

УНИВЕРЗИТЕТ У БЕОГРАДУ

ЕКОНОМСКИ ФАКУЛТЕТ

Ивана Г. Тодоровић

**МОНЕТАРНА И  
МАКРОПРУДЕНЦИЈАЛНА ПОЛИТИКА  
У ЕВРОИЗОВАНОЈ ЕКОНОМИЈИ**

Докторска дисертација

Београд, 2020

UNIVERSITY OF BELGRADE  
FACULTY OF ECONOMICS

Ivana G. Todorović

**MONETARY AND MACROPRUDENTIAL  
POLICY IN EUROISED ECONOMY**

Doctoral Dissertation

Belgrade, 2020

Ментор:

**Проф. др Бранко Урошевић**

Редовни професор,

Економски факултет, Универзитет у Београду

Чланови комисије:

**Проф. др Павле Петровић**

Професор емеритус,

Економски факултет, Универзитет у Београду

**Проф. др Александра Нојковић**

Редовни професор,

Економски факултет, Универзитет у Београду

**Проф. др Милош Божовић**

Ванредни професор,

Економски факултет, Универзитет у Београду

**Проф. др Огњен Радоњић**

Редовни професор,

Филозофски факултет, Универзитет у Београду

Датум одбране: \_\_\_\_\_

## **Изјаве захвалности**

Овом приликом захвалила бих се свим члановима менторске комисије на саветима и коментарима током вишегодишњег рада. Хвала професору Павлу Петровићу што је прихватио да буде члан менторске комисије, као и за све сугестије у вези са импликацијама резултата дисертације на мере економске политике. Хвала професорки Александри Нојковић за помоћ приликом анализе економетријских резултата, а професору Милошу Божовићу на помоћи око модела динамичке оптимизације.

Посебну захвалност дугујем свом ментору, професору Бранку Урошевићу, који је годинама пратио мој рад и који ме је, постављајући високе стандарде, мотивисао да дам све од себе како би ова дисертација добила свој финални облик.

Хвала професору Милану Недељковићу на свој несебичној подршци током израде ове тезе, као и на свему што је урадио да мотивише моје колеге и мене да се бавимо истраживањем.

На крају, хвала Ивану на разумевању и подршци током свих ових година.

Докторску дисертацију посвећујем својим родитељима, уместо презимена на корицама.

## Монетарна и макропруденцијална политика у евроизованој економији

**Резиме:** Ова докторска дисертација има за циљ да на свеобухватан начин анализира изазове са којима се мала отворена економија са високим степеном финансијске евроизације суочава приликом вођења монетарне и макропруденцијалне политике. Рад посматра феномен финансијске евроизације са аспекта његовог узрока, односно детерминанти евроизације депозита, као највећег узрочника евроизације кредита, али и са аспекта ефеката које висок степен финансијске евроизације има на избор мера монетарне политике у овим земљама. Имајући у виду свеобухватност посматраног предмета истраживања, анализа је спроведена кроз три засебне целине, од којих свака посматра одређене аспекте финансијске евроизације, а које заједно посматране дају одговор на питање о узроцима финансијске евроизације и предлоге мера за де-евроизацију, као анализу ефеката на одлуке монетарне и макропруденцијалне политике и кључне макроекономске варијабле.

Прва глава ове дисертације има за циљ да оцени детерминанте евроизације у дугом и у кратком року на узорку земаља централне, источне и југоисточне Европе које примењују режим инфлационог таргетирања како би се омогућила анализа потенцијалних мера монетарне и макропруденцијалне политике усмерених ка де-евроизацији депозита које би биле утемељене како на теоријским, тако и на емпиријским резултатима. Резултати истраживања приказани у Глави 1 ове дисертације указују на то да у посматраном узорку постоји позитивна коинтеграциона веза између перманентне компоненте евроизације и рација евроизације оцењеног методом минималне варијансе портфолија (Minimum Variance Portfolio - MVP) што представља полазну теоријску основу за анализу детерминанти евроизације. На посматраном узорку је показано да различите детерминанте утичу на кретање перманентне, односно транзиторне компоненте евроизације. Наиме, у дугом року, на одлуке о валутној структури штедње утиче однос волатилитета инфлације и номиналне депрецијације (апредијације), али не и фактори који утичу на диференцијал каматних стопа. С друге стране, у кратком року диференцијал каматне стопе, као и мере макропруденцијалне политике имају

значајан ефекат на кретање евроизације. Оцене добијене на основу панел података су затим верификоване и на узорку појединачних земаља. Резултати приказани у Глави 1 ове дисертације могу бити значајни приликом анализе ефикасности мера за де-евроизацију депозита, односно подстицања употребе локалне валуте у домаћем финансијском систему.

Користећи модел мале отворене привреде друга Глава истражује ефекте увођења интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике на кретање макроекономских и финансијских варијабли и благостања у случају када се економија суочава са негативним домаћим и иностраним шоком. Приликом анализе оптималне реакције монетарне политике на егзогени шок у агрегатној тражњи односно иностраној монетарној политици, модел узима у обзир изазове са којима се централне банке у земљама са тржиштем у развоју суочавају у погледу увођења политике девизног курса, пре свега ефекат преливања девизног курса на цене, али и ефекат који депрецијација домаће валуте има на побољшање конкурентност привреде и истовремено нарушавање финансијске стабилности. Ефекти су најпре анализирани на основу резултата статичког модела, да би се затим анализа проширила и на случај са бесконачно много временских периода и рационална очекивања. Резултати приказани у овој Глави указују на то да ће централна банка која је суочена са егзогеним падом агрегатне тражње (растом иностране каматне стопе) бити у мањој мери експанзивна (рестриктивнија) уколико је учешће обавеза у страниој валути на високом нивоу, док увођење интервенција на девизном тржишту утиче на смањење осетљивости каматне стопе на повећање степена евроизације у случају како егзогеног домаћег, тако и иностраног шока. Такође, увођење интервенција на девизном тржишту као допунског инструмента монетарне политике доводи до повећања вредности функције благостања централне банке, односно до смањења губитка услед негативних шокова. Реакција каматне стопе, као и интервенција на девизном тржишту на поменуте шокове, потврђена је и у моделу рационалних очекивања са бесконачно много временских периода. Поред наведених резултата, анализа оптималне реакције централне банке у моделу са бесконачно много временских периода, омогућава и анализу потенцијалних ефеката које континуирано одржавање стабилности локалне валуте у већој мери у односу на стабилност инфлације може имати на оптимални ниво

евроизације, чиме се у будућем периоду ствара потреба за додатним интервенцијама са циљем одржавања истог нивоа функције благостања.

Трећа Глава има за циљ да истражи ефекат раста каматне стопе Система Федералних Резерви (Фед) на европске земље са фокусом на земље централне, источне и југоисточне Европе у периоду од 2005. Т1 до 2017. Т4. За ту сврху коришћен је Глобални Векторски Ауторегресивни модел (GVAR) који омогућава увођење у модел не само домаћих макроекономских варијабли већ и иностраних омогућавајући притом конзистентну оцену модела упркос потенцијалној великој димензији. Резултати оцењеног модела указују на то да ће се раст каматне стопе Фед-а одразити на раст премије ризика земаља у успону, као и на депрецијацију валута ових земаља. Као реакција на раст каматне стопе Фед-а, у посматраним земљама доћи ће до раста премије ризика и каматних стопа, депрецијације домаће валуте и пада БДП-а и инфлације, при чему ће негативни ефекти бити израженији у финансијски осетљивијим земљама, односно земљама са већим степеном обавеза у иностраној валути.

Резултати ове докторске дисертације указују на то да се адекватним мерама монетарне и макропруденцијалне политике може утицати на степен евроизације, међутим, ефикасност ових мера ће зависити од жељеног рока у коме се де-евроизација жели постићи. Поред тога, у овој тези је показано да ће примена интервенција на девизном тржишту као допунског инструмента монетарне политике допринети ублажавању негативних ефеката по основу раста иностране каматне стопе, односно пада агрегатне тражње, али је за доносиоца мера монетарне политике битно да води рачуна и о повратним ефектима које интервенисање на девизном тржишту може имати на релативни однос волатилности реалног девизног курса у односу на инфлацију.

**Кључне речи:** евроизација депозита, монетарна политика и макропруденцијална политика, модел мале отворене привреде, глобални векторски ауторегресиони модел.

**Научна област:** Економске науке

**Ужа научна област:** Монетарна политика, примењена економетрија

**JEL класификација:** C54, F41, C33, F31

**UDK:** 338.23:336.74(4)(043.3)

## **Monetary and macroprudential policy in euroised economy**

**Abstract:** This doctoral dissertation aims to comprehensively analyze challenges that small open economy with high degree of financial euroisation is facing when making decisions regarding monetary and macroprudential policies. This dissertation analyzes the phenomenon of financial euroisation taking into consideration both, the main determinants of deposit euroisation, which is the main driver of credit euroisation, but also the effects that high degree of financial euroisation has on the choices regarding monetary and macroprudential policy measures in small open economies. Considering the comprehensiveness of the research goal, the analysis was conducted through three separate Chapters, each of them focusing at certain aspects of financial euroisation. Altogether, these three Chapters answer the question about the causes of financial euroisation and proposals for de-euroisation measures, as well as the effects that high level of euroisation has on monetary and macroprudential decisions and consequently on developments of key macroeconomic variables.

The first Chapter of this dissertation aims to evaluate the determinants of long-term and short-term euroisation in a sample of Central, Eastern and South-Eastern European countries with inflation targeting regime. The goal of this Chapter is to provide the analysis of potential monetary and macroprudential policies that could help the process of de-euroisation of deposits that would be based on both theoretical and empirical results. The results of this Chapter indicate that in the observed data set there exists a positive (both panel based and time series based) cointegration relationship between the permanent (long run) component of deposit euroisation and the euroisation ratio calculated using the Minimum Variance Portfolio (MVP) method. Based on the results from the First Chapter, it can be concluded that different factors act as a key determinants of movements in permanent vs. transitory components of deposit euroisation. Precisely, key determinants of deposit euroisation in the long run is the relative volatility of inflation vs. volatility of nominal depreciation. According to the results from the various specifications, interest rate differential is not statistically significant determinant of euroisation in the long run. On the other hand, in the short run, interest rate differential as



well as the macroprudential policy measures have statistically significant effects on the movements in deposit euroisation. The results obtained from the panel data were also verified on a country-by-country data sets. The results of provided in Chapter 1 can be useful in analyzing the effectiveness of de-euroisation measures, that is, measures aimed at enhancing the use of local currency in the domestic financial system.

Using the small open economy model, the second Chapter examines the effects of introducing the interventions in foreign exchange market as a complementary monetary policy instrument on the movements of key macroeconomic and financial variables and welfare in the event that the economy is facing negative exogenous real and foreign monetary shocks. When analyzing the optimal monetary policy response to domestic and foreign shocks, the model developed in Chapter 2 takes into account main challenges that central banks in emerging market economies face when making decisions regarding exchange rate policies. These challenges are reflected through the effect of the exchange rate spillover on inflation, as well as the effects that depreciation of the local currency has on the improvement of the competitiveness of an economy and, at the same time, the deterioration of its financial stability. The effects were first analyzed based on the results from the static model, and then are extended to include infinitely many time periods and rational expectations. The results presented in this Chapter indicate that central bank which is facing negative domestic (foreign) shock tends to be less expansive (or more restrictive) if the share of foreign currency liabilities is high, while the introduction of foreign exchange interventions as a complementary instrument results in a reduced sensitivity of interest rates to the level of euroisation in the case of domestic and foreign shock. Also, the introduction of foreign exchange interventions as an additional monetary policy instrument leads to an increase in the central bank's welfare function, that is, to a reduction in losses due to negative shocks. The reaction of the interest rate, as well as the interventions in the FX market to the abovementioned shocks, was confirmed also by the model with rational expectations with infinitely many time periods. In addition to the above results, the analysis of the optimal response of the central bank in a model with infinitely many time periods also enables the analysis of potential effects that continuous maintenance of the stability of the local currency (keeping exchange rate less volatile compared to inflation) may have on the potential increase in the level of euroisation,

which in the future creates the need for additional interventions to maintain the same level of welfare.

Chapter Three aims to investigate the effect of the exogenous increase in Fed's interest rate on European countries with a focus on Central, Eastern and Southeastern European countries from 2005 Q1 to 2017 Q4. For this purpose, the Global Vector Autoregressive Model (GVAR) was estimated, which allows modelling not only relationships between domestic macroeconomic variables but also the relationships between foreign ones, while allowing a consistent estimation of the model despite its potentially large dimension. The results of the estimated model indicate that the exogenous increase in the Fed's interest rate will be reflected in the rising risk premiums of emerging countries as well as the depreciation of these countries' currencies. In response to the rise in the Fed's interest rate, risk premiums and interest rates of almost all observed countries will increase, local currencies will depreciate, economic activity and inflation will fall, while the negative effects will be more pronounced in more financially vulnerable countries, i.e. countries with higher financial euroisation.

The results of this doctoral dissertation indicate that adequate monetary and macroprudential policies can influence the degree of euroisation, however, the effectiveness of these measures will depend on the desired horizon for de-euroisation to be achieved. In addition, it has been shown in this thesis that the use of foreign exchange market interventions as a complementary monetary policy instrument will help mitigate the negative effects of the exogenous increase in foreign interest rates, i.e. the exogenous fall in domestic aggregate demand, but it is important for monetary policy makers to take into account the feedback effects that foreign exchange interventions can have on a relative ratio of volatility of real exchange rate and volatility of inflation.

**Key words:** deposit euroisation, monetary policy, macroprudential policy, small open economy model, Global Vector Autoregressive Model

**Scientific field:** Economic Sciences

**Scientific subfield:** Monetary policy, Applied econometrics

**JEL classification:** C54, F41, C33, F31

**UDC number:** 338.23:336.74(4)(043.3)

## Садржај

УВОД .....	3
ГЛАВА 1. Ефекти мера монетарне и макропруденцијалне политике на евроизацију депозита у дугом и кратком року .....	11
Одељак 1.1. Увод.....	12
Одељак 1.2. Преглед литературе.....	16
Одељак 1.3. Теоријска основа за анализу евроизације и хипотезе које ће се тестирати емпиријски.....	23
Одељак 1.4. Подаци.....	28
Одељак 1.5. Методологија .....	42
Одељак 1.6. Резултати емпиријског истраживања.....	43
Одељак 1.7. Закључна разматрања .....	59
ГЛАВА 2. Анализа оптималне реакције централне банке и ефеката на ниво благостања увођења интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике у случају монетарних и реалних шокова .....	61
Одељак 2.1. Увод.....	62
Одељак 2.2. Преглед литературе.....	73
Одељак 2.3. Модел мале отворене привреде.....	80
Одељак 2.4. Примери коришћених пруденцијалних мера усмерених на ограничавање прекомерног кредитирања у страниј валути.....	142
Одељак 2.5. Закључна разматрања .....	148
ГЛАВА 3. Анализа ефеката преливања шокова у каматној стопи ФЕД-а са фокусом на земље централне, источне и југоисточне Европе – примена GVAR методологије .....	151
Одељак 3.1. Увод.....	152
Одељак 3.2. Преглед литературе.....	153
Одељак 3.3. Методологија – појам и примена GVAR модела.....	157
Одељак 3.4. Преглед варијабли у моделу.....	160
Одељак 3.5. Емпиријски резултати модела .....	163
3.5.1. Тестови јединичног корена .....	164
3.5.2. Утврђивање реда $VARX^*(p,q)$ .....	165
3.5.3. Оцена индивидуалних $VARX^*$ модела .....	166

3.5.4. Утврђивање присуства детерминистичких компоненти у коинтеграционим везама.....	167
3.5.5. Тестирање ограничења прекомерне идентификованости .....	169
3.5.6. Тестирање слабе егзогености .....	172
3.5.7. Тестови структурне стабилности .....	173
Одељак 3.6. Динамичка својства модела .....	174
3.6.1. Функција импулсног одзива.....	175
3.6.2. Профили перзистентности.....	180
Одељак 3.7. Закључна разматрања у вези са резултатима GVAR модела .....	180
ЗАКЉУЧАК .....	182
ЛИТЕРАТУРА .....	189
ПРИЛОЗИ .....	198
Прилог Глави 1.....	198
Прилог Глави 2.....	207
Прилог Глави 3.....	220
СПИСАК ТАБЕЛА .....	227
СПИСАК ГРАФИКОНА .....	230
БИОГРАФИЈА АУТОРА.....	231
Изјава о ауторству.....	234
Изјава о истоветности штампане и електронске верзије докторског рада .....	235
Изјава о коришћењу.....	236

## УВОД

Финансијска евроизација (доларизација) представља феномен са којим се суочавају многе мале отворене привреде са тржиштем у развоју (тзв. *Emerging Market Economies*). Овај феномен подразумева да иако држава има локалну валуту која служи као законско средство плаћања, инострана валута (долар или евро) фигурише у домаћем финансијском систему као чувар вредности и престава валуту у којој су у великој мери индексирани депозити и кредити.

Искуства земаља које су се суочавале, као и оних које се и даље суочавају са овим феноменом указују на то да висок степен финансијске евроизације ставља пред изазове креаторе мера економске политике имајући у виду чињеницу да је ефикасност ових мера значајно умањена. Наиме, као један од кључних негативних ефеката финансијске евроизације у литератури се наводи слабљење монетарног трансмисионог механизма, будући да се променама референтне каматне стопе утиче на мањи део укупне кредитне активности који је деноминован у локалној валути. Поред слабљења трансмисионог механизма домаће монетарне политике, у условима финансијске евроизације и растућег степена глобализације, мале отворене привреде су у све већој мери под утицајем мера монетарне политике водећих економија, будући да долази до раста међународног монетарног трансмисионог механизма. Такође, од изузетног значаја за земље са високим степеном евроизације (доларизације) јесте улога девизног курса, који има супротстављен ефекат на платни биланс, с једне стране, и на инфлацију и премију ризика земље, са друге стране. На крају, висок степен евроизације доводи до повећања степена међународног монетарног трансмисионог механизма што доводи до тога да банкарски сектор, али и сама економија, бивају изложени, поред мера локалне монетарне политике и мерама економије чија валута служи као средство индексације депозита и кредита. Изазови монетарне политике посебно су изражени за оне земље у развоју са високим степеном финансијске евроизације, које су попут Србије усвојиле режим инфлационог таргетирања. У овим земљама, висок степен финансијске евроизације доводи до смањења ефикасности мера монетарне и фискалне политике (видети Меморандум о стратегији динаризације, НБС (2018.)).

Како би се значај политике девизног курса у земљама са високим степеном евроизације могао сагледати, посматрано је кретање девизног курса, инфлације, дефицита текућег рачуна и проблематичних кредита непосредно након избијања финансијске кризе. Наиме, депрецијација динара од око 15%, колико је у просеку износила у 2009. у односу 2008. годину, допринела је смањењу неравнотеже текућег рачуна платног биланса, имајући у виду да је учешће дефицита текућег рачуна у БДП-у пало са око 20% у 2008. на око 6% у 2009. Међутим, у истом периоду, учешће проблематичних кредита у укупним кредитима је значајно порасло и то са 11,3% на 15,7%, док је просечна годишња инфлација у 2009. години износила преко 8%. Имајући у виду дивергентна кретања која у условима депрецијације испољавају показатељи спољнотрговинске равнотеже са једне стране и инфлације и проблематичних кредита са друге стране, можемо закључити да доносиоци одлука у вези са монетарном политиком у финансијски евроизованим земљама морају бити посебно обазриви када је реч о политици девизног курса и да политику слабљења домаће валуте са циљем ублажавања екстерних шокова могу примењивати једино уколико оваква политика не угрожава остварење инфлационог циља и не доводи до повећања ризика по финансијску стабилност. Имајући све наведено у виду, централне банке у малим отвореним привредама са високим степеном финансијске евроизације се суочавају са компромисом између слободно флукутирајућег девизног курса који би омогућио апсорпцију екстерних шокова и политике сузбијања прекомерне волатилности девизног курса уз помоћ интервенција на девизном тржишту како би се ублажио ефекат преноса на цене и финансијску стабилност. Узимајући у обзир чињеницу да последице по финансијску стабилност и инфлацију могу бити далекосежне, централне банке се суочавају са феноменом „страха од флукутација девизног курса“ („*fear of floating*”). Предмет ове докторске дисертације јесте свеобухватна анализа узрока *de-facto* евроизације, затим изазова са којима се сусрећу креатори монетарне политике у погледу избора режима монетарне политике и режима девизног курса у условима високог степена евроизације и реакција кључних макроекономских варијабли на монетарне шокове који долазе из глобалне економије.

Усвајање режима инфлационог таргетирања у земљама Латинске Америке и централне, источне и југоисточне Европе крајем 1990-тих и почетком 2000. година

за које је карактеристична израженија осетљивост на промене девизног курса, довело је интензивнијег развоја литературе на тему улоге политике девизног курса у режиму инфлационог таргетирања. Резултати истраживања која су имала за циљ анализу оптималног режима девизног курса у оквиру режима инфлационог таргетирања говоре у прилог постојања позитивних ефеката од увођења девизног курса у циљану функцију централне банке. Истраживање које је предмет ове дисертације усмерено је ка развоју модела мале отворене привреде прилагођеног за специфичности мале отворене економије са тржиштем у развоју у којој се значај девизног курса огледа кроз следећа три канала: утицај девизног курса на инфлацију (*pass-through* ефекат), утицај девизног курса на конкурентност привреде и платни биланс, и утицај на премију ризика земље, односно финансијску стабилност.

Научни циљ овог истраживања јесте развој модела који ће омогућити анализу ефеката које висок степен евроизације има приликом избора оптималних мера монетарне политике и политике девизног курса у економијама у развоју, као и анализу ефикасности употребе интервенција на девизном тржишту у случају једног или више временских периода и евентуалне повратне ефекте које одређена комбинација мера монетарне политике може имати на степен евроизације у наредном периоду. Ова дисертација испитује узроке, односно детерминанте евроизације, с једне стране и последице које дати степен евроизације има на оптималну монетарну политику и кретање кључних макроекономских варијабли, с друге стране. Друштвени циљ предложене дисертације се огледа у практичној примени резултата овог истраживања који могу бити од користи у смислу пружања нових сазнања о ефикасности појединих мера монетарне политике у условима високог степена евроизације, као и приликом дефинисања мера усмерених ка подстицању употребе локалне валуте у домаћем финансијском систему.

Научни допринос ове дисертације јесте теоријско-емпиријски и огледа се у развоју модела мале отворене привреде прилагођених случају мале економије са тржиштем у развоју који омогућава анализу ефеката финансијске евроизације на оптималне мере монетарне политике. Поред тога, развој динамичког модела мале отворене привреде омогућава анализу ефеката увођења интервенција на девизном тржишту на ниво благостања у економији, али и на варијабле од интереса за које је у литератури показано да престављају детерминанте евроизације депозита.

Докторска дисертација садржи три главе од којих свака са одређеног аспекта истражује узроке и последице феномена финансијске евроизације. Како је у мастер тези „*Financial Euroisation in Serbia*“ (Ивана Рајковић, 2012.) евроизација депозита идентификована као кључни извор евроизације кредита, у овој докторској тези, полази се од истраживања кључних детерминанти евроизације депозита, што представља основни циљ истраживања приказан у Глави 1. Након идентификовања детерминанти евроизације и у складу са тим спроведене анализе мера које би могле допринети смањењу евроизације у дугом, односно кратком року, анализирани су ефекти које висок степен евроизације има на мере монетарне политике и кључне макроекономске варијабле. Ови ефекти су најпре анализирани кроз развој макроекономског модела који описује оптималну политику централне банке у условима финансијске евроизације калибришући модел на случај централне, источне и југоисточне Европе (Глава 2), а затим и кроз призму ефеката преливања монетарних шокова доминантне економије (САД) на кључне макроекономске варијабле земаља централне, источне и југоисточне Европе применом глобалног векторског ауторегресионог модела (Глава 3). Основни циљеви, резултати и допринос литератури сваке Главе наведени су у наставку.

Прва Глава дисертације бави се анализом кључних детерминанти евроизације депозита у земљама централне, источне и југоисточне Европе које су у режиму таргетирања инфлације и то са аспекта детерминанти дугорочне и краткорочне компоненте евроизације. Основна идеја ове Главе јесте да тестира хипотезу да постоји разлика у детерминантама евроизације у зависности од посматраног рока, што би требало да пружи додатни увид у ефикасност мера усмерених ка де-евроизацији финансијског система. Као полазна основа за анализу детерминанти евроизације како са теоријског, тако и са емпиријског аспекта, послужио је концепт оптималне евроизације изведен на основу минималне варијансе портфолија (*Minimum Variance Portfolio - MVP*) који су развили *Ize & Levy Yeyati* (2003.). Ова Глава пружа свеобухватну анализу детерминанти евроизације у дугом и кратком року, најпре анализирајући регион земаља централне, источне и југоисточне Европе као целину (применом панел метода), а затим су резултати добијени за регион као целину додатно анализирани на нивоу временских серија за појединачне земље. Приликом анализе детерминанти евроизације за регион као целину,



примењене су методе панел коинтеграције (у случају анализе детерминанти у дугом року), као и методе динамичких панела (*Arellano Blundell Bond* метод – у случају анализе детерминанти у кратком року). Резултати добијени методом панела су затим додатно верификовани у виду коинтеграционих једначина које су развијене за појединачне земље (са циљем анализе детерминанти у дугом року) и динамичких GMM - *Generalized Methods of Moments* једначина (које су развијене са циљем анализе детерминанти у дугом року). Истраживање спроведено у овој Глави допуњује и доприноси литератури на тему детерминанти евроизације пружањем увида у различите детерминанте које опредељују ниво односно динамику евроизације у дугом, односно кратком року, као и у формалном увођењу у економетријски модел варијабли које представљају мере пруденцијалне политике, које, према ауторовим сазнањима, до сада нису фигурисале као експланаторне варијабле у моделима за анализу детерминанти евроизације. Такође, продубљивање анализе са региона као целине на појединачне економије, пружа увид у постојање разлике у јачини коинтеграционе везе између перманентне евроизације и *MVP* рација за земље са ниским у односу на земље са вишим степеном евроизације, као и разлике у степену зависности динамике евроизације у односу на евроизацију из претходног периода у случају ове две групе земаља, чиме је изведен закључак да је земљама које су достигле висок степен евроизације додатно отежан процес де-евроизације. Овај закључак говори у прилог растућој потреби за дефинисањем макропруденцијалних мера које ће подстаћи процес де-евроизације упоредо са мерама макроекономске стабилности које су се у одређеним земљама показале као успешне.

Након емпиријске анализе кључних детерминанти евроизације депозита (која преставља један од основних узрока евроизације кредита) што је предмет истраживања прве Главе, у другој Глави представљени су теоријски модели за утврђивање оптималне реакције монетарне политике у зависности од тога да ли централна банка користи референту каматну стопу као једини инструмент монетарне политике или користи интервенције на девизном тржишту као додатни инструмент монетарне политике. Приликом анализе оптималне реакције монетарне политике на шок у домаћој агрегатној тражњи и шок у иностраној каматној стопи, модел узима у обзир изазове са којима се централне банке у

земљама са тржиштем у развоју суочавају у погледу вођења политике девизног курса. Приликом моделирања узети су у обзир како позитивни ефекти које би депрецијација имала на смањење неравнотеже платног биланса, као и негативни ефекти које би депрецијација имала на раст цена и нарушавање финансијске стабилности у условима финансијске евроизације. Ефекти су најпре анализирани на основу резултата статичког модела, да би се затим анализа проширила и на случај са бесконачно много временских периода и модел рационалних очекивања. Друго поглавље даје допринос литератури на тему рационалних очекивања у домену екстензије модела у којима фигуришу два циља и два инструмента монетарне политике на начин да укључи у ограничења оптимизације супротстављене ефекте које депрецијација девизног курса има на побољшање платног биланса, са једне стране, и негативне ефекте које има на раст цена преко *pass-through* ефекта, као и негативне ефекте по финансијску стабилност. Поред тога, допринос се огледа и кроз параметризацију модела на подацима земаља централне, источне и југоисточне Европе, чиме су резултати теоријског модела прилагођени региону.

У трећој Глави дисертације су емпиријски тестирани ефекти мера монетарне политике доминантне економије (САД) на кључне макроекономске варијабле европских земаља са посебним фокусом на земље централне, источне и југоисточне Европе и освртом на облик функције импулсних одзива кључних макроекономских варијабли у зависности од степена евроизације посматраних економија. За разлику од модела који су приказани у Глави 2 који су у већој мери теоријске природе, Глава 3 има емпиријски карактер. Присуство међународног монетарног трансмисионог механизма тестирано је применом метода глобалног векторског ауторегресионог модела (GVAR). GVAR методологија омогућава увођење у модел не само домаћих макроекономских варијабли већ и иностраних омогућавајући притом конзистентну оцену модела упркос потенцијално великој димензионалности. Резултати оцењеног модела указују на то да ће се раст каматне стопе ФЕД-а одразити на раст премије ризика земаља у успону, као и на депрецијацију валута ових земаља. Као реакција на раст каматне стопе ФЕД-а, у посматраним земљама доћи ће до раста премије ризика и каматних стопа, депрецијације домаће валуте и пада БДП-а и инфлације, при чему ће негативни ефекти бити израженији у финансијски осетљивијим

земљама, односно земљама са већим степеном обавеза у иностраној валути. Резултати приказани у Глави 3 доприносе литератури на тему примене GVAR методологије за анализу међународног монетарног трансмисионог механизма, имајући у виду да, према сазнањима аутора, ова методологија до сада није коришћена као алат за анализирање ефеката преливања шокова на финансијском тржишту на земље централне, источне и југоисточне Европе, узимајући у обзир како кључне макроекономске варијабле, тако и премију ризика земље, чиме се у анализу укључују и варијабле финансијских тржишта. Поред тога, резултати из ове Главе доприносе и литератури на тему евроизације, будући да пружају увид у разлике у реакцији кључних макроекономских варијабли на шок у иностраној каматној стопи у зависности од степена евроизације.

Кључни допринос ове докторске дисертације огледа се у томе што на свеобухватан начин приступа анализи изазова са којима се креатори монетарне политике сусрећу у малим отвореним економијама које имају висок степен финансијске евроизације. Увидом у литературу, како на тему финансијске евроизације, тако и на тему анализе оптималне монетарне политике у малим отвореним економијама, може се закључити да су радови из ових области фокусирани само на једну страну овог феномена, односно, баве се или узроцима евроизације и мерама усмереним ка де-евроизацији, или последицама које овај феномен има на мере економске политике, али повратна веза, односно анализа у којој мери одређене мере монетарне политике које примењује финансијски евроизована економија могу имати повратни ефекат на степен евроизације, до сада није била предмет истраживања.

Повезујући резултате добијене у све три Главе ове тезе, може се извести закључак да се услови за де-евроизацију могу створити вођењем кредибилног режима инфлационог таргетирања, односно одржавањем релативно ниже волатилности инфлације у односу на волатилност девизног курса. Међутим, у условима високе евроизације, централна банка ће остварити раст функције корисности уколико интервенцијама на девизном тржишту ублажи ефекте реалних и монетарних шокова, док ће са растом евроизације бити потребан већи степен интервенција на девизном тржишту како би се обезбедио оптимални ниво корисности. На основу резултата приказаних у дисертацији, може се закључити да се интервенције на девизном тржишту могу сматрати оправданим уколико се користе ради смањења

прекомерне волатилности девизног курса, али не и уколико стабилност девизног курса постане циљ сам за себе. Са растом пондера који централна банка у својој функцији циља додељује стабилности девизног курса, са увођењем интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике (у поређењу са монетарном политиком заснованом на једном инструменту, референтној каматној стопи), долази до релативно већег смањења волатилности девизног курса у односу на волатилност цена, чиме се могу створити подстицајни услови за наставак задуживања у страниј валути.

## ГЛАВА 1. Ефекти мера монетарне и макропруденцијалне политике на евроизацију депозита у дугом и кратком року

**Резиме:** Ова Глава има за циљ да оцени детерминанте евроизације депозита у дугом и у кратком року на узорку земаља централне, источне и југоисточне Европе које примењују режим инфлационог таргетирања, како би се омогућио оквир за идентификовање потенцијалних мера монетарне и макропруденцијалне политике усмерених ка де-евроизацији депозита које би биле утемељене како на теоријским, тако и на емпиријским резултатима. Полазну теоријску основу за анализу детерминанти евроизације представља оптимални рацио евроизације изведен на основу минималне варијансе портфолија (*Minimum Variance Portfolio - MVP*) према *Ize & Levy Yeyati* (2003.). Полазна основа за емпиријску анализу јесте декомпозиција временске серије евроизације депозита на перманентну и транзиторну компоненту, при чему перманентна компонента евроизације представља зависну варијаблу у једначинама дугог рока, док транзиторна компонента представља зависну варијаблу у једначинама кратког рока. Резултати спроведеног истраживања указују на то да у посматраном узорку постоји позитивна коинтеграциона веза између перманентне (дугорочне) компоненте евроизације и рација евроизације оцењеног методом минималне варијансе портфолија. На посматраном узорку показано је да различите детерминанте утичу на кретање перманентне, односно транзиторне компоненте евроизације. Наиме, у дугом року, агенти доносе одлуке о штедњи на основу односа волатилитета инфлације и номиналне депрецијације (апрецијације) и не узимају у обзир факторе који утичу на диференцијал каматне стопе. С друге стране, у кратком року диференцијал каматне стопе, као и мере макропруденцијалне политике имају статистички значајан ефекат на кретање евроизације. Оцене добијене на основу панел података су затим верификоване и на узорку појединачних земаља. Резултати приказани у овој Глави могу бити значајни приликом анализе ефикасности мера за де-евроизацију депозита, односно подстицања употребе локалне валуте у домаћем финансијском систему.

**Кључне речи:** евроизација депозита, монетарна политика, макропруденцијална политика.

## Одељак 1.1. Увод

За економије са тржиштем у развоју карактеристично је постојање *de-facto* (финансијске) евроизације, која подразумева да упоредо са локалном валутом, која представља законско средство плаћања, иностранна валута, најчешће валута неке развијеније земље (евро, односно долар) служи као валута у којој становништво штеди, односно у којој се задужује. У земљама које су се у прошлости суочиле са периодима хиперинфлације и опште макроекономске нестабилности, висок степен финансијске евроизације се намеће као природни одговор на недостатак поверења у локалну валуту и у мери у којој доприноси продубљивању финансијског система и привлачењу депозита у банкарски систем, на супрот штедњи у готовом новцу, евроизација се сматра пожељном. Према *Della Valle et al*, (2018.) евроизација се најчешће јавља као реакција на неадекватну примену макроекономских политика. Наиме, периоди дугорочне макроекономске нестабилности и високе инфлације, који имају за резултат изражену депрецијацију локалне валуте, према ауторима, доводе до тога да економски агенти креирају очекивања девизног курса која су углавном у једном смеру, односно, депрецијације локалне валуте што доводи до тога да преференције буду у смеру штедње у страној валути која представља својеврсну заштиту од ризика депрецијације у будућности.

Међутим, висока заступљеност иностране валуте у домаћем финансијском систему представља изазов за доносиоце мера монетарне политике, имајући у виду то да у значајној мери доводи до слабљења трансмисионог механизма монетарне политике *Levy Yeyati* (2006.), као и услед чињенице да пословне банке у условима изражене финансијске евроизације бивају изложене не само мерама централне банке земље у којој послују, већ и централне банке земље чија валута служи као средство индексације депозита и кредита. Емпиријски резултати на подацима за Србију представљени у Алексић и други (2008.) указују на то да канал каматне стопе у Србији зависи од степена евроизације и да су каматне стопе у највећој мери под утицајем каматних стопа у зони евра.

Изазови монетарне политике посебно су изражени за земље у развоју са високим степеном евроизације које су, попут Србије усвојиле режим инфлационог таргетирања. У овим земљама, посебан изазов за централну банку представља

избор политике девизног курса узимајући у обзир супротне ефекте које слабљење девизног курса има на раст конкурентности привреде и, последично, побољшање текућег рачуна платног биланса, с једне стране, и ефекте на раст цена и погоршање финансијске стабилности, са друге стране.

Циљ истраживања представљеног у овој Глави јесте анализа детерминанти евроизације депозита с обзиром на то да депозити представљају један од основних извора за финансирање кредитне активности банака у земљама централне, источне и југоисточне Европе, али такође узимајући у обзир и резултате емпиријских истраживања која су потврдила позитивну везу између евроизације депозита и евроизације кредита као последицу одлука пословних банака да ускладе валутну структуру својих пласмана и извора финансирања (видети: *Luca & Petrova*, 2008. и *Neanidis & Savva*, 2009.).

Емпиријска анализа представљена у овој Глави представља надградњу анализе приказане у Урошевић и Рајковић (2017.), који су, такође анализирали детерминанте евроизације у дугом и у кратком року, али у оквиру панел методологије. Резултати приказани у овој дисертацији, поред анализе засноване на панел методама, узимају и обзир и моделе специфичне за сваку земљу и то и у дугом и у кратком року. Поред тога, за разлику од Урошевић и Рајковић (2017.) који су анализирали само макроекономске детерминанте евроизације депозита, у овом раду су анализирани и ефекти мера макропруденцијалне политике на кретање евроизације. Анализа спроведена у овом раду посматра шири скуп земаља (уведена је Албанија у панел модел) као и дужи временски период<sup>1</sup>, односно од јануара 2006. до децембра 2016., осим за Албанију за коју подаци о евроизацији постоје од 2007. године.

Детерминанте евроизације су анализирани у дугом и у кратком року, што би могло имати значаја за креаторе мера монетарне и макропруденцијалне политике приликом дефинисања конкретних мера које имају за циљ подстицање употребе локалне валуте у домаћем финансијском систему. Теоријска основа рада изведена је из концепта модела минималне варијансе портфолија (*Minimum Variance Portfolio*, у даљем тексту MVP) који су развили *Ize & Levy Yeyati* (2003.), при чему

---

<sup>1</sup> Урошевић и Рајковић (2017.) посматрају узорак од јануара 2006. до децембра 2013. године.

је, по угледу на *Rennhack & Nozaki* (2006.), израз за MVP трансформисан тако да представља функцију промене номиналног девизног курса, уместо реалног девизног курса који је коришћен у оригиналном моделу. Према оригиналном MVP моделу који полази од претпоставке испуњености непокривеног паритета каматних стопа<sup>2</sup>, агенти доносе одлуке о валутној структури штедње на основу релативног односа волатилности инфлације и волатилности стопе депрецијације, не узимајући притом у обзир каматни диференцијал између депозита у домаћој и у странијој валути. Задржавајући претпоставку о важењу непокривеног паритета каматних стопа у дугом року, а релаксирајући је у кратком року, у раду је изведена једначина која омогућава посебну анализу фактора који детерминишу евроизацију депозита у кратком и у дугом року. Наиме, у дугом року, услед важења непокривеног паритета каматних стопа, евроизација депозита детерминисана је односом волатилитета инфлације и номиналне депрецијације, као и степеном преливања депрецијације на стопу инфлације. С друге стране, у кратком року, према теоријском моделу, на евроизацију депозита утиче, поред наведених фактора и диференцијал каматних стопа.

Теоријски модел је, затим, тестиран емпиријски, при чему је као зависна варијабла за модел дугорочне везе коришћена перманентна компонента евроизације депозита, док је као зависна варијабла у моделу краткорочне везе коришћена транзиторна компонента евроизације. Декомпозиција евроизације депозита на перманентну и транзиторну компоненту је извршена применом Беверид-Нелсон методологије (*Beveridge and Nelson, 1981.*) по угледу на Младеновић (2009). Затим су оцењене регресионе једначине детерминанти перманентне компоненте евроизације применом метода панел коинтеграције (MG и PMG метода), као и методом двостепене процедуре Енлеа и Грејнцера (eng. *Engle and Granger two step procedure*) за сваку појединачну земљу из узорка. Након тога, оцењене су и регресионе једначине транзиторне компоненте евроизације применом динамичког панел метода уопштених момената (GMM метода) за све земље у узорку, да би затим резултати били верификовани и применом динамичког метода уопштених момената за сваку појединачну земљу.

---

<sup>2</sup> Видети: De Nicolo et al (2005). стр 1700



Добијени резултати указују на то да адекватне мере за де-евроизацију могу бити различите у зависности од тога да ли се желе постићи резултати у дугом или у кратком року. Утичући на диференцијал каматних стопа са циљем фаворизовања штедње у локалној валути може се постићи смањење евроизације, али су ефекти ових мера ограничени на кратки рок. Овај резултат је веома значајан за земље које мере пруденцијалне политике, попут стопе обавезне резерве користе у макропруденцијалне сврхе са циљем подстицања штедње у локалној валути. На пример, Народна банка Србије политиком обавезне резерве има за циљ да стимулише већу употребу локалне валуте у финансијском систему, и то диференцијацијом стопа обавезне резерве<sup>3</sup>. Резултати добијени панел методом су потврђени и оцењеним GMM моделима заснованим на подацима за појединачне земље, при чему се може закључити да у земљама са вишим степеном евроизације (Србија, Румунија и Албанија) постоји знатно већи степен перзистентности у кретању транзиторне компоненте евроизације у поређењу са земљама са нижим степеном евроизације (Мађарска, Пољска и Чешка).

Када је реч о дугом року, резултати емпиријског истраживања указују на то да мере усмерене ка остварењу макроекономске стабилности имају ефекта на перманентну евроизацију, за разлику од макропруденцијалних мера које могу имати ефекта само у кратком року. Теоријски, ова разлика у резултатима за дуги и кратак рок може бити објашњена кроз претпоставку о важењу непокривеног паритета каматних стопа, који би у дугом року требало да има за последицу једнакост реалних каматних стопа на депозите у локалној и иностраној валути. Према овим резултатима, кредибилни режим инфлационог таргетирања који подразумева релативно ниску волатилност инфлације у односу на волатилност девизног курса требало би да допринесе смањењу евроизације у дугом року. Резултати добијени на основу појединачних коинтеграционих једначина указују на то да је веза између варијабли које репрезентују макроекономску стабилност и перманентне компоненте

---

<sup>3</sup> Стопе обавезне резерве на динарске изворе у јануару 2020. године износила је 5% (на изворе до две године рочности) и 0% (на динарске изворе преко две године рочности). Стопа ОР на изворе у девизама износила је 20% (на изворе до две године рочности) и 13% (на изворе у иностраној валути преко две године рочности) и 100% на динарске обавезе индексираних валутном клаузулом (видети: [https://www.nbs.rs/internet/cirilica/30/30\\_4/30\\_4\\_1/index.html](https://www.nbs.rs/internet/cirilica/30/30_4/30_4_1/index.html)).

евроизације снажнија у земљама са ниским степеном евроизације, док је у земљама са вишим степеном евроизације ова веза слабија.

Остатак рада је организован на следећи начин: У Одељку 1.2 дат је приказ релевантне литературе на тему детерминанти евроизације. У Одељку 1.3, изведена је верзија MVP модела за евроизацију депозита и приказане су хипотезе које ће бити тестиране у емпиријском делу. Одељак 1.4 даје опис података, док је у Одељку 1.5 описана методологија која је примењена са циљем оцене коефицијената краткорочних, односно дугорочних једначина. У Одељку 1.6 су приказани резултати емпиријских модела. Закључна разматрања и анализа импликација за доносиоце мера монетарне и макропруденцијалне политике су приказани у Одељку 1.7.

## Одељак 1.2. Преглед литературе

Имајући у виду озбиљност поменутих импликација које висок степен финансијске евроизације има на стабилност цена и финансијску стабилност, ова тема је заузела значајно место у литератури од 2000-тих година, при чему је оцена детерминанти евроизације била предмет бројних теоријских и емпиријских истраживања. За истраживање представљено у овој дисертацији, од највећег значаја је модел евроизације који су развили *Ize & Levy Yeyati* (2003.), а који изводи теорију развоја евроизације засновану на моделу минималне варијансе портфолија. Овај рад објашњава евроизацију као функцију стандардне девијације инфлације и реалне депрецијације. Поменути аутори, а за њима и многи други (*De Nicoló et al.* (2005.) и *Ize*, (2005.)) су засновали истраживање на претпоставци о важењу непокривеног паритета каматних стопа и закључили да, као последица испуњености ове претпоставке, каматне стопе не играју значајну улогу као детерминанта финансијске евроизације. Иако је претпоставка о важењу непокривеног каматног паритета оправдана у дугом року<sup>4</sup>, резултати емпиријских студија (видети нпр.

---

<sup>4</sup> Тестирање непокривеног паритета каматних стопа у дугом и кратком року су обрадили *Chinn & Meredith* (2004.) и њихови резултати указују на то да, за разлику од кратког рока, када је претпоставка о непокривеном паритету каматних стопа готово универзално одбачена, у дугом року, кретање девизног курса је вођено „фундаменталима“ што доводи до тога да је веза између каматних

*Menkhoff et al.* 2012), али и чињеница да *carry trade* стратегија у кратком року омогућава стицање профита, указују на то да у кратком року није оправдано претпоставити важење непокривеног паритета каматних стопа. Релаксирајући претпоставку о важењу непокривеног паритета каматних стопа, друга група аутора [видети нпр. *Winkelried and Castillo*, (2010.), *Basso et al.*, (2011.) и Ткалеч (2013.)] показали су да каматне стопе такође могу имати значајну улогу као детерминанта евроизације.

Након финансијске кризе која је довела до смањења ефикасности мера монетарне политике у погледу постизања и очувања макроекономске стабилности, порастао је значај мера макропруденцијалне политике како у погледу утицаја на обим кредитне активности, тако и у погледу утицаја на структуру кредита/депозита. Последњих година, анализа ефеката мера макропруденцијалне политике добила је на значају и у контексту њиховог доприноса подстицању употребе локалне валуте у домаћем финансијском систему (*Dimova et al.*, 2016). Аутори су анализирали ефекте мера макропруденцијалне политике на кретање кредитне активности и валутне структуре кредита у преткризном и посткризном периоду у случају Бугарске, Хрватске, Румуније и Србије и истакли су да адекватан избор мера макропруденцијалне политике може имати жељене резултате на пољу утицаја на кредитну активност и предложили да приликом оцене ефикасности мера макропруденцијалне политике, треба пре свега обратити пажњу на мере, а не на конкретне инструменте који се примењују.

Када је реч о емпиријским радовима на тему евроизације, аутори су примењивали различите економетријске приступе. На пример, *Ize & Levy Yeyati* (2003.) су емпиријски тестирали везу између финансијске евроизације и MVP рација применом панел модела са фиксним ефектима на узорку од пет земаља Латинске Америке. У свом раду, аутори су, такође потврдили, применом методологије упоредних података на узорку од 46 земаља, да је разлика у степену евроизације између земаља позитивна функција MVP рација. Треба, међутим, имати у виду да

---

стопа и девизног курса у већој мери конзистентна са претпоставком о непокривеном паритету каматних стопа.

у случају нестационарних панела, метод фиксних ефеката може генерисати неконзистентне и пристрасне оцене. *De Nicoló et al.*, (2005.) су оцењивали детерминанте евроизације депозита применом методологије упоредних података при чему су као експланаторне варијабле узимали шири скуп променљивих који је поред MVP рација обухватао и стопу инфлације, затим варијабле квалитета институција и вештачке променљиве које контролишу за формалну забрану употребе стране валуте, инфлационо таргетирање, законодавне мере и слично. Они су показали да на евроизацију позитивно утиче стопа инфлације као и MVP рацио, а да квалитет институција доприноси смањењу евроизације. *Rennhack & Nozaki* (2006.) су емпиријски истраживали детерминанте евроизације депозита применом метода упоредних података, панела са фиксним ефектима и уопштеног метода момената (GMM). Резултати оцене динамичких панела применом GMM метода указују на то да евроизација депозита има висок и статистички значајан степен перзистентности (аутори су оценили коефицијент уз варијаблу са помаком од 0,94) као и статистички значајан и позитиван коефицијент уз MVP рацио. Ткалеч (2013.) је применом Јохансенове (*Johansen*) методологије за оцену коинтеграције по појединачним земљама за дванаест европских транзиционих земаља показала да постоји једна коинтеграциона веза између девизног курса, диференцијала каматних стопа и евроизације. За разлику од поменутог рада, метод панел коинтеграције који је примењен у овом раду омогућава извођење закључака за регион као целину, док примена коинтеграционе анализе на бази временских серија за појединачне земље омогућава продубљивање анализе за случај сваке појединачне економије.

Урошевић и Рајковић (2017.)<sup>5</sup> су применили методологију из *Ize & Levy Yeyati* (2003.) како би обезбедили теоријску основу за анализу детерминанте евроизације у дугом и кратком року. Затим су за панел од пет земаља централне, источне и југоисточне Европе које таргетирају инфлацију (Мађарска, Пољска, Румунија, Србија и Чешка) оценили детерминанте евроизације у дугом року применом метода панел коинтеграције и детерминанте евроизације у кратком року применом

---

<sup>5</sup> Поменути рад је објављен у току израде ове докторске дисертације као део активности током докторских студија, али су резултати додатно унапређени проширивањем узорка, увођењем у анализу мера макропруденцијалне политике, али и допуњавањем анализе на основу панел података, закључцима изведеним на основу података временских серија индивидуалних земаља.

динамичког панел метода уопштених момената (енгл. *Generalized Method of Moments* - GMM).

Истраживање приказано у овој докторској дисертацији допуњује претходно наведени рад проширивањем временског хоризонта до краја 2016. године, затим увођењем у анализу Албаније, као и увођењем у анализу ефеката мера макропруденцијалне политике на кретање евроизације у поменутиим земљама. Допринос литератури на тему евроизације се огледа у формалном увођењу у економетријски модел варијабли које представљају мере пруденцијалне политике, што, према ауторовим сазнањима, до сада није коришћено у моделима за анализу детерминанти евроизације. Поред анализе на нивоу панела, са циљем тестирања да ли поменуте везе важе и на нивоу појединачних земаља, а имајући у виду да је оригинални панел састављен од земаља за нижим, као и од земаља са вишим нивоом евроизације, оцењене су коинтеграционе и GMM једначине за сваку земљу у узорку појединачно чиме је омогућена и анализа јачине оцењене везе у зависности од степена евроизације земље.

#### 1.2.1 Упоредна пракса земаља које су спроводиле процес де-евроизације/де-доларизације и остварени резултати

Мере које су монетарне власти спроводиле у циљу смањења нивоа евроизације/доларизације се могу поделити на присилне мере (конверзија депозита у страног валути у домаће и сл.) и на тржишно засноване (постизање и очување макроекономске стабилности у циљу повратка поверења у домаћу валуту).

Закључак већине студија и научних радова на тему финансијске евроизације указује на то да је процес де-евроизације заснован на тржишном приступу дугорочан процес, пре свега из разлога перзистентности евроизације. На то указује и чињеница да се многе земље и након достизања одређеног нивоа макроекономске стабилности и даље суочавају са проблемом високе евроизације (Србија, Хрватска...). Идеја тржишно засноване де-евроизације јесте да се упоредо са остваривањем и очувањем јаким макроекономских фундаментала, оствари и оквир пруденцијалне регулативе финансијског сектора (активно управљање обавезном резервом, на пример). Такође, неопходан је развој тржишта капитала у локалној валути.

Примери земаља које су спроводиле мере „присилне“ де-доларизације током 1980-тих година, указују на то да је најчешће, по престанку важења уведених мера, поново долазило до раста доларизације и враћања на првобитно стање. Изузетак су Мексико и Пакистан, земље које су спровеле мере присилне де-доларизације које су за последицу имале трајно смањење удела депозита у страном валути у укупним (видети: *Staines*, 2014).

