговини је слична. И тамо доминирају СДИ из Европске Уније са константно високим учешћем од око 68% у просеку чему сведочи и Графикон 7 на којем је представљено географско порекло укупног нивоа СДИ у Босни и Херцеговини. Појединачне земље ЕУ које су највише капитала уложиле у Босну и Херцеговину су: Аустрија, Словенија, Немачка и у нешто мањој мери Холандија. Запажена су и улагања капитала из Швајцарске, док од осталих земаља вреди споменути Кувајт и Турску. Период посматрања је због доступности података нешто другачији, од 2003. до 2012. године. Оно што је карактеристично за Босну и Херцеговину је релативно велико учешће инвестиција из суседних земаља у транзицији које износи у просеку око 15% у укупним СДИ. Треба напоменути да се нагли скок овог учешћа десио 2007. године и да се од тад држи на релативно високом нивоу, с обзиром да се посматра укупни ниво инвестиција.

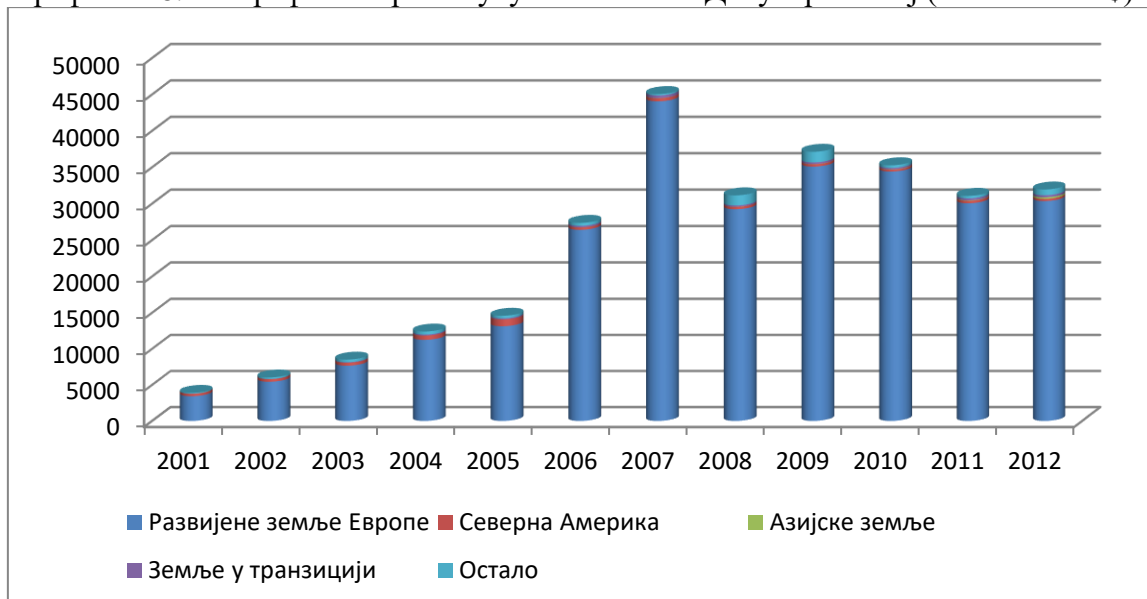
Графикон 7: Географско порекло укупног нивоа СДИ у Босни и Херцеговини (милиони US\$)



Извор: Аутор на основу UNCTAD-ове базе података

Што се тиче ситуације у Хрватској, она је потпуно јасна. Убедљиво највише СДИ потиче из развијених земаља Европе што је видљиво из Графикана 8 на којем је представљено географско порекло укупног нивоа СДИ у Хрватској. И овог пута се земље из Европске уније појављују као највећи улагачи капитала са просечним учешћем око 80% у периоду од 2001. године до 2012. године. Појединачне земље из којих је пристигло највише СДИ су: Аустрија, Немачка, Мађарска, Холандија, Луксембург, Словенија и Велика Британија.

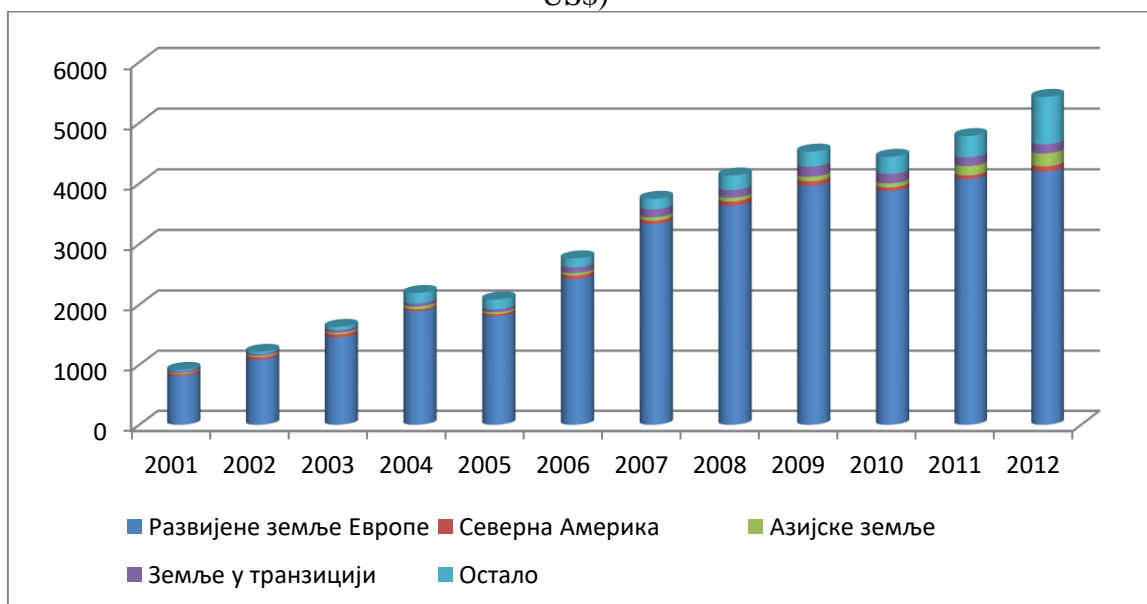
Графикон 8: Географско порекло укупног нивоа СДИ у Хрватској (милиони US\$)



Извор: Аутор на основу UNCTAD-ове базе података

У Бившој Југословенској Републици Македонији највиши ниво СДИ забележен је из развијених земаља Европе, конкретније из земаља Европске уније о чему сведочи и Графикон 9 на којем је представљено географско порекло укупног нивоа СДИ у БЈР Македонију. Земље из којих је пристигло највише инвестиција у периоду од 2001. године до 2012. године су: Холандија, Грчка, Аустрија и Словенија.

Графикон 9: Географско порекло укупног нивоа СДИ у БЈР Македонији (милиони US\$)



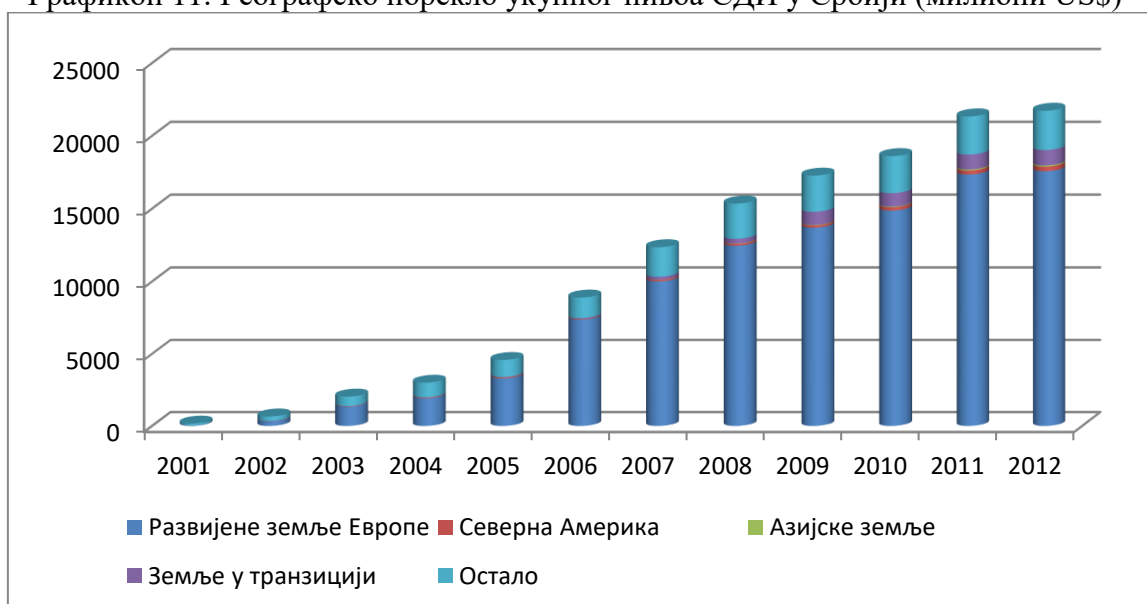
Извор: Аутор на основу UNCTAD-ове базе података

Графикон 10: Географско порекло укупног нивоа СДИ у Црној Гори (милиони US\$)



Извор: Аутор на основу UNCTAD-ове базе података

Графикон 11: Географско порекло укупног нивоа СДИ у Србији (милиони US\$)



Извор: Аутор на основу UNCTAD-ове базе података

За Црну Гору је доступна нешто мања временска серија посматраних података, од 2005. до 2012. године. Према тим подацима такође је највеће учешће развијених земаља у укупном нивоу СДИ, али је оно нешто ниже него код осталих земаља Западног Балкана и износи у просеку 58%. Овај податак видљив је из Графикона 10 на којем је представљено географско порекло укупног нивоа СДИ у Црној Гори Државе из којих потиче већа количина капитала су: Италија, Кипар и

Норвешка. Вреди напоменути да се у Црној Гори запажа релативно високо учешће инвеститора из суседних земаља у транзицији што, није карактеристично за остале земље обухваћене узорком, и оно у просеку износи 20%.

Као и код осталих земаља Западног Балкана, и у Србију је највише страних инвестиција пристигло из развијених земаља Европе. Учешће ове врсте инвестиција у укупним СДИ у посматраном периоду од 2001. године до 2016. године било је у просеку чак 84%, што је јасно видљиво из Графикана 11 на којем је представљено географско порекло укупног нивоа СДИ у Србији. Што се појединачних земаља тиче највише страних инвеститора дошло је из Аустрије, Кипра, Холандије, Грчке и Словеније.

Што се структуре улагања у посматране земље тиче, највише страних директних инвестиција привукла су три сектора: сектор производње, финансијско посредовање и сектор транспорта, инфраструктуре и телекомуникација. У наставку је детаљније образложена структура СДИ по појединим секторима, као и по појединим земљама.<sup>86</sup>

Страни инвеститори су у периоду од 2000. године па све до 2016. године као најатрактивнији сектор у Албанији препознали сектор транспорта, инфраструктуре и телекомуникација (просечно око 38% укупних СДИ), сектор финансијског посредовања (просечно око 33% укупних СДИ) и сектор производње (просечно око 26.5% укупних СДИ). У трговински сектор било је усмерено око 17% укупних СДИ, док су улагања у некретнине чинила око 9% укупних страних улагања у Албанији у посматраном периоду.

У Босни и Херцеговини у посматраном периоду страни инвеститори су највише улагали у сектор финансијског посредовања (просечно око 36% укупних СДИ), затим сектор транспорта, инфраструктуре и телекомуникација (просечно око 33% укупних СДИ), као и сектор производње (просечно око 26% укупних СДИ).

У Хрватској је ситуација нешто другачија него у осталим земљама. Наиме, странци су у посматраном периоду у Хрватској највише улагали у некретнине, што није типично за већину осталих земаља обухваћених узорком, (просечно око 36% укупних СДИ), трговински сектор (просечно око 24% укупних СДИ) и сектор производње (просечно око 23% укупних СДИ).

Сектор производње је сектор који су страни инвеститори препознали као најатрактивнији за улагање капитала у Бившу Југословенску Републику Македонију (просечно око 37% укупних СДИ). Други најатрактивнији био је сектор транспорта, инфраструктуре и телекомуникација (просечно око 29%

<sup>86</sup> За детаљније информације и изворе погледати Додатак 1 – СДИ класификоване према економским активностима.

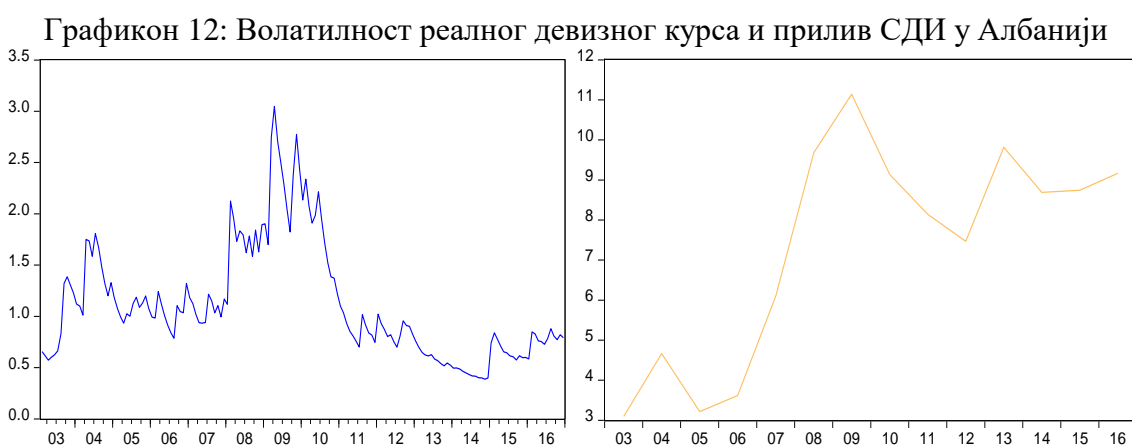
укупних СДИ). На трећем месту, посматрајући атрактивност за стране инвеститоре, био је сектор финансијског посредовања (просечно око 28% укупних СДИ) у посматраном периоду.

Црна Гора је, као и Хрватска, специфична из разлога што су страни инвеститори у ову земљу највише улагали у некретнине (просечно око 43% укупних СДИ), следе сектор финансијског посредовања (просечно око 24% укупних СДИ) и сектор производње (просечно око 23% укупних СДИ).

Србија се „уклапа“ у просек улагања у земље Западног Балкана. Наиме, у посматраном периоду страни инвеститори су највише улагали у сектор финансијског посредовања (просечно око 39% укупних СДИ), сектор производње (просечно око 37% укупних СДИ) и сектор транспорта, инфраструктуре и телекомуникација (просечно око 18% укупних СДИ).

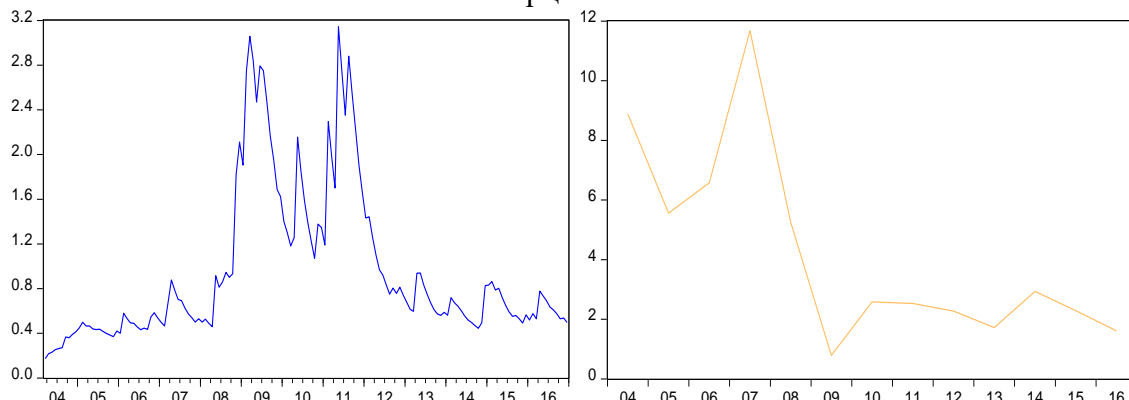
#### 3.2.4. Упоредни приказ волатилности девизног курса и нивоа СДИ у посматраном периоду

Како би се стекао први утисак о утицају волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ у регион југоисточне Европе, ове две величине биће представљене графички посебно за сваку посматрану земљу. Већ је поменуто да је као последица побољшања политичких и економских услова дошло до значајног пораста прилива СДИ у цео регион југоисточне Европе после 2000. године. Стога је на Графиконима 12 до 19 приказан управо период после 2000. године готово све до данашњих дана. Прилив СДИ приказан је као процентуални удео прилива СДИ у бруто друштвеном производу (БДП), док је волатилност реалног девизног курса исказана путем условне варијансе деривираних из генерализованог ауторегресивног модела условне хетероскедастичности, односно из GARCH (1,1) спецификације.



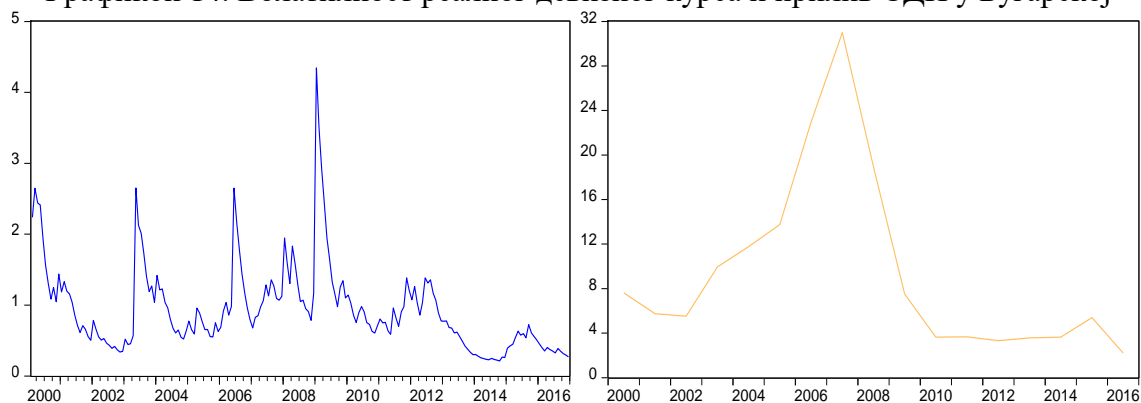
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Условна варијанса израчуната уз помоћ програма EViews

Графикон 13: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Босни и Херцеговини



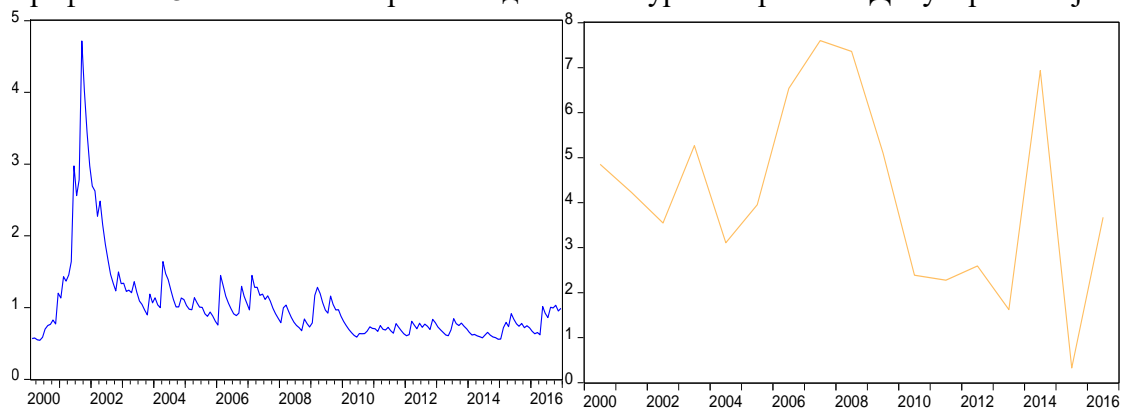
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Условна варијанса израчуната уз помоћ програма EViews

Графикон 14: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Бугарској



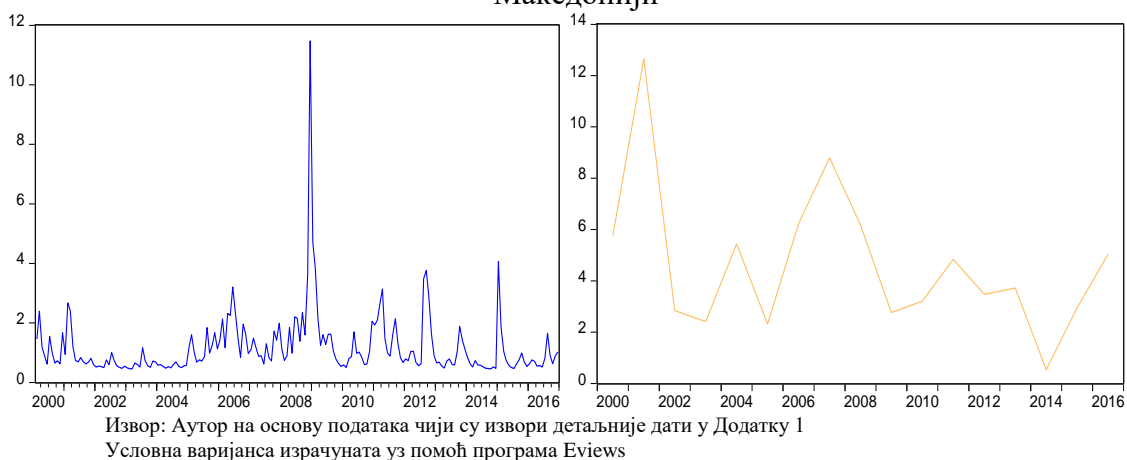
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Условна варијанса израчуната уз помоћ програма EViews

Графикон 15: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Хрватској

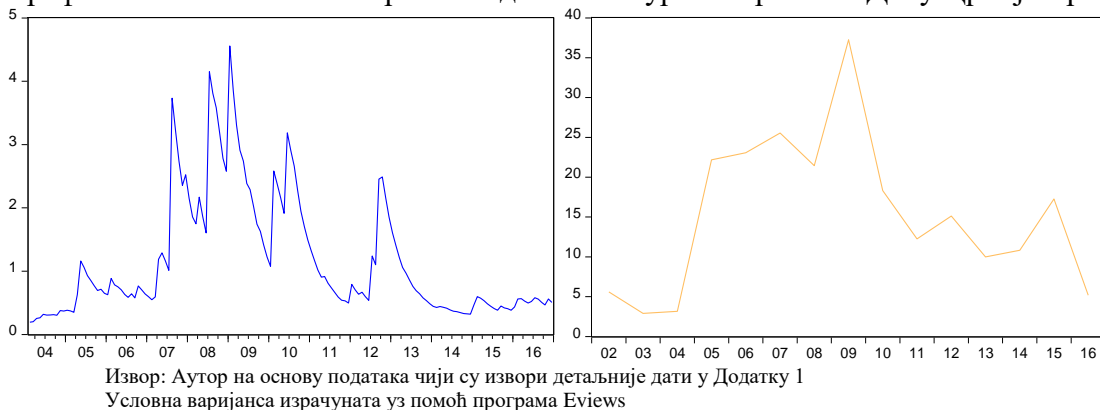


Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Условна варијанса израчуната уз помоћ програма EViews

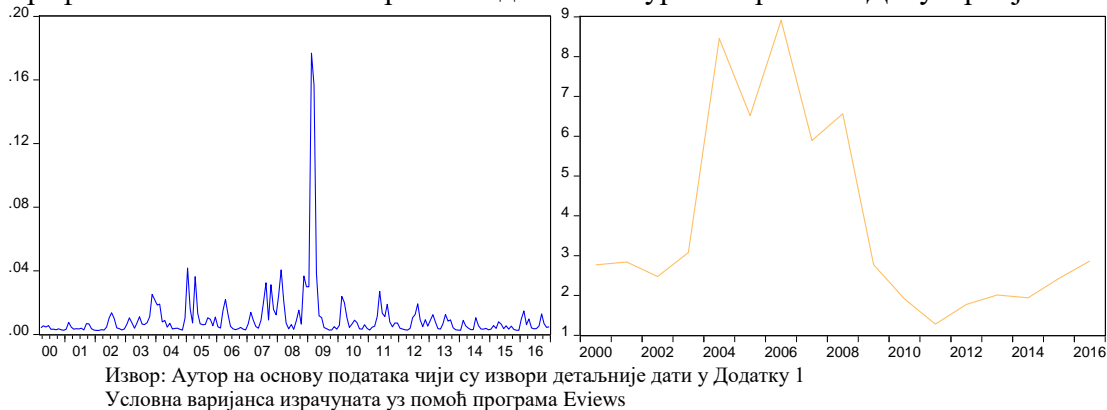
Графикон 16: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у БЈР  
Македонији



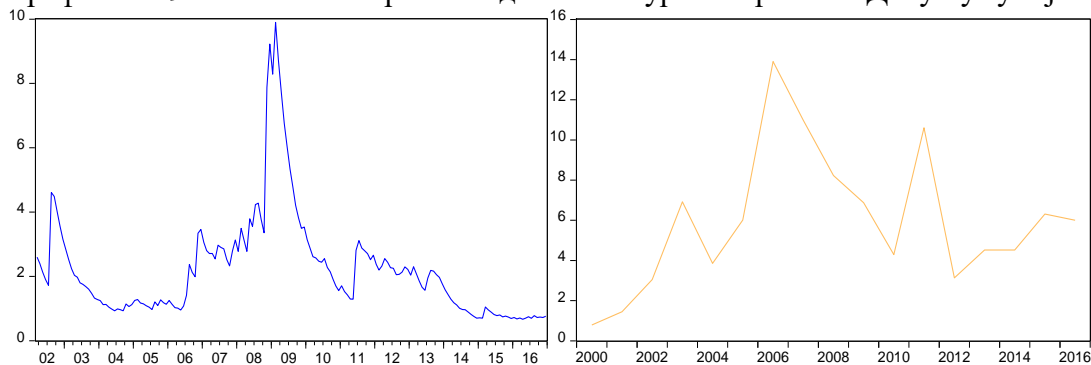
Графикон 17: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Црној Гори



Графикон 18: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Србији



Графикон 19: Волатилност реалног девизног курса и прилив СДИ у Румунији



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Условна варијанса израчуната уз помоћ програма Eviews

На приказаним графицима можемо да уочимо поприлично уједначену волатилност реалног девизног курса и прилива СДИ у већини посматраних земаља. Сходно томе могли бисмо извући иницијални закључак да је утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ, супротно нашој првобитној претпоставци, позитиван. Ипак, овакве закључке никако не треба доносити пребрзо и само на основу визуелне перцепције, већ податке треба подвргнути даљој економетријској анализи. Оно што још треба имати на уму јесте и чињеница да су на графицима представљене вредности условне варијансе деривиране из GARCH (1,1) модела без икакве корекције као мере волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро, док ће у економетријском истраживању пажња бити усмерена на необјашњени део волатилности реалног девизног курса.

### 3.2.5. Негативни ефекат Западног Балкана

У наставку ће бити размотрено питање тзв. негативног ефекта Западног Балкана. Наиме, иако је дошло до веома позитивних помака током 2000-их, многе потенцијалне инвеститоре кованица Западни Балкан и даље асоцира на конфликт и рат, али и на регион погодан за инвестирање.<sup>87</sup> Demekas и аутори (2005) у свом раду закључују да су стварне СДИ у регион Западног Балкана ниже од потенцијалних, док Кекић (2005) закључује да се ниво прилива СДИ у земље Западног Балкана не разликује у односу на остале земље у транзицији.

Vrada и аутори (2006) истражују ефекте транзиције и политичке нестабилности на прилив СДИ у земље централне Европе, балтичке земље и земље Западног Балкана. У случају балканских земаља сукоби и нестабилност смањили су прилив СДИ испод очекиваног нивоа за упоредиве земље западне Европе, а неуспех спроведених реформи и програма стабилизације имао је додатни утицај на

<sup>87</sup> За детаљније информације погледати нпр. Cviic и Sanfey (2010).



смањење СДИ у регион. Једино у случају Албаније, стварни приливи СДИ су много већи од очекиваних.

Estrin и Uvalić (2013) истражују да ли је прилив СДИ у земље Западног Балкана мањи него што би могао бити, узимајући у обзир неке његове карактеристике као што су мање тржиште и већа просторна удаљеност од највећих инвеститора у односу на земље централне и источне Европе. Такође, они у свом раду истражују и да ли је једна од детерминанти прилива СДИ перспектива уласка у Европску унију. На основу добијених резултата, Estrin и Uvalić (2013) закључују да постоји тзв. негативни ефекат Западног Балкана.

## 4. Економетријски оквир истраживања

Познато је да високофреквентне финансијске временске серије, у које се убрајају и серије стопа приноса девизног курса, прате образац тзв. устаљеног понашања. Познавање оваквог обрасца понашања посматраних финансијских серија кључно је за оптималну спецификацију модела, конзистентност и ефикасност његове оцене, као и за његову моћ предвиђања.<sup>88</sup>

### 4.1. Карактеристике високофреквентних временских серија

Још су давних 1960-их година приликом праћења кретања одређених финансијских временских серија истраживачи документовали извесне устаљене обрасце понашања.<sup>89</sup> Због великог броја емпиријских доказа које су истраживачи у међувремену приказали, велики део образаца устаљеног понашања високофреквентних временских серија могу се сматрати карактеристикама високофреквентних временских серија. Најчешће помињане карактеристике високофреквентних временских серија биће нешто детаљније изложене у наставку.

#### 4.1.1. Лептокуртична дистрибуција

Уколико би се расподела, односно емпиријска дистрибуција, стопе приноса одређене високофреквентне временске серије, у овом случају стопе приноса девизног курса, упоредила са нормалном емпиријском расподелом оно што би било јасно видљиво јесу дебели репови (енг. *fat tails*).<sup>90</sup> Постојање дебелих репова сугерише чињеницу да је код стопа приноса високофреквентних временских серија обично присутна висока вредност коефицијента спљоштености (енг. *kurtosis*). Наиме, вредност четвртог момента одређене временске серије, односно коефицијента спљоштености, у случају нормалне расподеле креће се око три. Када се, међутим, посматрају коефицијенти спљоштености стопа приноса високофреквентних временских серија, као што су стопе приноса девизног курса, њихове вредности су обично изнад три.

#### 4.1.2. Груписање волатилности и перзистентност временских серија

Друга карактеристика високофреквентних временских серија односи се на груписање волатилности, што заправо значи да високе и ниске вредности логаритмованих стопа приноса високофреквентних временских серија, каква је и стопа приноса девизног курса, имају тенденцију појављивања у кластерима (енг.

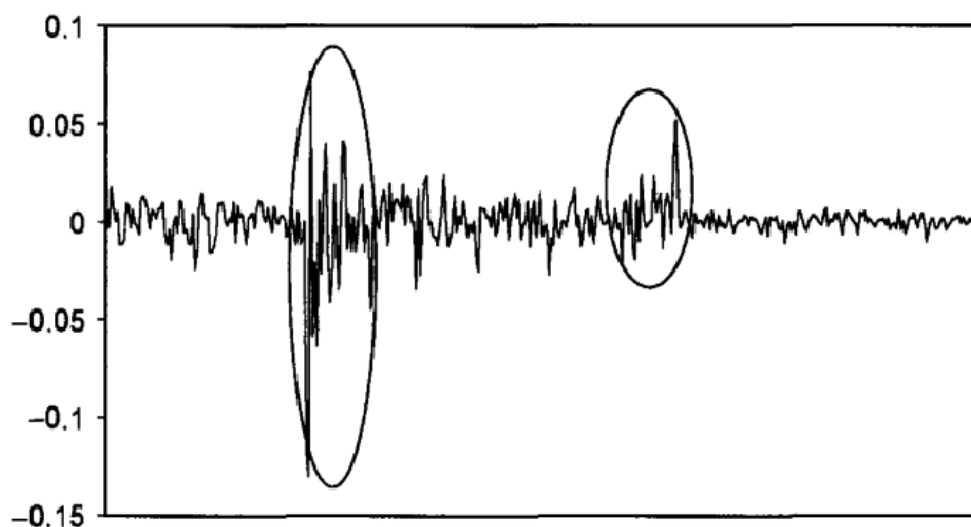
<sup>88</sup> За детаљније информације погледати нпр. Tsay (2005).

<sup>89</sup> За детаљније информације погледати нпр. Mandelbrot (1963) и Fama (1965).

<sup>90</sup> Ову карактеристику стопа приноса високофреквентних временских серија први су у свом раду документовали Mandelbrot (1963) и Fama (1965).

*clusters*), односно групама.<sup>91</sup> Ова карактеристика високофреквентних временских серија приказана је на Слици 3. Као што можемо да видимо на слици, груписање заправо значи да су мале промене вредности стопа приноса посматране високофреквентне временске серије праћене малим променама вредности посматраних серија, док су велике промене праћене великим променама вредности стопа приноса посматране високофреквентне временске серије, у овом случају стопе поврата девизног курса.

Слика 3: Груписање волатилности



Извор: [https://www.researchgate.net/figure/Volatility-Clustering-Phenomenon-of-Financial-Time-Series-Source-Alexander-C-2001\\_fig1\\_302027844](https://www.researchgate.net/figure/Volatility-Clustering-Phenomenon-of-Financial-Time-Series-Source-Alexander-C-2001_fig1_302027844)

У случају да је волатилност посматране високофреквентне временске серије на високом нивоу постоји тенденција да она остане на високом нивоу, док ниска волатилност обично тежи да буде праћена ниским нивоом волатилности посматране високофреквентне временске серије. Груписање волатилности није ништа друго него акумулирање, односно груписање информација. Према мишљењу Engle и Ng (1993) ова чињеница заправо сугерише да и нове информације имају тенденцију груписања, односно да се појављују у кластерима, односно групама.

Овакво понашање стопа приноса високофреквентних временских серија појављује се у мање или више израженом облику из чега произилази да ту постоји тренутна зависност стопа приноса посматране високофреквентне стопе приноса. Другим речима, волатилност је аутокорелисана.

<sup>91</sup> Ову карактеристику први је у свом раду уочио Mandelbrot (1963).

### 4.1.3. Ефекат полуге

На финансијском тржишту уочена је још једна правилност, а то је да су периоди негативних шокова, односно депресијације, обично праћени вишим нивоом волатилности. Ова карактеристика испољава се приликом посматрања процентуалних промена одређених високофреквентних временских серија, међу које спада и стопа поврата девизног курса, и назива се левериц ефекат (енг. *leverage effect*) или ефекат полуге.<sup>92</sup>

Уколико се левериц ефекат не узме у обзир приликом моделовања волатилности одређене високофреквентне временске серије, то може да има импликације на добијене резултате. У оваквим околностима могуће су две ситуације које су представљене на Сликама 4 и 5.

Слика 4: Интеракција стопе поврата и оцењене волатилности



Извор: <http://www.sr-sv.com/modelling-the-relation-between-volatility-and-returns/>

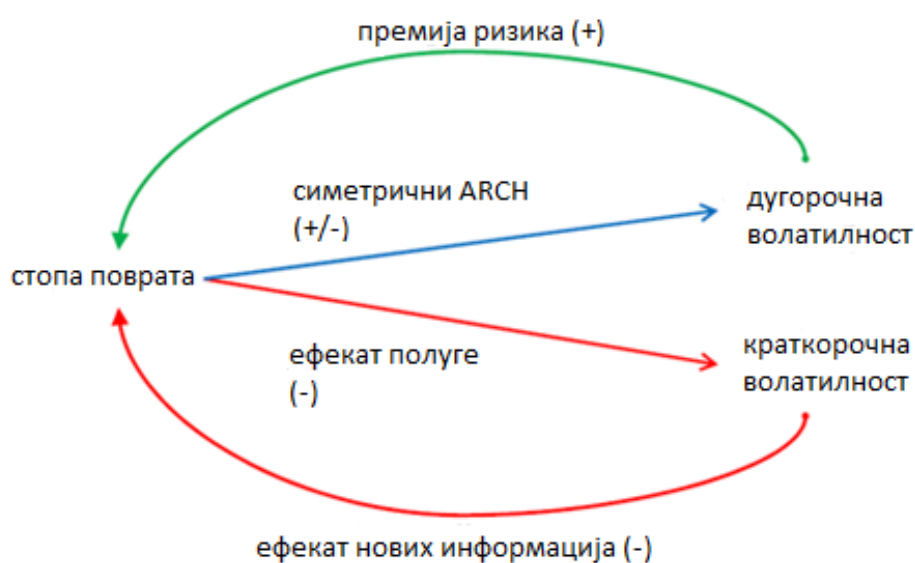
Интеракција стопе поврата и оцењене волатилности путем симетричног ARCH модела који не узима у обзир ефекат полуге (леверица) може бити позитивна и негативна, док је у случају детектованог ефекта леверица интеракција посматраних величина искључиво негативна.

Када се посматра интеракција стопе поврата и волатилности у компонентном моделу, она се раздваја на два дела. Тако настаје интеракција стопе поврата и дугорочне волатилности која у случају оцене симетричним ARCH моделом може

<sup>92</sup> На ову карактеристику стопа приноса високофреквентних временских серија први је у свом раду указао Black (1976) посматрајући стопе приноса на акције.

бити и позитивна и негативна, док интеракција стопе поврата посматране високофреквентне временске серије на краткорочну волатилност остаје искључиво негативна. Ефекат нових информација о краткорочној волатилности сада има негативан ефекат на стопу поврата, док премија ризика има повратан позитиван утицај од дугорочне волатилности ка стопи поврата одређене временске серије.

Слика 5: Интеракција стопе поврата и оцењене волатилности у компонентном моделу



Извор: <http://www.sr-sv.com/modelling-the-relation-between-volatility-and-returns/>

Судећи према резултатима досадашњих студија, кретање цена је у негативној корелацији са волатилношћу. Наиме, детектовани су виши нивои волатилности после негативних шокова, у поређењу са позитивним шоковима истог обима. Black (1976) је детектовану асиметрију означио као левериџ ефекат, односно ефекат полуге. У овом случају негативни шокови подижу ниво очекиване волатилности на тржишту активе у већој мери него што то чине позитивни шокови.

Још једно могуће објашњење уоченог ефекта полуге јесте тзв. хипотеза повратне информације. Наиме, будући да се негативни шок одражава на повећану волатилност на међународном тржишту, повећава се и ризик од држања валуте која је погођена оваквом врстом шока.<sup>93</sup>

<sup>93</sup> За детаљније информације погледати нпр. Longmore и Robinson (2004).

#### 4.1.4. Дуга меморија

У случају стопа приноса високофреквентних временских серија, каква је и стопа приноса девизног курса, волатилност испољава висок ниво перзистентности. У великом броју случајева детектују се понашање веома близу јединичног корена условне варијансе процеса. Ова карактеристика, према мишљењу које су у свом раду изнели Longmore и Robinson (2004), резултира могућношћу моделовања перзистентности посматране високофреквентне серије на два начина, и то:

- (1) путем јединичног корена или
- (2) путем модела који имају дугорочну меморију (енг. *long memory*).

#### 4.1.5. Слично кретање

Уколико се направи упоредна анализа високофреквентних временских серија на различитим финансијским тржиштима, као што је на пример посматрање стопа приноса валута различитих земаља, може се уочити да се велике промене у кретању стопе приноса једне валуте у великој мери поклапају са великим променама у кретању стопе приноса друге посматране валуте (енг. *co-movements in volatility*). Ова карактеристика стопа приноса високофреквентних временских серија указује на важност мултиваријантних модела које је потребно користити приликом моделовања корелације која постоји када се посматрају различита тржишта.

#### 4.1.6. Уобичајени догађаји

Још једна уочена карактеристика стопа приноса високофреквентних временских серија, каква је и је стопа приноса девизног курса, односи се на чињеницу да поједини уобичејени догађаји (енг. *regular events*), као што су празници и викенди, имају утицај на ниво волатилности. Претходна емпиријска истраживања указују да је волатилност стопа приноса девизног курса нижа током викенда и у периоду празника. Једно од потенцијалних објашњења односи се на феномен акумулације информација током викенда и у периоду празника.<sup>94</sup>

## 4.2. Моделовање волатилности

Волатилност девизног курса заправо представља меру флукуација девизног курса. Најчешће коришћене мере волатилности девизног курса у емпиријским студијама су историјска и имплицитна волатилност.

---

<sup>94</sup> За детаљније информације погледати нпр. Theobald и Price (1984); Miller (1988); Abraham и Ikenberry (1994); и Cai и аутори (2006).

#### 4.2.1. Историјска волатилност

Историјска волатилност рачуна се на основу прошлих вредности девизног курса. На пример, уколико доступни високофреквентни подаци на дневном нивоу о нивоу девизног курса, историјска волатилност се може израчунати путем стандардне девијације промена девизног курса на дневном нивоу, а затим и на годишњем. Историјска волатилност пружа добру процену могућих будућих промена у ситуацији када финансијска тржишта нису искусила значајније структурне промене.

#### 4.2.2. Имплицитна волатилност

Имплицитна волатилност је заправо процена будуће волатилности израчунате на основу перцепције о будућим дешавањима на финансијском тржишту. Прецизније, имплицитна волатилност се оцењује из понуђене цене валутне опције по условом да су познате вредности свих других детерминанти цене опције. Основа овакве калкулације је *Black Scholes* модел према коме је цена опције одређена следећим детерминантама: девизним курсом, ценом по којој је могуће извршити опцију, преосталим временом до доспећа опције, каматном стопом која не укључује ризик и волатилност (девизног курса).

Волатилност девизног курса, као и свака друга волатилност финансијских високофреквентних временских серија, реагује као одговор на нове информације. Учесници на девизном тржишту осетљиви су на информације које се тичу евентуалне промене цене једне националне валуте у односу на другу. Најзначајније су промене које се односе на макроекономске перформансе једне економије, јер се ове промене у великој мери рефлектују и на будући ниво девизног курса. Промене у нивоу неизвесности везаној за одређену земљу посебно утичу на одлуке учесника девизног тржишта да задрже или не задрже одређену валуту.

#### 4.2.3. Модел експоненцијално пондерисаних покретних просека (EWMA)

Модел експоненцијално пондерисаних покретних просека (енг. *Exponentially Weighted Moving Average* – EWMA) заправо је нека врста експанзије квантитативног изражавања историјске волатилности, и полази од претпоставке да на волатилност више имају утицаја скорашњи догађаји него они који су се догодили у даљој прошлости. Овај утицај експоненцијално опада сразмерно удаљавању од садашњег тренутка, што имплицира да су опсервацијама ближим садашњем тренутку додељени већи пондери у односу на опсервације из претходног временског периода.

Модел експоненцијално пондерисаних покретних просека може се дефинисати на следећи начин:

$$\sigma_t^2 = (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j (r_{t-j} - \bar{r})^2 \quad (4.1)$$

при чему се  $\sigma_t^2$  односи на варијансу у временском периоду  $t$ ,  $r_{t-j}$  је ознака за посматрану стопу приноса у временском периоду  $t - j$ ,  $\bar{r}$  се односи на просечну вредност посматране стопе приноса, док је  $\lambda$  фактор опадања који одређује којој ће се опсервацији доделити који пондер.

Уобичајене претпоставке модела експоненцијално пондерисаних покретних просека сугеришу да би оптимална вредност фактора опадања,  $\lambda$ , требала да буде око 0,94, док би просечна вредност посматране стопе приноса требала да буде око нуле.

Модел експоненцијално пондерисаних покретних просека је релативно једноставан за рачунање, али су приликом његове примене присутна и нека озбиљна ограничења. Прво ограничење испољава се у ситуацији када је узорак ограничен, а посебно уколико је он релативно мали. Наиме, у таквој ситуацији сума пондера је мања од један. Друго ограничење модела експоненцијално пондерисаних покретних просека испољава се чињеницом да предвиђање будуће волатилности посматране високофреквентне временске серије има тенденцију неусловне варијансе, што је посебно изражено у ситуацијама када се временски хоризонт повећава.

#### 4.2.4. Ауторегресивни модели условне хетероскедастичности

Волатилност представља један од најважнијих концепата у финансијама. У линеарној регресионој анализи, стандардна претпоставка је да је варијанса квадрата грешке константна, односно хомоскедастична,  $\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$ . Међутим, многе временске серије испољавају хетероскедастичност, односно особину код којих варијанса није константна током времена. Како наводи Brooks (2008), линеарно структурирани модели су у немогућности да објасне низ важних особина финансијских временских серија као што су лептокуртична дистрибуција, груписање волатилности и ефекат полуге.

Постоји неколико начина да се моделује волатилност. У досадашњим радовима она је углавном моделована уз помоћ једноставне стандардне девијације (енг. *standard deviation* – SD) или пак уз помоћ условне варијансе деривираних из неке форме ARCH модела. Engle (1982) у свом раду је први пут представио ARCH методологију коју је касније генерализовао Bollerslev (1986) додајући зависну варијаблу са доцњом у једначину условне варијансе. Претпоставке овог модела



много сензитивније обухватају ризик из сваког посматраног периода него што то чини стандардна девијација која даје једнаку тежину корелисаним шоковима и појединачним екстремним вредностима. У ARCH моделу волатилност резидуала директно зависи од претходних вредности квадрата резидуала што се може дефинисати на следећи начин:

$$y_t = c + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} \eta_t \quad \eta_t \sim N(0,1) \quad (4.3)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (4.4)$$

при чему се  $\sigma^2$  односи на варијансу случајне грешке модела  $\varepsilon_t$  која је условљена информацијама које су доступне у временском периоду  $t$ . ARCH(q) процес је дефинисан (4.4) једначином. Израз  $\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} \eta_t$  имплицира да случајна грешка,  $\varepsilon_t$ , зависи од случајне променљиве,  $\eta_t$ , за коју се претпоставља да је независно и идентично дистрибуирана.

ARCH(q) процес ефикасно обухвата груписање волатилности, али се суочава са низом ограничења као што су: непостојање оптималног начина да се одреди број квадрата резидуала са доцњом, претпоставка да позитивни и негативни шокови имају исти утицај на ниво волатилности посматране временске серије, прилично висок ниво рестриктивности, на механички начин описује понашање условне варијансе, прецењивање будућих вредности волатилности, са великим бројем параметара које је потребно оценити, губи могућност практичне примене.

#### 4.2.5. Генерализовани ауторегресивни модел условне хетероскедастичности (GARCH)

У већини скоријих студија које се баве питањем утицаја волатилности девизног курса на ниво инвестиција, за моделовање поменуте волатилности коришћен је управо GARCH модел. Bollerslev (1986) је у свом раду представио следећу форму GARCH (p,q) модела:

$$y_t = c + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t} \eta_t ; \quad \eta_t \sim N(0,1) \quad (4.6)$$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i} \quad (4.7)$$

где је  $\sigma_t$  условна варијанса случајне грешке, а  $\varepsilon_t$  је независно и идентично распоређена са средњом вредношћу 0 и варијансом 1. Као што можемо да видимо условна варијанса GARCH модела зависна је не само од вредности квадрата резидуала са доцњом, него и од своје сопствене вредности са доцњом. У практичној примени  $\varepsilon_t$  се односи на иновације у средњој вредности за одређени стохастички процес  $\{y_t\}$  при чему је:

$$y_t = g(x_{t-1}; \beta) + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

где  $g(x_{t-1}; \beta)$  представља функцију  $x_{t-1}$  које представљају сет информација, док је  $\beta$  параметарски фактор.

Претпоставке добро дефинисаног модела су да сви параметри AR поретка имају не-негативну вредност, односно модел подразумева следеће услове:  $p \geq 0$ ,  $q > 0$ ,  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ , при чему је  $i = 1, \dots, p$ . У практичној примени је веома популаран модел првог реда ( $p = q = 1$ ). Оба коефицијента оцењеног GARCH (1,1) модела и  $\alpha_1$  и  $\beta_1$  не смеју бити негативни и њихов збир не сме да буде већи од 1 чиме се изражава услов стриктне стационарности:

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^p \beta_i < 1 \quad (4.9)$$

Уколико је овај збир ближи нули модел губи моћ предвиђања, док се његовим приближавањем јединици та моћ значајно увећава. Он заправо представља меморију модела.

GARCH модел се састоји од две једначине: (1) једначине средње вредности – ниво приноса посматране временске серије – којом се обликује безусловна варијанса (4.5) и (2) једначине условне варијансе (4.7). Једначина средње вредности може да узме било коју форму ARMA модела, а једини предуслов је да добро препознаје емпиријску серију како би се резидуали  $\varepsilon_t$  из једначине средње вредности могли уградити у једначину условне варијансе.

За оцену GARCH модела користи се техника максималне веродостојности (енг. *maximum likelihood*). Уколико случајне грешке модела нису нормално дистрибуиране или уколико условна дистрибуција није савршено јасна, тада је за оцену GARCH модела погодно користити технику квази максималне веродостојности (енг. *quasi maximum likelihood* – QML).

Основна мањкавост GARCH модела је у томе што претпостављају симетричне ефекте позитивних и негативних шокова на волатилност. Међутим, у литератури

је распрострањено уверење да негативни шокови у временским серијама доводе до веће волатилности од позитивних шокова истог обима.

#### 4.2.6. Компонентни GARCH модел

Интересантна надоградња GARCH је компонентни GARCH, односно CGARCH, представљен у раду Engle и Lee (1999). Компоненти GARCH је модификовани GARCH уз помоћ премештања константне средње вредности ( $\bar{w}$ ):

$$\sigma_t = \bar{w} + \alpha_1(\varepsilon_{t-1}^2 - \bar{w}) + \beta_1(\sigma_{t-1} - \bar{w}) \quad (4.10)$$

Компонентни GARCH дозвољава преусмеравање варијабилне средње вредности  $q_t$  користећи ауторегресивни термин  $\rho$  моделован на следећи начин:

$$\sigma_t - q_t = \bar{w} + \alpha_1(\varepsilon_{t-1}^2 - \bar{w}) + \beta_1(\sigma_{t-1} - \bar{w}) \quad (4.11)$$

$$q_t = \alpha_0 + \rho(q_{t-1} - \alpha_0) + \varphi(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}) \quad (4.12)$$

Једначином (4.11) се дефинише привремена компонента ( $\sigma_t - q_t$ ), док се једначином (4.12) дефинише стална компонента.

Када је  $0 < (\alpha_1 + \beta_1) < 1$  краткорочна волатилност посматране високофреквентне временске серије конвергира средњој вредности 0. У ситуацији када је  $0 < \rho < 1$  дугорочна волатилност посматране високофреквентне временске серије конвергира средњој вредности  $\alpha_0 / (1 - \rho)$ .

С обзиром да је дугорочна волатилност посматране високофреквентне временске серије перзистентнија од краткорочне волатилности, формирана је и следећа претпоставка  $0 < (\alpha_1 + \beta_1) < \rho < 1$ . Како би се искључила негативна варијанса, довољан је услов да су  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$  и  $\alpha_0$  позитивне вредности и да  $\beta_1 > \varphi > 0$ .

Основни недостатак CGARCH модела је у томе што, као и GARCH модели, претпостављају симетричне ефекте позитивних и негативних шокова на волатилност, што у пракси често није случај. Када су у питању серије приноса, асиметрично реаговање се приписује тзв. левериџ ефекту. Због тога су у литератури формулисани бројни асиметрични GARCH модели. Један од њих је експоненцијални GARCH модел који ће такође бити примењен и детаљније образложен у наставку.

#### 4.2.7. Експоненцијални GARCH модел

Експоненцијални GARCH модел први пут је у свом раду образложио Nelson (1991). Његова намера била је да уклони два битна проблема са којима се суочава традиционални GARCH модел. Први проблем односи се на адекватни обухват левериџ ефекта, односно ефекта полуге, док је други проблем повезан са неопходношћу да се услов позитивности оцењених параметара у моделу не прекрши, што је у пракси понекад случај кад су у питању традиционални GARCH модели. Експоненцијални GARCH модел омогућава тестирање постојања асиметрије у посматраним високофреквентним временским серијама и има следећу спецификацију:

$$\ln \sigma_t = w + \beta \ln \sigma_{t-1} + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| \quad (4.13)$$

где је  $w$  константа, односно дугорочна средња вредност, параметар  $\alpha$  означава GARCH ефекат, параметар  $\beta$  мери перзистентност условне волатилности без обзира на то шта се дешава на тржишту, док параметар  $\gamma$  мери асиметрију или левериџ ефекат.