Први покушаји „присилне“ де-доларизације 1982. (Боливија) и 1985. (Перу) нису остварили дугорочан ефекат. Покушај владе да конвертује депозите у страном валути у депозите у домаћој валути имао је за последицу смањење финансијског посредовања, раст прекограничних депозита и драстично смањење кредита приватном сектору. Ове мере су примењене у периоду још увек високе инфлације и за резултат су имале високу депрецијацију локалне валуте која је подстакла одлив капитала и смањење финансијског посредовања. Наставак периода макроекономске нестабилности, довео је до напуштања политике забране депозита у страном валути што је за резултат имало брзу поновну доларизацију (доларизација у Перуу крајем 1992. године износила је 65%).

Мексико и Пакистан су имплементирали политику „присилне“ де-доларизације која је имала за последицу трајније смањење доларизације (2,5% Мексико и 7,8% Пакистан крајем 2013. године) али уз значајне негативне макроекономске последице: одлив капитала, мањи прилив дознака и смањење финансијског посредовања. У Мексику је примењена политика конвертовања све активе деноминоване у доларима у пезосе, док су у Пакистану „замрзнути“ сви депозити у страном валути. Упоредо са овим мерама, примењене су и мере које су имале за циљ стабилизацију економије.

Успешни примери де-доларизације и де-евроизације, у највећем броју случајева односе се на тржишно засноване приступе, односно комбиновање мера усмерених ка постизању и очувању макроекономске стабилности са другим политикама усмереним ка де-доларизацији (де-евроизацији). Резултати студија које су се бавиле анализом доларизације током 2000-тих година у Боливији, Парагвају, Уругвају и Перуу указују на следеће:

- Тренд апрецијације валуте током 2000-тих је био главни фактор де-доларизације депозита у овим земљама;
- Увођење пруденцијалних мера у циљу стварања подстицаја за интернализовањем ризика доларизације је подстакло де-доларизацију кредита. Примери мера које су ове земље спровеле односили су се на активно управљање диференцијалом између обавезне резерве на депозите у иностраној и домаћој валути, виша резервисања за кредите у иностраној валути и рестриктивнија ограничења на нето отворене позиције банака;
- Развој тржишта капитала у локалној валути (на пример, кроз издавање дугорочних хартија од вредности у локалној валути) био је један од покретача кредитне де-доларизације, тако што је подстакло финансирање банака и вредновање дугорочних кредита у локалној валути;
- Де-доларизација депозита је такође допринела де-доларизацији кредита, указујући на усклађеност валутне структуре извора финансирања и пласмана банака;
- Након остваривања макроекономске стабилности, која представља предуслов за де-доларизацију, маргиналне промене макроекономских варијабли као што су стопа инфлације, више нису имале утицај на де-доларизацију.

Поменуте мере резултирале су значајним смањењем степена евроизације у следећим земљама:

#### *Боливија*

У периоду од 2000. до 2010. године у Боливији је дошло до пада доларизације депозита за око 42 п.п. (са 93,2% у 2000. на 51,4% 2010. године). У наредним годинама, постепени процес де-доларизације је настављен и крајем 2013. доларизација депозита је износила 23%. чему је допринео континуирани раст обавезне резерве на депозите у иностраној валути. План корекције стопе обавезне резерве на депозите у иностраној валути подразумевао је постепени раст до нивоа од 66,5% у 2016. години (са 21,5%, колико је износила 2008. године).

### *Перу*

Током 2000-тих година, након увођења режима инфлационог таргетирања (пад инфлације на 2%, флексибилни девизни курс, фискалним суфицит), Перу је остварио пад доларизације депозита са 78,5% на 49,7%. Пад доларизације је настављен и након тога, па је крајем септембра 2014. године, удео депозита у иностраној валути у укупним износио 40%. Пад од око 10 п.п. у односу на 2010. годину последица је политике централне банке Перуа која се ослањала на структурне мере де-доларизације, које су обухватале постепено прилагођавање стопе обавезних резерви. У периоду од краја 2013. до краја 2014. године, стопа обавезне резерве на депозите у домаћој валути је у Перуу снижена са 30% на 10,5%, док је стопа обавезне резерве на депозите у америчким доларима незнатно снижена са 55% на 50%.

### *Парагвај*

Доларизација депозита је у Парагвају пала са 69,7% у 2000. на 43,5% колико је износила 2010. године, након чега је процес де-доларизације прекинут и тренутно доларизација износи око 40%, што је међу највећим вредностима у региону.

### *Уругвај*

Уругвај је током 2000-тих година остварио пад доларизације са 87% на 76,6%. Од земаља Латинске Америке, Уругвај бележи најмањи пад доларизације, пре свега, као последица чињенице да банке у страном власништву представљају основне институције за прикупљање депозита које прикупљају како депозите локалног становништва тако и депозите нерезидената.

Израел, Чиле и Египат представљају земље чија је стратегија де-доларизације заснована на тржишном принципу. Процес де-евроизације (де-доларизације) је био спор али је успешно завршен. Политика де-доларизације се сводила на политику снижавања инфлације уз продубљивање финансијских тржишта. У циљу заштите од валутног ризика, кредити привреди су, у највећој мери, пласирани у секторе који су зарађивали у иностраној валути. Израел и Чиле су користили индексацију као меру за промовисање депозита у домаћој валути. Макроекономска стабилност у Израелу је постигнута 1990-тих увођењем фискалне дисциплине и смањењем инфлације, али су ефекти на доларизацију били спори. Уведене су следеће пруденцијалне мере:



диференцијална стопа обавезне резерве и рестрикције на кредите у иностраној валути. Емитоване су неиндексирани дугорочне државне обвезнице у локалној валути. У Чилеу је изражена индексација индексом потрошачких цена у периоду од 1983-2000. године.

Када је реч о земљама централне, источне и југоисточне Европе, Пољска се издваја као земља у којој је процес де-евроизације заснован на тржишном приступу и који је имао за резултат дугорочно смањење учешћа иностране валуте у укупним кредитима и депозитима. Након либерализације финансијског сектора, Пољска (пад доларизације са преко 80% 1980-тих на једноцифрен ниво 1990-тих) је нудила знатно више стопе приноса на депозите у локалној валути. Поред тога, трајном смањењу евроизације допринело је постизање и очување макроекономске стабилности.

### Одељак 1.3. Теоријска основа за анализу евроизације и хипотезе које ће се тестирати емпиријски

У овом одељку, по угледу на Урошевић и Рајковић (2017.) биће приказана једноставна верзија модела портфолио оптимизације са циљем анализе одлука агената да ли ће штедети у домаћој или у иностраној валути. У поређењу са оригиналним моделом из *Ize & Levy Yeyati* (2003.), уведене су одређене претпоставке које омогућавају појединачну анализу детерминанти евроизације у дугом и у кратком року. Полазна основа је модел минималне варијансе портфолија у коме агенти који су аверзни према ризику бирају да ли ће штедети у домаћој или у иностраној валути. Међутим, за разлику од оригиналног модела, овај модел је поједностављен и искључује случај прекограничних депозита, имајући у виду да у одређеним земљама централне, источне и југоисточне Европе, попут Србије, штедња становништва на рачунима банака у иностранству није дозвољена<sup>6</sup>. Агенти максимизирају квадратну функцију корисности изражену у виду приноса на депозите. Претпоставке су да продаја на кратко није дозвољена и да агенти не

---

<sup>6</sup> Видети Одељак 1.4 за више детаља.

штеде новац у виду готовине. Функција корисности агената је представљена следећим изразом:

$$U_t = E_t(r_{t+1}) - \frac{c}{2} Var_t(r_{t+1}) \quad 1$$

где  $E_t(r_{t+1})$  представља очекивану стопу реалног приноса на депозитни портфолио ( $r_{t+1}$ ) који чине депозити у иностраној валути (са пондером  $x_t^F$ ) и депозити у локалној валути (са пондером  $(1-x_t^F)$ ) засновану на информацијама доступним до тренутка  $t$ . Други члан са десне стране,  $Var_t(r_{t+1})$ , представља варијансу реалног приноса на депозитни портфолио, док је  $c$  мера аверзије агената према ризику, за коју се у овом случају претпоставља да је константна<sup>7</sup>.

Очекивани принос на штедни депозит у домаћој, односно иностраној валути су представљени следећим изразима<sup>8</sup>:

$$\begin{aligned} E_t(r_{t+1}^L) &= i_t^L - E_t(\pi_{t+1}) \\ E_t(r_{t+1}^F) &= i_t^F + E_t(e_{t+1}) - E_t(\pi_{t+1}) \end{aligned} \quad 2$$

где  $i_t^L$  и  $i_t^F$  представља номиналну каматну стопу на штедни депозит у домаћој, односно у иностраној валути, респективно;  $E_t(\pi_{t+1})$  представља очекивану домаћу стопу инфлације у периоду  $t+1$  засновану на информацијама које агенти имају до тренутка  $t$ , док  $E_t(e_{t+1})$  представља очекивану депрецијацију номиналног девизног курса у периоду  $t+1$  на основу информација доступних до тренутка  $t$ . Овај модел претпоставља, по угледу на *Rennhack & Nozaki* (2006.), да су цене у иностраној земљи (у овом случају у зони евра, за разлику од оригиналног рада који уводи претпоставку за Америку) константне, односно одсуство иностране инфлације. Ова претпоставка доводи до поједностављења модела и могућности да се, за разлику од

<sup>7</sup> За више детаља о функцији корисности овог типа видети *Fabozzi et al.*, (2007.).

<sup>8</sup> Видети: *Chailloux et al.*, (2010.)

модела из *Ize & Levy Yeyati* (2003.) оптимални ниво евроизације изрази као функција номиналних уместо реалних варијабли, без губитка његове експанаторне моћи.

Оптимални рацио евроизације ( $x_t^{F*}$ ) добијен је максимизацијом функције корисности приказане једначином 1 по  $x_t^F$  и дат је следећим изразом:

$$x_t^{F*} = \frac{E_t(r_{t+1}^F - r_{t+1}^L)}{c\sigma_{e_{t+1}}^2} + \frac{\rho\pi_{t+1} \cdot e_{t+1} \sigma_{\pi_{t+1}}}{\sigma_{e_{t+1}}}. \quad 3$$

Оптимални рацио евроизације депозита, према изразу 3, зависи од очекиваног диференцијала каматне стопе на штедне депозите у страниј и домаћој валути, као и од односа волатилности очекиване инфлације и очекиване депрецијације и корелације између стопе инфлације и стопе депрецијације<sup>9</sup>. У зависности од испуњености претпоставке везане за непокривени паритет каматних стопа<sup>10</sup>, могуће је извести два израза за оптимални рацио евроизације депозита. Наиме, уколико је претпоставка о важењу непокривеног паритета каматних стопа испуњена, што је везано за дуги рок, израз [ $E_t(r_{t+1}^F - r_{t+1}^L)$ ] ће бити једнак нули, а једначина 3 за оптимални рацио евроизације се може упростити на<sup>11</sup>:

$$MVP_t = \frac{\rho\pi_{t+1} \cdot e_{t+1} \sigma_{\pi_{t+1}}}{\sigma_{e_{t+1}}}. \quad 4$$

Под претпоставком да услов о одсуству арбитраже важи у дугом року, одлуке агената у вези са валутном структуром портфолија депозита су засноване на релативном ризику коме су изложени уколико штеде у локалној, односно страниј валути. Наиме, они не узимају у обзир очекивани принос на штедни депозит, с обзиром на то да ће принос на депозите у домаћој, односно страниј валути у дугом року бити изједначен, већ само релативну волатилност домаће инфлације која

<sup>9</sup> За потребе емпиријске анализе приказане у Одељку 1.6, коефицијент корелације између стопе инфлације и стопе депрецијације биће изједначен са коефицијентом преливања девизног курса на цене (тзв. "pass-through" коефицијентом), видети: *Chailloux et al.* (2010.), страна 5.

<sup>10</sup> Будући да је претпоставка модела да се новац троши у земљи, а не у иностранству и да је стопа инфлације у иностранству изједначена са нулом, на основу једначине 2 следи да ће израз  $E_t(r_{t+1}^F - r_{t+1}^L)$  бити једнак 0, када је разлика између номиналне каматне стопе на депозите у домаћој и номиналне каматне стопе на депозите у страниј валути једнака очекиваној стопи промене *spot* девизног курса што представља дефиницију непокривеног паритета каматних стопа. Видети: *Isard* (2006), страна 3.

<sup>11</sup> Уз претпоставку о фиксним ценама у евро зони, овај израз је исти као оригинални израз за оптималну евроизацију у *Ize & Levy Yeyati* (2003.), иако је MVP изражен у номиналним уместо у реалним варијаблама (видети *Rennhack & Nozaki* (2006.))

представља меру ризика улагања у домаћу валуту и волатилност депрецијације номиналног девизног курса која представља меру ризичности улагања у страну валуту (видети *Ize & Levy Yeyati, 2003.*), као и степен преливања стопе депрецијације на стопу инфлације. Пошто ће реалне каматне стопе у дугом року бити изједначене, агенти ће изабрати мање ризично улагање. Уколико су цене релативно стабилне у односу на девизни курс, и обрнуто, агенти ће изабрати да штеде у домаћој валути. На основу израза 4, следи да креатори монетарне политике могу утицати на оптимални степен евроизације депозита агената тако што ће утицати на волатилитет инфлације, волатилитет девизног курса или на степен преливања промене девизног курса на стопу инфлације. Према *Chailloux et al. (2010.)*, један од начина да се утиче на смањење евроизације јесте одржавање ниске волатилности инфлације у односу на волатилност номиналног девизног курса, што је у складу са режимом циљања инфлације. Поред тога, имајући у виду да у формули 4 фигурише и коефицијент корелације између стопе инфлације и номиналне депрецијације, на рацио евроизације ће утицати и степен отворености економије који се одражава на степен преливања промене девизног курса на стопу инфлације, као и ниво реалне евроизације, односно изражавање цена у иностраној валути, који се такође одражава на *pass-through* са номиналног девизног курса на цене.

С друге стране, у кратком року се не очекује испуњеност претпоставке о важењу непокривеног каматног паритета (видети *Menkhoff et al., 2012*). У том случају, очекивани диференцијал реалних каматних стопа ће се разликовати од нуле и оптимални рацио евроизације депозита ће бити представљен изразом 3<sup>12</sup>. С обзиром на то да је домаћа стопа инфлације већ инкорпорирана у обе реалне каматне стопе, и на депозите у локалној и у иностраној валути (видети једначину 2), промене саме инфлације не би требало да утичу на одлуке агената у погледу валутне структуре портфолија депозита (видети *Calvo & Vegh, 1997*). С друге стране, када год је диференцијал каматне стопе различит од нуле, без обзира на то да ли се ради о променама номиналних каматних стопа или због одступања номиналне депрецијације од оне која је укључена у непокривени паритет каматних стопа, тада

---

<sup>12</sup> Ово је у складу са наводима у *Della Valle et al. (2018.)* који указују на то да је каматни диференцијал значајна детерминанта евоизације депозита, барем у кратком року.

агенти неће бити индиферентни између штедње у домаћој или страниј валути. Уколико је диференцијал каматних стопа већи од нуле, агенти ће преферирати штедњу у страниј валути, док ће у случају када је диференцијал каматних стопа мањи од нуле, преферирати штедњу у локалној валути. На основу представљеног теоријског модела, оптимални рацио евроизације депозита ће се разликовати у кратком року од оног у дугом року и поред MVP рација, на њега ће утицати и промене диференцијала каматне стопе између депозита у страниј и домаћој валути.

Овакав облик израза за оптимални рацио евроизације депозита може бити користан приликом објашњавања ефикасности различитих мера усмерених ка подстицању употребе локалне валуте. Наиме, *Ize & Levy Yeyati*, (2003.) у свом раду истичу мере усмерене ка постизању и одржавању макроекономске стабилности као начин за подстицање употребе домаће валуте, занемарујући притом ефекте мера које утичу на диференцијал каматних стопа попут повољнијег пореског третмана прихода од камата у локалној валути у односу на приход од камата у страниј валути, диференциране стопе обавезне резерве, као и стопе ремунерације на обавезну резерву. Теоријски модел приказан у овом одељку представља основу за емпиријску анализу, која поред мера макроекономске стабилности, узима у обзир и мере које могу утицати на диференцијал каматних стопа, на пример макропруденцијалне мере, при чему даје теоријски основ за анализу ефикасности поменутих мера у зависности од тога да ли се оне посматрају у дугом или у кратком року.

С тим у вези, једначина 3 и једначина 4 представљају полазну основу за емпиријску анализу која је представљена у Одељку 1.6. Једначина 3 је основа за анализу детерминанти евроизације у кратком року, односно за објашњавање динамике транзиторне компоненте евроизације, док је једначина 4 полазна основа за анализу детерминанти перманентне компоненте евроизације. У емпиријском делу, биће тестирана следећа хипотеза:

Хипотеза 1: Различити фактори утичу на валутну структуру штедних и орочених депозита приватног сектора у зависности од тога да ли се посматрају у дугом или у кратком року.

Поред хипотезе која тестира да постоје различите детерминанте евроизације депозита у дугом, односно кратком року, тестиране су и две додатне хипотезе које, такође, произилазе из теоријског модела приказаног у овом Одељку.

Хипотеза 2: Евроизација штедних и орочених депозита је одређена MVP рацијом у дугом року, односно постоји позитивна коинтеграциона веза између перманентне (дугорочне) компоненте евроизације и MVP рација.

Хипотеза 3: Евроизација депозита у кратком року је функција диференцијала каматних стопа између депозита у локалној и страниј валути.

## Одељак 1.4. Подаци

Као зависна променљива у раду фигурише удео штедних и орочених депозита у страниј валути у укупним штедним и ороченим депозитима привреде и становништва положених на рачуне код банака у земљи. За разлику од радова који су се бавили анализом детерминанти евроизације депозита који као зависну варијаблу користе удео депозита у страниј валути у укупним депозитима, мера евроизације депозита која је примењена у овом раду је знатно прецизнија с обзиром на то да у већој мери одражава оптимизационе одлуке агената у погледу валутне структуре депозита (видети Урошевић и Рајковић, 2017). Трансакциони депозити су искључени из анализе, с обзиром на то да је валутна структура ових депозита у већој мери одређена регулаторним захтевима него оптимизацијом од стране агената.

За потребе емпиријске оцене панел модела који захтевају балансирани скуп података, оцењени су модели на два различита узорка. У првом случају коришћени су месечни подаци за период од јануара 2006. године до децембра 2016. године за пет земаља централне, источне и југоисточне Европе које су у режиму инфлационог таргетирања и то: Мађарску, Пољску, Румунију, Србију и Чешку. Такође, имајући у виду да су подаци о валутној структури штедних и орочених депозита за Албанију доступни тек од децембра 2007. године, модел је оцењен и на узроку од децембра 2007. до децембра 2016. године за свих шест земаља централне, источне и југоисточне Европе које су у режиму инфлационог таргетирања (Албанија,

Мађарска, Пољска, Румунија, Србија и Чешка). Сви модели су затим оцењени за појединачне земље на узорку од јануара 2006. године до децембра 2016. године, док је модел за Албанију оцењен на основу узорка од децембра 2007. године до децембра 2016. године.

Посматрани узорак садржи искључиво земље у режиму инфлационог таргетирања с обзиром на то да једначина 3 и једначина 4 важе искључиво у случају ненулте волатилности номиналног девизног курса. Доступност података о валутној структури депозита по земљама је приказана у Табели А1.1 у Прилогу Глави 1.

За потребе анализе ефеката мера монетарне и макропруденцијалне политике на кретање евроизације депозита, како би се постигла усаглашеност скупа зависних променљивих по земљама у узорку, посматрани су само депозити положени на рачуне банака у домаћем финансијском систему. Прекогранични депозити су искључени из анализе, с обзиром на то да су у Србији, према Закону о девизном пословању ови депозити забрањени. Наиме, на основу члана 27. став 2 Закона о девизном пословању резидентима је дозвољено да држе девизе на рачунима код банака у иностранству под условима и на начин који је прописала Народна банка Србије. У осталим случајевима, држање девиза на рачунима банака у иностранству није дозвољено. Према Закону о девизном пословању, након престанка важења разлога због којих је резиденту омогућено држање девиза на рачуну код банака у иностранству, он је дужан да врати у Републику Србију преостала средства у року од 30 дана и да поменути рачун угаси.<sup>13</sup>

#### 1.4.1. Декомпозиција серије евроизације депозита на перманентну и транзиторну компоненту

Са циљем анализе детерминанти евроизације у дугом и у кратком року, примењена је методологија по угледу на Младеновић (2009.) где је у једначини за дуги рок као зависна променљива коришћена перманентна компонента временске серије, а као зависна променљива у једначини за кратки рок транзиторна компонента временске

---

<sup>13</sup> Видети Закон о девизном пословању („Службени гласник РС“, бр. 62/2006 и његове измене и допуне објављене у „Службеном гласнику РС“, бр. 31/2011, 119/2012 и 139/2014).

серије. По угледу на поменути рад, декомпозиција временске серије евроизације депозита за сваку појединачну земљу је извршена применом Бевериц-Нелсон методологије (*Beveridge & Nelson, 1981*), која подразумева да се свака нестационарна временска серија може приказати као збир перманентне и транзиторне компоненте. Бевериц-Нелсон декомпозиција је спроведена под претпоставком да прва диференца логаритма евроизације депозита следи одређени ARMA процес. Бевериц-Нелсон тренд је оцењен као дугорочна прогноза нивоа серије, а Бевериц-Нелсон циклус као разлика између нивоа серије и његове дугорочне пројекције. Компонента Бевериц-Нелсон тренда је дата следећим изразом:

$$BN_T = \lim_{M \rightarrow \infty} E[y_{t+M} - M\mu | \Omega_t] \quad 5$$

где је  $\mu = E[\Delta y_t]$  детерминистички дрефт, а  $\Omega_t$  је информациони сет који је коришћен за обрачун условне једначине (Видети: *Morley (2010)*, страна 420).

#### 1.4.2. Оцена MVP рација евроизације депозита

Имајући у виду релативно кратке временске серије очекивања кретања стопе инфлације и депрецијације номиналног девизног курса за земље у узорку, за потребе емпиријске анализе, по угледу на *Ize & Levy Yeyati, (2003.)* и *De Nicolo et al. (2005.)* MVP рацио евроизације депозита је оцењен на основу историјских података о стопи инфлације и номиналног девизног курса. Волатилност инфлације и стопе номиналне депрецијације су по угледу на Младеновић (2009.) оцењене применом GARCH методологије (*Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity*) (видети A1.7. у Прилогу Глави 1).

Када је реч о елементу  $\rho_{\pi_{t+1}, e_{t+1}}$  из једначина 3 и 4 који представља коефицијент корелације између стопе номиналне депрецијације и стопе инфлације, приликом емпиријске анализе, није било могуће користити корелациони коефицијент, будући да у одређеним временским периодима, као и за одређене земље, овај коефицијент



био негативан<sup>14</sup>. Наиме, уколико посматрамо читав временски период коришћен у узорку (од јануара 2006. до децембра 2016. године), за Чешку и Мађарску израчунат је негативан коефицијент корелације између стопе инфлације и стопе депрецијације (-0,03 и -0,08, респективно), док је за остале земље у узорку оцењен позитиван коефицијент корелације (0,004 за Пољску, 0,12 за Румунију, 0,14 за Србију и 0,36 за Албанију). Негативан корелациони коефицијент између инфлације и номиналне депрецијације прво, није у складу са економском интуицијом према којој се у кратком року депрецијација домаће валуте прелива на раст увозних цена, а као друго, доводи до негативне вредности оцењеног MVP рација, што није у складу са претпоставком о одсуству трговине на кратко, према којој MVP рацио мора бити већи од или једнак 0<sup>15</sup>.

Са циљем оцене везе између стопе инфлације и стопе номиналне депрецијације која је варијабилна кроз време, корелација између стопе инфлације и номиналне депрецијације је апроксимирана преко временски променљивог преносног ефекта са номиналног девизног курса на цене (*pass-through*) оцењеног применом Калман филтера (*Kalman Filter*). За потребе процене *pass-through* ефекта са девизног курса на цене, оцењен је следећи модел са коефицијентима променљивим кроз време:

$$\pi_t = \alpha_t + \beta_t e_t + \phi_t \pi_{t-1} + v_t, v_t \sim N(0, R)$$

$$\Phi_t = \Phi_{t-1} + z_t, z_t \sim N(0, Q)$$

6

где је  $\Phi_t = \{\alpha_t, \beta_t, \phi_t\}$ .

<sup>14</sup> Негативан коефицијент корелације између инфлације и стопе номиналне депрецијације може бити последица чињенице да услед изостављања релевантних варијабли које детерминишу инфлацију, оцењени коефицијент уз стопу депрецијације постаје негативан.

<sup>15</sup> У највећем броју радова на тему евроизације проблем који проистиче из негативног корелационог коефицијента између стопе инфлације и стопе депрецијације је игнорисан (нпр *Della Valle et al.* (2018.) који приликом обрачуна оптималног рација евроизације за Ирску користе коваријансу између реалне депрецијације и инфлације од -0,01), док је у радовима који су истицали овај проблем као решење предложено да се у случају негативних вредности коефицијента корелације конкретна вредност замени нулом. С друге стране, применом Калман филтера за период који покрива узорак оцењене вредности корелационог коефицијента задовољавају услов ненегативности.

У једначини 6,  $\pi_t$  представља стопу инфлације,  $e_t$  је стопа промене номиналног девизног курса, а  $\beta_t$  је процењени краткорочни *pass-through* коефицијент који се мења кроз време. Временске серије *pass-through* коефицијент-а оцењене на основу једначине 6 за поменуте земље и временски период испуњавају претпоставку о позитивном утицају девизног курса на цене и као такве се могу користити за оцену MVP рација применом једначина 3 и 4.

#### 1.4.3. Диференцијал каматних стопа

Када је реч о диференцијалу каматних стопа, највеће ограничење за употребу каматних стопа на штедне и орочене депозите јесу кратке временске серије доступних података, пре свега у случају Србије, за коју су каматне стопе на штедњу доступне тек од 2010. године. Поред тога, имајући у виду да је циљ овог рада анализа ефеката мера макропруденцијалне политике које могу имати ефекта на каматне стопе на депозите, диференцијал каматних стопа је апроксимиран разликом између краткорочних каматних стопа на међубанкарском тржишту. Диференцијал каматних стопа приказан је као разлика између тромесечне каматне стопе на локалном међубанкарском тржишту и тромесечног EURIBOR-а по угледу на варијаблу каматни диференцијал у Ткалеч (2013.).

Подаци о валутној структури орочених и штедних депозита, стопи инфлације мереној променом индекса потрошачких цена и кретању номиналног девизног курса су прикупљени са сајтова релевантних централних банака, док је извор података о каматним стопама на међубанкарском тржишту новца *Bloomberg*. Дескриптивне статистике приказане у табели А1.2 у Прилогу Глави 1, док је списак варијабли и њихов детаљан опис приказан у табели А1.3 у Прилогу Глави 1.

#### 1.4.4. Пруденцијалне мере донете са циљем подстицања употребе локалне валуте у домаћем финансијском систему.

Искуства земаља које су се суочавале са проблемом евроизације/доларизације указују на то да су у успешни примери де-евроизације подразумевали, поред мера које су имале за циљ постизање макроекономске стабилности и одређене пруденцијалне, односно административне мере са циљем подстицања употребе домаће валуте у финансијском систему (видети Одељак 1.2.1). Те мере подразумевају преференцијални третман кредита, односно депозита у локалној у односу на страну валуту. У неким земљама ове мере су подразумевале веће пондере ризика приликом обрачуна ризиком пондерисане активе, лимит на отворену девизну позицију банака, примену диференциране стопе обавезне резерве на депозите у локалној односно страниј валути, различит порески третман прихода од камата на депозите у локалној односно страниј валути.

Када је реч о стопи обавезне резерве као инструменту монетарне политике, треба имати у виду да иако промена стопе обавезне резерве има пре свега за циљ да утиче на смањење или проширење кредитног потенцијала пословних банака и повлачење, односно креирање ликвидности банака, она може имати ефекта и на валутну и рочну структуру извора финансирања, имајући у виду то да доносиоци мера монетарне политике могу прописати стопу која може бити јединствена или диференцирана, али на валутну структуру могу утицати и променом базе на коју се стопа примењује. У том смислу, обавезна резерва се може примењивати на укупне депозите, на део депозита, или се могу укључити и категорије по основу других обавеза, као што су обавезе по кредитима и средствима прибављеним емисијом хартија од вредности.

Када је реч о земљама у узорку, од шест посматраних земаља које таргетирају инфлацију, у посматраном периоду четири земље су настојале да пруденцијалним мерама допринесу повећању употребе локалне валуте. То су Србија, Румунија и Албанија.

## *Србија*

Мере Народне банке Србије које се односе на кретање стопе обавезне резерве у преткризном периоду имале су, пре свега, за циљ да утичу на ограничење ликвидности банака и последично ограничење кредитне активности. Међутим, са аспекта циља ове дисертације, од посебног значаја су одлуке везане за промене стопе обавезне резерве које су имале за циљ подстицање штедње у динарима у односу на страну валуту.

Присуство оваквих мера је нарочито изражено у преткризном периоду, када је у Србији идентификован прекомерни кредитни раст, али и потреба за промовисањем локалне валуте. Одлуке везане за висину стопе обавезне резерве и камате коју НБС плаћа на динарска, односно девизна средства у другој половини 2005. године, биле су у правцу смањења стопе обавезне резерве на динарска средства и повећања стопе обавезне резерве на девизна средства. Као што се може закључити на основу саопштења Монетарног одбора Народне банке Србије из тог периода, основни циљ оваквих одлука био је повећање рестриктивности монетарне политике у периоду израженог раста кредитне активности, али је посебно наглашено да овим мерама Народна банка жели да пошаље јасан сигнал банкама да основ за њихову кредитну активност треба да буде прикупљање домаће штедње, уз настојање да додатно ојача и афирмише домаћу валуту и стимулише банке на прикупљање динарских извора акумулације<sup>16</sup>.

У периоду од другог квартала 2006. године, Монетарни одбор је најпре повећао стопу обавезне резерве на иностране девизне изворе (мај 2006.), а затим је (новембар 2006.), са циљем да у још већој мери афирмише динар и да подстиче динарску штедњу грађана, стопу обавезне резерве на динарску основицу смањено са 18% на 15%, док је у јануару 2007, она додатно смањена на 10%. Циљ ове мере био је ослобађање динарске ликвидности и истовремено стварање могућности за подстицање штедње у динарима<sup>17</sup>. Циклус подстицања динарске штедње је

---

<sup>16</sup> Видети: вести о Новим одлукама Монетарног одбора од 08.08.2005. и од 07.09.2005, 22.11.2005.

<sup>17</sup> Видети: Предлог Монетарном одбору за смањење динарске обавезне резерве од 30.10.2006.

настављен и у октобру 2007. када је донета Одлука о смањењу обавезне резерве на динарске депозите орочене преко једног месеца са 10% на 5%.

У посткризном периоду, у складу с Програмом монетарне политике Народне банке Србије у 2010. години, настављена је примена обавезне резерве као помоћног инструмента монетарне политике, која је, поред референтне каматне стопе коришћена за остварење инфлационог циља. У марту 2010. новом одлуком измењена је и проширена основица за обрачун обавезне резерве, пошто је смањен број изузетака на које се не обрачунава девизна обавезна резерва и истовремено су значајно смањене стопе обавезне резерве - на динарску основицу на 5%, а на девизну основицу на свега 25%.

Од јануара 2011. године, поред диференцијације по питању валутне структуре извора, уведена је и диференцијација стопе обавезне резерве по питању рочности извора финансирања банака. На део динарске основице коју чине обавезе са уговореном рочношћу до две године стопа обавезне резерве задржана је на 5%, док је на динарске изворе финансирања банака с рочношћу преко две године стопа обавезне резерве спуштена на 0%. Девизна обавезна резерва на изворе финансирања банака са уговореном рочношћу преко две године задржана је на 25%, а на обавезе с краћом рочношћу обавезна резерва је подигнута на 30%<sup>18</sup>.

Одлуке везане за висину стопе обавезне резерве донете након 2012. године, углавном су имале за циљ да допринесу смањењу трошкова кредитирања, стабилизацији кретања на девизном тржишту и стимулисању банака да се окрену дугорочним изворима финансирања. У овом периоду, иако је диференцијал стопе обавезне резерве и даље фаворизовао депозите у локалној валути, одлуке које су донете су имале за последицу релаксацију обавезне резерве за депозите у иностраној валути. Најпре је у априлу 2012. године донета одлука да се стопа девизне обавезне резерве на девизне изворе финансирања банака са рочношћу до две године смањи са 30% на 29%, а на изворе преко две године са 25% на 22%, док је у јуну исте године донета одлука о повећању стопе обавезне резерве на динарске обавезе индексираних девизних клаузулом на 50% за све рочности. Последња промена

---

<sup>18</sup> Видети: Саопштење НБС „Нова Одлука о обавезној резерви банака код Народне банке Србије“ од 19.01.2011.

Одлуке о обавезној резерви односи се на септембар 2015. године када је одлучено да се у периоду од наредних 6 месеци стопа обавезне резерве на депозите у иностраној валути постепено снижава за по један проценти поен, тако да је до фебруара 2016. године стопа обавезне резерве на обавезе са рочношћу до две године снижена на 20%, а на обавезе са рочношћу преко две године на 13%.

### *Румунија*

Када је реч о Румунији, у периоду узлазне фазе финансијског циклуса предузете су пруденцијалне мере у виду промене стопе обавезне резерве са циљем ограничавања изложености у иностраној валути. Током 2006. године, режим монетарне политике је био рестриктиван, па је у складу са тим и политика обавезне резерве била рестриктивнија. У овом периоду, мере пруденцијалне политике имале су за циљ и подстицање употребе локалне валуте па је тако обавезна резерва на средства у иностраној валути два пута повећана, најпре у јануару 2006. са 30% на 35%, а затим и у марту са 35% на 40%. Међутим, за разлику од јануарске одлуке о висини стопе обавезне резерве, у јулу је и стопа обавезне резерве на локалну валуту први пут, након шест и по година, повећана са 16% на 20%.

Са почетком финансијске кризе крајем 2008. године и са растом тензија услед раста инфлације и депрецијацијских притисака, политика обавезне резерве у овом периоду имала је за циљ да утиче на повећање кредитне активности. У четвртм кварталу 2008. стопа обавезне резерве на обавезе у локалној валути је снижена на 18% (у новембру 2008.). Током 2009. циклус релаксације је настављен, па је тако и обавезна резерва на страну валуту са 40% спуштена на 35% у јулу 2009, затим у августу на 30% и у новембру 25%. С друге стране, обавезна резерва на средства у локалној валути је смањена само једном и то у јулу 2009. године на 15% у односу на 18% колико је износила до тада.

Током 2011. године, настављена је релаксација монетарне политике Народне банке Румуније која је подразумевала и промену стопе обавезне резерве, међутим, мере донете током овог периода односиле су се само на изворе у иностраној валути на које

је обавезна резерва смањена у априлу 2011. године са 25% на 20%, док стопа обавезне резерве на средства у локалној валути није мењана.

У јануару 2014. године, донета је одлука о снижавању стопе обавезне резерве на обавезе у локалној валути на 12% у односу на 15%, и на обавезе у страниој валути на 18%. На овај начин је повећан јаз између стопе обавезне резерве на депозите у локалној и у страниој валути. Циклус је настављен одлуком у септембру када је стопа обавезне резерве на домаће изворе снижена за још 2 п.п. на 10%, док је на стране изворе снижена два пута у јулу и новембру када је износила 14%. Последња корекција стопе обавезне резерве у Румунији (у периоду који покрива узорак) је била у мају 2015. када је ова стопа снижена на 8% за домаће изворе<sup>19</sup>.

---

<sup>19</sup> Видети: Годишње извештаје о монетарној политици Народне банке Румуније за период од 2005-2016. године.

## *Албанија*

Када је реч о подстицајним мерама пруденцијалне политике у случају Албаније, оне се односе, пре свега на подстицање употребе локалне валуте диференцијацијом стопа ремунације обавезне резерве. У периоду који покрива узорак (од краја 2007. године до краја 2016. године), Албанија је мењала стопу ремунације обавезне резерве неколико пута. Почев од јула 2008. године, стопа ремунације обавезне резерве на страну валуту је порасла са 50% EURIBOR-а (за депозите у еврима) или 50% LIBOR-а (за депозите у доларима) на 70% референтне каматне стопе Европске централне банке (за депозите у еврима) и 70% референтне каматне стопе ФЕД-а (за депозите у доларима). Затим је, у децембру 2011. године, снижена на 0% за депозите у доларима и еврима. Последња промена стопе ремунације обавезне резерве која се односи на податке које покрива узорак јесте из септембра 2016. године, када је стопа ремунације обавезне резерве у еврима снижена на ниво стопе на депозитне олакшице ЕЦБ-а, односно на -0,40%, док је стопа обавезне резерве на долар остала на нивоу од 0%.

Формирање вештачке променљиве за контролисање ефеката пруденцијалних мера

Поменуте мере пруденцијалне политике су у одређеним периодима деловале у правцу подстицања депозита у локалној валути док су у одређеним периодима деловале у правцу подстицања депозита у иностраној валути. Имајући то у виду, све мере пруденцијалне политике су подељене у две групе, оне које су имале за резултат промену диференцијала обавезне резерве/стопа ремунације у правцу фаворизовања депозита у локалној валути (смањење стопе обавезне резерве и повећање стопе ремунације на локалну валуту) и оне које су деловале у правцу фаворизовања стране валуте (повећање стопе обавезне резерве или смањење стопе ремунације на локалну валуту). Како би се моделирали ефекти пруденцијалних мера, уведене су две вештачке променљиве. Променљива RRD која узима вредност 1 за период у коме је дошло до промене пруденцијалне политике која је резултирала у промени диференцијала стопе обавезне резерве/ремунације у правцу подстицања локалне валуте и вредност 0 у осталим периодима, док променљива



RRF узима вредност 1 у периоду када је дошло до промене мера пруденцијалне политике у правцу фаворизовања штедње у иностраној валути и вредност 0 у осталим периодима<sup>20</sup>. Преглед мера пруденцијалне политике који су примењиване у поменутих земљама и очекивани ефекти на степен евроизације приказани су у Прилогу Глави 1, део А1.4.

#### 1.4.5. Тестови јединичног корена

Избору економетријског метода за оцену дугорочне и краткорочне везе између евроизације депозита и експланаторних варијабли претходило је тестирање присуства јединичног корена у панелима. Тестирање јединичног корена је извршено применом Левин, Лин и Чу (*Levin, Lin & Chu*); Им, Песаран и Шин (*Im, Pesaran & Shin*) и Фишерових тестова (*Fisher type*). Резултати поменутих тестова у панелу приказани су у Табели 1.1 и указују на то да перманентна компонента евроизације, као и MVP рацио имају јединични корен (при чему, резултати одређених тестова сугеришу да MVP рацио није нестационарни панел), док су транзиторна компонента евроизације, стопа номиналне депрецијације, прва диференца перманентне компоненте евроизације и волатилности инфлације и стопе депрецијације стационарни панели.

---

<sup>20</sup> У периодима када је у размаку од неколико месеци донето неколико узастопних мера које подстичу употребу депозита у домаћој (иностраној) валути, варијабла RRD (RRF) током читавог периода узима вредност 1, а не само у месецу када је мера донета. Такође, када је истом Одлуком донета мера о смањењу (повећању) стопе обавезне резерве и у домаћој и у иностраној валути, посматрано је да ли дата мера утиче на повећање или на смањење диференцијала обавезне резерве и уколико утиче на повећање диференцијала у корист домаће валуте, варијабла RRD је узимала вредност 1, док је варијабла RRF узимала вредност 0.

Табела 1.1 Резултати тестова јединичног корена у панелу

Тест	<i>EUR PERM</i>	<i>ΔEUR PERM</i>	<i>EUR TRANS</i>	<i>MVP</i>	<i>VOL INF</i>	<i>VOL DEP</i>	<i>INF</i>	<i>DEP</i>	
Левин, Лин, Чу	-1,45*	-16,44***	-7,98***	-1,17	-1,76**	-1,86**	-10,68***	-12,92***	
Им, Песаран, Шин	-0,23	-18,21***	-14,24***	-3,06***	-3,87***	-3,25***	-14,06***	-13,94***	
Р	9,35	360,44***	247,80***	15,83	51,32***	29,74***	281,35***	279,34**	
Фишер	Z	-0,14	-18,17***	-13,66***	1,58	-4,17***	-3,45***	-15,80***	-15,80***
L	-0,17	-45,25***	-31,10***	-1,52	-6,24***	-3,61***	-35,32***	-35,07***	
Pm	-0,14	78,36***	53,17***	1,30	9,24***	4,41***	60,68***	60,23***	

**Напомена:** Ознака \* се односи на статистичку значајност од 10%, ознака \*\* на статистичку значајност на нивоу од 5%, а \*\*\* на значајност на нивоу 1%.

**Извор:** Прорачун аутора.

Будући да већина тестова јединичног корена указује на нестационарност панела перманентне компоненте евроизације и MVP рација, Хипотеза 2 је тестирана применом метода панел коинтеграције заснованих на моделима са корекцијом случајне грешке, док је Хипотеза 3 тестирана применом панел метода прилагођених стационарним панелима.

Веза између перманентне компоненте евроизације и MVP рација оцењена је применом метода групних средина, MG и PMG. Ови методи су применљиви у случају када је временска димензија довољно велика да се за свако  $N$  може оценити засебна регресија (видети: *Blackburne & Frank (2007.)*). У случају панела са великом временском димензијом, чест проблем јесте нестационарност. Технику за решавање проблема оцене нестационарних панела су предложили *Pesaran et al. (1999)*. MG оцена је заснована на оцени  $N$  засебних регресија и добијена је као просек појединачних оцена, док је у случају PMG метода, оцена добијена комбинацијом груписања и упросечавања коефицијената. Када је реч о MG методу, најпре се модел посебно оцени за сваку јединицу посебно, а затим се коефицијент израчуна као проста аритметичка средина појединачних коефицијената. У том случају, одсечак, коефицијент нагиба и коефицијент уз случајну грешку се могу

разликовати између јединица у узорку. С друге стране, PMG метод комбинује груписање и упросечавање. У случају овог метода, постоји могућност да одсечак, краткорочни коефицијенти и коефицијент уз равнотежну грешку буду различити за различите јединице у узорку, али овај метод ограничава коефицијент дугорочне везе да буде једнак за све јединице у узорку. У случају MG и PMG метода од кључног су значаја вредности коефицијената уз случајну грешку, као и коефицијенти који означавају дугорочну везу.

Након што су коефицијенти коинтеграционих једначина оцењени за панел као целину, валидност MVP концепта је затим тестирана на узорку појединачних земаља применом *Engle Granger* двостепене процедуре оцене коинтеграционе везе између временских серија.

Када је реч о оцени динамике транзиторне компоненте евроизације, с обзиром на то да су резултати емпиријских студија на тему евроизације потврдили перзистентност зависне променљиве (*Rennhack & Nozaki, 2006*), једначина 3 је оцењена применом *Arellano, Blundell & Bond* динамичких модела панела (GMM). Ова методологија је изабрана с обзиром на то да у присуству зависне променљиве са доцњом на десној страни једначине, постаје нарушена претпоставка о стриктној егзогености регресора, па самим тим и оцене добијене методом стационарних панела са фиксним ефектима (*least square dummy variable – LSDV*) постају пристрасне. Дакле, GMM метод је примењен како би се решио проблем ендогености. Конзистентност GMM оцена је затим тестирана *Arellano Bond*<sup>21</sup> тестом аутокорелације, док је валидност спецификације модела тестирана применом Шаргановог (*Sargan*) теста.

---

<sup>21</sup> За потребе оцене модела динамичких панела, коришћена је *xtabond2* процедура у програмском пакету Stata.

## Одељак 1.5. Методологија

Имајући у виду да је према резултатима јединичног корена утврђено да зависна променљива у једначинама за дуги рок има тачно један јединични корен, оцена дугорочне везе између перманентне компоненте евроизације и теоријског концепта минималне варијансе портфолија тестирана је применом панел коинтеграционих метода.

С друге стране, транзиторна компонента евроизације је према свим тестовима јединичног корена стационарна променљива, па су детерминанте транзиторне компоненте евроизације утврђене уз помоћ метода стационарних панела. Такође, узимајући у обзир налазе литературе на тему детерминанти евроизације која у великом броју случајева указује на постојање динамике у кретању ове променљиве, детерминанте транзиторне компоненте евроизације су оцењиване у контексту динамичких панел метода, односно *Arellano, Blundell & Bond* динамичких GMM модела<sup>22</sup>. Ови модели су погодни за оцену панел регресије у којој фигурише зависна променљива са помаком, као и када су неки од регресора ендогени. С друге стране, ограничење ове методологије је што је дизајнирана за панел моделе са великим  $N$  и малим  $T$  што није случај у овом раду. Из тог разлога, са циљем верификације резултата добијених панел GMM методологијом, детерминанте транзиторне компоненте евроизације су затим оцењене посебно за сваку земљу применом GMM метода за временске серије.

Приликом оцене модела применом *Arellano, Blundell & Bond* методологије у почетном кораку сви регресори се трансформишу диференцирањем, а затим се оцена параметара врши применом GMM методологије па се стога овај метод назива и GMM метод диференци. *Arellano, Blundell & Bond* метод проширује *Arellano, Bond* методологију тако што уводи додатне претпоставке да су прве диференце инструменталних варијабли некорелисане са фиксним ефектима, што омогућава увођење већег броја инструмената и може значајно допринети унапређењу ефикасности. Овај метод је у литератури такође познат као систем GMM метод (видети: *Roodman*, 2009.а. и 2009.б). Оцена параметара добијена GMM методом је

---

<sup>22</sup> Како је оцењена вредност коефицијента уз зависну варијаблу са помаком статистички значајна, процедура оцене коефицијената је настављена применом динамичких панел метода.

конзистентна, односно, уколико су испуњене одређене претпоставке, ова оцена ће у вероватноћи конвергирати ка стварној вредности параметра када величина узорка тежи бесконачности. С друге стране, оцена ће бити пристрасна, јер у коначном узорку, инструменти ће готово увек бити донекле корелисани са ендегеним компонентама регресора који су инструментализовани.

## Одељак 1.6. Резултати емпиријског истраживања

У овом Одељку приказане су оцене детерминанти евроизације депозита у кратком и дугом року, при чему је избор методологије детаљно описан у претходном поглављу. У овом Одељку формално су тестиране Хипотезе 1-3.

### 1.6.1. Детерминанте евроизације депозита у дугом року

У претходном Одељку је показано да је перманентна компонента евроизације, зависна варијабли у моделу за дуги рок, нестационарна у нивоу. Са циљем тестирања следеће хипотезе:

Хипотеза 2: Евроизација штедних и орочених депозита је одређена MVP рацијом у дугом року, односно постоји позитивна коинтеграциона веза између перманентне (дугорочне) компоненте евроизације и MVP рација

оцењена је панел коинтеграциона веза између евроизације депозита и MVP рација у складу са једначином 4. Оптимални рацио евроизације, односно MVP рацио је оцењен у складу са једначином 4, а према процедури описаној у претходном одељку, као функција волатилности инфлације, *pass-through* ефекта промене номиналног девизног курса на цене и волатилности стопе промене номиналног девизног курса.

Са циљем тестирања постојања коинтеграционе везе између перманентне компоненте евроизације и MVP рација, примењен је Вестерлунд тест (Westerlund) коинтеграције у панелу. Овај тест полази од модела са корекцијом случајне грешке у којем се претпоставља да су све варијабле интегрисане реда 1,  $I(1)$ . Идеја је да се

тестира одсуство коинтеграционе везе тако што се утврди да ли постоји корекција случајне грешке за индивидуалне чланове панела или за панел као целину (видети *Persyn & Westerlund, 2008*).

Резултати Вестерлунд тестова коинтеграције у панелу су приказани у Табели 1.2:

Табела 1.2 Резултати Вестерлунд тестова панел коинтеграције

	Период: 2006. М01 до 2016. М12 Земље: Мађарска, Пољска, Румунија, Србија, Чешка			Период: 2007. М12 до 2016. М12 Земље: Албанија, Мађарска, Пољска, Румунија, Србија, Чешка	
	Статистика	Вредност	<i>p</i> -вредност	Вредност	<i>p</i> -вредност
Вестерлунд	Gt	-2,033**	0,012	-3,077**	0,016
тест	Ga	-6,484*	0,094	-17,234**	0,030
коинтеграције	Pt	-3,126**	0,045	-6,405*	0,080
у панелу	Pa	-2,731*	0,094	-12,51*	0,076

Напомена: Ознака \* се односи на статистичку значајност од 10%, ознака \*\* на статистичку значајност на нивоу од 5%, а \*\*\* на значајност на нивоу 1%.

**Извор:** Прорачун аутора.

Резултати сва четири Вестерлунд теста указују на одбацивање нулте хипотезе о одсуству коинтеграционе везе између перманентне компоненте евроизације и MVP рација. Резултати тестова *Pa* and *Pt* указују на постојање коинтеграционе везе целокупног панела.

Након што је утврђено постојање коинтеграционе везе између поменутих варијабли, оцењени су коефицијенти дугорочне везе између перманентне компоненте евроизације и MVP рација применом две методологије: PMG и MG. Ове две методологије су применљиве у случају када је временски хоризонт узорка довољно дугачак да се појединачне регресије за сваку јединицу у узорку могу оценити (видети *Pesaran, Shin & Smith, 1999*). Као што је објашњено у методолошком делу, разлика између ова два метода је у томе што PMG метод подразумева да су коефицијенти дугорочне везе једнаки за све јединице у узорку, али дозвољава да су коефицијенти краткорочне везе и коефицијент корекције

равнотежне грешке различити између јединица у панелу, док MG метод рачуна коефицијенте као непондерисани просек хетерогеног модела (у овом случају су и коефицијенти дугорочне везе различити између јединица посматрања). Коефицијенти оцењени MG методом су конзистентни без обзира на то да ли су коефицијенти дугорочне везе једнаки за све јединице у панелу или постоји разлика између њих. Међутим, у случају када је претпоставка о хомогености коефицијената нагиба дугорочне везе испуњена, MG оцене ће бити неефикасне. Оцене добијене PMG методом, с друге стране, биће конзистентне и ефикасне у случају испуњености претпоставке о хомогености дугорочних коефицијената (видети: *Pesaran et al.*, 1999.).

Оцењени коефицијенти применом MG методологије су приказани у Табели 1.3, а применом PMG методологије у Табели 1.4:

**Табела 1.3** MG оцена коефицијената коинтеграционе везе између перманентне компоненте евроизације и MVP рација.

Зависна променљива: Перманентна компонента евроизације

	Период: 2006. M01 до 2016. M12 Земље: Мађарска, Пољска, Румунија, Србија, Чешка		Период: 2007. M12 до 2016. M12 Земље: Албанија, Мађарска, Пољска, Румунија, Србија, Чешка	
	Оцена парам.	р-вредност	Оцена парам.	р-вредност
MVP	0,04	0,775	0,031	0,34
<b>Прилагођавање равнотежи</b>	-0,06	0,002	-0,06	0,000
<b>Константа</b>	-0,05	0,005	-0,07	0,010

Извор: Прорачун аутора.

**Табела 1.4** PMG оцена коефицијената коинтеграционе везе између перманентне компоненте евроизације и MVP рација.

Зависна променљива: Перманентна компонента евроизације

	Период: 2006 M01 до 2016 M12 Земље: Мађарска, Пољска, Румунија, Србија, Чешка		Период: 2007 M12 до 2016 M12 Земље: Албанија, Мађарска, Пољска, Румунија, Србија, Чешка	
	Оцена парам.	р-вредност	Оцена парам.	р-вредност
MVP	0,18	0,007	0,002	0,830
<b>Прилагођавање равнотежи</b>	-0,03	0,011	-0,06	0,001
<b>Константа</b>	-0,03	0,015	-0,07	0,000

Извор: Прорачун аутора.

Од кључног значаја за потребе ове анализе јесте коефицијент дугорочне везе. У складу са теоријским моделом представљеним у Одељку 1.3, оцењени коефицијент дугорочне везе између перманентне компоненте евроизације и MVP рација је

позитиван и статистички значајан и у случају MG и PMG спецификације, указујући на постојање позитивне коинтеграционе везе између перманентне евроизације и MVP рација. Разлика у оценама добијеним MG и PMG методама је пре свега последица тога што PMG метод претпоставља да је вредност коинтеграционог коефицијента иста за све јединице посматрања, док MG метод дозвољава да се оне разликују за поједине јединице посматрања. Поређењем резултата добијених за два различита узорка (са укљученим подацима за Албанију и без) и различит временски период, можемо да закључимо да са укључивањем Албаније у анализу и померањем почетка временског хоризонта узорка са 2006. М1 на 2007. М12 долази до слабљења дугорочне везе између перманентне евроизације и MVP рација (са 0,04 на 0,03 према MG методологији и са 0,18 на 0,002 према PMG методологији), док степен конвергенције ка равнотежи остаје на приближно истом нивоу. Имајући у виду ове резултате, у наставку је спроведена анализа коинтеграционе везе за сваку земљу појединачно.

Оцењени коефицијент уз случајну грешку са помаком је негативан и статистички значајан у обе спецификације, указујући на постојање процеса прилагођавања дугорочној равнотежи уколико дође до одступања од исте, при чему је брзина прилагођавања дугорочној равнотежи мерена параметром уз случајну грешку са помаком. Одступање перманентне компоненте евроизације од MVP рација коригује се у току једног месеца за 3%–7% у зависности од примењеног метода, односно узорка.

Конзистентност оцена је тестирана применом *Hausman* теста који тестира нулту хипотезу да разлика између коефицијената дугорочне везе није систематска.

У случају важења нулте хипотезе, оцене добијене PMG методом су конзистентне и ефикасне, док су оцене добијене MG методом конзистентне али неефикасне. Резултати *Hausman* теста у оба узорка ( $p$ -вредност=0,124 у првом и  $p$ -вредност=0,7432 у другом узорку) сугеришу да се нулта хипотеза о хомогености коефицијената не може одбацити, чиме су оцене добијене PMG методом префериране у односу на оцене добијене MG методом, с обзиром на то да су ефикасне у условима важења нулте хипотезе.



Дугорочна веза између перманентне компоненте евроизације и MVP рација је хомогена за земље у узорку.

Подаци приказани у табели 1.3 и табели 1.4 указују на то да не постоји довољно доказа да се Хипотеза 2 одбаци и у складу су теоријским концептом приказаним једначином 4.

#### *1.6.1.1. Тест узрочности у дугорочној коинтеграционој вези*

Према *Jones & Joulfaian (1991)*, уколико су две варијабле коинтегрисане, мора постојати узрочност бар у једном смеру, с обзиром на то да једна променљива може послужити за предвиђање друге. Поменути аутори указују на то да би тестирање узрочности применом традиционалног приступа попут Грејндеровог теста узрочности вероватно довело до погрешних закључака у случају када су серије коинтегрисане, с обзиром на то да је варијабла која представља корекцију равнотежне грешке изостављена из спецификације.

Процедура која се предлаже за тестирање узрочности јесте оцена панел спецификације модела са корекцијом равнотежне грешке (Error correction model – ECM) у којој ће као зависна варијабла фигурирати  $\Delta MVP$ , а као експланаторна варијабла  $\Delta PERM$  и резидуали из претходне коинтеграционе анализе, при чему статистичка значајност коефицијента уз корекцију равнотежне грешке указује на постојање дугорочне узрочне везе (поменута процедура на примеру панел података примењена је у *Senturk & Sataf, (2015.)*).

У случају узорка који обухвата Мађарску, Пољску, Румунију, Србију и Чешку и период 2006. М01 – 2016. М12, у ЕЦМ спецификацији везе између  $\Delta MVP$  и  $\Delta PERM$ , оцењени коефицијент уз ECT је позитиван, али није статистички значајан, (0,011, *p*-вредност 0,366), што указује на одсуство коинтеграције, као и то да у дугом року, PERM не узрокује MVP.

У случају узорка који обухвата поред наведених земаља и Албанију и период 2007. М12 – 2016. М12, у ЕЦМ спецификацији везе између  $\Delta MVP$  и  $\Delta PERM$ , оцењени коефицијент уз ECT је такође позитиван и није статистички значајан, (0,004, *p*-

вредност 0,637), што указује на одсуство коинтеграције, као и то да у дугом року, PERM не узрокује MVP.

#### *1.6.1.2. Оцена коефицијената дугорочне везе између перманентне евроизације и MVP рација и мера макропруденцијалне политике*

Будући да је циљ дисертације да детерминанте евроизације депозита, не само из домена монетарне политике, већ и из домена макропруденцијалне политике, тестирана је и хипотеза о постојању коинтеграције у једначини у коју су уведене и варијабле RRD, RRF (које контролише за ефекте мера макропруденцијалне политике усмерене ка повећању употребе локалне/инострани валуте), као и варијабла која представља диференцијал каматних стопа. Резултати су приказани у Табели 1.5:

Табела 1.5 Резултати Вестерлунд тестова панел коинтеграције између перманентне компоненте евроизације и MVP рација, диференцијала каматних стопа и мера макропруденцијалне политике

	Период: 2006. М01 до 2016. М12 Земље: Мађарска, Пољска, Румунија, Србија, Чешка			Период: 2007. М12 до 2016. М12 Земље: Албанија, Мађарска, Пољска, Румунија, Србија, Чешка	
	Статистика	Вредност	<i>p</i> -вредност	Вредност	<i>p</i> -вредност
Вестерлунд	Gt	-2,709	0,649	-3,071	0,288
тест	Ga	-11,845	0,923	-12,526	0,915
коинтеграције	Pt	-5,359	0,697	-5,708	0,767
у панелу	Pa	-11,568	0,727	-10,145	0,857

Извор: Прорачун аутора.

Резултати сва четири Вестерлунд теста указују на то да нема довољно доказа за одбацивање нулте хипотезе о одсуству коинтеграционе везе између перманентне компоненте евроизације и MVP рација, диференцијала каматних стопа и мера макропруденцијалне политике, што је у складу са теоријским моделом који сугерише да диференцијал каматне стопе нема значајног ефекта на степен евроизације у дугом року.

### 1.6.1.3. Оцена коинтеграционих једначина за појединачне земље у узорку

Имајући у виду разлику у оцењеним коефицијентима дугорочне везе након укључивања Албаније у узорак, јавља се потреба за додатном верификацијом резултата добијених панел методом. Како је један од услова за примену поменутих метода панел коинтеграције тај да су временске серије појединачних јединица посматрања довољно дугачке да се може оценити појединачна регресија, у наредном кораку је анализирана коинтеграциона веза између перманентне евроизације и MVP рација на нивоу појединачних земаља у узорку. За ове потребе, примењена је двостепена *Engle-Granger* процедура (видети: *Pesaran et al. (1996.)*). У првом кораку оцењена је дугорочна веза између серија у нивоу (EUR\_PERM и MVP), затим су сачувани резидуали из ове регресије. Након што је утврђено да су резидуали стационарни, оцењена је краткорочна једначина са корекцијом равнотежне грешке (ЕЦМ једначина) у којој као зависна променљива фигурише прва диференца дугорочне компоненте евроизације ( $\Delta$ EUR\_PERM), а као независне резидуали из коинтеграционе једначине из претходног периода ( $ect(t-1)$ ) и прве диференце дугорочне компоненте евроизације и MVP рација са доцњом. Резултати коинтеграционе анализе приказани су у Табели 1.6:

**Табела 1.6** Резултати оцене коинтеграционе везе између перманентне компоненте евроизације и MVP рација по појединачним земљама

	Период: 2006 M01-2016 M12		Период: 2006 M01-2016 M12		Период: 2006 M01-2016 M12		Период: 2006 M01-2016 M12		Период: 2006 M01-2016 M12		Период: 2007 M12-2016 M12	
Земља	Мађарска		Пољска		Чешка		Румунија		Србија		Албанија	
Коинтеграциона веза												
Зависна варијабла	EUR_PERM		EUR_PERM		EUR_PERM		EUR_PERM		EUR_PERM		EUR_PERM	
	Оцена парам.	р- вредност	Оцена парам.	р- вредност	Оцена парам.	р- вредност	Оцена парам.	р- вредност	Оцена парам.	р- вредност	Оцена парам.	р- вредност
Константа	-1,024	0,000	-0,956	0,025	-2,030	0,260	-0,817	0,000	-0,087	0,000	-0,720	0,000
MVP	0,128	0,000	0,251	0,001	0,180	0,060	0,048	0,097	0,010	0,000	0,035	0,028
	ADF(ect)=-2,60 p(ADF)=0,010		ADF(ect)=-2,67 p(ADF)=0,0078		ADF(ect)=-2,03 p(ADF)=0,04		ADF(ect)=-2,02 p(ADF)=0,04		ADF(ect)=-2,978 p(ADF)=0,0396		ADF(ect)=-2,151 p(ADF)=0,031	
ЕЦМ једначина												
Зависна варијабла	ΔEUR_PERM		ΔEUR_PERM		ΔEUR_PERM		ΔEUR_PERM		ΔEUR_PERM		ΔEUR_PERM	
	Оцена парам.	р- вредност	Оцена парам.	р- вредност	Оцена парам.	р- вредност	Оцена парам.	р- вредност	Оцена парам.	р- вредност	Оцена парам.	р- вредност
Константа	-0,001	0,837	-0,006	0,022	-0,010	0,010	-0,001	0,468	0,000	0,894	0,000	0,797
ΔEUR_PERM(t-1)	-	-	0,152 0,133	0,027 0,046	-	-	0,187	0,018	-	-	0,358	0,000
ΔMVP (t-1)	-0,024	0,054	-0,003 0,021 -0,026	0,025 0,082 0,071	-0,017	0,040			-0,00335	0,062	-	-
ect (t-1)	-0,060	0,045	-0,013	0,083	-0,030	0,040	-0,075	0,006	-0,106	0,001	-0,043	0,088
Тестови спецификације	Prob(F-statistic) =0,000	Prob(JB)= 0,410	Prob(F-statistic) =0,000	Prob(JB)= 0,210	Prob(F-statistic) =0,000	Prob(JB) 0,130	Prob(F-statistic) =0,000	Prob(JB) =0,600	Prob(F-statistic) =0,000	Prob(JB) =0,540	Prob(F-statistic) =0,000	Prob(JB) =0,550

Извор: Прорачун аутора.

Резултати приказани у Табели 1.6 указују на то да и на појединачном нивоу посматрано постоји позитивна коинтеграциона веза између дугорочне компоненте евроизације и MVP рација чиме су потврђени резултати панел модела. Оно што се, такође, може закључити јесте да у земљама које имају мањи степен евроизације (Мађарска, Пољска и Чешка) постоји јача дугорочна веза између перманентне компоненте евроизације и MVP рација (0,13; 0,25 и 0,18, респективно) док је у земљама са вишим степеном евроизације (Албанија, Румунија и Србија) ова веза слабија (0,04; 0,05 и 0,01, респективно).

Ови резултати сугеришу да је у земљама са високим степеном евроизације слабија веза између мера макроекономске стабилности и дугорочне евроизације у односу

на земље са ниским степеном евроизације, односно да је земљама са вишим степеном евроизације теже да у дугом року постигу смањење степена евроизације само макроекономским мерама.

#### *1.6.1.4. Тест узрочности у дугорочној коинтеграционој вези*

Са циљем утврђивања узрочно-последичне везе између перманентне компоненте евроизације и MVP рација, односно да ли MVP рацио одређује степен евроизације или степен евроизације одређује MVP рацио, спроведен је тест узрочности за сваку појединачну земљу у узорку.

Наиме, резидуали из коинтеграционе везе за сваку земљу су сачувани и оцењена је регресија у којој као зависна варијабла фигурише прва диференца MVP рација, а као независне резидуали из коинтеграционе једначине из претходног периода ( $est(t-1)$ ) и прве диференце дугорочне компоненте евроизације и MVP рација са доцњом. Да би важила узрочност дугорочне компоненте евроизације ка MVP рацију, неопходно је да буде испуњен услов да оцењени коефицијент уз варијаблу  $est(t-1)$  буде позитиван и статистички значајан у оцењеној ЕЦМ спецификацији. Као што се може видети у Табели 1.7 која приказује резултате тестирања узрочности у појединачним моделима, у свим оцењеним ЕЦМ спецификацијама, коефицијент уз  $est(t-1)$  је позитиван, али није статистички значајан.

На основу ових резултата можемо закључити да за сваку појединачну земљу важи да у дугом року MVP рацио узрокује дугорочну компоненту евроизације, али да дугорочна компонента евроизације у дугом року не узрокује MVP рацио.

**Табела 1.7** Тест узрочности у коинтеграционој вези између перманентне компоненте евроизације и MVP рација

ЕЦМ једначина												
Зависна варијабла	ΔEUR_PERM		ΔEUR_PERM		ΔEUR_PERM		ΔEUR_PERM		ΔEUR_PERM		ΔEUR_PERM	
	Оцена парам.	р-вредност	Оцена парам.	р-вредност	Оцена парам.	р-вредност	Оцена парам.	р-вредност	Оцена парам.	р-вредност	Оцена парам.	р-вредност
Константа	0,023	0,098	0,006	0,639	0,002	0,906	0,008	0,082	0,009	0,646	0,008	0,535
ΔEUR_PERM (t-L)	0,993	0,003	0,625	0,093	-0,731	0,048	-0,511	0,004	-	-	-	-
ΔMVP (t-L)	-0,153	0,004			-0,576	0,000	0,086	0,057	-	-	-	-
ect (t-1)	0,154	<b>0,235</b>	0,051	<b>0,193</b>	0,099	<b>0,202</b>	0,091	<b>0,126</b>	0,165	<b>0,231</b>	0,026	<b>0,916</b>
Тестови спецификације	Prob(F-statistic) =0,000		Prob(F-statistic) =0,000		Prob(F-statistic) =0,000		Prob(F-statistic) =0,000		Prob(F-statistic) =0,000		Prob(F-statistic) =0,000	

Извор: Прорачун аутора.

#### 1.6.1.5 Сумирани резултати анализе детерминанти дугорочне компоненте евроизације

Резултати приказани у Одељку 1.6.1 указују на то да:

- Постоји позитивна и статистички значајна веза између перманентне компоненте евроизације и MVP рација, која указује на то да релативна стабилност инфлације у односу на промену девизног курса у дугом року може утицати на смањење евроизације (кредибилна примена режима инфлационог таргетирања може у дугом року утицати на смањење евроизације).
- Коефицијент уз варијаблу за корекцију равнотежне грешке је у PMG и MG спецификацији значајан и негативан и указује на постојање конвергенције ка равнотежи. Одступање перманентне компоненте евроизације од MVP рација коригује у току једног месеца за 3%–7% у зависности од примењеног метода, односно узорка.
- Резултати теста узрочности указују на то да MVP рацио утиче на перманентну евроизацију у дугом року, али веза у другом смеру не важи.
- Мере макропруденцијалне политике усмерене ка подстицању штедње у домаћој валути не утичу на евроизацију депозита у дугом року.
- Анализом коинтеграционе везе на подацима појединачних земаља потврђени су резултати панел коинтеграције.

- У земљама које имају мањи степен евроизације (Мађарска, Пољска и Чешка) постоји јача дугорочна веза између перманентне компоненте евроизације и MVP рација (0,13; 0,25 и 0,18, респективно) док је у земљама са вишим степеном евроизације (Албанија, Румунија и Србија) ова веза слабија (0,04; 0,05 и 0,01, респективно).

Резултати приказани у Одељку 1.6.1 пружају довољно доказа да се Хипотеза 2: *Евроизација штедних и орочених депозита је одређена MVP рацијом у дугом року, односно постоји позитивна коинтеграциона веза између перманентне евроизације и MVP рација не може одбацити*. На основу свега изложеног може се закључити да је евроизација штедних и орочених депозита одређена MVP рацијом у дугом року, односно постоји позитивна коинтеграциона веза између перманентне евроизације и MVP рација.

#### 1.6.2. Детерминанте евроизације депозита у кратком року

Са циљем тестирања Хипотезе 3

Х 3: Евроизација депозита у кратком року је функција диференцијала реалних каматних стопа између депозита у локалној и страниј валути.

оцењена је краткорочна динамика евроизације депозита. Када је реч о детерминантама евроизације у кратком року, једначина динамике транзиторне компоненте евроизације је оцењена применом *Arellano, Bludell & Bond GMM* метода. Као експланаторне варијабле фигуришу: диференцијал каматних стопа ( $\Delta IR\_SPREAD3M$ ) израчунат као разлика између одговарајуће тромесечне каматне стопе на међубанкарском тржишту новца и тромесечне каматне стопе EURIBOR<sup>23</sup>, месечна стопа промене номиналног девизног курса (DEP), месечна стопа инфлације (INF), прва диференца оптималног рација евроизације ( $\Delta MVP$ ), пруденцијалне мере усмерене ка подстицању депозита у домаћој валути (RRD) и пруденцијалне мере усмерене ка подстицању депозита у страниј валути (RRF).

---

<sup>23</sup> Видети Ткалеч (2013.)

Од поменутих варијабли, као значајне за објашњавање транзиторне компоненте евроизације показале су се: зависна варијабла са помаком, диференцијал каматних стопа, вештачке променљиве макропруденцијалне политике RRD и RRF и депрецијација номиналног девизног курса. Након што је утврђено да коефицијент уз варијаблу  $\Delta MVP$ , иако очекиваног знака и вредности није статистички значајан (видети модел 1 у Табели 1.8), оцењена је нова регресија без ове варијабле. У складу са теоријским моделом из Одељка 1.3, није потврђено да инфлација има статистички значајан ефекат на степен евроизације, што потврђује резултате из *Calvo & Vegh* (1997). С обзиром на то да је стопа инфлације укључена у обрачун како реалне каматне стопе на депозите у локалној валути, тако и на депозите у страниј валути, не очекује се да ће стопа инфлације имати значајну улогу као детерминанта евроизације.

Финална спецификација за узорак који обухвата Мађарску, Пољску, Румунију, Србију и Чешку и период 2006. М01 – 2016. М12 приказана је моделом 2 у Табели 1.8, док је спецификација за узорак који обухвата и Албанију приказана моделом 4.

Резултати оцене детерминанти транзиторне компоненте евроизације су приказани у Табели 1.8:



**Табела 1.8 GMM** оцена детерминанти краткорочног модела евроизације

Зависна променљива: Транзиторна компонента евроизације

Период	2006 М01 - 2016 М12		2006 М01 - 2016 М12		2007 М12 - 2016 М12		2007 М12 - 2016 М12	
Земље	Мађарска, Пољска, Румунија, Србија, Чешка		Мађарска, Пољска, Румунија, Србија, Чешка		Албанија, Мађарска, Пољска, Румунија, Србија, Чешка		Албанија, Мађарска, Пољска, Румунија, Србија, Чешка	
Модел	(1)		(2)		(3)		(4)	
Варијабла	Коеф.	<i>p</i> - вред.	Коеф.	<i>p</i> - вред.	Коеф.	<i>p</i> - вред.	Коеф.	<i>p</i> - вред.
Константа	0,001	0,003	-0,002	0,001	0,004	0,000	0,004	0,000
TRANS <sub>t-1</sub>	0,543	0,000	0,541	0,000	0,673	0,000	0,671	0,000
ΔIR_SPREAD <sub>t-2</sub>	-0,160	0,000	-0,162	0,000	-0,132	0,002	-0,125	0,004
DEP <sub>t-2</sub>	0,019	0,068	0,017	0,090	0,019	0,082	0,019	0,085
ΔMVP <sub>t</sub>	0,001	0,228			0,001	0,513		
INF <sub>t-1</sub>	-0,016	0,657			0,030	0,354		
RRD <sub>t-9</sub>	-0,002	0,048	-0,002	0,052	-0,002	0,048	-0,002	0,043
RRF <sub>t-9</sub>	0,003	0,000	0,003	0,001	0,002	0,010	0,002	0,010
Тестови спецификације	AB(1)=-12,8	<i>p</i> -вред (AB(1))=0,000	AB(1)=-12,86	<i>p</i> -вред (AB(1))=0,000	AB(1)=-13,33	<i>p</i> -вред (AB(1))=0,000	AB(1)=-13,29	<i>p</i> -вред (AB(1))=0,000
	AB(2)=-0,28	<i>p</i> -вред (AB(2))=0,776	AB(2)=-0,34	<i>p</i> -вред (AB(2))=0,730	AB(2)=1,20	<i>p</i> -вред (AB(2))=0,229	AB(2)=1,10	<i>p</i> -вред (AB(2))=0,272
	Sargan =1144,51	<i>p</i> -вред (Sargan)=0,313	Sargan =1145,13	<i>p</i> -вред (Sargan)=0,324	Sargan =1198,47	<i>p</i> -вред (Sargan)=0,188	Sargan =1197,61	<i>p</i> -вред (Sargan)=0,204

Напомена: Ознака \* се односи на статистичку значајност од 10%, ознака \*\* на статистичку значајност на нивоу од 5%, а \*\*\* на значајност на нивоу 1%.

Извор: Прорачун аутора.

Конзистентност GMM оцена је затим тестирана *Arelano-Bond* тестом аутокорелације, који тестира нулту хипотезу о одсуству аутокорелације у првој диференци грешке. Вредност тест статистике на другој доцњи у свим спецификацијама (*p*-вредност>0,1) указује на то да се нулта хипотеза о одсуству аутокорелације на другој доцњи не може одбацити, односно да су оцене добијене овом методом конзистентне. Такође, валидност спецификације модела тестирана применом *Sargan* теста, при чему *p*-вредност ове статистике од 0,324 у моделу 2, односно 0,204 у моделу 4 указује на то да се нулта хипотеза о валидности спецификације не може одбацити ни у једном од модела.

Резултати приказани у Табели 1.8 указују на то да транзиторна компонента евроизације испољава релативно висок степен перзистентности (коэффициент уз

зависну променљиву са помаком износи између 0,5 и 0,7). Овај резултат је у складу са *Rennhack & Nozaki* (2006.), али је оцењена вредност коефицијента уз зависну променљиву са помаком значајно нижа од оцене коју су поменути аутори добили (0,94). Поред тога, на евроизацију депозита утиче диференцијал каматних стопа, као и стопа депрецијације домаће валуте. Такође, мере макропруденцијалне политике усмерене ка подстицању штедње у локалној (иностраној) валути статистички значајно утичу на смањење (повећање) евроизације.

Ови резултати указују на то да **не постоји довољно доказа да се Хипотеза 3 одбаци**. На основу свега можемо закључити да је *евроизација депозита у кратком року функција диференцијала каматних стопа између депозита у локалној и страниј валути*.

Поред тога, резултати потврђују закључке из *Honohan*, (2007.) и *Neandis & Savva* (2009.) да промене номиналног девизног курса и диференцијал каматних стопа утичу на евроизацију депозита и на проширеном узорку потврђују резултате из Урошевић и Рајковић (2017). Више стопе депрецијације номиналног девизног курса чине депозите у страниј валути исплативијим у односу на депозите у домаћој валути и последично долази до раста евроизације (позитиван и статистички значајан коефицијент уз промену девизног курса са помаком) што је у складу и са резултатима из *Arteta* (2002).

#### *1.6.2.1. Оцена коефицијената краткорочне динамике евроизације на подацима за појединачне земље*

Имајући у виду структуру посматраног узорка који обухвата и земље са вишим степеном евроизације, и земље са нижим степеном евроизације, резултати добијени на основу панел GMM модела су верификовани и кроз GMM спецификације за сваку појединачну земљу у узорку.

Као и у панел моделу, у појединачној спецификацији фигурише транзиторна компонента евроизације као зависна варијабла, док као експланаторне варијабле фигуришу зависна варијабла са помаком, диференцијал каматне стопе, депрецијација локалне валуте и мере макропруденцијалне политике. Као што се

може уочити у Табели 1.9. која сумира резултате појединачних регресија, закључци из панел модела су верификовани и на бази модела за појединачне земље.

**Табела 1.9** GMM оцена детерминанти краткорочног модела евроизације на нивоу појединачних земаља

	Период: 2006 M01-2016 M12		Период: 2006 M01-2016 M12		Период: 2006 M01-2016 M12		Период: 2006 M01-2016 M12		Период: 2006 M01-2016 M12		Период: 2007 M12-2016 M12	
Земља	Мађарска		Пољска		Чешка		Румунија		Србија		Албанија	
GMM једначина												
Зависна варијабла	TRANS		TRANS		TRANS		TRANS		TRANS		TRANS	
	Оцена парам.	Р- вредност	Оцена парам.	Р- вредност	Оцена парам.	Р- вредност	Оцена парам.	Р- вредност	Оцена парам.	Р- вредност	Оцена парам.	Р- вредност
Константа	0,000	0,632	-0,001	0,148	0,000	0,613	-0,001	0,335	0,000	0,220	0,001	0,100
TRANS <sub>t-1</sub>	0,505	0,029	0,492	0,000	0,540	0,001	0,894	0,000	0,852	0,001	0,907	0,000
DEP <sub>t-L</sub>	0,049	0,076	0,053	0,024	0,047	0,075	0,118	0,025	0,007	0,031	0,259	0,021
ΔIR_SPREAD <sub>t-L</sub>	-0,220	0,026	-0,414	0,012	-0,467	0,050	-0,573	0,000	-0,016	0,098	-0,405	0,076
ΔMVP <sub>t-L</sub>	0,003	0,025	0,011	0,043	0,004	0,005	0,011	0,036	0,000	0,000	0,014	0,003
RRD <sub>t-L</sub>							0,004	0,025	0,002	0,010	0,005	0,007
RRF <sub>t-L</sub>							-0,005	0,073	-0,003	0,005	-0,005	0,041
Тестови спецификације	Prob( J-stat)	0,796	Prob( J-stat)	0,609	Prob( J-stat)	0,477	Prob( J-stat)	0,580	Prob( J-stat)	0,818	Prob( J-stat)	0,610
	Cragg-Donald F-stat	5,715	Cragg-Donald F-stat	4,759	Cragg-Donald F-stat	5,090	Cragg-Donald F-stat	30,271	Cragg-Donald F-stat	4,610	Cragg-Donald F-stat	67,718
	Prob(JB)	0,510	Prob(JB)	0,100	Prob(JB)	0,100	Prob(JB)	0,110	Prob(JB)	0,110	Prob(JB)	0,250

**Извор:** Прорачун аутора

Резултати добијени панел методом су потврђени и оцењеним GMM моделима заснованим на подацима за појединачне земље, при чему се може закључити да у земљама са вишим степеном евроизације (Србија, Румунија и Албанија) постоји знатно већи степен перзистентности у кретању транзиторне компоненте евроизације у поређењу са земљама са нижим степеном евроизације (Мађарска, Пољска и Чешка). У земљама са нижим степеном евроизације, коефицијент уз зависну варијаблу са помаком креће се око 0,5 (0,51 у Мађарској, 0,54 у Чешкој и 0,49 у Пољској). С друге стране, у земљама са високим степеном евроизације, овај коефицијент износи око 0,9 (што је у складу са оцењеним коефицијентом уз зависну променљиву са помаком из *Rennhack & Nozaki* (2006.)). Највиша вредност оцењеног коефицијента уз зависну променљиву са помаком је у Албанији (0,91), затим у Румунији (0,89) и у Србији (0,85). Ови резултати говоре у прилог томе да је земљама које достигну висок степен евроизације доста теже да утичу на смањење тог степена него земљама које карактерише нижи степен евроизације.

### *1.6.2.2 Сумирани резултати анализе детерминанти дугорочне компоненте евроизације*

Резултати приказани у Одељку 1.6.2 указују на то да:

- Транзиторна компонента евроизације испољава перзистентност (коефицијент уз зависну променљиву са помаком износи између 0,5 и 0,7));
- Поред тога, на евроизацију депозита у кратком року утиче диференцијал каматних стопа, као и стопа депрецијације домаће валуте. Такође, мере макропруденцијалне политике усмерене ка подстицању штедње у локалној (иностраној) валути статистички значајно утичу на смањење (повећање) евроизације;
- Раст девизног курса (депрецијација) утиче на раст реалног приноса на страну валуту и на тај начин утиче на раст евроизације;
- Резултати добијени панел методом су потврђени и оцењеним GMM моделима заснованим на подацима за појединачне земље, при чему се може закључити да у земљама са вишим степеном евроизације (Србија, Румунија и Албанија) постоји знатно већи степен перзистентности у кретању транзиторне компоненте евроизације у поређењу са земљама са нижим степеном евроизације (Мађарска, Пољска и Чешка).

Резултати приказани у Одељку 1.6.2 пружају довољно доказа да се Хипотеза 3: Евроизација депозита у кратком року је функција диференцијала каматних стопа између депозита у локалној и страниј валути не може одбацити. На основу свега изложеног може се закључити да је евроизација штедних и орочених депозита у кратком року одређена диференцијалом каматних стопа и да се на њу може деловати мерама које утичу на промене овог диференцијала, односно мерама макропруденцијалне политике.

Имајући у виду разлику у детерминантама евроизације у дугом и у кратком року, као и чињеницу да су резултати теста коинтеграције између перманентне компоненте евроизације и диференцијала каматне стопе указивали на одсуство коинтеграционе везе, можемо закључити да постоји довољно доказа да се **Хипотеза 1 не може одбацити, односно да постоји разлика у детерминантама евроизације депозита у дугом и у кратком року.**

## Одељак 1.7. Закључна разматрања

Резултати анализе теоријског концепта евроизације, као и оцена емпиријских модела представљених у овом раду указују на то да различите детерминанте опредељују кретање евроизације у дугом и у кратком року. Са теоријског аспекта, овакви резултати се могу објаснити преко претпоставке о паритету каматних стопа за коју се очекује да буде испуњена у дугом року, док у кратком року, могућност остварења прихода по основу *carry trade* стратегије указује на неиспуњеност ове претпоставке. Релаксација претпоставке о важењу непокривеног каматног паритета у кратком року, омогућава анализу детерминанти оптималног учешћа стране валуте у депозитном портфолију агената у зависности од тога да ли се ради о кратком или о дугом року. Дакле, када је претпоставка о непокривеном паритету каматних стопа испуњена, оптимални рацио евроизације је објашњен MVP рацијом. С друге стране, када претпоставка о непокривеном паритету каматних стопа није испуњена, оптимални рацио евроизације, поред MVP рација, зависи и од реалног диференцијала каматних стопа.

Резултати емпиријских истраживања спроведених у раду на примеру пет (односно шест) земаља централне, источне и југоисточне Европе које су у режиму инфлационог таргетирања потврђују резултате теоријског модела. Резултати панел модела, такође су верификовани кроз спецификације за сваку појединачну земљу у узорку. Наиме, показана је позитивна дугорочна веза између перманентне компоненте евроизације и MVP рација. Мере макропруденцијалне политике немају статистички значајан ефекат на перманентну евроизацију у дугом року. На транзиторну компоненту евроизације, с друге стране, утиче диференцијал номиналних каматних стопа, стопа депрецијације, као и мере макропруденцијалне политике.

Научни допринос резултата приказаних у овој Глави односи се пре свега на идентификовање различитих варијабли које имају утицаја на кретање евроизације у дугом и у кратком року, али и у идентификовању правилности у овим везама код земаља са ниским, односно високим степеном евроизације. Практични допринос резултата приказаних у овој Глави, односи се на чињеницу да ови резултати могу

имати примену приликом креирања сета економских односно макропруденцијалних политика које имају за циљ смањење степена евроизације у финансијском систему.

Уколико је циљ смањивање степена евроизације финансијског система, резултати овог рада, указују на то да различите мере могу бити ефикасне у зависности од тога да ли се посматрају њихови ефекти у дугом или у кратком року. Наиме, утицајем на разлику у приносу на депозите у домаћој или у страниј валути, било директним утицајем на номиналне каматне стопе или мерама макропруденцијалне политике, може се утицати на степен евроизације једино у кратком року. У дугом року, међутим, када услов одсуства арбитраже тежи да изједначи принос на депозите у домаћој и у страниј валути, монетарна политика која утиче на смањивање волатилитета инфлације у односу на волатилитет девизног курса могла би бити ефикаснија.

Мере макропруденцијалне политике, када се користе са циљем подстицања употребе локалне валуте су ефикасне у кратком року, али у дугом року, према резултатима истраживања спроведеног у овој Глави, неће имати утицаја на степен евроизације депозита.

## ГЛАВА 2. Анализа оптималне реакције централне банке и ефеката на ниво благостања увођења интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике у случају монетарних и реалних шокова

**Резиме:** Користећи модел мале отворене привреде у статичком и динамичком облику, ова Глава истражује како ће се проширивање скупа инструмената монетарне политике додавањем интервенција на девизном тржишту као допунског инструмента одразити на кретање макроекономских и финансијских варијабли и благостање у случају када се економија суочава са негативним егзогеним шоком у агрегатној тражњи или егзогеним растом каматне стопе у иностранству. Приликом анализе оптималне реакције монетарне политике на егзогени реални, односно монетарни шок, модел експлицитно узима у обзир изазове са којима се централне банке у малој отвореној економији са тржиштем у развоју суочавају у погледу политике девизног курса (моделиран је ефекат депрецијације девизног курса на побољшање биланса текућег рачуна, с једне стране, и раст цена и погоршање финансијске стабилности, са друге стране). Ефекти су најпре анализирани на основу резултата статичког модела, да би се затим анализа проширила и на случај са бесконачно много временских периода и рационална очекивања. Резултати приказани у овој Глави указују на то да ће централна банка која је суочена са негативним егзогеним реалним (монетарним) шоком имати склоност ка мањем степену експанзивности (већем степену рестриктивности) уколико се ради о економији са високим степеном евроизације. Резултати такође указују на то да ће централна банка која, поред каматне стопе, користи и интервенције на девизном тржишту као допунски инструмент монетарне политике, испољити мањи степен осетљивости каматне стопе у случају егзогеног реалног, односно монетарног шока. Такође, примена интервенција на девизном тржишту као допунског инструмента монетарне политике доводи до повећања вредности функције благостања

централне банке, односно до смањења губитка услед негативних шокова. Реакција каматне стопе, као и интервенција на девизном тржишту на поменуте шокове, потврђена је и у моделу рационалних очекивања са бесконачно много временских периода. Поред наведених резултата, анализа оптималне реакције централне банке у моделу са бесконачно много временских периода, омогућава и анализу потенцијалних ефеката које континуирано одржавање стабилности локалне валуте у већој мери у односу на стабилност инфлације може имати на оптимални ниво евроизације, чиме се у будућем периоду ствара потреба за додатним интервенцијама са циљем одржавања истог нивоа функције благостања.

**Кључне речи:** Мала отворена привреда, оптимална монетарна политика, шок у иностраној каматној стопи, шок у агрегатној тражњи, рационална очекивања

## Одељак 2.1. Увод

У условима високе заступљености иностране валуте у домаћем финансијском систему централне банке се суочавају са умањеном ефикасношћу мера монетарне политике, с обзиром на то да је једна од најзначајнијих последица евроизације слабљење трансмисионог механизма монетарне политике, као и услед чињенице да пословне банке у условима изражене евроизације бивају изложене не само утицају мера централне банке земље у којој послују, већ и централне банке земље чија валута служи као средство индексације депозита и кредита (*Ioannidou et al, (2014)*). Изазови монетарне политике посебно су изражени за земље са тржиштима у развоју са високим степеном финансијске евроизације, које су, попут Србије усвојиле режим инфлационог таргетирања. У овим земљама, посебна пажња централне банке усмерена је ка вођењу политике девизног курса узимајући у обзир да депрецијација девизног курса има супротне ефекте на кретање текућег рачуна платног биланса (побољшање) и раст цена и погоршање финансијске стабилности. Који ће од поменутих ефеката доминирати, зависиће од финансијске снаге економије, која је обрнуто пропорционална учешћу обавеза у иностраној валути у укупним обавезама. *Clarida et al. (2001.)* наводе да приликом моделирања монетарне политике, отвореност економије доводи до значајног усложњавања



модела из разлога што сада централна банка мора узети у обзир и ефекат који девизни курс има на реалну економску активност и инфлацију. Међутим, уколико се анализа прошири на случај мале отворене економије са високим степеном евроизације обавеза, модел је потребно додатно проширити како би се у обзир узели и ефекти које флукуације девизног курса имају на стабилност финансијског система.

Анализом литературе на тему улоге девизног курса у оквиру режима инфлационог таргетирања, можемо закључити да су ставови аутора подељени, али да разлике у ставовима у највећој мери проистичу из чињенице да се одређена група аутора бавила овом темом непосредно након настанка овог режима монетарне политике (ране 1990-те године), док се друга група аутора бавила овом темом након што је овај режим монетарне политике стекао популарност у малим економијама са тржиштем у развоју (касне 1990-те и почетак 2000-тих година). Наиме, у првим годинама настајања режима инфлационог таргетирања, који су најпре усвојиле развијене земље, улога девизног курса се огледала искључиво кроз призму апсорбера екстерних шокова, а ограничавање слободног флукуирања девизног курса посматрано је као недостатак кредибилитета режима инфлационог таргетирања. Међутим, након што су режим инфлационог таргетирања почеле да усвајају земље са тржиштима у развоју, међу којима је и Србија, претпоставка о стриктном режиму инфлационог таргетирања у коме постоји само један циљ, а девизни курс представља инструмент за остварење тог циља, је релаксирана увођењем „флексибилног“ режима инфлационог таргетирања, који поред инфлације, у функцији циља централне банке (са мањим пондером) узима у обзир и таргете који се односе на економску активност, девизни курс и стабилност каматних стопа. Литература новијег датума обилује резултатима који указују на то да економије са тржиштима у развоју могу имати користи од увођења девизног курса као варијабле у функцији циља централне банке (*Morón & Winkelried, 2005.*).

Иако је веза између депрецијације девизног курса и смањења спољних неравнотежа доказана како теоријски тако и емпиријски, треба имати у виду да је у земљама са високим степеном финансијске евроизације, улога девизног курса као инструмента за смањење спољних неравнотежа ограничена на случајеве када се политиком девизног курса не угрожава макроекономска стабилност, пре свега остварење

инфлационог циља, као и очување финансијске стабилности. Ефекти које ће депрецијација девизног курса имати на кретање инфлације као основног циља централне банке у режиму инфлационог таргетирања огледају се кроз *pass-through* ефекат, који је за земље централне, источне и југоисточне Европе у дугом року достигао вредност и до 0,5 (видети: *Beirne & Bijsterbosch* (2011.))

Поред *pass-through* ефекта, као ограничавајући фактор на могућност девизног курса да апсорбује екстерне шокове утиче и угрожавање стабилности финансијског система у условима изражене депрецијације. Овај проблем је нарочито изражен у земљама са високим степеном евроизације, тзв. финансијски рањивим економијама. У случају Србије, значај који девизни курс има за финансијску стабилност, може се сагледати кроз значај ове варијабле као детерминанте проблематичних кредита, која међу свим макроекономским варијаблама представља детерминанту са највећим утицајем на учешће проблематичних кредита у укупним (видети: Народна банка Србије, Годишњи извештај о стабилности финансијског система у 2014. години). Земље са високим степеном евроизације су изложене тзв. кредитно девизном ризику будући да је у случају снажне депрецијације угрожена способност дужника са изворима прихода у локалној валути да сервисирају обавезе које су деноминоване у иностраној валути (видети Урошевић, Рајковић (2016.), Божовић et al. (2009.) и *Andersen et al.* (2016.)).

У емпиријској оцени правила монетарне политике за шест земаља централне, источне и југоисточне Европе које таргетирају инфлацију, Нојковић и Петровић (2015.) су показали да у Румунији, Србији и Албанији девизни курс представља циљ за себе, док у Чешкој, Пољској и Мађарској, девизни курс представља инструмент за остваривање инфлационог циља, при чему наводе да је разлика у улози коју има девизни курс последица различитих карактеристика ове две групе земаља. Аутори наводе да постоје два разлога због којих девизни курс улази у правило монетарне политике. Прво, девизни курс је инструмент који се користи за инфлационо таргетирање, односно централна банка променама у девизном курсу може утицати на инфлацију како би остварила инфлациони циљ. Поред тога, они наводе да се девизни курс може наћи и у оквиру „правила монетарне политике“ (*monetary policy rule*) као засебни циљ поред инфлационог циља. Имајући у виду резултате овог истраживања, може се закључити да су централне банке у

евроизованим економијама изложене компромису између избора слободно флукутирајућег режима девизног курса који би допринео смањењу платнобилансних неравнотежа, с једне стране и политике стабилног девизног курса са циљем одржавања како стабилности цена, тако и финансијске стабилности. Централне банке на тај начин суочавају се са феноменом „страха од флукуација девизног курса“ (*Calvo & Reinhart, 2000*).

Према *Morón & Winkelried (2005.)* најважније ограничење са којима се суочавају креатори монетарне политике у земљи са израженом евроизацијом на страни обавеза јесте то да билансни канал доминира над традиционалним каналом каматних стопа када је реч о ефекту монетарне политике на агрегатну тражњу. Према ауторима, компромис између опције да земља утврди шире границе инфлационог циља уз истовремено имплицитне уже границе за реални девизни курс доводи у питање кредибилитет режима инфлационог таргетирања. Међутим, шире границе за реални девизни курс могу довести у питање одрживост режима, с обзиром на то да да реалне последице могу бити распрострањено банкротство и последично нестабилност економске активности. Како је наглашено у *Calvo (2001.)* веома значајна разлика између економија у развоју и развијених земаља јесте у значају који има валутна структура обавеза и веза између режима девизног курса и финансијске осетљивости земље. Имајући у виду да депрецијација домаће валуте може изазвати финансијску кризу, девизни курс може постати додатни циљ за централну банку. То, међутим, може довести до значајних проблема, уколико фирме и домаћинства очекују да ће ово имплицитно осигурање од девизног ризика централна банка наставити да одржава посебно у турбулентним временима. Проширивањем анализе са модела са једним временским периодом, на модел са бесконачно много временских периода, истраживање приказано у овој Глави има за циљ да адресира потенцијалне проблеме које остваривање релативне стабилности девизног курса у односу на цене може имати на повећање рањивости економије на будуће шокове (видети Одељак 2.3.2).

Циљ ове Главе јесте да користећи модел мале отворене привреде истражи како ће примена интервенција на девизном тржишту (у даљем тексту интервенције на ДТ-у) као допунског инструмента одразити на избор оптималне каматне стопе (и последично кретање релевантних макроекономских и финансијских варијабли у

моделу) и благостања у случају када се економија суочава са егзогеним шоком у агрегатној тражњи и иностраној каматној стопи. Приликом анализе оптималне реакције монетарне политике на реални и монетарни шок, модел експлицитно узима у обзир следећа три канала утицаја девизног курса које централна банка у малој отвореној евроизованој економији мора узети у обзир приликом доношења мера монетарне политике: ефекат на инфлацију, ефекат на текући рачун платног биланса и ефекат на финансијску стабилност. Модел представљен у овом раду заснован је на моделу из *Ghosh et al.* (2016.) који је проширен тако да, поред ефекта промене девизног курса на платни биланс економије, узима у обзир и ефекте девизног курса на инфлацију, али и премију ризика земље. Модел приказан у овом раду подразумева да је премија ризика земље ендогено утврђена и представља додатно ограничење приликом оптимизације циљне функције централне банке. Ефекти увођења интервенција на ДТ-у су моделирани најпре користећи оквир статичког модела мале отворене привреде, а затим је анализа проширена на оквир рационалних очекивања и модел са бесконачно много временских периода.

Закључци изведени на основу модела мале отворене привреде указују на то да ће централна банка која је суочена са негативним реалним (монетарним) шоком бити у мањој мери експанзивна (у већој мери рестриктивна) уколико се ради о земљи са високим степеном финансијске евроизације, док ће интервенције на ДТ-у као допунски инструмент монетарне политике утицати на смањење осетљивости каматне стопе у случају реалног (монетарног) шока. Такође, интервенције на ДТ-у, вршећи улогу допунског инструмента монетарне политике доприносе смањењу губитка у благостању у случају негативног шока у агрегатној тражњи, односно раста иностране каматне стопе. Поред позитивних ефеката које увођење интервенција на ДТ-у као допунског инструмента има на остварење стабилности макроекономских променљивих и последично повећање функције благостања централне банке, треба имати у виду да интервенције на ДТ-у у већој мери доприносе стабилности очекиване депрецијације у односу на повећање стабилности очекиване инфлације, што може довести до стварања осећаја сигурности дужницима у страној валути и последично повећања степена евроизације. Овај ефекат ће бити израженији уколико је пондер који централна банка доделила стабилности девизног курса у својој циљаној функцији већи.

Допринос овог истраживања литератури огледа се, пре свега, у проширивању теоријског концепта приказаног у *Ghosh et al* (2016.) на случај мале отворене економије у којој постоје супротни ефекти депрецијације на кретање биланса текућег рачуна платног биланса (ефекти које *Ghosh et al* (2016.) анализирају) и ефекти на кретање инфлације и премију ризика земље (ефекти које *Ghosh et al* (2016.) занемарују). Поред тога, за разлику од литературе која анализира ефекте депрецијације курса кроз премију ризика земље на основу резултата из *Cesepdes et al* (2004.), а која занемарује ефекте кретања иностране каматне стопе на премију ризика и претпоставља да домаћи БДП у финансијски јакој земљи може довести до раста премије ризика, ово истраживање заснива једначину премије ризика на једначини нето богатства из *Hausman et al.* (2000). Према овим ауторима, нето богатство је растућа функција БДП-а, док је опадајућа функција трошкова задуживања, који ће зависити од нивоа каматних стопа, а за део дуга који је деноминован у иностраној валути и од девизног курса. Такође, за разлику од *Ghosh et al* (2016.) који параметре модела заснивају на теоријским везама познатим у литератури, у овом раду су све једначине емпиријски тестиране на подацима земаља централне, источне и југоисточне Европе, што према ауторовим сазнањима представља први рад у коме се овај вид литературе калибрише за земље централне, источне и југоисточне Европе. На крају, примена метода рационалних очекивања омогућава анализу повратних ефеката које два режима монетарне политике могу имати на степен евроизације у будућности ослањајући се на резултате истраживања која су се бавила детерминантама евроизације, пре свега *Ize & Levi Yeyati* (2003.), а који су додатно потврђени у Глави 1. ове дисертације<sup>24</sup>.

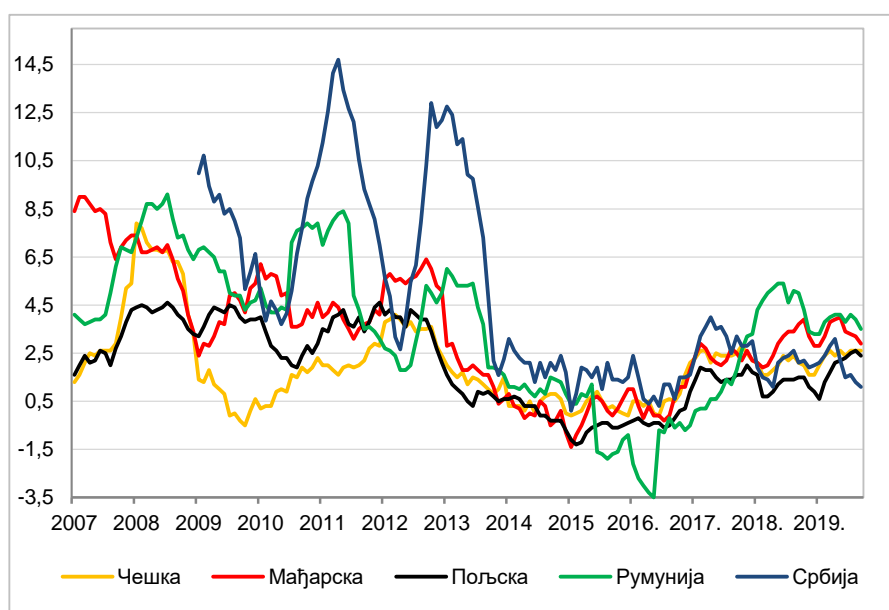
Модел мале отворене привреде који је приказан у овој Глави, има за циљ да објасни разлику у темпу релаксације монетарне политике у Србији у односу на остале земље из окружења у периоду ниских инфлаторних притисака од 2013. године. Применом теоријског модела оптималне монетарне политике (у статичком и динамичком облику), водећи притом рачуна о ограничењима која важе за малу отворену привреду са високим степеном финансијске евроизације и калибрисањем

---

<sup>24</sup> Важење хипотезе о *MVP*-у за земље централне, источне и југоисточне Европе у дугом року је показано у Урошевић & Рајковић (2016.) као и у Ткалеч (2013).

на основу података за земље централне, источне и југоисточне Европе, описан је умеренији темпо релаксације монетарне политике у Србији у односу на земље из окружења које се такође налазе у режиму инфлационог таргетирања у периоду ниских инфлаторних притисака и неизвесности из међународног окружења. Наиме, у периоду од 2013. до 2016. године, стопа инфлације се у свим земљама са режимом инфлационог таргетирања у региону спустила на веома низак ниво (Графикон 2.1), при чему се у већини посматраних земаља кретала испод циљаног нивоа инфлације - Србија (4,0%±1,5п.п), Мађарска (3,0%), Румунија (2,5%±1,0 п.п), Пољска (2,5%±1,0п.п.) и Чешка (2,0%±1,0п.п).

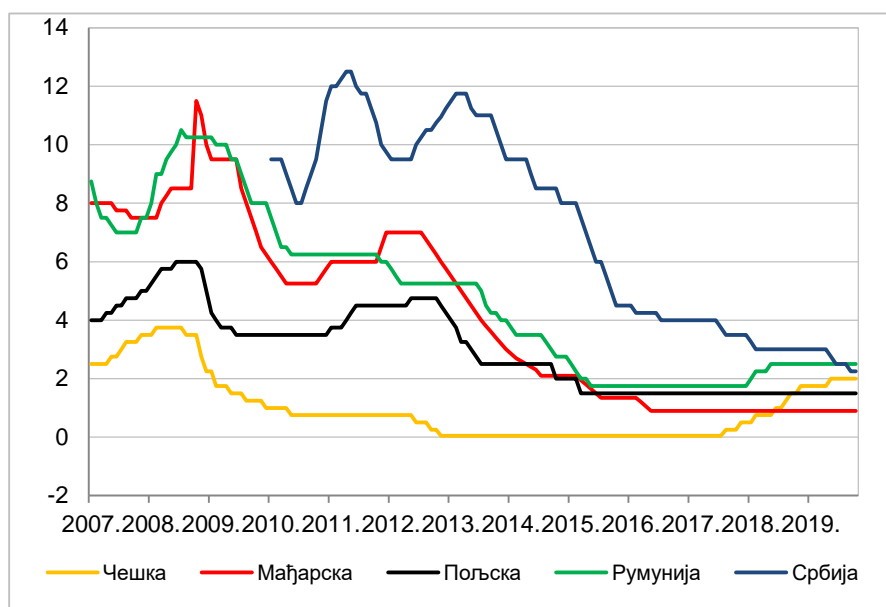
Као одговор на ниске инфлаторне притиске, централне банке у региону су реаговале снижавањем референтне каматне стопе на историјски најнижи ниво (видети Рајковић и Урошевић, 2016.). Референтна каматна стопа је тако крајем 2012. године у Чешкој технички достигла нулту вредност (0,05%) и на том нивоу је задржана све до јула 2017. Централне банке у Мађарској и Пољској су крајем 2014. године снизиле референту каматну стопу на ниво од око 2%, док је у Румунији каматна стопа снижена на 2% у марту 2015. године (Графикон 2.2).