Условна варијанса експоненцијалног GARCH модела је логаритмована што осигурава њену позитивност, а последично и позитивност оцењених параметара. Другим речима, у једначини (4.13) постоји експоненцијални левериџ ефекат чиме се гарантује да ће прогноза условне варијансе бити не-негативна.

Експоненцијални GARCH модел описује однос између шокова из прошлости и логаритмоване вредности условне варијансе. Негативни шокови утичу  $\alpha - \gamma$  на логаритмовану вредност условне варијансе, док позитивни шокови утичу  $\alpha + \gamma$  на логаритмовану вредност условне варијансе. У случају да је  $\gamma = 0$  модел је симетричан, односно позитивни и негативни шокови подједнако делују на логаритмовану вредност условне варијансе. Када је  $\gamma < 0$  позитивне вести са тржишта генеришу мању волатилност него негативни шокови. Уколико је  $\gamma > 0$  позитивни шокови имају већи утицај на волатилност него негативни шокови истог обима.

#### 4.3. Питање спецификације модела

Питање спецификације модела је веома значајно приликом проучавања утицаја волатилности девизног курса на прилив СДИ, јер од адекватне спецификације модела у великој мери зависи и ефикасност и конзистентност добијених оцена. С тим у вези, у наставку ће бити објашњени модели који су најчешће коришћени у досадашњим емпиријским истраживањима поменутог односа.

#### 4.3.1. Модели стопе ризика – *Hazard rate* модели

*Hazard rate* модели или модели стопе ризика су веома често коришћени приликом анализирања утицаја волатилности девизног курса на време (енг. *timing*) инвестирања. Предност ове врсте модела огледа се у чињеници да они на веома добар начин обухватају неке од основних претпоставки теоријског модела који претпоставља аверзију инвеститора према ризику. У моделима стопе ризика, посматрања су дефинисана као временски појмови између почетног датума који се означава као датум када се створила могућност инвестирања и датума када је инвестиција извршена. Зависна варијабла на овај начин дефинисаног модела је стопа ризика (енг. *hazard rate*), односно она означава вероватноћу инвестирања у посматраном периоду.

Сох пропорционални модел стопе ризика је полу-параметрички модел који се често користи у емпиријским истраживањима. Условна вероватноћа да ће се инвестирати у периоду  $t + \Delta t$ , обзиром да се није инвестирало у периоду  $t$ , оцењује се као функција временски условљених коваријација између њих и мере волатилности девизног курса. Модел претпоставља пропорционалност.<sup>95</sup> Следећа претпоставка сугерише да је ефекат коваријансе лог-линеаран, а да је основни ризик идентичан за све потенцијалне инвеститоре.

Један од основних проблема у вези са овим моделом је прикупљање података о временском одлагању инвестиција, а веома је тешко одредити и тачан датум када се створила могућност за инвестирање.

#### 4.3.2. Квалитативна зависна варијабла и *count data* модели

У ситуацији када су расположиви подаци ограничени, могуће је дефинисати скуп података у коме се разматрају домаће у односу на инвестиције у иностранству који се деривирају из историјских података. Овај тип модела може бити користан тамо где постоје историјски подаци о нивоу инвестирања, али је и даље веома тешко одредити датум почетка могућности за инвестирање. Urata и Kawai (2000) користе *logit* модел приликом анализе локације за инвестирање јапанских производних фирми. Аутори су установили позитивну везу између депресијације валуте земље домаћина и прилива СДИ, док је веза између волатилности девизног курса и прилива СДИ негативна.

Контроверзна питања везана за овај тип модела односе се на одговарајућу спецификацију модела и могуће присуство временске СДИ међузависности. Самра (1993) истражује детерминанте прилива СДИ у Сједињене Америчке

<sup>95</sup> Мултипликовани однос између основних ризика и коваријансе.

Државе користећи Tobit модел и открива да очекивана апresiasiја долара повећава ниво прилива СДИ, док виши ниво волатилности смањује ниво СДИ.

Tomlin (2000) је међутим критиковао употребу Tobit модела за бројиве податке. Tomlin анализира сензитивност добијених резултата у односу на спецификацију зависне променљиве, проучавајући тзв. *count data* модел (енг. *zero inflated Poisson* (ZIP) и Tobit модел. Аутор закључује да су резултати другачији, односно да су зависни у односу на спецификацију модела, док грешке настају због лоше спецификације података са континуелном расподелом.

Alba и аутори (2010) критикује стандардни ZIP модел уводећи идеју међузависности СДИ у времену. Аутори су користили Markov ZIP (MZIP) модел на панел подацима приликом анализирања прилива СДИ у Сједињене Америчке Државе. Идеја међузависности је повезана са погодностима окружења за СДИ која узима у обзир неке немерљиве факторе као што су конкурентност, услови под којима се реализују домаће инвестиције и интеракције ривала на тржиштима у различитим државама. Међузависност у MZIP моделу карактеристична је постојању и земаља са повољним и земаља са неповољним инвестиционим окружењем. Аутори су анализирали међузависност упоређујући карактеристике ZIP и MZIP модела, закључујући да се добијени резултати разликују.

#### 4.3.3. *Single equation* модели временских серија

Већина радова који користе *single equation* моделе, или моделе са једном једначином, као основу узимају рад Froot и Stein (1991) који предлажу коришћење регресије у којој се као зависна променљива користи агрегирани ниво прилива СДИ као процента БДП-а, док су као независне променљиве у модел уведени девизни курс и променљива тренда.

Очигледан проблем који настаје из на овај начин поједностављене регресије јесте недостатак контроле. Већина аутора покушава да у моделе укључи неки елемент контрола. У литератури се предлаже широк спектар контролних елемената чиме се поставља и ново питање какав ће ефекат скуп тако одабраних контролних елемената имати на добијене резултате.

#### 4.3.4. Панел модели

Подаци који садрже временску и просторну компоненту неке варијабле називају се панел подаци. Панел анализа, као економетријска техника, постала је неизоставни део емпиријског дела научних истраживања. Да би се оформила база податка потребна за панел анализу, морају се прикупити подаци о јединицама посматрања (појединцима, предузећима, градовима, државама и сл.) кроз време.

Основни панел модел може се написати у следећем облику:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}'\beta + u_{it} \quad (4.14)$$

за свако  $i = 1, \dots, N$  и  $t = 1, \dots, T$

при чему  $i$  означава индивидуалне јединице посматрања (просторну димензију), док је  $t$  ознака за време (временску димензију).  $\alpha$  је ознака за скалар  $\beta$  је  $K \times 1$  и  $X_{it}$  је  $i$   $t$ -а опсервација од  $K$  објашњавајућих варијабли. Код већине панел модела грешка модела је дефинисана на следећи начин:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (4.15)$$

при чему  $\mu_i$  означава неопажене индивидуалне специфичне ефекте а  $v_{it}$  означава остатак грешке модела.

Коришћење панел података има предности у односу на коришћење класичних серија упоредних података или коришћење временских серија. Један од основних разлога за њихову све већу употребу у емпиријском научном истраживању јесте чињеница да се путем панел података значајно повећава величина узорка и омогућава анализа која иначе не би била могућа, односно извлачи се максимум информација из ограниченог броја опсервација по јединици посматрања у датом периоду, чиме се максимизира број степени слободе у узорку и обезбеђује већа ефикасност добијених оцена параметара модела уз мање рестриктивне претпоставке.

Још једна од предности употребе панел модела у економетријској анализи према Baltagi (2005) огледа се у чињеници да су индивидуалне јединице посматрања међусобно хетерогене чиме се омогућава контрола индивидуалне хетерогености. Анализа само временске или само просторне компоненте не обезбеђује контролу ове врсте хетерогености чиме се ствара потенцијални ризик од добијања неконзистентних оцена.

Панел анализа обезбеђује и анализу ефеката великог броја променљивих које нису експлицитно укључене у модел, захваљујући чињеници да омогућавају разликовање временских<sup>96</sup> и индивидуалних ефеката<sup>97</sup> из модела изостављених променљивих, на осцилације у зависној променљивој регресионог модела.

---

<sup>96</sup> Временски ефекти, из модела изостављених променљивих, јесу ефекти променљивих који имају константне вредности за све јединице посматрања у  $t$ -том периоду, али се њихове вредности разликују по временским периодима. Ове променљиве су индивидуално инваријантне.

<sup>97</sup> Индивидуални ефекти су ефекти изостављених променљивих које узимају константне вредности током времена, али се разликују између јединица посматрања. За ове променљиве се каже да су временски инваријантне.

Baltagi (2005) наводи да се панел анализом смањује и ниво корелације између независних променљивих модела и променљивих које нису експлицитно укључене у модел већ су обухваћене случајном грешком модела. Уз помоћ панел анализе могуће је и дефинирање и тестирање компликованијих економетријских модела, а коришћењем панел података смањује се и проблем мултиколинеарности.<sup>98</sup>

Baltagi (2005) указује и недостатке који се јављају приликом коришћења панел података, као што је на пример проблем агрегације и јединица мере, односно упоредивости података. Агрегација може бити просторна и током времена и може резултирати пристрасношћу у оцени параметара. С друге стране, услед другачијег обухвата јединица и временских периода може доћи до компликација и грешака, због чега је нужно водити рачуна о прецизном дефинисању јединице мере, као и о димензијама у којима су подаци изражени. Од проблема који се још појављују приликом коришћења панел података треба издвојити и оне који се огледају у краткој временској компоненти јединица посматрања,<sup>99</sup> као и зависност која постоји између индивидуалних јединица посматрања (енг. *cross-section dependence*).

Према критеријуму расположивости података разликујемо балансиране и небалансиране панел податке. Ако су за сваку јединицу посматрања у сваком периоду времена, за све варијабле, потребни подаци доступни – панел је балансиран, док се за панел податке каже да су небалансирани у случају да за било коју јединицу посматрања недостаје податак за било коју варијаблу у било ком периоду времена. Недостајући подаци стварају нови проблем, а то је проблем коришћења стандардних економетријских метода анализе. Још једна подела панел података извршена је на основу тзв. зависности од зависне варијабле. Према том критеријуму разликују се статички и динамички панел модели који ће детаљније бити објашњени у тексту који следи.

#### 4.3.4.1. Статички панел модели

Обједињени панел модел најмањих квадрата (енгл. *pooled ordinary least squares – pooled OLS*) је најједноставнији панел модел, а може се дефинисати на следећи начин:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot x_{it1} + \beta_2 \cdot x_{it2} + \dots + \beta_k \cdot x_{itk} + \varepsilon_{it} \quad (4.16)$$

за свако  $i = 1, \dots, N$  и  $t = 1, \dots, T$

<sup>98</sup> У случају да су две варијабле исте јединице посматрања снажно корелисане, док корелација није изражена између других јединица посматрања, та корелација губи значајност.

<sup>99</sup> Имајући на уму да обично узимају у обзир годишње мере.



при чему  $N$  представља број јединица посматрања,  $T$  је број посматраних временских периода,  $x_{ik}$ ,  $k = 1, \dots, K$  означава вредност  $k$ -те независне, односно објашњавајуће променљиве,  $i$ -те јединице посматрања у периоду  $t$ . Параметар  $\alpha$  означава константни члан који је једнак за све јединице посматрања и не мења се протоком времена,  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  представљају параметре које је неопходно оценити, док је  $\varepsilon_{it}$  грешка модела  $i$ -те јединице посматрања у временском периоду  $t$ . Претпоставка је да су  $\varepsilon_{it}$  независно и идентично дистрибуиране случајне променљиве по јединицама посматрања и у времену, са средином 0 и варијансом  $\sigma_\varepsilon^2$ . Као додатна претпоставка наводи се да су све независне променљиве  $x_{it}$  независне у односу на грешку модела,  $\varepsilon_{it}$ , за све  $i, t, k$ .

Како метода најмањих квадрата не би дала непристрасне, конзистентне и ефикасне оцене нужно је испунити следеће услове:

$$IID(0, \sigma_\varepsilon^2), Cov(y_{it}, y_{js}) = Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js}) = 0$$

$$\forall i, j = 1, 2, \dots, N, \forall t, s = 1, 2, \dots, T, t \neq s$$

$$E(x_{it}\varepsilon_{it}) = 0$$

Обједињени панел модел најмањих квадрата веома једноставан, али се у исто време суочава и са највећим бројем ограничења. Наиме, у овако дефинисаном моделу готово је ирационално претпоставити међусобну некорелисаност грешака модела и независних променљивих што даље води прострасним и неконзистентним оценама.

Стандардне грешке код обједињеног панел модела најмањих квадрата су потцењене, узимајући у обзир чињеницу да занемарују позитивну корелацију између јединица посматрања, односно  $t$ -вредности су прецењене, а  $p$ -вредности, односно вредности вероватноће, су потцењене, што би даље резултирало чињеницом да се неке објашњавајуће варијабле могу чинити статистички значајним, иако то нису. Обједињени панел модел најмањих квадрата може послужити као добра основа за даљу панел анализу, а из њега се трансформацијом могу добити напреднији модели.

Обједињени панел модел најмањих квадрата могуће је трансформисати на начин да се израчуна просечна вредност сваке јединице посматрања:

$$\bar{y}_i = \frac{\sum_{t=1}^T y_{it}}{T}, \bar{x}_{ik} = \frac{\sum_{t=1}^T x_{itk}}{T}, \bar{\varepsilon}_i = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}}{T} \quad (4.17)$$

за свако  $i = 1, \dots, N$  и  $k = 1, \dots, K$

при чему се  $\bar{y}_i$  односи на просечну вредност зависне променљиве  $i$ -те јединице посматрања,  $\bar{x}_{ik}$  се односи на просечну вредност  $k$ -те независне променљиве  $i$ -те јединице посматрања, а  $\bar{\varepsilon}_i$  означава просечну вредност грешке модела  $i$ -те јединице посматрања.

Укључивањем тако добијених вредности у једначину обједињеног панел модела најмањих квадрата у трансформисани модел добија се:

$$\bar{y}_i = \alpha + \beta_1 \cdot \bar{x}_{i1} + \beta_2 \cdot \bar{x}_{i2} + \dots + \beta_k \cdot \bar{x}_{ik} + \bar{\varepsilon}_i \quad (4.18)$$

за свако  $i = 1, \dots, N$

Овакав модел назива се Модел између јединица посматрања (енг. *between model*). Иако су оцене овог модела конзистентне, оне нису ефикасне, имајући на уму чињеницу да се упросечавањем података губи временска компонента, те оцене параметара нису реалне. И овај модел, као и претходни, може послужити као добра основа за даљу панел анализу.

Модел са фиксним ефектима је једноставан линеарни модел у коме се константни члан не мења протоком времена, али се мења са сваком јединицом посматрања. Baltagi (2005) наводи да је у овом случају претпоставка је да је фиксни параметар део грешке модела који је потребно оценити, док је преостали део грешке модела независно и идентично распоређен  $IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

Модел је могуће дефинисати следећом једначином:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 \cdot x_{it1} + \beta_2 \cdot x_{it2} + \dots + \beta_k \cdot x_{itk} + \varepsilon_{it} \quad (4.19)$$

за свако  $i = 1, \dots, N$  и  $t = 1, \dots, T$

при чему се  $N$  односи на број јединица посматрања,  $T$  представља број временских периода посматрања,  $x_{itk}$ ,  $k = 1, \dots, K$  означава вредност  $k$ -те независне променљиве  $i$ -те јединице посматрања у времену  $t$ . Параметар  $\alpha_i$  је ознака за константни члан који се не мења протоком времена, али је различит за сваку јединицу посматрања, док су  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  параметри које треба оценити.  $\varepsilon_{it}$  је грешка модела  $i$ -те јединице посматрања у времену  $t$  при чему се претпоставља да су  $\varepsilon_{it}$  независно и идентично распоређене случајне променљиве сваке јединице посматрања у посматраном временском периоду са средином 0 и варијансом  $\sigma_\varepsilon^2$ .

Као додатна претпоставка наводи се да су све објашњавајуће променљиве  $x_{it}$  независне у односу на грешку модела  $\varepsilon_{it}$  за све  $i, t, k$ .

Модел са фиксним ефектима се може формулисати и уз помоћ вештачких променљивих на следећи начин:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^N \alpha_j \cdot d_{ij} + \beta_1 \cdot x_{it2} + \dots + \beta_k \cdot x_{itk} + \varepsilon_{it} \quad (4.20)$$

за свако  $i = 1, \dots, N$  и  $t = 1, \dots, T$

при чему  $d_{ij} = 1$  ако је  $i = j$ , док је у свим осталим случајевима  $d_{ij} = 0$ . На основу формуле се закључује да је за оцену модела са фиксним ефектима потребно оценити  $N$  параметара  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$  уз  $N$  вештачких променљивих.

За  $t$ -ту јединицу посматрања модел са фиксним ефектима се може записати и у следећем облику:

$$y_i = \alpha_{i1} j_T + \beta_{\bullet} x_{\bullet i} + \varepsilon_i \quad (4.21)$$

за свако  $i = 1, \dots, N$

при чему је  $y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})' T \times 1$  вектор зависне променљиве,  $j_T = (1, 1, \dots, 1)$  јединични вектор ( $T \times 1$ );  $x_{\bullet i} = (x_{2i}, \dots, x_{ki})$  матрица независних променљивих  $i$ -те јединице посматрања димензије  $T \times (K-1)$  а  $x_{ki} = (x_{ki1}, x_{ki2}, \dots, x_{kiT})'$ ;  $\beta_{\bullet} = (\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_k)'$  је  $(K-1) \times 1$  вектор непознатих регресионих параметара уз независне променљиве и  $\varepsilon_i$  је  $(T \times 1)$  вектор случајних грешака.

Модел са фиксним ефектима за податке свих  $N$  јединица посматрања се може записати у следећој форми:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} j_T & 0 & \dots & 0 & x_{\bullet 1} \\ 0 & j_T & \dots & 0 & x_{\bullet 2} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \dots & j_T & x_{\bullet N} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{i1} \\ \alpha_{i2} \\ \dots \\ \alpha_{iN} \\ \beta_{\bullet} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \dots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix} \quad (4.22)$$

односно:



- 2) независне променљиве су независне од случајне грешке и нестохастичке су, тако да је матрица  $[I_N \otimes j_T x.]$  ранга  $NT \times (N + K - 1)$ ; то подразумева да је  $NT > N + K - 1$  (ако је  $N$  велико и  $T \geq 2$ ). Иста претпоставка захтева да колоне матрице  $x.$  буду линеарно независне од колоне матрице  $I_N \otimes j$  што је испуњено ако матрице  $x_{.i}$  не садрже слободни члан, нити временске инваријантне променљиве, односно индивидуалне ефекте. Под наведеним претпоставкама, утицаји временских инваријантних променљивих обухваћени су слободним чланом.

Својства оцена добијених путем методе са фиксним ефектима се мењају у складу са величином узорка тј. у зависности од временског периода и броја јединица посматрања обухваћених узорком. Када број посматраних временских периода тежи бесконачности  $T \rightarrow \infty$ , оцена добијена путем методе са фиксним ефектима за сваку јединицу посматрања постаје конзистентна. Ако је број посматраних временских периода  $T$  фиксан, док број посматраних јединица тежи бесконачности  $N \rightarrow \infty$ , оцене параметара  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_N$  постају конзистентне.

Оно што је интересантно, а што на овом месту вреди споменути јесте и чињеница да повећање броја јединица посматрања не доводи до побољшања својстава оцена параметара  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N$ . Наиме, увођењем нових јединица у узорак, без додавања нових периода посматрања, неће се добити ефикаснија оцена фиксног ефекта за сваку јединицу посматрања.

Модел са случајним ефектима подразумева једноставни линеарни модел у којем важе претпоставке да су јединице посматрања одабране на случајан начин те да су разлике између јединица посматрања случајне. У складу са тим, модел са случајним ефектима може се исказати у следећем облику:

$$y_{it} = \mu + \beta_1 \cdot x_{it1} + \beta_2 \cdot x_{it2} + \dots + \beta_{k1} \cdot x_{itk} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4.25)$$

за свако  $i = 1, \dots, N$  и  $t = 1, \dots, T$

при чему се  $\mu$  односи на заједнички константни члан за све јединице посматрања, а  $\alpha_i$  означава случајни ефекат за сваку јединицу посматрања. Претпоставка овог модела је да су  $\alpha_i$  независно и идентично распоређене случајне променљиве за сваку јединицу посматрања са средином 0 и варијансом  $\sigma_\alpha^2$ , док су  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  ознаке за параметре које је неопходно оценити. Следећа претпоставка модела се односи на то да су грешке модела  $\varepsilon_{it}$  независно и случајно распоређене случајне променљиве за сваку јединицу посматрања у временском периоду  $t$ , са средином 0 и варијансом  $\sigma_\varepsilon^2$ .

Претпоставке модела са фиксним ефектима, према Baltagi-ју (2005), су следеће:

$$\text{Cov}(\alpha_i, x_{itk}) = 0; \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad k = 1, 2, \dots, K$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_{it}, x_{itk}) = 0; \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T \quad k = 1, 2, \dots, K$$

те да је:

$$\text{Cov}(\alpha_i, \varepsilon_{it}) = 0; \quad i = 1, 2, \dots, N \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Укључује се елемент  $v_{it}$  који представља грешку модела и састоји се од два члана, односно од појединачне компоненте  $\alpha_i$  и специфичне компоненте  $\varepsilon_{it}$ :

$$v_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4.26)$$

за свако  $i = 1, 2, \dots, N$  и  $t = 1, 2, \dots, T$

Имајући у виду чињеницу да су  $\alpha_i$  и  $\varepsilon_{it}$  међусобно независне случајне променљиве, варијанса специфичне компоненте грешке модела,  $\varepsilon_{it}$ , је хомоскедастична и једнака:

$$\text{Var}(v_{it}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 \quad (4.27)$$

за свако  $i = 1, 2, \dots, N$  и  $t = 1, 2, \dots, T$

Елементи матрице варијансе и коваријансе могу се представити на следећи начин:

$$\text{Cov}(v_{it}, v_{js}) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \text{за } i = s \\ \sigma_\alpha^2 & \text{за } i \neq s \\ 0 & \text{иначе} \end{cases}$$

На основу дефинисања коваријанси грешака модела могуће је извести закључак да постоји корелација међу грешкама модела када се посматрају исте јединице посматрања  $i$  у различитим временским тачкама  $t$  и  $s$ ,  $t \neq s$  с коефицијентом корелације:

$$\rho = \text{corr}(v_{it}, v_{is}) = \begin{cases} 1 & \text{за } i = s \\ \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2} & \text{за } i \neq s \\ 0 & \text{иначе} \end{cases}$$

Из претходне анализе могуће је извести закључак да метода најмањих квадрата није адекватна за оцену параметара модела са случајним ефектима. Из тог разлога користи се генерализована метода најмањих квадрата (енг. *Generalized Least Squares Method* – GLS) која узима у обзир проблем корелације грешака модела исте јединице посматрања у различитим временским тачкама. Првим кораком ове анализе подразумева се дефинисање параметара који добија вредност између 0 и 1:

$$\theta = 1 - \left[ \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2 + T\sigma_{\alpha}^2} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (4.28)$$

У другом кораку се за сваку јединицу посматрања  $i$  одређује просечна вредност променљивих. Модел који настаје укључивањем просечних вредности променљивих у регресиони модел је тзв. модел између јединица посматрања:

$$\bar{y} = \mu + \beta_1 \cdot \bar{x}_{i1} + \beta_2 \cdot \bar{x}_{i2} + \dots + \beta_k \cdot \bar{x}_{ik} + \bar{v}_i \quad (4.29)$$

за свако  $i = 1, 2, \dots, N$

Уколико се од једначине модела са случајним ефектима одузме једначина тзв. модела између јединица посматрања, помножи се са  $\theta$  и групишу ли се чланови уз параметре  $\mu, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  као резултат ће се добити:

$$y_{ii} - \theta \cdot \bar{y}_i = \mu \cdot (1 - \theta) + \beta_1 \cdot (x_{ii1} - \theta \cdot \bar{x}_{i1}) + \beta_2 \cdot (x_{ii2} - \theta \cdot \bar{x}_{i2}) + \dots + \beta_k \cdot (x_{iik} - \theta \cdot \bar{x}_{ik}) + (v_{ii} - \theta \cdot \bar{v}_i) \quad (4.30)$$

за свако  $i = 1, 2, \dots, N$

Модел (4.3.17) оцењује се методом најмањих квадрата. Стога се може закључити да је GLS оцена параметара модела са случајним ефектима једноставна оцена методе најмањих квадрата трансформисаног претходно дефинисаног модела (4.3.17). Грешке на овај начин трансформисаног модела постају некорелисане. Управо то је и разлог непристрасности оцена добијених путем метода најмањих квадрата. Вредна су помена и главна својства GLS оцена, а то су њена конзистентност када  $N \rightarrow \infty$ , односно  $T \rightarrow \infty$ , или када  $N \rightarrow \infty$  и  $T \rightarrow \infty$ . Такође GLS метод омогућава увођење варијабли које су независне у односу на време и има мањи губитак степени слободе (енг. *degrees of freedom*) него код модела са фиксним ефектима, те има мању варијансу од оцена добијених путем методе најмањих квадрата.

Како би се дао одговор на питање који од модела је оправдано користити у којој ситуацији, односно да ли је оправдано коришћења модела са случајним ефектима

или је пак оправдано користити модел са фиксним ефектима најчешће се спроводи Hausman (1978) тест.

Критична претпоставка модела компонената грешке јесте  $E(v_{it} / x_{it}) = 0$ , јер случајна грешка  $v_{it}$  садржи и компоненту индивидуалних ефеката, који могу такође бити корелисани са независним променљивима модела. Дакле, како индивидуални ефекти  $\mu_i$  могу бити корелисани са неком од независних променљивих, то претпоставка у моделу са случајним ефектима  $E(v_i / x_i) = 0$  није оправдана. У овом случају  $E(\mu_i / x_{it})$  је различито од 0, а примена метода уопштених најмањих квадрата на модел са случајним ефектима даје пристрасне и неконзистентне оцене  $\hat{\beta}_s$ . Међутим, метод коваријансе елиминише индивидуалне ефекте  $W_n$  трансформацијом и обезбеђује непристрасне и конзистентне оцене параметара уз независне променљиве  $\hat{\beta}_*$ .

Hausman-ов тест спецификације се заснива на тестирању значајности разлике између оцена  $\hat{\beta}_s$  и  $\hat{\beta}_*$ , односно  $\hat{q}_1 = \hat{\beta}_s - \hat{\beta}_*$ . У ствари, овим тестом се тестирају следеће хипотезе:

$$H_0 : E(\mu_i / x_i) = 0 \quad \text{и}$$

$$H_1 : E(\mu_i / x_i) \neq 0$$

Оцена  $\hat{\beta}_*$  је конзистентна, без обзира да ли је хипотеза  $H_0$  истинита или не, док је оцена  $\hat{\beta}_s$  конзистентна и асимптотски ефикасна само ако је  $H_0$  истинита. То значи да под нултом хипотезом, разлике између оцена  $\hat{\beta}_s$  и  $\hat{\beta}_*$  нису статистички значајне. У случају да хипотеза  $H_0$  није истинита, разлика између ових оцена ће бити статистички значајна, што ће имати импликације и на пристрасност статистичких тестова. Из тог разлога не прихватање нулте хипотезе сугерише оцену  $\hat{\beta}_*$ .

Другим речима нултом хипотезом Hausman теста претпоставља се да случајна грешка није корелисана ни са једном независном варијаблом. Ако се нулта хипотеза не одбаци закључује се да је оцена путем модела са случајним ефектима ефикаснија. Уколико се нулта хипотеза одбаци закључује се да оцена модела са случајним ефектима није конзистентна, односно оправдано је користити оцене модела са фиксним ефектима.



#### 4.3.4.2. Динамички панел модели

Већина економских релација је динамичке природе што значи да садашња вредност неке варијабле зависи од претходних вредности те варијабле. Динамички панел модел садржи зависну варијаблу са доцњом за један или више периода, зависно од својства зависне варијабле.

Модел који садржи зависну варијаблу с једним временским помаком уназад има облик:

$$y_{it} = \mu + \gamma_{i,t-1} + \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_k x_{itk} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4.31)$$

$$\text{за свако } i = 1, 2, \dots, N \text{ и } t = 1, 2, \dots, T$$

при чему се подразумева да су грешке релације независно и идентично дистрибуиране случајне варијабле са средином 0 и варијансом  $\sigma_\varepsilon^2$ . Наиме, из претходне једначине произилати да је  $y_{it}$  функција од  $\alpha_i$ .

Корелација између зависне варијабле  $y_{it}$  и случајног ефекта  $\alpha_i$  ће постојати без обзира је ли  $\alpha_i$  фиксни ефекат или случајна грешка. Исто тако, ако се у претходну једначину уместо варијабле  $y_{it}$  уврсти варијабла  $y_{i,t-1}$  добија се следећа једначина:

$$y_{i,t-1} = \mu + \gamma_{i,t-2} + \beta_1 x_{i,t-1,1} + \beta_2 x_{i,t-1,2} + \dots + \beta_k x_{i,t-1,k} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t-1} \quad (4.32)$$

$$\text{за свако } i = 1, 2, \dots, N \text{ и } t = 1, 2, \dots, T$$

Из претходно наведене једначине произилати да је  $y_{i,t-1}$  функција од  $\alpha_i$ . Закључује се како међу варијаблама  $y_{it}$  и  $\alpha_i$  постоји корелација. Уколико се уочена корелација занемари и модел оцени методом најмањих квадрата може се са великом сигурношћу тврдити да би у том случају добијени резултати били пристрасни и неконзистентни.

Ако би се при процени претходно наведене једначине користила оцена модела са фиксним ефектима са трансформацијом унутар јединице посматрања (енг. within estimator), изгубиће се  $\alpha_i$ , али ће  $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1})$  бити корелисана са  $(\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$  чак иако су  $\varepsilon_{it}$  међусобно некорелисане случајне варијабле.

При томе се  $\bar{y}_{i,-1}$  дефинише на следећи начин:

$$\bar{y}_{i,-1} = \frac{\sum_{t=2}^T y_{i,t-1}}{T-1} \quad (4.33)$$

Корелација између варијабли  $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-1})$  и  $(\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$  је присутна због тога што је варијабла  $y_{i,t-1}$  корелисана са  $\varepsilon_{it}$ .

Оцене параметара модела са фиксним ефектом биће пристрасне, а фактор пристрасности једнак је  $\frac{1}{T}$ , док конзистентност зависи од броја периода  $T$ . Ако се оцена фиксног ефекта користи за процену параметара модела са великим бројем јединица посматрања  $N$  и фиксним бројем периода  $T$ , тада ће оцене параметара модела бити пристрасне и неконзистентне.

Kiviet (1995) је предложио апроксимацију којом се уклања пристрасност оцене фиксног ефекта са некорелисаним грешкама релације. Добијена оцена биће конзистентна ако се користе подаци у којима број периода тежи у бесконачност,  $T \rightarrow \infty$ .

Оцене параметара динамичких модела са фиксним ефектом такође су пристрасне. Варијабла  $(y_{i,t-1} - \lambda \bar{y}_{i-1})$  је корелисана са варијаблом  $(\varepsilon_{it} - \lambda \bar{\varepsilon}_i)$ . Диференцирање се користи као алтернативни начин трансформације динамичког модела како би се изгубио индивидуални ефекат  $\alpha_i$ .

Anderson и Hsiao (1981) предложили су коришћење привих диференци како би се из модела искључио случајни ефекат  $\alpha_i$ . Диференцирањем се уклања случајни ефекат, али остаје проблем корелације међу варијаблама  $\Delta y_{i,t-1} = (y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$  и  $\Delta \varepsilon_{i,t-1} = (\varepsilon_{i,t-1} - \varepsilon_{i,t-2})$ . Аутори даље предлажу да се  $\Delta y_{i,t-2} = (y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$  или  $y_{i,t-2}$  користе као инструменталне варијабле за  $\Delta \varepsilon_{i,t-1} = (\varepsilon_{i,t-1} - \varepsilon_{i,t-2})$  ако  $\varepsilon_{it}$  нису међусобно корелисане. Из претходно наведеног може се закључити како су оцене добијене овом методом инструменталних варијабли конзистентне али не нужно и ефикасне.

Arrelano (1989) је у свом раду показао да, приликом оцене динамичког модела, оцена параметара модела, који као инструменталне варијабле користи диференце  $\Delta y_{i,t-2}$  уместо варијабли са временским помаком  $y_{i,t-2}$ , односно доцњом, има велику варијансу, што значи да тако добијена оцена није ефикасна.

Arrelano и Bond (1991) стога су предложили коришћење генерализоване методе момента (енг. *generalized method of moments* – GMM) која је ефикаснија од методе коју су у свом раду предложили Anderson и Hsiao (1981). Побољшање оцене предложене од стране Arrelano и Bond (1991) накнадно су дали и Blundell и Bond (1998). Arrelano и Bond (1991) тврде да се додатне инструменталне варијабле могу добити у динамичком моделу уколико се употреби услов ортогоналности који

постоји између легиране вредности  $y_{it}$  и грешке модела  $v_{it}$ . Ако као основу узмемо једноставни ауторегресивни модел облика:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + u_{it} \quad (4.34)$$

за свако  $i = 1, 2, \dots, N$  и  $t = 1, 2, \dots, T$

при чему су  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$  са  $\mu_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\mu^2)$  и  $v_i \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2)$  независне једна од друге и међусобно. У циљу добијања конзистентних оцена  $\delta$  кад  $N \rightarrow \infty$  а  $T$  је фиксно, биће извршено диференцирање претходне једначине како би се елиминисали индивидуални ефекти:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{it} - v_{i,t-1}) \quad (4.35)$$

при чему је  $(v_{it} - v_{i,t-1})$  је  $\text{MA}(1)$  са јединичним кореном. За  $t = 3$  први период који се посматра може се написати у следећем облику:

$$y_{i3} - y_{i2} = \delta(y_{i2} - y_{i1}) + (v_{i3} - v_{i2}) \quad (4.36)$$

У овом случају  $y_{i1}$  је валидан инструмент све док је високо корелисан са  $(y_{i2} - y_{i1})$  а није корелисан са  $(v_{i3} - v_{i2})$  све док  $v_{i3}$  није озбиљније корелисан.

У случају да је  $t = 4$  ситуација је нешто другачија и тада се једначина може написати у облику:

$$y_{i4} - y_{i3} = \delta(y_{i3} - y_{i2}) + (v_{i4} - v_{i3}) \quad (4.37)$$

У овом случају и  $y_{i2}$  је валидан инструмент као и  $y_{i1}$  за  $(y_{i3} - y_{i2})$  све док  $y_{i2}$  и  $y_{i1}$  нису корелисани са  $(v_{i4} - v_{i3})$ . Овакву процедуру је могуће наставити, додавајући нове инструменталне варијабле за сваки наредни период посматрања.

Међутим, поменута процедура која се састоји из додавања нових инструменталних варијабли не узима у обзир диференцирану грешку модела, односно:

$$E(\Delta v_i \Delta v_i') = \sigma_v^2 (I_N \otimes G) \quad (4.38)$$

при чему  $\Delta v_i = (v_{i3} - v_{i2}, \dots, v_{iT} - v_{i,T-1})$  и

$$G = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & -1 & 2 \end{pmatrix} \quad (4.39)$$

је  $(T - 2) \times (T - 2)$ , све док је  $\Delta v_i$  MA(1) процес са јединичним кореном.

Дефинишимо:

$$W_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}] & & & 0 \\ & [y_{i1}, y_{i2}] & & \\ & & \dots & \\ 0 & & & [y_{i1}, \dots, y_{iT-2}] \end{bmatrix} \quad (4.40)$$

Тада се матрица инструменталних варијабли може записати у облику  $W = [W_1', \dots, W_N']$  док су горе описане једначине момената представљене уз помоћ релације  $E(W_i' \Delta v_i) = 0$ .

Множењем диференциране једначине векторском формом  $W'$  добија се:

$$W' \Delta y = W' (\Delta y_{-1}) \delta + W' \Delta v \quad (4.41)$$

Применом GLS на претходну једначину добија се Arrelano и Bond (1991) прелиминарна конзистентна оцена која се састоји из једног корака може се написати у следећем облику:

$$\hat{\delta}_1 = \left[ (\Delta y_{-1})' W (W' (I_N \otimes G) W)^{-1} W' (\Delta y_{-1}) \right]^{-1} \times \left[ (\Delta y_{-1})' W (W' (I_N \otimes G) W)^{-1} W' (\Delta y) \right] \quad (4.42)$$

Оптимална GMM оцена  $\delta_i$  за  $N \rightarrow \infty$  и  $T$  фиксно користећи само горе поменуто ограничење условног момента пружају исту релацију као претходну, осим што је:

$$W' (I_N \otimes G) W = \sum_{i=1}^N W_i' G W_i \quad (4.43)$$

замењено са:

$$V_N = \sum_{i=1}^N W_i' (\Delta v_i) (\Delta v_i)' W_i \quad (4.44)$$

GMM оцена не захтева претходно знање о почетним условима који важе за дистрибуцију  $v_i$  и  $\mu_i$ . У циљу операционализације ове оцене,  $\Delta v$  је замењено диференцираним резидуалима добијеним из прелиминарно константне оцене  $\hat{\delta}_1$ . Резултат је Arellano и Bond (1991) GMM оцена која се састоји из два корака и која се може записати у облику:

$$\hat{\delta}_2 = [(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y_{-1})]^{-1} [(\Delta y_{-1})' W \hat{V}_N^{-1} W' (\Delta y)] \quad (4.45)$$

Arellano и Bond (1991) предложили су тестирање хипотезе како би се утврдило да у овако оцењеном моделу не постоји озбиљнија корелација другог нивоа за дистрибуцију једначине са првом диференцом. Овај тест је важан из разлога што је GMM оцена конзистентна једино под условом  $E[\Delta v_{it} \Delta v_{i,t-2}] = 0$ . Тест статистика је представљена у раду Arellano и Bond (1991). Хипотеза се може прихватити уколико  $v_i$  нису међусобно корелисане или уколико не прате тзв. слободан ход. Под овом претпоставком, могуће је оценити и OLS и GMM методом једначину прве диференце.

Као додатни дијагностички тест спецификације модела Arellano и Bond (1991) предлажу Sargan (1958) тест рестриктивног ограничења дат путем:

$$m = \Delta \hat{v}' N \left[ \sum_{i=1}^N W_i' (\Delta \hat{v}_i) (\Delta \hat{v}_i)' W_i \right]^{-1} \quad (4.46)$$

$$W' (\Delta \hat{v}) \sim \chi_{p-k-1}^2$$

при чему  $p$  означава број колона  $W$  док  $\Delta \hat{v}$  представља резидуале из претходно дефинисане једначине која се састоји из два корака.

Blundell и Bond (1998) још једном су разматрали важност иницијалног услова у генерисању ефикасне оцене динамичког панела података када је  $T$  мало. Посматрали су следећи једноставан ауторегресивни модел без егзогених регресора:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + \mu_i + v_i \quad (4.47)$$

$$\text{са } E(\mu_i) = 0; \quad E(v_{it}) = 0 \text{ и } E(\mu_i v_{it}) = 0$$

$$\text{за свако } i = 1, 2, \dots, N \text{ и } t = 1, 2, \dots, T$$

Blundell и Bond (1998) у свом раду су се фокусирали на случај у коме је  $T = 3$  и следствено томе, постоји само један услов ортогоналности дат путем једначине

$E(y_{i1}\Delta v_{i3})=0$ , и то тако да је  $\delta$  оптимално идентификовано. У овом случају први ниво IV једначине оцењен је применом  $\Delta y_{i2}$  на  $y_{i1}$ . Оцена је изведена из претходно дефинисане једначине у случају да је  $t = 2$  одузимањем  $y_{i1}$  са леве и десне стране претходне једначине при чему се добија:

$$\Delta y_{i2} = (\delta - 1)y_{i,1} + \mu_i + v_{i2} \quad (4.48)$$

С обзиром да очекујемо  $E(y_{i1}\mu_i) > 0$ ,  $(\delta - 1)$  биће у највећој мери пристрасан са

$$\text{plim}(\hat{\delta} - 1) = (\delta - 1) \frac{c}{c + (\sigma_\mu^2 + \sigma_u^2)} \quad (4.49)$$

при чему  $c = (1 - \delta)(1 + \delta)$ . Ниво пристрасности ефективно вуче оцењени коефицијент инструменталне варијабле  $y_{i1}$  према нули. Аутори су такође открили да  $F$ -статистика првог корака IV регресије конвергира  $\chi_1^2$  са нелинеарним параметрима:

$$\tau = \frac{(\sigma_u^2 c)^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma_u^2 c} \rightarrow 0 \text{ док } \delta \rightarrow 1 \quad (4.50)$$

У случају да  $\tau \rightarrow 1$  оцена путем инструменталних варијабли није се показала најбоље. Из тог разлога Blundell и Bond (1998) као узрок пристрасности и недовољне прецизност GMM оцене путем првих диференци наводе недовољно добро дефинисане инструменталне варијабле и са тим повезан концентрациони параметар  $\tau$ .

Blundell и Bond (1998) у свом раду показују да додатна мала ограниченост стационарности у процесу формирања иницијалних услова дозвољава употребу системске GMM оцене која користи легиране диференце, односно диференце са доцњом,  $y_{it}$ , као инструменталне варијабле у једначини која оцењује посматране варијабле изражене у нивоима, заједно са коришћењем вредности са доцњом,  $y_{it}$ , у једначини која оцењује варијабле на нивоу прве диференце.

Системска GMM оцена показује веома значајно повећање ефикасности у односу на GMM оцену путем првих диференци у случају да  $\delta \rightarrow 1$  и  $(\sigma_\mu^2 / \sigma_u^2)$  расте. У ствари за  $T = 4$  и  $(\sigma_\mu^2 / \sigma_u^2) = 1$  рацио асимптотске варијансе GMM оцене путем прве диференце у односу на системски GMM оцену износи 1,75 за  $\delta = 0$  и расте на чак 3,26 за  $\delta = 0,9$ . У случају релативно кратких и перзистентних серија Blundell и Bond (1998) сматрају да је оправдано коришћење додатних тренутних услова (енг. *moment conditions*).

Иако су оцене добијене путем GMM метода веома популарне у емпиријским истраживањима, њихова својства нису добро испитана у случају када је број индивидуалних јединица посматрања ( $N$ ) мали. Из тог разлога, Soto (2009), користећи Monte Carlo стимулацију, анализира управо својства оцена добијена путем различитих GMM метода за број индивидуалних јединица посматрања који је уобичајено доступан у анализама које испитују однос између појединих променљивих на нивоу држава. На основу добијених резултата аутор закључује да оцене добијене путем системског GMM модела испољавају нижи степен пристрасности и знатно су ефикасније од оцена добијених путем стандардног GMM модела првих диференци у случају када је број индивидуалних јединица посматрања мали. Као општи закључак Soto (2009) наводи да уколико је модел добро спецификован, мали број индивидуалних јединица посматрања нема никакве импликације на добијене резултате. Наиме, када су посматране временске серије умерене и високо перзистентне, оцене добијене путем системског GMM показују низак ниво пристрасности и високу прецизност.

## 5. Моделовање волатилности реалног девизног курса уз помоћ одговарајућег GARCH модела

Први корак у оцени ефеката волатилности девизног курса на прилив СДИ у земље Западног Балкана јесте избор одговарајуће мере волатилности. У раду су коришћене реалне емпиријске вредности девизног курса посматраних земаља у односу на евро, односно номиналне вредности су конвертоване у реалне путем индекса произвођачких цена.<sup>101</sup> Посматране валуте су: албански лек (ALL), босанска конвертибилна марка (BAM), бугарски лев (BGN), хрватска куна (HRK), чешка круна (CZK), естонска круна (EEK), мађарска форинта (HUF), летонски лак (LVL), литвански литаи (LTL), македонски денар (MKD), евро који се користи као платежно средство у Црној Гори (EUR), пољски злот (PLN), румунски леј (RON), српски динар (RSD), словеначки толар (SIT) и словачка круна (SKK).

У складу са досадашњим радовима који обрађују моделовање волатилности девизног курса, коришћена је логаритмована стопа приноса, односно емпиријске серије су претворене у прву диференцу логаритма:

$$r_t = 100 * \ln \left( \frac{RE_t}{RE_{t-1}} \right) \quad (5.1)$$

при чему је  $r_t$  логаритмована стопа приноса реалног девизног курса, а  $RE_t$  и  $RE_{t-1}$  су реалне емпиријске вредности девизног курса у периоду  $t$  и у претходном периоду, односно у периоду прве доцње.

Идеја је да се као мера волатилности реалног девизног курса користи условна варијанса реалног девизног курса изведена из GARCH (1,1) модела за сваку посматрану државу за сваку годину:

$$re_t = \sum_{i=1}^p \delta_i re_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (5.3)$$

где  $re_t$  представља реални девизни курс,  $p$  је вредност која осигурава да су резидуали ослобођени серијалне аутокорељације,  $\varepsilon_t$  је стохастички део модела, док је  $h_t$  условна варијанса.

<sup>101</sup> Као што предлажу De Vita и Abbott (2007).

За детаљније информације о изворима погледати Додатак 1 – део који се односи на номинални девизни курс и индекс произвођачких цена.



Иако за моделовање реалних девизних курсева валута свих посматраних земаља оптималан није GARCH (1,1) модел (што је детаљније анализирано у поглављу о девизном курсу), он је изабран из једноставног разлога упоредивости посматраних података.

Crowley и Lee (2003) у свом раду моделују волатилност девизног курса уз помоћ условне варијансе деривираних из GARCH (1,1) модела у коме је волатилност девизног курса у посматраном периоду корелисана са иновацијама везаним за девизни курс и са његовом волатилношћу из претходног периода. Аутори, на основу доступних података за осамнаест OECD земаља, закључују да уколико су промене волатилности девизног курса ниског интензитета, њихов утицај на прилив СДИ је занемарљив, док је он значајан уколико девизни курс достигне висок ниво волатилности.

Brzozowski (2006) прави јасну теоријску и емпиријску дистинкцију између волатилности и неизвесности која произилази из волатилности везане за девизни курс коју моделује уз помоћ GARCH (4,4) модела. Према добијеним резултатима оваква мера неизвесности која се повезује са волатилношћу девизног курса има негативан ефекат на прилив СДИ у деветнаест земаља у развоју и тринаест земаља у транзицији. Аутор путем GARCH (4,4) спецификације моделује волатилност номиналног девизног курса.

Chen и аутори (2006) користе одговарајућу GARCH спецификацију у циљу оцене условне средње вредности и варијансе реалног девизног курса као мере његовог тренда и волатилности. Они на примеру тајванских СДИ у Кину закључују да је однос између девизног курса и прилива СДИ одређен пре свега мотивима којима су вођене СДИ.

De Vita и Abbot (2007), Chowdhury и аутори (2008) такође изражавају волатилност реалног девизног курса путем условне варијансе деривираних из GARCH (1,1) модела. Док De Vita и Abbot (2007) на примеру Велике Британије закључују да волатилност девизног курса није битна детерминанта прилива СДИ, Chowdhury и аутори (2008) проналазе позитиван утицај волатилности девизног курса користећи у свом раду узорак у који су поред Велике Британије укључене и Канада, Јапан и Сједињене Америчке Државе. У оба поменута рада аутори користе волатилност реалног девизног курса.

Gottschalk и Hall (2008) користе мултиваријантни GARCH модел за моделовање волатилности реалног девизног курса и на основу података за четири земље југоисточне Азије проналазе позитиван утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ.

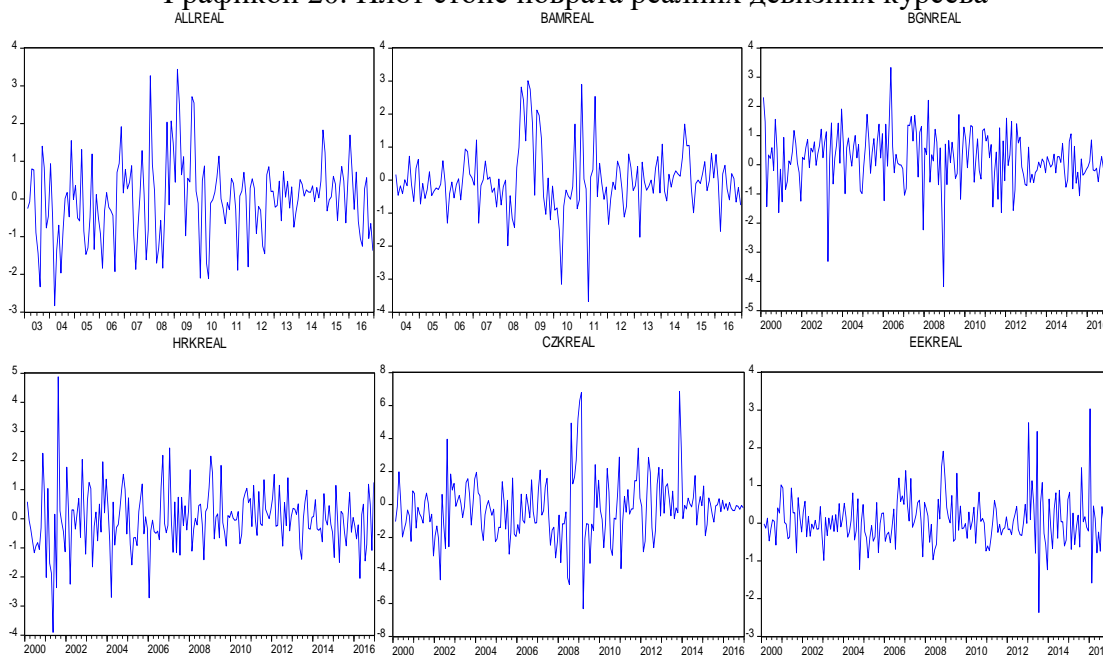
Dhakai и аутори (2010) такође у свом раду користе условну варијансу деривирану из GARCH (1,1) спецификације за моделовање волатилности реалног девизног курса. На основу добијених резултата аутори закључују да виша волатилност подстиче виши ниво СДИ у шест земаља источне Азије.

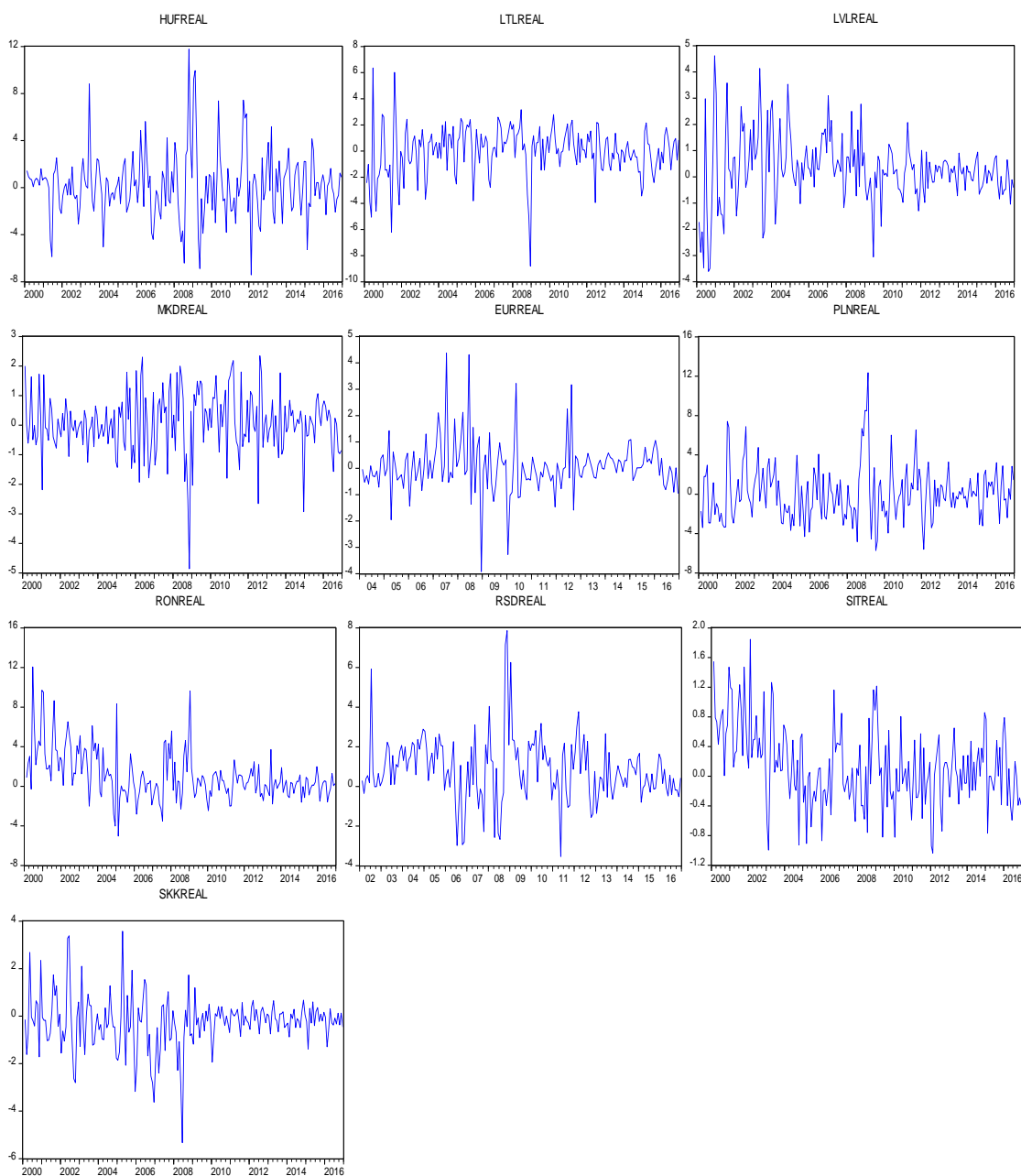
Chowdhury и Wheeler (2015) међутим закључују да волатилност реалног девизног курса исказана условном варијансом деривираном из GARCH (1,1) модела нема никаквог утицаја на прилив СДИ, док Dal Bianco и Loan (2017) користећи у свом раду GARCH (1,1) спецификацију за моделовање волатилности реалног девизног курса проналазе да је однос између посматраних величина негативан. Док Chowdhury и Wheeler (2015) посматрају утицај волатилности девизног курса на прилив СДИ на примеру развијених земаља (Канада, Немачка, Велика Британија и Сједињене Америчке Државе), Dal Bianco и Loan (2017) овај однос испитују на примеру десет земаља Латинске Америке.

Аутори који анализирају номинални курс користе дневне, док аутори који анализирају реални девизни курс користе податке ниже фреквенције, најчешће месечне.

GARCH модел је изабран јер узима у обзир неколико уобичајених карактеристика финансијских временских серија. Једна од њих је груписање волатилности које се јасно може уочити на основу Графикана 20 на коме су представљене логаритмоване стопе приноса реалних девизних курсева посматраних националних валута појединачно.

Графикон 20: Плот стопе поврата реалних девизних курсева





Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Израчунато уз помоћ програма Eviews

### 5.1. Дескриптивна статистика и QQ плот

Средња вредност представља аритметичку средину посматране временске серије стопе приноса. Средња вредност представља први моменат посматране временске серије стопе приноса и рачуна се по следећој формули:

$$\hat{m}_1 = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T X_i \quad (5.4)$$

Средња вредност заправо показује колико је нека валута депресирала или апресирала у посматраном периоду. Према подацима приказаним у наставку већина валута посматраних земаља је депресирала: бугарски лев (BGN), естонска круна (EEK), мађарска форинта (HUF), летонски лак (LVL), македонски денар (MKD), евро који се користи као платежно средство у Црној Гори (EUR), пољски злот (PLN), румунски леј (RON), српски динар (RSD) и словеначки толар (SIT). Највећи пад реалне вредности националне валуте забележен је у Румунији и Србији. Остале валуте су благо апресирале у посматраном периоду. За Албанију, Босну и Херцеговину, Хрватску, Естонију, Литванију, па чак и БЈР Македонију и Црну Гору могло би се рећи да су осцилације девизног курса националне валуте у односу на евро на веома ниском нивоу и да је реални девизни курс националних валута поменутих земаља изузетно стабилан.

Стандардна девијација представља средњу меру одступања појединачних вредности од аритметичке средине. Добија се као квадратни корен варијансе и заправо представља просечно квадратно одступање од средње вредности посматраних временских серија.

Стандардна девијација представља други моменат посматране временске серије стопе приноса и рачуна се по следећој формули:

$$\hat{m}_2 = \sigma = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (X_i - \bar{X})^2} \quad (5.5)$$

где  $T$  означава број опсервација у узорку, док је  $\bar{X}$  средња вредност.

Одступања реалног девизног курса националне валуте у односу на евро од просечних вредности су и даље највећа у Србији и Румунији, док су у Албанији, Хрватској, Естонији, БЈР Македонији, Црној Гори и Словенији она на изузетно ниском нивоу.

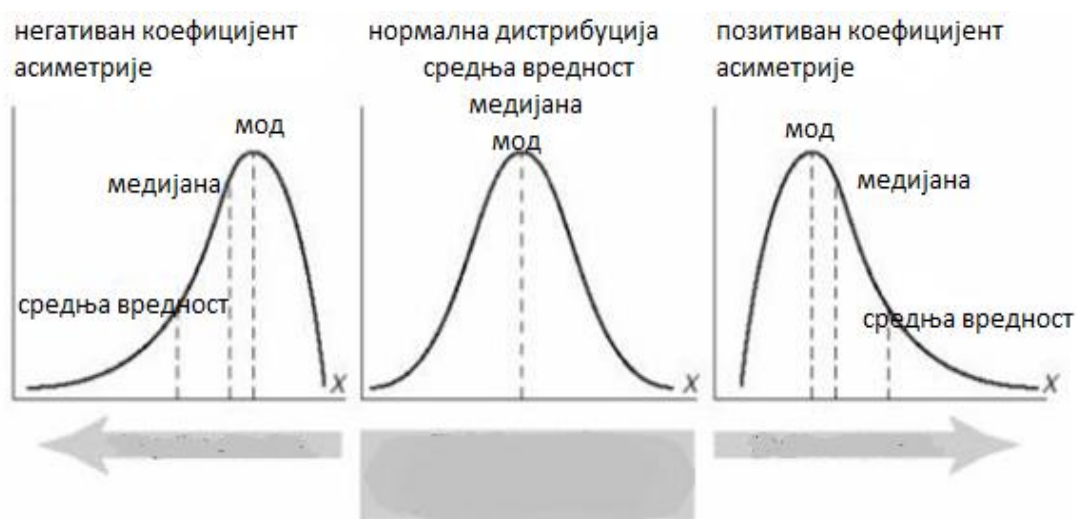
Коефицијент асиметрије (енг. *skewness*) представља трећи моменат посматране временске серије стопе приноса и рачуна се по следећој формули:

$$\hat{m}_3 = \frac{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (X_i - \bar{X})^3}{\sigma^3} \quad (5.6)$$

Коефицијент асиметрије показује у којој мери постоји концентрација података посматране временске серије стопа приноса око средње вредности. Код симетричне, односно нормалне, дистрибуције емпиријски подаци распоређени су

око средње вредности. Коэффициент асиметрије у овом случају биће око вредности нула. Када је коэффициент асиметрије позитиван, емпиријска расподела има дуже десне репове, док су леви репови дужи када је коэффициент асиметрије негативан. Средња вредност је већа од медијане код дистрибуција симетричних у десно, док је ситуација обрнута код емпиријских дистрибуција симетричних у лево. На Слици 6 су представљене симетрична, односно нормална, емпиријска дистрибуција која се појављује у случају да је коэффициент асиметрије око нула, као и симетричне дистрибуције у лево и у десно које зависе од тога да ли је коэффициент асиметрије негативан или позитиван.

Слика 6: Симетрична и асиметричне емпиријске дистрибуције



Извор: <http://www.isobudgets.com/probability-distributions-for-measurement-uncertainty/>

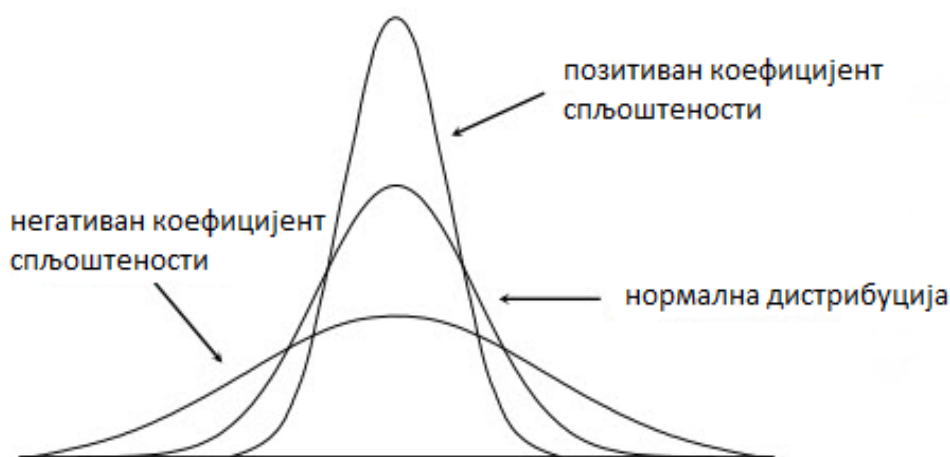
За очекивати је да коэффициент асиметрије буде позитиван, јер валуте земаља у транзицији углавном депресирају, што указује на чињеницу да је већина података груписана десно од средње вредности, односно да су десни репови дужи од левих. Добијени резултати у складу су са очекивањима, осим у случајевима стопе приноса реалног девизног курса бугарског лева (BGN), литванвансог литаиа (LTL), македонског денара (MKD) и словачке круне (SKK).

Коэффициент спљоштености (енг. *kurtosis*) представља четврти моменат посматране временске серије стопе приноса и рачуна се по следећој формули:

$$\hat{m}_4 = \frac{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (X_i - \bar{X})^4}{\sigma^4} \quad (5.7)$$

Коефицијент спљоштености се као и коефицијент асиметрије изражава у односу на нормалну дистрибуцију. Код нормалне дистрибуције вредност овог коефицијента је три и таква дистрибуција назива се мезокуртична. Уколико је његова вредност већа од три, што је за очекивати код стопа приноса девизног курса земаља у транзицији, то значи да постоје тзв. дебели репови. Таква дистрибуција има шиљасти облик и назива се лептокуртична дистрибуција. На Слици 7 је представљена нормална дистрибуција која се појављује у ситуацији када је коефицијент спљоштености око три, лептокуртична дистрибуција која се појављује у ситуацијама када је вредност коефицијента спљоштености изнад три и платикуртична дистрибуција која се појављује у ситуацијама када је вредност коефицијента спљоштености испод три.

Слика 7: Дистрибуција у зависности од коефицијента спљоштености



Извор: <https://stats.stackexchange.com/questions/84158/how-is-the-kurtosis-of-a-distribution-related-to-the-geometry-of-the-density-fun/84213>

Коефицијент спљоштености код свих посматраних стопа приноса реалних девизних курса прелази уобичајену вредност што је у складу са очекивањима. Дебели репови указују на чињеницу да су валуте посматраних земаља биле изложене већим осцилацијама.

Пошто смо утврдили да је већина посматраних временских серија стопа приноса асиметрична и са дебелим реповима, приликом поставке GARCH модела биће коришћена Studentova-t и асиметрична Studentova-t дистрибуција.

У циљу дефинитивне оцене да ли је нормална дистрибуција одговарајућа користиће се *Jarque-Bera* (JB) статистика.  $H_0$  овог теста претпоставља да је вредност JB статистички значајна и да је емпиријска серија нормално распоређена. JB статистика рачуна се по следећој формули:

$$JB = T \left[ \frac{b_1^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24} \right] \quad (5.8)$$

$$b_1 = \frac{\hat{m}_3}{\hat{\sigma}_3}$$

$$b_2 = \frac{\hat{m}_4}{\hat{\sigma}_4}$$

Оно што се може закључити из представљених формула јесте чињеница да су за израчунавање ЈВ статистике најзначајније вредности трећег и четвртог момента посматране временске серије стопе приноса. Наиме, уколико је вредност коефицијента асиметрије око нула, а вредност коефицијента спљоштености око три, онда дистрибуција има нормалну расподелу. За очекивати је да вредност *Jarque-Bera* статистике не буде значајна што би дефинитивно одбацило претпоставку да емпиријска дистрибуција одговара нормалној.

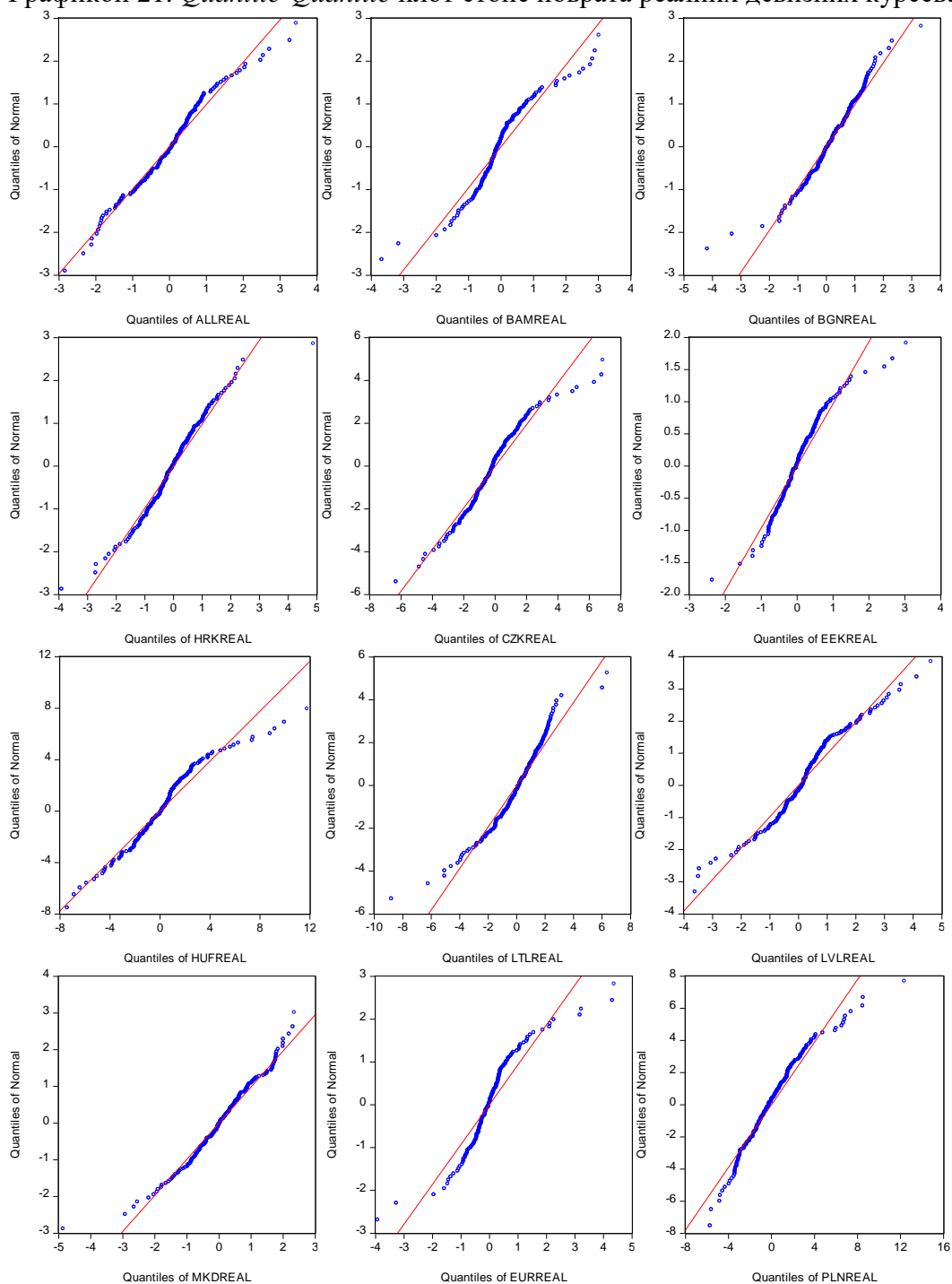
Табела 5: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса

Валута	Средња вредност	Стандардна девијација	Коефицијент асиметрије	Коефицијент спљоштености	JB
ALL	-0.008101	1.052734	0.246455	3.857258	6.804213
BAM	-0.010660	0.962510	0.378654	5.887881	57.565530
BGN	0.217118	0.925196	-0.680604	5.930059	88.289200
HRK	-0.006426	1.019473	0.211692	5.996964	77.487180
CZK	-0.221629	1.842233	0.646706	5.773859	79.230990
EEK	0.071226	0.655521	0.844397	6.796529	146.038700
HUF	0.218291	2.750577	0.729857	5.730513	81.085510
LTL	-0.016409	1.876045	-0.755847	6.052864	98.160630
LVL	0.274473	1.275123	0.124712	4.628679	22.962740
MKD	0.071322	1.049146	-0.598890	4.947075	44.201390
EUR	0.069952	1.012111	0.803856	8.625488	221.074300
PLN	0.083005	2.705084	0.988223	5.244038	75.634770
RON	1.101291	2.499965	1.310685	5.936490	131.058100
RSD	0.838075	1.602300	0.786174	6.551864	112.531400
SIT	0.135014	0.523920	0.408359	3.327381	6.548490
SKK	-0.266882	1.101632	-0.259062	6.665397	115.909500

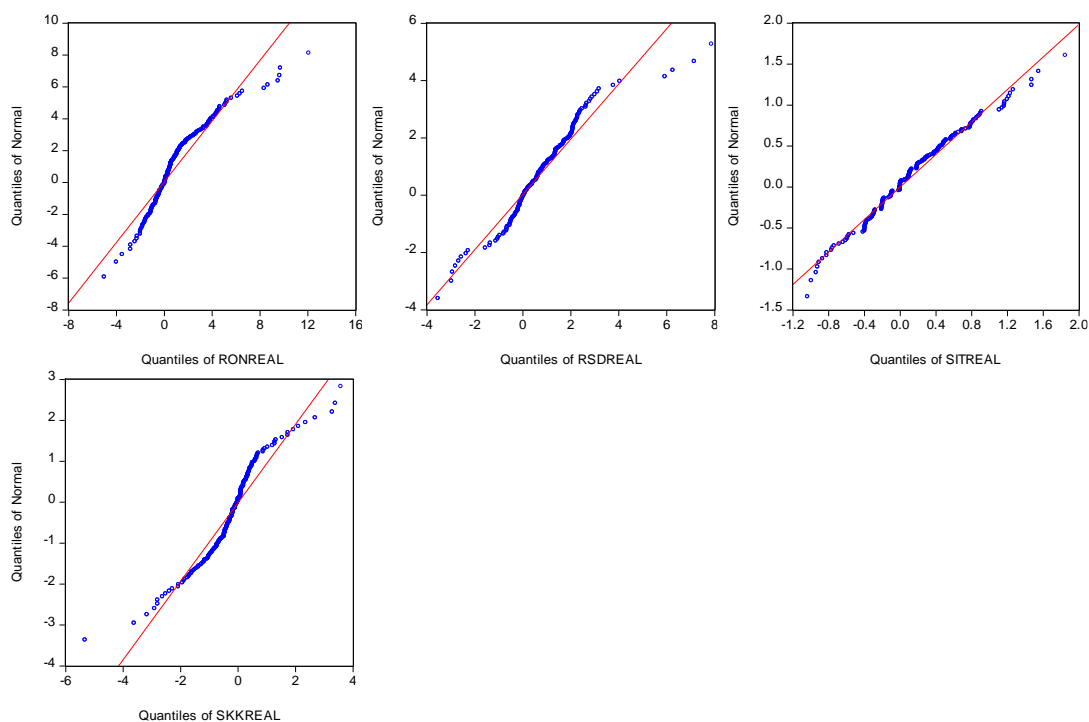
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

И овде су добијени резултати у складу са очекивањима, са изузетком словеначког толара (SIT). Вредности одређених показатеља представљени су у Табели 5, док је комплетна декриптивна статистика посматраних серија приноса реалног девизног курса приказана је у Додатку 4.

Графикон 21: *Quantile-Quantile* плот стопе поврата реалних девизних курса







Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма Eviews

Као потврда горе представљених резултата приказани су и QQ (енг. *Quantile-Quantile*) графици сумарно на Графикону 21 који пружају јасну слику о томе да је уместо нормалне дистрибуције оправдано користити Студентову-t дистрибуцију приликом спецификације GARCH (1,1) модела (осим у случају словеначког толара).

## 5.2. Тестирање стационарности одабраних временских серија и детекција структурних ломова

Следећи корак у моделовању волатилности девизног курса састојаће се од оцене стационарности серија дневних стопа приноса девизног курса. Наиме, да би емпиријске серије биле погодне за моделовање путем GARCH модела, оне морају бити стационарне. Генерално, временска серија  $X_t$  као тзв. случајан процес је стационирана уколико задовољава следеће услове:

$$E(X_t) = const ; t = 1,2,3...$$

$$V(X_t) = const ; t = 1,2,3...$$

$$COV(X_t, X_{t-k}) = f(k) ; t = 1,2,3...$$

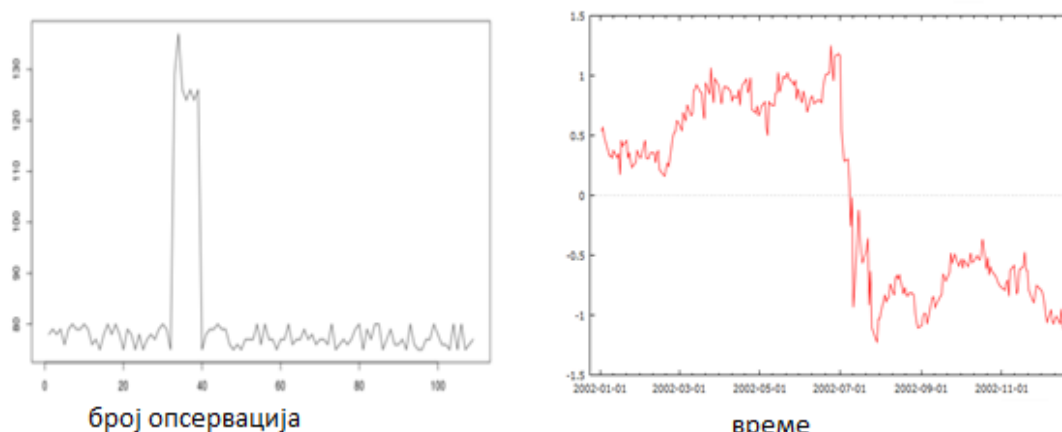
односно уколико је очекивана вредност, као и варијанса  $X_t$  константа и уколико је коваријанса  $X_t$  функција удаљености променљивих и зависи само од њиховог растојања у времену.

Структурни лом представља скуп опсервација који није сагласан са претходним током временске серије. Интервенција, односно познати егзогени догађај (као што су промене у политичком окружењу, промена економске политике и спољнотрговинског режима, обустава рада, промена начина мерења појединих макроекономских показатеља, економска криза, и сл.) изазива појаву структурног лома у посматраној временској серији. Структурни лом може имати једнократан утицај на кретање временске серије и структурни лом се у том случају састоји од само једне нестандартне опсервације или може имати трајан утицај када структурни лом представља трајну промену у кретању временске серије.

Занемаривање постојања структурног лома резултира низом проблема:

- 1) оцена варијансе временске серије се прецењује, оцене обичних и парцијалних аутокорелационих коефицијената постају пристрасне – у случају једнократног структурног лома оценама се потцењују стварне вредности параметара, док се у случају трајног структурног лома ове оцене прецењују,
- 2) ADF тест јединичног корена постаје непоуздан – у случају трајног структурног лома тренд-стационарне серије тест је пристрасан у правцу прихватања хипотезе о постојању јединичног корена, док је у случају једнократног лома прве диференце серије са јединичним кореном тест пристрасан у правцу одбацивања хипотезе о постојању јединичног корена,
- 3) прогнозирање будућег кретања временске серије постаје непоуздано.

Слика 8: Временске серије које садрже структурни лом



Извор: <http://www.michaeljgrogan.com/chow-test-for-structural-breaks/>

У циљу визуелизације и лакшег разумевања структурних ломова на Слици 8 су представљене временске серије са једнократним структурним ломом и временске серије са трајним структурним ломом.

Vaі и Perron (2003b) на основу Quandt-Andrews тест постојања структурног лома<sup>102</sup> предлажу тест за детекцију вишеструких ломова. Они тестирају вишеструку линеарну регресију са  $T$  периода и  $m$  потенцијалних структурних ломова. За опсервације  $T_j, T_j + 1, \dots, T_{j+1} - 1$  у режиму  $j$  дат је следећи регресиони модел:

$$y_t = X_t' \beta + Z_t' \delta_j + \varepsilon_t \quad (5.9)$$

за режиме  $j = 0, \dots, m$ .

Регресиони модел подељен је на два дела. Варијабла  $X$  је та чији параметар не варира кроз режиме, док се параметар  $Z$  варијабле мења у различитим режимима. Структурни лом се дефинише као први датум наредног режима.

Општа форма Vaі и Perron (2003) статистике могла би се представити следећом једначином:

$$F(\hat{\delta}) = \frac{1}{T} \left( \frac{T - (l+1)q - p}{kq} \right) (R\hat{\delta})' (R\hat{V}(\hat{\delta})R')^{-1} R\hat{\delta} \quad (5.10)$$

при чему је  $\hat{\delta}$  оптималан  $l$ -структурни лом израчунат од  $\delta$ ,  $(R\delta)' = (\delta_0' - \delta_1', \dots, \delta_j' - \delta_{j+1}')$  и  $\hat{V}(\hat{\delta})$  је оцена варијансе коваријансне матрице  $\hat{\delta}$  која може бити робусна за серијску корелацију и хетероскедастичност и чији облик зависи од претпоставки о дистрибуцији података и дистрибуцији грешака у различитим сегментима.

Тестови вишеструких ломова могу се поделити на три категорије:

1. тестови који примењују глобалне максимизаторе за структурне ломове,
2. тестове који користе секвенционалне детерминанте структурних ломова, и
3. хибридне тестове који комбинују претходна два приступа.

Имајући на уму да постојање структурних ломова може довести до погрешних статистичких закључака, као и да су они уобичајени у релативно дугим финансијским серијама високе фреквенности, поготово када су у питању земље у транзицији, у свим спецификацијама у којима је утврђено постојање структурног лома (румунски леј – RON и словеначки толар – SIT) конструисане су вештачке

<sup>102</sup> Quandt-Andrews тест постојања структурног лома испитује за један или више потенцијалних структурних ломова одређену једначину.

променљиве у складу са *Bai-Perron* процедуром и унете у спецификацију једначине условне варијансе.

За тестирање стационарности стопа приноса коришћена су два комплементарна теста ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) и KPSS (*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin*) тест. Нулта хипотеза ADF теста говори да временска серија садржи јединични корен, док нулта хипотеза KPSS теста тврди да је временска серија стационарирана.

Код ADF теста прво се оцењује следећа регресија:

$$\Delta Y_t = c + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.11)$$

при чему је  $\varepsilon_t$  бели шум, док је  $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$ . Уколико је вредност параметра  $\delta$  једнака нули, тада посматрана временска серија има јединични корен.

KPSS тест прво оцењује следећу регресију:

$$y_t = c + \delta \sum_{i=1}^t \phi_i + \eta_t \quad (5.12)$$

при чему  $\eta_t$  представљају резидуале, односно бели шум.

Уколико је вредност параметра  $\delta$  једнака нули, тада је посматрана временска серија стационарирана. Употребом резидуала креира се парцијална сума  $S_t = \sum_{i=1}^t \hat{\eta}_i$  и крајња KPSS тест статистика се рачуна на следећи начин:

$$KPSS_T = \frac{\sum_{t=1}^n S_t^2}{n^2 \hat{\omega}_T^2} \quad (5.13)$$

$$\hat{\omega}_T^2 = \hat{\sigma}_\eta^2 + 2 \sum_{\tau=1}^T \left(1 - \frac{\tau}{T-1}\right) \hat{\gamma}_\tau \quad \text{и} \quad \hat{\gamma}_\tau = 1/n \sum_{t=\tau+1}^n \hat{\eta}_t \hat{\eta}_{t-\tau}$$

KPSS тест се показао боље код серија које су веома близу јединичног корена, те се у раду користи као потврда резултата ADF теста. Ови тестови примениће се код емпиријских серија код којих није детектован структурни лом, док је код серија са структурним ломом (румунски леј – RON и словеначки толар – SIT) примењен тест јединичног корена који дозвољава структурни лом.

ADF тест, међутим, не узима у обзир постојање потенцијалних структурних ломова, и стога се његова оцена о постојању јединичног корена у временским серијама са структурним ломом сматра субјективном, што је већ детаљније образложено. Посебна група тестова јединичног корена укључује информацију о постојању структурног лома.

Имајући на уму да структурни лом може да доведе до промене одсечка функције тренда, промене нагиба функције тренда и промене одсечка и нагиба функције тренда, развијени су посебни модели који дозвољавају промене у одсечку (А), у нагибу (Б) или и у одсечку и у нагибу (В).

Модел (А):

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \sum_{j=1}^k c_j + \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.14)$$

Модел (Б):

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \beta t + \gamma DT_t^* + \sum_{j=1}^k c_j + \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.15)$$

Модел (В):

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t^* + \sum_{j=1}^k c_j + \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.16)$$

при чему је вештачка (енг. *dummy*) варијабла одсечка  $DU_t = 1$  под условом да је  $t > T_B$  или нула у осталим случајевима ( $T_B$  је ознака за временски лом), док је *dummy* односно вештачка варијабла нагиба  $DT_t^* = t - T_B$  под условом да је  $t > T_B$  или нула у осталим случајевима.

Уз помоћ модела (А), (Б) и (В) тестира се нулта хипотеза која каже да временска серија има јединични корен, на супрот алтернативној хипотези која каже да је посматрана временска серија стационарирана.

За очекивати је да су посматране временске серије стационариране, односно да не садрже јединични корен, што потврђују и добијени резултати примењених тестова јединичног корена који су приказани у Табели 6. Оно што је још видљиво из табеле јесте присуство структурног лома у две посматране временске серије (румунски леј – RON и словеначки толар – SIT). Као што је већ поменуто, на ове

серије примењени су тестови јединичног корена који дозвољавају структурни лом.

Оно што је битно напоменути јесте да је максималан број доцњи (енг. *lag length*) у примењеним тестовима јединичног корена биран на основу критеријума SIC (*Schwartz information criterion*), док је опсег (енг. *bandwidth*) дефинисан на основу Newey-West аутоматског критеријума путем Bartlett Kernel селекције. Тестови структурних ломова користе HAC коваријансу претпостављајући уобичајену расподелу података.

Табела 6: Откривање структурних ломова и тестови јединичног корена

Валута	ADF**	KPSS**	Тестови структурних ломова	
	H <sub>0</sub> :I(1) H <sub>1</sub> :I(0)	H <sub>0</sub> :I(0) H <sub>1</sub> :I(1)	Bai-Perron тест of L+1 vs. L сек. дет. Лом	Глоб. инфо. критеријум
	t-статистика	LM- статистика	Секвен. F- статистика	Schwarz и LWZ
ALL	-9.218163*	0.242340*	0	0, 0
BAM	-8.634616*	0.039820*	0	0, 0
BGN	-14.036610*	0.435126*	0	0, 0
HRK	-14.044790*	0.173115*	0	0, 0
CZK	-10.87980*	0.261332*	0	0, 0
EЕК	-15.451250*	0.083022*	0	0, 0
HUF	-9.861280*	0.021219*	0	0, 0
LTL	-10.012200*	0.206021*	0	0, 0
LVL	-9.694930*	0.363684*	0	0, 0
MKD	-13.922180*	0.079717*	0	0, 0
EUR	-13.668370*	0.102820*	0	0, 0
PLN	-9.109656*	0.046013*	0	0, 0
RON	-10.52677* ***		1	1, 1
RSD	-8.924117*	0.245504*	0	0, 0
SIT	-11.98742* ***		1	1, 1
SKK	-10.300270*	0.186457*	0	1, 0

\* Резултати су значајни на нивоу од 1%

\*\* Детерминистичка компонента: константа (c)

\*\*\* Примењен тест јединичног корена који дозвољава структурни лом (енг. *Breakpoint unit root test*)

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Израчунато уз помоћ програма EViews

### 5.3. Питање аутокорелације и избор одговарајућег ARMA модела

Аутокорелација се односи на постојање корелације између случајних грешки, што указује на чињеницу да коваријанса случајних грешки није једнака нули, односно:

$$COV(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) \neq 0$$

У случају присуства аутокорелације веома је вероватно да ће се ефекти случајне грешке из једног периода испољити у следећем периоду. На Слици 9 лево се могу видети високофреквентне временске серије које су позитивно аутокорелисане, док су на десној страни слике представљене временске серије које су негативно аутокорелисане.

Слика 9: Временска серија са присутном аутокорелацијом



Извор: [https://ebrary.net/1020/economics/autocorrelation\\_diagnostics](https://ebrary.net/1020/economics/autocorrelation_diagnostics)

За детектовање аутокорелације коришћена је Ljung-Box Q статистика и Breusch-Godfrey LM тест. Ljung-Box Q статистика рачуна аутокорелациону функцију између одређеног резидуала ( $\varepsilon_t$ ) и резидуала са доцњом  $l(\varepsilon_{t-l})$  према следећој формули:

$$\rho_l = \frac{COV(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-l})}{\sqrt{Var(\varepsilon_t)Var(\varepsilon_{t-l})}} \quad (5.17)$$

и израчунавају се редом коефицијенти са доцњама од 1 до  $m$ .

Након тога се рачуна LB(Q) статистика реда  $m$  са хипотезом:  $H_0 : \rho_1 = \dots = \rho_m = 0$  која се одбија ако је  $Q(m) > \chi_\alpha^2$ , при чему је  $\chi_\alpha^2$  перцентил реда  $100(1-\alpha)$  од хи-квадрат дистрибуције са бројем слободне слободе  $m$ . LB(Q) статистика има облик према једначини:

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{l=1}^m \frac{\hat{\rho}_l^2}{T-l} \quad (5.18)$$

Присуство аутокорелације говори да би одређена форма ARMA модела била адекватна за једначину средње вредности приликом адекватне спецификације

GARCH модела. Добијени резултати са припадајућим вероватноћама у заградама приказани су у Табели 7.

Табела 7: LB(Q) статистика и Breusch-Godfrey LM тест

Валута	Q(10)	Q(20)	Q(30)	LM
ALL	20.271 (0.027)	34.271 (0.021)	46.083 (0.031)	18.4857 (0.0001)
BAM	44.869 (0.000)	86.383 (0.000)	107.480 (0.000)	19.2488 (0.0001)
BGN	15.759 (0.107)	25.363 (0.188)	35.296 (0.232)	0.0932 (0.9545)
HRK	11.189 (0.343)	21.924 (0.300)	31.219 (0.405)	0.1017 (0.9504)
CZK	21.138 (0.020)	28.350 (0.101)	33.220 (0.313)	13.8051 (0.0010)
EEK	36.933 (0.000)	45.658 (0.000)	62.547 (0.000)	3.8647 (0.1448)
HUF	61.479 (0.000)	86.019 (0.000)	128.820 (0.000)	26.0878 (0.0000)
LTL	20.844 (0.022)	26.458 (0.151)	38.033 (0.149)	20.4552 (0.0000)
LVL	42.227 (0.000)	58.210 (0.000)	64.999 (0.000)	29.0422 (0.0000)
MKD	12.405 (0.259)	20.400 (0.433)	38.825 (0.130)	0.0998 (0.9513)
EUR	8.2366 (0.606)	25.266 (0.191)	31.852 (0.374)	1.7353 (0.4199)
PLN	41.573 (0.000)	46.581 (0.001)	51.259 (0.009)	38.3918 (0.0000)
RON	13.178 (0.214)	27.946 (0.111)	32.891 (0.327)	6.0289 (0.0981)
RSD	48.227 (0.000)	57.964 (0.000)	88.038 (0.000)	27.8033 (0.0000)
SIT	17.934 (0.056)	20.750 (0.412)	25.040 (0.723)	10.4458 (0.0054)
SKK	33.186 (0.000)	49.426 (0.000)	57.794 (0.000)	22.2288 (0.0000)

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Из табеле је јасно видљиво да је аутокорелација присутна у већини посматраних стопа приноса реалног девизног курса (ALL – албански лек, BAM – босанска марка, CZK – чешка круна, EEK – естонска круна, HUF – мађарска форинта, LTL – литвански литаи, LVL – летонски лат, PLN – пољски злот, RSD – српски динар, SIT – словеначки толар, SKK – словачка круна). За ове стопе приноса неопходно је утврдити оптимални ARMA модел који ће касније, приликом моделовања волатилности реалног девизног курса, бити укључен у одговарајућу GARCH спецификацију.

У циљу проналажења оптималне ARMA спецификације за сваку серију средње вредности стопе приноса реалних девизних курсева валута посматраних земаља у којима је утврђена аутокорелација даље се прати стандардна Box-Jenkins процедура која се састоји из:



- 1) идентификације,
- 2) оцењивања и
- 3) провере адекватности модела.

Идентификација је избор оптималног реда доцњи за AR и MA компоненту на бази најниже вредности информационог критеријума. Три су најзастпљенија информационо критеријума: AIC (*Akaike information criterion*), SIC (*Schwartz information criterion*) и HQC (*Hannan-Quinn information criterion*). Најстрожији је SIC критеријум те се он у раду користи за избор оптималног ARMA модела. SIC критеријум се рачуна уз помоћ следеће формуле:

$$SIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{k}{T} \ln T \quad (5.19)$$

где  $\hat{\sigma}^2$  представља резидуалну варијансу која је еквивалентна резидуалној суми квадрата подељеној са бројем опсервација,  $k = p + q + 1$  и означава укупан број оцењених параметара, док је  $T$  величина узорка. У Табели 8 су дате вредности SIC критеријума за различите редове легова AR и MA компоненте.

Табела 8: Избор адекватне ARMA спецификације на бази SIC критеријума

Валута	ARMA (1,0)	ARMA (1,1)	ARMA (1,2)	ARMA (2,0)	ARMA (2,1)	ARMA (2,2)	ARMA (0,1)	ARMA (0,2)
ALL	2.9255	2.9406	2.9406	3.0263	2.9405	3.0465	<b>2.9100</b>	3.0263
BAM	<b>2.7310</b>	2.7496	2.7582	2.8104	2.7545	2.8342	2.7581	2.8210
CZK	4.0654	4.0894	4.0894	4.1329	4.0895	4.1589	<b>4.0638</b>	4.1329
EEK	2.0583	2.0823	2.0686	2.0546	2.0712	2.0773	2.0599	<b>2.0517</b>
HUF	4.8081	4.8280	4.8310	4.9341	4.8301	4.9509	<b>4.8076</b>	4.9337
LTL	4.0902	4.0930	4.0907	4.1643	4.0912	4.1894	<b>4.0685</b>	4.1638
LVL	<b>3.2527</b>	3.2737	3.2778	3.3955	3.2781	3.4181	3.2615	3.3954
PLN	4.7145	4.7162	4.7179	4.8994	4.7181	4.9254	<b>4.6944</b>	4.8995
RSD	<b>3.7095</b>	3.7238	3.7283	3.7989	3.7277	3.8277	3.7473	3.8037
SIT	<b>1.3824</b>	1.4072	1.4064	1.4259	1.4063	1.4476	1.3888	1.4262
SKK	3.0067	3.0035	3.0054	3.1045	3.0080	3.1240	<b>2.9829</b>	3.1042

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

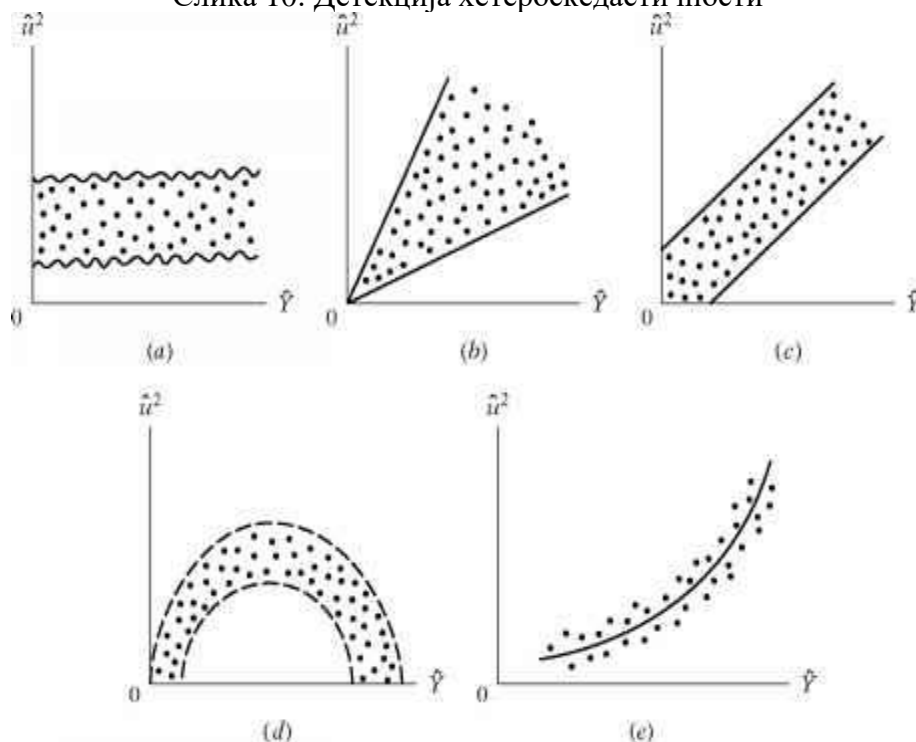
Као што се може јасно видети из табеле приликом моделовања волатилности реалне вредности албанског лека (ALL), чешке круне (CZK), мађарске форинте (HUF), литванског литаиа (LTL), пољског злата (PLN) и словачке круне (SKK) у односу на евро (EUR) у једначину средње вредности одговарајућег GARCH модела неопходно је унети ARMA (0,1) спецификацију. ARMA (1,0)

спецификација биће унета у једначину средње вредности одговарајућег GARCH модела приликом моделовања волатилности реалне вредности босанске конвертибилне марке (BAM), летонског лака (LVL), српског динара (RSD) и словеначког толара (SIT) у односу на евро (EUR), док је приликом моделовања волатилности реалне вредности естонске круне (EEK) у односу на евро (EUR) у једначину средње вредности одговарајућег GARCH модела неопходно унети ARMA (0,2) спецификацију.

#### 5.4. Хетероскедастичност у посматраним моделима

Хетероскедастичност показује да је варијанса случајне грешке различита за различите вредности независне променљиве, односно да не прати неку константну вредност. За детектовање хетероскедастичности најједноставнији метод јесте визуелизација. На првом графику на Слици 10 се јасно види да не постоји правилан образац између две варијабле, па су у том случају за случајне грешке може рећи да су хомоскедастичне. У свим осталим случајевима евидентна је одређена правилност у положају тачака, што указује на могућу хетероскедастичност.

Слика 10: Детекција хетероскедастичности



Извор: <https://www.rhayden.us/regression-models/detection-of-heteroscedasticity.html>

У дисертацији се, за детектовање хетероскедастичности, користе нешто поузданије методе. Уз помоћ Ljung-Box( $Q^2$ ) тест статистике испитује се постојање аутокорелације у квадратима резидуала која се назива ауторегресивна

хетероскедастичност. Као додатни тест користи се ARCH тест полази од једначине средње вредности из које узима оцењене резидуале  $\hat{\varepsilon}$  који се затим квадрирају и стављају у регресију са сопственим доцњама реда  $q$ :

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + v_t \quad (5.20)$$

при чему је  $v_t$  случајна грешка модела. Из регресије се деривира коефицијент детерминације  $R^2$  а затим се рачуна тест статистика са  $\chi^2(q)$  дистрибуцијом, при чему је  $T$  број опсервација.

Нулта хипотеза се дефинише на следећи начин:  $H_0 : \alpha_1 = 0; \alpha_2 = 0; \alpha_3 = 0, \dots, \alpha_q = 0$ , док се алтернативна хипотеза дефинише:  $H_0 : \alpha_1 \neq 0; \alpha_2 \neq 0; \alpha_3 \neq 0, \dots, \alpha_q \neq 0$ , односно у случају да су параметри  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_q$  статистички значајни, тада се посматрани модел суочава са проблемом хетероскедастичности, док у случају да параметри  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_q$  нису статистички значајни, тада се ни у посматраном моделу не уочава проблем хетероскедастичности.

Табела 9: LB(Q<sup>2</sup>) статистика и ARCH-LM тест

Валута	Q <sup>2</sup> (10)	Q <sup>2</sup> (20)	Q <sup>2</sup> (30)	ARCH
ALL	34.779 (0.000)	56.837 (0.000)	64.324 (0.000)	6.090024 (0.1073)
BAM	62.511 (0.000)	69.135 (0.000)	110.000 (0.000)	16.699440 (0.0008)
BGN	19.254 (0.018)	22.248 (0.199)	37.112 (0.226)	7.996624 (0.0057)
HRK	27.709 (0.002)	30.105 (0.068)	31.530 (0.390)	1.233456 (0.2667)
CZK	55.537 (0.000)	57.703 (0.000)	63.554 (0.000)	20.521430 (0.0000)
EEK	31.597 (0.000)	34.301 (0.017)	47.941 (0.020)	9.350430 (0.0022)
HUF	38.286 (0.000)	41.517 (0.003)	47.571 (0.022)	26.146850 (0.0000)
LTL	33.646 (0.000)	49.685 (0.000)	51.792 (0.008)	18.897600 (0.0000)
LVL	118.70 (0.000)	135.90 (0.000)	150.47 (0.000)	10.161900 (0.0000)
MKD	21.731 (0.017)	23.868 (0.248)	38.720 (0.132)	8.613872 (0.0033)
EUR	18.201 (0.077)	40.300 (0.005)	47.880 (0.020)	5.276655 (0.1601)
PLN	30.518 (0.001)	36.915 (0.012)	40.069 (0.104)	8.740472 (0.0031)
RON	21.215 (0.020)	30.153 (0.067)	33.895 (0.285)	14.68434 (0.0001)
RSD	27.980 (0.002)	32.794 (0.036)	38.679 (0.133)	7.936765 (0.0048)
SIT	17.603 (0.089)	34.112 (0.029)	40.998 (0.101)	5.684597 (0.1596)
SKK	26.243 (0.003)	45.955 (0.001)	54.680 (0.004)	5.861094 (0.0155)

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Очекивано присуство хетероскедастичности говори да би се GARCH модел могао употребити за моделовање волатилности реалних девизних курсева валута посматраних земаља. Ова тврдња поткрепљена је графичким приказима, који се налазе у Додатку 5, резидуала на којима се јасно види да је период високе волатилности праћен периодом високе волатилности, док је период ниске волатилности праћен периодом ниске волатилности стопа поврата реалног девизног курса свих посматраних земаља.

Добијени резултати јасно откривају хетероскедастичност у понашању стопе поврата реалних девизних курсева свих посматраних земаља, а вредности LB(Q<sup>2</sup>) статистике и ARCH-LM теста са припадајућим вероватноћама у заградама приказани су у Табели 9.

### 5.5. Избор и оцена адекватности GARCH (1,1) модела

Идеја је да се као мера волатилности реалног девизног курса користи условна варијанса реалног девизног курса изведена из GARCH (1,1) модела за сваку посматрану државу за сваку годину како би добијени резултати међусобно били упоредиви:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (5.3)$$

где је  $h_t$  условна варијанса, док је  $\varepsilon_t$  стохастички део модела.

Вох-Јенкинс процедура налаже да се приликом оцене модела оптимални ARMA модел користи у једначини средње вредности код серија стопа поврата код којих је установљена аутокорељација што је раније детаљније образложено. Сви GARCH (1,1) модели оцењени су QML методом.

У оцењеним моделима из Табеле 10 се јасно види статистички значајан ARCH и GARCH ефекат у стопи поврата реалног девизног курса за све посматране земље. Као годишња мера волатилности реалних девизних курсева валута посматраних земаља коришћен је дванаестомесечни просек условне варијансе посматране године.

Табела 10: Оцењени GARCH (1,1) модели

Земља	Волатилност – условна варијанса
Албанија	$h_t = 0.043700 + 0.104710\varepsilon_{t-1}^2 + 0.859273h_{t-1}$ (0.1677) (0.0425) (0.0000)
Босна и Херцеговина	$h_t = 0.050045 + 0.132852\varepsilon_{t-1}^2 + 0.831764h_{t-1}$ (0.2932) (0.0941) (0.0000)
Бугарска	$h_t = 0.035768 + 0.181263\varepsilon_{t-1}^2 + 0.787529h_{t-1}$ (0.3094) (0.0531) (0.0000)
Хрватска	$h_t = 0.067906 + 0.098610\varepsilon_{t-1}^2 + 0.837896h_{t-1}$ (0.2161) (0.0035) (0.0000)
Чешка	$h_t = -0.010989 + 0.342537\varepsilon_{t-1}^2 + 0.716239h_{t-1}$ (0.0000) (0.0211) (0.0000)
Естонија	$h_t = 0.042754 + 0.133980\varepsilon_{t-1}^2 + 0.782295h_{t-1}$ (0.1873) (0.0994) (0.0000)
Мађарска	$h_t = 0.105834 + 0.122119\varepsilon_{t-1}^2 + 0.896936h_{t-1}$ (0.2270) (0.0684) (0.0000)
Летонија	$h_t = 0.030958 + 0.062496\varepsilon_{t-1}^2 + 0.998533h_{t-1}$ (0.5663) (0.3436) (0.0000)
Литванија	$h_t = 0.327117 + 0.144549\varepsilon_{t-1}^2 + 0.726247h_{t-1}$ (0.0962) (0.0288) (0.0000)
БЈР Македонија	$h_t = 0.275429 + 0.407889\varepsilon_{t-1}^2 + 0.380169h_{t-1}$ (0.0391) (0.0185) (0.0478)
Црна Гора	$h_t = 0.037592 + 0.151141\varepsilon_{t-1}^2 + 0.838200h_{t-1}$ (0.0465) (0.0000) (0.0000)
Пољска	$h_t = 1.434382 + 0.364849\varepsilon_{t-1}^2 + 0.444914h_{t-1}$ (0.1008) (0.0052) (0.0165)
Румунија	$h_t = 0.001918 + 0.649989\varepsilon_{t-1}^2 + 0.212205h_{t-1}$ (0.0068) (0.0001) (0.0380)
Србија	$h_t = 0.038790 + 0.106783\varepsilon_{t-1}^2 + 0.871960h_{t-1}$ (0.4270) (0.0001) (0.0000)
Словачка	$h_t = 0.016303 + 0.168867\varepsilon_{t-1}^2 + 0.834002h_{t-1}$ (0.2985) (0.0258) (0.0000)
Словенија	$h_t = 0.007267 - 0.088976\varepsilon_{t-1}^2 + 1.048320h_{t-1}$ (0.0000) (0.0014) (0.0000)

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ програма EViews

У циљу оцене адекватности одабраних модела, као последњи корак у процесу моделовања волатилности реалног девизног курса дат је табеларни приказ статистике која указује на веродостојност оцењених модела а који је представљен у Табели 11.

Последњи корак Воx-Jenkins процедуре јесте провера адекватности модела и своди се на анализу резидуала оцењеног модела који треба да буду еквивалентни тзв. белом шуму, односно да не прате било какав системски шаблон. Резидуални не смеју да имају аутокорељационе и хетероскедастичне обрасце и морају да прате одређену теоријску расподелу.