Извор: Народна банка Србије, Извештај о инфлацији новембар 2019.

**Графикон 2.1** Међугодишња инфлација (у %)

С друге стране, када је реч о Србији, у условима ниских инфлаторних притисака и континуираног кретања инфлације испод доње границе дозвољеног одступања од циља, релаксација монетарне политике током 2014. године се може описати као „веома опрезна“. Наиме, током 2014. године, референтна каматна стопа је снижена за свега 1,5 п.п. на 8% у новембру 2014. (са 9,5% колико је износила у децембру 2013. године). Опрезна релаксација монетарне политике, условљена је била, пре свега, ризицима који су долазили из међународног окружења (геополитичке тензије и волатилност међународних токова капитала)<sup>25</sup>, а који су се у овом периоду највише одражавали на слабљење домаће валуте. Као резултат смањења макроекономских неравнотежа, темпо релаксације монетарне политике у Србији је нешто убрзан током 2015. године када је каматна стопа снижена на 4,5% (у децембру 2015. године), али се и даље налазила на највишем нивоу у поређењу са земљама из региона, све до краја 2018. године, када се приближила нивоу на коме се налазе каматне стопе у земљама у окружењу.



**Извор:** Народна банка Србије, Извештај о инфлацији новембар 2019.

**Графикон 2.2** Кретање референте каматне стопе у земљама централне, источне и југоисточне Европе (у %)

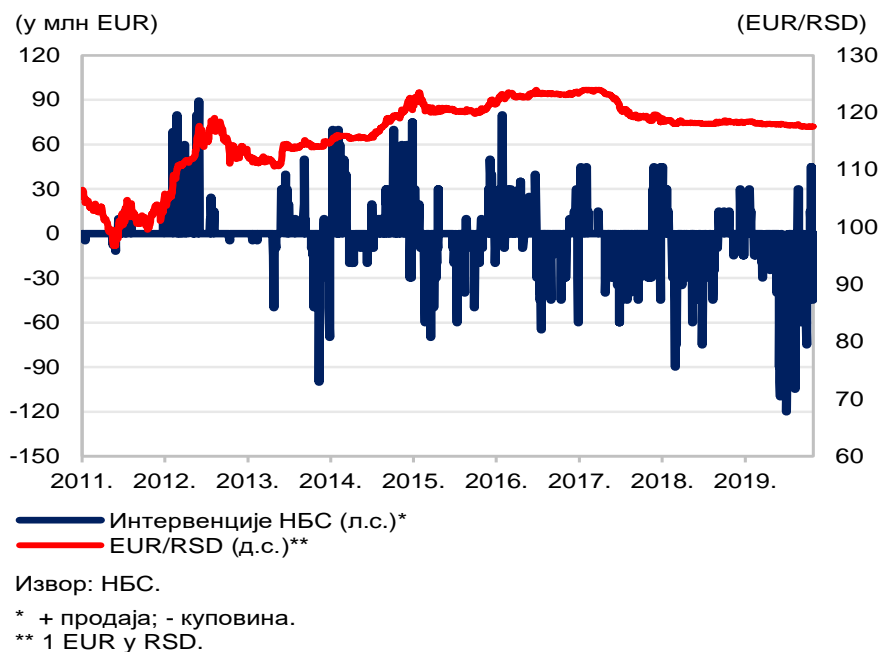
<sup>25</sup> Видети Извештај о монетарној политици за 2014. годину

Када је реч о политици девизног курса, Народна банка Србије (НБС), у складу са основним начелима режима инфлационог таргетирања, применила је режим „руковођено флукутирајућег девизног курса“. Овај режим девизног курса, претпоставља да је девизни курс тржишно одређен, али да је централној остављена могућност да интервенцијама на ДТ-у реагује како би ублажила прекомерну краткорочну волатилност номиналног девизног курса. Поред тога, интервенције се сматрају оправданим и у случајевима када нагле промене девизног курса могу допринети повећању ризика по стабилност финансијског система и нарушити адекватни ниво девизних резерви (видети: Годишњи извештај о монетарној политици за 2014. годину, НБС). Како су се инострани шокови одражавали на мере монетарне политике, може се закључити на основу анализе смера и интензитета интервенција на девизном тржишту у периоду од краја 2013. године. Наиме, упоредо са опрезним темпом релаксације монетарне политике која се огледала у постепеном снижавању каматне стопе током 2014. године, НБС, која се суочавала са интензивираним неизвесношћу из међународног окружења, је на девизном тржишту учествовала као нето продавац девиза. Оваква политика девизног курса имала је за циљ „ублажавање прекомерних флукутација девизног курса које су изазвали пре свега негативни инострани фактори (раст неизвесности из међународног окружења, геополитичке тензије, смањење степена експанзивности монетарне политике ФЕД-а и спорији опоравак од очекиваног у случају економске активности зоне евра), али и негативни домаћи шокови (раст спољне неравнотеже изазван растом увоза енергената и нижим извозом, неизвесност у погледу реализације фискалне консолидације и одлагање спровођења структурних реформи)<sup>26</sup>“. С друге стране, притисци на јачање динара током 2015. године изазвани побољшаним макроекономским и фискалним перформансама земље, довели су до тога да се НБС на девизном тржишту претежно јавља у улози купца девиза. У периоду од 2016. до 2019. године, побољшање макроекономских услова у земљи, као и смањење неизвесности из међународног окружења допринели су апрецијацијским притисцима, а НБС је на МДТ-у учествовала као нето купац девиза. (Графикон 2.3).

---

<sup>26</sup> Видети Годишњи извештај о стабилности финансијског система у 2014. години, НБС





**Извор:** Народна банка Србије, Извештај о инфлацији новембар 2019.

### Графикон 2.3 Девизни курс и интервенције на девизном тржишту

У циљу бољег разумевања одлука централне банке у вези са референтном каматном стопом и интервенцијама на девизном тржишту у земљи попут Србије, корисно је додатно анализирати и валутну структуру кредита банкарског сектора. Међу посматраним земљама са режимом инфлационог таргетирања у земљама централне, источне и југоисточне Европе, Србија се издваја као земља са највећим учешћем кредита у страниј валути у укупним кредитима (Табела 2.1), што доприноси појачаној осетљивости на негативне шокове из међународног окружења. Изражене флукуације девизног курса, у условима високе финансијске евроизације специфичне за Србију, утичу не само на стопу инфлације него и на билансе реалног и јавног сектора имајући у виду валутну неусклађеност њихових обавеза и извора финансирања. У том смислу, висока депрецијација утиче на погоршавање кредитног портфолија банака и у крајњој линији доводи до угрожавања финансијске стабилности. Имајући то у виду, доносиоци мера монетарне политике у условима високог степена финансијске евроизације морају са посебном пажњом приступити анализирању ефеката преливања шокова из међународног окружења и на адекватан начин калибрисати инструменте монетарне

политике како би остварили циљеве који се односе на одржавање ниске и стабилне инфлације, водећи рачуна да не доведу до угрожавања економског раста и стабилности финансијског система.

**Табела 2.10** Удео кредита у иностраној валути у укупним кредитима нефинансијског сектора (у %), стање крајем новембра 2019. године

Удео кредита у иностраној валути у укупним (у %)	
Земља	Евроизација кредита
Чешка	13,0
Мађарска	24,0
Пољска	20,2
Румунија	21,9
Србија	66,7

**Извор:** Статистика централних банака посматраних земаља, прорачун аутора

Остатак ове Главе је организован на следећи начин: Одељак 2.2 даје преглед релевантне литературе на тему монетарне политике у економијама са тржиштем у развоју. Модел мале отворене привреде прилагођен за случај економије са тржиштем у развоју је представљен у Одељку 2.3. Одељак 2.4 приказује реакцију оптималне каматне стопе и интервенција на девизном тржишту на реални и монетарни шок, као и анализу функције благостања централне банке. Закључна разматрања приказана су у Одељку 2.5.

## Одељак 2.2. Преглед литературе

Усвајање режима инфлационог таргетирања у земљама Латинске Америке и централне, источне и југоисточне Европе крајем 1990-тих и почетком 2000. година (Пољска (1998.), Чиле (1999.), Колумбија (1999.), Мађарска (2001.), Перу (2002.), Србија (2006.)) за које је карактеристична израженија осетљивост на промене девизног курса, довело је интензивнијег развоја литературе на тему улоге политике девизног курса у режиму инфлационог таргетирања. Резултати истраживања која су имала за циљ анализу оптималног режима девизног курса у оквиру режима инфлационог таргетирања говоре у прилог постојања позитивних ефеката од увођења девизног курса у циљану функцију централне банке. У ранијим радовима на ову тему, *Calvo* (2001.) је истакао као основне изазове монетарне политике у економијама у развоју у Латинској Америци постојање парцијалне доларизације, ограничење кредибилитета и слабе финансијске институције. С обзиром на волатилност токова капитала у периоду након кризе у Латинској Америци, као и то да су земље у развоју изложене и номиналним и реалним шоковима, аутор закључује да ће на избор политике девизног курса у највећој мери утицати тренутни услови и да ће се оптимални режим девизног курса наћи између два екстремна режима (фиксног и флексибилног).

Како наводе *Ebeke & Fouejieu* (2018.), земље са режимом инфлационог таргетирања би у основи требало да имају већи степен флексибилности девизног курса будући да је основни циљ овог режима монетарне политике ценовна стабилност. Међутим, степен флексибилности девизног курса међу земљама које таргетирају инфлацију је врло хетероген и зависи од степена отворености економије, као и од степена учешћа стране валуте у финансијском систему. Наиме, централне банке у режиму инфлационог таргетирања ће у већој мери придавати значај стабилности девизног курса уколико је земља мање финансијски развијена, као и уколико је финансијска стабилност угрожена наглим променама курса.

Приликом анализе оптималног режима девизног курса, од посебног значај јесте ефекат који реална депрецијација има на билансе стања и макроекономске показатеље. Анализу ових ефеката формализовали су *Céspedes et al.* (2004.)

применом динамичког модела опште равнотеже у коме реални девизни курс има кључну улогу у процесу прилагођавања. Аутори праве разлику између финансијски јаке економије (економије са ниским учешћем дуга у страниј валути у укупном) и финансијски рањиве економије (економије у којој је учешће дуга у страниј валути у укупном на високом нивоу). Кључна претпоставка модела јесте да је веза између премије ризика земље и реалног девизног курса функција два међусобно супротстављена ефекта. С једне стране, депрецијација доводи до повећања конкурентности домаће економије и, последично, до пада премије ризика. С друге стране, неочекивани депрецијацијски шок повећава терет дуга у страниј валути што доводи до повећања премије ризика. У зависности од тога који од ова два ефекта доминира, аутори разликују финансијски јаку економију у којој реална депрецијација доводи до смањења премије ризика и финансијски рањиву економију у којој висока задуженост у страниј валути доводи до тога да реална депрецијација има супротан ефекат на премију ризика.

Значај који улога биланса банака има у условима израженог иностраног шока, према резултатима *Aoki et al.* (2015.) наглашава значај интеракције између мера монетарне и макроруденцијалне политике у економијама са тржиштем у развоју. Улога коју банкарски сектор има у моделу мале отворене привреде истиче значај новог механизма преко кога шокови делују на економију: промене у цени активе, ниво цена и девизни курс који могу додатно појачати утицај шока тако што утичу на билансе банака. Избор мера монетарне политике је у том случају додатно отежан с обзиром на то да се макроекономска стабилност може постићи уз одређене трошкове изражене у виду финансијске нестабилности.

Полазећи од Баро-Гордонове функције губитка коју минимизира централна банка, *Hausmann et al.* (2001.) анализирају како карактеристике економије утичу на реакцију централне банке на иностране шокове. Они пре свега посматрају избор који централна банка прави између прилагођавања каматних стопа и промена девизног курса и указују на то да изражени преносни ефекат између девизног курса и цена и висок ниво обавеза у страниј валути представљају значајну детерминанту овог избора. Овом приликом, аутори су показали да уколико економију карактерише висок ниво преносног ефекта са девизног курса на цене и висок степен обавеза деноминираних у страниј валути, централне банке у тим економијама ће

чешће користити каматну стопу него у економијама са супротним карактеристикама, које ће у већој мери користити девизни курс као инструмент. Аутори су показали да постоје веома значајне разлике између политике девизног курса и монетарне политике у земљама које су званично усвојиле флукутирајући режим девизног курса (или веома широке границе фиксног курса). Они су на узорку од 38 земаља који садржи и развијене и земље у развоју, показали да ове земље имају веома различите нивое девизних резерви и допуштају веома различит ниво флексибилности девизног курса у односу на волатилитет девизних резерви или каматне стопе. Ова разлика је приметна када се пореде развијене и земље у развоју, односно, земље Г-3 флукутирају са веома ниским нивоом девизних резерви, дозвољавајући високу волатилност девизног курса у односу на волатилност нивоа девизних резерви или каматне стопе. Земље у развоју представљају супротан екстрем, док су индустријске земље у средини. Аутори наводе да када фирме имају висок ниво дуга индексиран у иностраној валути, монетарна политика постаје значајно сложенија. Као разлог наводе да, док са једне стране, снижавање домаће каматне стопе може имати експанзивни карактер преко кредитног канала, депрецијација домаће валуте која је последица снижавања домаће каматне стопе може бити контракционог карактера преко тзв. „билансног канала“<sup>27</sup>. Аутори наводе да ће са растом значаја дуга деноминованог у иностраној валути, централна банка оптимално бирати мању флексибилност девизног курса. Ови аутори идентификују појаву да земље у развоју са режимом флексибилног девизног курса имају тенденцију да одржавају знатно виши ниво девизних резерви изражен као проценат М2 у односу на развијене земље које примењују исти режим монетарне политике (земље у развоју у узорку у просеку држе два пута више резерви као проценат од М2 у поређењу са просеком развијених земаља). Они ову појаву називају „пливајући девизни курс са појасем за спасавање“. Са циљем анализе у којој мери централна банка тежи да ублажи флукутације девизног курса интервенцијама на девизном тржишту, аутори посматрају релативну волатилност девизног курса у односу на волатилност девизних резерви. Они наводе да просто поређење волатилитета девизног курса по земљама не обезбеђује потпуну идеју о спремности централне

---

<sup>27</sup> *Balance sheet channel* - означава појаву где долази до промене нето вредности фирме услед депрецијације валуте у условима када су приходи деномирани у локалној валути, а обавезе у иностраној валути.

банке да одбрани девизни курс. Наиме, девизни курс у једној земљи може бити волатилнији него у другој, из простог разлога што је подређен већим екстерним шоковима, чак и уколико је централна банка значајно интервенисала да би одржала девизни курс у одређеним границама. Такође, поређење само волатилитета девизних резерви може бити проблематично. Резерве могу бити врло стабилне у одређеном периоду услед одсуства шокова, чак и уколико би централна банка интервенисала на девизном тржишту у случају шока. Као меру волатилитета девизног курса, аутори користе стандардну девијацију стопе депрецијације. Као меру волатилитета девизних резерви, аутори користе стандардну девијацију стока резерви, нормализовану доларском вредношћу стока новчане масе M2. Поред употребе интервенција на девизном тржишту, као инструмент за стабиловање девизног курса, централна банка може користити и каматну стопу. Као меру стварног режима девизног курса, аутори користе релативну волатилност девизног курса у односу на волатилност каматне стопе. Уколико је девизни курс фиксан или прати пузајући фиксни курс са константним растом, вредност овог индикатора ће бити једнака нули. Ниске вредности овог индикатора сугеришу да је девизни курс релативно стабилан у односу на каматне стопе, што може бити последица покушаја монетарних власти да стабилизују девизни курс користећи каматне стопе.

Користећи модел мале отворене привреде, *Morón* и *Winkelried* (2005.) покушали су да одговоре на питање које су последице увођења режима инфлационог таргетирања у земљама које имају високо учешће обавеза у инострану валути у укупним, с обзиром на то да потпуно флексибилан режим девизног курса може довести до изражених проблема у билансима стања. Аутори истражују алтернативна правила монетарне политике за економије са различитим степеном евроизације обавеза. Резултати овог рада указују на то да је под одређеним условима оптимално примењивати нелинеарно правило монетарне политике које се заснива на одбрани реалног девизног курса у случају финансијски рањиве економије. Међутим, треба имати у виду да у случају руковођено флукутирајућег режима девизног курса, постоје тешкоће приликом дефинисања јасних процедуралних правила за интервенције на девизном тржишту што може представљати веома значајно ограничење у случају режима инфлационог

таргетирања и довести до повећаних тензија у овом режиму монетарне политике (*Holub* (2004.)).

Радови на тему политике девизног курса у економијама у развоју последњих година развијају се у правцу увођења интервенција на ДТ-у као додатног инструмента централне банке. Користећи новокејнзијански модел отворене привреде *Benes et al.* (2013.) уводе интервенције на ДТ-у као допунски инструмент централне банке који она користи уз Тејлорово правило, а утиче на економију кроз ефекат биланса стања у финансијском сектору. Интервенције на ДТ-у аутори посматрају као регуларан инструмент монетарне политике, а не као инструмент који се користи једино у случају екстремних финансијских поремећаја. Они истичу да два правила описују употребу два инструмента централне банке: референтне каматне стопе и акумулације девизних резерви. Наиме, први инструмент централна банка користи за остваривање инфлационог циља, док други користи за остваривање циља везаног за девизни курс. Аутори анализирају ефекте које хибридни режими инфлационог таргетирања, укључујући различите варијације режима управљања девизним курсом, имају на кретање инфлације, економске активности и девизног курса у условима различитих домаћих и екстерних шокова и долазе до закључка да постоје предности од комбиновања режима инфлационог таргетирања са одређеним нивоом управљања девизним курсом путем интервенција на девизном тржишту. То омогућава економији да ублажи одређене шокове, пре свега оне који се односе на међународне услове финансирања.

До сличних резултата долазе и *Ghosh et al.* (2016.) који, користећи модел мале отворене привреде, анализирају ефекте на губитак благостања у случају дискреционе и политике инфлационог таргетирања, као и ефекте увођења интервенција на девизном тржишту у случају ова два режима монетарне политике. Аутори истичу да увођење интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике, доводи до повећања благостања у оба случаја, али да је раст благостања већи у случају режима инфлационог таргетирања. Наиме, након *Taylor* (2001.), неки аутори су укључивали девизни курс у функцију реакције централне банке уз образложење да се тај начин обезбеђује ублажавање утицаја шокова тиме што се ублажава волатилност девизног курса (*Kirnasova et al.*, (2006); *Cavoli*, (2008)). Према *Cavallino* (2017.), као и у *Ghosh et al.* (2016.) интервенције на

девизном тржишту и промена реалне каматне стопе представљају комплементарне инструменте монетарне политике.

Укључивање девизног курса у моделе инфлационог таргетирања има, према *Svensson* (2000.) више значајних последица. Пре свега, увођење девизног курса у модел монетарне политике омогућава додатни канал трансмисије монетарне политике. У отвореној привреди реални девизни курс ће утицати на релативну цену домаћих у односу на страна добра, што ће последично утицати на канал агрегатне тражње у трансмисионом механизму монетарне политике. Поред тога, постоји и директан канал трансмисије девизног курса на инфлацију, с обзиром на то да девизни курс утиче на цене увозних добара изражених у домаћој валути, што утиче на индекс потрошачких цена. Притом треба имати у виду да је временски помак са којим делује директни канал девизног курса углавном краћи него помак са којим делује канал агрегатне тражње. Такође, преко канала девизног курса, долази до преноса иностраних шокова попут промена у иностраној инфлацији, страним каматним стопама и промена у премији ризика коју захтевају инострани инвеститори. Према *Garcia et al* (2011.), ублажавање осцилација девизног курса је од помоћи како финансијски рањивим, тако и финансијски јаким економијама приликом реаговања на шокове у премији ризика. Уколико је мали пондер додељен девизном курсу, ефекти на волатилност инфлације и девизног курса ће бити минимални у случају када се економија суочава са шоком у агрегатној понуди и шоком у агрегатној тражњи. Према ауторима, од овакве политике девизног курса, нарочито имају корист финансијски рањиве економије имајући у виду кретање девизног курса у случају шокова у агрегатној тражњи и чињеницу да су у већој мери изложене шоковима у премији ризика.

Изазови са којима се суочавају креатори монетарне политике у земљама са флексибилним девизним курсом у контексту немогућег тројства, добили су на значају последњих година, након радова *Coeurdacier & Rey* (2013.) и *Rey* (2015.) који анализирају канале међународне монетарне трансмисије. Аутори истичу да у условима постојања спољног дуга који је у већој мери деноминован у иностраној валути, монетарна политика у домаћој економији се суочава са компромисом између стабилизације економске активности и ефекта биланса. У овом случају када централна банка економије у чијој је валути деноминован спољни дуг повећа



каматну стопу, домаћи девизни курс депрецира што делује стимулативно на домаћи извоз. Са друге стране, то доводи до негативних билансних кретања с обзиром на то да вредност спољног дуга изражена у домаћој валути расте. Као резултат овог компромиса, чак и условима флексибилног девизног курса, само каматна стопа није довољна као инструмент да обезбеди монетарну аутономију.

Поред наведених компромиса који се односе на степен флексибилности девизног курса, одређени аутори се залажу за став да је једино решење поменутог проблема формална доларизација, односно евроизација финансијског система. *Eichengreen & Hausmann* (1999.) наводе да и фиксни и флексибилни девизни курс имају и предности и недостатке. Уколико креатори монетарне политике дозволе депрецијацију домаће валуте, имајући у виду канал биланса стања, то може довести до банкротстава. Међутим, уколико уместо тога, они бране фиксни курс продајући девизне резерве и подижући каматну стопу, то може довести до убрзања банкротства по основу краткорочног домаћег дуга. Према ауторима, у овом случају решење је, уместо веће флексибилности девизног курса, потпуна доларизација, односно евроизација. Једном када је страна валута усвојена за сва домаћа плаћања, нестаће све валутне неусклађености, с обзиром да ће тада приливи бити изражени у истој валути као и обавезе. Такође, долази до смањења рочне неусклађености с обзиром на то да сада постаје лакше издати дугорочне хартије у доларима. С обзиром на то да долази до раста спремности странаца да позајме новац са већом рочношћу, као и да долази до раста спремности резидената да оставе новац у домаћој земљи уместо да га улажу у иностранству, то доводи до повећања дубине домаћих финансијских тржишта што их чини мање осетљивим и мање склоним ка избијању криза.

Међутим, имајући у виду да је циљ ове дисертације анализа оптималне реакције монетарне политике у Србији, како и то да је процес усвајања евра као званичне валуте врло компликован и захтева приступање механизму девизног курса евро зоне (Exchange Rate Mechanism – ERM), у овој Глави неће формално бити разматрана потпуна евроизација као могућност, већ ће се избор централне банке свести каматну стопу као једини инструмент и примену интервенција на ДТ-у као допунског инструмента монетарне политике.

Статички модел мале отворене привреде по угледу на *Ghosh et al.* (2016.) у коме премија ризика која је ендогено одређена и представља функцију нивоа финансијске евроизације фигурише као додатно ограничење приликом оптимизације функције циља централне банке, представљен је у Одељку 2.3.1, док ће се Одељак 2.3.2 бавити динамичким моделом мале отворене привреде.

### Одељак 2.3. Модел мале отворене привреде

Анализа реакције монетарне политике на шокове у иностраној каматној стопи и у домаћој агрегатној тражњи базирана је на моделу мале отворене привреде у којој централна банка максимизира функцију благостања уз ограничења која су прилагођења малој отвореној привреди у условима финансијске евроизације. Циљ овог истраживања је двострук. У првом кораку циљ је анализирати да ли ће се оптимална реакција централне банке разликовати у зависности од степена евроизације и у зависности од тога да ли централна банка користи интервенције на ДТ-у као допунски инструмент монетарне политике или не. Имајући то у виду, тестирана је следећа хипотеза:

Хипотеза 4: Високо учешће стране валуте у домаћем финансијском систему утиче на одлуке монетарне политике у погледу избора каматне стопе и интервенција на девизном тржишту као реакције на домаће и иностране шокове.

За потребе тестирања Хипотезе 4 развијен је статички модел мале отворене привреде у коме је степен евроизације приказан параметром  $\lambda \in [0,1]$ . Статички модел мале отворене привреде приказан је у Одељку 2.3.1.

У наредном кораку, тестирани су ефекти увођења интервенција на ДТ-у као допунског инструмента на ефикасност мера монетарне политике, односно на промене у вредности функције циља централне банке у зависности од тога да ли користи један или два инструмента монетарне политике. Поред тога, анализирано је и како ће се избор мера монетарне политике у присуству шокова одразити на волатилитет кључних макроекономских варијабли и последично на оптимални рацио евроизације. С тим у вези постављене су следеће хипотезе:

Хипотеза 5: Увођење интервенција на девизном тржишту као допунског инструмента централне банке утиче на ефикасност мера монетарне политике у финансијски евроизованој економији у развоју.

и

Хипотеза 6: Мере монетарне политике матичне земље у односу на чију валуту су индексиране обавезе и кредити у домаћем финансијском систему утичу на структуру портфолија пословних банака у земљи са израженим степеном финансијске евроизације.

За потребе тестирања Хипотезе 5 и Хипотезе 6 развијен је динамички модел мале отворене економије на бази рационалних очекивања који је приказан у Одељку 2.3.2.

### 2.3.1. Статички модел мале отворене привреде

У овом Одељку представљен је модел мале отворене економије прилагођен случају финансијски евроизоване економије који узима у обзир утицај који девизни курс има на кретање цена, економске активности и финансијску стабилност. Циљ овог Одељка јесте да анализира оптималну монетарну политику коју ће централна банка спроводити у случају када се суочава са шоком у иностраној каматној стопи или са шоком у домаћој агрегатној тражњи. Према *Blake & Fernandez-Corugedo (2010.)* оптимална монетарна политика је дефинисана као најбоља политика коју би применила централна банка у одређеном тренутку  $t$  за унапред дефинисан критеријум као што је нпр. квадратна функција губитка. Ни једна друга политика (сет мера монетарне политике) не може бити боља из перспективе тренутка  $t$ . У наставку овог Одељка приказана је оптимална монетарна политика у ситуацији када постоје само два временска тренутка, тренутак  $t=0$  када се дешава шок и тренутак  $t=1$  када централна банка одговара на шок бирајући каматну стопу или каматну стопу и ниво интервенција на девизном тржишту. У следећем поглављу биће описан модел када централна банка оптимизира интертемпоралну функцију циља.

### 2.3.1.1. Поставка модела

Модел полази од претпоставке да централна банка минимизира функцију губитка благостања Баро-Гордоновог типа приказану једначином 5<sup>28</sup>:

$$CB = \text{Max}_{i, \Delta R} - \frac{1}{2} \{ a(y - \bar{y})^2 + b(\pi - \bar{\pi})^2 + d(q - \bar{q})^2 + c\Delta R^2 + e(i - \bar{i})^2 \} \quad 5$$

По угледу на *Ghosh et al. (2016.)* и *Morón* и *Winkelried (2005.)* квадратна функција губитка ће бити коришћена приликом анализе монетарне политике у циљу описивања оптималне монетарне политике. Према једначини 5, централна банка, бирајући ниво номиналне каматне стопе ( $i$ ) и интервенција на девизном тржишту ( $\Delta R$ ) тежи да минимизира функцију губитка, при чему постоје четири извора губитка благостања. Први део функције губитка представља губитак централне банке по основу одступања бруто домаћег производа (БДП) од ефикасног нивоа ( $y - \bar{y}$ ). Други део део представља губитак централне банке по основу одступања инфлације од инфлационог циља ( $\pi - \bar{\pi}$ ), док трећи део представља губитак централне банке по основу одступања реалног девизног курса ( $q$ ) од оптималног нивоа одређеног макроекономским фундаменталима ( $\bar{q}$ ), узимајући притом у обзир да интервенције на ДТ-у ( $\Delta R$ ) доводе до трошкова у износу  $c$ . Наиме, четврти део у једначини губитка благостања централне банке  $c\Delta R^2$  представља губитак благостања централне банке изазван монетарним трошковима које изазивају интервенције на девизном тржишту (видети *Cavallino, 2017.*), али и чињеницу да су девизне резерве ограничене, па би прекомерно интервенисање на страни продаје девизних резерви могло имати негативних ефеката на кредибилитет централне банке, а самим тим и на ниво благостања. На крају, централна банка тежи да избегне претерану волатилност каматних стопа, при чему је губитак у благостању по овом основу мерен параметром  $e$ .

---

<sup>28</sup> Видети *Ghosh et al. (2016.)*

Реални девизни курс  $q$  је дефинисан тако да раст представља депрецијацију домаћег реалног девизног курса. У једначини 5 параметри  $a, b, c, d, e \geq 0$  представљају релативне пондере у функцији благостања централне банке који су додељени одступању БДП-а од ефикасног нивоа, одступању инфлације од циљане стопе, трошковима интервенисања на девизном тржишту, одступању реалног девизног курса од равнотежног и одступању номиналне каматне стопе од равнотежног нивоа, респективно. Овако дефинисана функција циља централне банке указује на то централна банка симетрично реагује на одступање девизног курса од циљане вредности и то у оба смера.<sup>29</sup>

Када је реч о пондерима у функцији циља, њихова вредност је заснована на пондерима коришћеним у *Ghosh et al. (2016.)* и *Morón u Winkelried (2005.)*, *Garcia et al. (2011)* и другим радовима који су се бавили овом тематиком<sup>30</sup>. Вредност пондера утврђена је тако да осликава понашање централне банке у режиму инфлационог таргетирања, односно централне банке која највећи пондер даје остварењу инфлационог циља ( $b = 1$ ), затим следи стабилност економске активности која у функцији циља има двоструко нижи пондер ( $a = 0,5$ ). Пондер уз реални девизни курс је утврђен по угледу на пондер из *Ghosh et al. (2016.)* и подразумева да централна банка стабилности девизног курса додељује знатно мањи, али не и занемарљив пондер ( $d = 0,1$ ). С друге стране, пондер уз стабилност каматне стопе је утврђен на знатно нижем нивоу ( $e=0,01$ ) по угледу на *Svensson (1998.)*. Трошкови интервенција на девизном тржишту су утврђени на вишем нивоу у односу на *Ghosh et al. (2016.)*, с обзиром на то да се под губитком благостања услед интервенисања жели истаћи значај који одржавање одређеног нивоа девизних резерви има за земље у успону, посебно оне које имају висок степен обавеза у иностраној валути.

У наставку рада биће анализирана два различита случаја:

---

<sup>29</sup> Резултати емпиријског истраживања објављених у *Daude et al. (2016.)* указују на то у посматраном узорку не постоји доказ о асиметричности интервенција на девизном тржишту (продаја у односу на куповину) као и то да су интервенције ефикасније уколико девизни курс значајно одступа од равнотежне вредности него у случају када су одступања мања.

<sup>30</sup> Преглед пондера које су аутори користили приказан је у Табели А.2.3.а у Прилогу Глави 2.

- Централна банка има на располагању само један инструмент монетарне политике (каматну стопу). Тада ће функција циља бити дата следећим изразом:

$$CB = \text{Max}_{i, \Delta R} - \frac{1}{2} \{a(y - \bar{y})^2 + b(\pi - \bar{\pi})^2 + d(q - \bar{q})^2 + e(i - \bar{i})^2\} \quad 5a$$

- Централна банка има на располагању каматну стопу, али и интервенције на ДТ-у као допунски инструмент монетарне политике. Тада ће функција циља бити дата једначином 5:

$$CB = \text{Max}_{i, \Delta R} - \frac{1}{2} \{a(y - \bar{y})^2 + b(\pi - \bar{\pi})^2 + d(q - \bar{q})^2 + c\Delta R^2 + e(i - \bar{i})^2\} \quad 5$$

Централна банка максимизира једначину 5, односно једначину 5a под следећим условима:

*Једначина агрегатне тражње*

Једначина агрегатне тражње је изведена по угледу на *Ghosh et al.* (2016.) Агрегатна тражња је позитивна функција реалног девизног курса, иностраног БДП-а,  $y^*$ , а негативна функција реалне каматне стопе на домаћем тржишту,  $r$ , и негативна функција шока у агрегатној тражњи,  $u$ . За потребе израде овог модела претпоставка је да је шок у агрегатној тражњи нормално расподељен са очекиваном вредношћу нула и варијансом  $\sigma_u^2$ . Реална каматна стопа је утврђена на основу Фишерове једначине и представља разлику између номиналне каматне стопе,  $i$ , и очекиване инфлације,  $\pi^e$ . Једначина агрегатне тражње приказана је следећим изразом:

$$y = \varphi_1 q - \varphi_2 r + \omega_3 y^* - u \quad 6$$

Где је  $\varphi_1, \varphi_2, \omega_3 \geq 0$  и  $r = (i - \pi^e)$ .

### Филипсова крива

Краткорочна крива понуде, представљена је Филипсовом кривом (једначина 7) која је прилагођена за случај мале отворене привреде и узима у обзир ефекат преливања депрецијације девизног курса ( $\Delta q = q - q_{t-1}$ ) на цене (*pass-through* ефекат)<sup>31</sup>. Једначина Филипсове криве у статичком облику је дата следећим изразом:

$$\pi = \mu_3(y - y^*) + \rho\Delta q \quad 7$$

Где је  $\pi$  домаћа инфлација изражена као функција јаза БДП-а представљеног као одступање БДП-а од потенцијалног,  $(y - y^*)$ , и остварене депрецијације реалног девизног курса,  $q$ . У једначини 7 параметар  $\rho$  представља *pass-through* ефекат и претпоставка је да је  $0 \leq \rho \leq 1$ . Према једначини 7, инфлација се прилагођава променама девизног курса, а *pass-through* коефицијент, представља јачину тог прилагођавања.

### *Непокривени паритет каматних стопа, паритет куповних снага и ФишEROVA једнакост*

Приликом анализе платнобилансних кретања, претпоставка је да токови капитала представљају функцију диференцијала каматних стопа. Према *Ghosh et al.* (2016.), токови капитала произилазе из нарушености претпоставке о непокривеном паритету каматних стопа, који подразумева да ће разлика у локалној каматној стопи израженој у локалној валути (нпр. каматна стопа на хартије од вредности Републике Србије у динарима) у односу на инострану каматну стопу изражену у иностраној валути (нпр. камата на хартије од вредности Немачке изражене у еврима) бити једнака очекиваној депрецијацији динара у односу на евро у посматраном временском хоризонту.

Уколико са  $i$  обележимо номиналну каматну стопу на домаћем тржишту на хартију са роком доспећа од годину дана, а са  $i^*$  инострану номиналну каматну стопу у иностраној валути са истим роком доспећа и уколико очекивану номиналну годишњу

---

<sup>31</sup> Видети: Рајковић и Урошевић (2016.) и *Monacelli* (2004.)

депрецијацију девизног курса представимо изразом  $(e^e - e)$ , услов непокривеног каматног паритета биће дат следећим изразом:

$$i - i^* = (e^e - e) \quad 8$$

С друге стране, на тржишту роба, очекивани принос изражен у динарима од чувања робе у периоду од годину дана, представљен је стопом очекиване домаће инфлације  $\pi^e$ , док је очекивани принос изражен у локалној валути од чувања робе у иностранству у страниј валути дат изразом  $\pi^{*e} + (e^e - e)$ , из разлога што постоји очекивана промена и по основу промене цена у иностранству и по основу промене девизног курса.

Уколико игноришемо ризик, стопа приноса на чување робе у ове две земље, ће у одсуству арбитраже бити изједначена:

$$\pi^e - \pi^{*e} = (e^e - e) \quad 9$$

Ова једначина представља једначину услова Паритета Куповних Снага изражену кроз очекивања. Овај услов се још назива и паритет куповних снага у условима ефикасних тржишта видети *Levi* (2005).

У овом раду, по угледу на *Garcia et al* (2011.) и *Morón & Winkelried* (2005.) полази се од модификоване једнакости непокривеног каматног паритета која укључује и премију ризика. Наиме, према *Levi* (2005.) (поглавље 8), један од основних разлога због којих долази до нарушености претпоставке о непокривеном паритету каматних стопа јесте аверзија према ризику. За разлику од покривеног паритета каматних стопа који је заснован на *forward* девизном курсу који елиминише ризик девизног курса, непокривени паритет каматних стопа је заснован на очекивањима везаним за *spot* девизни курс што отвара простор за ризик девизног курса.

Уколико са  $i$  обележимо номиналну каматну стопу на домаћем тржишту, а са  $i^*$  инострану номиналну каматну стопу, са  $\psi$  премију ризика земље и уколико очекивану номиналну депрецијацију девизног курса представимо изразом  $(e^e - e)$ ,



из услова непокривеног паритета каматних стопа изводимо следећу једначину за диференцијал номиналних каматних стопа<sup>32</sup>:

$$i - i^* = (e^e - e) + \psi \quad 10$$

У овако постављеној једначини, премија ризика земље се изједначава са премијом ризика девизног курса као у *Gertler et al.* (2007.) и *Morón & Winkelried* (2005.)<sup>33</sup>.

Према једначини 10, номинална каматна стопа на домаћем тржишту је приказана као збир номиналне каматне стопе на иностраном тржишту, очекиване депрецијације локалне валуте и премије ризика земље.

Према *Salomao & Varela* (2016.) земље у развоју карактеришу систематска одступања од неприлагођеног израза непокривеног каматног паритета, што доводи до тога да су кредити у иностраној валути за резиденте ових земаља атрактивнији.

Уколико домаћу (очекивану) реалну каматну стопу обележимо са  $r = i - \pi^e$ , инострану реалну (очекивану) каматну стопу са  $r^* = i^* - \pi^{*e}$ , где  $\pi^{*e}$  представља очекивану инфлацију у иностранству, тада је једначина непокривеног паритета каматних стопа у реалном изразу приказана једначином 11:

$$r = r^* + (q^e - q) + \psi \quad 11$$

Где је  $(q^e - q)$  очекивана реална депрецијација. С обзиром на то да се ради о моделу мале отворене привреде, инострана каматна стопа,  $r^*$ , у овом моделу представља егзогену варијаблу<sup>34</sup>, а њено кретање описано је следећим AR(1) процесом:

$$r_t^* = \mu_{r^*} r_{t-1}^* + \varepsilon_{r^*} \quad 12$$

<sup>32</sup> Видети: *Morón & Winkelried* (2005.).

<sup>33</sup> Једначина 10 представља логаритмовану вредност услова непокривеног паритета каматних стопа задатог као  $(1 + I) = (1 + I^*) \left( \frac{E_t^e + 1}{E} \right) (1 + \Psi)$ . Слична једначина је изведена у *Hausman et al.* (2000.) који у једначину за непокривени паритет каматних стопа уводе номинални шок који у складу са *Aghion et al.* (2000.) интерпретирају као премију ризика земље или раст очекиване депрецијације наводећи да су обе интерпретације једнаке у смислу ефеката на модел.

<sup>34</sup> Увођење иностране каматне стопе у модел као егзогене варијабле је оправдано, будући да се ради о моделу мале отворене привреде, која не може имати утицаја на инострану каматну стопу.

Додатно, претпоставка је да је инострана каматна стопа некорелисана са шоком у агрегатној тражњи, односно  $Cov(\varepsilon_u, \varepsilon_{r^*}) = 0$ .

*Одступање од непокривеног паритета каматних стопа и токови капитала*

Уколико претпоставимо као у *Ghosh et al. (2016.)* да капитални токови реагују на промене у реалном каматном диференцијалу, где  $\gamma_k \geq 0$  представља параметар токова капитала изводимо следећу формулу за промене у финансијском рачуну платног биланса:

$$\Delta k = \gamma_1[r - r^* - (q^e - q) - \psi] \quad 13$$

Раст тражње за страним хартијама од вредности услед, на пример, раста иностране каматне стопе, или раста премије ризика земље или услед раста очекиване депрецијације, ствара притисак на девизни курс. Ова појава се такође назива одлив капитала. Уколико жели да спречи депрецијацију домаће валуте, централна банка ће повећати домаћу каматну стопу како би изједначила принос на домаћу активу са вишим очекиваним приносом на страну активу.

Једначина 13 повезује капиталне токове и каматне стопе и девизни курс.

С друге стране, биланс текућег рачуна платног биланса јесте позитивна функција реалног девизног курса и негативна функција економске активности, односно са растом девизног курса (депрецијација домаће валуте) долази до побољшања биланса текућег рачуна, док са растом економске активности, услед раста увоза долази до погоршања текућег рачуна платног биланса:

$$ca = \phi_1 q - \phi_2 u \quad 14$$

где је  $\phi_1, \phi_2 > 0$

из једначине платног биланса, следи израз који доводи у везу биланс текућег рачуна, биланс финансијског рачуна и промену нивоа девизних резерви:

$$ca + \Delta k = \delta \Delta R \quad 15$$

Дефицит текућег рачуна платног биланса ( $ca < 0$ ) биће финансиран нето приливима у оквиру финансијског рачуна ( $\Delta k > 0$ ), док ће се сва одступања надоместити променама девизних резерви (у овом раду су занемарена кретања у капиталном рачуну платног биланса).

### *Премија ризика*

С обзиром на то да овај рад има за циљ да обухвати и супротстављене ефекте које депрецијација номиналног девизног курса има, с једне стране на смањење екстерних неравнотежа (поправљање биланса текућег рачуна) као и на погоршање финансијске стабилности, са друге стране, у модел је уведено једно додатно ограничење. Наиме, узимајући у обзир чињеницу да је у земљама у развоју присутно изражено задуживање у иностраној валути, премија ризика земље се ендогено може приказати као функција нето богатства домаћих дужника. Нето богатство домаћих дужника је утврђено у складу са резултатима из *Hausmann et al.* (2000.) као позитивна функција агрегатне тражње (брuto домаћег производа,  $y$ ) и негативна функција трошкова задуживања. Дакле, у овом раду полази се од претпоставке да је премија ризика ендогено утврђена и да је функција нето богатства земље што представља кључну разлику у односу на *Ghosh et al.* (2016.) који занемарују премију ризика:

$$\psi = -\theta_1 y + \theta_2 \lambda (r^* + \Delta q) + \theta_3 (1 - \lambda) r \quad 16$$

Израз 16 комбинује супротстављени ефекат који депрецијација девизног курса има на премију ризика преко ефекта на текући рачун, односно агрегатну тражњу и ефекта на финансијску стабилност. Наиме, депрецијација девизног курса ће, у складу са једначином 6, имати позитиван ефекат на агрегатну тражњу и последично довести до већег нето богатства, док ће се, с друге стране, прелити на већи ризик по финансијску стабилност и последично већу премију ризика, имајући у виду да је удео кредита који је пропорционалан параметру  $\lambda \geq 0$  евроизован и самим тим изложен кредитно девизном ризику. Уколико је вредност параметра  $\lambda$ , довољно мала, тада ће преовладати позитивни ефекти које депрецијација реалног девизног курса има на агрегатну тражњу, па ће укупни ефекат на премију ризика бити смањење. С друге стране, за релативно вишу вредност параметра  $\lambda$ , негативни ефекти које депрецијација реалног девизног курса има на ризик финансијске

стабилности, превагнуће над позитивним ефектима које има на раст БДП-а, тако да ће укупни ефекат бити раст премије ризика. Овај израз обухвата и ефекат који раст иностране, односно домаће каматне стопе има на кретање премије ризика. Будући да каматна стопа има значајан ефекат на трошкове задуживања земље, а да је овај ефекат занемарен у изразу за премију ризика у *Morón & Winkelried* (2005.), то представља додатни аргумент за употребу израза за премију ризика засновану на нето богатству по угледу на *Hausmann et al* (2000).

Додатни аргумент за моделирање премије ризика користећи једначину нето богатства из *Hausmann et al.* (2000.) јесте тај што једначина премије ризика коју су развили *Cespedes et al* (2004.), а коју користе *Morón & Winkelried* (2005.), и *Gertler et al.* (2007.) подразумева да је привреда задужена у страниј валути, а да премија за екстерно финансирање може бити посматрана као премија ризика у функцији девизног курса. Према овим ауторима премија ризика еволуира према следећој формули:

$$\psi_{t+1} = \psi_t - \theta_1 y_t^* + (\theta_2 - \theta_3)(y_t - q_t) + \theta_3(y_{t/t-1} - q_{t/t-1}) \quad 17$$

при чему је  $(\theta_2 - \theta_3)$ , еластичност премије ризика у односу на реални девизни курс која је пропорционална параметру  $\zeta$ , који је у случају евроизоване економије позитиван, а у случају финансијски робусне економије негативан. Овако дефинисана једначина подразумева да у случају финансијски јаке економије, раст БДП-а, доводи до раста премије ризика, што може бити контраинтуитивно<sup>35</sup>. Такође, иако је премија ризика у *Cespedes et al.* (2004.) заснована на нето богатству земље, она занемарује директан ефекат који домаћа и инострана каматна стопа имају на нето богатство, док израз из *Hausmann et al.* (2000.) обухвата и ефекат каматних стопа на нето богатство земље.

Из поменутих разлога, приликом моделирања премије ризика, у овом раду једначина премије ризика ослања се на налазе из *Hausmann et al.* (2000).

Ради поједностављења модела са два временска периода, уведена је претпоставка, по угледу на *Ghosh et al.* (2016.), да су све циљане варијабле у функцији циља централне банке, затим  $y^*$  и све варијабле које се односе на прошлост и на

---

<sup>35</sup> Више детаља у Одељку 2.3.2.2

очекивања ( $q^e$  и  $\pi^e$ ) изједначене са нулом. Претпоставка  $\pi^e = 0$  доводи до значајног поједностављења с обзиром на то да долази до изједначавања промена номиналних и реалних варијабли у моделу, без губљења експланаторних моћи модела.

### 2.3.1.2. Резултати модела

Са циљем тестирања Хипотезе 4 анализирана је реакција централне банке на домаћи и инострани шок и последично ефекте на функцију благостања у зависности од тога да ли централна банка користи каматну стопу као једини инструмент или користи интервенције на ДТ-у као допунски инструмент монетарне политике, као и у зависности од степена евроизације. Као почетни корак у тестирању Хипотезе 4, решен је проблем оптимизације представљен у Одељку 2.3.1.1.

У случају када централна банка користи каматну стопу као једини инструмент монетарне политике, функција циља ће бити представљена једначином 5а), док ће скупу ограничења приказаних једначинама 6, 7, 13, 14,15 и 16, бити додат још један услов да је  $\Delta R = 0$ .

У другом случају, односно када централна банка користи и каматну стопу и интервенције на девизном тржишту, тада ће максимизирати функцију циља описану једначином 5, уз услове приказане једначинама 6, 7, 13, 14,15 и 16.

Како је услед великог броја параметара који фигуришу у једначинама, аналитичко решење модела компликовано за извођење закључака о евентуалним разликама између режима монетарне политике, за ове сврхе, анализирана су решења модела за унапред задате параметре.

Детаљан опис извођења параметара модела дат је у следећем поглављу (видети Одељак 2.3.2.4, док је у наредном Одељку приказан само преглед параметара који су коришћени за анализу у поставци која се односи на статички модел.

*2.3.1.2.1. Реакција централне банке на негативан шок у домаћој агрегатној тражњи када централна банка користи каматну стопу и интервенције на ДТ-у као инструменте монетарне политике и када користи каматну стопу као једини инструмент монетарне политике*

У случају када централна банка има на располагању оба инструмента монетарне политике, она бира референту каматну стопу и интервенције на ДТ-у које имају за резултат промену нивоа девизних резерви ( $\Delta R$ ) тако да максимизира функцију циља приказану једначином 5 узимајући у обзир ограничења задата једначинама 6, 7, 13, 14, 15 и 16.

Уколико централна банка користи референтну каматну стопу као једини инструмент монетарне политике, тада је неопходно додати ограничење  $\Delta R = 0$ . Односно, у овом случају уводимо ограничење да се цео дефицит текућег рачуна финансира приливима капитала и да је платни биланс у равнотежи. У том случају функција циља централне банке је приказана једначином 5а<sup>36</sup>:

Вредности параметара у моделу су одређене на основу емпиријских спецификација оцењених за потребе динамичког модела који је приказан у следећем поглављу. Параметри модела калибрисани су на основу оцењених панел регресија које обухватају земље централне, источне и југоисточне Европе са режимом инфлационог таргетирања. Узорак чине Албанија, Мађарска, Пољска, Румунија, Србија и Чешка. Временски хоризонт за сваку регресију одређен је доступношћу података по земљама, док је избор модела (статички/динамички) опредељен на основу тестирања постојања динамике у кретању зависне променљиве.

Како је циљ овог Одељка да анализира функцију реакције централне банке у моделу без динамике, занемарене су вредности коефицијената уз зависне варијабле са помаком и/или очекиване вредности зависних варијабли. Такође, у овом Одељку је

---

<sup>36</sup> Овако приказана функција губитка централне банке одговара режиму флексибилног инфлационог таргетирања, при чему флексибилност модела омогућава увођење било које варијабле од интереса у функцију благостања централне банке. Видети: *Svensson (2000.)* или *Moron & Winelried (2005.)*. У случају стриктног инфлационог таргетирања централна банка додељује пондеру  $b$  позитивну вредност, док сви остали пондери у функцији губитка имају вредност 0.

циљ анализирати како ће се мењати оптимална каматна стопа и ниво интервенција на девизном тржишту у зависности од степена евроизације, па је за разлику од параметара динамичког модела где је посебно оцењена једначина премије ризика за евроизовану, а посебно за неевроизовану земљу, у овом Одељку разлика између економија уведена преко параметра  $\lambda \in [0,1]$ , док су остали параметри исти и за економију са ниским и за економију са високим нивоом евроизације. Параметри једначине инфлације израчунати су као просечна вредност параметара оцењених за земље са ниским степеном евроизације и земље са високим степеном евроизације, док су параметри премије ризика, оцењени на узорку земаља за које постоји довољно дугачка временска серија премије ризика земље. Када је реч о пондерима у функцији циља, они су одређени на раније описани начин, а пратећи резултате досадашње литературе на ову тему.