Табела 11: Тестови адекватности оцењених GARCH модела

Валута	A	β	Диагностички тестови			
			α+β	Q(20)	ARCH	Pearson
ALL	0.104710	0.859273	0.963983	17.390	2.381485	63.84
BAM	0.132852	0.831764	0.964616	27.460	0.090350	67.21
BGN	0.181263	0.787529	0.968792	20.501	0.185955	71.26
HRK	0.098610	0.837896	0.936506	21.776	1.194721	66.14
CZK	0.342537	0.716239	1.058776	15.512	0.043653	63.98
EEK	0.133980	0.782295	0.916275	26.652	0.017757	64.52
HUF	0.122119	0.896936	1.009055	22.134	1.899358	72.13
LTL	0.144549	0.726247	0.870796	13.590	0.041820	60.19
LVL	0.062496	0.998533	1.061029	15.998	0.125874	73.29
MKD	0.407889	0.580169	0.988058	16.400	0.210323	62.21
EUR	0.151141	0.838200	0.989341	14.974	0.284795	61.78
PLN	0.364849	0.444914	0.809763	6.996	0.129649	78.22
RON	0.649989	0.212205	0.862194	11.995	0.378683	69.84
RSD	0.106783	0.871960	0.978743	22.804	0.173190	72.64
SIT	-0.088976	1.048320	0.979344	11.298	0.619338	65.49
SKK	0.168867	0.834002	1.002869	23.641	0.525581	66.31

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Поред тога тестира се и услов стриктне стационарности који каже да збир оцењених параметара не сме да прелази један, односно:

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (5.21)$$

У циљу провере да ли предвиђена дистрибуција одговара емпиријској расподели примењен је Pearson тест адекватности примењеног модела. Тест има  $\chi^2$  расподелу и упоређује разлику између датим моделом добијене и очекиване фреквенције исхода, а рачуна се по следећој формули:

$$P(g) = \sum_{i=1}^r \frac{(n_i - E(n_i))^2}{E(n_i)} \quad (5.22)$$

где је  $r$  посматрани број категорија, а  $n_i$  посматрани број у узорку који упада у  $i$ -ту категорију,  $E(n_i)$  је број посматрања који се очекује да буде у  $i$ -тој категорији.

Pearson статистика је ниже вредности у случају када је већина емпиријских тачака добијених оцењеним моделом ближа очекиваним вредностима, односно више вредности у ситуацији да је већина емпиријских тачака добијених оцењеним моделом даља од очекиваних вредности.

С тим у вези, у Табели су приказани: збир оцењених  $\alpha$  и  $\beta$  коефицијената,  $LB(Q)$  статистика као и вредности  $ARCH-LM$  теста како би се утврдило одсуство аутокорејације и хетероскедастичности код одабраних модела као и Pearson статистика.

Оно што је из Табеле 11 видљиво свакако је чињеница да су се оцењени модели адекватно изабрани.

## 6. Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ

У циљу проналажења одговора на питање да ли постоји утицај необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса посматраних валута у односу на евро на прилив СДИ у посматраном периоду, и у ком правцу и обиму, оцењен је следећи модел:

$$y_{i,t} = \beta y_{i,t-1} + \theta'(L)VOL_{i,t} + \phi'(L)x_{i,t} + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6.1)$$

$$\text{за } i = 1, \dots, N \text{ и } t = q+1, \dots, T$$

где је  $y_{i,t}$  природни логаритам прилива СДИ исказан у проценту од бруто друштвеног производа (БДП) посматране земље  $i$  у периоду  $t$ ,  $VOL_{i,t}$  је необјашњени део волатилности реалног девизног курса посматраних земаља у односу на евро,  $x_{i,t}$  је вектор осталих објашњавајућих варијабли,  $\theta(L)$  и  $\phi(L)$  су вектори повезани са полиномима у оператору доцњи,  $q$  је максимални број доцњи,  $\gamma_t$  означава специфичне временске ефекте,  $\alpha_i$  је ознака за необјашњене ефекте специфичне за поједине земље које су предмет посматрања, и  $\varepsilon_{i,t}$  је грешка модела.

### 6.1. Необјашњена волатилност реалног девизног курса као детерминанта СДИ

Engel и Rogers (1994) сматрају да је део волатилности реалног девизног курса националних валута могуће објаснити помоћу две једноставне варијабле, а то су просторна удаљеност изражена у километрима и државна граница. Наиме, они у свом раду тврде да просторна удаљеност између градова може да објасни значајан део варијација у ценама истих производа у различитим државама. Поменуте варијације у ценама су нешто ниже уколико су градови у оквиру истих државних граница, док су варијације већег обима уколико између посматраних градова постоји државна граница. Kiyota и Urata (2004) у свом раду поред поменутих варијабли предлажу и укључивање додатне варијабле у модел, величине тржишта посматране земље.

Како би се пажња усмерила на необјашњени део волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро, у складу са радовима Engel и Rogers (1994) и Kiyota и Urata (2004) оцењен је следећи модел:

$$Vol_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Dist_i + \beta_2 \ln GDP_{i,t} + \beta_3 EUdummy_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (6.2)$$



при чему је  $i$  ознака посматране земље, док је  $t$  ознака временског периода. Варијабла на левој страни,  $Vol_{i,t}$ , означава волатилност исказану путем условне варијансе деривираних из GARCH (1,1) модела у години  $t$  за земљу  $i$ .<sup>103</sup> Варијабле на десној страни су просторна удаљеност изражена у километрима, односно дистанца,  $Dist_i$ , реални *per capita* БДП,  $GDP_{i,t}$ , вештачка варијабла,  $EUdummy_{i,t}$ , креирана како би означила улазак посматране земље у Европску унију, и  $\mu_{i,t}$  представља грешку модела.

Имајући на уму да највећи број инвеститора у посматране земље долази из земаља Европске уније<sup>104</sup> дистанца,  $Dist_i$ , означава удаљеност главног града посматране земље од Брисела као *de facto* престонице Европске уније изражено у километрима. Bénassy-Quéré и аутори (2001) тврде да трошкови транспорта мерени географском удаљеношћу утичу на приливе СДИ путем додатних трошкова, као и путем волатилности реалног девизног курса. Географска удаљеност такође може да служи као апроксимација за лакоћу добијања потребних информација за доношење одлука о инвестирању.<sup>105</sup> Према овом схватању, просторна удаљеност изражена у километрима може да утиче на реални курс имајући у виду да већа удаљеност имплицира и виши ниво трошкова неопходних за добијање потребних информација о земљама потенцијалним примаоцима страних инвестиција.

БДП по глави становника у модел је укључен као апроксимација за величину тржишта посматране земље  $i$ . Сходно мишљењу који је у свом раду изнео Chakrabarti (2001) апсолутни ниво БДП-а није адекватан показатељ величине тржишта у недовољно развијеним земљама. Он сматра да је апсолутни ниво БДП-а пре апроксимација броја становника једне земље, док БДП по глави становника заправо представља платежну способност посматране земље која је адекватнија мера величине тржишта.

Вештачка (енг. *dummy*) варијабла укључена је у модел са циљем контролисања ефекта државне границе. Узимајући у обзир да највећи број инвеститора долази из земаља Европске уније, ова варијабла узима вредност 1 уколико посматрана земља  $i$  јесте чланица Европске уније, док узима вредност 0 уколико посматрана земља  $i$  није чланица Европске уније.

Како би се контролисали евентуални остали ефекти специфични за одређену земљу као и макроекономски шокови, модел је оцењен уз помоћ методе тзв. случајних ефеката са вештачки конструисаним временским варијаблама.

<sup>103</sup> Годишња мера је просек месечних вредности уловних варијанси посматране године

<sup>104</sup> Ботрић и Шкуфлић (2006) нуди три могућа објашњења: (1) близина, (2) ширење тржишта и (3) процес придруживања ЕУ.

<sup>105</sup> За детаљније информације погледати нпр. Grosse и Trevino (1996).

Резултати Хаусман тест статистике дозвољавају овакву врсту методологије, а добијени резултати приказани су у Табели 12.

Табела 12: Кретање волатилности реалног девизног курса

Варијабле	Коефицијенти	t-Статистика	Вероватноћа
Константа	18.42694	1.644409	0.1014
Дистанца	-5.646769	-1.621884	0.1061
БДП <i>per capita</i>	-0.247298	-1.951683	0.0521
EUdummy	-5.108742	-1.925214	0.0554

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Судећи према добијеним резултатима ефекат државне границе, као и величина тржишта објашњавају део волатилности реалног девизног курса. Наиме, виши ниво бруто друштвеног производа по глави становника делује на смањење волатилности реалног девизног курса валуте посматране земље у односу на евро, односно има повољан утицај на стабилизацију реалног девизног курса. Исти ефекат има у чланство у Европској унији. Наиме, чланство у Европској унији води до стабилизације реалног девизног курса националне валуте посматране земље чланице у односу на евро. Другим речима, код земаља чланица Европске уније учлањењем долази до смањења волатилности реалног девизног курса њихових валута у односу на евро. Резултати су значајни на нивоу од 5%. Оно што се још може се рећи, на основу добијених резултата, јесте чињеница да просторна удаљеност изражена у километрима не представља значајну детерминанту која утиче на кретање реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро што није у сагласности са основном претпоставком.

Уграђене вредности (енг. *fitted values*) израчунате из претходне једначине представљају објашњени део волатилности реалног девизног курса. Овај део волатилности могуће је лакше предвидети приликом доношења одлука о инвестирању и он ће бити означен као  $Vol_{i,t}^{\hat{}}$ .

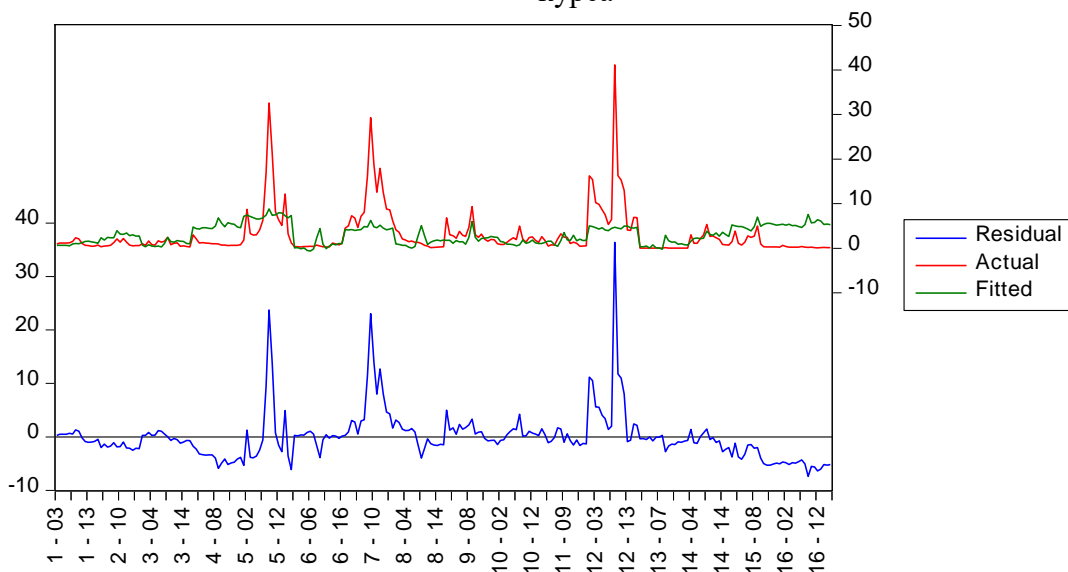
У циљу фокусирања на необјашњени део волатилности реалног девизног курса, од укупне волатилности изражене условном варијансом изведеном из GARCH (1,1) модела у години  $t$  за земљу  $i$  биће одузета објашњена волатилност<sup>106</sup> како би се добила необјашњена волатилност реалног девизног курса,  $VOL_i^i$ :

$$VOL_{i,t} = |Vol_{i,t} - Vol_{i,t}^{\hat{}}| \quad (6.3)$$

<sup>106</sup> Ефектима државне границе и величине тржишта.

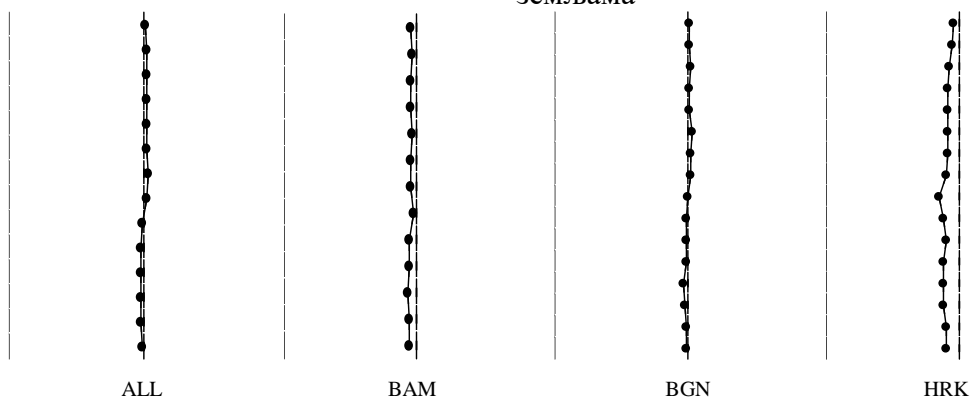
Како би се стекао увид колико се актуелна волатилност реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро заправо разликује од њеног необјашњеног дела у посматраном периоду, ове величине су представљене на Графикону 22, док су на Графикону 23 представљени резидуали по појединим земљама.

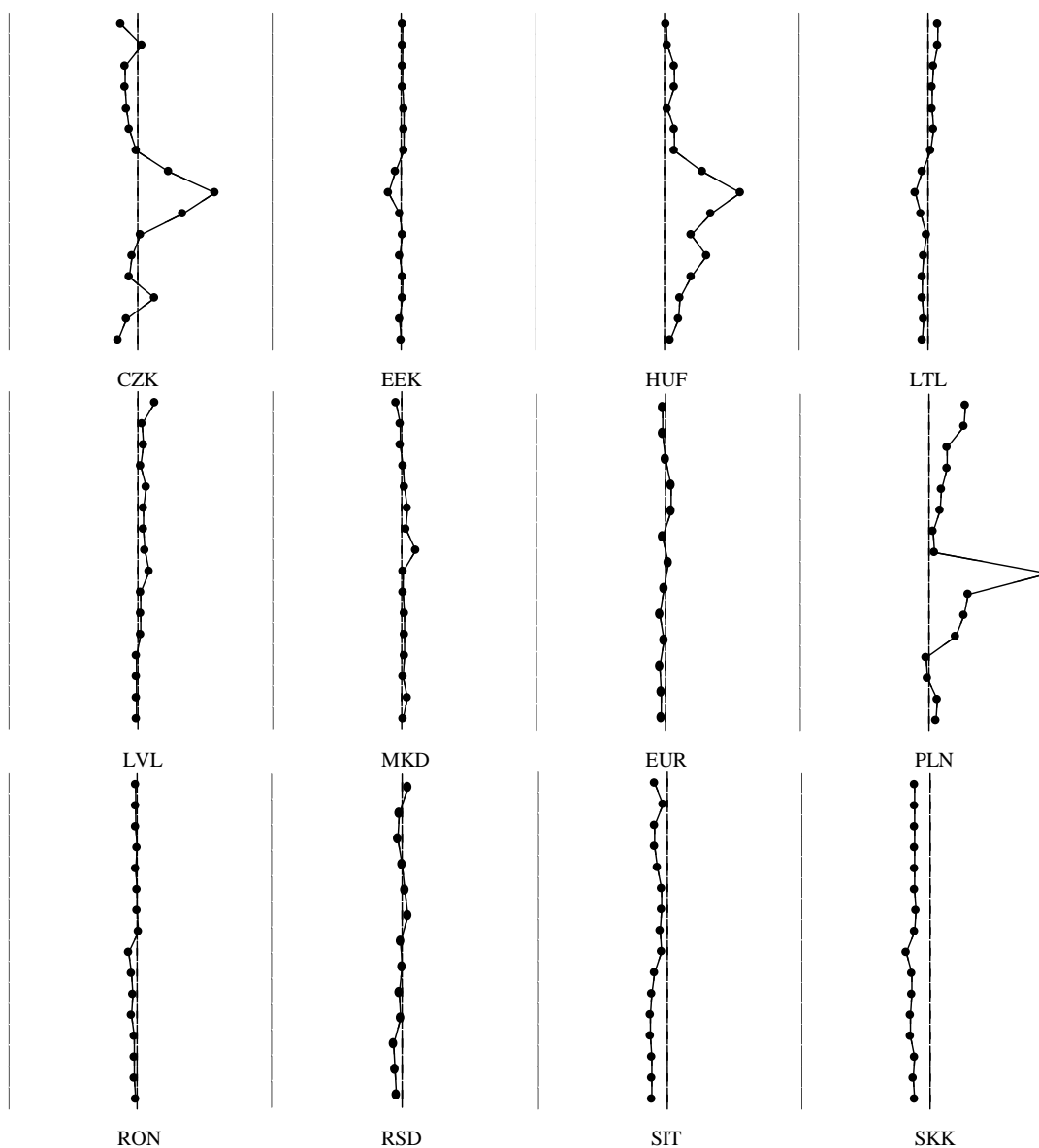
Графикон 22: Актуелна, објашњена и необјашњена волатилност реалног девизног курса



Извор: Аутор на основу података чији су извори дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Графикон 23: Плот резидуала волатилности реалног девизног курса по појединим земљама





Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ програма EViews

Оно што је видљиво из плота резидуала волатилности реалног девизног курса по појединим земљама јесте да су највећа одступања посматраних величина забележена у Хрватској, Мађарској и Пољској.

## 6.2. Образложење укључивања додатних варијабли

Иако је фокус посматраног истраживања усмерен на однос необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса и прилива СДИ у шеснаест земаља у транзицији у периоду од 2000. до 2016. године, у разматрање је нужно узети и остале варијабли које потенцијално детерминишу прилив СДИ. Обзиром да досадашња емпиријска литература није у потпуности сагласна у вези са

детерминантама СДИ, остаје да се укључе оне детерминанте за које постоји највећи ниво сагласности да могу да утичу на прилив СДИ у посматране земље.

Bevan и Estrin (2004) на основу добијених резултата спроведеног истраживања закључују да стране инвестиције у земље у транзицији имају за циљ освајање нових тржишта као и трагање за ефикасношћу. У складу са тим Brzozowski (2006) у свом раду закључује да су СДИ у земље у транзицији примарно вођене величином тржишта. Ипак, величина тржишта није узета у обзир приликом разматрања детерминанти прилива СДИ у главном моделу. Може се сматрати да су величина тржишта, просторна удаљеност изражена у километрима и ефекат државне границе већ, на неки начин, укључене у модел, путем необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро, те се оне неће поново разматрати.

Прва додатна варијабла која је експлицитно укључена у модел јесте ниво реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро. За ову варијаблу може се рећи да је једна од варијабли за коју се конвенционално очекује да ће бити укључена у модел разматрања детерминанти СДИ. Очекивања су да депресијација, односно смањење цене валуте посматране земље повољно делује на ниво прилива СДИ, јер смањује трошкове производње и смањује цену имовине у земљи домаћина у односу на цене изражене у валутама других земаља. С тим у вези, за очекивати је да апресијација домаће валуте посматране земље обесхрабри стране инвеститоре да даље улажу свој капитал.

Релативни трошкови радне снаге и трошкови капитала сматрају се уобичајеним варијаблама у свим моделима који покушавају да објасне детерминанте прилива СДИ из веома једноставног разлога, а то је поређење трошкова производње у различитим земљама.

Görg и Wakelin (2002) у свом раду скрећу пажњу на чињеницу да ће због улагања капитала из развијених у земље у развоју, односно у транзицији, значај трошкова радне снаге бити велики управо из разлога што инвеститори у овом случају највећи део свог новца улажу у радно интензивне секторе. Bevan и Estrin (2004) на основу добијених резултата спроведеног истраживања о детерминантама прилива СДИ у земље у транзицији закључују да инвеститори из Европске уније улажу у земље у транзицији управо због нижих трошкова радне снаге. Према мишљењу које су у свом раду изнели Bénassy-Quéré и аутори (2001) препоручљиво је да се трошкови радне снаге рачунају реалним мерама. Као што су то приметили Abbot и аутори (2012) радна снага обично кошта мање у земљама у развоју, односно у транзицији, у односу на развијене земље, али је неопходно обратити пажњу и на ниво продуктивности радне снаге. Стога, они сматрају да би мера релативних трошкова радне снаге која укључује реалне зараде пондерисане нивоом продуктивности била боља мера трошкова радне снаге. Имајући у виду све горе

поменуто, у модел је укључена варијабла која мери релативне трошкове радне снаге, односно реалне зараде су пондерисане нивоом продуктивности за сваку годину за све посматране земље. Очекује се да ће нижи ниво зарада позитивно утицати на прилив СДИ.

Иако уобичајена варијабла у моделима који покушавају да пруже одговор о детерминантама прилива СДИ, каматна стопа, као добра апроксимација цене капитала, није укључени у модел. Разлог овакве одлуке је прихаватње става који су у свом раду изнели Bénassy-Quéré и аутори (2001) који тврде да се капитал у највећој мери набавља на светском тржишту капитала, те је каматна стопа идентична на обе локације, те је, из тог разлога, није неопходно укључити у модел.

Kiyota и Urata (2004) у свом раду примећују да потенцијални инвеститори сматрају да је нека земља погодна за улагање уколико је она у претходном периоду примила висок ниво СДИ. На нивоу улагања у поједине секторе, величином улагања из претходног периода могуће је обухватити и ефекат агломерације. Brzozowski (2006) на основу добијених резултата спроведеног истраживања закључује да су СДИ у земље у транзицији на неки начин вођене нивоом СДИ из претходног периода. Стога је у модел укључена варијабла која мери ниво прилива СДИ из претходног периода, а очекивање везано за ову варијаблу је да ће висок ниво СДИ из претходног периода створити повољну климу за нова улагања.

Мера отворености једне економије је такође једна од уобичајених варијабли модела који анализирају детерминанте прилива СДИ чији утицај на СДИ углавном зависи од типа инвестиционог улагања. Bénassy-Quéré и аутори (2001) примећују да уколико је циљ страних улагања у земљу домаћина извоз, онда оваква врста инвестирања захтева висок ниво отворености економије, јер би, у овом случају, релативно мало домаће тржиште тешко привукло стране инвеститоре. Судећи према ставу који су у свом раду изнели Görg и Wakelin (2002) виши ниво отворености једне националне економије могао би да привуче стране инвеститоре стварајући повољнију климу за улагања. Furceri и Borelli (2008) на основу добијених резултата спроведеног истраживања у свом раду закључују да у 35 земаља суседа Европске монетарне уније утицај волатилности девизног курса на прилив СДИ у великој мери зависи од нивоа отворености националне економије. Наиме, у релативно затвореним економијама<sup>107</sup> ефекат волатилности девизног курса је занемарљив, док у релативно отвореним економијама<sup>108</sup> стабилност девизног курса повезана је са вишим нивоом страних инвестиција. Узимајући у обзир резултате досадашњих истраживања и чињеницу

<sup>107</sup> Са релативно ниским нивоом прилива СДИ.

<sup>108</sup> Са већим потенцијалом за привлачење СДИ и већом изложеношћу спољним економским шокovima.

да су инвестиције у посматране земље у транзицији различите, очекивања везана за коефицијент који мери утицај варијабле отворености економије<sup>109</sup> нису унапред дефинисана.

Како би се добио одговор на питање да ли постоји асиметрија у одговору страних директних инвестиција у периоду ап्रेसијације валуте посматране земље домаћина у односу на њихово понашање у периоду деп्रेसијације валуте, конструисана је вештачка варијабла која узима вредност 1 у периоду апресијације валуте, и вредност 0 у периоду депресијације валуте. За очекивати је да постоји асиметрија у одговору инвестиција.

Још једна вештачка варијабла је конструисана, овај пут са циљем фокусирања на земље Западног Балкана. Наиме, у раду је из разлога добијања конзистентних и ефикасних економетријских оцена било неопходно у панел, поред земаља Западног Балкана, укључити и додатне земље. Одабране су земље које су у посматраном периоду припадале групи земаља у транзицији и које имају низ заједничких карактеристика са земљама Западног Балкана. Узимајући у обзир да су земље Западног Балкана ипак на неки начин специфичне, креирана је додатна вештачка варијабла која узима вредност 1 уколико посматрана земља припада групи земаља Западног Балкана, док је земљи која не припада групи земаља Западног Балкана додељена вредност 0.

### 6.3. Избор одговарајуће методологије истраживања

Обзиром да је једна од објашњавајућих променљивих у моделу (6.1) зависна променљива са доцњом, можемо да кажемо да овај модел садржи динамичке ефекте. Као што је претходно детаљно објашњено у поглављу (4.3.4), уколико би се за оцену модела (6.1) користиле економетријске технике за оцену статичких панел модела, какви су модели са случајним ефектима или модели са фиксним ефектима, оцена добијена на тај начин не би била релевантна узимајући у обзир да би зависна променљива била корелисана са случајном грешком. Како би се обезбедили ефикасни и конзистентни резултати на модел (6.1) примењена је SYS-GMM оцена предложена од стране Blundell и Bond (1998).

Прилив СДИ, волатилност реалног девизног курса и остале објашњавајуће варијабле које се обично укључују у модел могу бити симултано детерминисане. Применом SYS-GMM оцене предложене од стране Blundell и Bond (1998) свака објашњавајућа променљива се инструментализује на начин да се, поред објашњавајуће варијабле, укључи и њена вредност са доцњом, као и њена прва диференца превазилазећи на тај начин све проблеме везане за пристрасност која произилази из потенцијалне ендегености.

<sup>109</sup> У конкретном случају коришћена је стандардна мера отворености, односно извоз као проценат БДП-а.

Према мишљењу које у свом раду изнео Soto (2009) уколико је модел добро сачињен, мали број индивидуалних јединица посматрања ( $N$ ) нема никакав утицај на добијене резултате. Наиме, када су посматране временске серије умерене и високо перзистентне, оцене добијене путем системског GMM показују низак ниво пристрасности и високу прецизност.

#### 6.4. Стационарност посматраних временских серија

Проблем који се појављује у досадашњим емпиријским истраживањима приликом оцене стационарности посматраних временских серија састоји се у томе да се веома ретко узима у обзир постојање зависности међу јединицама посматрања (енг. *cross-sectional dependence*). Уколико постоји зависност међу јединицама посматрања примена прве генерације тестова јединичног корена доводи до слабе моћи примењеног теста.<sup>110</sup> Из тог разлога на посматране временске серије пре примене теста јединичног корена, примењени су тестови зависности међу јединицама посматрања.

Breusch и Pagan (1980) предложили су тест зависности међу јединицама посматрања, односно LM (енг. *Lagrange Multiplier*) статистику за фиксан број јединица посматрања ( $N$ ) када  $T \rightarrow \infty$  у хетерогеним панелима.

Нулта хипотеза овог теста дефинисана је путем следеће једначине:

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (6.4)$$

Под  $H_0$ , LM је асимптотски дистрибуирано као  $\chi$  на квадрат са  $N(N-1)/2$  степени слободе.  $\hat{\rho}_{ij}^2$  је ознака за оцену корелације резидуала ( $u$ )

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2\right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{jt}^2\right)^{1/2}} \quad (6.5)$$

Pesaran (2004) предлаже тест зависности међу јединицама посматрања за широк спектар панел модела који као основу узима просек горе оцењених корелација индивидуалних регресија панела, и може се дефинисати на следећи начин:

<sup>110</sup> За детаљније информације погледати нпр. Strauss и Yigit (2003).



$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \quad (6.6)$$

при чему  $\hat{\rho}_{ij} = \sum_{t=1}^T e_{it}e_{jt} / (\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)^{1/2}$  са  $e_{it}$  које се односи на OLS резидуале.

Табела 13: Резултати примењених тестова зависности међу јединицама посматрања

Варијабле	Тест	Статистика	Вероватноћа
СДИ	Breusch-Pagan LM	268.0473	0.0000
	Pesaran CD	9.3887	0.0000
СДИ у сектор производње	Breusch-Pagan LM	112.2541	0.0000
	Pesaran CD	11.7895	0.0000
СДИ у транспорт и комуникацију	Breusch-Pagan LM	251.8652	0.0000
	Pesaran CD	7.5214	0.0000
СДИ у фин. посредовање	Breusch-Pagan LM	207.2365	0.0000
	Pesaran CD	12.8954	0.0000
Ниво реалног девизног курса	Breusch-Pagan LM	810.7092	0.0000
	Pesaran CD	11.4353	0.0000
Волатилност	Breusch-Pagan LM	3.0944	0.0786
	Pesaran CD	1.7591	0.0786
БДП <i>per capita</i>	Breusch-Pagan LM	1842.4700	0.0000
	Pesaran CD	42.8798	0.0000
Зараде	Breusch-Pagan LM	1391.2250	0.0000
	Pesaran CD	36.1311	0.0000
Отвореност	Breusch-Pagan LM	1202.8630	0.0000
	Pesaran CD	33.5314	0.0000

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Резултати примењених тестова зависности међу јединицама посматрања, који су приказани у Табели 13, показују висок ниво зависности међу посматраним земљама у панелу. Добијени резултати налажу примену тестова јединичног корена друге генерације у циљу испитивања стационарности посматраних временских серија који дозвољавају одређени ниво зависности међу јединицама посматрања. С тим у вези, примењен је динамички модел теста јединичног корена који су у свом раду предложили Bai и Ng (2004). За проверу добијених резултата коришћен је и алтернативни тест јединичног корена друге генерације који је у свом раду предложио Pesaran (2003) који је спецификовао зависност сваке

јединице посматрања као заједничког факторског модела. Обзиром да представљају два другачија приступа истом проблему тестови су идеални као верификација један другог.

Vai и Ng (2004) анализирају следећи динамички модел:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \lambda'_i f_t + y_{it}^0 \\ y_{it}^0 &= \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6.7)$$

Аутори оцењују стационарност фактора и идиосинкратички елемент који предлаже да се резултати деривирани из индивидуалних ADF тестова буду дефакторисани са различитим  $p$ -вредностима:

$$P_{\hat{\varepsilon}}^C = \frac{-2 \sum_{i=1}^N \ln p_{\hat{\varepsilon}}^C(i) - 2N}{\sqrt{4N}} \xrightarrow{d} N(0,1) \quad (6.8)$$

при чему се  $p_{\hat{\varepsilon}}^C(i)$  односи на  $p$ -вредности ADF теста.

Pesaran (2003) предлаже технику базирану на ADF регресији са вредношћу средине попречног пресека са доцњом. Првом диференцом добија се зависност међу јединицама посматрања на једнофакторском моделу. Једноставна CADF (енг. *cross-sectionally augmented Dickey–Fuller*) регресија се може дефинисати на следећи начин:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i^* y_{i,t-1} + d_0 \bar{y}_{t-1} + d_1 \Delta \bar{y}_t + \varepsilon_{it} \quad (6.9)$$

У случају присуства озбиљније корелације, регресију би требало модификовати на следећи начин:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i^* y_{i,t-1} + d_0 \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{\rho} d_{j+1} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{k=1}^{\rho} c_k \Delta y_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \quad (6.10)$$

Pesaran је применио регресију на сваку јединицу посматрања,  $i$ , а затим и просечну  $t$ -статистику легираних вредности у циљу израчунавања CIPS статистике и то на следећи начин:

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (6.11)$$

Резултати примењених тестова јединичног корена представљени су у Табели 14.

Табела 14: Резултати примењених тестова јединичног корена

Варијабле	CIPS	Bai и Ng
СДИ	-2.3411	-5.330907
СДИ у сектор производње	-.1.7414	-1.016002
СДИ у транспорт и комуникацију	-2.3016	-10.215840
СДИ у фин. посредовање	-2.2616	-5.236840
Ниво реалног девизног курса	-2.3269	-3.258741
Волатилност	-2.1587	-1.995874
БДП <i>per capita</i>	-2.3874	-7.110254
Зараде	-2.9654	-3.332485
Отвореност	-2.2287	-2.965841

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Резултати примењених тестова јединичног корена указују да су посматране временске серије стационаране, односно да не поседују јединични корен.

### 6.5. Питање корелације и ендогености у посматраним моделима

Питање ендогености које се намеће као једна од критика досадашњих емпиријских истраживања која у фокусу имају анализу утицаја волатилности девизног курса на прилив СДИ, а на коју је у свом раду указао Russ (2007), сасвим је успешно решено уз помоћ примењене SYS-GMM методологије, што је већ детаљније образложено, те се на овом месту неће понављати.

За детекцију потенцијалне корелације међу регресорима, односно објашњавајућим променљивима, конструисана је и оцењена корелациона матрица која је представљена у Табели 15.

Табела 15: Корелациона матрица

	Вол.	СДИ(-1)	Реални курс	Отвор.	Зараде	Асимет.	Западни Балкан
Волатилност	1.00000						
СДИ(-1)	0.27331	1.00000					
Реални курс	0.02034	-0.01402	1.00000				
Отвореност	-0.00517	-0.13554	0.21602	1.00000			
Зараде	-0.14552	-0.21459	0.10169	0.76100	1.00000		
Асиметрија	-0.02318	-0.08161	0.02717	0.10349	0.07814	1.00000	
Западни Балкан	0.09221	0.14646	0.11602	-0.28988	-0.33877	-0.02064	1.00000

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Као што јасно може да се види из Табеле 15 ни један коефицијент корелације посматраних независних променљивих не прелази 0.5 из чега се може извући закључак да не постоји корелација међу регресорима, односно да објашњавајуће променљиве нису корелисане међу собом.

### 6.6. Алтернативна мера волатилности

Како би се бар делимично превазишао проблем арбитрарности на овом месту биће представљена и алтернативна мера волатилности. Наиме, оно што је видљиво из табеле представљене у поглављу (3.1.3) које се бави сумирањем резултата досадашњих истраживања, део аутора истраживачких студија које у фокус стављају утицај волатилности, односно неизвесности проистекле из волатилности девизног курса на прилив СДИ, као меру волатилности, односно неизвесности, користе условну варијансу деривирану из одговарајуће GARCH спецификације, односно већином из GARCH (1,1) модела, други као меру волатилности користе стандардну девијацију (SD). Узимајући у обзир ову чињеницу, као алтернативна мера волатилности користиће се и стандардна девијација месечних промена реалног девизног курса у години  $t$  за посматрану земљу  $i$ .

Добијени резултати се у великој мери поклапају. Наиме, и даље улазак у Европску унију има позитиван утицај на стабилизацију реалног девизног курса, односно смањује волатилност реалног девизног курса. Исти ефекат има и величина тржишта посматране земље. Евентуалне импликације на крајње резултате размотрене су у даљем тексту.

### 6.7. Паралелни приказ и дискусија резултата

У претходном излагању јасно је образложен начин на који је израчунат необјашњени део волатилности реалног девизног курса националних валута посматраних земаља, дато је објашњење укључивања додатних варијабли у модел и представљени су разлози због којих је за оцену модела коришћен динамички панел модел. У наставку су приказани резултати који дају одговор на питање утицаја необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља на прилив СДИ. Прилив СДИ представљен је агрегатно, као и по појединим привредним гранама у које су страни инвеститори највише улагали. Мера волатилности реалног девизног курса националних валута посматраних земаља представљена је и алтернативно, те су у даљем тексту размотрене и импликације на добијене резултате.

Оно што је јасно видљиво из приказане Табеле 16 јесте чињеница да је необјашњени део волатилности реалног девизног курса националних валута посматраних земаља у односу на евро значајна детерминанта прилива СДИ у

посматраном периоду. Међутим, знак испред већине оцењених коефицијената није у складу са првобитним очекивањима. Наиме, било је за очекивати да инвеститори имају аверзију према ризику и да преферирају ниже нивое ликвидности, будући да стране директне инвестиције захтевају виши ниво почетних улагања. На основу добијених резултата, чини се да је ситуација другачија, односно да инвеститори преферирају више нивое волатилности реалног девизног курса, што је посебно видљиво када се посматра агрегатни ниво прилива СДИ, као и приливи СДИ у сектор финансијског посредовања, док необјашњени део волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро није битна детерминанта прилива СДИ у сектор транспорта, инфраструктуре и телекомуникација.

Једини сектор за који је првобитна претпоставка испуњена јесте сектор производње. Наиме, може се закључити да виши ниво необјашњене волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро негативно утиче на прилив СДИ у сектор производње. Ова варијабла значајна је на нивоу од 5%.

Табела 16: Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ – мера волатилности условна варијанса деривирана из GARCH (1,1) модела

Прилив СДИ Варијабле	Агрегатни ниво	Производња	Финансијско посредовање	Транспорт и комуникација
Волатилност	0.146178 (0.0005)	-0.406944 (0.0454)	0.240582 (0.0473)	0.021955 (0.5024)
Ниво реалног девизног курса	1.501448 (0.0584)	0.448145 (0.8336)	0.243313 (0.8827)	-0.234419 (0.7951)
СДИ(-1)	0.076247 (0.4227)	-0.070514 (0.1389)	-0.194444 (0.4298)	-0.181621 (0.0651)
Зараде	-6.849620 (0.0033)	-9.647750 (0.0311)	-8.558403 (0.7182)	-9.43319 (0.0059)
Отвореност	0.025675 (0.9616)	-1.075627 (0.0783)	0.340295 (0.6884)	0.887882 (0.0363)
Вештачка променљива	-0.150893 (0.8398)	-0.024668 (0.7753)	-0.078338 (0.2071)	0.052767 (0.5495)
Западни Балкан	0.115246 (0.8352)	0.115243 (0.1250)	0.435214 (0.6310)	0.025132 (0.8528)
Дијагностички тестови: Sargan тест AR(2)	136.38300 0.07931	180.0584 0.09521	177.6802 0.08952	130.9019 0.08124

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ програма EViews

Када су у питању остале објашњавајуће променљиве, за реалне зараде пондерисане нивоом продуктивности се може рећи да су значајна детерминанта

прилива СДИ у посматраним земљама у посматраном периоду. Наиме, оцењени коефицијент који се везује за реалне зараде пондерисане нивоом продуктивности статистички је значајан у готово свим оцењеним моделима, осим за сектор финансијског посредовања. Ограничење везано за овај закључак се односи на чињеницу да су реалне зараде пондерисане продуктивношћу запослених израчунате за целу посматрану националну економију, док би можда било боље да су приликом анализе утицаја волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ у поједине секторе као додатна варијабла коришћене реалне зараде пондерисане продуктивношћу запослених из посматраног сектора (у конкретном случају сектора производње, финансијског посредовања и сектора транспорта, инфраструктуре и телекомуникација). На жалост, у конкретном случају, мањак доступности детаљнијих података онемогућио је уклањање овакве врсте ограничења.

Није откривена асиметрија у одговору инвестиција у периоду ап्रेसијације и у периоду депресијације валуте посматране земље у односу на евро. Оно што још вреди истаћи јесте и чињеница да вештачка променљива конструисана са циљем фокусирања на земље Западног Балкана није статистички значајна, из чега следи закључак да исти резултати важе и за земље Западног Балкана. Дијагностички тестови показују да је модел адекватно спецификован и да не постоји проблем корелације у резидуалима.

Табела 17: Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ – мера волатилности SD

Прилив СДИ Варијабле	Агрегатни ниво	Производња	Финансијско посредовање	Транспорт и комуникација
Волатилност	12.16481 (0.0002)	-15.35651 (0.0710)	15.66895 (0.0020)	0.187135 (0.9195)
Ниво реалног девизног курса	1.696733 (0.0359)	1.002634 (0.5191)	0.216797 (0.8444)	0.035726 (0.9652)
СДИ(-1)	0.033424 (0.7437)	-0.086447 (0.2178)	-0.255828 (0.2061)	-0.190074 (0.0364)
Зараде	-8.106578 (0.0008)	-6.409854 (0.0080)	-3.236907 (0.1888)	-6.597962 (0.0033)
Отвореност	-0.925890 (0.1516)	-1.464743 (0.0529)	-0.024028 (0.9723)	-1.101857 (0.0176)
Вештачка променљива	-0.133908 (0.2550)	-0.034853 (0.6927)	-0.088892 (0.2142)	0.064189 (0.4567)
Западни Балкан	0.015896 (0.3289)	0.303129 (0.8070)	0.678071 (0.5352)	0.403029 (0.5350)
Дијагностички тестови:				
Sargan тест	139.68400	178.89690	177.36720	130.90910
AR(2)	-0.23212	0.41264	0.21857	-0.16821

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Када се као мера волатилности узме стандардна девијација, резултати су готово идентични, што се јасно може уочити из Табеле 17. И даље је необјашњена волатилност реалног девизног курса значајна детерминанта прилива СДИ, тако да се слободно може рећи да у овом случају избор другачије мере волатилности нема никакве импликације на добијене резултате. Да ли се такав закључак може извући и када се у меру волатилности укључе асиметрични ефекти, за које је утврђено да постоје у посматраним земљама, као и када се пажња усмери на дугорочну, односно краткорочну волатилност остаје да буде истражено у наставку текста.

## 7. Алтернативне мере волатилности реалног девизног курса и импликације на добијене резултате истраживања

Релативно скорије студије стављају акценат на природу волатилности, односно баве се питањем рашчлањавања макроекономске волатилности и оценом њеног утицаја на реалне макроекономске показатеље. Овакав приступ се може посматрати као даље истраживање декомпозиције, односно рашчлањавања детерминанти које утичу на ниво одређених макроекономских показатеља.

Аутори неколико емпиријских студија анализирали су утицај одступања од дугорочног тренда или трајне компоненте инвестиционих детерминанти на акумулацију капитала. Darby и аутори (1999) истраживали су утицај одступања од равнотежног нивоа девизног курса као значајан чинилац који утиче на одговор инвестиција на промене девизног курса. Nucci и Pozzolo (2001) су у свом раду представили резултате у којима се јасно види да су трајне промене девизног курса значајне за промену нивоа страних инвестиција производних фирми у Италију, док повремене промене нису значајна детерминанта страних инвестиција. Потребно је, међутим, нагласити да су поменути аутори користили специфичну методологију декомпозиције промена девизног курса<sup>111</sup> чији резултати сугеришу да су повремене промене само минорни део дугорочних или трајних промена девизног курса. Уз помоћ традиционалних GARCH модела није могуће одвојити привремену и сталну компоненту волатилности девизног курса те су се аутори користили за примену специфичне методологије.

Други недостатак традиционалног GARCH модела је чињеница да они претпостављају симетричне ефекте позитивних и негативних шокова на волатилност. Међутим, у литератури је распрострањено уверење да негативни шокови у временским серијама доводе до веће волатилности од позитивних шокова истог обима. Када су у питању серије приноса, асиметрично реаговање се приписује тзв. левериц ефекту, односно ефекту полуге. Због тога су у литератури формулисани бројни асиметрични GARCH модели. Један од њих је експоненцијални GARCH модел који ће такође бити примењен као алтернативна мера волатилности реалног девизног курса у даљем тексту.

### 7.1. Избор адекватне спецификације GARCH модела

Условна варијанса деривирана из GARCH (1,1) модела коришћена је у претходном истраживању из једноставног разлога упоредивости посматраних података. На овом месту ће, ради превазилажења проблема арбитрарности у избору адекватне мере волатилности реалног девизног курса, бити примењени и алтернативни GARCH модели.

<sup>111</sup> За детаљније информације погледати нпр. Beveridge и Nelson (1981).



У теоријском делу разматрања већ је било речи о адекватној спецификацији GARCH модела која је оптимална за моделовање волатилности реалног девизног курса посматраних земаља. Као што је и тамо поменуто, у већини земаља за моделовање волатилности реалног девизног курса оптимално је користити експоненцијални GARCH модел. Наиме, у циљу избора адекватне GARCH спецификације за моделовање волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља оцењени су следећи модели:

GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*)

$$\sigma_{e,t}^2 = C + \alpha_e \varepsilon_{e,t-1}^2 + \beta_e \sigma_{e,t-1}^2 + \sum_{i=1}^k \tau_e V_{e,i} \quad (7.1)$$

TGARCH (*Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*)

$$\sigma_{e,t}^2 = C + (\alpha_e + \gamma I_{e,t-1}) \varepsilon_{e,t-1}^2 + \beta_e \sigma_{e,t-1}^2 + \sum_{i=1}^k \tau_e V_{e,i} \quad (7.2)$$

EGARCH (*Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*)

$$\ln(\sigma_{e,t}^2) = C + \beta_e \ln(\sigma_{e,t-1}^2) + \alpha_e (\varepsilon_{e,t-1}) + \sum_{i=1}^k \tau_e V_{e,i} \quad (7.3)$$

$$\alpha(\varepsilon_{e,t-1}) = \psi_{e,1} \varepsilon_{e,t-1} + \psi_{e,2} (|\varepsilon_{e,t-1}| - \sqrt{2/\pi}) \quad (7.4)$$

PGARCH (*Power Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*)

$$\sigma_{e,t}^\delta = C + \alpha_e (|\varepsilon_{e,t-1}| - \mu_e \varepsilon_{e,t-1})^\delta + \beta_e \sigma_{e,t-1}^\delta + \sum_{i=1}^k \tau_e V_{e,i} \quad (7.5)$$

CGARCH (*Component Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*)

$$\sigma_{e,t}^2 = \bar{w} + \alpha_e (\varepsilon_{e,t-1}^2 - \bar{w}) + \beta_e (\sigma_{e,t-1}^2 - \bar{w}) + \sum_{i=1}^k \tau_e V_{e,i} \quad (7.6)$$

где  $\alpha$  мери ARCH ефекат,  $\beta$  мери GARCH ефекат, асиметрични ефекат мери се  $\gamma$  у TGARCH моделу, са  $\psi_1$  и  $\psi_2$  у EGARCH моделу, са  $\mu$  и  $\delta$  у PGARCH модели. Параметар  $\tau$  оцењује димњу варијабле ( $V$ ) које су креиране код евентуалних структурних ломова.

Оптималан GARCH модел одабран је на основу најнижег SIC критеријума, а добијени резултати приказани су у Табели 18.

Табела 18: Селекција одговарајућег GARCH модела уз помоћ SIC критеријума

	GARCH	TGARCH	EGARCH	PGARCH	CGARCH
ALL	2.983030	2.947855	<b>2.859775</b>	2.969800	2.904524
BAM	2.567724	2.587566	<b>2.499403</b>	2.614063	2.500142
BGN	2.703683	2.716061	<b>2.645958</b>	2.663990	2.650147
HRK	<b>2.900518</b>	2.904785	2.917575	2.943199	2.911458
CZK	3.989331	3.779792	<b>3.695726</b>	3.775453	3.700899
EEK	2.027065	1.938077	<b>1.934965</b>	1.962767	1.963746
HUF	4.804892	4.649469	<b>4.641575</b>	4.667526	4.642873
LTL	4.055800	3.958983	<b>3.957483</b>	3.967637	3.958861
LVL	3.282265	2.887688	<b>2.819015</b>	2.971438	2.904785
MKD	<b>2.909416</b>	2.935434	2.937566	2.961014	2.919737
EUR	<b>2.551377</b>	2.595833	2.582850	2.611245	2.599664
PLN	4.733728	4.697802	<b>4.695219</b>	4.717950	4.700111
RON	<b>4.131536</b>	4.155391	4.144214	4.181163	4.132278
RSD	<b>3.58 5492</b>	3.596627	3.624384	3.606670	3.588947
SIT	1.842130	1.424465	<b>1.404714</b>	1.470806	1.417856
SKK	2.983558	2.706080	<b>2.700954</b>	2.732258	2.704679

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Судећи према најнижој вредности SIC критеријума спроведеног истраживања, чији су резултати приказани у истраживачком делу дисертације, моделовање волатилности реалног девизног курса албанског лека (ALL) у доносу на евро (EUR) у периоду 2000. године до 2016. године најпогодније је уз помоћ условне варијансе EGARCH (1,1) модела са MA(1) компонентом и studentovom-t расподелом.

Моделовање волатилности реалног девизног курса босанске конвертибилне марке (BAM) и Словеначког толара (SIT) оптимално је уз помоћ условне варијансе EGARCH (1,1) модела са AR(1) компонентом и studentovom-t расподелом. Волатилност реалног курса бугарског лева (BGN) оптимално се моделује уз помоћ условне варијансе EGARCH (1,1) модела са studentovom-t расподелом без AR и MA компонената.

Путем условне варијансе деривирани из GARCH (1,1) модела са studentovom-t расподелом без AR и MA компонената најбоље је моделовати волатилност

реалног девизног курса хрватске куне (HRK) и румунског леја (RON), док се уз помоћ условне варијансе из EGARCH (1,1) модела са MA(1) компонентом и studentovom-t расподелом оптимално моделује волатилност реалног девизног курса чешке круне (CZK).

За моделовање реалног курса естонске круне (EEK) најбоља је условна варијанса из EGARCH (1,1) модел са MA(2) компонентом и studentovom-t расподелом. Волатилност реалног курса мађарске форинте (HUF) и литванског литаиа (LTL) оптимално одговара условној варијанси EGARCH (1,1) модела са MA(1) компонентом и studentovom-t расподелом.

За моделовање волатилности реалног девизног курса летонског лака (LVL) најпогоднији је EGARCH (1,1) модел са AR(1) компонентом и studentovom-t расподелом. Волатилност реалног курса евра који се користи као платежно средство у Црној Гори и македонског денара (MKD) оптимално се моделује уз помоћ GARCH (1,1) модела са studentovom-t расподелом без AR и MA компонената.

За моделовање волатилности реалног курса пољског злата (PLN) и словачке круне (SKK) најбоље је користити условну варијансу из EGARCH (1,1) модела са MA(1) компонентом и studentovom-t расподелом, док условна варијанса GARCH (1,1) модела са studentovom-t расподелом са AR(1) компонентом је оптимална за моделовање волатилности српског динара (RSD).

За кориговање номиналног курса и његово свођење на реалне величине свих валута коришћен је индекс произвођачих цена посматране земље и индекс произвођачких цена у Европској Унији.

## 7.2. Асиметричност у волатилности реалног девизног курса

Једанаест од посматраних шеснаест земаља волатилност реалног девизног курса своје валуте у односу на евро оптимално моделује Уз помоћ експоненцијалног генерализованог ауторегресивног модела условне хетероскедастичности, односно уз помоћ условне варијансе деривираних из EGARCH (1,1) модела. Као што је већ било речи експоненцијални GARCH дозвољава ефекте асиметрије у волатилности девизног курса.

С тим у вези, у Табели 19 су представљен оцењени експоненцијални генерализовани ауторегресивни модели условне хетероскедастичности или EGARCH (1,1) модели за сваку земљу појединачно са припадајућом вероватноћом у градама, као и основни тестовима провере адекватности конкретног оцењеног модела. Спецификација модела представљена је у уводном делу.

Табела 19: Оцењени EGARCH (1,1) модели

Валута	ARCH	GARCH	Асиметрија	Q(20)	ARCH
ALL	0.077317 (0.1447)	0.881254 (0.0000)	-0.093327 (0.0530)	17.536	0.596810
BAM	0.320550 (0.0947)	0.851578 (0.0000)	0.155749 (0.1799)	27.993	0.329997
BGN	0.001287 (0.9939)	0.932427 (0.0000)	0.196733 (0.0009)	21.747	0.219436
HRK	0.075517 (0.1958)	0.961519 (0.0000)	-0.117633 (0.0018)	20.408	0.438888
CZK	0.295043 (0.0004)	0.823343 (0.0000)	-0.131191 (0.0053)	15.516	0.052383
EEK	0.240446 (0.0364)	0.863027 (0.0000)	0.087084 (0.2796)	20.041	0.017751
HUF	0.119746 (0.0822)	0.965996 (0.9177)	-0.007929 (0.9177)	17.170	1.899358
LTL	0.421153 (0.0236)	0.697370 (0.0000)	-0.153865 (0.1814)	13.590	0.041820
LVL	0.096227 (0.0655)	0.996603 (0.0000)	0.012849 (0.7008)	14.282	0.218608
MKD	0.071162 (0.0546)	0.929175 (0.0000)	0.072758 (0.4944)	13.907	0.203448
EUR	0.326983 (0.2879)	0.768160 (0.0000)	0.213443 (0.3552)	16.074	0.765994
PLN	0.228574 (0.0157)	0.803225 (0.0000)	0.040394 (0.6246)	6.996	0.129647
RON	0.116354 (0.0125)	0.743163 (0.0000)	0.086123 (0.5095)	25.524	0.081549
RSD	0.367182 (0.1486)	0.629718 (0.0280)	-0.126224 (0.3043)	17.318	0.226609
SIT	0.175282 (0.0083)	0.877617 (0.0000)	-0.036445 (0.6264)	25.243	0.432553
SKK	0.023304 (0.7778)	0.925976 (0.0000)	0.071487 (0.0765)	24.707	0.069738

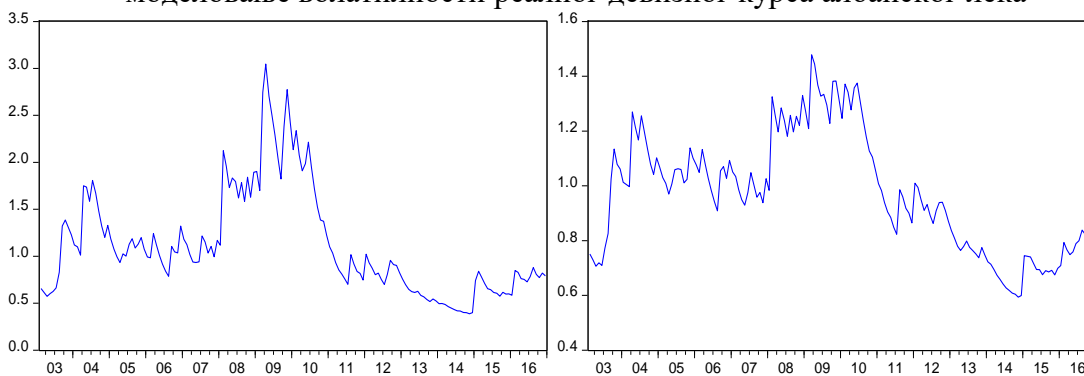
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Како би се добио комплетнији увид у разлике/сличности које постоје када су у питању условне варијансе деривираних из различитих спецификација, односно GARCH (1,1) модела и EGARCH (1,1) модела као мере волатилности реалних девизних курсева посматраних земаља, на Графиконима 24-39 су дате упоредне мере волатилности.

Коефицијент асиметрије код оцењеног EGARCH (1,1) модела чија се условна варијанса користи за моделовање албанског лека (ALL) је негативан и статистички значајан, што значи да позитивни шокови мање утичу на условну варијансу у будућем периоду него негативни шокови чему сведочи и Графикон

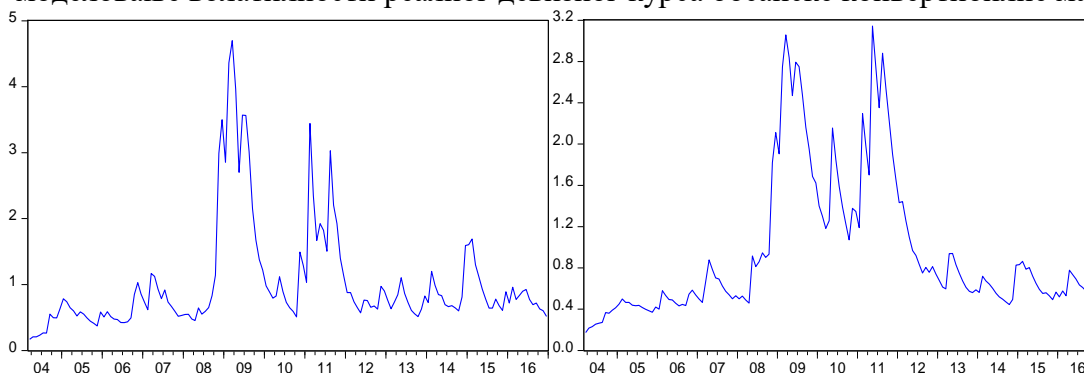
24. Посматрани асиметрични EGARCH (1,1) модел обезбеђује и доказе о левериџ ефекту.

Графикон 24: Условна варијанса деривирана из GARCH (1,1) и EGARCH (1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса албанског лека



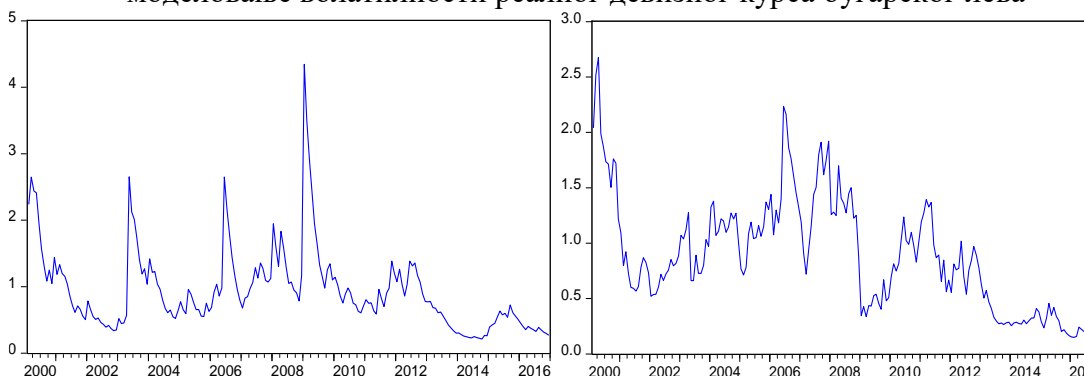
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ програма EViews

Графикон 25: Условна варијанса деривирана из GARCH (1,1) и EGARCH (1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса босанске конвертибилне марке



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ програма EViews

Графикон 26: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса бугарског лева

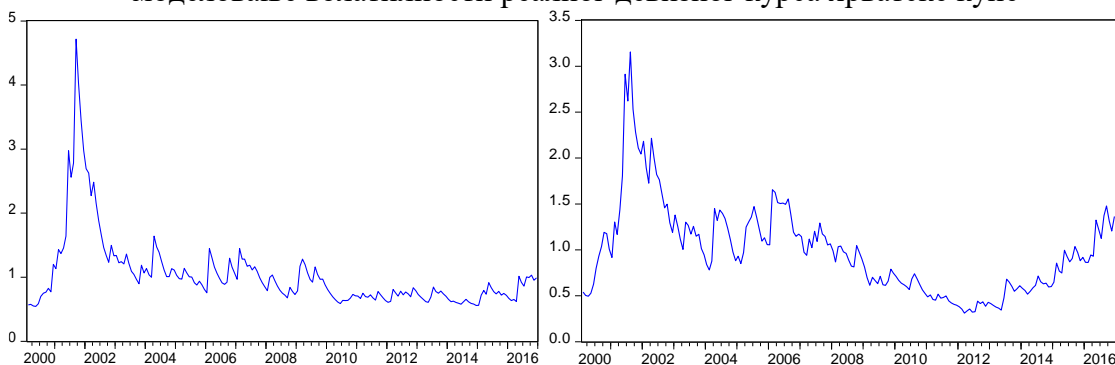


Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ програма EViews

Када се на Графикону 25 посматра моделовање волатилности реалног девизног курса босанске конвертибилне марке (BAM), коефицијент асиметрије код оцењеног EGARCH (1,1) модела је, међутим, позитиван и није статистички значајан.

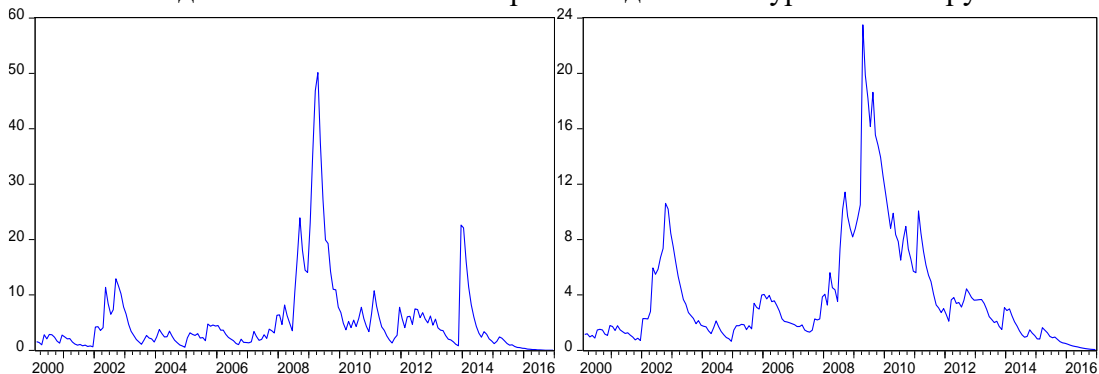
Ситуација је слична и када се на Графикону 26 посматра волатилност реалног девизног курса бугарског лева (BGN). Наиме, коефицијент асиметрије код овог модела је, такође, позитиван али и статистички значајан што указује на чињеницу да позитивни шокови имају већи утицај на волатилност реалног девизног курса бугарског лева него негативни шокови истог обима.

Графикон 27: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса хрватске куне



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Графикон 28: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса чешке круне



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Иако се путем условне варијансе деривиране из GARCH (1,1) модела са studentovom-t расподелом без AR и MA компонената најбоље моделује волатилност реалног девизног курса хрватске куне (HRK), овде ће из разлога употедивости података она бити моделована уз помоћ EGARCH (1,1) модела. Коефицијент асиметрије код оцењеног EGARCH (1,1) модела је негативан и

статистички значајан, што упућује на закључак да позитивне вести са тржишта генеришу мању волатилност реалног девизног курса хрватске куње него негативни шокови истог обима. Упоредни приказ оцењених условних варијанси деривираних из GARCH (1,1) и EGARCH (1,1) модела које се користе за оцену волатилности реалног девизног курса хрватске куње приказан је на Графикону 27.

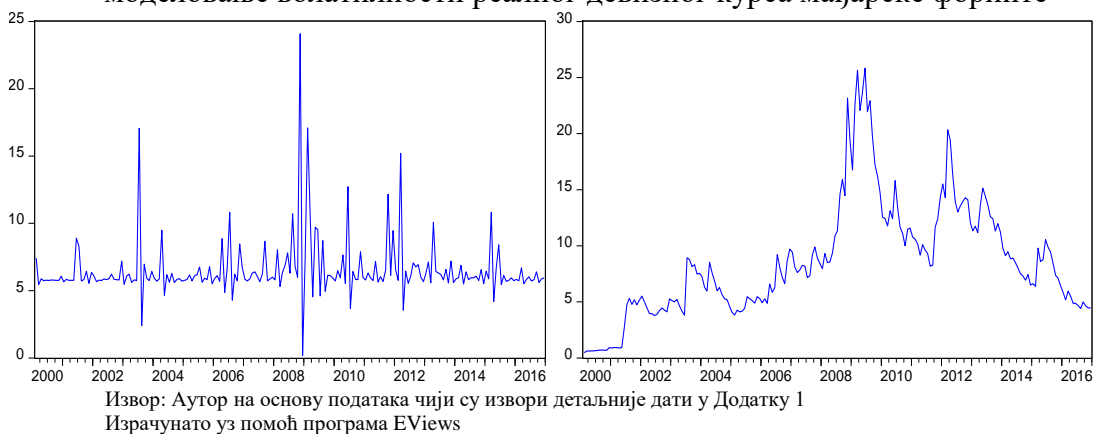
Код моделовања волатилности реалног девизног курса чешке круне (CZK) коефицијент асиметрије је негативан и статистички значајан, што значи да позитивни шокови мање утичу на условну варијансу у будућем периоду него негативни шокови што је видљиво из Графикана 28.

Графикон 29: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса естонске круне



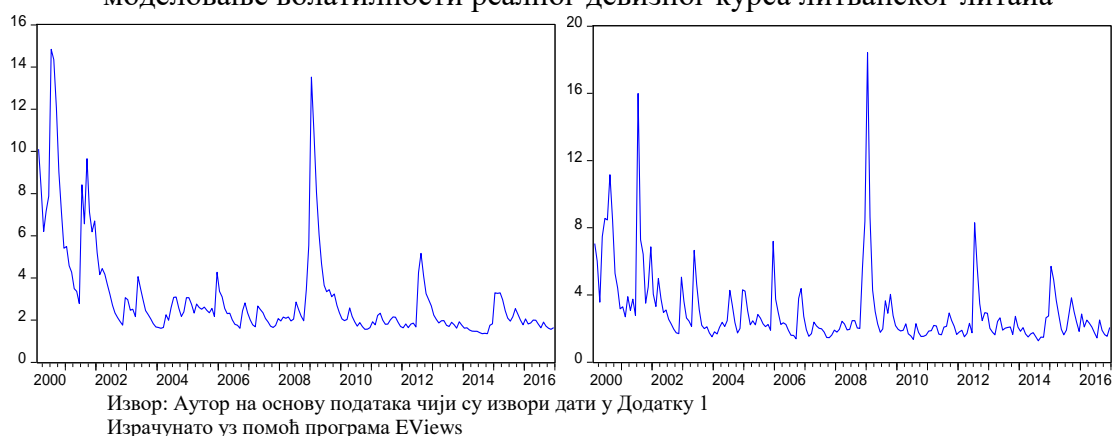
Иако је за моделовање реалног девизног курса естонске круне (EEK) најбоља условна варијанса деривирана из EGARCH (1,1) модела, коефицијент асиметрије код овог модела је позитиван и није статистички значајан, на основу чега се не може извести закључак о постојању асиметричности. Овакав закључак могуће је извести и погледом на Графикон 29.

Графикон 30: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса мађарске форинте

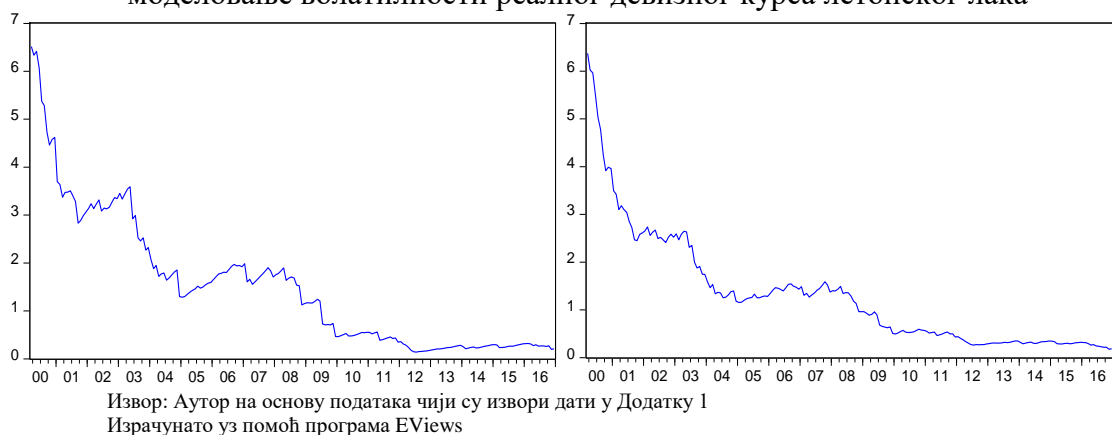


Волатилност реалног девизног курса мађарске форинте (HUF) најбоље одговара условној варијанси EGARCH (1,1). Оцењени коефицијент асиметрије овог модела је негативан, али не и статистички значајан. Упоредни приказ оцењених условних варијанси деривираних из GARCH (1,1) и EGARCH (1,1) модела које се користе за оцену волатилности реалног девизног курса мађарске форинте приказан је на Графикону 30.

Графикон 31: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса литванског литаиа



Графикон 32: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса летонског лака



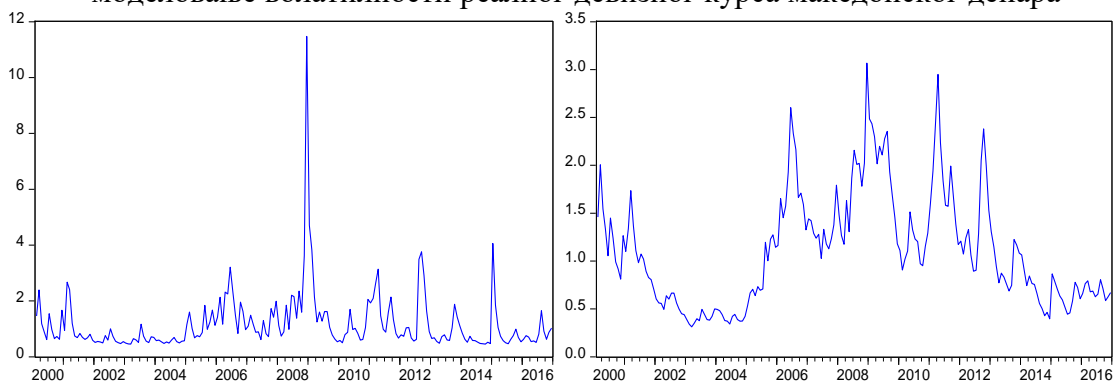
И за моделирање волатилности реалног девизног курса литванског литаиа (LTL) најоптималнија је условна варијанса EGARCH (1,1) и коефицијенти асиметрије оцењеног модела је негативан, али не и статистички значајни. Овакав закључак могуће је извести и на основу Графикана 31.

За моделовање волатилности реалног девизног курса летонског лака (LVL) најпогоднији је EGARCH (1,1). Међутим, коефицијент асиметрије код овог модела је позитиван и није статистички значајан, из чега се може извући закључак



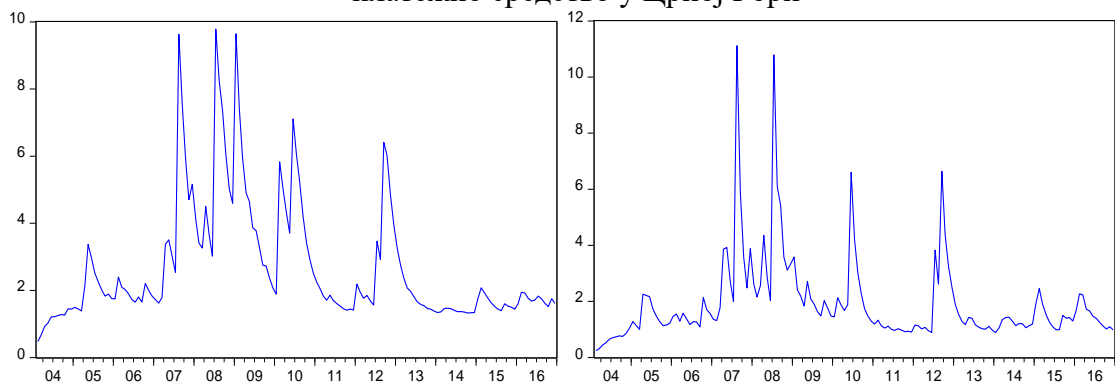
о непостојању симетричних ефеката у посматраној серији стопе поврата што је видљиво и из Графикона 32.

Графикон 33: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса македонског денара



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

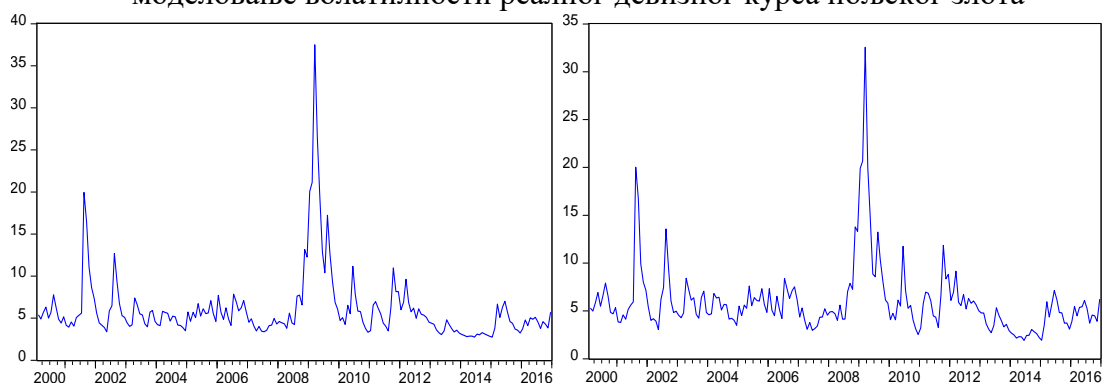
Графикон 34: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса евра који се користи као платежно средство у Црној Гори



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Иако се путем условне варијансе деривиране из GARCH (1,1) најбоље моделује волатилност реалног девизног курса македонског денара (MKD), овде ће из разлога употребивости података она бити моделована уз помоћ EGARCH (1,1) модела. Коefицијент асиметрије код оцењеног EGARCH (1,1) модела је позитиван и није статистички значајан, што не пружа доказе о постојању асиметричног ефекта. Упоредни приказ оцењених условних варијанси деривираних из GARCH (1,1) и EGARCH (1,1) модела које се користе за оцену волатилности реалног девизног курса македонског денара приказан је на Графикону 33.

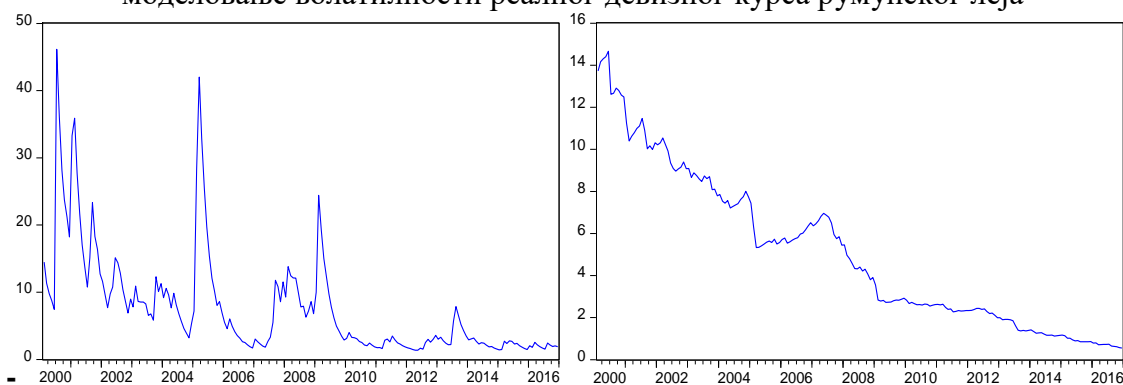
Графикон 35: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса пољског злота



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ програма EViews

Волатилност реалног девизног курса евра који се користи као платежно средство у Црној Гори оптимално се моделује уз помоћ GARCH (1,1) модела. Међутим, на овом месту ће из разлога употедивости података она бити моделована уз помоћ EGARCH (1,1) модела. Коefицијент асиметрије код оцењеног EGARCH (1,1) модела је позитиван и није статистички значајан, што не пружа доказе о постојању асиметричног ефекта, а чему сведочи и Графикон 34.

Графикон 36: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса румунског леја



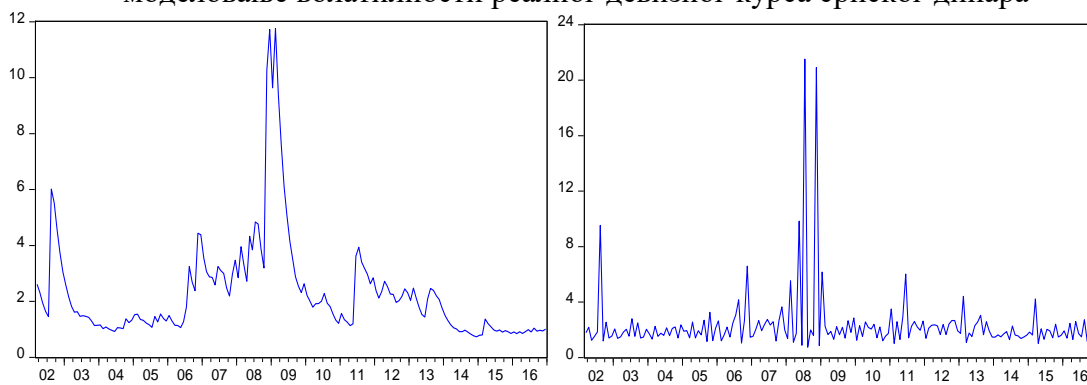
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ програма EViews

Иако је за моделовање волатилности реалног курса пољског злота (PLN) најбоље користити условну варијансу из EGARCH (1,1), коefицијент асиметрије оцењеног модела је позитиван и није статистички значајни, што је видљиво из Графикона 35.

Уз помоћ условне варијансе деривиране из GARCH (1,1) модела најбоље се моделује волатилност реалног девизног курса румунског леја (RON). Међутим и овде је, као што је већ било поменуто, из разлога упоредивости оцењен EGARCH

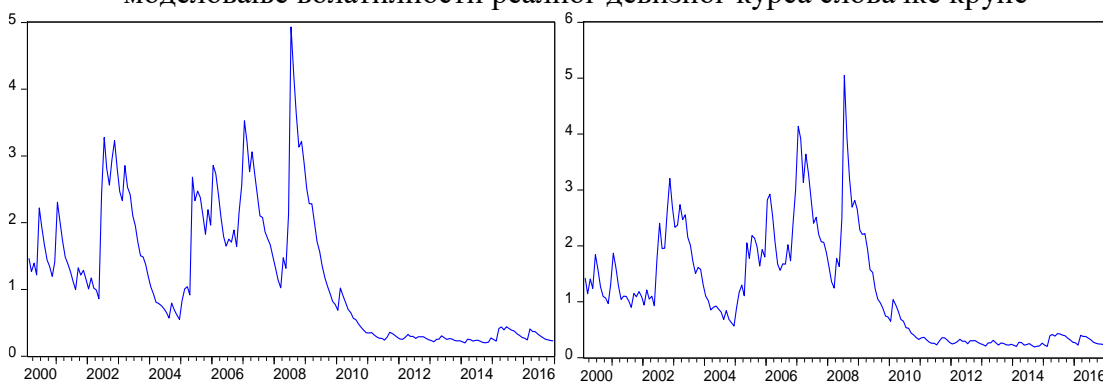
(1,1) чији коефицијент асиметрије није статистички значајан. Овакав закључак може се извести и погледом на Графикона 36.

Графикон 37: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса српског динара



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

График 38: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса словачке круне

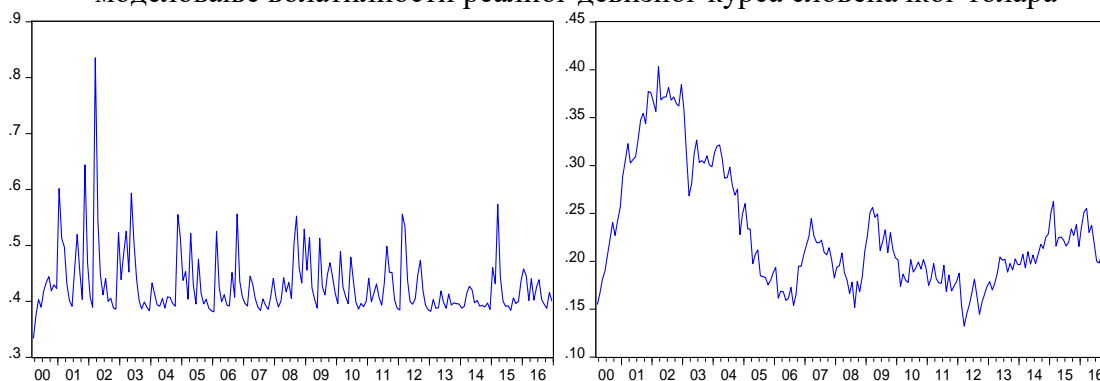


Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Иако се уз помоћ условне варијансе деривиране из GARCH (1,1) модела најбоље моделује волатилност реалног девизног курса српског динара (RSD) овде је, из разлога упоредивости оцењен EGARCH (1,1) чији коефицијент асиметрије није статистички значајан. Упоредни приказ оцењених условних варијанси деривираних из GARCH (1,1) и EGARCH (1,1) модела које се користе за оцену волатилности реалног девизног курса македонског денара приказан је на Графикону 37.

За моделовање волатилности реалног девизног курса словачке круне (SKK) најбоље је користити условну варијансу из EGARCH (1,1) модела, али коефицијенти асиметрије оцењеног модела није статистички значајан, што се може закључити и погледом на Графикон 38.

Графикон 39: Условна варијанса деривирана из GARCH(1,1) и EGARCH(1,1) за моделовање волатилности реалног девизног курса словеначког толара



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Моделовање волатилности реалног девизног курса словеначког толара (SIT) најоптималније је уз помоћ условне варијансе EGARCH (1,1), али коефицијент асиметрије код овог модела је позитиван и није статистички значајан, чему сведочи и Графикон 39.

### 7.3. Утицај волатилности реалног девизног курса са укљученим асиметричним ефектима на прилив СДИ

Методологија која је коришћена за оцену утицаја асиметричних ефеката у волатилности реалног девизног курса посматраних земаља у односу на евро на висину прилива СДИ у посматраним земљама после 2000. године остаје иста као и у претходном поглављу. Циљ овакве анализе јесте одговор на питање да ли се добијени резултати разликују када се уместо волатилности исказане условном варијансом деривираном из GARCH (1,1) модела<sup>112</sup> у анализи употребе подаци о волатилности исказаној путем условне варијансе деривиране из EGARCH (1,1) модела, односно када се у волатилност укључе и евентуални асиметрични ефекти. Опет, посматран је необјашњени део волатилности реалног девизног курса.

И на овом месту су коришћени подаци о агрегатном нивоу прилива СДИ, као и дисагрегирани подаци нивоа СДИ, односно оцењен је утицај волатилности реалног девизног курса у коју су укључени асиметрични ефекти на укупан прилив СДИ у посматране земље, као и утицај такве волатилности на прилив СДИ у оне секторе за које су инвеститори у посматраном периоду били најзаинтересованији, а то су: производња, финансијско посредовање, као и транспорт, инфраструктура и телекомуникације.

Да би се дошло до одговора на питање постоји ли утицај необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса посматраних валута у односу на евро, са

<sup>112</sup> Без узимања у обзир асиметричних ефеката.

укљученим асиметричним ефектима, на прилив СДИ у посматраном периоду, и у ком правцу и обиму, коришћен је следећи модел, већ представљен у шестом поглављу дисертације:

$$y_{i,t} = \beta y_{i,t-1} + \theta'(L)VOL_{i,t} + \phi'(L)x_{i,t} + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6.1)$$

$$\text{за } i = 1, \dots, N \text{ и } t = q+1, \dots, T$$

где је  $y_{i,t}$  природни логаритам прилива СДИ исказан у проценту од БДП посматране земље  $i$  у периоду  $t$ ,  $VOL_{i,t}$  је необјашњени део волатилности реалног девизног курса са укљученим асиметричним ефектима,  $x_{i,t}$  је вектор осталих објашњавајућих варијабли,  $\theta(L)$  и  $\phi(L)$  су вектори повезани са полиномима у оператору доцњи,  $q$  је максимални број доцњи,  $\gamma_t$  означава специфичне временске ефекте,  $\alpha_i$  је ознака за необјашњене ефекте специфичне за поједине земље које су предмет посматрања, и  $\varepsilon_{i,t}$  је грешка модела.

Како би се пажња усмерила на необјашњени део волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро са укљученим асиметричним ефектима, у складу са радовима Engel и Rogers (1996) и Kiyota и Urata (2004) оцењен је следећи модел:<sup>113</sup>

$$Vol_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Dist_i + \beta_2 \ln GDP_{i,t} + \beta_3 EUdummy_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (6.2)$$

при чему је  $i$  ознака посматране земље, док је  $t$  ознака временског периода. Варијабла на левој страни,  $Vol_{i,t}$ , означава волатилност исказану путем условне варијансе деривираних из EGARCH (1,1) модела у години  $t$  за земљу  $i$  (годишња мера је просек месечних вредности уловних варијанси посматране године). Варијабле на десној страни су просторна удаљеност изражена у километрима, односно дистанца,  $Dist_i$ , реални *per capita* БДП,  $GDP_{i,t}$ , вештачка варијабла,  $EUdummy_{i,t}$ , сачињена како би означила улазак посматране земље у Европску унију, и  $\mu_{i,t}$  представља грешку модела. Како би се контролисали евентуални остали ефекти специфични за одређену земљу као и макроекономски шокови, модел је оцењен уз помоћ методе тзв. случајних ефеката са вештачким временским варијаблама. Резултати Хаусман тест статистике дозвољавају овакву врсту методологије, а добијени резултати приказани су у Табели 20.

<sup>113</sup> Детаљније образложен у Поглављу 6.

Табела 20: Кретање волатилности реалног девизног курса

Варијабле	Коефицијенти	t-Статистика	Вероватноћа
Константа	25.05289	1.383336	0.1678
Дистанца	-6.779520	-1.205673	0.2291
БДП <i>per capita</i>	-15.30738	-1.747101	0.0819
EUdummy	-0.757106	-1.833723	0.0679

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Судећи према добијеним резултатима ефекат државне границе, као и величина тржишта објашњавају део волатилности реалног девизног курса у коју су укључени и асиметрични ефекти слично резултатима из Поглавља 6 дисертације. Стога је могуће извући и закључак да у посматраном случају избор мере волатилности не утиче на крајње резултате. Наиме, и даље виши ниво БДП по глави становника делује на смањење волатилности реалног девизног курса, односно на стабилизацију реалног девизног курса. Исти ефекат има у чланство у Европској унији. Оно по чему се посматрани резултати ипак разликују јесте вероватноћа, односно резултати претходног истраживања по коме у волатилност нису укључени асиметрични ефекти су у значајни на нивоу од 5% док су резултати за волатилност са укљученим асиметричним ефектима значајни на нивоу од 10%. Просторна удаљеност изражена у километрима и даље није значајна детерминанта кретања волатилности реалног девизног курса националних валута посматраних земаља.

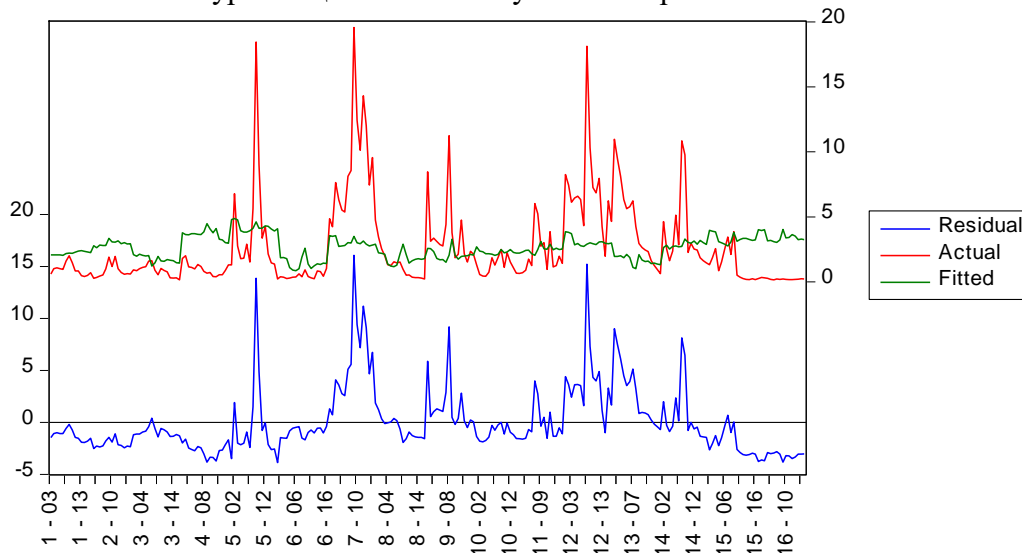
Уграђене вредности (енг. *fitted values*) израчунате из претходне једначине представљају објашњени део волатилности реалног девизног курса и означене су са  $Vol_{i,t}^{\hat{}}$ .

У циљу фокусирања на необјашњени део волатилности реалног девизног курса, од укупне волатилности изражене условном варијансом деривираним из EGARCH (1,1) модела у години  $t$  за земљу  $i$  одузета је објашњена волатилност (ефектима државне границе и величине тржишта) чиме се добија необјашњена волатилност реалног девизног курса,  $VOL_{i,t}^i$ :

$$VOL_{i,t}^i = |Vol_{i,t} - Vol_{i,t}^{\hat{}}| \quad (6.3)$$

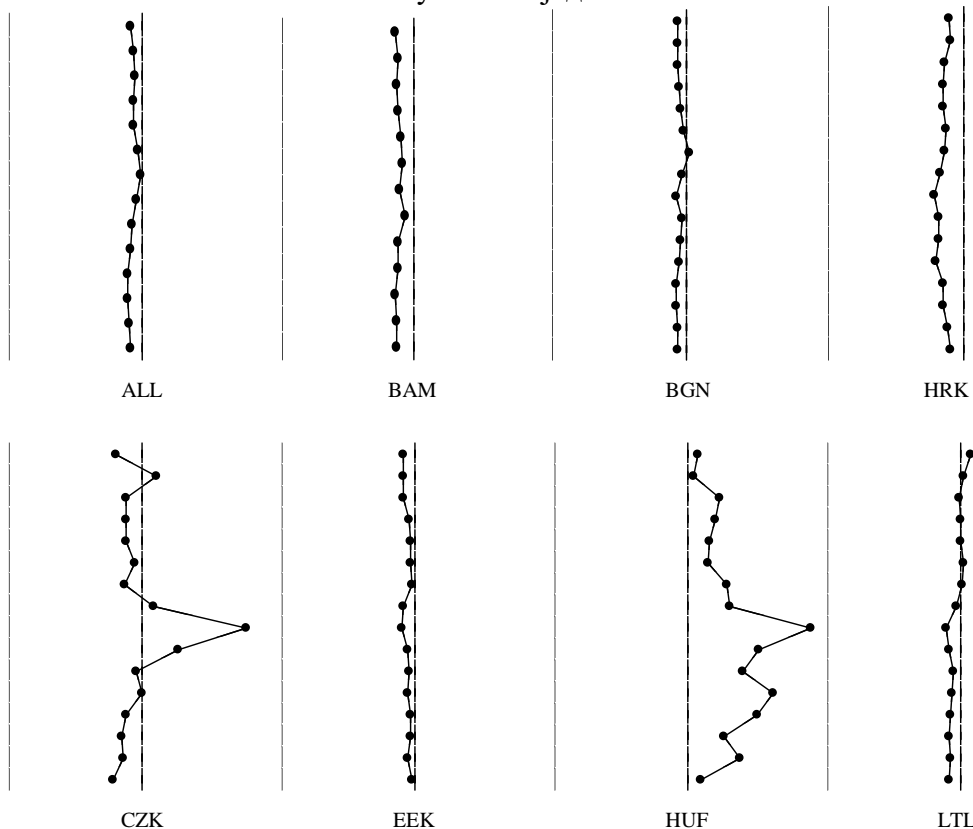
Да би се стекао бољи увид у то колико се актуелна волатилност реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро заправо разликује од њеног необјашњеног дела у периоду од 2000. године до 2016. године ове величине представљене су на Графикону 40, а следи приказ резидуала по појединим земљама на Графикону 41.

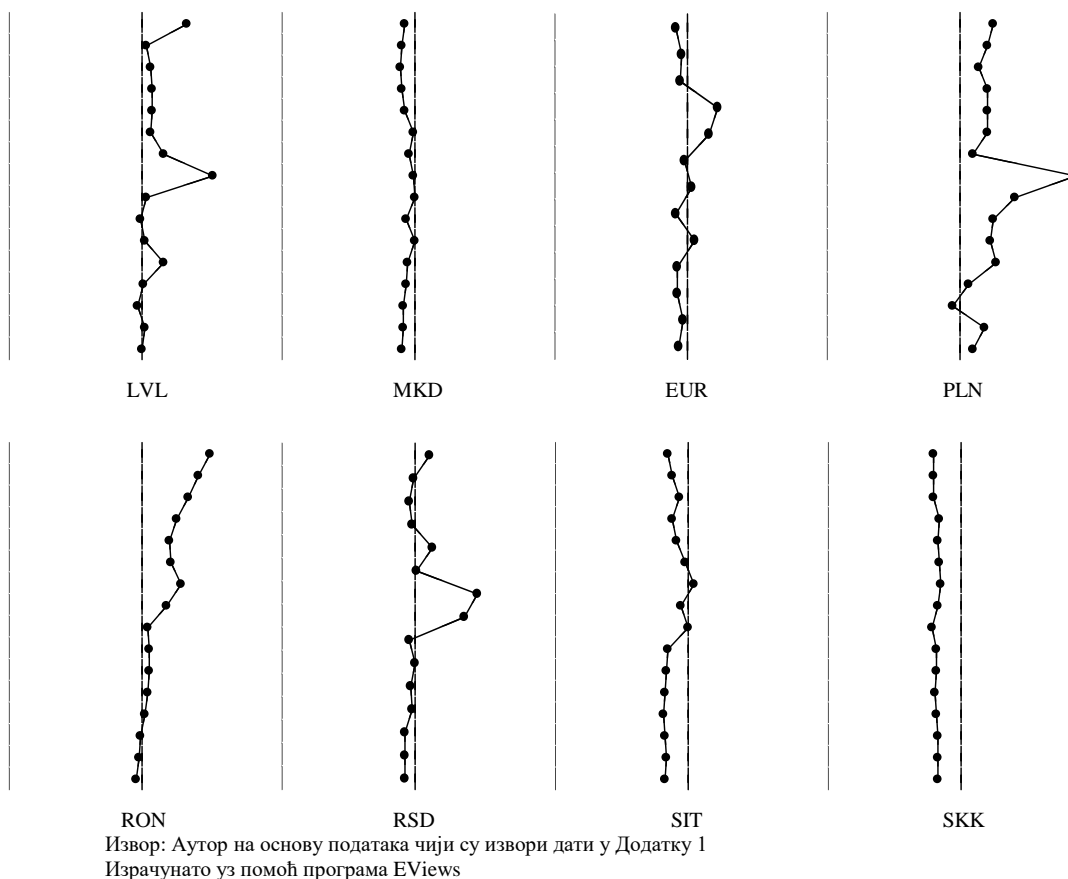
Графикон 40: Актуелна, објашњена и необјашњена волатилност реалног девизног курса националних валута посматраних земаља



Извор: Аутор на основу података чији су извори дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Графикон 41: Плот резидуала волатилности реалног девизног курса националних валута по појединим земљама





Након дефинисања те мере волатилности реалног девизног курса, пажња се усмерава на оцену утицаја волатилности на прилив СДИ у посматране земље од 2000. године. Како би се обезбедили релевантни и конзистентни резултати коришћена је SYS-GMM методологија предложена од стране Blundell и Bond (1998). SYS-GMM методологија омогућава тзв. инструментализацију сваког појединачног регресора (објашњавајуће варијабле) из модела и то на начин да се у основну једначину поред нивоа поједине објашњавајуће варијабле уноси и њена вредност са доцњом, као и прва диференца, чиме се у потпуности превазилази проблем ендогености настао чињеницом да је једна од објашњавајућих варијабли управо зависна варијабла са доцњом; у овом случају то је ниво прилива СДИ из претходног периода.

Судећи према ставовима које је у свом раду изнео Soto (2009) чини се да релативно мали број појединачних земаља (у овој дисертацији шеснаест) у панелу нема значајне ефекте на резултате добијене путем SYS-GMM оцене. Ипак, поменуто ограничење о немогућности укључивања додатних објашњавајућих варијабли остаје. Варијабле које су укључене у оцењени модел су такође остале исте, а поред необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса, то су: ниво реалног девизног курса, ниво прилива СДИ из претходног периода, реалне



зараде пондерисане продуктивношћу запослених, и отвореност националне привреде.

Поред ових, укључене су и две додатне вештачке објашњавајуће варијабле креиране у циљу добијања одговора на питање да ли постоји асиметричан ефекат у одговору инвестиција у периоду депресијације и у периоду апресијације валута посматраних земаља.

Табела 21: Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ – мера волатилности је условна варијанса деривирана из EGARCH(1,1) модела

Ниво СДИ	Агрегатни ниво	Производња	Финансијско посредовање	Транспорт и комуникација
Варијабле				
Волатилност	0.019174 (0.0518)	-0.043986 (0.1554)	0.042059 (0.0007)	-0.009932 (0.4420)
Ниво реалног девизног курса	0.848872 (0.4923)	0.885741 (0.5767)	0.166168 (0.9123)	0.196546 (0.8384)
СДИ(-1)	0.101295 (0.3081)	-0.110255 (0.1344)	-0.177863 (0.4208)	-0.190068 (0.0566)
Реалне зараде пондерисане продуктивношћу	-7.34082 (0.0013)	-7.647580 (0.0097)	-9.848801 (0.6035)	-9.169021 (0.0031)
Отвореност економије	0.185043 (0.7443)	-0.074500 (0.8974)	-0.505526 (0.3649)	0.406574 (0.0530)
Асиметрија	-0.040627 (0.3732)	-0.017080 (0.8341)	-0.096145 (0.1971)	0.060543 (0.4982)
Западни Балкан	-0.018820 (0.8147)	0.120791 (0.1917)	0.081869 (0.2226)	-0.028983 (0.5322)
Дијагностички тестови:				
Sargan тест	174.28540	179.48580	177.34630	128.52920
AR(2)	-0.03374	0.37225	0.09522	0.12541

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Оно што је видљиво у Табели 21 јесте да виши ниво волатилности необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса посматраних земаља у односу на евро утиче позитивно на ниво прилива СДИ у посматраном периоду, чак и када се у обзир узму евентуални асиметрични ефекти, што је у складу са претходно добијеним резултатима. И овде би се могао извући закључак да избор мере волатилности реалног девизног курса нема утицај на добијене резултате. Једина разлика је што су садашњи резултати валидни на нивоу значајности од 5%. Такође, оно што је остало исто, судећи према добијеним резултатима, јесте и чињеница да не постоји асиметрија у одговору инвестиција у периоду апресијације и у периоду депресијације валуте. Што се осталих објашњавајућих варијабли тиче, оно што је остало исто јесте податак да релативне зараде

пондерисане продуктивношћу и даље остају битна детерминанта прилива СДИ у посматране земље, док се ниво реалног девизног курса не чини значајном детерминантом, што је уједно и најзначајнија разлика у односу на претходно добијене резултате.

Када је у питању улагање у производни сектор, ситуација је донекле другачија. Иако је знак који стоји уз коефицијент који означава необјашњени део волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро остао исти, овај коефицијент више није статистички значајан. Ова чињеница наводи на закључак да се у овом случају избор одговарајуће мере волатилности девизног курса у великој мери одразио на добијени резултат. Наиме, судећи према добијеним резултатима, укључивањем асиметричних ефеката, необјашњени део волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља више није битна компонента прилива СДИ у сектор производње. Када се посматрају остале варијабле, реалне зараде пондерисане продуктивношћу остају битна детерминанта прилива СДИ у сектор производње, док за варијаблу која мери отвореност економије то није случај.

Погледом на табелу да се закључити да је код анализе утицаја необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро на прилив СДИ у сектор финансијског посредовања скоро све остало потпуно исто, без обзира на укључивање ефеката асиметрије у меру волатилности. Наиме, и даље је једина значајна детерминанта управо поменута волатилност чији виши ниво привлачи већи број страних инвеститора у посматране земље. Асиметрија у одговору инвестиција у периоду апресијације и у периоду депресијације валута посматраних земаља не постоји, што је у сагласности са претходно добијеним резултатима.

Када је у питању утицај необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у доносу на евро на прилив СДИ у сектор транспорта, инфраструктуре и телекомуникације ситуација се није знатније изменила. Наиме, иако се знак испред коефицијента који мери овај утицај променио, он није статистички значајан, тако да може да се закључи да волатилност није значајна детерминанта прилива СДИ у сектор транспорта, инфраструктуре и телекомуникације. Кад су у питању остале детерминанте, највише њих остаје значајно и у поновљеној анализи, а то су: отвореност економије, ниво инвестиција из претходног периода, као и реалне зараде пондерисане продуктивношћу запослених. Асиметрија у одговору инвестиција у периоду депресијације и у периоду апресијације валута није установљена, што је у складу са претходним истраживањем.

Судећи према дијагностичким тестовима, одосно Sargan тесту и тесту постојања аутокорелације другог нивоа, сви оцењени модели чине се адекватним за доношење закључака о детерминантама прилива СДИ у посматраним земљама.

Као општи закључак допуњене анализе може се рећи да укључивање асиметричних ефеката у меру волатилности нема готово никаквог утицаја на добијене резултате. Избор алтернативне мере волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у овом случају није променио однос између волатилности и прилива СДИ, ни агрегатно ни по појединим секторима у које су страни инвеститори највише улагали у посматраном периоду. Имајући на уму да вештачки креирана варијабла која контролише ефекат Западног Балкана није статистички значајна, сви ови закључци се могу применити и на земље Западног Балкана.

#### 7.4. Дугорочна и краткорочна волатилности реалног девизног курса

Формалнију разлику између трајне и привремене компоненте инвестиционих детерминанти нагласили су у свом раду Moore и Schaller (2002) да промене инвестиционих детерминанти могу имати различит ефекат на ниво инвестиција у зависности од тога да ли су те промене трајне или привремене. Они су оценили утицај трајног и привременог шока каматне стопе на инвестиције у ситуацији када фирме покушавају да науче о трајним променама по шеми тзв. шума изазваног привременим шоковима. Стога, они сматрају да на микро нивоу, односно на нивоу појединачне фирме, раздвајање привремене од трајне компоненте волатилности теже је учинити *ex ante* него *ex post*.

Baum, Caglayan и Barkoulas (2001) у свом раду истичу потенцијалну важност одвајања трајне од привремене компоненте волатилности приликом оцене утицаја реалне неизвесности на одређене макроекономске показатеље. Chadha и Sarno (2002) представљају доказе о различитом утицају неизвесности која произилази из утицаја волатилности цена на инвестиције у зависности од тога да ли се посматра дугорочна или краткорочна волатилност. Аутори су користили *Kalman* филтер и *Maximum Likelihood* (ML) оцену како би раздвојили трајну од привремене компоненте волатилности.

Burne и Davis (2005) су се усредсредили на декомпозицију тзв. другог момента, односно волатилности, инвестиционе детерминанте о чему има веома мало претходних истраживања.<sup>114</sup> Chadha и Sarno (2002) су спровели једно од првих

---

<sup>114</sup> Baum и аутори (2001) истраживали су утицај трајне и привремене компоненте неизвесности која произилази из волатилности девизног курса на профит појединачне фирме. Аутори истичу да је веома тешко установити ефекте волатилности на раст профита појединачне фирме, као и да је тешко установити да ли се ефекти позитивних

истраживања овог специфичног односа између инвестиција и неизвесности. Њихово истраживање детаљније је поткрепљено у раду Byrne и Davis (2005) који су анализирали утицај трајне у односу на привремену компоненту неизвесности која произилази из волатилности девизног курса на инвестиције користећи методологију коју су у свом раду представили Engle и Lee (1999). Суштина представене методологије састоји се у томе да се рашчлањава условна волатилност из GARCH модела на временски условљену компоненту тренда и на одступања од тог тренда. Други проблем на који су Byrne и Davis (2005) обратили пажњу у свом раду јесте потенцијална асиметрија која постоји у неизвесности повезаној са волатилношћу девизног курса а коју су у свом раду детаљније анализирали Baum и аутори (2001). Ова асиметрија огледа се у чињеници да негативни шокови више утичу на условну варијансу у будућем периоду него што то чине позитивни шокови. Стога су Byrne и Davis (2005) у свом раду као неку врсту провере добијених резултата узели у обзир и могуће нелинеарности у неизвесности која произилази из волатилности девизног курса које утичу на инвестиције користећи при том експоненцијални GARCH који је у свом раду први пут представио Nelson (1991).

Различит утицај дугорочне и краткорочне неизвесности произашле из волатилности цена на ниво инвестиција анализирали су Chadha и Sarno (2002). Судаћи према њиховим резултатима постоји јасна веза између неизвесности произашле из волатилности цена и нивоа инвестиција. Штавише, они су открили да је краткорочна волатилност важнија детерминанта нивоа инвестиција него што је то дугорочна компонента волатилности.

У раду је рашчлањена дугорочна и краткорочна компонента волатилности реалног девизног курса уз помоћ компонентног GARCH модела који је уствари модификовани GARCH уз помоћ премештања константне средње вредности ( $\bar{w}$ ):

$$\sigma_t = \bar{w} + \alpha_1(\varepsilon_{t-1}^2 - \bar{w}) + \beta_1(\sigma_{t-1} - \bar{w}) \quad (7.7)$$

Компонентни GARCH дозвољава преусмеравање варијабилне средње вредности  $q_t$  користећи ауторегресивни термин  $\rho$  моделован на следећи начин:

$$\sigma_t - q_t = \bar{w} + \alpha_1(\varepsilon_{t-1}^2 - \bar{w}) + \beta_1(\sigma_{t-1} - \bar{w}) \quad (7.8)$$

$$q_t = \alpha_0 + \rho(q_{t-1} - \alpha_0) + \varphi(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}) \quad (7.9)$$

Једначином (7.8) се дефинише привремена компонента ( $\sigma_t - q_t$ ), док се једначином (7.9) дефинише стална компонента. Волатилност реалног девизног

---

промена разликују у односу на негативне промене. Такође, нејасно је да ли раст трајне компоненте волатилности утиче на волатилност профита.