Преглед параметара који су коришћени у статичком моделу мале отворене привреде приказан је у Табели 2.2:

**Табела 2.11** Преглед параметара модела који су коришћени у статичком моделу мале отворене привреде

Параметри функције циља	
$a$	0,5
$b$	1
$c$	0,05
$d$	0,1
$e$	0,01
Параметри једначине текућег рачуна	
$\phi_1$	0,16
$\phi_2$	0,26
Параметри једначине токова капитала	
$\gamma_1$	0,2
$\delta$	0,28
Параметри једначине агрегатне тражње	
$\varphi_1$	0,03
$\varphi_2$	0,13
Параметри једначине инфлације <sup>37</sup>	
$\mu_3$	0,07
$\rho$	0,08
Параметри једначине премије ризика <sup>38</sup>	
$\theta_1$	0,05
$\theta_2$	0,12
$\theta_3$	0,04

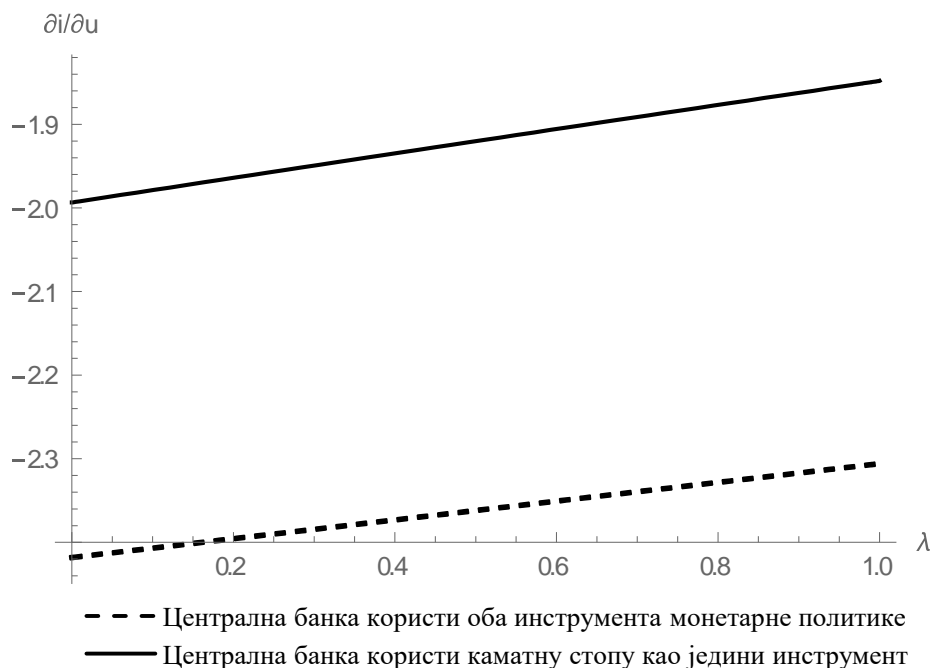
**Извор:** Прорачун аутора, за више детаља видети Одељак 2.3.2.4

За дате параметре, симултаним решавањем модела по  $i$  и  $\Delta R$ , добијен је израз за оптималну референтну каматну стопу која је функција шока у агрегатној тражњи, иностране каматне стопе и параметра  $\lambda$  који је пропорционалан степену евроизације обавеза. Графичка анализа промене оптималне каматне стопе у случају негативног шока у агрегатној тражњи ( $\frac{\partial i}{\partial u}$ ) у зависности од степена евроизације економије приказана је на Графикону 2.4.

<sup>37</sup> Коefицијенти су израчунати као просечна вредност коefицијената оцењених за земље са ниским и земље са високим степеном евроизације (видети Одељак 2.3.2.4. Једначина агрегатне понуде).

<sup>38</sup> Коefицијент  $\theta_2$  добијен је као просечна вредност коefицијента уз депрецијацију девизног курса и инострану каматну стопу који су оцењени на панел подацима и приказани у Табели 2.8





Извор: Прорачун аутора

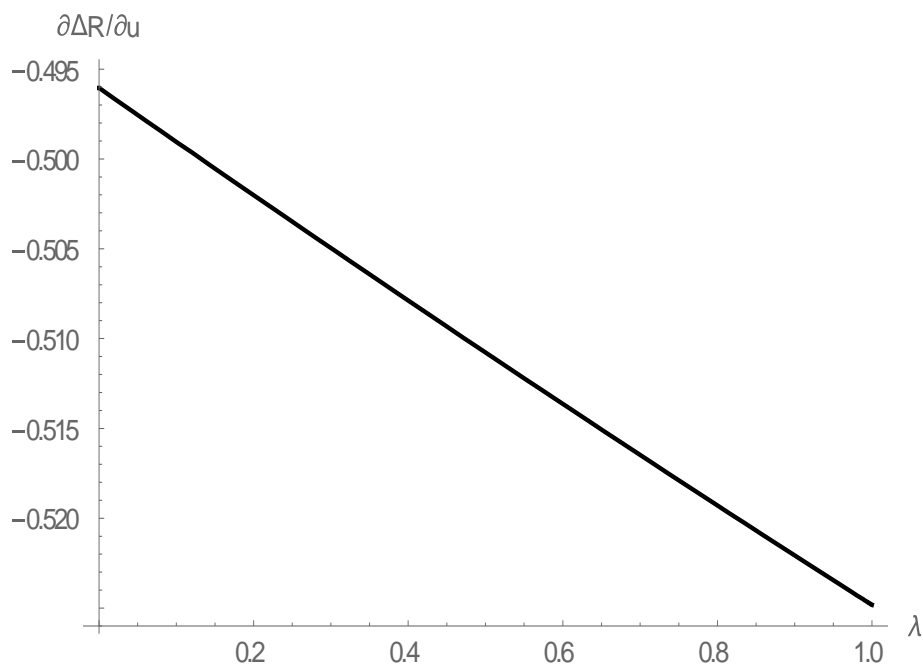
**Графикон 2.3.** Реакција оптималне каматне стопе централне банке на негативан шок у агрегатној тражњи

Пуна линија приказује реакцију каматне стопе на егзогени пад у агрегатној тражњи (негативан шок) када централна банка користи каматну стопу као једини инструмент монетарне политике, док испрекидана линија приказује реакцију каматне стопе централне банке на егзогени пад агрегатне тражње када централна банка користи интервенције на ДТ-у као допунски инструмент. За позитивне вредности параметра  $\lambda \in [0,1]$  и избор параметара приказан у Табели 2.2, резултати модела сугеришу да ће централна банка на егзогени пад агрегатне тражње реаговати снижавањем референтне каматне стопе ( $\frac{\partial i}{\partial u} \leq 0$ ) и то у оба случаја (када је каматна стопа једини инструмент који централна банка користи и када има на располагању интервенције на ДТ-у као допунски инструмент монетарне политике). Када је реч о ефекту који финансијска евроизација има на одлуке централне банке у погледу оптималне каматне стопе, на Графикону 2.4 се може уочити да раст параметра  $\lambda$ , који је пропорционалан степену евроизације, утиче на то да централна

банка која је суочена са егзогеним падом агрегатне тражње у мањој мери снижава каматну стопу ( $\frac{\partial i}{\partial \lambda} \geq 0$  у оба случаја).

На крају, Графикон 2.4 пружа оквир за поређење ефеката увођења интервенција на ДТ-у као допунског инструмента монетарне политике на реакцију оптималне каматне стопе на егзогени пад агрегатне тражње. Са графика се јасно види да на интервалу  $\lambda \in [0,1]$  и за дати избор параметара, испрекидана линија лежи испод пуне линије сугеришући да је у случају када централна банка интервенише на ДТ-у, негативан ефекат који висок ниво евроизације има на реакцију каматне стопе је у одређеној мери ублажен.

Оптимизацијом функције циља централне банке (једначина 5) по  $\Delta R$ , за конкретне вредности параметара, изведен је израз за оптималне интервенције на девизном тржишту као функција шока у агрегатној тражњи, иностране каматне стопе и параметра  $\lambda$ , а степен интервенција на девизном тржишту као реакција на негативан шок у агрегатној тражњи у зависности од степена евроизације приказан је на Графикону 2.5:



**Извор:** Прорачун аутора

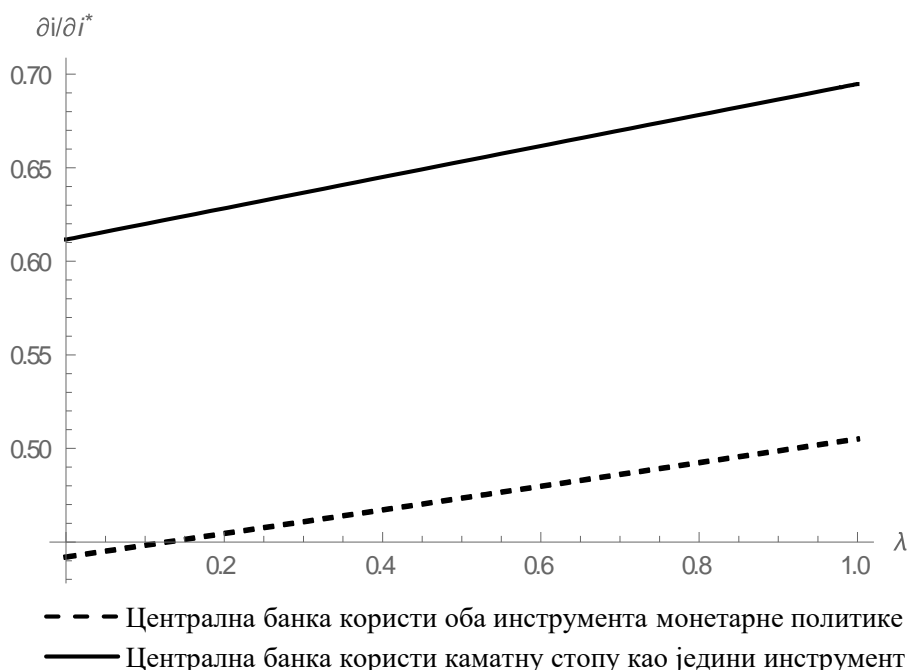
**Графикон 2.4** Реакција оптималне промене девизних резерви на негативан шок у агрегатној тражњи у зависности од нивоа евроизације економије

На основу Графикана 2.5 можемо закључити да ће централна банка реаговати на егзогени пад агрегатне тражње, који доводи до депрецијацијских притисака, смањивањем девизних резерви ( $\frac{\partial \Delta R}{\partial u} \leq 0$ ), односно продајом стране валуте на девизном тржишту. Поред тога, са растом степена евроизације негативни ефекти депрецијације на економију са тржиштем у развоју добијају на значају, па интервенције централне банке постају интензивније са растом параметра  $\lambda$ , односно за дати избор параметара модела важи  $\frac{\partial \Delta R}{\partial \lambda} \leq 0$ .

Интуитивно, на егзогени пад агрегатне тражње централна банка ће реаговати снижавањем своје референтне каматне стопе. Уз претпоставку о непромењеној иностраној каматној стопи, то ће довести до промене каматног диференцијала у корист иностране каматне стопе, што има за последицу одлив капитала из земље. Одлив капитала доводи до депрецијацијских притисака и последично раста премије ризика земље с обзиром на то да је унапред дефинисана вредност параметар  $\lambda > 0$ . Са растом вредности параметра  $\lambda$ , расте и негативан утицај који раст девизног курса има на економију са тржиштем у развоју, односно, са растом евроизације, централна банка у мањој мери снижава каматну стопу када је суочена са егзогеним падом агрегатне тражње. С друге стране, уколико постоји могућност интервенција на девизном тржишту, део депрецијацијских притисака ће бити апсорбован смањивањем девизних резерви што ће у мањој мери ограничити релаксацију монетарне политике у случају изражене евроизације него што је то случај када је каматна стопа једини инструмент на располагању централној банци.

*2.3.1.2.2. Реакција централне банке на раст иностране каматне стопе када је каматна стопа једини инструмент монетарне политике и када интервенције на девизном тржишту постоје као додатни инструмент*

Графикон 2.6 приказује реакцију оптималне каматне стопе на инострани шок који подразумева раст каматне стопе у иностранству. Реакција оптималне каматне стопе у случају када централна банка има на располагању каматну стопу као једини инструмент приказана је пуном линијом, док је случај када интервенције на ДТ-у фигуришу као допунски инструмент приказан испрекиданом линијом.

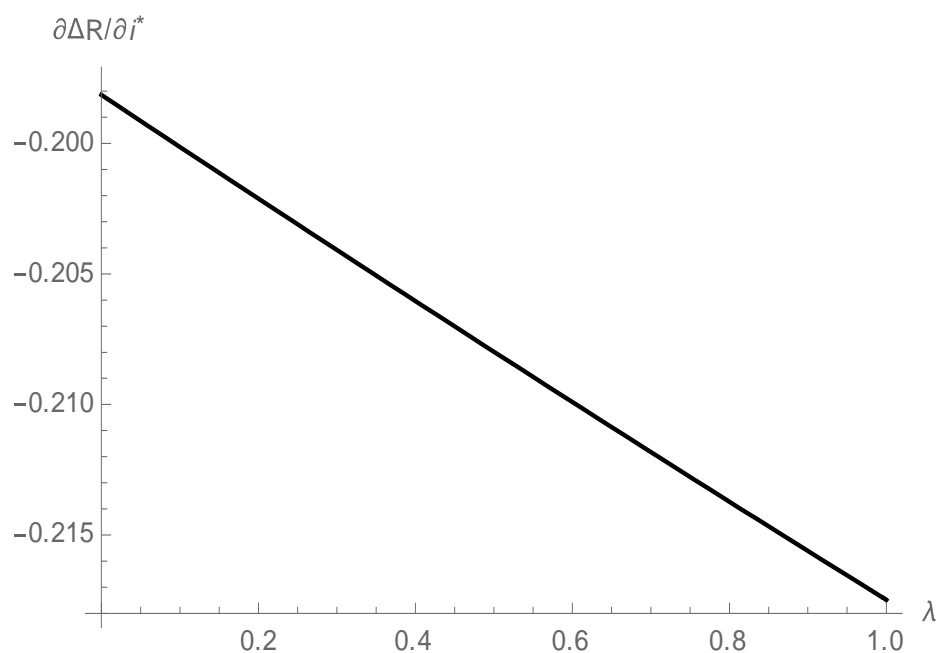


Извор: Прорачун аутора

### Графикон 2.5 Реакција оптималне каматне стопе централне банке на негативан инострани шок

Егзогени раст каматне стопе у иностранству ће довести до промене каматног диференцијала у корист улагања у иностране хартије од вредности, што ће проузроковати одлив капитала и депрецијацијске притиске на домаћу валуту. Како би спречила одлив капитала, централна банка реагује подизањем референтне каматне стопе и то у оба случаја, када користи каматну стопу као једини инструмент монетарне политике и када интервенције на ДТ-у девизном тржишту фигуришу као допунски инструмент монетарне политике ( $\frac{\partial i}{\partial i^*} \geq 0$ ). Уколико посматрамо разлику у реакцији каматне стопе на егзогени раст каматне стопе у иностранству у случају употребе интервенција на ДТ-у као допунског инструмента монетарне политике и у случају када је каматна стопа једини инструмент, на Графикону 2.6 се може уочити да се испрекидана линија налази испод пуне линије, што значи да ће у случају када интервенције на ДТ-у фигуришу као допунски инструмент, централна банка на егзогени шок у иностраној каматној стопи реаговати мањим повећањем каматне стопе него што је случај када има на располагању каматну стопу као једини инструмент. Овај резултат је у складу са

результатима приказаним на Графикону 2.7 који указују на то да централна банка у случају егзогеног иностраног монетарног шока интервенише продајом девиза на ДТ-у како би ублажила депрецијацијске притиске, односно  $\frac{\partial \Delta R}{\partial i^*} \leq 0$ . Употребом интервенција на ДТ-у централна банка је у могућности да део депрецијацијских притисака изазваних одливом капитала услед промене диференцијала каматне стопе ублажи и тиме умањи притисак на повећање каматне стопе. Поред тога, са растом степена евроизације негативни ефекти депрецијације на економију са тржиштем у развоју добијају на значају, па интервенције централне банке постају интензивније са растом параметра  $\lambda$ , односно за дати избор параметара модела важи  $\frac{\partial \Delta R}{\partial \lambda} \leq 0$ .

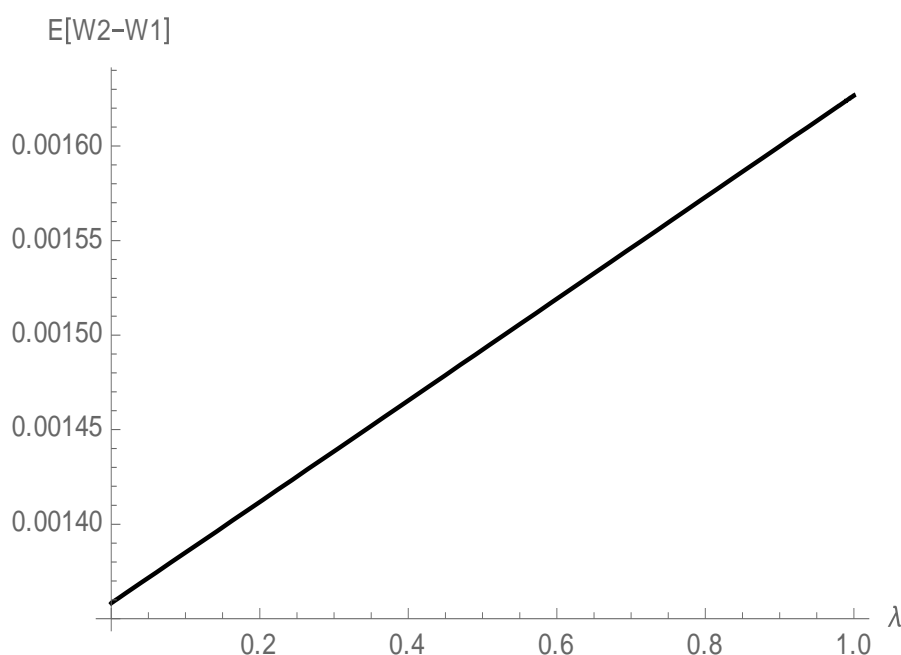


Извор: Прорачун аутора

**Графикон 2.6** Реакција оптималне промене девизних резерви на раст иностране каматне стопе у зависности од нивоа евроизације економије

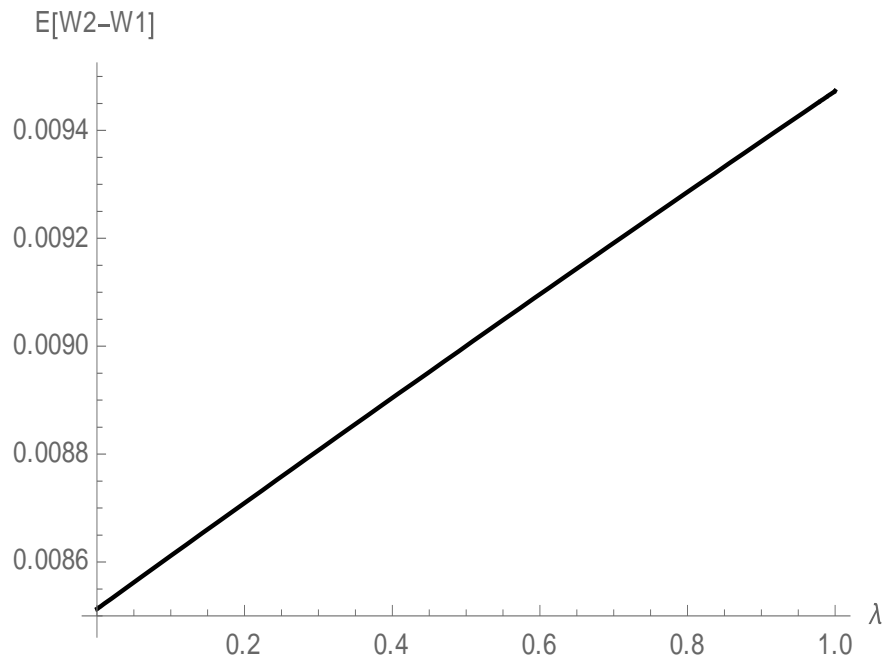
### 2.3.1.2.3. Анализа промена у функцији благостања централне банке са преласком на употребу два инструмента монетарне политике

Уколико са  $W_1$  означимо вредност функције благостања централне банке (негативна вредност функције губитка) у оптимуму у случају да централна банка користи каматну стопу као једини инструмент монетарне политике (једначина 5а), а са  $W_2$  вредност функције благостања у оптимуму у случају када централна банка користи интервенције на девизном тржишту као додатни инструмент (једначина 5) тада се добитак у очекиваном благостању до кога долази увођењем интервенција на девизном тржишту може приказати као  $E[W_2 - W_1]$ . Графички, кретање очекиваног добитка у благостању у случају шока у иностраној каматној стопи за конкретан избор параметара као функција  $\lambda$  приказано је на Графикону 2.8, док је кретање очекиваног добитка у благостању у случају шока у агрегатној тражњи приказано на Графикону 2.9:



Извор: Прорачун аутора

**Графикон 2.7** Кретање очекиваног добитка у благостању од увођења интервенција на ДТ-у као функција степена евроизације: Случај негативног шока у иностраној каматној стопи



**Извор:** Прорачун аутора

**Графикон 2.8** Кретање очекиваног добитка у благостању од увођења интервенција на ДТ-у као функција степена евроизације: Случај негативног шока у агрегатној тражњи

На основу Графикона 2.8 и 2.9 се може закључити да увођење интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике, за дати избор параметара, доводи до повећања очекиваног благостања у односу на случај када централна банка има на располагању само референту каматну стопу као инструмент монетарне политике. Са растом параметра  $\lambda$ , долази до раста у очекиваном благостању од увођења интервенција на девизном тржишту. Овај закључак је посебно занимљив јер указује на то да ће централна банка у земљи која има већи степен евроизације имати већу корист од увођења интервенција на девизном тржишту, али на основу Графикона 2.5 и Графикона 2.7 такође можемо закључити да ће централна банка која има већи степен евроизације морати у већој мери да интервенише на девизном тржишту у односу на земљу са ниским нивоом евроизације.

Пораст благостања централне банке по основу увођења интервенција на девизном тржишту у овом случају се интуитивно може објаснити на следећи начин: Када

централна банка има на располагању два инструмента, тада је реакција каматне стопе на шокове знатно мањег интензитета, последично, доћи ће мање реакције осталих варијабли у моделу које су функција каматне стопе.

### *2.3.1.3. Закључак у вези са статичким моделом мале отворене привреде*

Резултати добијени на основу статичког модела мале отворене привреде приказаног у Одељку 2.3.1 указују на то да, реагујући на егзогени пад агрегатне тражње, централна банка у малој отвореној економији води рачуна о негативним ефектима које последице експанзивне монетарне политике могу имати на токове капитала и девизни курс, па у условима изражене евроизације води мање експанзивну монетарну политику него што је то случај када је ризик од изражене депрецијације на финансијску стабилност мали. С друге стране, висок степен евроизације доводи до тога да централна банка која је суочена са егзогеним растом камате у иностранству води рестриктивнију монетарну политику у односу на земљу у којој је евроизација на ниском нову, с обзиром на то да одлив капитала и потенцијални раст премије ризика земље стварају додатни притисак на раст домаће каматне стопе.

Увођење интервенција на ДТ-у као допунског инструмента монетарне политике отвара могућност централној банци да део притисака на девизни курс апсорбује променом нивоа девизних резерви, чиме се смањује притисак на каматну стопу. Поред тога, резултати статичког модела указују на то да ће централна банка у земљи која има већи степен евроизације, у случају негативног шока у агрегатној тражњи и у иностраној каматној стопи, у већој мери интервенисати на девизном тржишту продајом девиза у односу на централне банке у земљама у којима је ризик да ће се депрецијацијски притисци негативно одразити на финансијску стабилност релативно низак. Такође, увођење интервенција на ДТ-у у малој отвореној привреди која се суочава са егзогеним падом агрегатне тражње или иностраним монетарним шоком, доводи до повећања очекиваног благостања, при чему је раст благостања израженији за земље са већим степеном евроизације.



Резултати статичког модела приказаног у овом Одељку пружају увид у потенцијалне разлоге који стоје иза опрезне релаксације монетарне политике у земљама са тржиштем у развоју са високим степеном финансијске евроизације у периоду ниских инфлаторних притисака, кретања инфлације испод циља и повећане неизвесности из међународног окружења, као што је био случај у Србији у периоду од краја 2013. до краја 2015. године.

Међутим, приликом интерпретације резултата из Одељка 2.3.1. треба имати у виду да се они односе на модел који подразумева само један временски период и као такав не узима у обзир ефекте које одлуке о честим интервенцијама на девизном тржишту могу имати на кредибилитет централне банке. Резултати приказани у овом Одељку представљају полазну основу за развој динамичког модела мале отворене привреде који омогућава анализу благостања централне банке у случају више од једног периода.

Уколико интервенције на девизном тржишту са циљем стабилизовања кретања девизног курса посматрамо као неку врсту осигурања дужницима да неће доћи до раста њиховог дуга услед депрецијације домаће валуте, дужници неће имати подстицаја да смањују ниво евроизације. Према *Eichengreen & Hausmann* (1999.) ниска волатилност девизног курса је доводила до тога да инвеститори верују да им монетарне власти пружају осигурање од девизног ризика. С друге стране, у условима флексибилног девизног курса са честим променама курса у оба правца, и компаније и домаћинства ће из свакодневног искуства стећи навику да приликом доношења одлука узимају у обзир и ризик по основу девизног курса. Ово је посебно битно, јер, како поменути аутори наводе, у случају да након низа година номиналне стабилности наступе велики шокови, опасност да ће приватни агенти бити неприпремљени на овакав догађај је већа, као и последице које проистичу из шока у девизном курсу.

### 2.3.2. Динамички модел мале отворене привреде

Овај Одељак представља динамички модел мале отворене привреде који има за циљ да омогући извођење квантитативних закључака у вези за трансмисионим механизмом у земљама са високим, односно са ниским нивоом финансијске евроизације, као и да омогући анализу различитих режима монетарне политике у овим земљама. Модел представља стандардни модел рационалних очекивања у коме монетарне власти доносе одлуке у условима флексибилног девизног курса, водећи притом рачуна о волатилности инфлације, БДП-а, девизног курса и каматних стопа.

У овај модел су експлицитно уведена ограничења која варијабилитет девизног курса има за евроизоване економије по угледу на *Hausman et al.* (2000). За разлику од модела приказаног у претходном Одељку, динамички модел је заснован на једначинама са компонентом очекивања (*forward-looking*) које одражавају интертемпоралну природу оптималних одлука економских агената. Овакав приступ је у складу са *Svensson*, (1998.) према коме централна банка која је у режиму инфлационог таргетирања, мора усвојити *forward-looking* перспективу и мора конструисати условне пројекције инфлације са циљем доношења одлука о инструментима монетарне политике. Према аутору, примена овог концепта подразумева да приликом вођења монетарне политике, централна банка користи све расположиве релевантне информације. Према *Blake & Fernandez-Corugedo* (2010.) модели који садрже динамички облик IS или Филипсове криве, као и једначину инструмената монетарне политике су у све већој мери заступљени у централним банкама приликом анализе ефеката преливања мера монетарне политике, али и приликом израде макроекономских пројекција. Сваки модел који се састоји од система динамичких, *forward-looking* једначина захтева специфичан метод решавања. Литература која се бави решавањем модела заснованих на рационалним очекивањима предлаже метод развијен од стране *Blanchard & Kahn* (1980). Поменути аутори су извели неопходне услове за добијање јединственог решења оваквог система. Да би се решење овог модела извело, неопходно је систем записати у *state-space* облику, а јединственост решења ће зависити од вредности својствених вектора система.

Методологија примењена у овом Одељку пружа оквир за анализирање макроекономских импликација различитих монетарних политика али и могућност рангирања благостања економије у случају примене два различита режима монетарне политике у малој отвореној привреди (примена референтне каматне стопе као јединог инструмента и примена интервенција на ДТ-у као допунског инструмента монетарне политике). Ова методологија подразумева да не постоји експлицитно правило приликом вођења монетарне политике, већ је инструмент (инструменти) монетарне политике утврђен као резултат оптимизације, односно оптимални инструмент је детерминисан као ендогена функција реакције у односу на све релевантне информације. Поред наведеног, ова методологија омогућава и поређење поменута два режима монетарне политике и са аспекта резултирајуће волатилности девизног курса и инфлације које су кључне за анализу ефеката на оптимални ниво евроизације (видети: *Ize & Levy Yeyati (2003.)* и остале ауторе који су емпиријски потврдили важење MVP-а<sup>39</sup>). Наиме, увођење интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике, ублажава осцилације девизног курса и последично доводи до смањења волатилности девизног курса. Смањење волатилности девизног курса последично, а имајући у виду везу преко *pass-through* ефекта доводи до смањења волатилности инфлације. Међутим, резултати модела развијеног у овом раду указују на то да је остварено смањење волатилности реалног девизног курса услед увођења додатног инструмента монетарне политике значајно веће у поређењу са смањењем волатилности инфлације, што указује на то да у земљи у којој важи релација MVP, оваква монетарна политика може имати за резултат продубљивање проблема евроизације. Такође, имајући у виду да са растом евроизације расте потреба за интервенисањем на девизном тржишту за потребе смиривања шокова на девизном тржишту, оваква монетарна политика у кратком року остварује позитивне ефекте (раст благостања), међутим у дугом року су ефекти неизвесни будући да може имати негативне ефекте на раст евроизације.

---

<sup>39</sup> MVP – *Minimum Variance Portfolio* приступ представља познати концепт у објашњавању нивоа евроизације који је утврђен као последица оптимизације приноса и ризика на портфолио који се састоји од кредита (депозита) у домаћој и иностраној валути, при чему је оптимални ниво евроизације утврђен на овај начин растућа функција волатилности инфлације и опадајућа функција волатилности реалног девизног курса. За више детаља видети Главу 1 ове дисертације.

Када је реч о доносиоцу одлука монетарне политике, односно централној банци, као и у претходном Одељку, циљ централне банке јесте да максимизира благостање (минимизира губитке у благостању) економских агената. У случају динамичког модела, централна банка максимизира функцију интертемпоралног благостања економских агената, па ће и оптимална каматна стопа бити утврђена као резултат интертемпоралне оптимизације уместо на основу унапред утврђеног правила, нпр. Тејлоровог правила. Такође, овај Одељак даје поређење различитих функција циља централне банке, односно случај у коме централна банка употребљава интервенције на ДТ-у као допунски инструмент и ситуацију у којој користи референтну каматну стопу као једини инструмент монетарне политике. Циљ овог дела рада јесте да одговори на питање које су импликације увођења интервенција на ДТ-у као допунског инструмента централне банке на кретање БДП-а, инфлације, премије ризика земље, волатилности инфлације и девизног курса и на крају на кретање благостања економије уколико се посматра неограничен временски хоризонт.

#### *2.3.2.1. Функција циља централне банке*

За разлику од статичког модела приказаног у претходном Одељку, у овом делу је уведена претпоставка да економски агенти живе бесконачан број временских периода, а да централна банка максимизира интертемпоралну функцију благостања. У овом случају, централна банка максимизира функцију корисности приказану једначином 18 у случају примене оба инструмента, односно једначином 19 у случају примене краткорочне каматне стопе као јединог инструмента монетарне политике у сваком периоду узимајући у обзир чињеницу да економски агенти живе бесконачан број временских периода. У овом Одељку, симулирана је верзија модела под претпоставком да централна банка доноси одлуке у бесконачном временском периоду, како би се омогућило потпуније поређење раније разматраних режима монетарне политике, пре свега ефекти које одређени режими монетарне политике имају на волатилност варијабли од интереса.

Имајући у виду интертемпорални аспект проблема, функција циља централне банке постаје<sup>40</sup>:

$$CB_0 = -\frac{1}{2}E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i CB_{t+i} = -\frac{1}{2}E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (a(y_{t+i} - \bar{y})^2 + b(\pi_{t+i} - \bar{\pi})^2 + c\Delta R_{t+i}^2 + d(q_{t+i} - \bar{q})^2 + e(i_{t+i} - \bar{i})^2) \quad 18$$

у првом случају и

$$CB_0 = -\frac{1}{2}E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (a(y_{t+i} - \bar{y})^2 + b(\pi_{t+i} - \bar{\pi})^2 + \lambda(q_{t+i} - \bar{q})^2 + e(i_{t+i} - \bar{i})^2) \quad 19$$

у другом случају.

Израз 18 односно 19 се може приказати као бесконачно дисконтована квадратна форма:

$$CB_0 = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [x'_{t+i} W x_{t+i}] \quad 20$$

где је  $W$  симетрична, позитивно семи-дефинитна, временски инваријантна матрица која садржи пондере монетарне политике. Као и у претходном Одељку, коефицијенти,  $a$  и  $b$  представљају пондере које волатилност БДП-а и инфлације имају у функцији губитка централне банке, коефицијент  $c$  представља трошкове интервенисања на девизном тржишту,  $d$  је пондер који волатилност девизног курса има у функцији губитка централне банке, а  $e$  представља пондер који волатилност каматне стопе има у функцији циља централне банке. Поменути параметри, у случају када је коефицијент уз инфлацију утврђен на нивоу од 1 (као што ће бити случај у овој дисертацији и као што је често пракса у радовима на ову тему) представљају релативан значај који централна банка даје сваком од својих таргета. У случају стриктног инфлационог таргетирања, сви параметри осим параметра  $b$  би били утврђени на нивоу од 0, док у режимима флексибилног инфлационог таргетирања, ови параметри узимају позитивне вредности. У Одељку 2.3.2.8 ће бити приказана анализа ефеката промене односа пондера који централна банка додељује инфлацији и девизном курсу у функцији циља на одлуку о оптималној каматној стопи и избору интервенција на ДТ-у.

<sup>40</sup> Према *Svensson* (1998.) флексибилност модела дозвољава укључивање било које варијабле од интереса у функцију циља. Функција циља представљена у овом раду, кореспондира централној банци која води рачуна о стабилности инфлације, стабилности БДП-а, стабилности реалног девизног курса и каматних стопа, док интервенције на девизном тржишту производе трошак који централна банка тежи да минимизира.

Проблем који централна банка решава може се приказати и на следећи начин:

$$CB_0 = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i CB_{t+i} \quad 21$$

уз динамичка ограничења која ће бити представљена у наставку, где

$\beta^i$  представља дисконтни фактор и уз претпоставку да  $\beta^i \rightarrow 1$ , лимес једначине 21 ће бити дат безусловним очекивањем, односно (видети *Moron & Winkelried, 2005*):

$$E[CB_t] = a \text{ var}(y_t) + b \text{ var}(\pi_t) + c \text{ var}(\Delta R_t) + d \text{ var}(q_t) + e \text{ var}(i_t) \quad 22$$

Овакав запис функције циља централне банке омогућава нам да поредимо ефекте различитих режима монетарне политике на добит у благостању централне банке.

Модел представљен у овом Одељку подразумева да се доносилац мера монетарне политике унапред обавезује да оптимизује функцију циља само једном (у иницијалном периоду), при чему изабрано правило одлучивања примењује како у иницијалном периоду, као и у сваком наредном.

#### 2.3.2.2. Дефинисање ограничења које централна банка примењује приликом оптимизовања функције циља

За потребе извођења модела рационалних очекивања и приказивања модела у *state space* форми, све варијабле (осим каматне стопе) се посматрају као логаритам и мерене су као одступања од дугорочног тренда. Варијабла  $x_{t+1}^e$  представља рационално очекивање варијабле  $x_{t+1}$  на основу информација доступних у тренутку  $t$ .

#### Динамички облик Филипсове криве

Краткорочна динамичка крива понуде, односно Филипсова крива (позитивна веза између прекомерне тражње и инфлације) је прилагођена за случај мале отворене привреде по угледу на *Gali & Monacelli (2005.)* и *Moron & Winkelried (2005.)*:

$$\pi_t = \mu_1 \pi_{t+1}^e + \mu_2 \pi_{t-1} + \mu_3 (y_t - \bar{y}) + \rho (q_t - q_{t-1}) \quad 23$$

Где  $\pi_t$  представља домаћу инфлацију.

На основу емпиријске оцене Филипсове криве за земље централне, источне и југоисточне Европе које су у режиму циљања инфлације (видети детаље у Одељку 2.3.2.4) као ограничење у моделу оптимизације централне банке коришћен је

гибридни облик Филипсове криве, односно облик Филипсове криве који подразумева да је инфлација у садашњем тренутку функција како инфлације из претходног периода, као и очекиване инфлације<sup>41</sup>.

Овај израз је такође у складу са кривом понуде изведене на основу Калво принципа утврђивања цена (*Calvo price setting*) прилагођеном за случај отворене економије (видети: *Moran & Winkelried (2005.)*) у којој је максимизирана интертемпорална функција корисности агената који имају тражњу како за домаћим тако и за иностраним добрима. Први део ове једначине,  $\mu_1 \pi_{t+1}^e$ , представља компоненту очекиване инфлације и одражава чињеницу да агенти прилагођавају своје цене периодично, а не континуирано, односно када агенти мењају цене, они узимају у обзир очекивану еволуцију инфлације (видети *Garcia et al. (2011)*). Други члан једначине,  $\mu_2 \pi_{t-1}$ , представља инфлацију из претходног периода и представља индексацију цена претходном инфлацијом. Ефекат девизног курса на цене је двострук. С једне стране, девизни курс утиче на агрегатну тражњу и последично на инфлацију (трећи члан једначине,  $\mu_3 (y_t - \bar{y})$ ), док с друге стране, девизни курс утиче на цене преко увозне компоненте инфлације и мерен је *pass-through* коефицијентом (четврти члан једначине  $\rho (q_t - q_{t-1})$ ).

#### *Динамички облик агрегатне тражње*

Динамички облик једначине агрегатне тражње заснован је на емпиријској оцени једначине агрегатне тражње за земље централне, источне и југоисточне Европе које су у режиму циљања инфлације и попут једначине Филипсове криве, такође је представљен хибридном верзијом, која подразумева зависност варијабле у тренутку  $t$ , од своје вредности из претходног периода, као и од *forward-looking* компоненте:

$$y_t = \omega_1 y_{t+1}^e + \omega_2 y_{t-1} + \omega_3 y_t^* + \phi_1 q_t - \phi_2 (i_t - \pi_{t+1}^e) + u_t \quad 24$$

где  $y_t$  представља јаз БДП-а,  $i_t$  номиналну каматну стопу,  $\pi_{t+1}^e$  представља рационално очекивање стопе инфлације у тренутку  $t+1$  формирано у тренутку  $t$ ,

<sup>41</sup> Овакву функцију Филипсове криве оценили су *Gali & Gertler (2000.)*, а робусност оцене потврдили су *Gali et al. (2005.)*.

$y_{t+1}^e$  представља рационално очекивање јаза БДП-а у тренутку  $t+1$  формирано у тренутку  $t$ ,  $(q_t - q_{t-1})$  представља стопу реалне депрецијације, а  $u_t$  представља шок у агрегатној тражњи (на пример фискални шок). Према једначини динамичке агрегатне тражње, инструмент монетарне политике, односно каматна стопа,  $i_t$ , утиче негативно на агрегатну тражњу, док с друге стране, реализована депрецијација домаће валуте има позитиван утицај на агрегатну тражњу. Наиме, у отвореној привреди, реални девизни курс ће утицати на однос цена домаћих и иностраних производа и на тај начин ће допринети каналу трансмисије монетарне политике преко канала агрегатне тражње. Други канал преко кога девизни курс утиче на трансмисиони механизам монетарне политике је описан претходном једначином и односи се на канал преноса промене девизног курса на цене. За разлику од једначине агрегатне тражње приказане у *Moron & Winkelried (2005.)*, једначина агрегатне тражње која је коришћена у овом раду, не претпоставља да премија ризика има директан утицај на агрегатну тражњу, већ је тај ефекат индиректан преко ефекта на девизни курс и последично, са девизног курса на агрегатну тражњу.

Претпоставка модела је да је шок у агрегатној тражњи описан следећом динамиком:

$$u_t = \alpha_u u_{t-1} + \varepsilon_{u,t} \quad 25$$

#### *Једначина девизног курса*

За потребе динамичке анализе платног биланса, као и у претходном Одељку, полазимо од проширене једначине непокривеног каматног паритета:

$$i_t - i_t^* = e_{t+1}^e - e_t + \psi_t \quad 26$$

где  $i_t$  представља домаћу номиналну каматну стопу,  $i_t^*$  представља инострану номиналну каматну стопу,  $e_{t+1}^e$  очекивану вредност номиналног девизног курса у  $t+1$ ,  $e_t$  вредност номиналног курса у тренутку  $t$ , а  $\psi_t$  премију ризика земље. Суштинска разлика у односу на модел анализиран у претходном одељку, односи се на варијабле очекивања. Наиме, у овом одељку претпоставка је да је девизни курс *forward-looking* варијабла која је одређена очекивањима, за разлику од претходног



Одељка који је био статички и у коме су вредности варијабли из претходног периода, као и очекиване вредности за наредни период ирелевантне.

Узимајући у обзир израз за реалну каматну стопу на домаћем тржишту

$$r_t = i_t - \pi_{t+1}^e \quad 27$$

реалну каматну стопу на иностраном тржишту:

$$r_t^* = i_t^* - \pi_{t+1}^{*e} \quad 28$$

и израз за реални девизни курс:

$$q_t = e_t - p_t + p_t^* \quad 29$$

Изведен је израз за непокривени паритет каматних стопа у реалном изразу:

$$q_{t+1}^e = q_t + (i_t - \pi_{t+1}^e) - (i_t^* - \pi_{t+1}^{*e}) - \psi_t \quad 30$$

#### *Једначина платног биланса*

У овој дисертацији, моделирање токова капитала (промена у капиталном рачуну платног биланса) засновано је на кључној претпоставци из *Ghosh et al. (2016.)* која подразумева да ће токови капитала реаговати на промене у диференцијалу каматних стопа (узимајући у обзир очекивану депрецијацију/апрецијацију девизног курса), при чему је ова претпоставка модификована у смислу да подразумева да ће капитални токови реаговати на промене у диференцијалу каматних стопа укључујући очекивану депрецијацију/апрецијацију девизног курса али и премију ризика (видети једначину 30):

$$\Delta k_t = \gamma_1 (r_t - r_t^* - (q_{t+1}^e - q_t) - \psi_t) \quad 31$$

Биланс текућег рачуна платног биланса, моделиран је такође по угледу на *Ghosh et al (2016.)* и подразумева да са растом (депрецијацијом) реалног девизног курса долази до побољшања биланса текућег рачуна, док са растом БДП-а, долази до погоршања биланса текућег рачуна:

$$ca_t = \phi_1 q_t - \phi_2 y_t \quad 32$$

На крају, једначина платног биланса доводи у везу биланс текућег рачуна и финансијског рачуна платног биланса са променама у девизним резервама:

$$ca_t + \Delta k_t = \delta \Delta R_t \quad 33$$

где је параметар  $\delta$  дефинисан као у *Ghosh et al.* (2016.) и представља параметар скалирања исказан као однос токова капитала у платном билансу и девизних резерви.

#### *Премија ризика земље*

У овом случају претпостављамо да је премија ризика земље утврђена ендегено као функција нето богатства економских агената које је дефинисано по угледу на *Hausman et al.* (2000.)<sup>42</sup>.

$$\psi_t = \theta_4 \psi_{t-1} - \theta_1 y_t + \theta_2 \lambda (r_t^* + (q_t - q_{t-1})) + \theta_3 (1 - \lambda) r_t \quad 34$$

Једначина 34 приказује еволуцију премије ризика земље која је функција своје вредности из претходног периода ( $\psi_{t-1}$ ). Премија ризика приказана овом једначином подразумева негативну везу између домаће агрегатне тражње и премије ризика, односно раст домаћег БДП-а доводи до пада премије ризика. С друге стране, раст трошкова задуживања ће довести до раста премије ризика, при чему ће ефекат раста иностране каматне стопе и депрецијација домаће валуте утицати на раст премије ризика, а тај раст ће бити пропорционалан степену евроизације  $\lambda$ , док ће ефекат раста домаће каматне стопе на раст премије ризика бити пропорционалан  $(1 - \lambda)$ . Ефекат који ће депрецијација домаће валуте имати на премију ризика дат је изразом:

$$\frac{\partial \psi_t}{\partial q_t} = -\theta_1 \frac{\partial y_t}{\partial q_t} + \theta_2 \lambda = -\theta_1 \varphi_1 + \theta_2 \lambda \quad 35$$

Уколико је  $\theta_1 \varphi_1 > \theta_2 \lambda$ , тада ће реална депрецијација бити подстицајна, односно позитиван ефекат који девизни курс има на раст БДП-а ће превагнути над негативним ефектом који депрецијација има на раст трошкова задуживања и последично раст премије ризика. С друге стране, уколико је  $\theta_1 \varphi_1 < \theta_2 \lambda$ , тада ће ефекат раст трошкова задуживања као последица депрецијације домаће валуте, бити већи у односу на позитиван ефекат који ће депрецијација домаће валуте имати

<sup>42</sup> Према *Hausman et al.* (2000.) вредност нето богатства је дата као разлика између остварене производње и отплате дугова из претходног периода, при чему је део дугова у страниој валути (пропорционалан параметру  $\lambda$ ), функција како иностране каматне стопе тако и депрецијације домаће валуте, док је део дугова у домаћој валути  $(1 - \lambda)$  функција домаће каматне стопе.

на раст БДП-а, па ће укупан ефекат на премију ризика бити позитиван, односно депрецијација домаће валуте ће довести до раста премије ризика земље.

Када је реч о ефекту БДП-а на кретање премије ризика земље, тај ефекат ће увек бити негативан, па ће раст БДП-а условљен позитивним шоком у агрегатној тражњи довести до пада премије ризика.

Овако дефинисана једначина премије ризика, разликује се од једначине која је коришћена као ограничење у *Moron & Winkelried* (2005.) и *Garcia et al.* (2011.), а која је заснована на једначини изведеној у *Cespedes et al.* (1999.). Наиме, према изразу за премију ризика који је коришћен у *Moron & Winkelried* (2005.), премија ризика земље у дата је:

$$\psi_{t+1} = \psi_t - \theta_1 y_t^* + (\theta_2 - \theta_3)(y_t - q_t) + \theta_3(y_{t/t-1} - q_{t/t-1}) \quad 36$$

где трећи члан са десне стране представља вредност домаћег БДП-а израженог у страниој валути, а однос параметара  $\theta_2$  и  $\theta_3$  прави разлику између финансијски рањиве и финансијски јаке економије. Наиме, ако је  $(\theta_2 - \theta_3) < 0$ , тада се ради о финансијски рањивој економији и пад БДП-а изражен у страниој валути до кога може доћи било због пада БДП-а ( $y_t$ ) или због депрецијације локалне валуте ( $q_t$ ) ће довести до раста премије ризика земље. У случају финансијски јаке економије,  $(\theta_2 - \theta_3) > 0$ , депрецијација домаће валуте (раст  $q_t$ ) ће довести до пада премије ризика, имајући у виду ефекат који депрецијација домаће валуте има на повећање конкурентности привреде и последично раста извоза.

Када је реч о финансијски јакој земљи,  $(\theta_2 - \theta_3) > 0$ , раст  $y_t$  ће према једначини 36 довести до раста премије ризика у случају финансијски јаке земље, док ће пад  $y_t$  довести до пада премије ризика. Према ауторима, пад ( $y_t - q_t$ ) због нижег домаћег БДП-а, води ка нижим нивоима инвестиција и мањом потребом за задуживањем у иностранству што последично доводи до пада премије ризика земље. Међутим, оваква веза између  $y_t$  и  $\psi_{t+1}$  може бити контраинтуитивна, посебно уколико се узме у обзир чињеница да је депрецијација домаће валуте и њен ефекат на пад премије ризика у финансијски јакој економији повезан са повећањем конкурентности економије која се последично одражава кроз већи економски раст.

С друге стране, једначина за премију ризика 34 која изведена на основу израза за нето богатство из *Hausman et al* (2000). подразумева негативну везу између агрегатне тражње и раста премије ризика земље и за финансијски рањиве и за финансијски јаке економије, док је веза између депрецијације домаће валуте и премије ризика земље одређена односом параметара  $\theta_1 \varphi 1$ , с једне стране и  $\theta_2 \lambda$  са друге стране.

Динамички облик једначине, у коме премија ризика у тренутку  $t$  представља функцију вредности из претходног периода, потврђен је приликом оцене параметара модела, при чему су резултати оцене сугерисали динамичку спецификацију модела (видети Одељак 2.3.2.4).

#### *Егзогене варијабле у моделу*

На крају, претпостављамо да су инострана инфлација, економска активност и каматна стопа егзогене варијабле<sup>43</sup>, а да је њихово кретање представљено ауторегресионим процесом првог реда:

$$i_t^* = \alpha_i^* i_{t-1}^* + \zeta_t \quad 37$$

$$\pi_t^* = \alpha_\pi^* \pi_{t-1}^* + \varsigma_t \quad 38$$

$$y_t^* = \alpha_y^* y_{t-1}^* + \varsigma_{3t} \quad 39$$

где су параметри  $\alpha_i^*$ ,  $\alpha_\pi^*$ ,  $\alpha_y^*$  позитивни и мањи од 1, а грешке су *i.i.d.*

#### *2.3.2.3. Решење модела*

За потребе решавања проблема оптимизације описаног једначином 19 где централна банка има на располагању само један инструмент монетарне политике и где се ограничења састоје из низа динамичких *forward-looking* једначина примењена је методологија описана у *Blake & Fernandez-Corugedo* (2010).

За потребе решавања проблема оптимизације описаног једначином 18 у коме централна банка поред каматне стопе на располагању има и интервенције на девизном тржишту као додатни инструмент монетарне политике, методологија

---

<sup>43</sup> За разлику од *Moron & Winkelried* (2005.), који уводе претпоставку да инострана каматна стопа следи Тејлорово правило, у овом раду, подразумева се попут у *Ghosh et al.* (2016.) да је инострана каматна стопа такође AR(1) процес.

описана у *Blake & Fernandez-Corugedo* (2010.) је модификована са циљем моделирања увођења додатне контролне варијабле по угледу на *Svensson* (1998.).

Литература која предлаже начине за решавање модела са рационалним очекивањима заснива се пре свега на раду *Blanchard & Kahn* (1980.), који су указали на то који су неопходни услови за добијање јединственог решења. Како би се применио *Blanchard & Kahn* метод неопходно је да модел буде изражен у тзв. *state-space* форми. За утврђивање постојање јединственог решења од кључног значаја је анализа својствених вектора система.<sup>44</sup>

Поступак решавања проблема оптимизације у коме су ограничења дата као систем једначина са рационалним очекивањима се састоји из неколико корака:

1. Записати модел у *state-space* форми и одредити број предетерминисаних и *forward-looking* варијабли.
2. Испитати испуњеност *Blanchard & Kahn* услова, односно испитати да ли модел за дате параметре има јединствено решење.

За потребе испуњења овог корака неопходно је израчунати својствене векторе овог система. *Blanchard & Kahn* (1980.) су показали да да би модел рационалних очекивања имао јединствено решење неопходно је да има барем толико нестабилних корена (корен чија је вредност већа од 1 у апсолутном изразу) колико и *forward-looking* варијабли.

3. Решити модел.
4. На основу решења модела испитати функције импулсног одзива и моменте.

Детаљан поступак решавања проблема оптимизације где је функција циља дефинисана једначином 18 приказан је у Одељку А2.1 у Прилогу Глави 2.

---

<sup>44</sup> Алгоритам за решавање модела рационалних очекивања представља модификацију алгоритма представљеног у *Blake & Fernandez-Corugedo* (2010), а коришћен је софтверски пакет *Scilab*®

#### 2.3.2.4. Утврђивање параметара модела

Како је већ наведено у претходном Одељку, проблем оптимизације представљен једначинама 18 и 19 мора бити решен нумерички, с обзиром на то да решење није могуће извести аналитички. Имајући то у виду, први корак у решавању модела јесте калибрација параметара.

У овом Одељку приказан је поступак утврђивања параметара за оцену једначина ограничења приказаних једначинама 23, 24, 31, 32 и 34. Параметри модела калибрисани су на основу оцењених панел регресија које обухватају земље централне, источне и југоисточне Европе са режимом инфлационог таргетирања. Узорак чине Албанија, Мађарска, Пољска, Румунија, Србија и Чешка.

Временски хоризонт за сваку регресију одређен је доступношћу података по земљама, док је избор модела (статички/динамички) опредељен на основу тестирања постојања динамике у кретању зависне променљиве. Затим је извршено поређење оцењених вредности параметара са оценама анализираних економских веза доступних у литератури на ову тему. Кретање оцењених вредности параметара које је у складу са емпиријским релацијама познатим у литератури, потврђује валидност параметара коришћених касније у овој дисертацији. С обзиром на релативно мали број земаља централне, источне и југоисточне Европе са режимом инфлационог таргетирања, као и то да је за земље које карактерише висок степен финансијске евроизације временски хоризонт за одређене варијабле релативно кратак, оцењени параметри на основу панел модела ће бити коришћени приликом решавања модела, док ће се разлика између економије са ниским и високим степеном евроизације увести преко појединачно оцењених једначина за економије са ниским степеном евроизације (Пољска, Чешка и Мађарска) и економије са високим степеном евроизације (Србија, Румунија и Албанија) за потребе оцене једначина за кретање инфлације, док је једначина премије ризика земље оцењена за земљу са највишим степеном евроизације (Србија) и земљу са најнижим степеном евроизације (Пољска). Једначина премије ризика и једначина инфлације представљају једначине у којима је у очекивано да ће одступати оцењени

коэффициенти за земљу са ниским степеном евроизације и земљу са високим степеном евроизације.

Варијабле које су коришћене у овом одељку и временски хоризонт који је покривен, приказани су у наставку.

**Табела 2.12** Опис варијабли коришћених приликом утврђивања параметара модела и временски хоризонт

Варијабла	Опис	Трансформација	Временски хоризонт
$ca_t$	Биланс текућег рачуна	Циклична компонента учешћа биланса текућег рачуна у БДП-у	2004Q1 – 2017Q4
$\Delta k_t$	Токови капитала	Циклична компонента учешћа нето портфолио инвестиција (актива – обавезе) у БДП-у	2004Q1 – 2017Q4
$y_t$	Агрегатна тражња	Циклична компонента серије десезонираног реалног БДП-а	2000Q1 – 2017Q4
$q_t$	Реални девизни курс	$\frac{\text{номинални девизни курс} * \text{индекс потрошачких цена у евро зони}}{\text{индекс потрошачких цена у Србији}}$ база = 2010 година	2000Q1–2017Q4 <sup>45</sup>
$\pi_t$	Инфлација	Међугодишња инфлација израчуната на основу индекса потрошачких цена према формули $\ln(CPI_t) - \ln(CPI_{t-4})$	2000Q1 – 2017Q4
$i_t$	Краткорочна каматна стопа	Циклична компонента референтне каматне стопе тржишту (просек периода)	2000Q1 – 2017Q4 <sup>46</sup>
$r_t$	Краткорочна реална каматна стопа	Циклична компонента реалне каматне стопе израчунате по формули: $r_t = i_t - \pi_{t+1}^e$	2000Q1 – 2017Q4 <sup>47</sup>

**Извор:** Прорачун аутора

<sup>45</sup> Подаци о реалном девизном курсу за Албанију доступни од 2002 Q1.

<sup>46</sup> Подаци о референтној каматној стопи за Србију доступни од 2001 Q1, за Албанију од 2002 Q1, за Румунију од 2003 Q1.

<sup>47</sup> Подаци о референтној каматној стопи за Србију доступни од 2001 Q1, за Албанију од 2002 Q1, за Румунију од 2003 Q1.

### *Тестирање јединичног корена варијабли*

Као први корак који претходи избору методологије за оцену параметара модела, тестирана је стационарност варијабли које фигуришу у једначинама 23, 24, 31, 32 и 34. Како је за већину варијабли коришћена трансформација уз помоћ *HP* филтера, односно циклична компонента оригиналне варијабле, која је по дефиницији стационарна, очекивано је да ће варијабле које су трансформисане на овај начин бити стационарне. Када је реч о варијабли реални девизни курс, она је у једначинама инфлације коришћена уз трансформацију прва диференца, односно реална депрецијација, док је у једначинама за биланс текућег рачуна платног биланса и једначину агрегатне тражње коришћена њена циклична компонента.

Резултати тестова јединичног корена у панелу који су приказани у Одељку А2.2 у Прилогу Глави 2 (тестови прве и друге генерације) указују на то да су све варијабле коришћене у моделу стационарне. Имајући то у виду, у наставку Одељка приказани су резултати оцене регресија стационарних панела.

### *Параметри функције циља*

Када је реч о пондерима у функцији циља, и у динамичком моделу коришћени су исти пондери као и у статичком моделу описаном у претходном Одељку. Вредност параметара функције циља заснована је пондерима коришћеним у *Ghosh et al.* (2016.) и *Morón & Winkelried* (2005.), *Garcia et al.* (2011.) и другим радовима који су се бавили овом тематиком. Преглед пондера у функцији циља који су примењивали различити аутори који су се бавили овом тематиком приказан је у Табели А2.3.а у Прилогу Глави 2.

Вредност пондера утврђена је тако да осликава понашање централне банке у режиму инфлационог таргетирања, односно централне банке која највећи пондер даје остварењу инфлационог циља ( $b=1$ ), затим следи стабилност економске активности која у функцији циља има двоструко нижи пондер ( $a=0,5$ ). Пондер уз реални девизни курс је утврђен по угледу на пондер из *Ghosh et al.* (2016.) и подразумева да централна банка стабилности девизног курса додељује знатно



мањи, али не и занемарљив пондер ( $d=0,1$ ). С друге стране, пондер уз стабилност каматне стопе је утврђен на знатно нижем нивоу ( $e=0,01$ ) по угледу на *Svensson* (1998.). Трошкови интервенција на ДТ-у су утврђени на вишем нивоу у односу на *Ghosh et al.* (2016.), с обзиром на то да се под губитком благостања услед интервенција жели истаћи значај који одржавање одређеног нивоа девизних резерви има за земље у успону, посебно оне које имају висок степен обавеза у страниј валути.

#### Оцена параметара једначине агрегатне тражње

Параметри једначине агрегатне тражње оцењени полазећи од хибридне једначине агрегатне тражње приказане у Одељку 2.3.2.2:

$$y_t = \omega_1 y_{t+1}^e + \omega_2 y_{t-1} + \omega_3 y_t^* + \varphi_1 q_t - \varphi_2 (i_t - \pi_{t+1}^e) + u_t$$

Имајући у виду да једначина 24 представља једначину хибридне агрегатне тражње, односно да у њој фигуришу као објашњавајуће променљиве и зависна променљива са помаком и очекивана вредност зависне променљиве, једначина агрегатне тражње је, са циљем решавања проблема ендогености, оцењена применом метода уопштених момената, као што је сугерисано у *Clarida et al.* (1998.). За потребе оцене параметара модела, коришћена је динамичка панел процедура, једностепена системска GMM оцена<sup>48</sup>. Резултати динамичког метода панела приказани су у следећој табели:

**Табела 2.13** Оцене коефицијената једначине агрегатне тражње

Варијабла	Коефицијент	p-вредност
$y_{t+1}^e$	0,43	0,000
$y_{t-1}$	0,41	0,000
$q_t$	0,03	0,062
$r_t$	-0,13	0,000
$y_t^*$	0,11	0,040
c	0,00	0,889
АВ(1) z=-8,73 Pr > z = 0,00 АВ(2) z = -1,43 Pr > z = 0,153		Sargan test $\chi^2(199) = 215,42$ Prob > $\chi^2 = 0,202$

Извор: Прорачун аутора

<sup>48</sup> Иако двостепена процедура даје ефикасније оцене, услед проблема инструмената који проистиче из чињенице да је узорак са великим Т и малим бројем индивидуалних земаља, за потребе ове оцене, коришћена је једностепена процедура.

Оцењени параметри модела задовољавају економску интуицију, као и сва економетријска и статистичка својства. Статистичка значајност коефицијента уз очекивану вредност агрегатне тражње, као и коефицијента уз вредност агрегатне тражње са временским помаком од једног квартала указује на то да је оправдано користити као ограничење приликом оптимизације функције циља хибридно једначину агрегатне тражње (хибридна једначина агрегатне тражње представљена је у *Blake & Fernandez-Corugedo* (2010.)).

Поређење оцењених параметара једначине агрегатне тражње применом GMM методологије са параметрима које су аутори који су се бавили анализом оптималне монетарне политике користили указује на то да се ови параметри крећу у складу са параметрима који су примењивани у литератури. Треба, међутим, имати у виду да се структура узорка у погледу обухвата земаља, као и временског периода који је покривен разликује у односу на досадашњу литературу, тако да није могуће очекивати потпуно поклапање оцењених параметара са параметрима доступним у литератури. Преглед оцењених параметара у радовима са овом тематиком дат је у Табели А.2.3.б у Прилогу Глави 2.

На основу Табеле А.2.3.б може се извести закључак да је оцењени коефицијент уз агрегатну тражњу са помаком у складу са коефицијентом оцењеним у *Moron & Winkelried* (2005.) који се односи на финансијски рањиве економије (0,40 – 0,53). Такође коефицијент уз реални девизни курс (0,03) је у складу са оценом добијеном у *Moron & Winkelried* (2005.) која се креће у интервалу 0,03-0,04 и у случају финансијски јаке економије и у случају финансијски рањиве економије.

Оцењени коефицијент уз реалну каматну стопу (-0,13) нешто је виши у апсолутном изразу у односу на коефицијенте оцењене у *Moron & Winkelried* (2005.) који износе -0,08 у финансијски јакој економији и -0,03 – (-0,05) у финансијски рањивој економији. Коефицијент уз инострану агрегатну тражњу у складу са коефицијентом оцењеним за финансијски јаку економију (0,09 – 0,10), а нижи је од коефицијента оцењеног за финансијски рањиву економију (0,35 – 0,39).

### Једначина биланса текућег рачуна

Полазећи од једначине 32:

$$ca_t = \phi_1 q_t - \phi_2 y_t$$

једначина биланса текућег рачуна оцењена је статичким методом панела<sup>49</sup>, као функција цикличне компоненте реалног девизног курса (очекивани позитиван коефицијент) и јаза реалног бруто домаћег производа (очекивани негативан коефицијент).

Једначина биланса текућег рачуна оцењена је панел методом на узорку за групу земаља Србија, Албанија, Румунија, Мађарска, Чешка и Пољска, при чему је као почетни период узет Т1 2004. будући да су за Албанију почев од тог датума доступни подаци о учешћу биланса текућег рачуна у БДП-у.

Као зависна варијабла коришћена је циклична компонента учешћа дефицита текућег рачуна у БДП-у, а као објашњавајуће варијабле циклична компонента логаритма реалног девизног курса (раст представља депрецијацију) и јаз БДП-а.

Приликом избора спецификације модела панела, узето је у обзир тестирање постојања индивидуалних и временских ефеката.

Тестирање оправданости увођења фиксних временских ефеката тестирано је тако што је прво оцењен модел са укљученим свим временским ефектима, а затим је тестирана хипотеза да су коефицијенти за све временске периоде обједињено једнаки нули. Оцењена  $F$  статистика износи 1,22 са  $p$ -вредношћу од 0,1610 што указује да се нулта хипотеза о одсуству временских фиксних ефеката не може одбацити, тако да је модел који је оцењен у наставку искључио фиксне временске ефекте.

Када је реч о индивидуалним ефектима, тестирано је да ли у моделу постоје фиксни индивидуални ефекти (*fixed effects*) или стохастички ефекти (*random effects*) применом Хаусмановог теста (*Hausman test*). Нулта хипотеза указује да су

---

<sup>49</sup> Оцењена је и динамичка спецификација модела, међутим, коефицијент уз зависну варијаблу са помаком, иако позитивног знака, није статистички значајан, па је, стога, оцењена статичка спецификација.

стохастички ефекти преферирани у односу на фиксне ефекте, док су у условима важења алтернативне хипотезе фиксни ефекти преферирани.

Најпре је оцењен модел са фиксним ефектима, а затим је оцењен модел са стохастичким ефектима. Оцена добијена методом фиксних ефеката је конзистентна у условима важења и нулте и алтернативне хипотезе. Оцена добијена методом стохастичких ефеката је неконзистентна у условима алтернативне хипотезе, али је ефикасна у условима важења нулте хипотезе. Оцењена Хаусманова тест статистика  $\chi^2 = 1,46$  са  $p$ -вредношћу 0,99, указује на то да не можемо одбацити нулту хипотезу, односно да су преферирани стохастички ефекти.

Оцењени коефицијенти једначине текућег рачуна платног биланса приказани су у наставку у Табели 2.5<sup>50</sup>.

**Табела 2.14** Оцењени коефицијенти једначине текућег рачуна платног биланса

Зависна варијабла: $ca_t$		
Варијабла	Коефицијент	$P$ -вредност
$q_t$	0,16	0,001
$y_t$	-0,26	0,001
$c$	0,001	0,000
$R^2=0,25$	Prob(JB)= 0,11	<i>Wooldridge</i> test аутокорелације $p$ -вредност=0,35

**Извор:** Прорачун аутора

Са циљем тестирања валидности спецификације, тестирано је одсуство аутокорелације *Wooldridge* тестом, затим нормалност резидуала (*JB* тестом нормалности) и одсуство зависности упоредних података (*cross-sectional dependence/contemporaneous correlation*) применом Песарановог теста унакрсне корелације (*Pesaran CD – cross sectional dependance test*).

<sup>50</sup> Како би се избегла грешка спецификације услед изостављања релевантних регресора, у панел регресији су контролисани ефекти других независних варијабли које нису од значаја за потребе модела оптимизације монетарне политике па њихови коефицијенти нису приказани.

Вредност оцењене  $JB$  статистике и одговарајућа  $p$ -вредност од 0,11 указују на то да се хипотеза о нормалности резидуала не може одбацити, односно да су резидуали оцењене регресије нормални.

Када је реч о аутокорељацији у резидуалима, одсуство аутокорељације тестирано је Вулдрицовим тестом (*Wooldridge test*), који тестира нулту хипотезу да у резидуалима не постоји аутокорељација првог реда. Оцењена  $F$  статистика од 1,064 и одговарајућа  $p$ -вредност од 0,3497 указују на то да у резидуалима нема аутокорељације.

На крају, тестирано је одсуство корелације резидуала између земаља применом Песарановог теста унакрсне корелације. Овај тест тестира нулту хипотезу да резидуали нису корелисани између јединица посматрања. Вредност Песаранове тест статистике од 1,336 и одговарајућа  $p$ -вредност од 0,18175 указују на то да се хипотеза о одсуству корелације у резидуалима између јединица посматрања не може одбацити.

Поређење параметара једначине текућег рачуна платног биланса оцењених методом стохастичких индивидуалних ефеката са параметрима које су користили *Ghosh et al.* (2016.) указују на то да су оцењени параметри у складу са поменутиим параметрима (0,15 еластичност текућег рачуна платног биланса у односу на реални девизни курс и -0,30 еластичност текућег рачуна платног биланса у односу на агрегатну тражњу). Треба имати у виду да су параметри које су користили *Ghosh et al.* (2016.) засновани на теоријској основи, а не на основу емпиријске оцене (видети Табелу А.2.3.г у Прилогу Глави 2).

#### *Једначина токова капитала*

Полазећи од једначине 31:

$$\Delta k_t = \gamma_1(r_t - r_t^* - (q_{t+1}^e - q_t) - \psi_t)$$

оцењен је коефицијент еластичности промене у токовима капитала (учешће промене портфолио инвестиција у БДП-у) у односу на промене у диференцијалу каматних стопа водећи рачуна о депрецијацији валуте и премији ризика земље.

Како је циљ утврдити еластичност токова капитала у односу на диференцијал каматних стопа коригован за премију ризика, као апроксимација за  $\Delta k_t$  узети су токови у рачуну портфолио инвестиција (обавезе - актива), имајући у виду да портфолио инвестиције представљају компоненту финансијског рачуна платног биланса која је најосетљивија на промене каматних стопа. Раст овако дефинисане варијабле  $\Delta k_t$  подразумева нето прилив портфолио инвестиција у земљу, а пад подразумева нето одлив портфолио инвестиција из земље.

Будући да је коефицијент уз зависну варијаблу са помаком статистички значајан, оцењен је динамички облик модела применом GMM методологије. За потребе оцене параметара модела, коришћена је АВ једностепена процедура. Иако двостепена процедура даје ефикасније оцене, услед проблема инструмената који проистиче из чињенице да је узорак са великим Т и малим бројем индивидуалних земаља, за потребе ове оцене, коришћена је једностепена процедура.

Како је независна варијабла у једначини диференцијал каматних стопа коригован за очекивану депрецијацију и премију ризика, а подаци о премији ризика мереном *EMBI* (*Emerging Markets Bond Index*) не постоје за све земље у узорку, узорак који је коришћен за оцену ове једначине је мањи у односу на узорак коришћен за оцену осталих једначина<sup>51</sup>. Резултати динамичке панел регресије су приказани у Табели 2.6<sup>52</sup>:

**Табела 2.15** Оцењени коефицијенти једначине финансијског рачуна платног биланса

Зависна варијабла: $\Delta k_t$		
Варијабла	Коефицијент	p-вредност
$\Delta k_{t-1}$	0,11	0,034
$(r_t - r_t^* - (q_{t+1}^e - q_t) - \psi_t)$	0,19	0,000
Константа	0,001	0,295
AB(1) $z = -6,89$ Pr > z = 0,00	Sargan test $\chi^2$ (290) = 341,56	
AB(2) $z = 1.12$ Pr > z = 0,409	Prob > chi2 = 0,238	

<sup>51</sup> Земље за које постоји конзистентна временска серија премије ризика *EMBI* су Србија (од Т1 2005.), Румунија (Т1 2012.), Пољска (Т4 2002.), Мађарска (Т4 2002.).

<sup>52</sup> Како би се избегла грешка спецификације услед изостављања релевантних регресора, у панел регресији су контролисани ефекти других независних варијабли које нису од значаја за потребе модела оптимизације монетарне политике па њихови коефицијенти нису приказани.

Оцењени коефицијенти регресије, као и тестови спецификације који се односе на аутокорелацију на другој доцњи и *Sargan* тест прекомерне идентификованости, показују да модел задовољава статистичка својства.

Када је реч о параметру скалирања,  $\delta$ , из једначине 33:

$$ca_t + \Delta k_t = \delta \Delta R_t$$

вредност је утврђена на нивоу од 0,28 која одговара односу позиције нето портфолио инвестиција и девизних резерви у платном билансу Србије у 2017. години и у складу је са вредношћу овог параметра од 0,5 која је коришћена у *Ghosh et al.* (2016.)<sup>53</sup>. Упоредни приказ параметара једначине токова капитала дат је у Табели А.2.3.д у Прилогу Глави 2.

#### *Једначина агрегатне понуде*

Полазећи од једначине 23:

$$\pi_t = \mu_1 \pi_{t+1}^e + \mu_1 \pi_{t-1} + \mu_2 u_t + \rho(q_t - q_{t-1})$$

Филипсова крива оцењена је методом динамичких панела, с обзиром на то да се и зависна варијабла са помаком, као и будућа вредност зависне варијабле јављају са десне стране једнакости. За оцену ове једначине, по угледу на *Clarida et al.* (2000.) коришћена је GMM методологија<sup>54</sup>. За потребе параметризације једначине агрегатне понуде као зависна варијабла фигурише међугодишња инфлација, али је услед потенцијалних разлика у ефекту преливања са девизног курса на цене између земаља са ниским степеном евроизације и земаља са високим степеном евроизације, оцењено два модела једначине агрегатне понуде. У првом моделу оцењена је једначина агрегатне понуде за Мађарску, Пољску и Чешку, док је у другом моделу оцењена једначина агрегатне понуде за Албанију, Румунију и Србију. Резултати модела сумирани су у Табели 2.7:

<sup>53</sup> Робустност резултата је тестирана оценом функције импулсног одзива одређивањем параметра  $\delta$  на нивоу из *Ghosh et al.* (2016.) од 0,5 и у овом случају су потврђени резултати добијени на основу оригиналне параметризације.

<sup>54</sup> Услед великог броја инструмената, и поред предности које двостепена процедура има, за оцену параметара је коришћена једностепена *Arellano Bond 2* процедура.

**Табела 2.16** Оцењени коефицијенти једначине агрегатне понуде

Зависна варијабла: међугодишња стопа инфлације ( $\pi_t$ ) – Мађарска, Пољска, Чешка			Зависна варијабла: међугодишња стопа инфлације ( $\pi_t$ ) – Албанија, Румунија, Србија		
Варијабла	Коефицијент	$p$ -вредност	Варијабла	Коефицијент	$p$ -вредност
$\pi_{t+1}^e$	0,50	0,000	$\pi_{t+1}^e$	0,60	0,000
$\pi_{t-1}$	0,50	0,000	$\pi_{t-1}$	0,39	0,000
$y_t$	0,04	0,058	$y_t$	0,10	0,030
$(q_t - q_{t-1})$	0,03	0,001	$(q_t - q_{t-1})$	0,14	0,000
Константа	-0,000	0,565	Константа	0,001	0,399
АВ(1)z=-6,26 Pr > z = 0,00 АВ(2) z=-0,81 Pr > z = 0,416			АВ(1)z=-6,41 Pr > z = 0,00 АВ(2) z=1,62 Pr > z = 0,105		
Sargan test $\chi^2 = 123,49$ Prob > chi2 = 0,149			Sargan test $\chi^2 = 123,64$ Prob > $\chi^2 = 0,441$		

**Извор:** Прорачун аутора

Оцењени коефицијенти су у складу са резултатима других аутора, при чему треба имати у виду да су *Ghosh et al.* (2016.) и *Svensson* (1998.), параметре модела дефинисали на основу теоријских претпоставки, док су други аутори параметре калибрисали на основу оцењених модела. Када је реч о ауторима који су вредности параметара заснивали на емпиријским оценама, коефицијенти добијени *GMM* методом су у складу са коефицијентима из *Moron & Winkelried* (2005.) у којима је оцењени коефицијент уз очекивану инфлацију већи од коефицијента уз инфлацију из претходног периода. Оваква вредност коефицијената указује на то да се и економије посматране у овом узорку у већој мери ослањају на очекивано кретање цена, него на кретање цена из претходног периода.

Као што се може видети на основу резултата приказаних у Табели 2.7, постоји разлика у динамици међугодишње инфлације у земљама са ниским степеном евроизације у односу на земље са високим степеном евроизације. Оцењени коефицијент еластичности међугодишње инфлације у односу реалну депрецијацију према оцењеној јачини утицаја у случају земаља са високим степеном евроизације (14%) нешто је јачи од оног оцењеног у *Moron & Winkelried* (2005.) за случај финансијски рањиве економије (8,5%). Оцењени коефицијент је у складу са коефицијентом за ефекат преливања девизног курса на цене који је коришћен у



Ђукић *et al.* (2010.) Такође, нешто је јачи оцењени утицај девизног курса на цене у земљама са ниским степеном евроизације (0,03) у односу на онај у *Moron & Winkelried* (2005.) који је износио 0,01.

#### Једначина премије ризика

Полазећи од једначине 34:

$$\psi_t = \theta_4 \psi_{t-1} - \theta_1 y_t + \theta_2 \lambda (r_t^* + (q_t - q_{t-1})) + \theta_3 (1 - \lambda) r_t$$

услед статистички значајне оцене коефицијента уз зависну променљиву из претходног периода, и ова једначина је оцењена GMM методом. Као зависна променљива фигурише циклична компонента премије ризика земље мерена *EMBI* (*Emerging Markets Bond Index*). Имајући у виду да конзистентне серије података о кретању премије ризика не постоје за све земље у узорку (Албанија и Чешка), односно за читав посматрани период (подаци за Румунију су доступни од Т1 2012.), једначина премије ризика оцењена је на подскупу података који чине Србија, Пољска и Мађарска за период од Т2. 2005 – Т4. 2017. Резултати панел GMM регресије оцењене једностепеном *Arellano Bond 2* процедуром приказани су у Табели 2.8<sup>55</sup>.

**Табела 2.17** Оцењени коефицијенти једначине премије ризика на панел подацима

Зависна варијабла: <i>embi_hp<sub>t</sub></i>		
Узорак: Мађарска, Пољска и Србија Т2 2005 – Т4 2017		
Варијабла	Коефицијент	р-вредност
<i>embi_hp<sub>t-1</sub></i>	0,60	0,000
$(q_t - q_{t-1})$	0,08	0,002
$y_t$	-0,05	0,079
$r_t$	0,04	0,000
$r_t^*$	0,16	0,043
константа	0,00	0,001
AB(1) $z = -1,47$ Pr > z = 0,143	Sargan test $\chi^2(267) = 283,42$	
AB(2) $z = -1,21$ Pr > z = 0,226	Prob > $\chi^2 = 0,234$	

**Извор:** Прорачун аутора

<sup>55</sup> Услед великог броја инструмената, и поред предности које двостепена процедура има, за оцену параметара је коришћена једностепена *Arellano Bond 2* процедура.

Оцењени коефицијент уз зависну варијаблу са помаком (0,60) је нижи у односу на коефицијент који су користили *Moron & Winkelried* (2005.), а који износи 1. Имајући у виду да је теоријска поставка једначине различита у односу на једначину из *Moron & Winkelried* (2005.), односно да и у случају финансијски рањиве и у случају финансијски јаке економије подразумева негативну везу између премије ризика и домаће агрегатне тражње, као и позитивну везу између депрецијације девизног курса и премије ризика, оцењени коефицијенти уз јаз БДП-а нису упоредиви са резултатима поменутих аутора.

Поред оцењене једначине, која је коришћена у моделу са једним временским периодом, с обзиром на то да скуп података над којима је оцењена *GMM* спецификација обухвата земљу са ниским степеном евроизације (Пољска) и једну земљу са високим степеном евроизације (Србија) што може утицати на потцењивање коефицијената који се односе на земљу са високим степеном евроизације, разматрана је и алтернативна оцена параметара.

Наиме, како би се тестирало да ли једначина 34 описује динамику премије ризика земље, односно да ли је еластичност премије ризика земље у односу на девизни курс виша у евроизованој земљи или не, оцењене су две појединачне *GMM* једначине и то за Србију као земљу са највишим степеном евроизације и Пољску као земљу са најнижим степеном евроизације од земаља у узорку.

Резултати су приказани у Табели 2.9:

**Табела 2.18** Оцењени коефицијенти једначине премије ризика на подацима временских серија за Србију и Пољску

Земља са ниским степеном евроизације: Пољска			Земља са високим степеном евроизације: Србија		
Зависна варијабла: $embi\_hp_t$			Зависна варијабла: $embi\_hp_t$		
Варијабла	Коефицијент	$p$ -вредност	Варијабла	Коефицијент	$p$ -вредност
$embi\_hp_{t-1}$	0,49	0,000	$embi\_hp_{t-1}$	0,50	0,000
$(q_t - q_{t-1})$	0,055	0,000	$(q_t - q_{t-1})$	0,26	0,000
$y_t$	-0,01	0,079	$y_t$	-0,017	0,0898
$r_t$	0,047	0,000	$r_t$	0,036	0,0115
$r_t^*$	0,005	0,043	$r_t^*$	0,017	0,0414
JB=1,243455			JB=1,847357		
$p(JB)=0,537016$			$p(JB)=0,397$		
Cragg-Donald F-stat =8,33			Cragg-Donald F-stat =4,7		

**Извор:** Прорачун аутора

Као што се може видети на основу резултата из Табеле 2.9, постоји разлика у оцењеним вредностима коефицијената уз депрецијацију и домаћу, односно инострану каматну стопу за земљу са најнижим степеном евроизације (Пољска) и за земљу са највишим степеном евроизације (Србија). Имајући то у виду, приликом калибрисања једначине премије ризика за потребе решавања динамичког модела оптимизације, коришћени су параметри приказани у Табели 2.9. За потребе калибрисања једначине премије ризика за земљу са ниским степеном евроизације коришћени су параметри оцењени за Пољску, док су за потребе калибрисања исте једначине за земљу са високим степеном евроизације коришћени параметри који су оцењени за Србију.

*Преглед параметара модела*

Пратећи досадашњу литературу на тему оптималне монетарне политике, као и емпиријску анализу приказану у Одељку 2.3.2.4, динамички модел је нумерички решен користећи параметре приказане у Табели 2.10:

**Табела 2.19** Преглед параметара функције циља и динамичких ограничења

Земља са ниским степеном евроизације		Земља са високим степеном евроизације	
Параметри функције циља			
$a$		0,5	
$b$		1	
$c$		0,05	
$d$		0,1	
$e$		0,01	
$\beta$		0,99	
Параметри једначине текућег рачуна			
	$\phi_1$	0,16	
	$\phi_2$	-0,26	
Параметри једначине токова капитала/платног биланса			
	$\gamma_1$	0,2	
	$\delta$	0,28	
Параметри једначине агрегатне тражње			
	$\omega_1$	0,43	
	$\omega_2$	0,41	
	$\varphi_1$	0,03	
	$\varphi_2$	-0,13	
	$\omega_3$	0,11	
Параметри једначине инфлације			
Ниска евроизација		Висока евроизација	
	$\mu_1$	$\mu_1$	0,6
	$\mu_2$	$\mu_2$	0,4
	$\mu_3$	$\mu_3$	0,10
	$\rho$	$\rho$	0,14
Параметри једначине премије ризика			
Ниска евроизација		Висока евроизација	
	$\psi_{t-1}$	$\psi_{t-1}$	0,5
	$\theta_2$	$\theta_2$	0,3
	$\theta_3$	$\theta_3$	0,03
	$\theta_1$	$\theta_1$	-0,01

**Извор:** Прорачун аутора

#### *2.3.2.5. Анализа функције импулсног одзива*

Након решавања модела нумерички користећи параметре приказане у Одељку 2.3.2.4. и алгоритма описаног у Одељку А.2.1 у Прилогу Глави 2, можемо анализирати функцију импулсног одзива, односно реакцију централне банке у односу на егзогени раст иностране каматне стопе и егзогени пад домаће агрегатне тражње у два режима монетарне политике и у односу на то да ли се ради о економији са високим или са ниским степеном финансијске евроизације.

#### *Реакција на егзогени раст иностране каматне стопе*

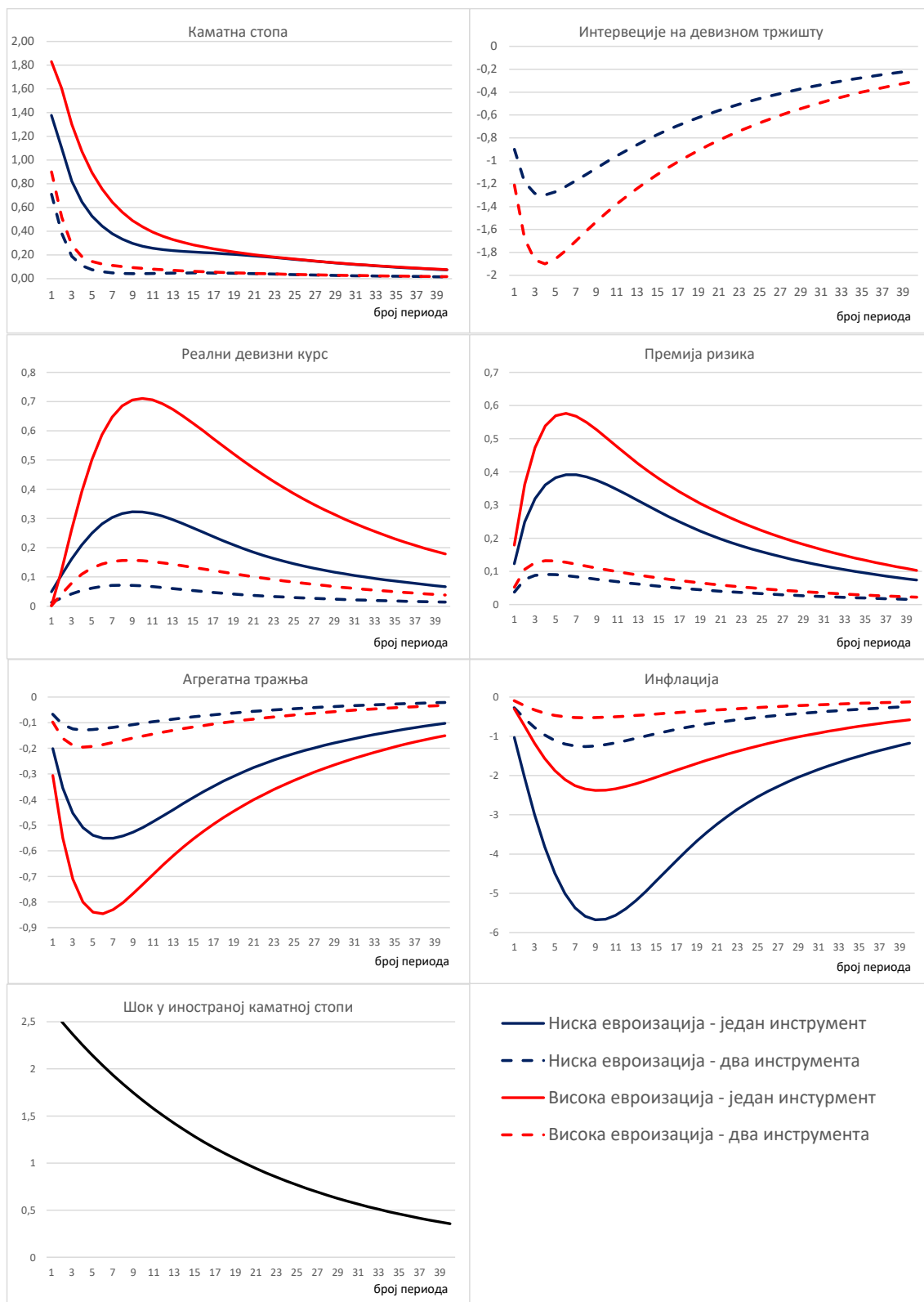
У првом кораку анализирано је преливање егзогеног раста иностране каматне стопе (који је моделиран као једнократни пораст иностране каматне стопе у периоду 1 који постепено ишчезава – перзистентност шока мерена је параметром  $\alpha_i^* = 0,95$ ) на кључне макроекономске варијабле (Графикон 2.10). На Графикону 2.10 је приказана реакција кључних варијабли у моделу у четири различита случаја: централна банка користи један инструмент монетарне политике и централна банка користи два инструмента монетарне политике, при чему су ова два режима монетарне политике приказана у случају високо евроизоване земље и у случају земље са ниским степеном финансијске евроизације.

Као што се може видети на Графикону 2.10, централна банка ће реаговати на овакав шок подизањем каматне стопе. На овај начин ће смањити подстицај инвеститора за одливањем капитала из земље и последично депрецијацију валуте. Са Графикона 2.10 се такође може уочити да ће степен у коме ће централна банка повећати каматну стопу зависити како од степена евроизације економије, тако и од тога да ли централна банка на располагању има додатни инструмент монетарне политике у виду интервенција на ДТ-у или нема. Као последица раста каматне стопе у иностранству, који ће допринети да улагање у домаће хартије од вредности постане релативно мање исплативо и последично подстаћи одлив капитала, доћи ће до депрецијације локалне валуте. Иако је у првом периоду депрецијација локалне валуте у оба случаја (евроизоване и неевроизоване економије) на приближно истом нивоу, раст премије ризика земље је већи у случају евроизоване економије (услед

већег пада агрегатне тражње и услед већег ефекта који депрецијација има на премију ризика). У наредном периоду, већи раст премије ризика доводи до тога да валута евроизоване земље више депрецира што наводи централну банку евроизоване земље да рестриктивнију монетарну политику у односу на земљу са ниским степеном евроизације.

Поређењем функција импулсног одзива у случају када централна банка има на располагању само један инструмент и случај када користи интервенције на ДТ-у као допунски инструмент монетарне политике (пуна у односу на непрекидану линију), можемо закључити да ће централна банка која користи интервенције на ДТ-у као допунски инструмент и у случају високог и у случају ниског степена евроизације када се суочи са растом иностране каматне стопе бити у мањој мери рестриктивна, будући да јој интервенције на ДТ-у омогућавају да део депрецијацијских притисака апсорбује продајом девиза.

Уколико посматрамо промену нивоа девизних резерви (као допунски инструмент монетарне политике) са Графикона 2.10 можемо уочити да ће у случају раста иностране каматне стопе, централна банка у евроизованој економији у већој мери тежити да интервенише на девизном тржишту у поређењу са економијом са ниским степеном евроизације. Што се самих интервенција на ДТ-у тиче, обе економије ће као реакцију на негативан шок у агрегатној тражњи, тежити да ублаже депрецијацијске притиске на валуту продајом стране валуте на девизном тржишту, при чему ће интензитет продаје најпре бити израженији да би затим постепено опадао и приближио се равнотежној вредности (иницијално утврђеној на нивоу од 0). Дакле, када се економија суочава са егзогеним растом иностране каматне стопе, њена реакција ће бити условљена степеном евроизације, као и инструментима монетарне политике које има на располагању. У случају када постоје интервенције на девизном тржишту, економија са високим степеном евроизације ће незнатно више подићи каматну стопу у односу на земљу са ниским степеном евроизације. Остале варијабле од значаја ће се такође приближити нивоу варијабли у земљи са ниским степеном евроизације, али оно што можемо закључити на основу Графикона 2.10 јесте да ће смањена волатилност варијабли бити омогућена по цену знатно већих интервенција на девизном тржишту.



Извор: Прорачун аутора

**Графикон 2.9** Реакција централне банке и макроекономских варијабли на шок у иностраној каматној стопи

Облик функције импулсног одзива приказан на Графикону 2.10 у складу је са функцијом импулсног одзива представљеном у *Ghosh et al.* (2016.) према којој као реакција на раст иностране каматне стопе долази до раста домаће каматне стопе, пада резерви (продаје девизних резерви), депрецијације реалног девизног курса, пада инфлације и пада БДП-а.

#### *Реакција на егзогени пад агрегатне тражње*

Када је реч о реакцији монетарне политике на егзогени пад агрегатне тражње у износу од -1 п.п. јаза БДП-а, који се догађа у периоду 1 ( $\varepsilon_1 = -1,0$ ) и који постепено ишчезава (перзистентност шока у агрегатној тражњи исказана је параметром  $\alpha_u=0,95$ ), на Графикону 2.11 можемо видети да ће централна банка на овакав шок, очекивано, реаговати снижавањем каматне стопе.

На Графикону 2.11 се, такође, може видети да ће реакција централне банке зависити од тога да ли је каматна стопа једини инструмент монетарне политике или централна банка користи и интервенције на ДТ-у као допунски инструмент, као и од тога да ли се ради о земљи са ниским или високим степеном финансијске евроизације. Иако је интуитивно очекивати да ће негативан шок у агрегатној тражњи довести до релаксације монетарне политике, можемо видети да ће у случају евроизоване економије, степен релаксације монетарне политике бити нешто мањи у поређењу са степеном релаксације у случају када економија има низак степен евроизације. Разлог за то можемо пронаћи у чињеници да релаксација монетарне политике доводи до депрецијације домаће валуте, која у случају евроизоване економије доводи до повећања премије ризика земље.

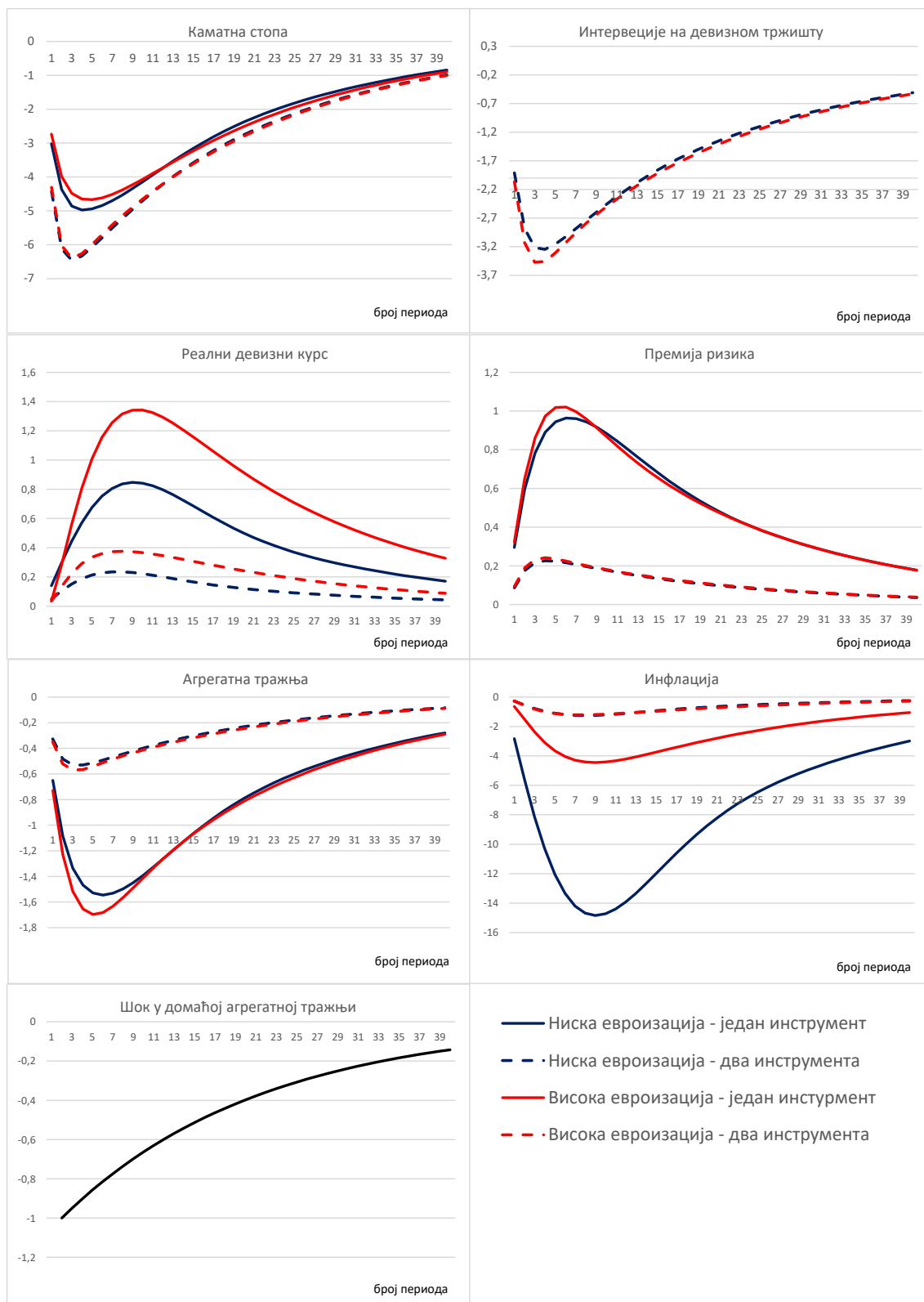
Још један значајан закључак ове анализе јесте ефекат који увођење интервенција на девизном тржишту има на избор оптималне каматне стопе као и на кретање осталих варијабли у економији. Поређењем на графикону функција импулсног одзива у случају када централна банка има на располагању само један инструмент и случај када на располагању има и интервенције на ДТ-у као допунски инструмент монетарне политике (пуна у односу на испрекидану линију), можемо закључити да ће централна банка и у случају високог и у случају ниског степена евроизације када



се суочава са егзогеним падом агрегатне тражње, бити у могућности да у већој мери снизи каматну стопу уколико на располагању има оба инструмента монетарне политике него у случају када на располагању има само један инструмент монетарне политике. Разлог за овакво понашање централне банке лежи у томе што у одсуству других инструмената монетарне политике (у овом случају интервенција на девизном тржишту), једини инструмент који централна банка има на располагању да утиче на пад у агрегатној тражњи јесте каматна стопа. Међутим, спуштањем каматне стопе, централна банка очекује да ће доћи до одлива капитала који ће се одразити на кретање девизног курса и последично на премију ризика. Из тог разлога, централна банка обазриво доноси одлуку о релаксацији монетарне политике. С друге стране, када централна банка има на располагању и интервенције на девизном тржишту, она ће продајом стране валуте на девизном тржишту ублажити део депрецијацијских притисака произашлих по основу одлива капитала и самим тим отворити простор за додатну релаксацију монетарне политике.

Разлог за то јесте што у одсуству другог инструмента монетарне политике, једини начин да апсорбује негативан шок у агрегатној тражњи јесте снижавање каматне стопе, али у мери у којој не угрожава стабилност финансијског система.

Уколико посматрамо промену девизних резерви (као допунски инструмент монетарне политике) са Графикана 2.11 можемо уочити да ће у случају негативног шока у агрегатној тражњи, централна банка у евроизованој економији у већој мери тежити да интервенише на девизном тржишту у поређењу са економијом са ниским степеном евроизације. Што се самих интервенција на девизном тржишту тиче, обе економије ће као реакцију на негативан шок у агрегатној тражњи, тежити да ублаже депрецијацијске притиске на валуту продајом стране валуте на девизном тржишту, при чему ће интензитет продаје најпре бити израженији да би затим постепено опадао и приближио се равнотежној вредности (иницијално утврђеној на нивоу од 0). Међутим, за разлику од шокова на финансијском тржишту (Графикон 2.10) где се може уочити значајна разлика у реакцији монетарне политике евроизоване у односу на мање евроизовану земљу, у случају реалног шока, ова разлика је знатно мања.



Извор: Прорачун аутора

**Графикон 2.10** Реакција централне банке и макроекономских варијабли на негативан шок у агрегатној тражњи

Облик функције импулсног одзива приказан на Графикону 2.11 у складу је са функцијом импулсног одзива представљеном у *Ghosh et al.* (2016.) према којој као реакција на негативан шок у агрегатној тражњи долази до пада БДП-а, домаће каматне стопе, пада резерви (продаје девизних резерви), депрецијације реалног девизног курса, пада инфлације. Слични резултати приказани су и у *Garcia et al.* (2011.) где као последица пада агрегатне тражње долази до пада БДП-а, пада инфлације, депрецијације девизног курса, раста премије ризика и пада каматне стопе.

#### 2.3.2.6. Оцена имплицитне волатилности варијабли од интереса и анализа губитка у благостању

Поред анализе функције импулсног одзива која омогућава праћење реакције централне банке и осталих макроекономских варијабли на шок у иностраној каматној стопи и/или агрегатној тражњи који се дешава у тренутку 1 а затим постепено ишчезава, модел рационалних очекивања нам омогућава и анализу функције благостања централне банке.

Са циљем тестирања Хипотезе 5: *Увођење интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента централне банке утиче на ефикасност мера монетарне политике у економији у развоју са двовалутним монетарним системом* оцењена је вредност функције циља у условима већ поменутих шокова, и извршено је поређење вредности функције циља у оптимуму у зависности од тога да ли централна банка користи један, односно два инструмента монетарне политике.

Како је наведено у Одељку 2.3.2.1, централна банка оптимизује функцију циља:

$$CB_0 = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i CB_{t+i}$$

уз динамичка ограничења наведена у одељку 2.3.2.2., где  $\beta^t$  представља дисконтни фактор и уз претпоставку да  $\beta^t \rightarrow 1$ , лимес једначине 21 ће бити дат безусловним очекивањем, односно (видети Moron & Winkelried, 2005):

$$E[CB_t] = a \text{ var}(y_t) + b \text{ var}(\pi_t) + c \text{ var}(\Delta R_t) + d \text{ var}(q_t) + e \text{ var}(i_t) \quad 22$$

Како бисмо израчунали вредност функције циља у сваком од посматраних случајева, неопходно је израчунати имплицитну волатилност сваке од варијабли.

За потребе оцене имплицитне волатилности примењена је методологија из *Blake & Fernandez-Corugedo* (2010) која је заснована на оцени момената.

На основу оцењених момената модела, могуће израчунати вредност функције циља у сваком од посматраних случајева (са увођењем интервенција на девизном тржишту и без интервенција) и анализирати промене у губитку централне банке проистекле из увођења интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике централне банке.

Резултати приказани у наставку указују на то да увођење интервенција на девизном тржишту у сваком од посматраних примера (шок у агрегатној тражњи, шок у иностраној каматној стопи, земља са високим степеном евроизације и земља са ниским степеном евроизације) доводи до смањења вредности функције губитка централне банке. Дакле, узимајући у обзир оцењене параметре за сваку економију, као и узимајући као дат степен евроизације земље, *увођење интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике доводи до повећања благостања, односно до смањења губитка у циљаној функцији централне банке.*

**Табела 2.20** Вредност функције циља (губитка) централне банке у зависности од шока, степена евроизације и режима монетарне политике

		Шок у иностраној каматној стопи	Шок у агрегатној тражњи
ниска евроизација	један инструмент	$CB_0=0,67\%$	$CB_0=28,54\%$
	два инструмента	$CB_0=0,15\%$	$CB_0=9,39\%$
висока евроизација	један инструмент	$CB_0=1,39\%$	$CB_0=31,38\%$
	два инструмента	$CB_0=0,31\%$	$CB_0=9,89\%$

**Извор:** Прорачун аутора

Имајући у виду резултате приказане у Табели 2.11, може се извести закључак да не постоји довољно доказа за одбацивање Хипотезе 5, односно да увођење интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента централне банке утиче на ефикасност мера монетарне политике у економији у развоју са двовалутним монетарним системом.

### 2.3.2.7. *Анализа ефекта увођења интервенција на девизном тржишту на однос волатилитета инфлације и реалне депрецијације*

Поред наведених закључака, анализа оцењених момената је значајна и са аспекта потенцијалних ефеката на даље кретање степена евроизације. За потребе тестирања Хипотезе 6: *Мере монетарне политике матичне земље у односу на чију валуту су индексирани обавезе и кредити у домаћем финансијском систему могу се одразити на структуру портфолија пословних банака у земљи са израженим степеном финансијске евроизације* анализирано је како ће се у условима шока у иностраној каматној стопи (претпоставимо да се ради о каматној стопи Европске Централне Банке) одлуке централне банке у вези са оптималним сетом мера одразити на однос волатилитета очекиване инфлације и реалне депрецијације.

Наиме, уколико узмемо у обзир резултате из *Ize & Levy Yeyati (2003.)*, као и резултате приказане у Глави 1, где је показано да други моменти очекиване инфлације и реалне депрецијације имају ефекат на кретање степена евроизације, онда стављањем у однос волатилности очекиване инфлације и волатилности очекиване депрецијације, можемо да оценимо потенцијалне повратне ефекте увођења интервенција на девизном тржишту на кретање степена евроизације.