курса националних валута посматраних земаља оцењена путем компонентног GARCH модела приказана је у Табели 22.

Табела 22: Оцена волатилности реалног девизног курса путем CGARCH модела

	Константа ( $\alpha_0$ )	Перманентна компонента ( $\rho$ ) [ $q - \alpha_0$ ]	Перманентна компонента ( $\varphi$ ) [ARCH – GARCH]	Транзиторна компонента ( $\alpha_1$ ) [ARCH – q]	Транзиторна компонента ( $\beta_1$ ) [GARCH – q]
ALL	1.018060*	0.900301*	0.200912**	-0.308597**	1.066497*
BAM	0.905455*	0.969304*	0.099137*	0.380353**	0.129968
BGN	181.834700	0.999809*	0.289111*	0.261240**	1.024919*
HRK	1.283799*	0.729280*	2.416458*	-2.502717*	3.175065*
CZK	2.978700*	0.909447*	0.606171*	0.256417**	1.1149236*
EEK	0.563431*	0.987445*	-0.043535*	0.139470**	0.546802**
HUF	7.121218*	0.968867*	0.033551**	0.090585*	0.950994*
LTL	1.857776*	0.970903*	0.066111*	0.173552**	-0.147630
LVL	2.001254*	0.856479*	0.221577*	0.374562**	1.058476*
MKD	1.099685*	0.939310*	0.160324**	0.309760**	0.235713
EUR	177.951500	0.999842*	0.288827*	0.332322**	0.184978
PLN	6.2170050**	0.953271*	0.291129*	0.177523	0.953263*
RON	0.575107**	0.992773*	0.024489*	0.293263*	0.090803**
RSD	2.237442**	0.962761*	0.112356*	0.144930*	-0.885004*
SKK	0.490437**	0.993641*	0.044582**	0.058243**	0.881375*
SIT	0.173999*	0.958334*	0.070769*	0.007731	0.928715*

\* Значајни на нивоу од 1% \*\* Значајни на нивоу од 5%

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

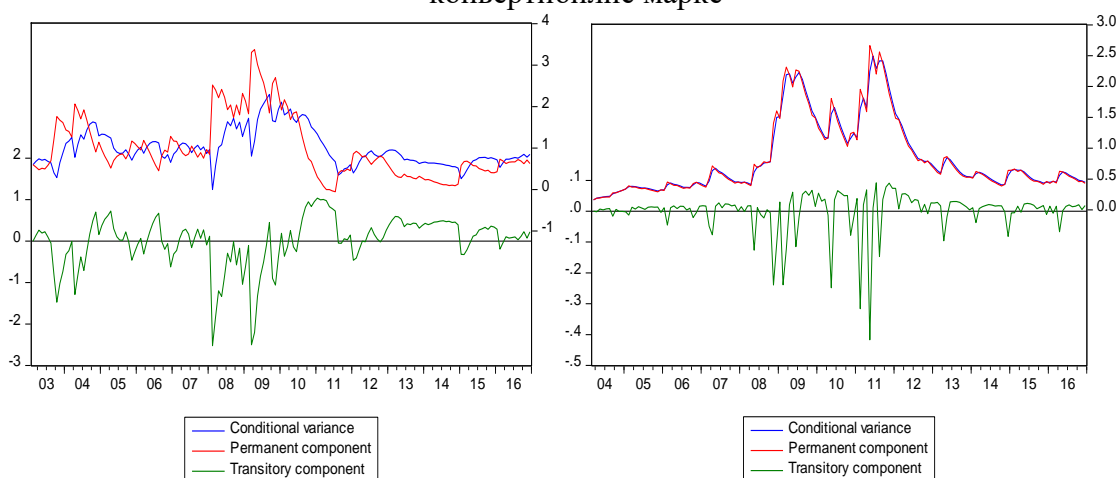
Оно што се може закључити погледом на Табелу 22 јесте да је ARCH компонента у транзиторној једначини у највећем броју случајева позитивна, са изузетком пољског злата и словеначког толара где није статистички значајна и албанског лека и хрватске куне, где је ARCH компонента у транзиторној једначини негативна. GARCH компонента у транзиторној једначини је, такође, у већини случајева позитивна. Наиме, она за босанску конвертибилну марку, литвански литаи и македонски денар није статистички значајна, док је негативна када се посматра српски динар.

У дугорочној, односно перманентној једначини, у Табели 22 може се видети да је константа углавном позитивна, осим у случају бугарског лева и евра које се користи као платежно средство у Црној Гори. Значај ауторегресивне компоненте превазилази значај транзиторне компоненте, што указује на спорији поврат посматране временске серије ка спредњој вредности у дужем временском периоду. Компонента је испод вредности 1, што указује да је процес стабилан. Када се од перманентне ARCH компоненте одузме GARCH компонента добија се

позитивна и статистички значајна вредност, осим у случају естонске круне где је негативна, указујући на могућност негативне волатилности у овој земљи.

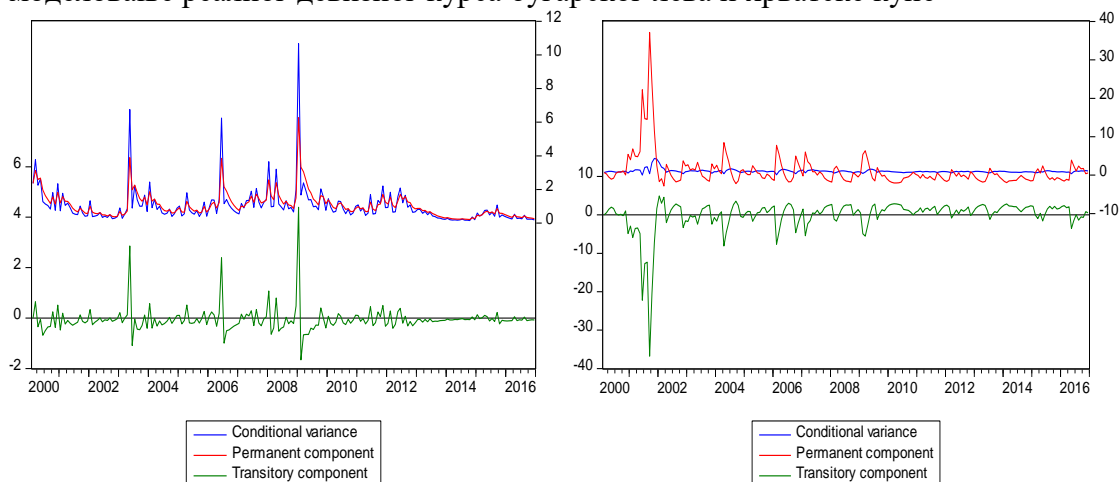
На Графиконима 42-49 је представљена условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела, као и њена трајна, односно дугорочна или перманентна, и привремена, односно краткорочна или транзиторна компонента.

Графикон 42: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса албанског лека и босанске конвертибилне марке



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Графикон 43: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање реалног девизног курса бугарског лева и хрватске куне



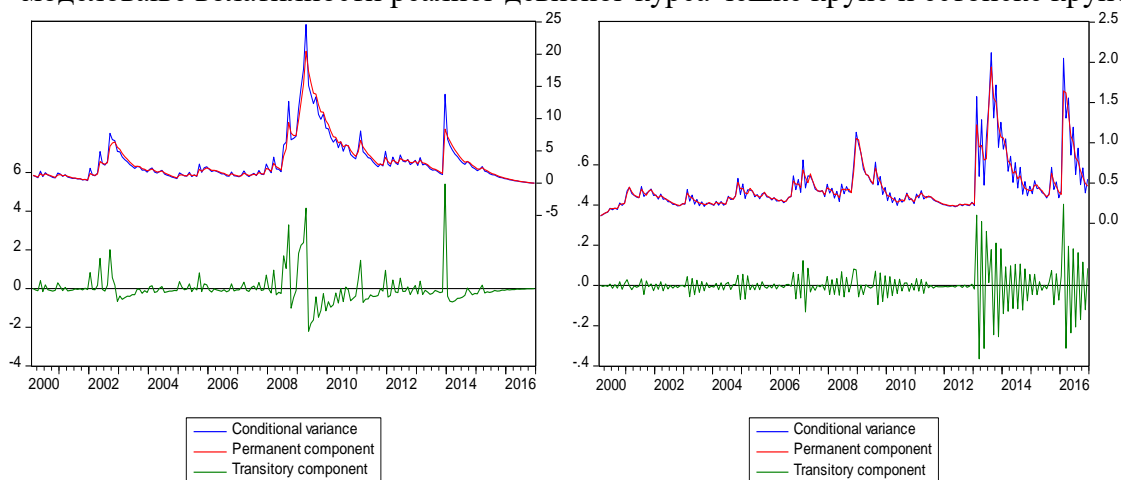
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Оно што је из Графикона 42 јасно видљиво јесте да је дугорочна компонента у великој кореалцији са укупном условном варијансом, док се привремена, односно транзиторна или краткорочна компонента у великој мери разликује. У случају

волатилности реалног курса албанског лека (ALL) у односу на евро, транзиторна компонента утиче на смањење укупне волатилности, која је, на тај начин, нешто умеренија од њене перманентне, или дугорочне компоненте која осцилира у већем обиму. Исти случај је и са волатилношћу босанске конвертибилне марке (BAM) само што је, у овом случају, то смањење готово минорно.

Када на Графикону 43 посматрамо волатилности реалног девизног курса бугарског лева (BGN) у односу на евро, ситуација је нешто другачија, транзиторна, односно краткорочна, компонента утиче на повећање укупне волатилности, која је, на тај начин, нешто волатилнија од њене перманентне, или дугорочне компоненте која осцилира у нешто нижем обиму. Код волатилности реалног девизног курса хрватске куне (HRK) у односу на евро ситуација је занимљивија. Наиме, обе њене компоненте, и дугорочна и краткорочна, су изузетно волатилне, али у потпуно супротном смеру, те се догађа да њихово заједничко деловање резултира веома ниском осцилацијом укупне волатилности што се може јасно видети и на поменутом Графикону.

Графикон 44: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса чешке круне и естонске круне



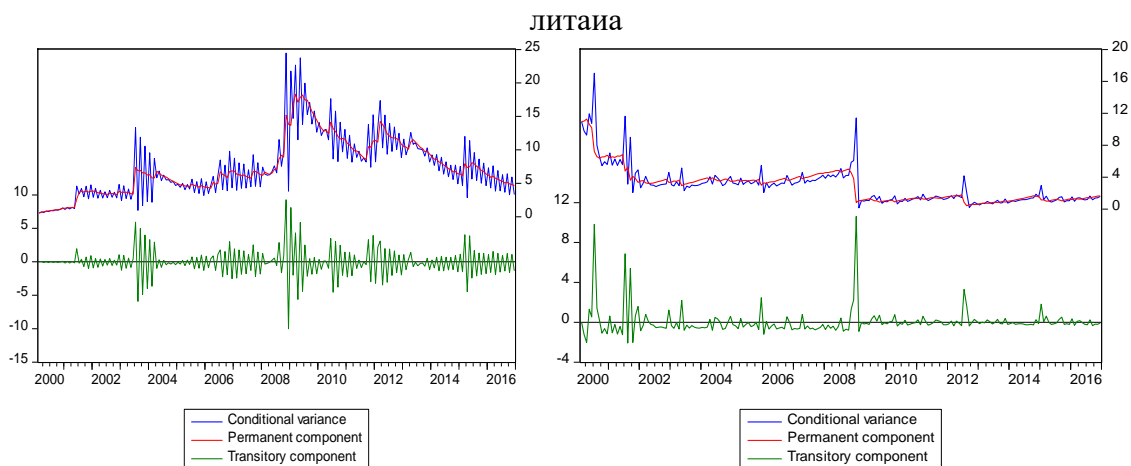
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Код моделовања волатилности реалног девизног курса чешке круне (CZK) транзиторна и перманентна, односно краткорочна и дугорочна, компонента осцилирају у сличном обиму; нешто волатилнија је транзиторна компонента која чини да укупна волатилност осцилира на нешто вишем нивоу него што је то случај са њеном перманентном компонентом а што се јасно може видети из Графикона 44. У случају волатилности реалног девизног курса естонске круне (EEK) у односу на евро може се рећи да њена транзиторна компонента осцилира у већем степену, него што то чини њена перманентна компонента, чинећи, на тај начин да и укупна волатилност буде осцилаторна у већем степену.



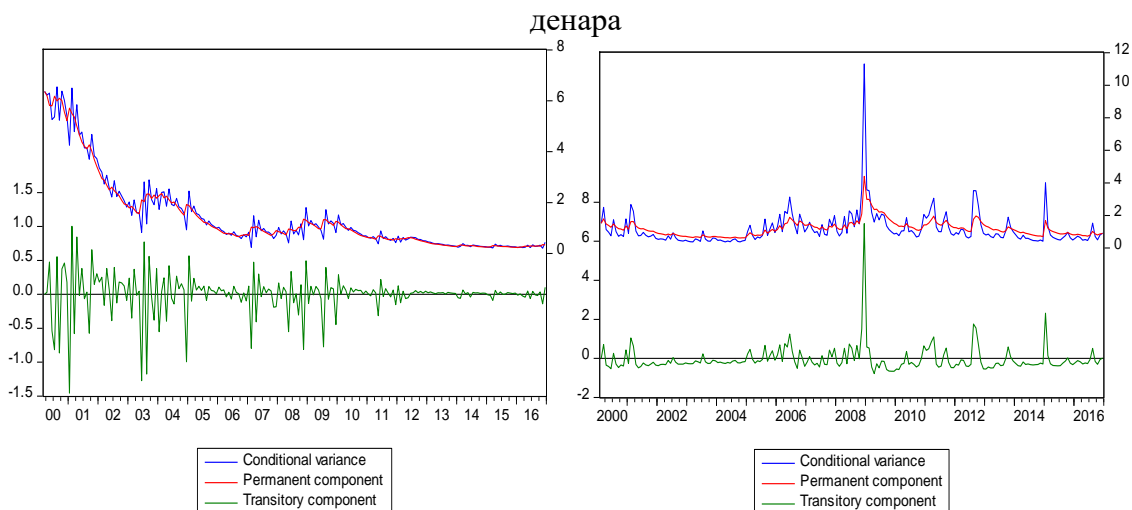
Када се на Графикону 45 посматра волатилност реалног девизног курса мађарске форинте (HUF) и литванског литаиа (LTL) ситуација је слична, односно транзиторна или краткорочна волатилност осцилира у нешто већем обиму него перманента или дугорочна волатилност утичући на повећање осцилација укупне волатилности.

Графикон 45: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса мађарске форинте и литванског



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Графикон 46: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса летонског лака и македонског



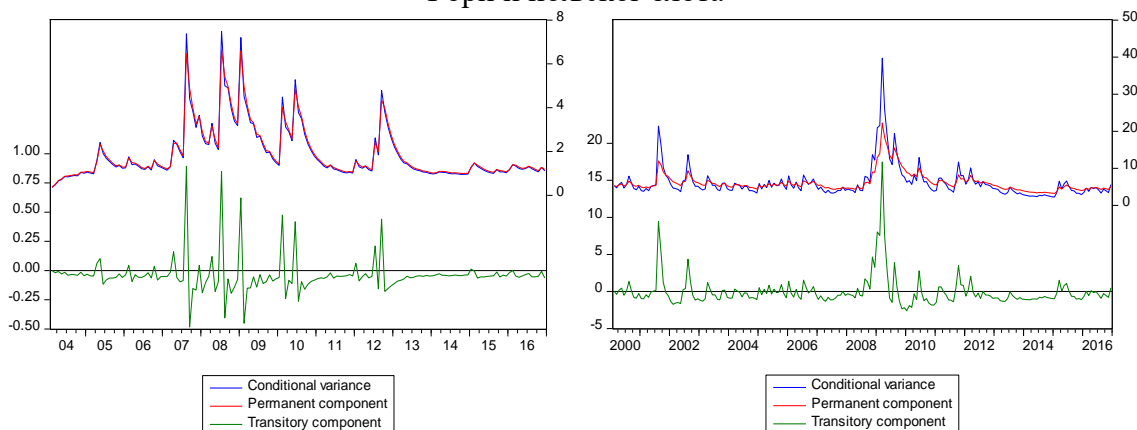
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

У случају волатилности реалног девизног курса летонског лака (LVL) и македонског денара (MKD) транзиторна, односно краткорочна, волатилност осцилира у нешто већем обиму него перманента, односно дугорочна волатилност, утичући на тај начин на повећање осцилација укупне волатилности која се



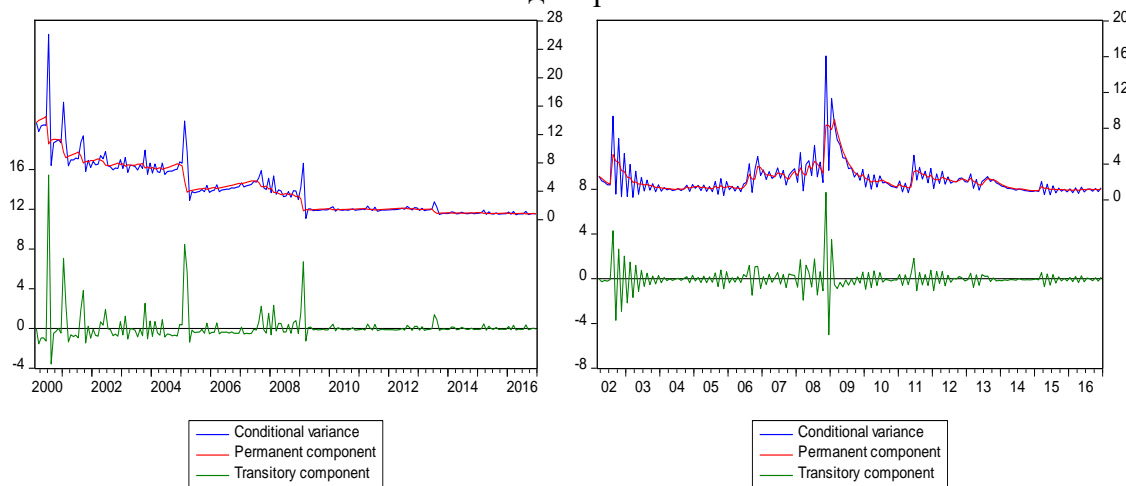
изражава условном варијансом оцењеног CGARCH модела што је јасно видљиво из Графикана 46.

Графикон 47: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса евра који се користи у Црној Гори и пољског злата



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ програма EViews

Графикон 48: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса румунског леја и српског динара

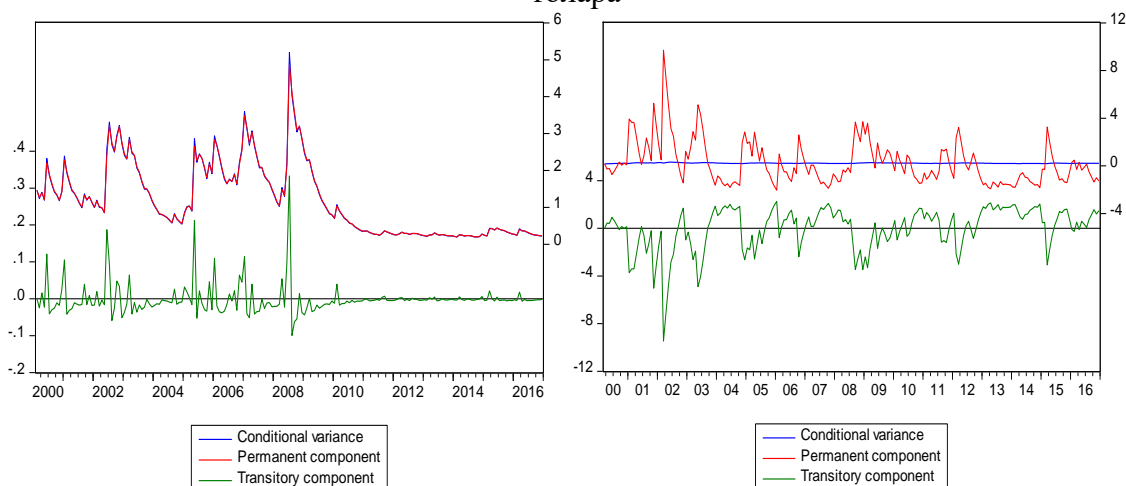


Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ програма EViews

Када се на Графикону 47 посматра волатилност евра који се користи као платежно средство у Црној Гори, иако транзиторна или краткорочна компонента волатилности у нешто већем обиму осцилира него што је то случај са перманентном или дугорочном компонентом, она не утиче у значајнијој мери на повећање осцилација укупне волатилности. У случају волатилности пољског злата (PLN), транзиторна или краткорочна компонента мења, односно утиче у

већој мери на волатилност укупне варијансе која осцилира у нешто већем обиму од своје перманентне или дугорочне компоненте.

Графикон 49: Условна варијанса деривирана из CGARCH (1,1) модела за моделовање волатилности реалног девизног курса словачке круне и словеначког толара



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

У случају волатилности реалног девизног курса румунског леја (RON) и српског динара (RSD), транзиторна или краткорочна компонента мења, односно утиче у одређеној мери на волатилност укупне варијансе која осцилира у нешто већем обиму од своје перманентне или дугорочне компоненте, иако укупна условна варијанса следи општи тренд своје перманентне или дугорочне компоненте, као и у свим претходним случајевима што је уочљиво из Графикона 48.

Оно што је интересантно када се на Графикону 49 посматра волатилност реалног курса словачке круне (SKK) јесте невероватно подударање укупне волатилности и њене перманентне, односно дугорочне, компоненте. Могло би се рећи да транзиторна или краткорочна компонента нема никаквог утицаја на тренд укупне волатилности изражене путем условне варијансе деривиране из оцењеног CGARCH (1,1) модела. Интересантне закључке могуће је извући и када се посматра волатилност реалног девизног курса словеначког толара (SIT). Наиме, чини се као да је укупна волатилност на константном нивоу, док њена транзиторна и перманентна, односно краткорочна и дугорочна, компонента осцилирају у потпуно супротним правцима, делујући на веома ниску волатилност укупне условне варијансе.

### 7.5. Утицај дугорочне и краткорочне компоненте волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ у посматраним земљама

Као и код претходне анализе методологија која је коришћена за оцену утицаја асиметричних ефеката у волатилности реалног девизног курса посматраних земаља у односу на евро на висину прилива СДИ у посматраним земљама после 2000. године остаје иста. Циљ овакве анализе је нешто промењен, а то је да је сада потребно пронаћи одговор на питање да ли се добијени резултати разликују када се уместо волатилности исказане условном варијансом изведеном из GARCH (1,1) модела<sup>115</sup> у анализи употребе подаци о волатилности исказаној путем условне варијансе изведене из CGARCH (1,1) модела, односно када се укупна волатилност реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро декомпоује на перманентну, односно сталну или дугорочну и транзиторну, односно привремену или краткорочну компоненту. Још једном се посматра необјашњени део волатилности реалног девизног курса.

И на овом месту су коришћени подаци о агрегатном нивоу прилива СДИ, као и дисагрегирани подаци нивоа СДИ, односно оцењен је утицај дугорочне и краткорочне волатилности реалног девизног курса на укупан прилив СДИ у посматране земље, као и утицај такве волатилности на прилив СДИ у оне секторе у које су страни инвеститори у посматраном периоду највише улагали, а то су: производња, финансијско посредовање, као и транспорт, инфраструктура и телекомуникације.

У циљу проналажења одговора на питање да ли постоји утицај необјашњеног дела краткорочне и дугорочне волатилности реалног девизног курса посматраних валута у односу на евро на прилив СДИ у посматраном периоду, и у ком правцу и обиму, оцењен је следећи модел:

$$y_{i,t} = \beta y_{i,t-1} + \theta'(L)VOL_{i,t} + \phi'(L)x_{i,t} + \gamma_t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6.1)$$

$$\text{за } i = 1, \dots, N \text{ и } t = q + 1, \dots, T$$

где је  $y_{i,t}$  природни логаритам прилива СДИ исказан у проценту од БДП посматране земље  $i$  у периоду  $t$ ,  $VOL_{i,t}$  је необјашњени део краткорочне и дугорочне волатилности реалног девизног курса,  $x_{i,t}$  је вектор осталих објашњавајућих варијабли,  $\theta(L)$  и  $\phi(L)$  су вектори повезани са полиномима у оператору доцњи,  $q$  је максимални број доцњи,  $\gamma_t$  означава специфичне временске

<sup>115</sup> Без узимања у обзир асиметричних ефеката.

ефекте,  $\alpha_i$  је ознака за необјашњене ефекте специфичне за поједине земље које су предмет посматрања, и  $\varepsilon_{i,t}$  је грешка модела.

Како би пажња била усмерена на необјашњени део дугорочне и краткорочне волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро, у складу са радовима Engel и Rogers (1996) и Kiyota и Urata (2004) оцењен је следећи модел за обе компоненте волатилности:<sup>116</sup>

$$Vol_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln Dist_i + \beta_2 \ln GDP_{i,t} + \beta_3 EUdummy_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (6.2)$$

при чему је  $i$  ознака посматране земље, док је  $t$  ознака временског периода. Варијабла на левој страни,  $Vol_{i,t}$ , означава дугорочну и краткорочну компоненту волатилности исказану путем условне варијансе деривираним из CGARCH (1,1) модела у години  $t$  за земљу  $i$ .<sup>117</sup> Варијабле на десној страни су просторна удаљеност изражена у километрима, односно дистанца,  $Dist_i$ , реални БДП *per capita*,  $GDP_{i,t}$ , вештачка варијабла,  $EUdummy_{i,t}$ , креирана како би означила улазак посматране земље у Европску унију, док  $\mu_{i,t}$  представља грешку модела.

Како би се контролисали евентуални остали ефекти специфични за одређену земљу као и макроекономски шокови, модел је оцењен уз помоћ методе тзв. случајних ефеката са вештачким временским варијаблама. Резултати Hausman тест статистике дозвољавају употребу овакве методологије у оба случаја.

### 7.5.1. Утицај дугорочне волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ

Судећи према добијеним резултатима, који су приказани у Табели 23, ефекат државне границе објашњава део дугорочне компоненте волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро што је у сагласности са претходним резултатима. Међутим, оно што је другачије јесте чињеница да величина тржишта није једна од детерминанти кретања реалног девизног курса валута посматраних земаља у доносу на евро у посматраном периоду када се посматра дугорочни временски хоризонт, док то постаје просторна удаљеност изражена у километрима на нивоу значајности од 10%.

Овакав резултат у потпуности потврђује тезу коју су у свом раду образложили Engel и Rogers (1996) а која каже да се ефектом државне границе и дистанце могу објаснити реална кретања девизног курса. Ефекат државне границе постоји захваљујући чињеници да се уласком у Европску унију стабилизује девизни курс, док краћа дистанца има исти ефекат.

<sup>116</sup> Детаљније образложено у Поглављу 6 и Потпоглављу 7.3.

<sup>117</sup> Годишња мера је просек месечних вредности условних варијанси посматране године.

Табела 23: Кретање дугорочне волатилности реалног девизног курса

Варијабле	Коефицијенти	t-Статистика	Вероватноћа
Константа	27.48233	1.867572	0.0630
Дистанца	-7.544539	-1.652443	0.0997
БДП <i>per capita</i>	-11.506410	-1.181041	0.2387
EUdummy	-1.256736	-2.785668	0.0058

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

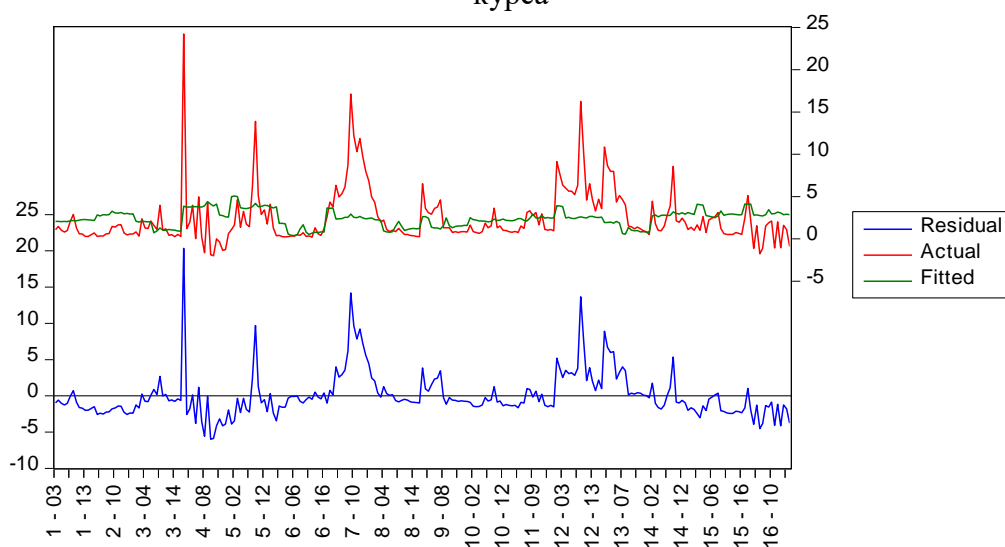
Уграђене вредности израчунате из претходне једначине представљају објашњени део дугорочне волатилности реалног девизног курса и биће опет означене као  $Vol_{i,t}^{\hat{}}$ .

У циљу фокусирања на необјашњени део дугорочне волатилности реалног девизног курса, од укупне волатилности изражене условном дугорочном варијансом деривираним из CGARCH (1,1) модела у години  $t$  за земљу  $i$  биће одузета објашњена дугорочна волатилност (ефектом државне границе и дистанцом) како би се добила необјашњена дугорочна волатилност реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро,  $VOL_t^i$  у посматраном периоду:

$$VOL_{i,t} = |Vol_{i,t} - Vol_{i,t}^{\hat{}}| \quad (6.3)$$

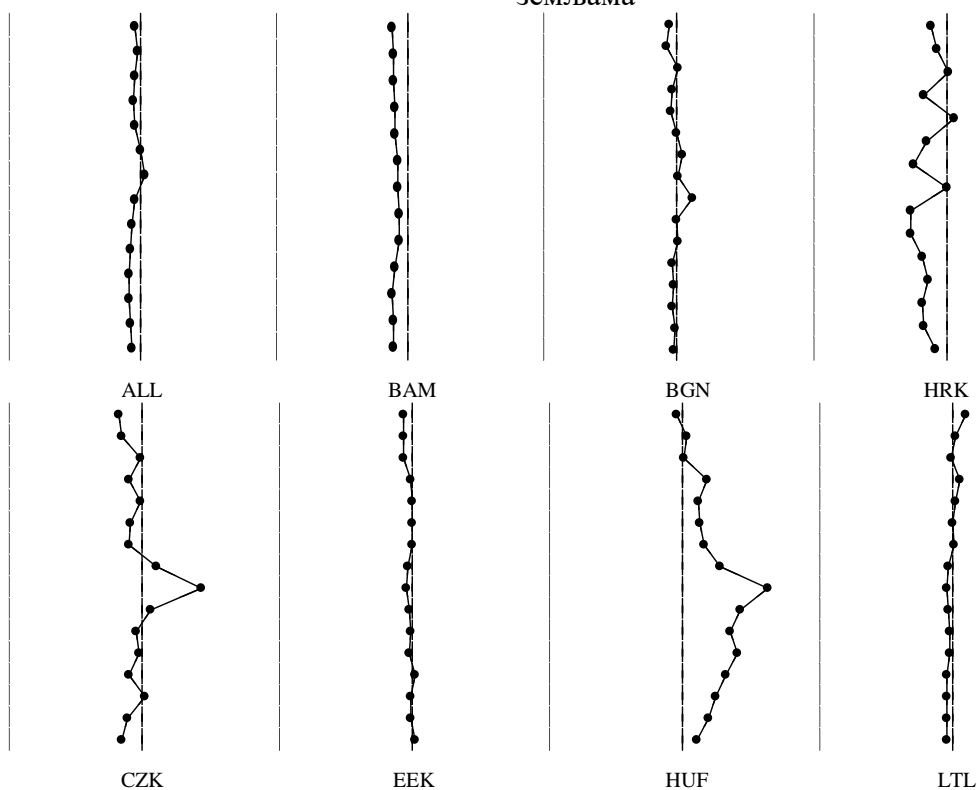
Како би се стекао јаснији увид колико се актуелна дугорочна волатилност реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро заправо разликује од њеног необјашњеног дела у посматраном периоду ове величине представљене су на Графикону 50, а претходно су представљени и графици резидуала по појединим земљама, збирно на Графикону 51, у циљу сагледавања где су заправо ова одступања најизраженија.

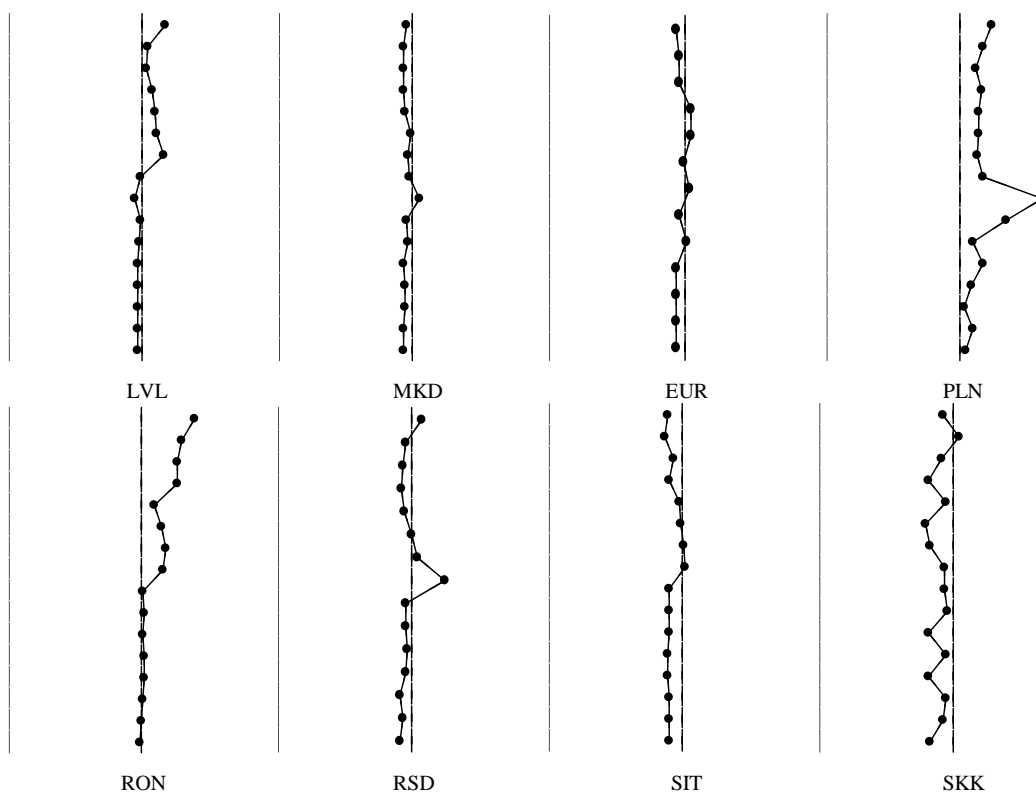
Графикон 50: Актуелна, објашњена и необјашњена волатилност реалног девизног курса



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Графикон 51: Плот резидуала волатилности реалног девизног курса по појединим земљама





Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Оно што је на претходним графицима лако уочљиво јесте да су највећа одступања посматраних вредности забележена у случају волатилности хрватске куне, мађарске форинте и пољског злота.

Након дефинисања мере волатилности реалног девизног курса, пажња се усмерава на оцену утицаја волатилности на прилив СДИ у посматране земље од 2000. године. Како би се обезбедили релевантни и конзистентни резултати коришћена је SYS-GMM методологија предложена од стране Blundell и Bond (1998), док је ограничење о немогућности укључивања додатних објашњавајућих варијабли и даље актуелно. Варијабле које су укључене у оцењени модел су такође остале исте, а добијени резултати приказани су у Табели 24.

Када се посматрају страна улагања у производни сектор, ситуација је донекле другачија. Наиме иако је знак који стоји уз коефицијент који означава необјашњени део волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро остао исти, овај коефицијент више није статистички значајан. Ова чињеница наводи на закључак да се у овом случају избор одговарајуће мере волатилности девизног курса у великој мери одразио на добијени резултат. Наиме, судећи према добијеним резултатима, фокусирањем на дугорочну волатилност необјашњени део волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља више није битна компонента прилива СДИ у сектор

производње. Када се посматрају остале варијабле, реалне зараде пондерисане продуктивношћу и ниво отворености националне економије остају битне детерминанте прилива СДИ у сектор производње, а није детектована ни асиметрија у понашању инвестиција као одговор на периоде ап्रेसијације и периоде ап्रेसијације валута посматраних земаља.

Табела 24: Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ – мера волатилности је перманентна компонента условне варијансе деривирана из CGARCH(1,1) модела

Ниво СДИ Варијабле	Агрегатни ниво	Производња	Финансијско посредовање	Транспорт и комуникација
Волатилност	0.018920 (0.0752)	-0.067459 (0.1291)	0.057955 (0.0171)	-0.021623 (0.1889)
Ниво реалног девизног курса	1.722836 (0.0582)	2.059778 (0.0994)	1.011090 (0.4715)	-0.312057 (0.7637)
СДИ(-1)	0.108703 (0.3034)	-0.126420 (0.1759)	-0.059147 (0.7423)	0.015405 (0.8976)
Реалне зараде пондерисане продуктивношћу	-8.389491 (0.0018)	-5.698257 (0.0157)	-4.383902 (0.3160)	-8.42812 (0.0029)
Отвореност економије	0.261407 (0.6295)	-1.479792 (0.0251)	-0.319005 (0.7605)	-0.989645 (0.3819)
Асиметрија	-0.161907 (0.1748)	0.023895 (0.7465)	-0.165293 (0.0403)	0.004018 (0.9469)
Западни Балкан	0.005388 (0.9506)	0.116072 (0.1526)	0.115077 (0.0169)	-0.049746 (0.2338)
Дијагностички тестови: Sargan тест AR(2)	132.62850 -0.16025	130.07190 0.11254	129.01540 -0.52583	134.71320 0.82137

Извор: Ауторска калкулација на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Може се закључити да је код анализе утицаја необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро на прилив СДИ у сектор финансијског посредовања скоро све остало потпуно исто, без обзира што је фокус померен на њену дугорочну компоненту. Наиме, и даље је једина значајна детерминанта управо поменута волатилност чији виши ниво привлачи већи број страних инвеститора у посматране земље. Оно што је интересантно јесте чињеница да је асиметрија у одговору инвестиција у периоду ап्रेसијације и у периоду депресијације валута посматраних земаља у овом случају установљена, што није у сагласности са претходно добијеним резултатима.

Када је у питању утицај необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у доносу на евро на прилив СДИ у сектор транспорта



и комуникације ситуација се није знатније изменила. Наиме, иако је фокус на дугорочној волатилности, она и даље не представља значајну детерминанту прилива СДИ у сектор транспорта и комуникације. Кад су у питању остале објашњавајуће варијабле, може се закључити да једина варијабла која је статистички значајна јесу реалне зараде пондерисане продуктивношћу. Асиметрија у одговору инвестиција у периоду депресијације и у периоду апресијације валута није детектована иако је пажња усмерена на дугорочну волатилност, односно на њену перманентну или сталну компоненту, што је у складу са претходним истраживањем.

Судећи према дијагностичким тестовима, одосно Sargan тесту и тесту постојања аутокорелације другог нивоа, и у овом случају сви оцењени модели чине се адекватним за доношење закључака о детерминантама прилива СДИ у посматраним земљама.

Као општи закључак наново допуњене анализе може се закључити да фокусирање на дугорочну волатилности нема готово никакве ефекте на добијене резултате. Избор алтернативне мере волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у овом случају није значајније променио однос између волатилности и прилива СДИ, на агрегатно а ни по појединим секторима у које су страни инвеститори највише улагали у посматраном периоду. Вештачка променљива која контролише ефекат Западног Балкана ни у овом случају није статистички значајна.

### 7.5.2. Утицај краткорочне волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ

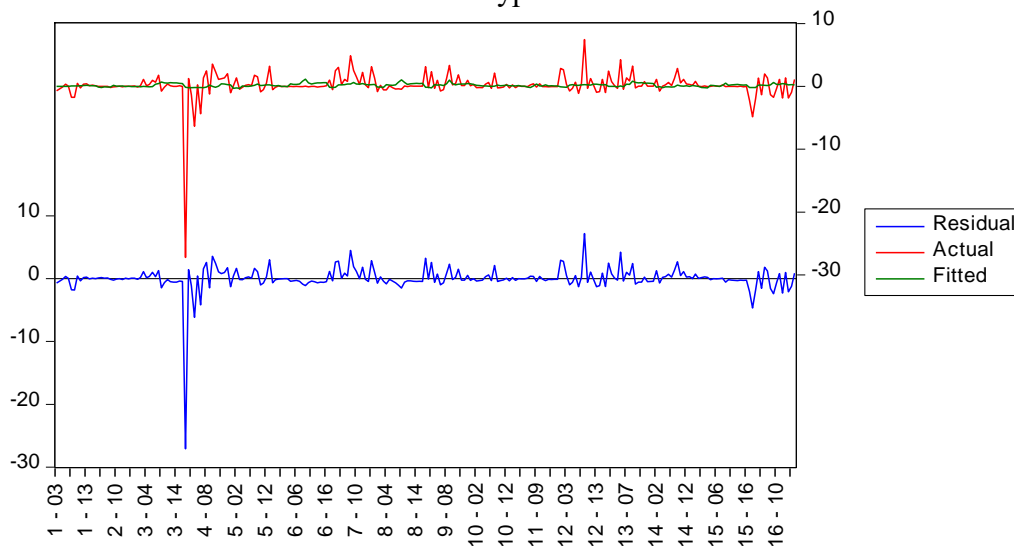
Судећи према добијеним резултатима, који су представљени у Табели 25, ни једном посматраном објашњавајућом варијаблом није могуће објаснити краткорочну волатилност реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро у посматраном периоду. То практично значи да су актуелна краткорочна волатилност и њен необјашњени део готово изједначени што сведочи и Графика 52.

Табела 25: Кретање краткорочне волатилности реалног девизног курса

Варијабле	Коефицијенти	t-Статистика	Вероватноћа
Константа	-3.356950	-0.659140	0.5104
Дистанца	1.068164	0.678918	0.4978
БДП <i>per capita</i>	-7.626318	-0.945684	0.3452
EUdummy	0.413360	1.295049	0.1965

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Графикон 52: Актуелна, објашњена и необјашњена волатилност реалног девизног курса



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Као и у претходним истраживањима, пажња се усмерава на оцену утицаја волатилности, овај пут краткорочне, на прилив СДИ у посматране земље од 2000. године. Како би се обезбедили релевантни и конзистентни резултати коришћена је SYS-GMM методологија предложена од стране Blundell и Bond (1998), док је ограничење о немогућности укључивања додатних објашњавајућих варијабли и даље актуелно. Варијабле које су укључене у оцењени модел су такође остале исте, а добијени резултати приказани су у Табели 26.

Судећи према добијеним резултатима краткорочна необјашњена волатилност реалног девизног курса валута посматраних земаља нема утицаја на прилив СДИ. Интересантно је да је и даље реална зарада пондерисана продуктивношћу значајна детерминанта прилива СДИ, док остале варијабле то нису. Оно што је остало исто јесте и чињеница да не постоји асиметрија у одговору инвестиција у периоду ап्रेसијације и у периоду депресијације валуте.

Када се посматрају страна улагања у производни сектор, ситуација је слична. Наиме, ни у овом случају краткорочна необјашњена волатилност реалног девизног курса валута посматраних земаља не игра значајну улогу у привлачењу СДИ у сектор производње у посматраном периоду. Још једном, реалне зараде пондерисане продуктивношћу остају значајна детерминанта прилива СДИ у сектор производње, а то постаје и ниво СДИ у сектор производње из претходног периода. Ни овај пут није детектована ни асиметрија у понашању инвестиција као одговор на периоде апресиијације и периоде апресиијације валута посматраних земаља.

Табела 26: Утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ – мера волатилности је транзиторна компонента условне варијансе деривирана из CGARCH(1,1) модела

Ниво СДИ	Агрегатно	Производња	Финансијско посредовање	Транспорт и комуникација
Варијабле				
Волатилност	0.002131 (0.9316)	-0.011795 (0.5539)	-0.055364 (0.6623)	-0.012569 (0.8519)
Ниво реалног девизног курса	1.157419 (0.2683)	0.265145 (0.9011)	2.591753 (0.7394)	5.179907 (0.4940)
СДИ(-1)	0.144014 (0.1144)	-0.061016 (0.0153)	0.513844 (0.1180)	0.021050 (0.9632)
Реалне зараде пондерисане продуктивношћу	-8.417063 (0.0014)	-5.299095 (0.0289)	-7.116000 (0.0137)	-6.835131 (0.0101)
Отвореност економије	0.188236 (0.7368)	-0.661538 (0.1614)	7.862533 (0.0096)	10.554940 (0.5574)
Асиметрија	-0.134610 (0.2481)	-0.030401 (0.7807)	-0.283418 (0.5294)	0.392869 (0.7563)
Западни Балкан	-0.004338 (0.9587)	0.123267 (0.2044)	0.217274 (0.3869)	-0.344583 (0.6639)
Дијагностички тестови:				
Sargan test	126.75740	120.86160	123.948750	116.76290
AR(2)	0.22545	2.96321	2.83195	0.81475

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

Када се посматра прилив СДИ у сектор финансијског посредовања и даље краткорочна необјашњена волатилност реалног девизног курса валута посматраних земаља није значајна детерминанта прилива СДИ, док то јесу реалне зараде пондерисане продуктивношћу, као и отвореност економије. Ни на овом месту није детектована асиметрија у одговору инвестиција у периоду ап्रेसијације и у периоду апресијације валута посматраних земаља.

Судећи према добијеним резултатима, краткорочна необјашњена волатилност реалног девизног курса валута посматраних земаља није значајна детерминанта прилива СДИ у сектор транспорта и комуникација. Од свих посматраних варијбли једина која се може навести као детерминанта прилива СДИ у сектор транспорта и комуникација јесу реалне зараде пондерисане продуктивношћу. Ни у овом случају није установљена асиметрија у одговру инвестиција у периоду апресијације и у периоду депресијације валута посматраних земаља.

Резултати дијагностичких тестова, одосно Sargan тест и тест постојања аутокорелације другог нивоа показују да се сви оцењени модели чине адекватним за доношење закључака о детерминантама прилива СДИ у посматраним земљама.

Као општи закључак допуњене анализе може се рећи да фокусирање на краткорочну волатилности има значајне последице на добијене резултате. Наиме, избор алтернативне мере волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у овом случају значајније је променио однос између волатилности и прилива СДИ, и агрегатно и по појединим секторима у које су страни инвеститори највише улагали у посматраном периоду. Уместо да волатилност буде значајна детерминанта прилива СДИ у посматране земље од 2000. године, што показују претходни резултати спроведених истраживања, фокусирањем на њену краткорочну компоненту, она то више није.

### 7.6. Корелације посматраних алтернативних мера волатилности

Како би се бар делимично објаснили добијени резултати претходно спроведених истраживања, на овом месту биће анализирана корелација посматраних алтернативних мера волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро. Оно на шта указују резултати претходно спроведених истраживања јесте чињеница да се у највећој мери поклапају добијени резултати који се односе на утицај необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро када се у меру волатилности укључе асиметрични ефекти на прилив СДИ, како агрегатно, тако и по појединим секторима, са резултатима који анализирају утицај необјашњеног дела дугорочне волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро на прилив СДИ агрегатно и по појединим секторима. Другим речима, било би за очекивати да се условна варијанса деривирана из EGARCH (1,1) модела у највећој мери поклапа са дугорочном компонентом условне варијансе деривиране из CGARCH (1,1) модела.

Табела 27: Корелациона матрица алтернативних мера волатилности

	GARCH	EGARCH	Дугорочна вол.	Краткорочна вол.	SD
GARCH	1.000000	0.347098	0.314750	0.170603	0.370086
EGARCH	0.347098	1.000000	0.856894	0.398317	0.850780
Дугорочна вол.	0.314750	0.856894	1.000000	0.247906	0.791067
Краткорочна вол.	0.170603	0.398317	0.247906	1.000000	0.496368
SD	0.370086	0.850780	0.791067	0.496368	1.000000

Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато уз помоћ програма EViews

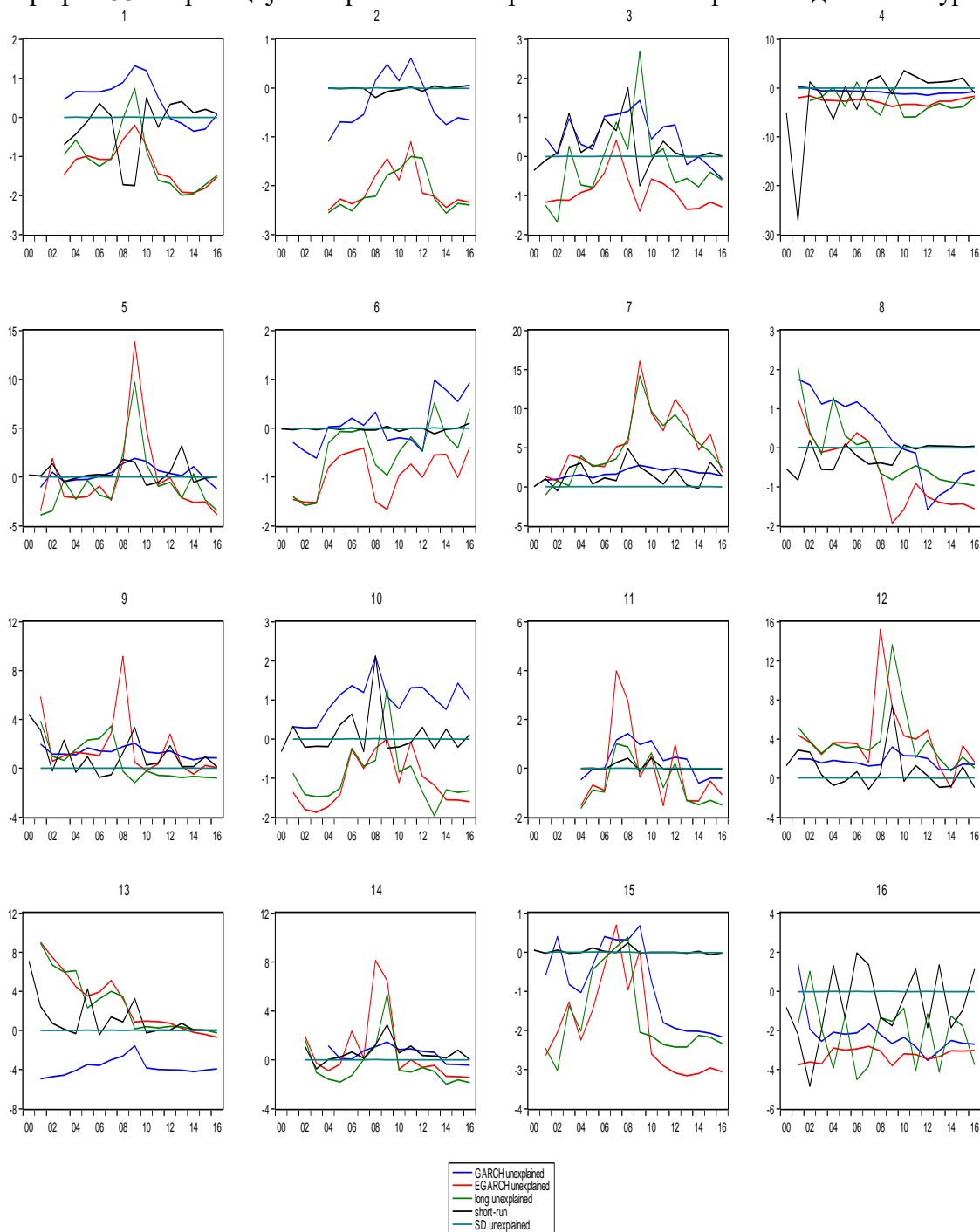
У Табели 27 је приказана корелациона матрица алтернативних мера волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро и оно што је очекивано се и потврдило, а то је да је највећи степен корелације забележен управо између волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро исказане путем условне варијансе изведене из EGARCH (1,1) модела са волатилношћу реалног девизног курса валута посматраних земаља у

односу на евро израженој путем дугорочне компоненте условне варијансе изведене из CGARCH (1,1) модела.