Анализа функције импулсног одзива приказана у Одељку 2.3.2.5. је указала на то да ће евроизована земља у већој мери интервенисати на девизном тржишту у случају шока у односу на земљу која има мањи степен евроизације. Као резултат интервенција на девизном тржишту долази до умереније реалне депрецијације, као и до умеренијег пада инфлације. Међутим, у сваком од поменутих примера, након увођења интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике, доћи ће до смањења волатилности инфлације, али и до нешто израженијег смањења волатилности девизног курса. Као резултат, рацио  $\frac{\sigma_{\pi_e}}{\sigma_{q_e}}$  ће порасти након увођења интервенција на девизном тржишту. Уколико са  $\frac{\sigma_{\pi_{e,1}}}{\sigma_{q_{e,1}}}$  обележимо рацио односа волатилитета очекиване инфлације и очекиваног реалног девизног курса уколико централна банка има на располагању само један инструмент монетарне политике, и са  $\frac{\sigma_{\pi_{e,2}}}{\sigma_{q_{e,2}}}$  овај рацио у случају када централна

банка користи и интервенције на девизном тржишту, тада ће однос између ова два

рација  $\frac{\frac{\sigma_{\pi_{e,2}}}{\sigma_{q_{e,2}}}}{\frac{\sigma_{\pi_{e,1}}}{\sigma_{q_{e,1}}}}$  указивати на потенцијалне ефекте на кретање евроизације. Уколико је

овај однос већи од 1, тада увођење интервенција на девизном тржишту у већој мери доводи до смањења волатилности реалног девизног курса у односу на волатилност инфлације. Анализа односа волатилитета инфлације и реалног девизног у условима једног и два инструмента монетарне политике приказана је у Табели 2.12.

**Табела 2.21** Промена односа волатилности инфлације и реалног девизног курса након увођења интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике

	Шок у иностраној каматној стопи	Шок у агрегатној тражњи
ниска евроизација	$\frac{\frac{\sigma_{\pi_{e,2}}}{\sigma_{q_{e,2}}}}{\frac{\sigma_{\pi_{e,1}}}{\sigma_{q_{e,1}}}}=1,28$	$\frac{\frac{\sigma_{\pi_{e,2}}}{\sigma_{q_{e,2}}}}{\frac{\sigma_{\pi_{e,1}}}{\sigma_{q_{e,1}}}}=1,34$
висока евроизација	$\frac{\frac{\sigma_{\pi_{e,2}}}{\sigma_{q_{e,2}}}}{\frac{\sigma_{\pi_{e,1}}}{\sigma_{q_{e,1}}}}=1,12$	$\frac{\frac{\sigma_{\pi_{e,2}}}{\sigma_{q_{e,2}}}}{\frac{\sigma_{\pi_{e,1}}}{\sigma_{q_{e,1}}}}=1,09$

**Извор:** Прорачун аутора

Овај резултат може бити од посебног значаја приликом анализе потенцијалних ефеката увођења интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике будући да се потенцијално стварање амбијента за даљи раст евроизације кроз повећану стабилност девизног курса у односу на стабилност цена често занемарује. Такође, треба нагласити да су ефекти на целокупно благостање економије значајни, па би у случају избора политике која подразумева интервенције на девизном тржишту требало упоредо разматрати мере макропруденцијалне политике које би у том периоду ограничиле даљи раст евроизације.

Имајући у виду резултате приказане у Табели 2.12, можемо закључити да не постоји довољно доказа за одбацивање Хипотезе 6.

### 2.3.2.8. *Анализа ефеката повећања пондера који девизни курс има у функцији циља централне банке на однос волатилности инфлације и реалног девизног курса*

Циљ ове анализе јесте да испита реакцију централне банке, кретање вредности функције циља и односа волатилитета инфлације и реалног девизног курса, уз претпоставку да приликом одређивања пондера које ће доделити појединачним циљевима, централна банка додељује једнак пондер волатилности девизног курса и волатилности јазу БДП-а. Наиме, параметар  $d$  у овом случају расте на 0,5 док остали параметри у моделу остају исти.

Као и у претходном одељку, са  $\frac{\sigma_{\pi_{e,1}}}{\sigma_{q_{e,1}}}$  ће бити обележен рацио односа волатилитета очекиване инфлације и очекиваног реалног девизног курса уколико централна банка има на располагању само један инструмент монетарне политике, а са  $\frac{\sigma_{\pi_{e,2}}}{\sigma_{q_{e,2}}}$

овај рацио у случају када централна банка користи и интервенције на девизном

тржишту. Однос између ова два рација  $\frac{\frac{\sigma_{\pi_{e,2}}}{\sigma_{q_{e,2}}}}{\frac{\sigma_{\pi_{e,1}}}{\sigma_{q_{e,1}}}}$  ће указати на то да ли увођење

интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента доводи до пропорционално већег смањења волатилности девизног курса у односу на смањење волатилности инфлације.

Резултати приказани у Табели 2.13 указују на то да у случају када централна банка повећава пондер који је доделила стабилности реалног девизног курса у односу на пондер додељен стабилности инфлације, БДП-а и каматних стопа, долази до пропорционално већег смањења волатилности девизног курса у односу на смањење волатилности инфлације у односу на случај када централна банка додељује највећи пондер стабилности инфлације, два пута мањи пондер стабилности БДП-а и десет пута мањи пондер стабилности девизног курса који је описан у претходном одељку.

Резултати приказани у Табели 2.13 су посебно од значаја са аспекта калибрисања мера монетарне политике у случају негативних монетарних или реалних шокова јер указују на то да уколико одлуку о каматној стопи и интервенцијама на девизном тржишту централна банка доноси са циљем стабиловања девизног курса, уз

релативно слабљење значаја који придаје стабилности инфлације и БДП-а, централна банка може створити подстицајне услове за раст евроизације. Уколико узмемо у обзир резултате из Одељка 2.3.2.6 (Табела 2.11) који указују на то да и поред већег степена интервенција на девизном тржишту, евроизована земља остварује мањи степен благостања (виша вредност функције губитка у оптимуму), долазимо до закључка да би потенцијални раст евроизације (у одсуству мера макропруденцијалне политике) могао да доведе до тога да су потребни све већи напори у виду интервенција на девизном тржишту да би се остварио степен благостања који ће бити испод нивоа који би био доступан у случају ограниченог степена евроизације.

**Табела 2.22** Промена односа волатилности инфлације и реалног девизног курса након увођења интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике, у случају раста пондера који девизни курс има у функцији циља централне банке

	Шок у иностраној каматној стопи	Шок у агрегатној тражњи
ниска евроизација	$\frac{\frac{\sigma_{\pi_{e,2}}}{\sigma_{q_{e,2}}}}{\frac{\sigma_{\pi_{e,1}}}{\sigma_{q_{e,1}}}} = 1,84$	$\frac{\frac{\sigma_{\pi_{e,2}}}{\sigma_{q_{e,2}}}}{\frac{\sigma_{\pi_{e,1}}}{\sigma_{q_{e,1}}}} = 1,90$
висока евроизација	$\frac{\frac{\sigma_{\pi_{e,2}}}{\sigma_{q_{e,2}}}}{\frac{\sigma_{\pi_{e,1}}}{\sigma_{q_{e,1}}}} = 1,39$	$\frac{\frac{\sigma_{\pi_{e,2}}}{\sigma_{q_{e,2}}}}{\frac{\sigma_{\pi_{e,1}}}{\sigma_{q_{e,1}}}} = 2,19$

Извор: Прорачун аутора

#### Одељак 2.4. Примери коришћених пруденцијалних мера усмерених на ограничавање прекомерног кредитирања у иностраној валути

Имајући у виду резултате приказане у Одељку 2.3.2.7. и Одељку 2.3.2.8. који указују на то да се адекватним мерама монетарне политике може допринети повећању благостања у економији, али да се прекомерна стабилност девизног курса може негативно одразити на постојећи већ висок степен финансијске евроизације, неопходно је адекватном комбинацијом мера монетарне и макропруденцијалне политике деловати у правцу смањења степена финансијске евроизације како би се спречило продубљивање овог проблема. У овом Одељку дат је приказ мера



макропруденцијалне политике које су примењивале земље у Европи и свету са циљем ограничења евроизације кредита.

Према Препорукама Европског Одбора за Системски ризик у вези са кредитирањем у страниј валути из 2011. године (у даљем тексту *ESRB 2011.*)<sup>56</sup> све мере које су примењивале европске земље са циљем ограничавања кредитирања у страниј валути, могу се поделити на:

- мере у виду препорука/упозорења које имају за циљ упознавање корисника кредита са свим потенцијалним ризицима којима су изложени по основу кредита у страниј валути,
- мере којима се утиче на страну тражње за кредитима,
- мере којима се утиче на страну понуде кредита,
- остале мере.

Макропруденцијалне мере којима се утиче на смањење финансијске евроизације преко канала тражње за кредитима, подразумевају диференциране стопе *LTV* и *DPI* рација, као и диференцијацију дужника у односу на кредитну способност. Ови инструменти су углавном усмерени ка томе да при реализацији кредитног ризика, осигурају адекватну кредитну способност дужника. Ове мере су се у многим земљама примењивале искључиво на оне дужнике који нису применили мере заштите од кредитног ризика (нехецоване дужнике). За разлику од мера којима се таргетира страна тражње, мере које су усмерене на страну понуде, креиране су са циљем да осигурају покривеност губитака по основу девизног ризика на адекватном нивоу уколико дође до реализације ризика.

*Мере у виду препорука/упозорења на ризике у вези са кредитима у страниј валути*

Ове мере односе се, пре свега, на активности од стране регулатора (централне банке) који су у одређеним земљама захтевали од банака да јасно дефинишу ризике којима су дужници изложени уколико се задужују у страниј валути и да о потенцијалним ризицима информишу клијенте приликом подношења захтева за кредит (на пример у Мађарској од 2004-2008).

---

<sup>56</sup> [https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/recommendations/2011/ESRB\\_2011\\_1.en.pdf](https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/recommendations/2011/ESRB_2011_1.en.pdf)

Мере у виду препоруке банкама примењује Народна банка Србије од 2015. године када је издала препоруку која подразумева да банке приликом упознавања клијената са условима кредита, израђују и два могућа плана отплате кредита – за кредите са уговореном варијабилном каматном стопом и за кредите с валутном клаузулом, у зависности од могућих кретања тржишних каматних стопа и курса динара. Прописивање ових мера је веома значајно са аспекта ограничења ризика финансијске евроизације, будући да услед нижих каматних стопа на кредите у иностраној валути, становништво често занемарује ризик који са собом носи раст рате услед неочекиване депрецијације у условима у којима су зараде становништва изражене у локалној валути.

Сличне мере се примењују у Хрватској почев од 2015. године од када се од банака захтева да информишу клијенте о доступности сличних производа у домаћој валути као и да приликом подношења захтева за кредит, информишу клијенте о томе колико су дуг и начин сервисирања дуга осетљиви на промене девизног курса и каматне стопе. У истом периоду, централна банка је тежила да унапреди комуникацију са јавношћу у вези са девизним ризиком и ризиком по основу каматних стопа (видети Љубај и Петровић, 2016.).

Када је реч о ефикасности ови мера, Европски одбор за системски ризик процењује да су ове мере на нивоу европске Уније имале одређене ефекте у ограничавању кредитирања у иностраној валути (видети: Препоруке Европског Одбора за Системски ризик у вези са кредитирањем у иностраној валути из 2011), међутим, ефекте ових мера изоловано је тешко квантификовати с обзиром на то да се углавном примењују као део ширег пакета макропруденцијалних мера.

#### *Мере усмерене на страну тражње*

Мере које имају за циљ да утичу на смањење евроизације преко канала на страни тражње за кредитима, попут диференцираног LTV и DTI рација су се у одређеним земљама показале као ефикасне у ограничавању кредитирања у иностраној валути и последично смањењу ризика који из тога произилазе. С обзиром на то да је као један од основних узрока евроизације кредита идентификован диференцијал каматних стопа (који представља фактор на страни тражње), мере које теже да

утичу на тражњу за кредитима су се, према ESRB 2011., показале као ефикасније од осталих мера.

У оквиру мера које имају за циљ да утичу на страну тражње, издвајају се:

- Процена способности дужника за преузимање девизног ризика: хединг статус или процена кредитне способности, мере које су примењивале Аустрија (2008. и 2010.) и Пољска (2006.).
- Рестриктивнији LTV рацио или DTI за кредите у страниј валути у односу на кредите у домаћој валути: Мађарска (2010), Пољска (2010. и 2012.), Румунија (2008.). Србија такође примењује рестриктивнији LTV рацио на кредите у иностраној валути (од 2011.).

#### *Мере на страни понуде*

Мере којима се утиче на смањење евроизације кредита преко канала на страни понуде обухватају: увођење виших пондера ризика за кредите у страниј валути, строжије захтеве за резервисања за кредите у страниј валути, ограничење агрегатне кредитне изложености у страниј валути, ограничења у вези са нето отвореном девизном позицијом и диференцирана стопа обавезне резерве.

Увођење виших пондера за ризик за кредите у страниј валути има за резултат више капиталне захтеве за кредите у страниј валути. Као основни циљ увођења ове мере наводи се формирање додатног износа капитала који би служио банци да покрије потенцијалне губитке уколико би дошло до материјализације кредитног ризика који је индукован девизним ризиком. Поред тога, ова мера доводи до релативног смањења атрактивности кредита деноминованих у страниј валути у поређењу са кредитима у домаћој валути, имајући у виду да доприноси повећању каматних стопа на кредите у страниј валути.

Ову меру примењивале су следеће земље: Аустрија (2001.), Хрватска (у периоду од 2004. – 2010), Грузија (од 2006.), Летонија (2009.), Румунија (2010.), Пољска (2012. – за хипотекарне кредите у страниј валути). Начин на који се ова мера примењивала разликује се у зависности од земље која ју је увела. На пример, у Румунији су уведени виши капитални захтеви оним банкама које су имале значајно вишу изложеност по основу кредитирања у страниј валути у односу на целокупан банкарски сектор. У Хрватској је 2004. уведен виши пондер ризика који се

обрачунава на изложености по кредитима у страној валути који су одобрени нехецованим дужницима. У овој земљи се под нехецованим дужницима сматрају они дужници код је којих износ имовине индексиране у страној валути мањи од 80% износа обавеза индексираних у страној валути. Након увођења Базел II стандарда, ова мера је укинута, будући да нови стандард није дозвољавао обрачун виших пондера ризика за девизно индексиране кредите. Виши пондери ризика за ове кредите нису дозвољени ни према Базел III стандарду који је имплементиран 2018. године, али се тежи да се изврши утицај на смањење учешћа девизно индексираних обавеза кроз издвајања за капиталне захтеве кроз Стуб II. Интересантан је пример Грузије, која с обзиром на то да није чланица ЕУ па је не обавезују банкарске регулативе које важе у Унији, користи диференцирани пондер ризика за кредите у страној валути, не само са циљем да утиче на валутну структуру кредита, већ и са циљем да се утиче на кредитну активност, па је тако у посткризном периоду овај пондер снижен са 100% на 50%, да би затим, након што је оцењено да је раст кредитне активности прекомеран, овај пондер повећан на 75% у 2011. години.

Ограничење агрегатне кредитне изложености у страној валути у Румунији је у периоду 2005 –2007. уведено преко ограничења на 300% капитала банке за кредите који су одобрени становништву или привреди, а чији су приходи у другој валути у односу на валуту у којој је кредит одобрен.

Ограничења у вези са нето отвореном девизном позицијом или додатни капитални захтеви за нето отворену девизну позицију примењивали су се у Летонији (1995.), Литванији (2007.), Румунији (2001.), Србији (од 2006.).

Диференцирана стопа обавезне резерве и диференциране стопе ремунарације представљају инструменте који поред основне улоге утицаја на кредитну активност могу утицати и на валутну структуру, пре свега извора кредитирања (видети Одељак 1.4.4). Диференциране стопе обавезне резерве су примењује у Србији од 2005. године, а поред Србије примењивале су се и у Румунији (од 2004.) и Грузији. С друге стране, диференциране стопе ремунарације обавезне резерве примењују се у Албанији.

### *Остале мере*

Једна од драстичних мера ограничења задуживања у иностраној валути може се видети на примеру Мађарске, која 2010. године забранила банкама издавање хипотекарних кредита у иностраној валути.

С друге стране, у Румунији је кредитирање становништва у иностраној валути ограничено прописом из 2008. године према коме су банке дужне да адекватно утврде ниво задужености становништва у случају када би дошло до материјализације девизног и ризика каматне стопе. У Хрватској су у складу са Законом о стамбеном потрошачком кредитирању из 2017. године банке у обавези са обавесте дужнике уколико услед промене девизног курса дође до раста рате за више од 20%.

Почев од 2018. године, у Србији је уведен заштитни слој капитала за системски ризик са циљем ограничавања проблема евроизације. Имајући у виду да је финансијска евроизација оцењена као системски ризик по финансијски систем у Србији, Народна банка Србије је прописала да су све банке које имају степен евроизације изнад 10% дужне да издвајају додатни заштитни слој капитала у износу од 3% изложености у иностраној валути. Ова мера иако свим банкама прописује једнак проценат заштитног слоја капитала, заправо диференцира банке према степену финансијске изложености у иностраној валути и ствара подстицајне услове да банке теже да сниже изложеност у иностраној валути у корист локалне валуте.

Узимајући у обзир све горе наведено, може се извести закључак да постоји широк спектар макропруденцијалних мера које су монетарним ауторитетима на располагању за ограничавање проблема финансијске евроизације. Међутим, приликом доношења одлуке које ће се конкретне мере увести, треба имати у виду искуства других земаља, а нарочито чињеницу да су одређене мере попут присилне конверзије депозита, односно кредита из стране у локалну валуту доводиле до повлачења штедње, односно раста прекограничног задуживања, чиме су неутралисани иницијални позитивни ефекти на пад евроизације. Искуства земаља које су успешно спровеле процес де-евроизације/де-доларизације говоре у прилог томе да су се тржишно засноване мере показале као ефикасније у поређењу са принудним мерама.

## Одељак 2.5. Закључна разматрања

У овој Глави приказана је анализа ефеката увођења интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике са аспекта утицаја на кључне макроекономске варијабле, њихов волатилитет, као и благостање у малој отвореној економији. Проширивањем анализе са статичког модела мале отворене привреде, који недвосмислено указује на побољшања до којих доводи увођење додатног инструмента монетарне економије, на модел рационалних очекивања са бесконачним бројем периода, омогућава се увид у потенцијалне повратне ефекте које интервенције на девизном тржишту могу имати на повећање рањивости мале отворене економије на иностране и домаће шокове. Поред тога, кроз анализу ефеката на волатилитет кључних макроекономских варијабли у моделу, анализирани су ефекти промене преференција у погледу стабилности девизног курса, цена и БДП-а на рањивост мале отворене привреде у случају домаћег и иностраног шока.

Резултати приказани у овој Глави указују на то да увођење интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике доприноси повећању благостања у малој отвореној привреди, пре свега кроз смањење волатилитета варијабли од интереса (инфлације, БДП-а, реалног девизног курса и камата).

У случају егзогеног шока у иностраној каматној стопи или у случају негативног шока у домаћој агрегатној тражњи, које се последично могу одразити на депрецијацију девизног курса, у овом раду је показано да примена интервенција на ДТ-у као допунског инструмента монетарне политике, отвара могућност централној банци да део притисака на девизни курс апсорбује променом нивоа девизних резерви, чиме се смањује притисак на каматну стопу. Поред тога, резултати, како статичког, тако и динамичког модела указују на то да ће централна банка у земљи која има већи степен евроизације, у случају негативног шока у агрегатној тражњи и у иностраној каматној стопи, у већој мери интервенисати на девизном тржишту продајом девиза у односу на централне банке у којима је ризик да ће се депрецијацијски притисци негативно одразити на финансијску стабилност (мерен степеном евроизације) релативно низак.

Анализа спроведена у динамичком моделу, омогућава додатни увид у то како ће се мере монетарне политике одразити на волатилитет макроекономских варијабли од интереса (инфлација, БДП, реални девизни курс). Наиме, у случају преференција централне банке које одговарају онима у режиму флексибилног инфлационог таргетирања (пондер уз стабилност инфлације=1, уз стабилност БДП-а=0,5, уз девизни курс=0,1) резултати модела указују на то да ће приликом интервенција на ДТ-у доћи до пропорционално већег смањења волатилности девизног курса у односу на волатилност цена. Овакви резултати, према литератури која се бавила проблемом евроизације (видети: Глава 1 ове дисертације и *Eichengreen & Hausmann* (1999.)) могу довести код економских агената до формирања очекивања да ће централна банка одржавати стабилност курса што ће их подстаћи за даље задуживање у страниј валути и тиме учинити економију још рањивијом на изненадни шок у девизном курсу. Смањење волатилности девизног курса у односу на инфлацију додатно је изражено уколико централна банка значај стабилности девизног курса у својој функцији циља изједначи са значајем који има БДП (коэффициент уз стабилност БДП-а = коэффициенту уз стабилност девизног курса = 0,5). Овај резултат је посебно значајан и указује на то да интервенције на девизном тржишту могу бити корисне уколико се користе са циљем ублажавања прекомерних осцилација девизног курса услед шока како би се ограничио његов утицај на остале макроекономске варијабле, али да могу имати последице у виду повећања рањивости економије уколико се интервенције користе ради одржавања стабилности девизног курса у већој мери од оне која је неопходна ради задовољавања основног циља, тј. стабилности цена.

Поменути резултати указују на то да у условима фиксног степена евроизације, централна банка увођењем интервенција на девизном тржишту обезбеђује већу стабилност макроекономских варијабли уз мање осцилације каматне стопе, чиме доприноси расту благостања у малој отвореној привреди. Такође, резултати сугеришу да ће земља са већим степеном евроизације морати у већој мери да интервенише на девизном тржишту како би неутралисала ефекте шокова у иностраној каматној стопи, односно домаћој агрегатној тражњи. Ово је од посебног значаја уколико узмемо у обзир и резултате динамичког модела који сугеришу да интервенције на ДТ-у и придавање релативно већег значаја стабилности девизног

курса може створити подстицајне услове за раст евроизације у економији и тиме економију учинити у већој мери рањивом на шокове у домаћем и иностраном окружењу.



### ГЛАВА 3. Анализа ефеката преливања шокова у каматној стопи ФЕД-а са фокусом на земље централне, источне и југоисточне Европе – примена GVAR методологије

**Сажетак:** Ова Глава има за циљ да истражи ефекат раста каматне стопе Система Федералних Резерви (ФЕД) на европске земље са фокусом на земље централне, источне и југоисточне Европе у периоду од 2005. Т1 до 2017. Т4. За ту сврху коришћен је Глобални Векторски Ауторегресивни модел (GVAR) који омогућава увођење у модел не само домаћих макроекономских варијабли већ и иностраних омогућавајући притом конзистентну оцену модела упркос потенцијалној великој димензији. Резултати оцењеног модела указују на то да ће се раст каматне стопе ФЕД-а одразити на раст премије ризика земаља у успону, као и на депрецијацију валута ових земаља. Као реакција на раст каматне стопе ФЕД-а, у посматраним земљама доћи ће до раста премије ризика и каматних стопа, депрецијације домаће валуте и пада БДП-а и инфлације, при чему ће негативни ефекти бити израженији у финансијски осетљивијим земљама, односно земљама са већим степеном обавеза у иностраној валути.

**Кључне речи:** Глобални векторски ауторегресивни модел, трансмисија иностраних шокова, функција импулсног одзива

### Одељак 3.1. Увод

Са растом степена глобализације, монетарна политика земаља у успону је у већој мери постала зависна од мера монетарне политике великих економија попут Европске централне банке или Система Федералних резерви. Приликом доношења мера монетарне политике, монетарне власти, поред домаћих макроекономских варијабли, у обзир морају узети и на адекватан начин проценити и ефекте из међународног окружења. Резултати теоријског модела мале отворене привреде развијеног у Глави 2 ове тезе указују на то да ће се егзогени раст каматне стопе у иностраној економији прелити и на домаћу економију и да ће реакција монетарне политике централних банака у малим отвореним економијама зависити и од еластичности реакције девизног курса, премије ризика земље и других макроекономских варијабли на инострану каматну стопу. Ова Глава има за циљ да емпиријски анализира ефекте преливања егзогеног шока у каматној стопи Система Федералних резерви на земље централне, источне и југоисточне Европе<sup>57</sup> водећи рачуна о међузависности макроекономских варијабли не само унутар једне економије већ и између економија. У условима раста степена географске диверсификације, према *Pesaran et al.* (2004.) како за комерцијалне тако и за централне банке расла је потреба за развојем макроеконометријских модела који омогућавају на конзистентан и кохерентан начин анализу међусобне повезаности која постоји између домаћих и међународних фактора. Додатни аргумент у прилог примене модела који узимају у обзир како домаће, тако и иностране факторе јесте и чињеница да централне банке приликом доношења одлука у вези са мерама монетарне политике све више воде рачуна о кретањима у међународном окружењу што се може закључити на основу Саопштења за јавност на сајтовима централних банака приликом образложења одлука монетарне политике<sup>58</sup>.

---

<sup>57</sup> Сједињене Америчке Државе су изабране као доминантна економија, будући да су у периоду од Т4 2015. ФЕД отпочео циклус заштравања монетарне политике, што се, према извештајима централних банака земаља у региону централне, источне и југоисточне Европе одразило на кретање девизних курсева и каматних стопа у овим земљама.

<sup>58</sup> Видети нпр. саопштење за јавност након састанка Извршног одбора НБС у децембру 2019. године где је наведено следеће „Опрезност у вођењу монетарне политике и даље је потребна, пре свега због кретања у међународном окружењу.“

<https://www.nbs.rs/internet/cirilica/scripts/showContent.html?id=15058&konverzija=no>

Имајући у виду наведено, у овог Глави биће тестирана следећа Хипотеза:

Хипотеза 7: Мере монетарне политике ФЕД-а ће се одразити на кретање каматних стопа земаља централне, источне и југоисточне Европе (постојање међународног монетарног трансмисионог механизма).

### Одељак 3.2. Преглед литературе

Ова Глава се заснива на примени GVAR методологије са циљем анализе преливања шокова у каматној стопи водеће економије на земље у успону како би се омогућило експлицитно увођење у анализу међузависности између домаћих и међународних фактора. GVAR методологија, презентована је у *Pesaran et al. (2004.)*, као и у *Dees et al. (2007.a)* са циљем да се превазиђе проблем прекомерне димензионалности модела који су имали за циљ да посматрају светску економију састављену од великог броја појединачних земаља. Наиме, у случају VAR модела без ограничења са  $k$  ендогених варијабли и  $N$  земаља, број непознатих параметара би растао са растом  $N$ , односно износио би  $p(kN-1)$ , где је  $p$  ред VAR модела, што би значило превелики број непознатих параметара које треба оценити на основу ограниченог узорка, будући да су временске серије макроекономских података, посебно за земље у развоју, релативно кратке. У литератури се најчешће наводе следеће предности GVAR методологије (видети *Smith & Galesi, (2014.)*):

- Омогућава анализу међузависности како на домаћем тако и на међународном нивоу на транспарентан и начин који може бити емпиријски евалуиран;
- Омогућава анализу дугорочних веза које су конзистентне са теоријом и краткорочних веза које су конзистентне са подацима;
- Представља кохерентно и, у складу са теоријом, конзистентно решење проблема прекомерне димензионалности у моделирању макроекономских веза на глобалном нивоу.

Након што је примена GVAR модела представљена у *Pesaran et al. (2004.)*, овај приступ је нашао све већу примену у академским радовима, приликом анализирања ефеката преливања шокова монетарне, фискалне политике, затим различитих

ризика попут кредитног ризика, ризика државе и слично. Приступ GVAR такође је пронашао своју примену у међународним финансијским институцијама, укључујући Међународни монетарни фонд (ММФ), Светску банку (СБ) и европску Централну банку (ЕЦБ), где је овај приступ једна од главних техника која се користи за разумевање међусобне повезаности између појединачних земаља. У оквиру радних папира европске Централне банке методологија GVAR је коришћена за моделирање преливања трговинских шокова (*Bussière et al. (2009.)*), затим за истраживање ефеката преливања глобалне кризе (*Chudik & Fratzscher (2011.)*), ефеката преливања инфлационих шокова на међународном нивоу (*Galesi & Lombardi, (2009.)*). Примена GVAR методологије са циљем решавања проблема рационалних очекивања развијена *Dees et al. (2013)*.

Кроз GVAR методологију, у овом раду је анализирано како и у којој мери се повећање краткорочне каматне стопе ФЕД-а одражава на кључне макроекономске варијабле у европским земљама, при чему су земље зоне евра посматране као регион, док су земље централне, источне и југоисточне Европе са режимом флексибилног девизног курса посматране на појединачном нивоу. У првом кораку, оцењен је GVAR модел на кварталним подацима од 2005. Т2 до 2017. Т4, при чему су за потребе конструисања иностраних варијабли коришћени пондери који одражавају трговинске везе између појединачних земаља, као и кретање цене сирове нафте као глобалне варијабле<sup>59</sup>. Појединачни векторски модели са корекцијом равнотежне грешке су оцењени по угледу на *Pesaran et al. (2004.)*, при чему су домаће макроекономске варијабле (премија ризика земље (*EMBI*), номинални девизни курс, краткорочна каматна стопа, инфлација и БДП) доведене у везу са одговарајућим иностраним варијаблама преко пондера који представљају учешће релевантне земље у укупној спољној трговини осталих земаља. Модел је оцењен најпре без увођења ограничења по основу дугорочних теоријских економских веза, а затим и водећи рачуна о поменутих ограничењима. Након оцене модела, реакција макроекономских варијабли посматраних земаља у односу на раст каматне стопе ФЕД-а, анализирани су на основу генерализоване функције

---

<sup>59</sup> Избор пондера базиран на трговинској размени између земаља и цене сирове нафте као глобална варијабла су уобичајен избор приликом моделирања макроекономских односа између земаља применом GVAR методологије, видети нпр. *Pesaran et al. (2004.)*, *Smith & Galesi, (2014.)*.

импульсног одзива (*Generalized Impulse Response Function – GIRF*). Предност употребе GVAR методологије у сврху анализе преливања шокова, огледа се у томе што ова методологија узима у обзир везе које постоје између посматраних земаља (у овом случају трговинске везе), а поред тога омогућава анализу функције импульсног одзива кључних варијабли на одређене шокове.

Према сазнањима аутора, ова методологија до сада није коришћена као алат за анализирање ефеката преливања шокова на финансијском тржишту на земље централне, источне и југоисточне Европе, узимајући у обзир како кључне макроекономске варијабле, тако и премију ризика земље, чиме се у анализу укључују и варијабле финансијских тржишта.

Резултати приказани у овом раду емпиријски потврђују резултате анализиране функције импульсног одзива приказане теоријским моделом у Глави 2 ове тезе. Наиме, функције импульсних одзива приказане у Одељку 3.6 указују на то да би повећање каматне стопе ФЕД-а довело код свих посматраних земаља у успону до раста премије ризика земље мерене индексом *EMBI*. Поред тога, код готово свих посматраних земаља у успону за које постоји конзистентна серија *EMBI* индекса (осим у случају Хрватске) дошло би до депрецијације локалне валуте према долару. У случају Хрватске најпре би дошло до благе апрецијације да би затим уследила депрецијација куње према долару, али би то кретање било одређено кретањем евра према долару будући да Хрватска води политику готово фиксног девизног курса. До депрецијације валута земаља у успону долази услед ефеката ребалансирања портфолија инвеститора, односно повлачења капитала са ризичнијих тржишта и улагања у хартије од вредности САД-а које нуде бољи принос коригован за ризик. Најизраженија иницијална депрецијација валуте у односу на долар приметна је у случају Турске, док су дугорочни ефекти најизраженији у случају Србије. Од посматраних земаља, ефекти на девизни курс би ишчезли у случају Чешке, Хрватске, евро зоне и Пољске, док би до стабилизације на вишим нивоима курса дошло код Турске, Србије и Мађарске. Резултати приказани у овој Глави такође потврђују присуство међународног трансмисионог механизма монетарне политике, будући да би код свих посматраних земаља (осим Пољске) дошло до раста каматне стопе као последица шока у каматној стопи ФЕД-а. Поред наведених ефеката, у посматраним земљама дошло би до пада инфлације и пада БДП-а. Анализа

функције импулсног одзива указује на то да су земље које су најрањивије на шокове у каматној стопи ФЕД-а, оне земље које имају виши степен финансијске евроизације (Србија и Турска).

Треба имати у виду, да модел представљен у овој Глави не узима у обзир експлицитно интервенције на девизном тржишту које могу имати значајне ефекте на посматране варијабле (видети Главу 2 ове тезе). Разлог за то је што за већину посматраних земаља (осим Србије и Хрватске) не постоји доступна серија података о интервенцијама на девизном тржишту, па су оне само имплицитно садржане у резултатима кроз кретање варијабле девизног курса. Увођење интервенција на девизном тржишту као варијабле у моделу представља основу за будућа истраживања на ову тему.

Остатак Главе 3 структуриран је на следећи начин: У Одељку 3.3 приказани су основни концепти на којима је заснована GVAR методологија уз осврт на преглед литературе која је примењивала ову методологију и кључних резултата досадашње праксе примене овог метода. У Одељку 3.4 је представљен GVAR модел који има за циљ да анализира ефекте преливања раста каматне стопе у САД на европске земље, представљене су домаће варијабле, начин креирања иностраних варијабле, извори података, као и кључни тестови спецификације. У Одељку 3.5 су затим представљени резултати статистичких тестова спецификације: тестова јединичног корена, утврђивања реда GVAR модела, тестова присуства детерминистичких компоненти у коинтеграционим једначинама, тестова слабе егзогености, дугорочних ограничења на прекомерно идентификоване једначине, тестова структурне стабилности и сл. Након што је утврђено да GVAR модел испуњава све статистичке тестове, спроведена је анализа ефеката преливања шока у монетарној политици ФЕД-а на посматране земље. Анализа генерализоване функције импулсног одзива и профила перзистентности приказана је у Одељку 3.6. Закључна разматрања и дискусија о правцима даљег истраживања приказани су у Одељку 3.7.

### Одељак 3.3. Методологија – појам и примена GVAR модела

GVAR методологија је посебну пажњу привукла након рада *Pesaran et al.* (2004.) који су анализирали ефекте преливања шокова у агрегатној понуди и агрегатној тражњи у САД на остатак света, водећи рачуна о међусобној повезаности посматраних економија. Ова методологија развијена је са циљем да се превазиђе проблем прекомерне димензионалности модела који су имали за циљ да посматрају светску економију састављену од великог броја појединачних земаља. Како је показано у *Dees et al.* (2007.a), методологија омогућава примену модела не само на појединачне земље, већ је земље из узорка могуће груписати у регионе користећи адекватне пондере за агрегацију. Наиме, у случају VAR модела реда  $p$  без ограничења са  $k$  ендогених варијабли и  $N$  земаља, број непознатих параметара би растао са растом  $N$ , односно износио би  $p(kN-1)$ , где је  $p$  ред VAR модела, што би значило превелики број непознатих параметара које треба оценити на основу ограниченог узорка, будући да су временске серије макроекономских података, посебно за земље у успону релативно кратке. GVAR методологија се релативно брзо развија и налази све већу примену како у анализи адекватних одговора монетарне/фискалне политике, тако и у анализи преливања шокова у трговинским везама (видети *Bussière et al.* (2009.)) и у анализи кредитног ризика (видети *Castren et al.* (2008)).

Преглед различитих примена ове методологије у емпиријским истраживањима приказали су *di Mauro & Pesaran* у обједињеном приручнику „*The GVAR Handbook*“ (2013.). *Chudik & Pesaran* (2014) су на систематичан начин, кроз теоријска објашњења и практичне примере дали преглед примене ове методологије. Како наводе ови аутори, приступ GVAR је концептуално једноставан, иако његова примена захтева одређене вештине програмирања будући да обрађује велике скупове података и још увек није уграђен ни у један од водећих економетријских софтверских пакета. Практична примена GVAR методологије је прилагођена ширим академским круговима захваљујући развоју и константом унапређењу

софтверског пакета отвореног типа који су развили *Smith & Galesi* (2014.)<sup>60</sup>. Ови аутори су у оквиру пројекта развоја примене GVAR модела развили графички интерфејс заснован на *Microsoft Excel*-у који је повезан са неопходним функцијама за оцену GVAR модела развијеним у *Matlab*-у. Применом овог алата могуће је оценити GVAR модел на основу жељеног сета података, при чему програм омогућава обрачун свих релевантних статистичких тестова валидности модела, као и анализу динамичких својстава модела. Поред тога, могуће је користити и унапред припремљен сет података који је заснован на раду *Dees et al.* (2007.a). За потребе анализе спроведене у овом раду, коришћен је сет података који је аутор припремио, док је примена модела спроведена у складу са упутствима садржаним у „GVAR Toolbox 2.0 User Guide“ (*Smith & Galesi* (2014)).

Кроз GVAR методологију, у овој Глави је анализирано како и у којој мери се повећање краткорочне каматне стопе ФЕД-а одражава на кључне макроекономске варијабле у европским земљама, при чему су земље зоне евра, по угледу на *Dees et al.* (2007.a), посматране као регион, док су земље централне, источне и југоисточне Европе са режимом флексибилног девизног курса посматране на појединачном нивоу. У првом кораку, оцењен је GVAR модел на кварталним подацима од 2005. Т2 до 2017. Т4, при чему су за потребе конструисања иностраних варијабли специфичних за сваку појединачну земљу коришћени пондери који одражавају трговинске везе између посматране земље и осталих земаља у узорку, као и кретање цене сирове нафте као глобалне варијабле. По угледу на *Pesaran et al.* (2004.), појединачни векторски модели са корекцијом равнотежне грешке су оцењени тако да су домаће макроекономске варијабле: премија ризика земље (*EMBI*), номинални девизни курс, краткорочна каматна стопа, инфлација и БДП доведене у везу са одговарајућим иностраним варијаблама специфичним за земљу преко пондера који представљају учешће осталих земаља у укупној спољној трговини посматране земље. Оно на чему се заснива GVAR методологија јесте да се сваки модел за појединачну земљу оцењује уз претпоставку слабе егзогености иностраних и глобалних варијабли, односно претпоставља се да се свака економија осим

---

<sup>60</sup> Више информација о софтверу, као и пратећи скуп података и упутство за употребу, може се наћи на <https://sites.google.com/site/gvarmodelling/>



референтне земље може посматрати као мала отворена привреда чији је утицај занемарљив на глобалну економију. Према *Pesaran et al. (2004.)*, за довољно велико  $N$ , иностране варијабле креиране на горе описани начин могу се за већину земаља третирати као слабо егзогене, уз изузетак економије Сједињених Америчких Држава за коју се модел може оценити ако што ће се већина варијабли третирати као ендogene. Ову претпоставку могуће је такође тестирати применом теста максималне веродостојности (видети Одељак 3.5.6 – Тестирање претпоставке о слабој егзогености). Уколико тестови максималне веродостојности којима се тестира хипотеза о слабој егзогености иностраних варијабли указују на испуњеност ове претпоставке, тада је могуће оценити индивидуалне моделе за сваку појединачну земљу, који се касније комбинују у глобални VAR модел. Ова методологија подразумева да се након што се индивидуални модели оцене, они комбинују тако да генеришу пројекције свих варијабли за свих  $N$  земаља симултано.

Алгоритам за оцену GVAR модела:

1. У првом кораку потребно је оценити појединачне моделе за сваку земљу и успоставити међузависност између појединачних земаља и остатка света кроз пондере засноване на трговинским/финансијским везама.
2. Појединачне моделе за сваку земљу објединити како би се добило решење глобалног модела. Овако добијени модел се може користити за сагледавање преливања шокова у различитим варијаблама кроз анализу функције импулсног одзива.

### 3.3.1. Оцена појединачних модела специфичних за сваку земљу (*country specific models*)

GVAR методологија полази од претпоставке да постоји  $N+1$  земаља (региона) где су појединачне земље означене са  $i=0, 1, \dots, N$  при чему је са 0 означена референтна земља (у овом раду то ће бити Сједињене Америчке Државе). За сваку појединачну земљу,  $i$ , оцењује се појединачни модел који подразумева зависност локалних варијабли (*country specific variables*) и иностраних варијабли специфичних за одређену земљу (*country specific foreign variables*) при чему су иностране варијабле

специфичне за појединачну земљу креиране као пондерисани просек посматране варијабле за све остале земље у узорку, где као пондери фигуришу удели трговинске размене између две посматране земље у укупној трговинској размени земље  $i$  са целим светом (видети *Pesaran et al. (2004.)*). За земљу  $i$  (уз занемаривање вишег реда  $p$ , као и детерминистичких компоненти) специфични модел, који ћемо означавати са VARX\* можемо приказати следећим изразом:

$$x_{it} = a_{i0} + \Phi_i x_{i,t-1} + \Lambda_{i0} x_{i,t}^* + \Lambda_{i1} x_{i,t-1}^* + u_{i,t} \quad 40$$

где  $i=0,1,\dots,N$

$t=1,2,\dots,T$

и где је  $x_{it}$  вектор димензија  $k_i \times 1$  који садржи домаће варијабле.

$x_{i,t}^*$  је вектор димензија  $k_i^* \times 1$  који садржи иностране варијабле специфичне за земљу  $i$ :

$$x_{i,t}^* = \sum_{j=0}^N \omega_{ij} x_{jt} \quad 41$$

где је  $\omega_{ii} = 0$  и  $\sum_{j=0}^N \omega_{ij} = 1$ .

$u_{i,t}$  представља вектор димензија  $k_i \times 1$  који садржи шокове специфичне за сваку земљу  $i$  за које се претпоставља да су серијски некорелисани, са очекиваном вредношћу 0 и не-сингуларном матрицом коваријанси.

### Одељак 3.4. Преглед варијабли у моделу

За потребе анализе ефеката преливања шокова у каматној стопи ФЕД-а, оцењен је модел за период од 2005. Т2 до 2017. Т4 за САД, евро зону, Хрватску, Чешку, Мађарску, Пољску, Србију и Турску. Један од основних циљева овог истраживања јесте да се анализирају ефекти на премију ризика земље и последично на кретање девизног курса, каматне стопе и реалних варијабли. Имајући то у виду, од земаља у успону централне, источне и југоисточне Европе узете су у обзир оне земље за које постоји конзистентна серија *EMBI* индекса (Србија, Мађарска, Пољска, Турска и Хрватска). С обзиром на то да су подаци о кретању премије ризика за Румунију доступни тек од 2012. године, док су за све остале земље за које постоје подаци о овом индексу они доступни од 2005. године, Румунија је искључена из узорка.

Такође, Албанија у овом случају није разматрана с обзиром на то да за ову земљу не постоје подаци о *EMBI* премији ризика.

Вектор  $x_{it}$  садржи следеће домаће варијабле укључене у модел:  $y_{i,t}$  (брutto домаћи производ),  $\Delta p_{i,t}$  (стопа инфлације),  $r_{i,t}^S$  (краткорочна каматна стопа),  $embi_{i,t}$  (премија ризика),  $e_{it}$  (номинални девизни курс).

У општем случају, када су за земљу  $i$  доступни подаци за све поменуте варијабле, вектор  $x_{it} = (y_{it}, \Delta p_{it}, r_{it}^S, embi_{it}, e_{it})$  представљаће вектор домаћих варијабли, док ће вектор  $x_{it}^* = (y_{it}^*, \Delta p_{it}^*, r_{it}^{S*}, embi_{it}^*, e_{it}^*)$  представљати вектор иностраних варијабли специфичних за земљу  $i$ .

Варијабле су дефинисане на следећи начин:

$y_{i,t}$  – Логаритам реалног БДП-а (база година 2010):

$$y_{i,t} = \ln\left(\frac{GDP_{i,t,2010=100}}{GDPdeflator_{i,t,2010=100}}\right) \quad 42$$

$\Delta p_{i,t}$  – Стопа инфлације добијена као разлика логаритма индекса потрошачких цена:

$$\Delta p_{i,t} = p_{i,t} - p_{i,t-1} \quad 43$$

где је  $p_{i,t} = \ln(CPI_{i,t})$

$r_{i,t}^S$  – Краткорочна каматна стопа – тромесечна каматна стопа на међубанкарском тржишту трансформисана по угледу на *Pesaran et al.* (2004.):

$$r_{i,t}^S = 0,25\ln\left(1 + \frac{R_{i,t}^S}{100}\right) \quad 44$$

где је  $R_{i,t}^S$  ануализована краткорочна каматна стопа.

$embi_{i,t}$  – Логаритам премије ризика земље мерен *EMBI*:

$$embi_{i,t} = \ln(EMBI_{i,t}) \quad 45$$

Логаритам номиналног девизног курса у односу на долар израчунатог према следећој формули, где раст представља депрецијацију:

$$e_{it} = \ln(E_{i,t}) \quad 46$$

Након дефинисања домаћих варијабли, следећи корак јесте дефинисање иностраних варијабли специфичних за сваку земљу користећи пондере који одражавају трговинске односе. Одговарајуће иностране варијабле које се односе на сваку појединачну земљу  $x_{it}^* = (y_{it}^*, p_{it}^*, r_{it}^{S*}, embi_{it}^*, e_{it}^*)$  су израчунате на следећи начин:

$$y_{it}^* = \sum_{j=0}^N \omega_{ij} y_{it} \quad 47$$

$$\Delta p_{it}^* = \sum_{j=0}^N \omega_{ij} \Delta p_{it} \quad 48$$

$$r_{it}^{S*} = \sum_{j=0}^N \omega_{ij} r_{it}^S \quad 49$$

$$embi_{it}^* = \sum_{j=0}^N \omega_{ij} embi_{it} \quad 50$$

$$e_{it}^* = \sum_{j=0}^N \omega_{ij} e_{it} \quad 51$$

Приликом обрачуна иностраних варијабли, позитивни пондери су додељени само оним земљама за које постоје подаци за конкретну варијаблу, тако да се пондери увек сабирају до 1. Наиме, како варијабла  $embi_{i,t}$  не постоји за Чешку, док постоји за Србију, приликом обрачуна  $embi_{it}^*$  за Србију, Чешкој је додељен пондер 0, док је приликом обрачуна варијабле  $e_{it}^*$  за Србију, Чешкој, за коју постоје подаци о номиналном девизном курсу, додељен пондер који одговара збиру увоза и извоза из Србије у Чешку у односу на укупан увоз и извоз Србије.

За потребе анализе спроведене у овом раду, пондери су обрачунати на основу података о укупној трговинској размени између земаља у узорку. Подаци о увозу и извозу су преузети са портала *World Integrated Trade Solutions*<sup>61</sup> и покривају период од 2002. до 2017. године. Како је раније наведено, у овом истраживању коришћени су трговински пондери односно,  $\omega_{ij}$  је дефинисано као учешће земље  $j$  у укупној трговинској размени (увоз + извоз) земље  $i$ .

За сваку земљу  $i$  важи да је  $\omega_{ii} = 0$ .

У случају референтне економије, односно, Сједињених Америчких Држава, домаћа варијабла  $e_{it}=0$ , будући да ће ова варијабла бити дефинисана кроз иностране варијабле, као пондерисани просек девизних курсева осталих земаља према долару.

<sup>61</sup> <https://wits.worldbank.org/Default.aspx?lang=en>

Модел је оцењен најпре без увођења ограничења по основу дугорочних теоријских економских веза, међутим, динамичка својства модела указивала су на неопходност увођења дугорочних ограничења на прекомерно идентификоване једначине (за више детаља видети Одељак 3.6.2 – Профили перзистентности). Финална једначина модела оцењена је узимајући у обзир ограничења на дугорочне параметре прекомерно идентификованих једначина. Након оцене модела, оцењене су генерализоване функције импулсног одзива на шок у краткорочној каматној стопи САД-а. Предност употребе GVAR методологије у сврху анализе преливања шокова, огледа се у томе што ова методологија узима у обзир везе које постоје између посматраних земаља (у овом случају трговинске везе), а поред тога омогућава анализу функције импулсног одзива кључних варијабли на одређене шокове.

Емпиријски модел је оцењен применом софтвера *GVAR Toolbox 2.0*.

GVAR методологија је коришћена како би се симулирали ефекти шока у каматној стопи ФЕД-а. Резултати указују на то да би шок у каматној стопи САД-а које у моделу представљају глобалну економију, довео до раста премије ризика мерене *EMBI* у свим посматраним економијама централне, источне и југоисточне Европе, затим, до раста каматне стопе у готово свим посматраним земљама, депрецијације номиналног девизног курса (осим у Чешкој) и пада БДП-а и стопе инфлације. Ови резултати су у великој мери у складу са резултатима приказаним у Глави 2 ове дисертације и потврђују постојање међународног трансмисионог механизма са монетарне политике глобалне економије на мале отворене економије, као и то да су на шокове у иностраној каматној стопи осетљивије економије са вишим степеном евроизације/доларизације.

### Одељак 3.5. Емпиријски резултати модела

У овом одељку приказана је емпиријска анализа преливања егзогеног шока у каматној стопи ФЕД-а на евро зону и земље централне, источне и југоисточне Европе применом GVAR методологије. Приказан је целокупан поступак од тестирања јединичног корена варијабли и сходно томе одређивања трансформације варијабли које ће ући у GVAR модел (Одељак 3.5.1) преко оцене индивидуалних

VARX\* модела (Одељак 3.5.2) и тестирања својстава оцењених модела (Одељак 3.5.3-3.5.7). Након оцене модела и тестирања испуњености претпоставки GVAR модела, анализа динамичких својстава модела приказана је у Одељку 3.6.

### 3.5.1. Тестови јединичног корена

Након што су дефинисане домаће варијабле и израчунате иностране варијабле специфичне за појединачну земљу, неопходно је утврдити трансформацију варијабле која ће се користити у моделу. Технике оцене GVAR модела на бази редукованог ранга засноване су на претпоставци да све ендogene и екзогене варијабле које су укључене у модел имају тачно један јединични корен (видети *Pesaran et al.* (2004.)). С тим у вези, најпре је тестирана стационарност варијабле (домаћих и иностраних) применом стандардног ADF теста, као и WS теста, који је заснован на пондерисаним симетричним оценама ADF типа (видети *Smith & Galesi* (2014.)). Избор доцње у сврху примене оба теста извршен је на основу Шварцовог информационог критеријума - *Schwartz Bayesian (SBC) criterion*.

У литератури се макроекономске варијабле најчешће посматрају као процеси интегрисаности реда 1 (I(1)), на шта указује и већина резултата спроведених тестова јединичног корена. Резултати спроведених тестова јединичног корена указују на то да на нивоу значајности од 5% можемо закључити да све варијабле имају тачно један јединични корен, осим варијабле инфлација која је, према већини тестова, стационарна. Међутим, у овом моделу ће, по угледу на литературу која се бавила развојем GVAR модела у макроекономске сврхе (видети *Smith & Galesi* (2014.) и *Dees et al.* (2007.)) бити коришћена стопа инфлације (прва диференца индекса потрошачких цена) уместо индекса потрошачких цена у нивоу<sup>62</sup>.

Резултати тестова јединичног корена за варијабле у нивоу, као и за прву и другу диференцу су наведени у Прилогу Глави 3 и то у Табели А3.1.а за домаће варијабле и у Табели А3.1.б за иностране варијабле<sup>63</sup>.

---

<sup>62</sup> Слична пракса примењена је и у *Bussière et al.* (2009.) где су тестови јединичног корена у узорку сугерисали стационарност варијабле реални девизни курс, али су аутори у моделу третирали ову варијаблу као I(1). Као образложење аутори наводе да један од разлога за не одбацивање нулте хипотезе о стационарности ове варијабле може бити последица смањене моћи тестова јединичног корена у малом узорку.

<sup>63</sup> GVAR Toolbox приликом оцене ADF регресија првих и других диференци укључује константу.

Имајући у виду резултате тестова јединичног корена, варијабле које фигуришу у моделу су: логаритам премије ризика, логаритам реалног БДП-а, краткорочна каматна стопа, логаритам номиналног девизног курса и стопа инфлације.