Висок степен корелације забележен је и између волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро исказане путем условне варијансе изведене из EGARCH (1,1) модела са волатилношћу реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро израженој путем стандардне девијације, као и волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро исказане путем условне варијансе изведене из CGARCH (1,1) модела са волатилношћу реалног девизног курса валута посматраних земаља у односу на евро израженој путем стандардне девијације.

Резултати су приказани на Графикону 53 по појединим земљама како би се стекао утисак о корелацији посматраних земаља и на појединачном нивоу.

График 53: Корелација алтернативних мера волатилности реалног девизног курса



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунао уз помоћ програма EViews

### 7.7. Сумарни приказ и дискусија добијених резултата

Као општи закључак поновљене и допуњене анализе може се рећи да укључивање асиметричних ефеката у меру волатилности нема готово никакве импликације на

добијене резултате. Избор алтернативне мере волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у овом случају није променио однос између волатилности и прилива СДИ, ни агрегатно ни по појединим секторима у које су страни инвеститори највише улагали у посматраном периоду. Исто важи и фокусирање на дугорочну волатилност нема готово никакве импликације на добијене резултате. Избор алтернативне мере волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у овом случају није значајније променио однос између волатилности и прилива СДИ, агрегатно и по појединим секторима у које су страни инвеститори највише улагали у посматраном периоду.

Још један општи закључак могуће је извући на основу ове анализе а то је да је фокусирање на краткорочну волатилности ипак имало одређене последице на добијене резултате. Наиме, избор алтернативне мере волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у овом случају значајније је променио однос између волатилности и прилива СДИ, агрегатно и по појединим секторима у које су страни инвеститори највише улагали у посматраном периоду. Уместо да волатилност буде значајна детерминанта прилива СДИ у посматране земље од 2000. године, што су налази претходно резултати спроведених истраживања, фокусирањем на њену краткорочну компоненту, она то више није.

Што се осталих варијабли тиче, оно што је вредно помена јесте чињеница да је у свим спецификацијама коефицијент који мери реалне зараде пондерисане продуктивношћу био статистички значајан, што наводи на закључак да је ова варијабла готово сигурно значајна детерминанта прилива СДИ и агрегатно и по појединим секторима у које су страни инвеститори највише улагали (сектор производње, финансијско посредовање и сектор транспорта, инфраструктуре и телекомуникација) у посматраним земљама у посматраном периоду.

Оно што још треба нагласити јесте и чињеница да у готово свим спецификацијама није установљена асиметрија у одговору инвестиција у периоду апresiasiје и у периоду депresiasiје валута посматраних земаља, тако да се може, готово са сигурношћу, рећи да оваква асиметрија у посматраним земљама не постоји.

## 8. Закључна разматрања

Истраживање је спроведено на примеру шест земаља Западног Балкана (Албанија, Босна и Херцеговина, Црна Гора, Хрватска, БЈР Македонија и Србија), а узорком су обухваћене и одабране земље централне и источне Европе (Бугарска, Чешка, Естонија, Летонија, Литванија, Мађарска, Пољска, Румунија, Словенија и Словачка), како би добијени резултати били економетријски релевантни. Акцентат је задржан на земљама Западног Балкана уз помоћ вештачке променљиве као независне варијабле у свим моделима СДИ. Емпиријска анализа је базирана на динамичкој анализи панела у периоду од 2000. године до 2016. године.

### 8.1. Општи закључци и доприноси истраживања

Истраживање утицаја волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ је значајно, пре свега, због научног доприноса унапређењу стратегије и политике привлачења СДИ, које већина посматраних земаља формулише на највишем нивоу. Очекивање на почетку спроведеног истраживања, односно главна истраживачка хипотеза, било је да висока волатилност обесхрабрује стране инвеститоре да инвестирају у земље Западног Балкана. Стране директне инвестиције предузимају се на дужи рок и захтевају висок ниво почетних улагања, па је претпоставка да инвеститори имају аверзију према ризику и да преферирају ниже нивое волатилности. Према добијеним резултатима почетна претпоставка се није обистинила. Наиме, према добијеним резултатима виши ниво необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса стимулише стране директне инвестиције на агрегатном нивоу.

Обзиром да спроведено истраживање може понудити одговор на питање да ли је стабилан курс атрактивнији за стране инвеститоре и да ли постоји асиметрија у одговору СДИ на волатилност реалног курса у периоду ап्रेसијације и у периоду деп्रेसијације валуте, оно би могло да буде и део одговора на питање о примени адекватног режима девизног курса, потреби приступања Европској унији, односно Европској монетарној унији или евентуалном формирању тзв. валутних блокова у циљу привлачења страних директних инвестиција. Према добијеним резултатима, може се рећи да страни инвеститори, супротно очекивањима, преферирају земље са вишом стопом волатилности реалног девизног курса, а то су обично земље са пливајућим девизним режимима. Није установљена ни асиметрија у одговору инвестиција у периоду ап्रेसијације ни у периоду депресијације валуте посматраних земаља у односу на евро, што би значило да се једна од истраживачких хипотеза, тачније оперативна хипотеза број 2, није показала тачном.

Имајући на уму да резултати указују да се приступањем Европској унији стабилизује реални девизни курс, може се сматрати да приступом Европској унији



земља приступница неће постати атрактивнија за стране инвеститоре. Када се, међутим, посматрају стране директне инвестиције у сектор производње, очекивања су испуњена. Овде виши ниво волатилности необјашњеног дела реалног девизног курса дестимулише нова улагања, односно страни инвеститори који свој капитал улажу у сектор производње преферирају стабилнији девизни курс. О овоме се посебно мора водити рачуна имајући у виду да улагања у производни сектор генеришу највећи економски раст посматране земље примаоца капитала. У овом случају, уласком у Европску унију земља приступница ће постати атрактивнија страним инвеститорима који улажу у сектор производње о чему креатори економске политике морају повести рачуна. При одговору на питање да ли се почетна хипотеза, тачније оперативна хипотеза број 3, показала истинитом треба бити опрезан, имајући у виду да се према добијеним резултатима чини да је утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ у великој мери одређен мотивима страних инвеститора. Наиме, иако је однос посматраних варијабли позитиван на агрегатном нивоу, он није једнозначан кад се приливи СДИ посматрају по појединим секторима. Наиме, на прилив СДИ у сектор производње волатилност реалног девизног курса делује негативно, на прилив СДИ у сектор финансијског посредовања утицај је позитиван, док на прилив СДИ у сектор транспорта, инфраструктуре и телекомуникација волатилност реалног девизног курса уопште не утиче. Из наведеног проистиче да се почетна претпоставка, односно оперативна хипотеза број 4, показала реалном.

Научни допринос спроведеног истраживања огледа се и по питању потенцијалне арбитрарности у избору мера волатилности реалног девизног курса у земљама Западног Балкана као детерминанте СДИ. Када се као мера волатилности узме стандардна девијација као и када се у меру волатилности укључе и асиметрични ефекти, односно када се волатилност реалног девизног курса изрази условном варијансом деривираним из EGARCH (1,1) модела, резултати су готово идентични, тако да се слободно може рећи да у овом случају избор другачије мере волатилности нема никакве последице на добијене резултате, односно да се оперативна хипотеза број 5 показала тачном.

Одговор на питање да ли волатилност реалног девизног курса утиче на прилив СДИ може се тумачити као теоријски допринос одређивању детерминанти СДИ у земље Западног Балкана. Оно што се на основу добијених резултата може рећи јесте да волатилност реалног девизног курса јесте значајна детерминанта прилива СДИ у земље Западног Балкана у периоду од 2000. до 2016. године. Иако узорак обухвата шеснаест земаља у транзицији, акценат је задржан на земљама Западног Балкана уз помоћ вештачки креиране варијабле, која ни у једној спецификацији није статистички значајна, на основу чега се може тврдити да се оперативна хипотеза број 6 показала тачном.

Оно што се још може истаћи је чињеница да фокусирање на дугорочну волатилност нема готово никакве последице на добијене резултате. Избор алтернативне мере волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у овом случају није значајније променио однос између волатилности и прилива СДИ, агрегатно и по појединим секторима у које су страни инвеститори највише улагали у посматраном периоду. С друге стране, фокусирање на краткорочну волатилности има значајне импликације на добијене резултате. Наиме, избор алтернативне мере волатилности реалног девизног курса валута посматраних земаља у овом случају значајније је променио однос између волатилности и прилива СДИ, агрегатно и по појединим секторима у које су страни инвеститори највише улагали у посматраном периоду. Уместо да волатилност буде значајна детерминанта прилива СДИ у посматране земље од 2000. године, што показују претходни резултати спроведених истраживања, фокусирањем на њену краткорочну компоненту, она то више није. Из свега наведеног произилази да се почетна претпоставка, односно оперативна хипотеза број 7 показала тачном.

Што се осталих објашњавајућих варијабли тиче, једино се са релативном сигурношћу може тврдити, на основу добијених резултата спроведеног истраживања, да су реалне зараде пондерисане нивоом продуктивности такође значајна детерминанта прилива СДИ у земље Западног Балкана у посматраном периоду.

Емпријски добијене мере волатилности реалног девизног курса могуће је користити и у другим истраживањима које у фокус стављају утицај поменуте волатилности на одабране макро-економске варијабле, а могуће је и емпиријски поткрепити тврдњу да је волатилност реалног девизног курса у земљама Западног Балкана могуће обликовати уз помоћ GARCH модела чиме је потврђена реалност оперативне хипотезе број 1.

## 8.2. Ограничења истраживања

Једно од ограничења спроведеног истраживања састоји се у стандардном недостатку података из претходног периода карактеристичном за земље Западног Балкана турбулентне ближе прошлости уз настанак нових држава, економске нестабилности и рата.

Друго ограничење везано је за економетријски део и односи се на импликације које би изостављене потенцијалне објашњавајуће променљиве могле имати на добијене резултате истраживања. Наиме, коришћена SYS-GMM методологија не дозвољава укључивање додатних објашњавајућих варијабли за релативно мали број земаља које су укључене у панел. Ова методологија, наиме, инструментализује регресоре, односно објашњавајуће променљиве тако што

поред њиховог нивоа узима и вредности са доцњом, као и прве диференце у циљу превазилажења проблема ендогености на који је указано на почетку истраживања. У модел који проучава утицај волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ у посматране земље експлицитно су укључене, поред волатилности и ниво реалног девизног курса, затим ниво реалних зарада пондерисан нивоом продуктивности, ниво СДИ из претходног периода и степен отворености посматране економије. Посредно су у модел укључени ефекат државне границе, просторна удаљеност изражена у километрима, као и величина тржишта. Конструисане су и две вештачке варијабле, прва даје одговор на питање да ли постоји асиметрија у одговору инвестиција у периоду депресијације и у периоду апресијације валуте посматраних земаља у односу на евро и друга којом се акценат задржава на земље Западног Балкана.

### 8.3. Предлози за даља истраживања

У вези са изнетим лимитима истраживања биће дати и предлози за даља истраживања. Наиме, као предлог за даља истраживања у модел би било препоручљиво укључити и додатне варијабле, као што су стопа пореза, показатељ успешности приватизација, проценат висококвалификованих радника у укупном броју радника, степен политичког и економског ризика са којим се потенцијална земља суочава, коефицијент успешности до сада спроведених приватизација, и слично. Неко будуће истраживање на ову тему свакако би требало да поведе рачуна и о потенцијалном проблему ендогености.

Обзиром да су истраживањем обухваћени само сектори у које су страни инвеститори највише улагали, оно што би још могло да се препоручи за даља истраживања јесте анализа утицаја волатилности необјашњеног дела реалног девизног курса на све секторе у које су инвеститори улагали како би се стекла комплетна слика о утицају необјашњеног дела волатилности реалног девизног курса на прилив СДИ у све појединачне секторе и како би се извршило јасно поређење добијених резултата и у складу са тим извучени одређени закључци.

**Литература**

1. Abaid, A., Leigh, D. and Mody, A. (2009) Financial Integration, Capital Mobility and Income Convergence. *Economic Policy* 24(58): 241-305. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2009.00222.x>
2. Abbott, A., Cushman, O., D. and De Vita, G. (2012) Exchange Rate Regimes and Foreign Direct Investment Flows to Developing Countries. *Review of International Economics* 20(1): 95–107. DOI: 10.1111/j.1467-9396.2011.01010.x
3. Abel, A. B. and Eberly A. B. (1993) A Unified Model of Investment Under Uncertainty. *NBER Working Paper* 4296. <https://doi.org/10.3386/w4296>
4. Abraham, A., and Ikenberry. D. (1994) The Individual Investor and the Weekend Effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(2): 263-277. <https://doi.org/10.2307/2331225>
5. Aizenman, J. (1992) Exchange Rate Flexibility, Volatility, and the Patterns of Domestic and Foreign Direct Investment. *NBER Working Paper* 3953, Cambridge, MA. DOI: 10.3386/w3953
6. Alba, D. J., Wang, P. and Park, D. (2010) The Impact of Exchange Rate on FDI and the Interdependence of FDI over Time. *The Singapore Economic Review* 55(4): 733-747. DOI: 10.1142/s0217590810004024
7. Alfaro, L., Chandab A., Kalemli-Ozcanc, S. and Sayek, S. (2004) FDI and economic growth: The role of local financial markets. *Journal of International Economics* 64(1): 89–11. [https://doi.org/10.1016/s0022-1996\(03\)00081-3](https://doi.org/10.1016/s0022-1996(03)00081-3)
8. Andersen, T. and Bollerslev, T. (1998) Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models do Provide Accurate Forecasts. *International Economic Review* 39(4): 885-905. <http://dx.doi.org/10.2307/2527343>
9. Anderson, T. and Hsiao, C. (1981) Estimation of Dinamic Models with Error Components. *Journal of the American Statistical Association* 76(375): 598-606. <https://doi.org/10.2307/2287517>
10. Amuedo-Dorantes, C., and Pozo, S. (2001) Foreign Exchange Rates and Foreign Direct Investment in the United States. *International Trade Journal* 15(3): 323-343. <https://doi.org/10.1080/088539001753228018>
11. Arelano, M. (1989) A note on the Anderson-Hsiao estimator for panel data. *Economics Letters* 31(4): 337-341. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(89\)90025-6](https://doi.org/10.1016/0165-1765(89)90025-6)
12. Arellano, M., and Bond, S. (1991) Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies* 58(2): 277–297. DOI: 10.2307/2297968
13. Arize, A.C., Osang T, & Slottje D.J. (2000) Exchange-Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from 13 LDC's. *Journal of Business & Economic Statistics* 8(1): 10-17. <http://dx.doi.org/10.2307/1392132>
14. Arnold, I.C. de Vries and R. MacDonald (2006) Fundamental Volatility is Regime Specific. *SSRN Electronic Journal* <https://doi.org/10.2139/ssrn.896706>

15. Arratibel, O., Furceri, D., Martin, R. and Zdzienicka, A. (2011) The effect of nominal exchange rate volatility on real macroeconomic performance in the CEE countries. *Economic Systems* 35(2): 261–277. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2010.05.003>
16. Asheghian, P. (2004) Determinants of economic growth in the United States: the role of foreign direct investment. *International Trade Journal* 18(1): 63 – 83. <https://doi.org/10.1080/08853900490277350>
17. Asseery, A. and D.A. Peel, (1991). The Effects of Exchange rate Volatility on Export: Some New Estimates. *Economic Letters* 37(2): 173-177. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(91\)90127-7](https://doi.org/10.1016/0165-1765(91)90127-7)
18. Bai, J. and Ng, S. (2004) A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration. *Econometrica* 72(4): 1127-1177. DOI: 10.1111/j.1468-0262.2004.00528.x
19. Bai, J. and Perron, P. (2003) Critical values for multiple structural change tests. *The Econometrics Journal* 6(1): 72-78. <https://doi.org/10.1111/1368-423x.00102>
20. Bai, J. and Perron, P. (2003) Computation and analysis of multiple structural changes models. *Journal of Applied Econometrics* 18(1): 1-22. <https://doi.org/10.1002/jae.659>
21. Baillie, R. T. and T. Bollerslev (1989) The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional Variance Tale. *Journal of Business and Economic Statistics* 7(3): 297–305 <https://doi.org/10.1080/07350015.1989.10509739>
22. Balaban, E. (2004). Comparative forecasting performance of symmetric and asymmetric conditional volatility models of an exchange rate. *Economics Letters* 83(1): 99-105. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2003.09.028>
23. Balasubramanyam, V. N., Salisu, M. and Sapsford, D. (1996) Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries P. *The Economic Journal* 106(434): 92–105. <https://doi.org/10.2307/2234933>
24. Baltagi, B. H. (2005) *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, John Wiley & Sons, Ltd. доступно на [https://himayatullah.weebly.com/uploads/5/3/4/0/53400977/baltagi-econometric-analysis-of-panel-data\\_himmy.pdf](https://himayatullah.weebly.com/uploads/5/3/4/0/53400977/baltagi-econometric-analysis-of-panel-data_himmy.pdf) приступљено дана 12.11.2017.
25. Baum, C. F., Caglayan, M. and Barkoulas, J. T. (2001) Exchange rate uncertainty and firm profitability. *Journal of Macroeconomics* 23(4): 565–576. [https://doi.org/10.1016/s0164-0704\(01\)00178-1](https://doi.org/10.1016/s0164-0704(01)00178-1)
26. Baxter, M. and A. Stockman (1989) Business Cycles and the Exchange-rate System. *Journal of Monetary Economics* 23(3): 377–400. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90039-1](https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90039-1)
27. Bedir, S. and Soydan, A. (2016) Implications of FDI for Current Account Balance: A Panel Causality Analysis. *Euroasian Journal of Economics and Finance* 4(2): 58-71. <https://doi.org/10.15604/ejef.2016.04.02.005>
28. Bekaert, G., Harvey, C.R., Lundblad, C.T. and Siegel, S. (2014) Political Risk Spreads. *Journal of International Business Studies* 45(4): 471-493. <https://doi.org/10.1057/jibs.2014.4>

29. Bellak, C. and Leibrecht, M. (2009) Do low corporate income tax rates attract FDI? Evidence from Central and East European countries. *Applied Economics* 41(21): 2691-2703. <https://doi.org/10.1080/00036840701320217>
30. Bellak, C., Leibrecht, M. and Liebensteiner, M. (2010) Attracting foreign direct investment: the public policy scope for South East European countries. *Eastern Journal of European Studies* 1(2): 37-53. доступно на [http://ejes.uaic.ro/articles/EJES2010\\_0102\\_BEL.pdf](http://ejes.uaic.ro/articles/EJES2010_0102_BEL.pdf) приступљено дана 14.02.2018.
31. Bevan, A. and Estrin, S. (2004) The determinants of foreign direct investment into European transition economies. *Journal of Comparative Economics* 32(4): 775-787. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2004.08.006>
32. Beveridge, S. and Nelson, C. R. (1981) New approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics* 7(2): 151-174. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(81\)90040-4](https://doi.org/10.1016/0304-3932(81)90040-4)
33. Beugelsdijk, S., Hennart, J., Slangen, A., and Smeets, R. (2010) Why and How FDI Stock are a Biased Measure of MNE Affiliate Activity. *Journal of International Business Studies* 41(9): 1444-1459. <https://doi.org/10.1057/jibs.2010.29>
34. Bénassy-Quéré, A., Fontagné, L. and Lahréche-Révil, A. (2001) Exchange-Rate Strategies in the Competition for Attracting Foreign Direct Investment. *Journal of the Japanese and International Economies* 15(2): 178-198. DOI: 10.1006/jjie.2001.0472
35. Bjelić, P., Jaćimović, D. and Tašić, I. (2013) Effect of the World Economic Crisis on Exports in CEEC: Fokus on the Western Balkans. *Economic Annals* 58(196): 71-98. <https://doi.org/10.2298/eka1396071b>
36. Black, F. (1976) Studies of Stock Market Volatility Changes. Proceedings of the American Statistical Association. *Business and Economic Statistics Section*, 177-181. преузето из Suliman, Z. and Suliman, A. (2012) Modeling Exchange Rate Volatility using GARCH Models: Empirical Evidence from Arab Countries. *International Journal of Economics and Finance* 4(3): 216-229. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n3p216>
37. Blonigen (1997) Firm specific assets and the link between exchange rates and foreign direct investment. *American Economic Review* 87(3): 448-465. Доступно на <http://www.jstor.org.proxy.kobson.nb.rs:2048/stable/pdf/2951354.pdf> приступљено дана 26.02.2018.
38. Blundell, R. and Bond, S. (1998) Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87(1):115-143. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00009-8)
39. Bollerslev, T. (1986) Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31(3): 307-327 [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)



40. Bollerslev, T. (1990) Modelling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. *Review of Economics and Statistics* 72(3): 498-505. <http://dx.doi.org/10.2307/2109358>
41. Boothe, P. and D. Glassman (1987) The Statistical Distribution of Exchange Rates: Empirical Evidence and Economic Implications. *Journal of International Economics* 22(3-4): 297–319 [https://doi.org/10.1016/s0022-1996\(87\)80025-9](https://doi.org/10.1016/s0022-1996(87)80025-9)
42. Borensztein, E., De Gregorio, J. and Lee, J.-W. (1998) How does foreign direct investment affect economic growth? *Journal of International Economics* 45(1), pp.115–135. [https://doi.org/10.1016/s0022-1996\(97\)00033-0](https://doi.org/10.1016/s0022-1996(97)00033-0)
43. Botrić, V. and Škuflić, L. (2006) Main Determinants of Foreign Direct Investment in the Southeast European Countries. *Transition Studies Review* 13(2): 359-377. <https://doi.org/10.1007/s11300-006-0110-3>
44. Breusch, T., S. and Pagan R., A. (1980) The Lagrange Multiplier test and its application to model specifications in econometrics. *Review of Economic Studies* 47(1): 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
45. Brooks, C. (2008) *Introductory Econometrics for Finance*. Second Edition, Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/cbo9780511841644>
46. Brooks, C. and Burke, S. P. (1998) Forecasting exchange rate volatility using conditional variance models selected by information criteria. *Economics Letters* 61(3): 273-278. [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765\(98\)00178-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765(98)00178-5)
47. Brada, J. C., Kutan, A. M. and Yigit, T. M. (2006) The effects of transition and political instability on foreign direct investment inflows: Central Europe and the Balkans. *Economics of Transition* 14 (4): 649-680. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0351.2006.00272.x>
48. Brown, J. D., Earle, J. S., & Telegdy, A. (2006) The Productivity Effects of Privatization: Longitudinal Estimates from Hungary, Romania, Russia, and Ukraine. *Journal of Political Economy* 114 (1): 61-99. <https://doi.org/10.17848/wp05-121>
49. Brzozowski, M. (2006) Exchange rate variability and foreign direct investment: Consequence of EMU enlargement. *Eastern European Economics* 44(1): 5–24. <https://doi.org/10.2753/eee0012-8755440101>
50. Buch, C. M. and Kleinert, J. (2008) Exchange rate and FDI: goods versus capital market frictions. *World Economy* 31(9): 1185-1207. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2008.01124.x>
51. Butler, K. C., and Joaquin, D. C. (1998) A note on political risk and the required return on foreign direct investment. *Journal of International Business Studies* 29(3): 599-607. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8490009>
52. Buckley, P. J. and Casson, M. C. (1976) *The Future of the Multinational Enterprise*. Homes&Meier. London. <https://doi.org/10.1007/978-1-349-02899-3>
53. Byrne, J. and Davis, E. P. (2003) Panel estimation of the impact of exchange rate uncertainty on investment in the major industrial countries, *NIESR Discussion Paper* 208. London.

- <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.426.4941&rep=rep1&type=pdf>
54. Byrne, J. and Davis, E. P. (2005) The impact of Short- and Long- run Exchange Rate Uncertainty on Investment: A Panel study of Industrial Countries. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics* 27(3): 307-329. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2005.00121.x>
  55. Cai, J., Y. Li, & Y. Qi (2006) The day-of-the-week effect: New evidence from the Chinese stock market. *The Chinese Economy*, 39(2): 71-88. <https://doi.org/10.2753/ces1097-1475390206>
  56. Campa, J. M. (1993) Entry by Foreign Firms in the United States under Exchange Rate Uncertainty. *Review of Economics and Statistics* 75(4): 614–22. <https://doi.org/10.2307/2110014>
  57. Campa, J. and Goldberg, L. S. (1995) Investment in manufacturing, exchange rates and external exposure. *Journal of International Economics* 38(3-4): 297–320. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(94\)01348-v](https://doi.org/10.1016/0022-1996(94)01348-v)
  58. Campa, J. and Goldberg, L. S. (1999) Investment, passthrough, and exchange rates: a cross-country comparison. *International Economic Review* 40(2): 287–314. <https://doi.org/10.1111/1468-2354.00016>
  59. Carkovic, M., and Levine, R. (2002) Does foreign direct investment accelerate economic growth? *SSRN Electronic Journal* <https://doi.org/10.2139/ssrn.314924>
  60. Carstensen, K. and Toubal, F. (2004) Foreign direct investment in Central and Eastern European countries: a dynamic panel analysis. *Journal of Comparative Economics* 32(1): 3–22. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2003.11.001>
  61. Cavallari, L. and d’Addonna, S. (2013) Nominal and Real Volatility as Determinants of FDI. *Applied Economics* 45(18): 2603-2610. <https://doi.org/10.1080/00036846.2012.674206>
  62. Chadha, J. S. and Sarno, L. (2002) Short- and long-run price level uncertainty under different monetary policy regimes: an international comparison. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 64(3): 183–212. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00018>
  63. Chakrabarti, A. (2001) The determinants of foreign direct investment: Sensitivity analysis of cross-country regressions. *Kyklos* 54(1): 89-114. <https://doi.org/10.1111/1467-6435.00142>
  64. Chen, K, Rau, H., and Lin, C. (2006) The Impact of Exchange Rate Volatility Movements on Foreign Direct Investment: Market-oriented versus Cost-oriented. *The Developing Economies* 44(3): 269-287. <https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.2006.00017.x>
  65. Choi, J. J. and Prasad, A. M. (1995). Exchange Risk Sensitivity and its Determinants: A firm and Industry Analysis of US Multinationals. *Financial Management* 24(3), 77-88. <http://dx.doi.org/10.2307/3665559>
  66. Chowdhury, R. A. and Wheeler, M. (2008) Does Real Exchange Rate Volatility Affect Foreign Direct Investment? Evidence from Four Developed Economies.



- The International Trade Journal* 22(2): 218-245.  
<https://doi.org/10.1080/08853900801970601>
67. Chowdhury, A. R. and Wheeler, M. (2015) The Impact of Output and Exchange Rate Volatility on Fixed Private Investment: Evidence from Selected G7 Countries. *Applied Economics* 47(25):  
<https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1008761>
68. Contessi, S. (2006) International macroeconomics dynamics, endogeneous tradability and foreign direct investment with heterogeneous firms преузето из Phillips, S. and Ahmadi-Esfahani, Z., F. 2008.
69. Crowley, P. and Lee, J. (2003) Exchange rate volatility and Foreign investment: International evidence. *The International Trade Journal* 17(3): 227-252. DOI: 10.1080/08853900309533
70. Cuervo-Cazurra, A. (2008) Better the devil you don't know: Types of corruption and FDI in transition economies. *Journal of International Management* 14(1): 12-27. <https://doi.org/10.1016/j.intman.2007.02.003>
71. Cushman, D.O. (1985) Real Exchange Rate Risk, Expectations, and the Level of Direct Investment. *Review of Economics and Statistics* 67(2): 297-308. <https://doi.org/10.2307/1924729>
72. Cviić, C. and Sanfey, P. (2010). In Search of the Balkan Recovery. The Political and Economic Reemergence of South-Eastern Europe, New York: Columbia University Press <https://doi.org/10.5612/slavicreview.71.1.0173>
73. Dal Bianco, S. and Loan, N. (2017) FDI inflows, price and exchange rate volatility: new evidence from Latin America. *International Journal of Financial Studies* 5(1): 6-17. <https://doi.org/10.3390/ijfs5010006>
74. Damijan, J. P., Rojec, M., Majcen B. and Knell, M. (2013) Impact of firm heterogeneity on direct and spillover effects of FDI: Micro-evidence from ten transition countries. *Journal of Comparative Economics* 41(3): 895-892. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2012.12.001>
75. Damijan J., Kostevc, Č. and Rojec, M. (2015) Growing Lemons or Cherries? Pre and Post-acquisition Performance of Foreign-Acquired Firms in New EU Member States. *The World Economy* 38 (4): 751-772 <https://doi.org/10.1111/twec.12176>
76. Darby, J., A. Hallet, H., Ireland, J. and Piscitelli, L. (1999) The Impact of Exchange Rate Uncertainty on the Level of Investment. *The Economic Journal* 109(454): 55-67. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00416>
77. Darby, J., Hallett, H. A., Ireland, J. and Piscitelli, L. (2002) Exchange Rate Uncertainty and Business Sector Investment, Department of Economics, University of Strathclyde, Glasgow. <http://fmwww.bc.edu/RePEc/es2000/0600.pdf>
78. De Grauwe, P. (1988). Exchange Rate Variability and the Slowdown in growth of International Trade. *IMF Staff Papers* 35(1): 63-82. <https://doi.org/10.2307/3867277>

79. De Vita, G. and Abbott, A. (2007) Do exchange rates have any impact upon UK inward foreign direct investment? *Applied Economics* 39(20): 2553-2564. <https://doi.org/10.1080/00036840600749748>
80. Dehn, J. *Private Investment in Developing Countries: The Effects of Commodity Shocks and Uncertainty*; Working Paper Series 2000-11; Center for the Study of African Economies, University of Oxford: Oxford, UK, 2000. Доступно на <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.163.7787&rep=rep1&type=pdf> Приступљено дана 15.12.2017.
81. Demekas, D. G., Horváth, B., Ribakova E. and Wu, Y. (2005) Foreign Direct Investment in Southeastern Europe: How (and how much) can policies help? *IMF Working Paper* 05/110. <https://doi.org/10.5089/9781451861297.001>
82. Dennis, B. N., Christopher, A. L. and Lei, Z. (2008) Which exchange rate matter for FDI? Evidence for Japan. *Southern Economic Journal* 75(1): 50-68. Доступно на <http://www.jstor.org/stable/20112027>. Приступљено дана 20.01.2018.
83. Deseatnicov, I. and Akiba, H. (2016) Exchange rate, political environment and FDI decision. *International Economics* 148: 16-30. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2016.05.002>
84. Dhakal, D., Nag, R., Pradhan, G. and Upadhyaya, K. P. (2010) Exchange Rate Volatility and Foreign Direct Investment: Evidence from East Asian Countries. *International Business & Economic Research Journal* 9(7): <https://doi.org/10.19030/iber.v9i7.603>
85. Ding, Z., Granger, C.W.J. and Engle, R.F. (1993) A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance* 1: 83–106. [https://doi.org/10.1016/0927-5398\(93\)90006-d](https://doi.org/10.1016/0927-5398(93)90006-d)
86. Dixit, A. and Pindyck, R. S. (1994) *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press, Princeton
87. Dunning, J. H. (1992) *Multinational Enterprises and the Global Economy*, Addison-Wesley Publishing Company
88. Durham, J. B. (2004) Absorptive capacity and the effects of foreign direct investment and equity foreign portfolio investment on economic growth. *European Economic Review* 48(2): 285–306. [https://doi.org/10.1016/s0014-2921\(02\)00264-7](https://doi.org/10.1016/s0014-2921(02)00264-7)
89. Egger, H., Egger, P. and Ryan, M. (2010) Bilateral and third-country effect on multinational activity. *Review of International Economics* 18(5): 1012-1027. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2010.00923.x>
90. Ellahi, N. (2011) Exchange rate volatility and foreign direct investment (FDI) behavior in Pakistan: A time series analysis with auto regressive distributed lag (ARDL) application. *African Journal of Business Management* 5(29). <https://doi.org/10.5897/ajbm11.1676>
91. Emerson, M., Gros, D., Italianer, A. (1992) *One Market, One Money*, Oxford University Press, Oxford.

92. Engel, C. And Rogers, H., J. (1994) How wide is the border? *NBER Working Paper* 4829. <https://doi.org/10.3386/w4829>
93. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations. *Econometrica* 50(4): 987–1007 <https://doi.org/10.2307/1912773>
94. Engle, R. F. and Bollerslev, T. (1986) Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric Reviews* 5(1): 1-50. <https://doi.org/10.1080/07474938608800095>
95. Engle, R. F. and Ng, V. K. (1993) Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance*, 48(5): 1749–1801. <https://doi.org/10.2307/2329066>
96. Engle, R. F. and Kroner, K. F. (1995) Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory* 11(1): 122–150. <https://doi.org/10.1017/s0266466600009063>
97. Engle, C. and Kenneth, D. W. (2005). Exchange Rate and Fundamentals. *Journal of Political Economy* 113(3), 485-517. <http://dx.doi.org/10.1086/429137>
98. Engle, R. F. and Lee, G. J. (1999) A long run and short run component model of stock return volatility. in Engle R. F. and White H. (eds), *Cointegration, Causality and Forecasting: A Festschrift in Honour of Clive W. J. Granger*, Oxford University Press, Oxford: 475–497
99. Estrin, S., Hanousek, J., Kočenda, E. and Svejnar, J. (2009) The Effects of Privatization and Ownership in Transition Economies. *Journal of Economic Literature* 47(3): 699–728. <https://doi.org/10.1257/jel.47.3.699>
100. Estrin, S. and Uvalić, M. (2013) Foreign direct investment into transition economies: Are the Balkan different? *SSRN Electronic Journal* <https://doi.org/10.2139/ssrn.2293100>
101. Estrin, S., and Uvalic, M. (2014). FDI into transition economies. *Economics of Transition*, 22(2): 281-312. <https://doi.org/10.1111/ecot.12040>
102. Esquivel, G. and Larrain, F. (2002) The Impact of G-3 Exchange Rate Volatility on Developing Countries, UNCTAD G-24 Discussion Paper Series. Доступно на <https://www.g24.org/wp-content/uploads/2016/01/16.pdf> приступљено дана 12.12.2017.
103. Evans, M. and Lyons, R. (1999). Order Flow and Exchange Rate Dynamics. *NBER Working Paper* W7317. <https://doi.org/10.3386/w7317>
104. Fama, E. F. (1965) The behavior of stock market prices. *Journal of Business* 38(1): 34–105. <https://doi.org/10.1086/294743>
105. Fiser, R. and Horvath, R. (2010). Central Bank Communication and Exchange Rate Volatility: A GARCH Analysis. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies* 3(1): 25-31. <http://dx.doi.org/10.1080/17520840903498099>
106. Flood, R.P. and A.K. Rose (1999) Understanding Exchange Rate Volatility without the Contrivance of Macroeconomics. *Economic Journal* 109(459): 660–F672. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00478>

107. Frankel, J. and Meese, R. (1987) Are Exchange Rates Excessively Variable? *NBER Macroeconomics Annual* 2: 117-153. <https://doi.org/10.1086/ma.2.4623711>
108. Frankel, J. and Rose, A. (1995a) Empirical Research on Nominal Exchange Rates', in S. Grossman and K. Rogoff (eds), *The Handbook of International Economics*, 3 (Amsterdam: North Holland) [https://doi.org/10.1016/s1573-4404\(05\)80013-9](https://doi.org/10.1016/s1573-4404(05)80013-9)
109. Friedman, D. and Vandersteel, S. (1982). Short-run fluctuations in foreign exchange rates: evidence from the data 1973-1979. *Journal of International Economics*, 13(1-2): 171-186. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996\(82\)90012-5](http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996(82)90012-5)
110. Froot, K. and Stein, J. (1991) Exchange Rates and Foreign Direct Investment: An Imperfect Capital Markets Approach. *Quarterly Journal of Economics* 106(4): 1191–217. <http://dx.doi.org/10.2307/2937961>
111. Furceri, S. and Borelli, S. (2008) Foreign direct investment and exchange rate volatility in the EMU neighbourhood countries. *Journal of International and Global Economic Studies* 1(1): 42-59.
112. Ghalayini, L. (2013) Modeling and Forecasting the US Dollar/Euro Exchange Rate. *International Journal of Economics and Finance* 6(1): 194-207. <https://doi.org/10.5539/ijef.v6n1p194>
113. Ghosh, A., Gulde, A. and Holger, W. (2003) Exchange rate regimes: choices and consequences. Cambridge, Massachusetts: MIT Press
114. Goldberg, L. S. (1993) Exchange rates and investment in United States industry, *The Review of Economics and Statistics* 75(4): 575–89. <https://doi.org/10.2307/2110011>
115. Goldberg, S. L. and Kolstad, D. C. (1995) Foreign Direct Investment, Exchange Rate Variability and Demand Uncertainty. *International Economic Review* 36(4): 855-873. <https://doi.org/10.2307/2527262>
116. Gorodnichenko, Y, Svejnar, J. and Terrell, K. (2014) When Does FDI Have Positive Spillovers? Evidence from 17 Transition Market Economies. *Journal of Comparative Economics* 42(4): 954-969. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2014.08.003>
117. Gottschalk, S., and Hall, S. (2008) Foreign Direct Investment and Exchange Rate Uncertainty in South-East Asia. *International Journal of Finance and Economics* 13(4): 349-359. DOI: 10.1002/ijfe.355
118. Görg, H. and Wakelin, K. (2002) The impact of Exchange Rate Volatility on US Direct Investment. *The Manchester School* 70(3): 380-397. <https://doi.org/10.1111/1467-9957.00308>
119. Grosse, R. and Trevino, L. J. (1996) Foreign direct investment in the United States: An analysis by country of origin. *Journal of International Business Studies* 27(1): 139-155. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8490129>
120. Hagemeyer, J. and Tyrowicz, J. (2012) Is the effect really so large? Firm-level evidence on the role of FDI in a transition economy. *Economics of Transition* 20(2): 195–233. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0351.2012.00433.x>
121. Hamadu, D., Abbas, O. and Oghojafor, B. (2012). Investigating the volatility and co-movement of Nigerian currency against major West African currencies

- rates returns. *Journal of Economics and Engeneering* 3(2): 18-31. <https://doi.org/10.7813/jee.2012/3-2/4>
122. Hanousek J., Kočenda, E. & Maurel, M. (2011) Direct and indirect effects of FDI in emerging European markets: A survey and meta-analysis. *Economic Systems* 35(3):301–322. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2010.11.006>
123. Harchaoui, T., Tarkhani, F. and Yuen, T. (2005) The Effects of the Exchange Rate on Investment: Evidence from Canadian Manufacturing Industries, Bank of Canada WP, Bank of Canada, Ottawa, ON доступно на <https://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/02/wp05-22.pdf> приступљено дана 19.12.2017.
124. Hartman, R. (1972). The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment. *Journal of Economic Theory* 5(2), 258-266. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-0531\(72\)90105-6](http://dx.doi.org/10.1016/0022-0531(72)90105-6)
125. Hausman, J. A. (1978) Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 46(6): 1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
126. Helpman, E. (1984) A Simple Theory of International Trade with Multinational Corporations. *Journal of Political Economy* 92(3): 451-471. <https://doi.org/10.1086/261236>
127. Hermes, N. and Lensink, R. (2003) Foreign Direct Investment, Financial Development and Economic Growth. *Journal of Development Studies* 40(1): 142–163 <https://doi.org/10.1080/00220380412331293707>
128. Herzer, D., Klasen, S., and Nowak-Lehmann D., F. (2008). In search of FDI-led growth in developing countries: The way forward. *Economic Modelling* 25(5): 793–810 <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.11.005>
129. Hsieh, D. A. (1989). Modeling heteroscedasticity in daily foreign-exchange rates. *Journal of Business and Economic Statistics* 7(3): 307-317. <https://doi.org/10.2307/1391528>
130. Jeanneret, A. (2005) Does exchange rate volatility really depress foreign direct investment in OECD countries? International Centre for Financial Assets Management and Engineering, University of Lausanne, Switzerland, Working Paper, преузето из Phillips, S. and Ahmadi-Esfahani, Z., F. 2008.
131. Jorion, P. (1995). Predicting volatility in the foreign exchange market. *The Journal of Finance* 50(2): 507-528. <http://dx.doi.org/10.2307/2329417>
132. Jude, C. and Leveigue, G. (2017) Growth Effect on Foreign Investment in Developing Economies: The Role of Institutional Quality. *The World Economy* 40(4): 715-742. <https://doi.org/10.1111/twec.12402>
133. Kekić, L. (2005). Foreign direct investment in the Balkans: recent trends and prospects. *Journal of Southeast European and Black Sea Studies*, 5(2): 171-190. <https://doi.org/10.1080/14683850500122687>
134. Kenen, P. B. and Rodrik, D. (1986) Measuring and analysing the effects of short-term volatility in real exchange rates. *The Review of Economics and Statistics* 68(2): 311-315. <https://doi.org/10.2307/1925511>



135. Kiviet, J. (1995) On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 68(1): 53-78. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01643-e](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01643-e)
136. Kiyota, K. and Urata, S. (2004) Exchange Rate, Exchange Rate Volatility and Foreign Direct Investment. *World Economy* 27(10): 1501–1536. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2004.00664.x>
137. Koedijk, K.G., M.M.A. Scahfgans and C.G. de Vries (1990) The Tail Index of Exchange Rate Returns. *Journal of International Economics* 29(1-2): 93–108. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(90\)90065-t](https://doi.org/10.1016/0022-1996(90)90065-t)
138. Kovačević, R. (2016) Modeling the exchange rate of the euro against the dollar using ARCH/GARCH models, *Bankarstvo* 45(4): 20-49. <https://doi.org/10.5937/bankarstvo1604020k>
139. Ковачевић, Р. и Глигорић, М. (ред) (2016) Стране директне инвестиције и привредни раст у Србији, Научно друштво економиста Србије и Економски факултет у Београду, ISSN: 978-86-403-1506-7 Доступно на: <http://nde.ekof.bg.ac.rs/zbornici/2017/Strane%20direktne%20investicije%20i%20privredni%20rast%20u%20Srbiji.pdf> Приступљено 10.02.2018.
140. Kutan, A. M., & Vukšić, G. (2007). Foreign direct investment and export performance: empirical evidence. *Comparative Economic Studies* 49(3), 430-445. <https://doi.org/10.1057/palgrave.ces.8100216>
141. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992) Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics* 54(1-3): 159-178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-y)
142. Laakkonen, H. (2013). The relevance of accuracy for the impact of macroeconomic news on exchange rate volatility. *International Journal of Finance and Economics* 18(4): 339-351. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1467>
143. Lafrance, R. and Schembri, L. L. (2000) The exchange rate, productivity, and the standard of living, Bank of Canada Review, 17–28. Доступно на <https://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/06/r001b-e.pdf> приступљено 16.02.2018.
144. Lastrapes, W. D. (1989) Exchange rate volatility and U.S. monetary policy: An ARCH application. *Journal of Money, Credit, and Banking* 21(1): 66-77. <http://dx.doi.org/10.2307/1992578>
145. Li, X. and Liu, X. (2005) Foreign Direct Investment and economic growth: An increasingly endogenous relationship. *World Development* 33(3), pp.393–407 <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.11.001>
146. Lin, C., Chen, M. and Rau, H. (2010) Exchange Rate Volatility and the Timing of Foreign Investment: Market Seeking versus Export-Substituting. *Review of Development Economics* 14(3): 466-486. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2010.00565.x>
147. Longmore, R., and Robinson, W. (2004) Modelling and Forecasting Exchange Rate Dynamics: An Application of Asymmetric Volatility Models. Bank of Jamaica. Working Paper WP2004/03 преузето из Suliman, Z. and Suliman, A.

- (2012) Modeling Exchange Rate Volatility using GARCH Models: Empirical Evidence from Arab Countries. *International Journal of Economics and Finance* 4(3): 216-229. <https://doi.org/10.5539/ijef.v4n3p216>
148. Lubik, T. and Schorfheide, F. (2007). Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. *Journal of Monetary Economics* 54(4) 1069-1087. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2006.01.009>
149. Mark, N. (2009) Changing Monetary Policy Rules, Learning, and Real Exchange Rate Dynamics. *Journal of Money, Credit, and Banking* 41(6) 1047-1070. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1538-4616.2009.00246.x>
150. MacDonald, R. and Stein, J. (1999) Equilibrium Exchange Rates. Springer, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers. <https://doi.org/10.1007/978-94-011-4411-7>
151. MacDonald R. (2007) Exchange Rate Economics: Theories and Evidence, Routledge, Taylor & Francis Group, London and New York <https://doi.org/10.4324/9780203380185>
152. Mandelbrot, B. (1963) The variation of certain speculative prices. *Journal of Business*, 36(4): 394-414. <https://doi.org/10.1086/294632>
153. Markusen, J. R. (1984) Multinationals, multi-plant economies and the Gains from Trade. *Journal of International Economics* 16(3-4): 205-226. [https://doi.org/10.1016/s0022-1996\(84\)80001-x](https://doi.org/10.1016/s0022-1996(84)80001-x)
154. Markusen, J. R. and Venables, A. J. (1998) Multinational Firms and the New Theory of Trade. *Journal of International Economics* 46(2): 183–203 [https://doi.org/10.1016/s0022-1996\(97\)00052-4](https://doi.org/10.1016/s0022-1996(97)00052-4)
155. Markusen, J. R. and Venables, A. J. (2000) The Theory of Endowment, Intra-industry, and Multinational Trade. *Journal of International Economics* 52(2): 209–235. [https://doi.org/10.1016/s0022-1996\(99\)00055-0](https://doi.org/10.1016/s0022-1996(99)00055-0)
156. McKenzie, M. D. (1997) ARCH Modelling of Australian Bilateral Exchange Rate Data. *Applied Financial Economics* 7(2): 147 - 164. <http://dx.doi.org/10.1080/096031097333718>
157. McCurdy, T. and Morgan, I. (1987) Tests of the Martingale Hypothesis for Foreign Currency Futures with Time-varying Volatility. *International Journal of Forecasting* 3(1): 131–148 [https://doi.org/10.1016/0169-2070\(87\)90083-5](https://doi.org/10.1016/0169-2070(87)90083-5)
158. Meese, R., and Rogoff, K. (1983) Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit the Out of Sample? *Journal of International Economics* 14(1-2): 3-24. [http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996\(83\)90017-x](http://dx.doi.org/10.1016/0022-1996(83)90017-x)
159. Mencinger, J. (2003) Does Foreign Direct Investment Always Enhance Economic Growth? *Kyklos* 56(4): 491–508. <https://doi.org/10.1046/j.0023-5962.2003.00235.x>
160. Miletić, S. (2015) Modeling and forecasting exchange rate volatility: comparison between EEC and developed countries. *Industrija* 43(1): 7-24. <https://doi.org/10.5937/industrija43-6612>
161. Miller, E. (1988) Why a Weekend effect?. *Journal of Portfolio Management*, 14(4): 43-48. <https://doi.org/10.3905/jpm.1988.409174>

162. Milhoj, A. (1987). A conditional variance model for daily observations of an exchange rate. *Journal of Business and Economic Statistics* 5(1): 99-103. <https://doi.org/10.2307/1391219>
163. Minović, J. and Erić, D. (2016) Impact of Political Risk on Frontier Capital Market. *Engineering Economics* 27(2): 151-162. <https://doi.org/10.5755/j01.ee.27.2.3390>
164. Mohnen, P. (2001) International R&D spillovers and economic growth“, Information Technology. *Productivity and Economic Growth* 50-71. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199243983.003.0003>
165. Moore, B. and Schaller, L. (2002) Persistent and transitory shocks, learning, and investment dynamics. *Journal of Money, Credit and Banking* 34(3a): 650–677. <https://doi.org/10.1353/mcb.2002.0005>
166. Mussa, M. (1986) Nominal Exchange Rate Regimes and the Behaviour of Real Exchange Rates: Evidence and Implications. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 25: 117-214. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(86\)90039-4](https://doi.org/10.1016/0167-2231(86)90039-4)
167. Nelson, D. (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica* 59(2), 347–370 <https://doi.org/10.2307/2938260>
168. Niar-Reichert, U. and Weinhold, D. (2001) Causality Test for Cross-country Panels: A New Look at FDI and Economic Growth in Developing Countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 63(2): 153–157. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00214>
169. Nucci, F. and Pozzolo, A. F. (2001) Investment and the exchange rate: an analysis with firmlevel panel data. *European Economic Review* 45(2): 259–283. [https://doi.org/10.1016/s0014-2921\(00\)00050-7](https://doi.org/10.1016/s0014-2921(00)00050-7)
170. Obstfeld, M. and Rogoff, K. (2000a) The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is there a Common Cause, *NBER Macroeconomics Annual* 15: 339-390. <https://doi.org/10.2307/3585403>
171. Pain, N. and Van Welsum, D. (2003) Untying the Gordian knot: the multiple links between exchange rates and foreign direct investment *Journal of Common Market Studies* 41(5): 823-846. DOI: 10.1111/j.1468-5965.2003.00465.x
172. Pavasuthipaisit, R. (2010) Should inflation-targeting central banks respond to exchange rate movements? *Journal of International Money and Finance* 29(3): 460–85. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.06.005>
173. Pesaran, B. & Robinson, G. (1993) The European exchange rate mechanism and the volatility of the sterling-deutschmark exchange rate. *Economic Journal* 103(421): 1418-1431. <http://dx.doi.org/10.2307/2234474>
174. Pesaran, M. H. (2003) A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence. *SSRN Electronic Journal* <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.457280>
175. Pesaran, M. H. (2004) General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, Discussion Paper Series, IZA, Bonn, доступно на <ftp.iza.org/dp1240.pdf> приступљено 08.03.2017



176. Perron, P. (2008) Structural change, econometric of Published in The New Palgrave Dictionary of Economics. Second edition: 55-64. <http://dx.doi.org/10.1057/9780230226203.164>
177. Perron, P. (2017) Unit Roots and Structural Breaks. *Econometrics* 5(2): 22-24. <http://dx.doi.org/10.3390/econometrics5020022>
178. Phillips, S. and Ahmadi-Esfahani, Z. F. (2008) Exchange rates and foreign direct investment: theoretical models and empirical evidence. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 52(4): 505-525. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5965.2003.00465.x>
179. Pindyck, R. S. (1990) Irreversibility, uncertainty, and investment. *Journal of Economic Literature* 29: 1110–1148. <https://doi.org/10.3386/w3307>
180. Reisen, H. and Soto, M. (2001) Which Types of Capital Inflows Foster Developing-Country Growth? *International Finance* 4(1): 1–14 <https://doi.org/10.1111/1468-2362.00063>
181. Rogoff, K. (1999) Monetary Models of Dollar/Yen/Euro Nominal Exchange Rate: Dead or Undead. *Economic Journal* 109(459): 655–659 <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00477>
182. Rogoff, K. S. and Reinhart, C. (2003) FDI to Africa: The Role of Price Stability and Currency Instability. *IMF working paper* 3/10 <https://doi.org/10.5089/9781451842715.001>
183. Russ, K. N. (2007) The endogeneity of the exchange rate as a determinant of FDI: A model of entry and multinational firms. *Journal of International Economics* 71(2) 344–372. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2006.04.004>
184. Russ, K. N. (2012) Exchange rate volatility and first-time entry by multinational firms. *Review of World Economics* 148(2): 269-295. <https://doi.org/10.1007/s10290-012-0124-3>
185. Salis, S. (2008) Foreign Acquisition and Firm Productivity: Evidence from Slovenia. *The World Economy* 31(8): 1030–1048. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2008.01113.x>
186. Sargan, J. D. (1958) The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica* 26(3): 393-415. <https://doi.org/10.2307/1907619>
187. Serven, L. (1999) Macroeconomic Uncertainty and Private Investment in Developing Countries: An Empirical Investigation. *Policy Research Investigation* 2035. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-2035>
188. Shrikhande, M. (2002) A general equilibrium analysis of foreign direct investment and the real exchange rate. *International Journal of Finance and Economics* 7(4): 309-325. <https://doi.org/10.1002/ijfe.194>
189. Soto, M. (2009) System GMM estimation with a small sample. Barcelona economics working paper series, Working Paper 395, доступно на <http://www.iae.csic.es/investigadoresMaterial/a111411124703archivoPdf29632.pdf>
190. Stockman, A. (1988) Real Exchange Rate Variability under Pegged and Floating Nominal Exchange Rate Systems: An Equilibrium Theory. Carnegie-Rochester

- Conference Series on Public Policy 29:259–294 [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(88\)90016-4](https://doi.org/10.1016/0167-2231(88)90016-4)
191. Strauss, J. and Yigit, T. (2003) Shortfalls of Panel Unit Root Testing. *Economics Letters* 81(3): 309-313. [http://dx.doi.org/10.1016/s0165-1765\(03\)00210-6](http://dx.doi.org/10.1016/s0165-1765(03)00210-6)
192. Sung, H. and Lapan, H. E. (2000) Strategic Foreign Direct Investment and Exchange Rate Uncertainty. *International Economic Review* 41(2) 411–423. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-2354.00069>
193. Taylor, S. J. (1987) Forecasting the Volatility of Currency Exchange Rates. *International Journal of Forecasting* 3(1): 159 – 170. [http://dx.doi.org/10.1016/0169-2070\(87\)90085-9](http://dx.doi.org/10.1016/0169-2070(87)90085-9)
194. Theobald, M. and Price, V. (1984) Seasonality Estimation in Thin Markets. *Journal of Finance* 39(2): 377- 392. <https://doi.org/10.2307/2327866>
195. Tintin, C. (2013) The determinants of foreign direct investment inflows in the Central and Eastern European Countries: The importance of institution. *Communist and Post-Communist Studies* 46(2): 287–298. <https://doi.org/10.1016/j.postcomstud.2013.03.006>
196. Tomlin, M., K. (2000) The effects of model specification on foreign direct investment models: an application of count data models. *Southern Economic Journal* 67(2): 460-468. <http://dx.doi.org/10.2307/1061481>
197. Tsay, R. S. (2005) *Analysis of Financial Time Series*. New York, John Wiley & Sons Inc. <https://doi.org/10.1002/0471746193>
198. Tse, Y.K., & Tsui, A.K. (1997). Conditional Volatility in Foreign Exchange Rates: Evidence from the Malaysian Ringgit and Singapore Dollar. *Pacific Basin Finance Journal* 5(3): 345-356. [http://dx.doi.org/10.1016/S0927-538X\(97\)00002-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0927-538X(97)00002-4)
199. Udomkerdmongkol, M., Morrissey, O. and Görg, H. (2009) Exchange Rates and Outward Foreign Direct Investment: US FDI in Emerging Economies. *Review of Development Economics* 13(4): 754–764. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9361.2009.00514.x>
200. Urata, S. and Kawai, H. (2000) The Determinants of the Location of Foreign Direct Investment by Japanese Small and Medium-sized Enterprises. *Small Business Economics* 15(2): 79–103. <http://dx.doi.org/10.1023/a:1008173912813>
201. Vernon, R. (1966) International investment and international trade in the product cycle. *Quarterly Journal of Economics* 80(2): 190-207. <https://doi.org/10.2307/1880689>
202. Wang, T. A. (2007). Does Implied Volatility of Currency Futures Option Imply Volatility of Exchange Rates?. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 374(2): 773-782. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2006.08.040>
203. Wang, M. (2009) Manufacturing FDI and economic growth: evidence from Asian economies. *Applied Economics* 41(8): 991 – 1002. <https://doi.org/10.1080/00036840601019059>

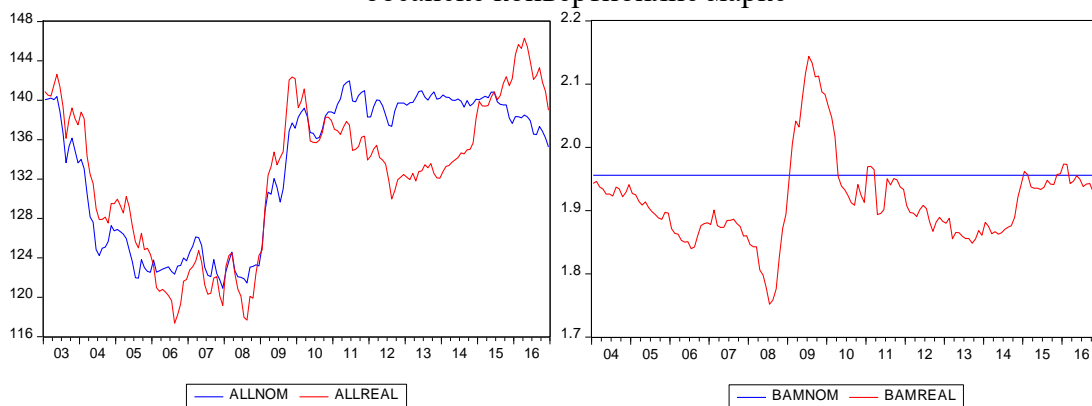
204. Westerfield, J. M. (1977) An Examination of Foreign Exchange Risk under Fixed and Floating Rate Regimes. *Journal of International Economics* 7(2): 181–200 [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(77\)90030-7](https://doi.org/10.1016/0022-1996(77)90030-7)
205. WIPR (2013) World Investment and Political Risk, World Bank Group. Multilateral Investment Guarantee Agency, Washington, US. Доступно на <https://www.miga.org/documents/WIPR13.pdf> приступљено 13.03.2018.
206. Xing, Y. and Wan, G. (2004) Exchange rates and competition for FDI in Asia. *The World Economy* 29(4): 419-434. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2006.00791.x>
207. Xing, Y. and Zhao, L. (2008) Reverse imports, foreign direct investment and exchange rates, *Japan and the World Economy* 20(2): 275-289. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2006.11.004>
208. Yalta, A. Y. (2012) Uncovering the channels through which FDI affect current account: the case of Turkey. *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies* 5(2): <https://doi.org/10.1504/ijepee.2012.048500>
209. Yoon, S. and Lee, K. S. (2008) The Volatility and Asymmetry of Won/Dollar Exchange Rate. *Journal of Social Sciences* 4(1): 7-9. <http://dx.doi.org/10.3844/jssp.2008.7.9>
210. Zakoian, J-M (1994) Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control* 18(5): 931-955. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(94\)90039-6](https://doi.org/10.1016/0165-1889(94)90039-6)
211. Zdravković, A., Đukić, M. and Bradić-Martinović, A. (2017) Impact of FDI on Unemployment in Transition Countries: Panel Cointegration Approach, *Industria* 45(1): 161-174. <https://doi.org/10.5937/industrija45-13548>
212. Živkov, D., Njegić, J., Momčilović, M. i Milenković, I. (2016) Exchange Rate Volatility and Uncovered Interest Rate Parity in the European Emerging Economies. *Prague economic papers* 25(3): 253-270. <http://dx.doi.org/10.18267/j.pep.562>
213. Živkov, D., Đurić, D., Kolar, S. i Đurić, D. (2013) *Capital Inflows and its Repercussions on Small Transitory Economy – an example of Serbia*, Metalurgia International, XVIII (6) 231-235.

**Прилог 1.** Извори коришћених података у истраживању

Номинални девизни курс	<a href="http://ec.europa.eu/eurostat/data/database">http://ec.europa.eu/eurostat/data/database</a>
Индекс произвођачких цена	<a href="http://data.imf.org/regular.aspx?key=61545861">http://data.imf.org/regular.aspx?key=61545861</a>
Дистанца	<a href="https://www.distancecalculator.net/">https://www.distancecalculator.net/</a>
<i>Eudummy</i>	<a href="https://europa.eu/european-union/about-eu/countries_en">https://europa.eu/european-union/about-eu/countries_en</a>
СДИ нето приливи (% БДП)	<a href="http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators#">http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators#</a>
Зараде	<a href="https://tradingeconomics.com/indicators">https://tradingeconomics.com/indicators</a>
Продуктивност	<a href="http://www.ilo.org/global/statistics-and-databases/lang--en/index.htm">http://www.ilo.org/global/statistics-and-databases/lang--en/index.htm</a>
БДП <i>per capita</i>	<a href="http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators#">http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators#</a>
Извоз производа и услуга (% БДП)	<a href="http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators#">http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=world-development-indicators#</a>
СДИ класификоване према економским активностима	<a href="https://www.bankofalbania.org/web/Time_series_22_2.php">https://www.bankofalbania.org/web/Time_series_22_2.php</a> <a href="http://www.cbbh.ba/Content/Read/915">http://www.cbbh.ba/Content/Read/915</a> <a href="http://www.bnb.bg/Statistics/StStatisticalBD/index.htm">http://www.bnb.bg/Statistics/StStatisticalBD/index.htm</a> <a href="https://www.hnb.hr/en/web/guest/statistics/statistical-data/rest-of-the-world/foreign-direct-investments">https://www.hnb.hr/en/web/guest/statistics/statistical-data/rest-of-the-world/foreign-direct-investments</a> <a href="http://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=FDI_FLOW_INDUSTRY">http://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=FDI_FLOW_INDUSTRY</a> <a href="http://www.lb.lt/en/inward-foreign-direct-investment-by-activity-2">http://www.lb.lt/en/inward-foreign-direct-investment-by-activity-2</a> <a href="http://www.nbrm.mk/ns-newsarticle-direktni-investicii-vo-republika-makedonija---metodologija-bpm6-en.nspk">http://www.nbrm.mk/ns-newsarticle-direktni-investicii-vo-republika-makedonija---metodologija-bpm6-en.nspk</a> <a href="http://www.cb-cg.org/eng/index.php?mn1=statistics&amp;mn2=international_economic_relations&amp;mn3=balance_of_payments">http://www.cb-cg.org/eng/index.php?mn1=statistics&amp;mn2=international_economic_relations&amp;mn3=balance_of_payments</a> <a href="http://www.bnr.ro/Direct-investment---directional-principle-12352.aspx">http://www.bnr.ro/Direct-investment---directional-principle-12352.aspx</a> <a href="https://www.nbs.rs/internet/english/80/platni_bilans.html">https://www.nbs.rs/internet/english/80/platni_bilans.html</a>
Worldwide Governance Indicators	<a href="http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=worldwide-governance-indicators#">http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=worldwide-governance-indicators#</a>
UNCTAD база података	<a href="http://unctadstat.unctad.org/wds/TableView/tableView.aspx?ReportId=96740">http://unctadstat.unctad.org/wds/TableView/tableView.aspx?ReportId=96740</a>

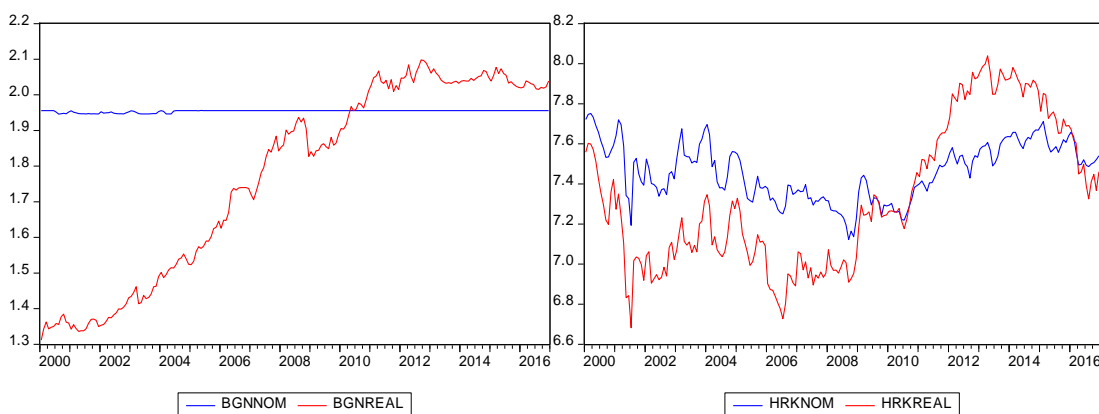
**Прилог 2. Корелација номиналног и реалног девизног курса**

**Графикон 54: Кретање номиналног и реалног девизног курса албанског лека и босанске конвертибилне марке**



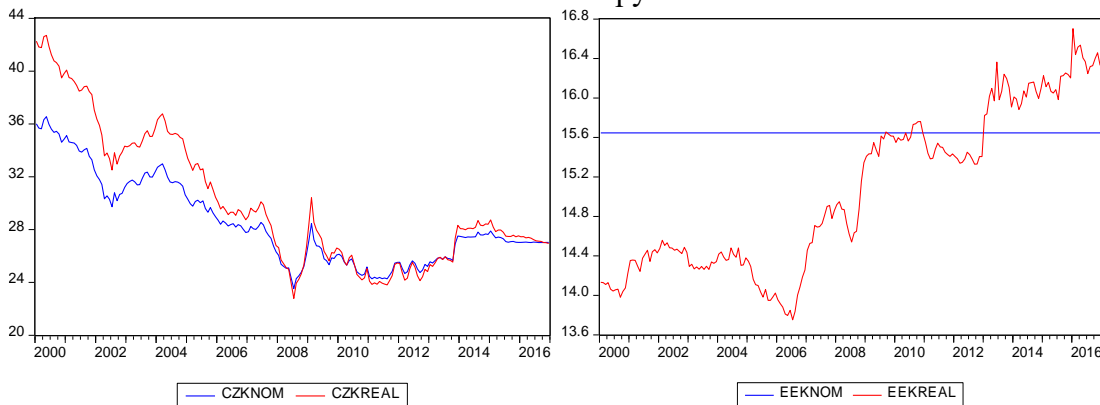
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

**Графикон 55: Кретање номиналног и реалног девизног курса бугарског лева и хрватске куње**



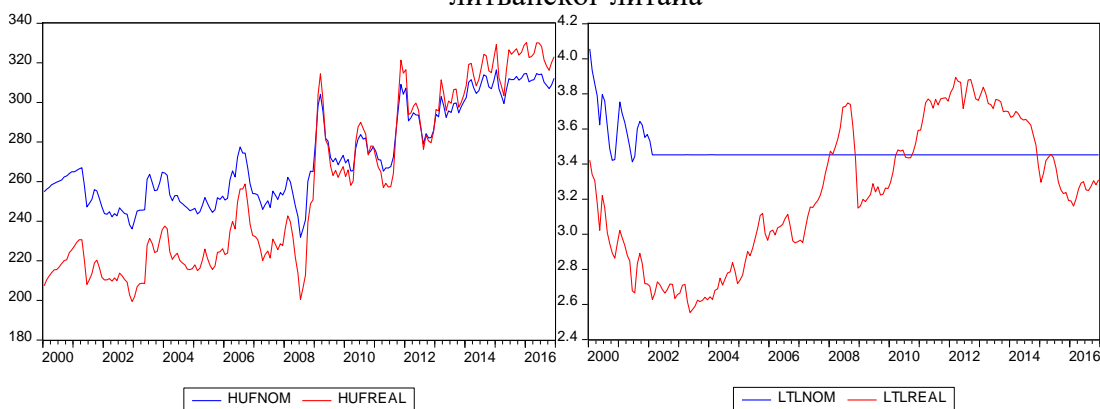
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

**Графикон 56: Кретање номиналног и реалног девизног курса чешке круне и естонске круне**



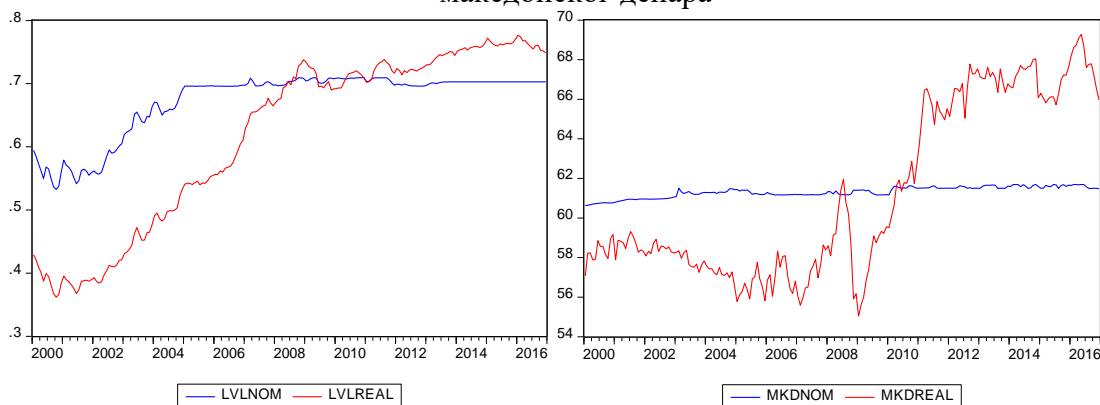
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 57: Кретање номиналног и реалног девизног курса мађарске форинте и литванског литаиа



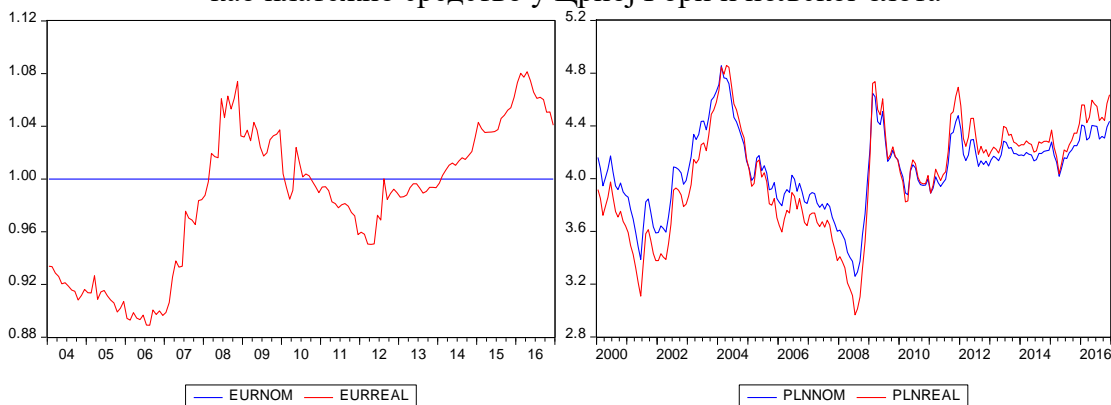
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 58: Кретање номиналног и реалног девизног курса летонског лата и македонског денара



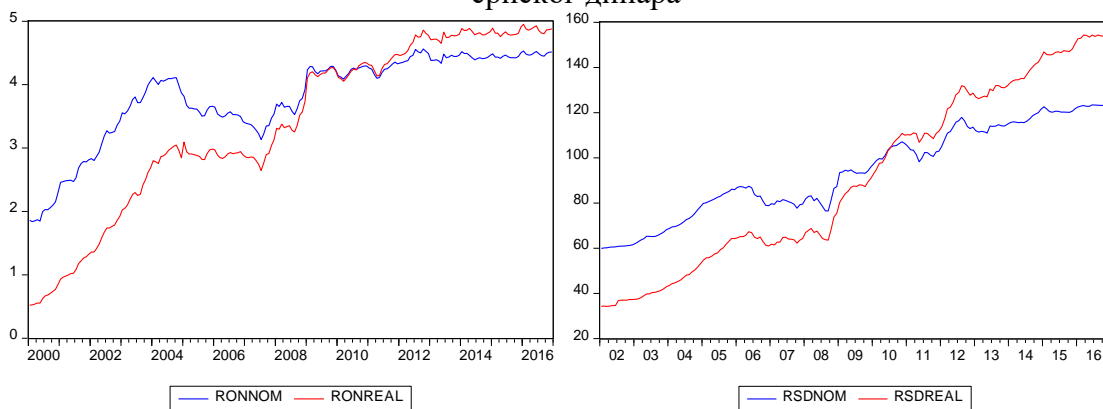
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 59: Кретање номиналног и реалног девизног курса евра који се користи као платежно средство у Црној Гори и пољског злата



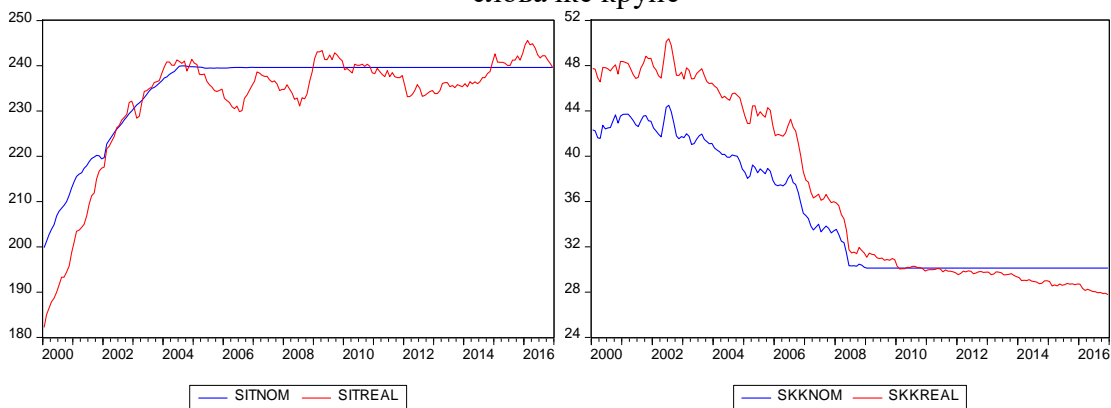
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 60: Кретање номиналног и реалног девизног курса румунског леја и српског динара



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 61: Кретање номиналног и реалног девизног курса словеначког толара и словачке круне



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

**Прилог 3. Ризик земље приликом директног инвестирања (2017. година)**

	Ризик од избијања рата	Ризик експропријације и акција Владе	Ризик трансфера и неконвертибилности валута
Албанија	2	3	5
Босна и Херцеговина	5	4	6
Бугарска	1	1	2
Хрватска	1	1	3
Чешка	1	1	1
Естонија	2	1	1
Мађарска	1	2	3
Летонија	2	1	2
Литванија	2	1	1
Македонија	3	3	5
Црна Гора	2	3	6
Пољска	1	2	2
Румунија	1	1	3
Србија	3	3	5
Словенија	1	1	1
Словачка	1	1	1

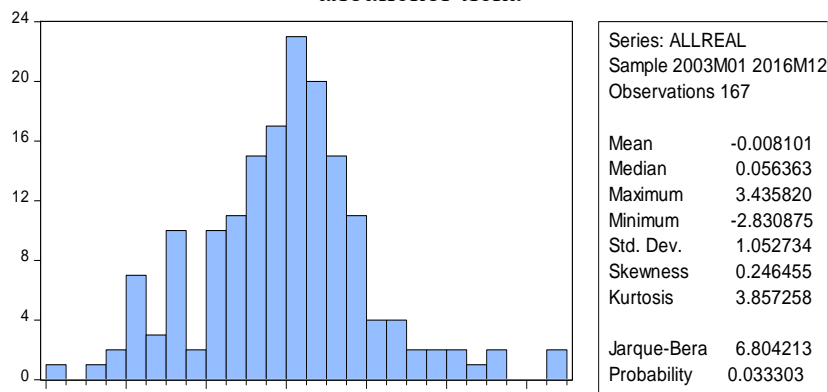
Извор: <https://www.credendo.com/country-risk>

Напомена: 1 је најбоља а 7 најлошија оцена ризика земље



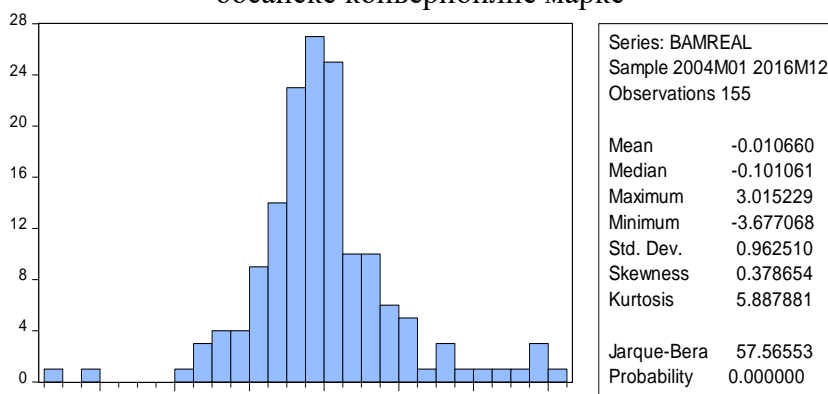
**Прилог 4. Дескриптивна статистика стопа поврата реалног девизног курса**

**Графикон 62: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса албанског лека**



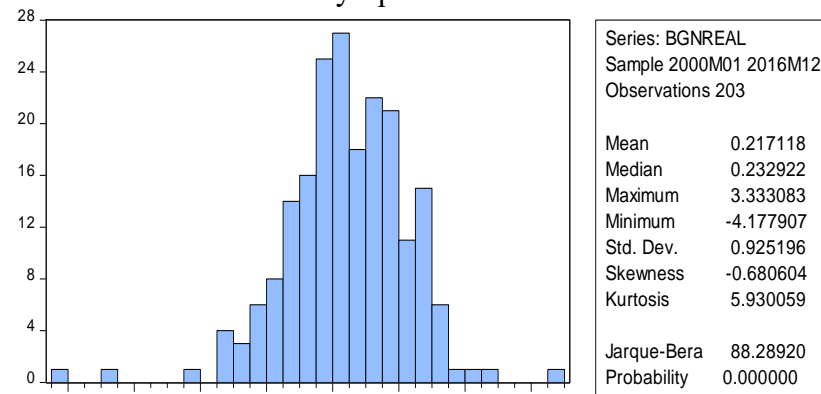
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

**Графикон 63: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса босанске конверибилне марке**



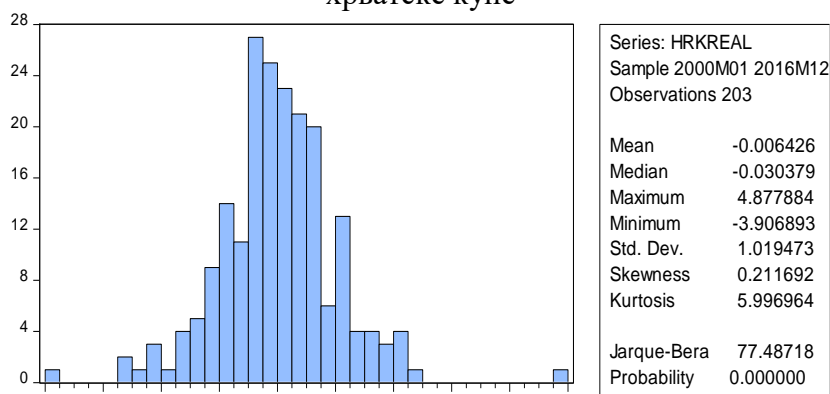
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

**Графикон 64: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса бугарског лева**



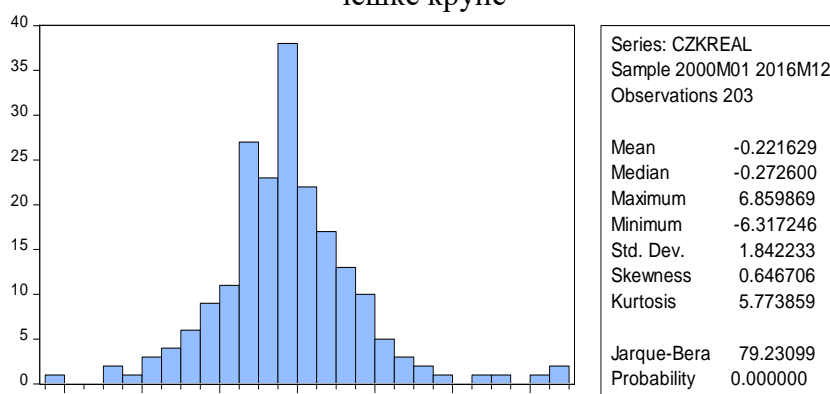
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 65: Deskriptivna statistika stope povrata realnog deviznog kursa hrvatske kune



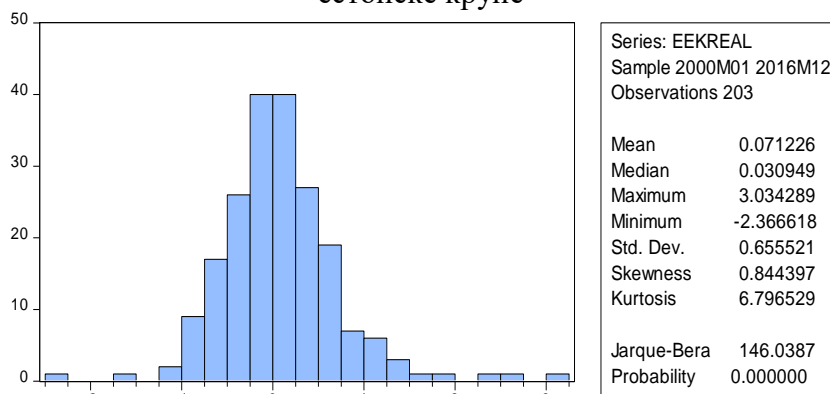
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 66: Deskriptivna statistika stope povrata realnog deviznog kursa чешке круне



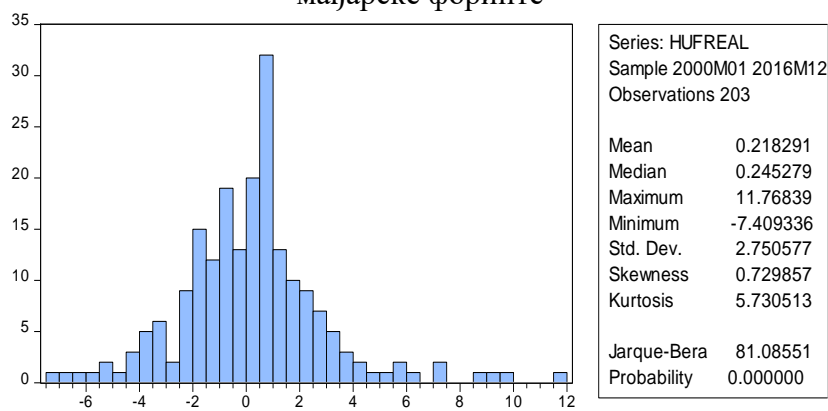
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 67: Deskriptivna statistika stope povrata realnog deviznog kursa естонске круне



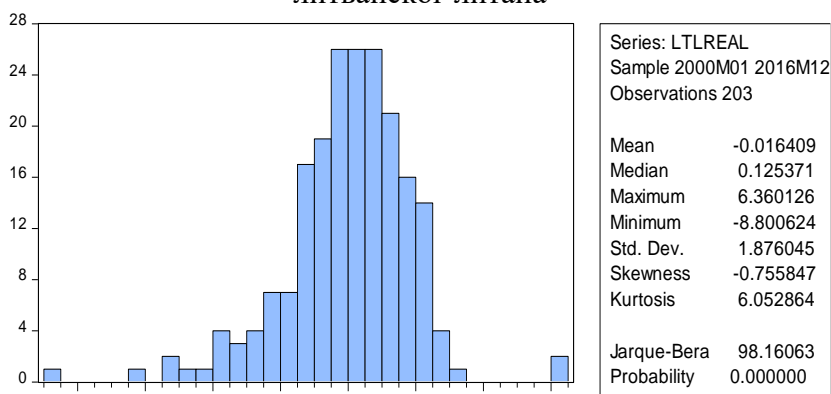
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 68: Deskриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса мађарске форинте



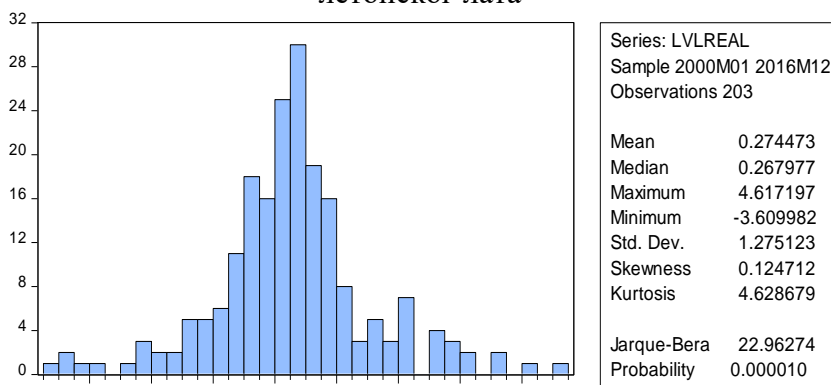
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 69: Deskриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса литванског литаиа



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 70: Deskриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса летонског лата

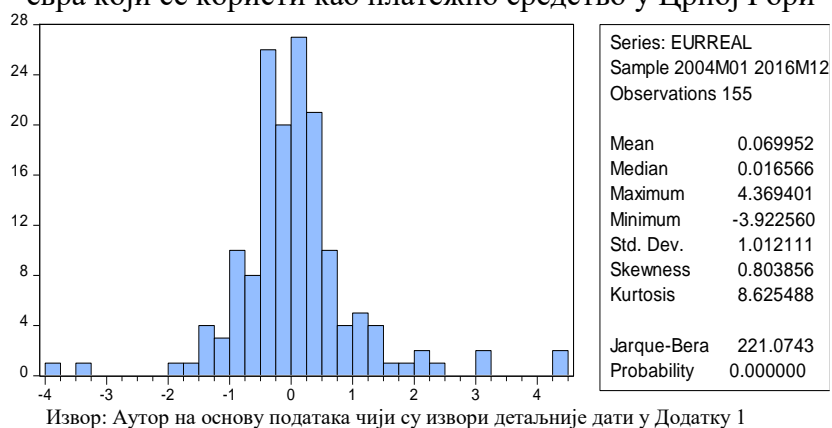


Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

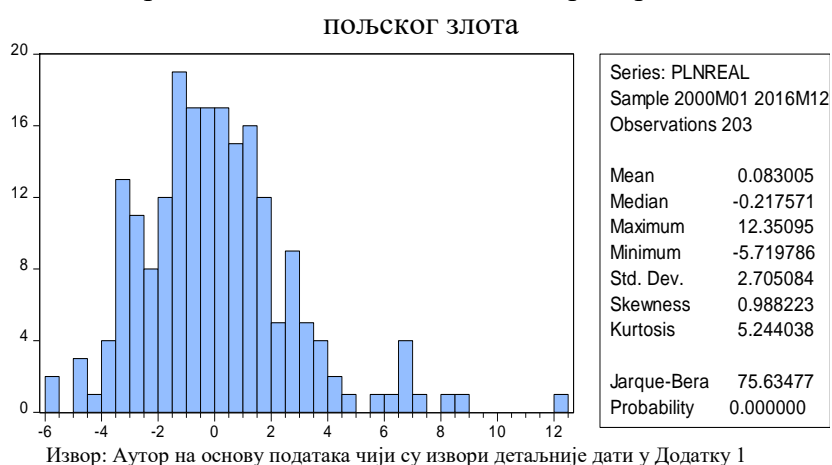
Графикон 71: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса македонског денара



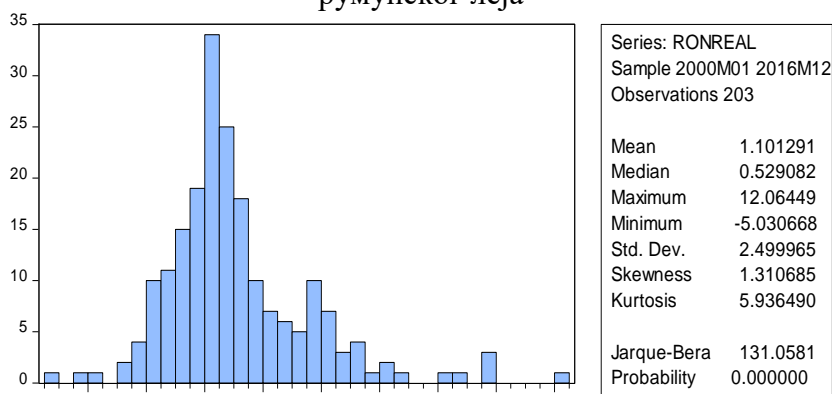
Графикон 72: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса евра који се користи као платежно средство у Црној Гори



Графикон 73: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса пољског злота

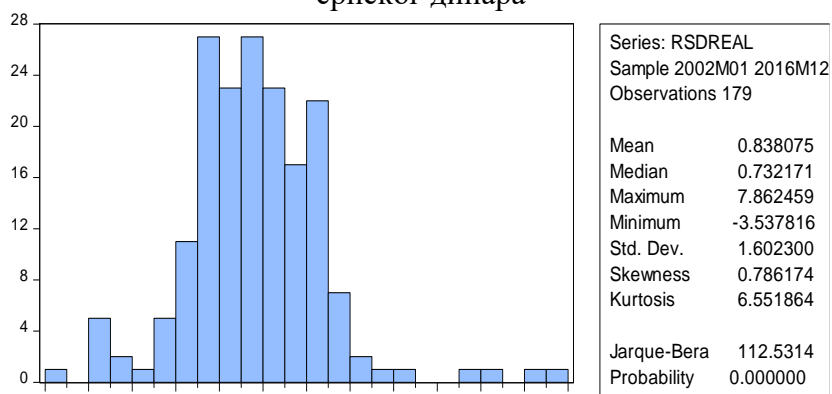


Графикон 74: Deskриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса румунског леја



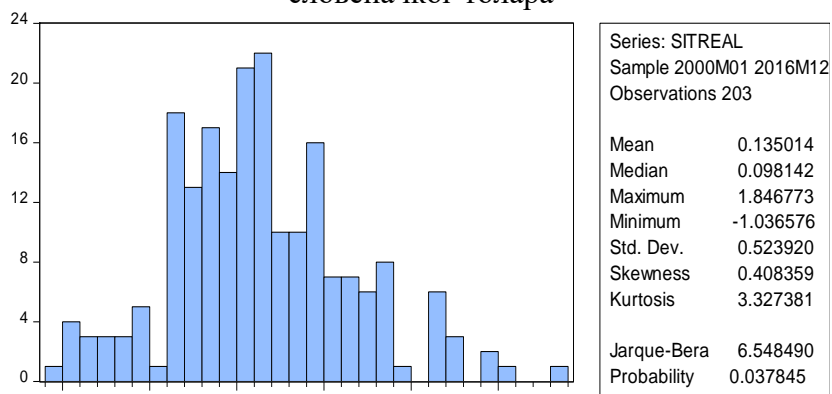
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 75: Deskриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса српског динара



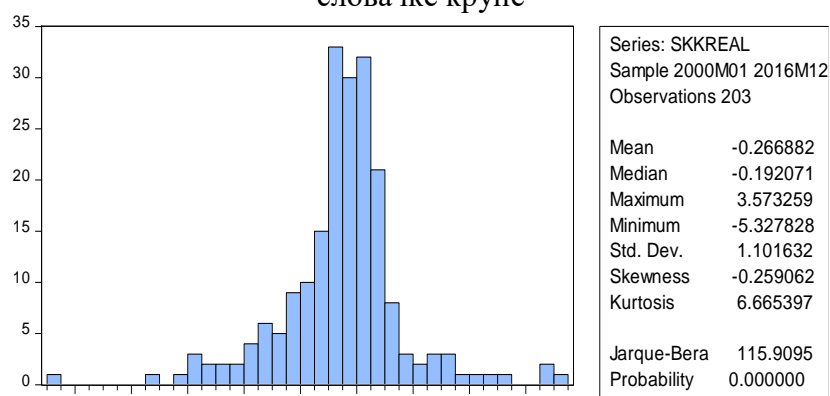
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

Графикон 76: Deskриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса словеначког толара



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

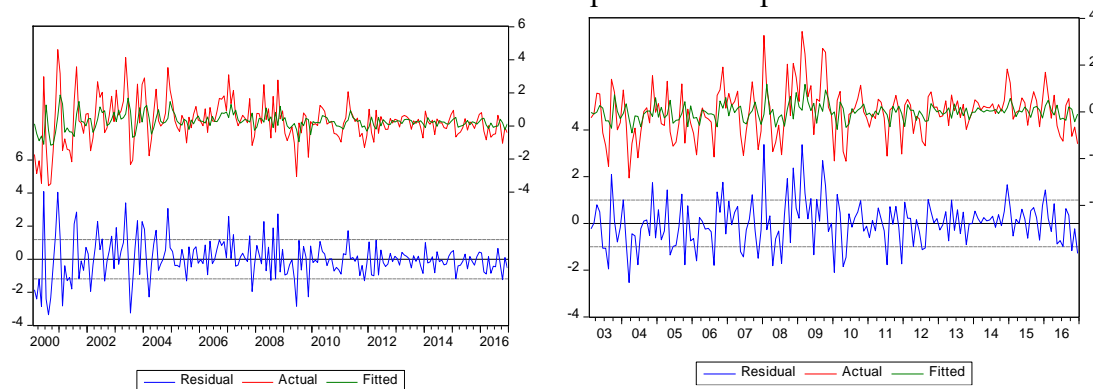
Графикон 77: Дескриптивна статистика стопе поврата реалног девизног курса словачке круне



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1

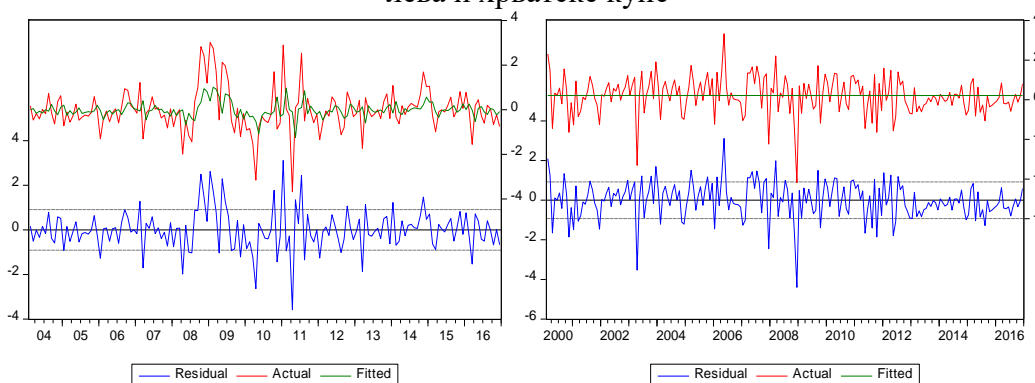
**Прилог 5:** Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева

**Графикон 78:** Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева албанског лека и босанске конвертибилне марке



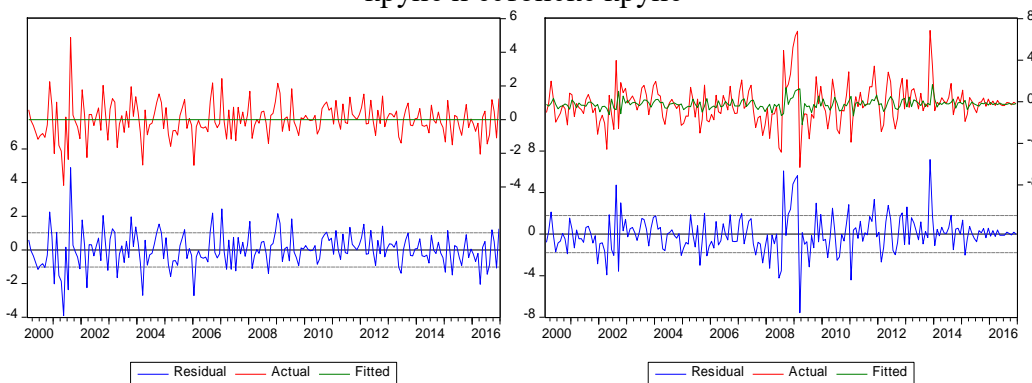
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
 Израчунато на основу програма EViews

**Графикон 79:** Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева бугарског лева и хрватске куне



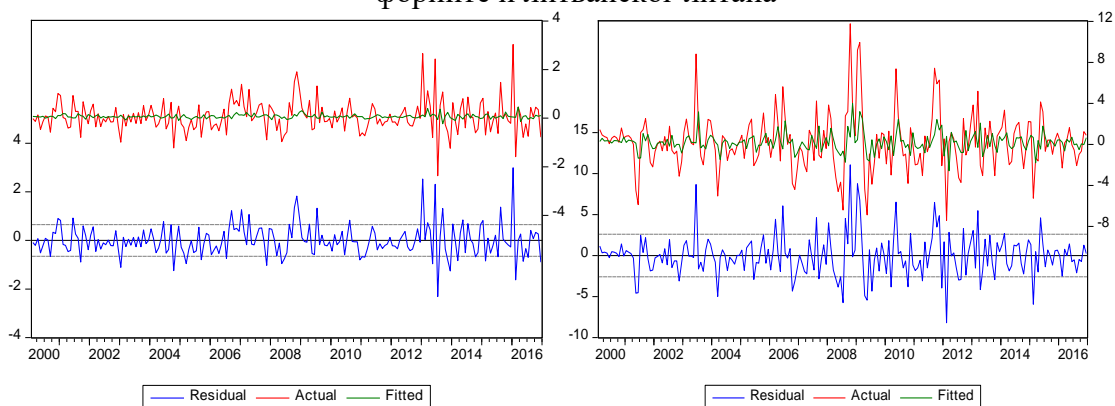
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
 Израчунато на основу програма EViews

**Графикон 80:** Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева чешке круне и естонске круне



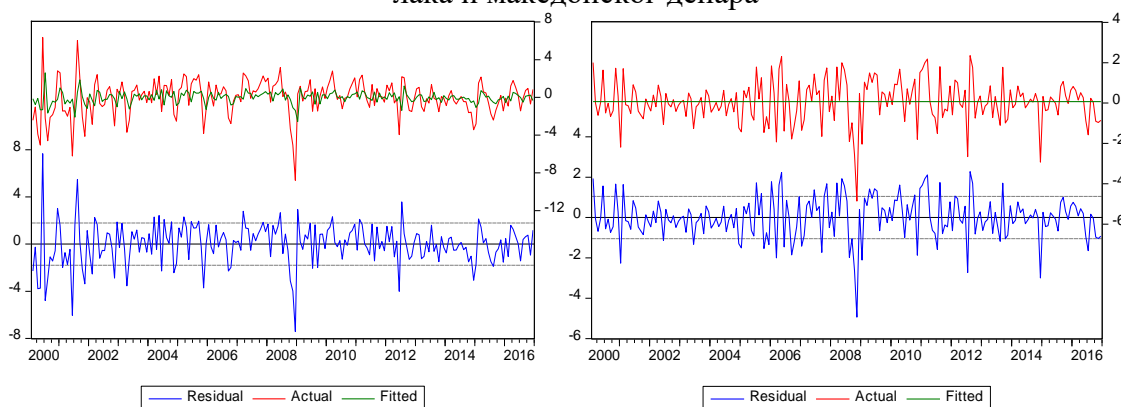
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
 Израчунато на основу програма EViews

Графикон 81: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева мађарске форинте и литванског литаиа



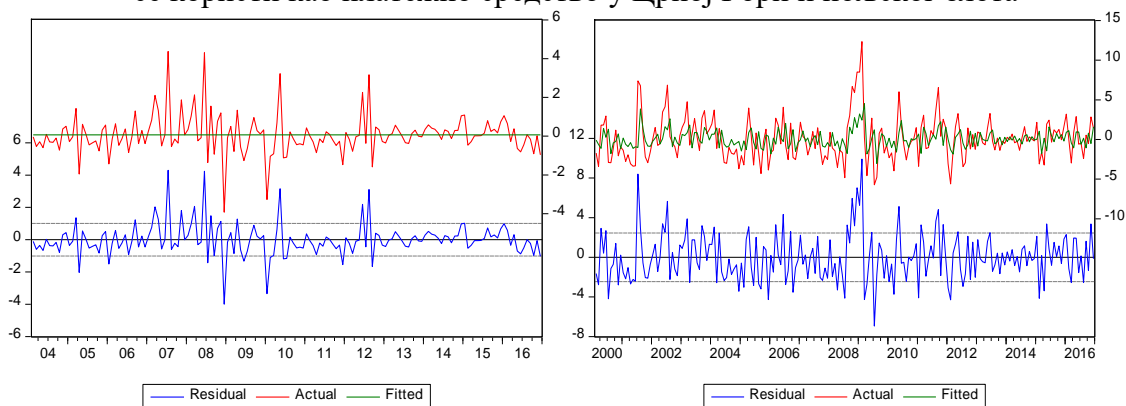
Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато на основу програма EViews

Графикон 82: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева летонског лака и македонског денара



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато на основу програма EViews

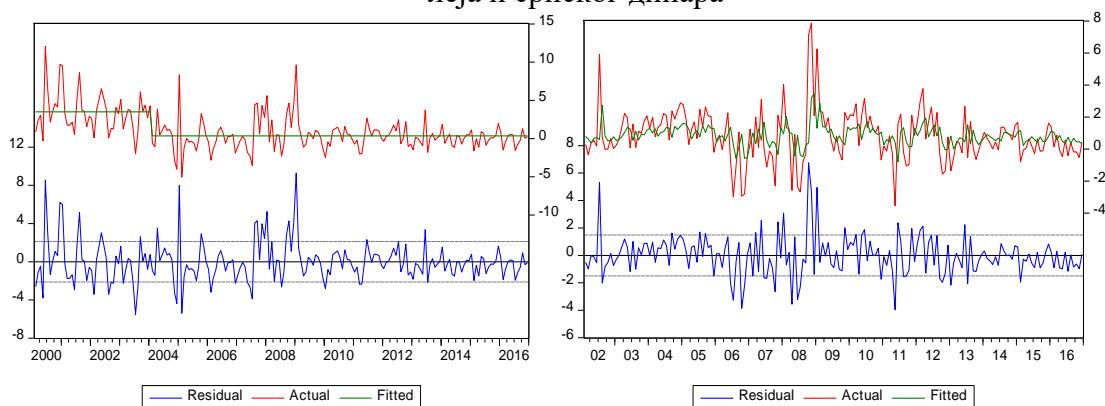
Графикон 83: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсева евра који се користи као платежно средство у Црној Гори и пољског злата



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
Израчунато на основу програма EViews

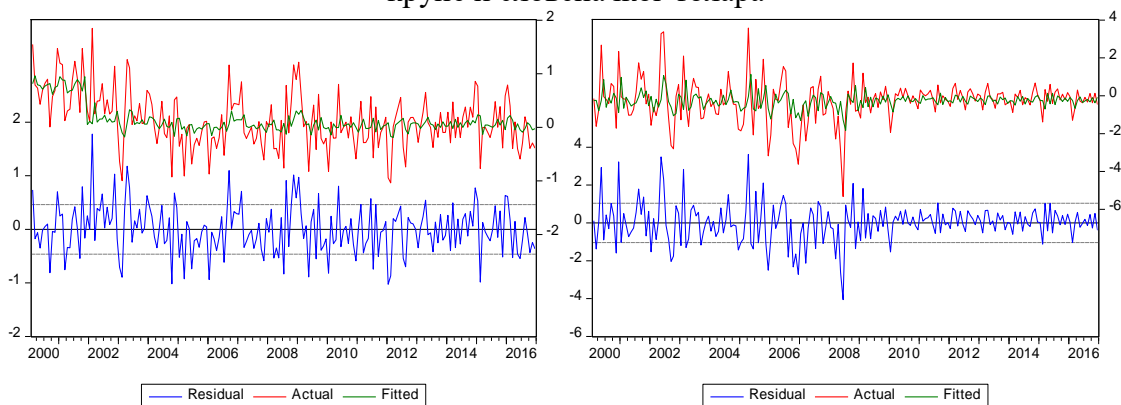


Графикон 84: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсава румунског леја и српског динара



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
 Израчунато на основу програма EViews

Графикон 85: Плот резидуала стопе поврата реалних девизних курсава словачке круне и словеначког толара



Извор: Аутор на основу података чији су извори детаљније дати у Додатку 1  
 Израчунато на основу програма EViews