### 3.5.2. Утврђивање реда VARX\*(p,q)

Приликом оцене појединачних VARX\*(p,q) потребно утврдити број доцњи домаћих (p) и иностраних варијабли (q), али и које ће се варијабле наћи као иностране у свакој од појединачних земаља. Наиме, избор домаћих варијабли је одређен, пре свега, доступношћу података за појединачну земљу, али приликом избора иностраних варијабли треба водити рачуна и о позицији те земље у односу на глобалну економију. Приликом утврђивања иностраних варијабли, у овом раду, праћена је логика из Pesaran et al. (2004.), па је у случају економије САД узета у обзир њена величина и значај за глобалну економију и из скупа иностраних варијабли је искључена инострана каматна стопа, док су по угледу на поменути рад задржане инострана инфлација и БДП.

Код малих отворених привреда, приликом конструисања иностраних варијабли, узете су у обзир све макроекономске варијабле које су се јављале као домаће варијабле.

Са циљем контролисања значајних глобалних политичких промена, логаритам цена сирове нафте (p<sub>oil</sub>) је укључен као егзогена I(1) варијабла у моделе за сваку појединачну земљу.

Као што је већ наведено у Одељку 3.3 индивидуални VARX\*(p,q) модели се могу приказати на следећи начин:

$$x_{it} = a_{i0} + \Phi_i x_{i,t-1} + \dots + \Phi_i x_{i,t-p} + \Lambda_{i0} x_{i,t}^* + \Lambda_{i1} x_{i,t-1}^* + \dots + \Lambda_{i1} x_{i,t-q}^* + u_{i,t} \quad 52$$

где  $i=0,1,\dots, N$

$t=1,2,\dots, T$

При чему је избор доцњи домаћих и иностраних варијабли p, односно q извршен на основу Akaike информационог критеријума:

$$AIC_{i,pq} = -\frac{Tk_i}{2}(1 + \log 2\pi) - \frac{T}{2} \log |\hat{\Sigma}_i| - k_i s_i \quad 53$$

Где прва два израза у једначини 53 представљају максимизовану вредност логаритма функције веродостојности у којој је  $\Sigma_i = \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}'_{it} / T$  израчунато на основу оцењених резидуала  $\hat{u}_{it}$  индивидуалних VARX\* модела датих једначином. 52.  $t=1,2,\dots,T$  представља временски хоризонт који покрива узорак,  $|\hat{\Sigma}_i|$  представља детерминанту  $\hat{\Sigma}_i$ ,  $k_i$  је број варијабли у моделу, а  $s_i$  преставља број оцењених параметара у моделу. Приликом избора доцњи домаћих и иностраних варијабли, треба имати у виду да за све земље у узорку, број доцњи не мора да буде исти (видети *Smith & Galesi (2014.)*).

Ред доцњи читавог GVAR модела, који се означава са  $p$ , утврђује се као максимална вредност свих доцњи за све земље у узорку, домаћих варијабли,  $p_i$ , и доцњи иностраних варијабли,  $q_i$ .

Резултати *Akaike* информационог критеријума и коначни избор доцњи домаћих и иностраних варијабли у моделу су приказани у Табели А3.2 у Прилогу Глави 3.

Имајући у виду резултате *Akaike* информационог критеријума, VARX\*( $p_i, q_i$ ) модел за Србију ће имати следећи облик:

За земља = Србија, идентификатор  $i=6$ ,  $p_i$  – број доцњи за домаће варијабле=2, док је  $q_i$  број доцњи за иностране варијабле=1.

VARX\*(2,1) за Србију:

$$x_{6t} = a_{60} + \Phi_6 x_{6,t-1} + \Phi_6 x_{6,t-2} + \Lambda_{60} x_{6,t}^* + \Lambda_{61} x_{6,t-1}^* + u_{6,t} \quad 54$$

Модел са корекцијом равнотежне грешке VARX\*(2,1) за Србију има следећи облик:

$$\Delta x_{6t} = c_{60} - \alpha_6 \beta_6' [z_{6,t-1} - \gamma_6(t-1)] + \Lambda_{60} x_{6,t}^* + \Gamma_6 \Delta z_{6,t-1} + u_{6,t} \quad 55$$

где је  $z_{6,t} = (x'_{6,t}, x'^*_{6,t})'$ ,  $\alpha_6$  је матрица димензија  $k_6 \times r_6$ , а  $\beta_6$  је матрица димензија  $(k_6 + k_6^*) \times r_6$  где је  $r$  ранг матрице.

### 3.5.3. Оцена индивидуалних VARX\* модела

Уколико за земљу  $i$  претпоставимо следећи VARX\* (1,1) модел:



$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_i x_{i,t-1} + \Lambda_{i0} x_{i,t}^* + \Lambda_{i1} x_{i,t-1}^* + u_{i,t} \quad 56$$

тада се спецификација VARX\* (1,1) модела са корекцијом равнотежне грешке може написати на следећи начин:

$$\Delta x_{it} = c_{i0} - \alpha_i \beta'_i [z_{i,t-1} - \gamma_i(t-1)] + \Lambda_{i0} x_{i,t}^* + \Gamma_i \Delta z_{i,t-1} + u_{i,t} \quad 57$$

где је  $z_{i,t} = (x'_{i,t}, x^*_{i,t})'$ ,  $\alpha_i$  је  $k_i \times r_i$  матрица ранга  $r_i$ , а  $\beta_i$  је  $(k_i + k_i^*) \times r_i$  матрица ранга  $r_i$ .

Уколико за свако  $i=0, 1, \dots, N$  партиционирамо  $\beta_i$  на следећи начин:  $\beta_i = (\beta'_{ix}, \beta'_{ix*})'$  у складу са вектором  $z_{i,t}$ , равнотежне грешке модела се могу записати на следећи начин:

$$\beta_i(z_{i,t} - \gamma_i t) = \beta'_{ix} x_{it} + \beta'_{ix*} x^*_{i,t} - (\beta'_i \gamma_i) t \quad 58$$

што дозвољава могућност коинтеграције и унутар  $x_{it}$  и између  $x_{it}$  и  $x^*_{i,t}$  и последично између  $x_{it}$  и  $x_{jt}$  за  $i \neq j$  (Видети: *Smith & Galesi* (2014.) страна 127).

За потребе оцене,  $x_{it}$  се третирају као ‘*long-run forcing*’ или слабо егзогене I(1) варијабле у односу на параметре VARX\* модела који се посматра као условни модел. VARX\* модели се оцењују појединачно за сваку земљу у односу на  $x_{it}$  применом регресије редукованог ранга, узимајући притом у обзир могућност коинтеграције како између  $x_{it}$  тако и  $x^*_{i,t}$ . Узимајући у обзир поменуто, долази се до броја коинтеграционих веза,  $r_i$ , коефицијената прилагођавања равнотежи,  $\alpha_i$ , и коинтеграционих вектора,  $\beta_i$ , за сваки модел специфичан за земљу  $i$ .

#### 3.5.4. Утврђивање присуства детерминистичких компоненти у коинтеграционим везама

Приликом избора детерминистичких компоненти индивидуалних VARX\* модела, у овом раду, праћена је методологија приказана у *Smith & Galesi* (2014.) која предлаже тестирање детерминистичких варијабли применом теста максималне веродостојности.

Детаљи процедуре описани су у одељку А.10 *Smith & Galesi* (2014.).

Иако аутори наводе да примена GVAR модела у случају макроекономских променљивих најчешће подразумева спецификацију у којој је уведен одсечак без

ограничења и тренд са ограничењима, присуство тренда се тестира поређењем функције веродостојности у случају модела који подразумева тренд и модела који искључује тренд.

Формалним тестом се тестира да ли коинтеграционе везе садрже тренд (*co-trending restrictions*) тако што се тестира да ли је у једначину са корекцијом равнотежне грешке:

$$\Delta x_{it} = c_{i0} - \alpha_i \beta'_i [z_{i,t-1} - \gamma_i(t-1)] + \Lambda_{i0} x_{i,t}^* + \Gamma_i \Delta z_{i,t-1} + u_{i,t} \quad 59$$

оправдано увођење следећих ограничења

$$\beta'_i \gamma_i = 0 \quad 60$$

Релевантна тест статистика је дата следећим изразом:

$$LR(\beta'_i \gamma_i = 0) = 2\{l(\hat{\theta}_i; r_i) - l(\tilde{\theta}_i; r_i)\} \sim \chi^2_{r_i} \quad 61$$

где је  $l(\hat{\theta}_i; r_i)$  максимизована вредност логаритма функције веродостојности у случају тачно идентификованих коинтеграционих веза, док је  $l(\tilde{\theta}_i; r_i)$  максимизована вредност логаритма функције веродостојности добијене на основу тачно идентификованих ограничења којима је додато још  $r_i$  ограничења на коефицијенте тренда.

У условима важења нулте хипотезе о присуству тренда у коинтеграционим везама,  $LR(\beta'_i \gamma_i = 0)$  асимптотски следи  $\chi^2$  расподелу са  $r_i$  степени слободе.

Тестирање се спроводи у два корака.

Најпре се оцени GVAR модел уз присуство одсечка и увођење ограничења на коефицијенте уз тренд, док ће вредност функције веродостојности за модел са корекцијом равнотежне грешке представљати  $l(\hat{\theta}_i; r_i)$  у условима тачно идентификованог модела. Затим се оцени исти модел али уз претпоставку да у модлу постоји само одсечак, али не и тренд. Вредност функције веродостојности за модел са корекцијом равнотежне грешке у овој спецификацији ће представљати  $l(\tilde{\theta}_i; r_i)$ . Резултати спроведених тестова приказани су у Табели А3.3. у Прилогу Глави 3.

Закључак: Имајући у виду резултате теста присуства тренда у коинтеграционој вези, за све земље у узорку, задржана је спецификација са трендом, док је за евро зону оцењена спецификација без тренда.

### 3.5.5. Тестирање ограничења прекомерне идентификованости

Како је наведено у Уводу ове Главе, GVAR методологија омогућава анализу дугорочних веза које су конзистентне са економском теоријом. Наиме у оквиру оцене GVAR модела могуће је идентификовати дугорочне структуралне везе и, по жељи, успоставити ограничења прекомерних идентификовања на бази дугорочних веза из економске теорије. Ова ограничења могу се затим тестирати помоћу статистике теста односа веродостојности.

*Pesaran & Smith* (2006.) су показали да се индивидуални VARX\* модели могу извести као решење DSGE модела, где се дугорочне везе прекомерно идентификованих једначина могу тестирати, и у случају валидности увести као ограничења. *Dees et al.* (2007.b) су се бавили анализом дугорочних ограничења у оквиру GVAR методологије. Ови аутори су тестирали дугорочне везе које сугерише економска теорија попут паритета куповних снага, непокривеног каматног паритета и Фишерове једнакости, као и везу између дугорочних и краткорочних каматних стопа. На узорку од 26 земаља аутори су тестирали поменута ограничења дугорочних параметара на 11 земаља, док је преосталих 15 земаља оцењено применом тачно идентификованих једначина. Приликом анализе преливања шокова у реалном девизном курсу, затим шокова у агрегатној понуди и агрегатној тражњи на трговинске токове, *Bussiere et al.* (2009.) су приликом идентификовања дугорочних веза, поред ограничења поменутих у *Dees et al.* (2007b), увели и ограничења у виду и *Balassa-Samuelson* ефекта, као и стационарност реалног биланса текућег рачуна.

Према *Bussiere et al.* (2009.) погрешна спецификација коинтеграционих веза може имати озбиљне последице на оцењени GVAR модел, односно импликације на стабилност модела, понашање функције импулсних одзива и облик профила перзистентности. Имајући то у виду, поред тестова оправданости увођења ограничења прекомерне идентификованости заснованих на тестовима максималне

веродостојности, валидност дугорочних ограничења је тестирана и анализом профила перзистентности и кретања функције импулсног одзива.

У првом кораку, GVAR модел је оцењен без додатних дугорочних ограничења. Међутим, анализа профила перзистентности (погледати детаљнији опис у наставку), као и функције импулсног одзива указују на то да се после шока, модел се не враћа у равнотежу, односно оцењени GVAR модел није стабилан (видети Графикон А3.5 у Прилогу Глави 3) Након сагледавања ових резултата, модел је оцењен поново, уводећи дугорочна ограничења на бази доказаних теоријских веза.

По угледу на *Dees et al. (2007b)* у овом раду, GVAR модел је оцењен уз претпоставке важења теоријских макроекономских дугорочних веза. Основни циљ увођења у модел теоријских веза јесте развој модела који ће имати теоријску утемељеност (видети *Smith & Galesi (2014.)*).

Приликом тестирања ограничења на параметре, пошло се од познатих доказаних теоријских веза које су у својим радовима примењивали и други аутори (Видети *Dees et al. (2007b)*). То су, наиме, дугорочне везе које су доказане да важе без обзира на то која методологија се примењује. С друге стране, када је у питању краткорочна динамика, шеме идентификације често нису потврђене емпиријски (*Bussiere et al. (2009.)*). Као једно од образложења аутори наводе да се краткорочна динамика често везује за један конкретан моменат у времену, док се дугорочне везе односе на равнотежне односе између посматраних варијабли које важе током одређеног дужег временског периода, а одступања од дугорочне равнотежне везе огледају кроз корекцију равнотежне грешке. Према овим ауторима, идентификација оваквих дугорочних равнотежних веза није недвосмислена с обзиром на то да међу макроекономским варијаблама постоји велики број потенцијалних теоријских веза које се у одређеном концепту могу односно не могу тестирати.

Уколико посматрамо варијабле које фигуришу у моделу приказаном у овом раду, а то су:  $x_{it} = (y_{it}, \Delta p_{it}, r_{it}^S, embi_{it}, e_{it})$   $x_{it}^* = (y_{it}^*, \Delta p_{it}^*, r_{it}^{S*}, embi_{it}^*, e_{it}^*)$ , као и цена сирове нафте која фигурише у моделу као глобална варијабла, могуће је тестирати следеће теоријске везе:

- 1) Фишерава једначина, односно стационарност реалне каматне стопе

$$r_{it}^S - \Delta p_{it} \sim I(0) \quad 62$$

2) Непокривени паритет каматних стопа

$$r_{it}^S - r_{i,t}^{S*} \sim I(0) \quad 63$$

3) Конвергенција реалног бруто домаћег производа, која подразумева да домаћи бруто домаћи производ конвергира ка иностраном:

$$y_{it} - y_{it}^* \sim I(0) \quad 64$$

Дугорочна ограничења су уведена у појединачне VARX\* моделе и затим је тестирана валидност уведених ограничења применом теста максималне веродостојности. Нека је  $\theta_i = \text{vec}(\beta_i)$  где је  $\beta_i = (\beta_{i1}, \beta_{i2}, \dots, \beta_{ir_i})$ . Уколико са  $\hat{\theta}_i$  означимо оцену добијену методом максималне веродостојности параметра  $\theta_i$  уз увођење  $r_i^2$  тачно идентификованих ограничења и са  $\tilde{\theta}_i$  оцену добијену методом максималне веродостојности уз увођење укупног броја ограничења  $m_i r_i$ .

Под претпоставком важења нулте хипотезе да су ограничења прекомерне идентификованости валидна, тада је тест статистика  $LR$  дефинисана на следећи начин:

$$LR = 2\{l(\hat{\theta}_i; r_i) - l(\tilde{\theta}_i; r_i)\} \sim \chi_{m_i r_i - r_i^2}^2 \quad 65$$

где је  $l(\hat{\theta}_i; r_i)$  вредност максимизираних логаритамске функције веродостојности у случају тачне идентификованости, а  $l(\tilde{\theta}_i; r_i)$  је вредност максимизираних логаритамске функције веродостојности у случају укупног броја ограничења.

Ова тест статистика асимптотски следи  $\chi^2$  квадрат расподелу са бројем степени слободе који одговара укупном броју прекомерних ограничења, међутим, у малим узорцима, и узимајући у обзир интеракцију између земаља у узорку, критичне вредности за  $LR$  статистику се рачунају методом *bootstrap* (видети *Smith & Galesi, (2014.)*).

Поменути метод подразумева да се за сваку *bootstrap* репликацију, која се означава са  $b$ , оцењује векторски модел са корекцијом равнотежне грешке за сваку земљу. За репликацију са редним бројем  $b$ ,  $LR$  статистика се рачуна на следећи начин:

$$LR^{(b)} = 2\{l^{(b)}(\hat{\theta}_i; r_i) - l^{(b)}(\tilde{\theta}_i; r_i)\} \quad 66$$

за  $b=1,2,\dots$

Овако израчунате статистике се поређају растућим редоследом и вредност која прелази 95% овако формираног низа статистика, представља критичну вредност на 95% значајности за тестирање ограничења прекомерне идентификованости.

На бази тестова валидности ограничења на прекомерно идентификоване једначине, закључено је да хипотезу о валидности прекомерно идентификованих ограничења за различита ограничења која су тестирана одбацујемо за Чешку и Србију. С друге стране, покушаји идентификовања дугорочних веза у случају САД се нису показали као успешни и поред чињенице да су тестови веродостојности указивали на оправданост увођења поменутих ограничења. Наиме, увођење истих је као резултат доводило до нестабилности оцењеног GVAR модела и до нестабилних профила перзистентности па је модел за САД оцењен без ограничења.

За разлику од поменуте три земље које су оцењене без увођења додатних ограничења, модели за остале земље у узорку оцењени су уз одређена ограничења на параметре дугорочне везе. Коначна листа дугорочних ограничења уведених по земљама и резултати теста дугорочних ограничења за прекомерно идентификоване једначине приказани су у Табели А3.4 у Прилогу Глави 3.

Имајући у виду значај који увођење дугорочних ограничења може имати, поред тестова оправданости увођења поменутих ограничења, тестирано је и понашање профила перзистентности, као и понашање функције импулсних одзива.

Профил перзистентности показује брзину којом дугорочне везе конвергирају ка равнотежном стању након системског шока. На Графикону А3.6 у Прилогу Глави 3 се може видети да сви профили перзистентности показују задовољавајућу путању, односно да након шока, конвергирају ка нултој вредности, што представља потврду избора ограничења прекомерне идентификованости и у поређењу са Графиконом А3.5 указује на то да је увођење ограничења допринело постизању стабилности модела.

### 3.5.6. Тестирање слабе егзогености

Како наводе *Smith & Galesi* (2014.) Основна претпоставка под којом су оцењени индивидуални VARX\* модели јесте слаба егзогеност иностраних варијабли специфичних за појединачну земљу ( $x_{it}^*$ ) у случају параметара дугорочне везе

модела дефинисаног једначином 40. Према ауторима, ова претпоставка је у складу са претпоставком постојања слабе зависности између  $u_{i,t}$ , како је описано у *Pesaran et al.* (2004).

Аутори наводе да се концепт слабе егзогености заснива на радовима *Johansen* (1992.) and *Granger and Lin* (1995.), према којима претпоставка слабе егзогености у случају коинтеграционих модела подразумева одсуство дугорочних повратних ефеката од домаћих варијабли  $x_{it}$  ка иностраним варијаблама  $x_{it}^*$ , при чему ова претпоставка не искључује нужно краткорочну повратну везу са одређеном доњом између поменута два сета варијабли. У овом случају каже се да  $x_{it}^*$  представља варијаблу која у дугом року условљава  $x_{it}$ , што доводи до тога да равнотежне грешке (*error correction terms*) индивидуалних VECMX\* модела не улазе у маргинални модел за  $x_{it}^*$ . Формални тест ове претпоставке је спроведен у складу са препорукама из *Smith & Galesi* (2014.), а које су засноване на *Johansen* (1992.) и *Harbo, Johansen, Nielsen & Rahbek* (1998). Овај тест подразумева тестирање узајамне значајности оцењених равнотежних грешака у једначинама за иностране варијабле специфичне за сваку земљу  $x_{it}^*$ . За сваки  $l$ -ти елемент вектора  $x_{it}^*$  оцењена је следећа регресиона једначина:

$$\Delta x_{it,l}^* = a_{il} + \sum_{j=1}^{r_i} \delta_{ij,l} \widehat{ECM}_{ij,t-1} + \sum_{s=1}^{p_i^*} \phi'_{is,l} \Delta x_{i,t-s} + \sum_{s=1}^{p_i^*} \psi'_{is,l} \Delta \tilde{x}_{i,t}^* + \eta_{it,l} \quad 67$$

где  $\widehat{ECM}_{ij,t-1}$ ,  $j=1,2,\dots, r_i$  представљају оцењене равнотежне грешке које одговарају  $r_i$  коинтеграционим везама идентификованих у моделу за  $i$ -ту земљу.

Тест слабе егзогености представља  $F$ -тест нулте хипотезе да су  $\delta_{ij,l}=0$  за  $j=1,2,\dots, r_i$ .

Резултати теста слабе егзогености су приказани у Табели А3.7 у Прилогу Глави 3.

На основу резултата тестова слабе егзогености, можемо закључити да све варијабле у узорку за све поменуте земље задовољавају услов слабе егзогености.

### 3.5.7. Тестови структурне стабилности

Приликом утврђивања валидности оцењеног модела, тестирана је и структурна стабилност параметара. Један од проблема који се могу јавити приликом моделирања макроекономских серија, јесте потенцијална нестабилност параметара током времена. Са циљем тестирања да ли су параметри модела стабилни са

протоком времена примењени су следећи тестови структурног лома:  $PK_{sup}$ ,  $PK_{msq}$  (представљају тестове структурне стабилности засноване на кумулативној суми ОНК резидуала), *Nyblom*, *Robust Nyblom*, *QLR*, *Robust QLR*, *MW*, *Robust MW*, *APW*, *Robust APW* (представљају тестове засноване на секвенцијалној Wald статистици за један структурни лом у непознатом тренутку)<sup>64</sup>.

Нулта хипотеза за тестове стабилности параметара подразумева да је параметар константан кроз време. Алтернативна хипотеза варира у зависности од примењеног теста. Приликом тестирања нулте хипотезе, израчунате вредности наведених тест статистика се стављају у однос са критичним вредностима које су израчунате *bootstrap* методом.

У контексту моделирања макроекономских варијабли на глобалном нивоу примењени радови пронашли су релативно малу учесталост резултата тестова који указују на нестабилност параметара, при чему је главни извор нестабилности последица ломова у варијансама грешака у односу на коефицијент нагиба. Након што су дозвољени ломови у варијансама грешака, преостали параметри су релативно стабилни. На први поглед овај резултат се чини изненађујућим, али може се објаснити чињеницом да су једначине у GVAR моделу оцењене условно у односу на иностране варијабле. Према *Dees et al.* (2013.), могуће је имати структурни лом у процесу за индивидуалне варијабле, али у исто време оценити стабилан модел условно у колико постоји доказ о постојању истог структурног лома за међу варијаблама у глобалној економији.

Резултати тестова структурне стабилности приказани су у Табели А3.8 у Прилогу Глави 3.

На основу приказаних резултата можемо закључити да постоји довољно доказа да се нулта хипотеза о структурној стабилности параметара не може одбацити.

### Одељак 3.6. Динамичка својства модела

Са циљем тестирања Хипотезе 7: Мере монетарне политике ФЕД-а ће се одразити на кретање каматних стопа земаља централне, источне и југоисточне Европе (постојање међународног монетарног трансмисионог механизма), у овом Одељку,

---

<sup>64</sup> видети: *Bussiere et al.* (2009.)



приказани су резултати оцењеног GVAR модела. Имајући у виду да је GVAR модел оцењен са циљем анализе ефеката преливања егзогеног шока у каматној стопи ФЕД-а на европске земље, у Одељку 3.6.1 је приказана генерализована функција импулсног одзива - (GIRF). Поред тога, са циљем анализе стабилности коинтеграционих веза, у Одељку 3.6.2 је приказано кретање профила перзистентности.

### 3.6.1. Функција импулсног одзива

Основни циљ примене GVAR модела у овом истраживању јесте симулација ефеката које шок у каматној стопи у САД има на макроекономске варијабле економија централне, источне и југоисточне Европе. По угледу на *Dees et al.* (2007.b) и *Peseran et al.* (2004.) ефекти шока у каматној стопи ФЕД-а су анализирани на основу кретања генерализоване функције импулсног одзива (GIRF). Оно што је карактеристично за GIRF јесте инваријантност у односу на редослед варијабли и земаља у GVAR моделу, што је од посебног значаја у случају макроекономских система, будући да идентификовање редоследа земаља и варијабли може бити јако компликовано. Наиме, у случају GIRF-а, подразумева се шок само у једном елементу, нпр.  $j$ -ти елемент у  $u_t$ , који одговара  $l$ -тој варијабли у  $i$ -тој земљи користећи историјску дистрибуцију грешака. Генерализована функција импулсног одзива дата је следећим изразом:

$$GI_{z:\varepsilon_{il}}(n, \sqrt{\sigma_{ii, ll}}, I_{t-1}) = E(z_{t+n} | \varepsilon_{ilt} = \sqrt{\sigma_{ii, ll}}, I_{t-1}) - E(z_{t+n} | I_{t-1}) \quad 68$$

где  $I_{t-1} = (z_t, z_{t-n}, \dots)$  представља информациони сет у тренутку  $t - 1$ . Уз претпоставку да  $\varepsilon_t$  има мултиваријантну нормалну расподелу, ефекат шока од једне стандардне грешке у тренутку  $t$  на очекиване вредности  $z$  у тренутку  $t + n$  биће дат са:

$$\psi_j^o(n) = \frac{1}{\sqrt{\sigma_{ii, ll}}} F^n G^{-1} \sum s_j, n = 0, 1, 2, \dots \quad 69$$

Резултати приказани у овом раду емпиријски потврђују резултате анализираних функције импулсног одзива приказане теоријским моделом у Глави 2 ове тезе. Наиме, функције импулсних одзива приказане у овом Одељку указују на то да би повећање каматне стопе ФЕД-а довело код свих посматраних земаља у успону до раста премије ризика земље мерене индексом *EMBI*. Поред тога, код готово свих

посматраних земаља у успону за које постоји конзистентна серија *EMBI* индекса (осим у случају Хрватске) дошло би до депрецијације локалне валуте према долару. У случају Хрватске најпре би дошло до благе апрецијације да би затим уследила депрецијација куне према долару. До депрецијације валута земаља у успону долази услед ефеката ребалансирања портфолија инвеститора, односно повлачења капитала са ризичнијих тржишта и улагања у хартије од вредности САД-а које нуде бољи принос коригован за ризик. Имајући у виду да Чешка не припада групи земаља у успону и као таква није једна од земаља за коју постоји премија ризика мерена индексом *EMBI*, у моделу за ову земљу није било могуће контролисати за ефекте раста каматне стопе на кретање премије ризика. У евро зони и Хрватској након иницијалне апрецијације дошло би до депрецијације валуте. Овај резултат је интуитиван будући да Хрватска води политику готово фиксног девизног курса у односу на евро, па функција импулсног одзива девизног курса може дати погрешну слику. Најизраженија иницијална депрецијација валуте у односу на долар приметна је у случају Турске. С друге стране у случају Србије, долази до незнатне депрецијације у првим периодима, међутим, у дужем року долази до стабилизације на вишим нивоима. Добијени резултати имплицитно садрже ефекат девизних интервенција НБС које су деловале сабилизујуће на девизни курс динара (према евр) у претходном периоду. У случају Пољске, дошло би до депрецијације у првим периодима, али и постепеног ишчежавања ефеката, па би се курс на крају посматраног периода вратио на првобитни ниво. Од посматраних земаља, ефекти на девизни курс би ишчезли у случају Чешке, Хрватске, Евро зоне и Пољске, док би до стабилизације на вишим нивоима курса дошло код Турске, Србије и Мађарске.

Поред анализираних ефеката на премију ризика и девизни курс, занимљиви су и ефекти на макроекономске варијабле које фигуришу у моделу. Наиме, анализа кретања функције импулсног одзива каматне стопе (за све земље осим за Пољску) потврђује резултате из *Cuaresma et al. (2016.)* и *Feldkircher & Huber (2016.)* који су уочили постојање трансмисионог механизма у краткорочним каматним стопама, односно да је раст каматне стопе ФЕД-а пропраћен растом краткорочних каматних стопа осталих земаља. Као и у случају девизног курса, и у случају каматне стопе, најизраженија реакција би била у случају Турске и Србије, с тим што би Турска

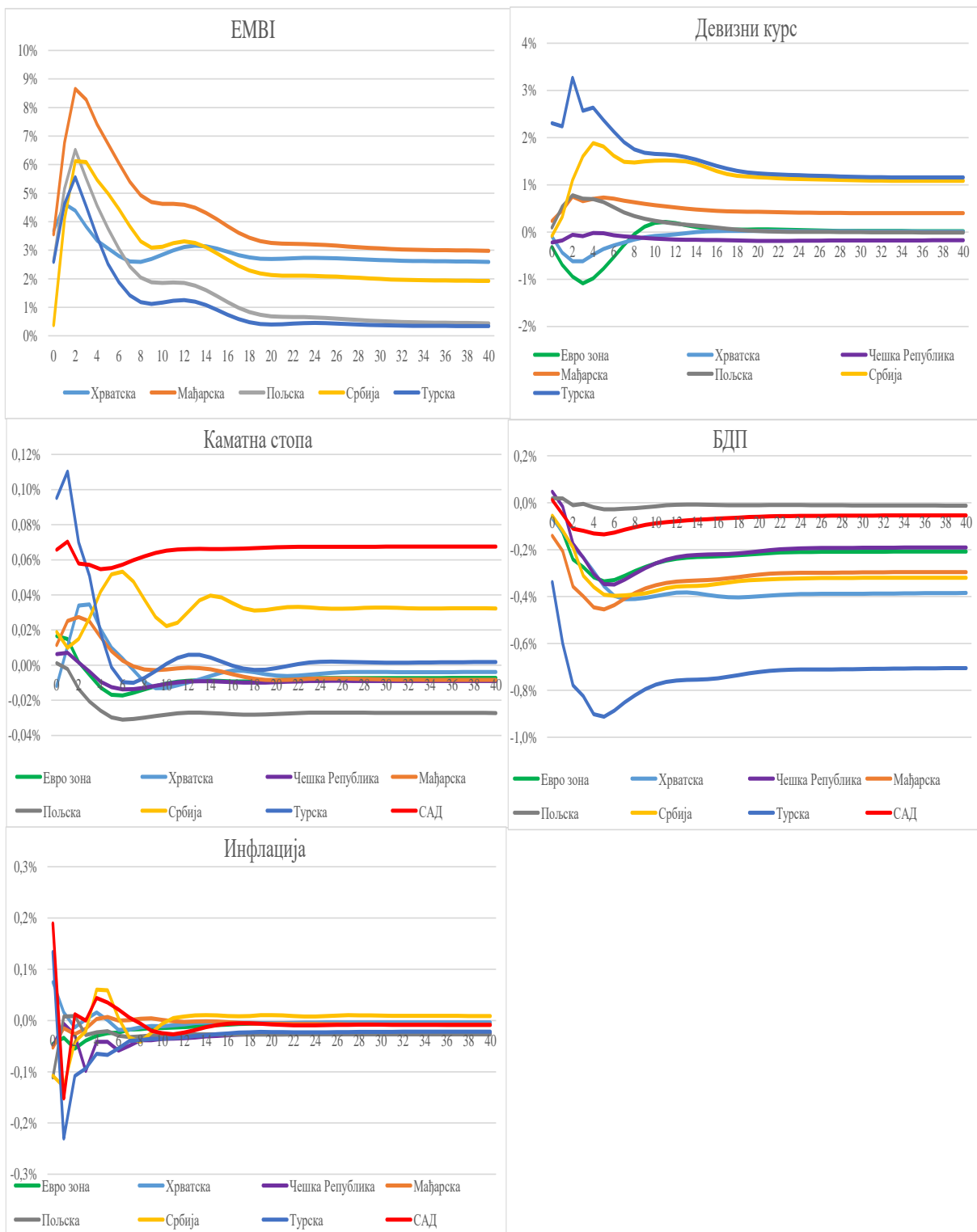
реаговала интензивније у првим периодима, да би затим уследило спуштање каматне стопе, док би Србија најпре реаговала мањим растом каматне стопе а затим би тај раст био нешто интензивнији. У случају Турске приметан је ефекат пребацивања („overshooting“) где каматна стопа иницијално реагује снажно, потом благо пада, да би се у дугом року стабилизовала на нивоу нешто изнад иницијалног. Ефекат пребацивања је присутан и у случају Евро зоне и Чешке, где каматна стопа након иницијалног раста незнатно пада да би се на крају стабилизовала око иницијалног нивоа. У случају Србије, каматна стопа би се стабилизовала у дугом року на нивоу који је око 0,03% изнад иницијалног нивоа.

Када је реч о реакцији БДП-а на шок у иностраној каматној стопи, облик функције импулсног одзива у складу је са резултатима приказаним у *Feldkircher & Huber* (2016.), *Canova* (2005.) и *Kim* (2001.) који истичу да према *Mundell-Fleming-Dornbusch* теореме постоје два начина на који шокови у каматној стопи могу утицати на иностране економије. Прво, повећање каматне стопе ФЕД-а и последично апрецијација америчког долара могли би довести до раста бруто домаћег производа у осталим земљама као последица померања домаћих расхода ка сада релативно јефтинијем увозу (пребацивање трошкова). Овај ефекат може бити поништен смањеном домаћом потрошњом и смањењем тражње за увозом као последица повећања каматне стопе (ефекат прихода). Ова два ефекта одражавају трговински канал. Друго, с обзиром да САД има главну улогу у глобалној економији, раст каматне стопе ФЕД-а ће на финансијским тржиштима, вероватно покренути раст каматне стопе у другим земљама (финансијски канал). Резултати приказани у овом раду (раст каматне стопе у осталим земљама као последица раста каматне стопе ФЕД-а) потврђују резултате из *Feldkircher & Huber* (2016.), *Canova* (2005.) и *Kim* (2001.) који налазе снажне доказе у прилог функционисања финансијског канала и мање у прилог трговинског канала. Резултати приказани у овом раду указују на то да су реакције реалног БДП-а посматраних земаља на шок у каматној стопи САД-а негативне и трајне. Изузетак је Пољска, код које након незнатног раста следи благи пад БДП-а и на крају стабилизација око иницијалне вредности. Овакав облик функције импулсног одзива може се образложити тиме да у земљама са ниским степеном финансијске рањивости на депрецијацијске притиске (ниво финансијске евроизације у Пољској је испод 10%), депрецијација

локалне валуте има позитиван ефекат на раст БДП-а, па ће и таква земља имати мањи подстицај да подизањем каматне стопе спречава депрецијацију девизног курса.

Приликом анализе функције импулсног одзива инфлације, може се приметити различит ефекат раста каматне стопе ФЕД-а на инфлацију у посматраним земљама у првом кварталу, где долази до раста инфлације у САД, Хрватској и Турској. Сличан резултат добијен је у *Pesaran et al.* (2004.), при чему у поменутом раду позитиван ефекат на инфлацију у САД не ишчезава ни у дугом року. Међутим, у наредном периоду долази од пада инфлације и у свим земљама, осим у Србији, у дугом року, инфлација ће се стабилизovati на нивоу који је испод иницијалног.

Имајући у виду резултате добијене на основу GVAR модела, као и облик функције импулсног одзива, може се извести закључак да не постоји довољно доказа за одбацивање Хипотезе 7, односно да је на подацима земаља централне, источне и југоисточне Европе уочено постојање међународног монетарног трансмисионог механизма.



Извор: Прорачун аутора

Графикон 3.11 Генерализована функција импулсног одзива на шок од 1 стандардне девијације у каматној стопи ФЕД-а

### 3.6.2. Профили перзистентности

Брзина конвергенције којом се прилагођавање дугорочним односима дешава у глобалном моделу се може испитати помоћу профила перзистентности (ПП). ПП су увели *Pesaran & Shin* (1996.) са циљем изучавања ефеката системских шокова на динамику дугорочних веза. ПП се односе на временске профиле ефеката системских шокова или шокова својствених одређеним варијаблама везаним за коинтеграционе односе и пружају визуелне доказе у вези са емпиријском утемељеношћу дугорочних односа. У тренутку настанка шока ПП има вредност 1 и требало би да конвергира ка вредности од 0 како време тежи бесконачности (видети *Pesaran & Shin* (1996.)). У случају када се брзина конвергенције према коинтеграционим везама покаже као веома спора, онда је то важан показатељ да је дати коинтеграциони вектор погрешно утврђен, што може бити последица тога да број коинтеграционих вектора није добро утврђен или ако су наметнута дугорочна ограничења идентификације која нису подржана од стране података. Погледати *Pesaran & Shin* (1996.) за расправу о ПП у коинтеграционим VAR моделима и *Dees et al.* (2007.б) за имплементацију ПП-ова у GVAR –у.

Анализа кретања профила перзистентности представља саставни део анализе оправданости увођења дугорочних ограничења као и анализе ваљаности уведених ограничења. Као што се може видети на Графикону А3.5 у Прилогу Глави 3, иницијално оцењени модел није имао задовољавајућа својства у погледу кретања профила перзистентности, док финални модел, оцењен након увођења дугорочних ограничења показује пожељна својства у смислу да након шока испољава брзо конвергирање ка нултој вредности (Графикон А3.6 у Прилогу Глави 3).

### Одељак 3.7. Закључна разматрања у вези са резултатима GVAR модела

У овој Глави анализирани су ефекти изненадног заоштравања монетарне политике ФЕД-а на макроекономске варијабле европских земаља са посебним фокусом на земље у успону централне, источне и југоисточне Европе. Како би се узели у обзир ефекти које финансијска тржишта имају на кључне макроекономске варијабле, у модел је уведена премија ризика земље за оне економије за које постоји

конзистентна серија података. Премија ризика земље уведена је у модел како би се контролисали ефекти које раст каматне стопе у САД може имати на тржиште капитала земаља у успону (одлив капитала) и последично на кретање девизног курса у посматраним земљама. Према ауторовим сазнањима ово представља први рад који анализира ефекте заостравања монетарне политике ФЕД-а на макроекономске варијабле земаља у успону водећи рачуна и о ефектима на премију ризика, као и узимајући у обзир интеракције не само између САД-а и посматране земље него и међусобну интеракцију између земаља у успону.

Резултати приказани у овом раду емпиријски потврђују резултате анализираних функције импулсног одзива приказане теоријским моделом у Глави 2 ове тезе. Наиме, функције импулсних одзива указују на то да би повећање каматне стопе ФЕД-а довело код свих посматраних земаља у успону до раста премије ризика земље мерене индексом *EMBI*. Поред тога, код готово свих посматраних земаља у успону дошло би до депрецијације локалне валуте према долару. Депрецијација валута земаља у успону може се објаснити преко ефеката ребалансирања портфолија инвеститора, односно повлачења капитала са ризичнијих тржишта и улагања у хартије од вредности САД-а које нуде бољи принос коригован за ризик. Најизраженија иницијална депрецијација валуте у односу на долар приметна је у случају Турске, док су дугорочни ефекти најизраженији у случају Србије.

Резултати приказани у овој Глави такође потврђују присуство интернационалног трансмисионог механизма монетарне политике, будући да би код свих посматраних земаља (осим Пољске) дошло до раста каматне стопе као последица шока у каматној стопи ФЕД-а. Поред наведених ефеката, у посматраним земљама дошло би до пада инфлације и пада БДП-а.

Анализа функције импулсног одзива указује на то да су земље које су најрањивије на шокове у каматној стопи ФЕД-а, оне земље које имају виши степен финансијске евроизације (Србија и Турска).

Треба имати у виду, да модел представљен у овој Глави не узима у обзир експлицитно интервенције на девизном тржишту које могу имати значајне ефекте на посматране варијабле (видети Главу 2 ове тезе). Разлог за то је што за већину посматраних земаља (осим Србије и Хрватске) не постоји доступна серија података

за интервенције на девизном тржишту, па су оне само имплицитно садржане у резултатима кроз кретање варијабли девизног курса. Увођење интервенција на девизном тржишту као варијабле у моделу представља основу за будућа истраживања на ову тему.

## ЗАКЉУЧАК

Ова докторска дисертација бави се изазовима у погледу вођења монетарне и макропруденцијалне политике у земљи која има висок степен финансијске евроизације. Дисертација даје свеобухватни приказ функционисања економије у условима финансијске евроизације почев од главних узрока финансијске евроизације, односно детерминанти евроизације депозита као кључног извора финансирања кредита, преко ограничења са којима се доносиоци мера монетарне политике суочавају у условима високе финансијске евроизације. На крају, кроз приказ трансмисије егзогеног шока у каматној стопи глобалне економије, односно САД-а на европске земље у успону, анализирано је присуство међународног монетарног трансмисионог механизма и ефекти које финансијска евроизација има на јачину овог трансмисионог механизма.

Циљ истраживања приказаног у овој дисертацији јесте да кроз независну анализу како узрока тако и ограничења која финансијска евроизација намеће доносиоцима мера монетарне политике укаже на то да је приликом доношења мера монетарне политике, неопходно водити рачуна не само о ефектима мера на кључне макроекономске варијабле, већ и о потенцијалним повратним ефектима на степен евроизације једне економије. Имајући у виду да се литература на тему евроизације, према сазнањима аутора, бавила финансијском евроизацијом или са аспекта узрока овог феномена или са аспекта ефеката које финансијска евроизација има на мере монетарне политике и кључне макроекономске варијабле, ова докторска дисертација представља допринос литератури будући да посматра целокупну слику овог феномена и потенцијалне повратне релације између мера усмерених ка ублажавању последица евроизације и потенцијалног стварања услова за даљи раст евроизованости економије.



Имајући у виду да је докторска дисертација структурирана у три Главе од којих свака посматра одређени аспект феномена евроизације, научни допринос се може посматрати кроз допринос 1) литератури на тему детерминанти евроизације (Глава 1); 2) допринос литератури на тему анализе оптималне монетарне политике у малој отвореној економији (Глава 2) и 3) допринос литератури на тему анализе међународног монетарног трансмисионог механизма (Глава 3).

У овој дисертацији тестирано је укупно 7 хипотеза, при чему је њихово тестирање у зависности од тематике приказано као саставни део три Главе дисертације.

Кроз анализу детерминанти евроизације депозита у дугом и кратком року на узорку земаља централне, источне и југоисточне Европе које су у режиму циљања инфлације у Глави 1 закључено је да мере макропруденцијалне политике као и мере усмерене ка промени диференцијала каматних стопа у правцу веће исплативости штедње у локалној валути могу имати утицаја на евроизацију депозита у кратком року. С друге стране, постизање и одржавање макроекономске стабилности кроз одржавање релативно веће стабилности цена у односу на волатилност депрецијације може бити ефикасно у смањивању степена евроизације у дугом року. Спроведена анализа у Глави 1, доприноси литератури на тему детерминанти евроизације кроз формално увођење у економетријски модел варијабли које представљају мере пруденцијалне политике, што, према ауторовим сазнањима, до сада није коришћено у моделима за анализу детерминанти евроизације. Поред анализе на нивоу панела, са циљем тестирања да ли поменуте везе важе и на нивоу појединачних земаља, а имајући у виду да је оригинални панел састављен од земаља за ниским, као и од земаља са вишим нивоом евроизације, оцењене су коинтеграционе и GMM једначине за сваку земљу у узорку појединачно чиме је омогућена и анализа јачине оцењене везе у зависности од степена евроизације земље. Анализом заснованом на појединачним земаљама, закључено је да је утицај макроекономске стабилности на степен евроизације нижи код земаља са иницијално вишим степеном евроизације (Србија, Албанија и Румунија) у односу на земље које су већ достигле низак, односно умерен степен евроизације (Пољска, Чешка и Мађарска).

У Глави 1 приказани су резултати тестирања следеће три хипотезе:

Хипотеза 1: Различити фактори утичу на валутну структуру штедних и орочених депозита приватног сектора у зависности од тога да ли се посматрају у дугом или у кратком року.

Хипотеза 2: Евроизација штедних и орочених депозита је одређена MVP рацијом у дугом року, односно постоји позитивна коинтеграциона веза између перманентне евроизације и MVP рација.

Хипотеза 3: Евроизација депозита у кратком року је функција диференцијала каматних стопа између депозита у локалној и страниј валути.

Резултати емпиријске анализе спроведене у Глави 1 указују да за сваку од поменуте три хипотезе не постоји довољно доказа за њихово одбацивање, односно да оцењени резултати указују на прихватање ставова приказаних хипотезама.

Након спроведене анализе детерминанти евроизације која је приказана у Глави 1, у наставку дисертације (Глава 2), анализирана је друга страна овог феномена, односно који су то изазови са којима се суочавају доносиоци мера монетарне политике у условима финансијске евроизације и како ће се висок степен евроизације одразити на мере монетарне политике у условима егзогеног шока у агрегатној тражњи или иностраној монетарној политици. Ова Глава даје допринос литератури на тему рационалних очекивања у домену екстензије модела у којима фигуришу два циља и два инструмента монетарне политике на начин да укључи у ограничења оптимизације супротстављене ефекте које депрецијација девизног курса има на побољшање платног биланса, са једне стране, и негативне ефекте које има на раст цена преко *pass-through* ефекта, као и негативне ефекте по финансијску стабилност. Поред тога, допринос се огледа и кроз параметризацију модела на подацима земаља централне, источне и југоисточне Европе, чиме су резултати теоријског модела прилагођени региону. Применом модела мале отворене привреде, најпре кроз статичку анализу, а затим и оптимизацијом у бесконачно много временских периода, закључено је да ће земље са већим степеном евроизације тежити да буду рестриктивније (мање експанзивне) у случају раста иностране каматне стопе (негативног шока у агрегатној тражњи), али да ће увођење интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике

допринети ублажавању реакција каматне стопе како на домаће тако и на иностране шокове.

Анализа спроведена у овој Глави, такође указује на то да ће увођење додатног инструмента монетарне политике довести до раста благостања у економији, будући да ће интервенције на ДТ-у допринети смањењу волатилности циљаних макроекономских варијабли. На крају, резултати које досадашња литература није анализирала, јесу ефекти мера два режима монетарне политике на релативни однос волатилитета инфлације и реалне депрецијације који је у основи литературе на тему детерминанти евроизације. Анализирајући релативни однос волатилности очекиване инфлације и реалне депрецијације пре и након увођења интервенција на девизном тржишту, резултати ове дисертације указују на то да ће након увођења интервенција као додатног инструмента доћи до релативно већег пада волатилности реалне депрецијације у односу на волатилност очекиване инфлације, као и да ће овај пад бити већи уколико централна банка већи пондер додељује стабилности девизног курса. Дакле, иако ће интервенције на девизном тржишту допринети расту благостања, приликом доношења одлука у вези са мерама монетарне политике, централна банка мора водити рачуна и о потенцијалним повратним ефектима на степен евроизације, при чему придавање вишег пондера стабилности девизног курса у функцији циља централне банке отвара могућности да повратни ефекти буду већи.

У Глави 2 ове дисертације, тестиране су следеће хипотезе:

Хипотеза 4: Високо учешће стране валуте у домаћем финансијском систему утиче на одлуке монетарне политике у погледу избора каматне стопе и интервенција на девизном тржишту као реакције на домаће и иностране шокове.

Хипотеза 5: Увођење интервенција на девизном тржишту као допунског инструмента централне банке утиче на ефикасност мера монетарне политике у финансијски евроизованој економији у развоју.

Хипотеза 6: Мере монетарне политике матичне земље у односу на чију валуту су индексирани обавезе и кредити у домаћем финансијском систему утичу на структуру портфолија пословних банака у земљи са израженим степеном финансијске евроизације.

За потребе тестирања Хипотеза 4–6 у Глави 2 ове дисертације развијен је статички, односно динамички модел мале отворене привреде, а резултати који проистичу из ових модела, указују на то да не постоји довољно доказа за одбацавање поменутих Хипотеза. Наиме, на основу резултата добијених у Глави 2 ове дисертације можемо прихватити тврђења исказана кроз Хипотезе 4–6.

У трећој Глави дисертације су емпиријски тестирани ефекти мера монетарне политике доминантне економије (САД) на кључне макроекономске варијабле европских земаља са посебним фокусом на земље централне, источне и југоисточне Европе и освртом на облик функције импулсних одзива кључних макроекономских варијабли у зависности од степена евроизације посматраних економија. За разлику од модела који су приказани у Глави 2 који су у већој мери теоријске природе, Глава 3 има емпиријски карактер. Присуство међународног монетарног трансмисионог механизма тестирано је применом метода глобалног векторског ауторегресионог модела (GVAR). GVAR методологија омогућава увођење у модел не само домаћих макроекономских варијабли већ и иностраних омогућавајући притом конзистентну оцену модела упркос потенцијалној великој димензији. Резултати оцењеног модела указују на то да ће се раст каматне стопе ФЕД-а одразити на раст премије ризика земаља у успону, као и на депрецијацију валута ових земаља. Као реакција на раст каматне стопе ФЕД-а, у посматраним земљама доћи ће до раста премије ризика и каматних стопа, депрецијације домаће валуте и пада БДП-а и инфлације, при чему ће негативни ефекти бити израженији у финансијски осетљивијим земљама, односно земљама са већим степеном обавеза у иностраној валути. Резултати приказани у Глави 3 доприносе литератури на тему примене GVAR методологије за анализу међународног монетарног трансмисионог механизма, имајући у виду да, према сазнањима аутора, ова методологија до сада није коришћена као алат за анализирање ефеката преливања шокова на финансијском тржишту на земље централне, источне и југоисточне Европе, узимајући у обзир како кључне макроекономске варијабле, тако и премију ризика земље, чиме се у анализу укључују и варијабле финансијских тржишта. Поред тога, резултати из ове Главе доприносе и литератури на тему евроизације, будући да пружају увид у разлике у реакцији кључних макроекономских варијабли на шок у иностраној каматној стопи у зависности од степена евроизације.

У Глави 3 ове дисертације тестирана је следећа Хипотеза:

Хипотеза 7: Мере монетарне политике ФЕД-а ће се одразити на кретање каматних стопа земаља централне, источне и југоисточне Европе (постојање међународног монетарног трансмисионог механизма).

Имајући у виду резултате добијене на основу GVAR модела, приказане у Глави 3 може се извести закључак да не постоји довољно доказа за одбацавање Хипотезе 7, односно да је на подацима земаља централне, источне и југоисточне Европе уочено постојање међународног монетарног трансмисионог механизма.

Имајући у виду све наведено, кључни допринос ове докторске дисертације огледа се у томе што на свеобухватан начин приступа анализи изазова са којима се креатори монетарне политике сусрећу у малим отвореним економијама које имају висок степен финансијске евроизације. Увидом у литературу, како на тему финансијске евроизације, тако и на тему анализе оптималне монетарне политике у малим отвореним економијама, може се закључити да су радови из ових области фокусирани само на једну страну овог феномена, односно, баве се или узроцима евроизације и мерама усмереним ка де-евроизацији, или последицама које овај феномен има на мере економске политике, али повратна веза, односно анализа у којој мери одређене мере монетарне политике проистекле их чињенице да је земља у великој мери евроизована могу имати повратни ефекат на степен евроизације, до сада није била предмет истраживања. Повезујући резултате добијене у све три Главе ове тезе, можемо закључити се услови за де-евроизацију могу створити вођењем кредибилног режима инфлационог таргетирања, односно одржавањем ниже волатилности инфлације у односу на волатилност девизног курса. Међутим, у условима високе евроизације, централна банка ће остварити раст корисности уколико интервенцијама на девизном тржишту ублажи ефекте реалних и монетарних шокова, док ће са растом евроизације бити потребан већи степен интервенција на девизном тржишту да би се обезбедио оптимални ниво корисности. Интервенције на девизном тржишту се могу сматрати оправданим уколико се користе ради смањења прекомерне волатилности девизног курса, али не и уколико стабилност девизног курса постане циљ сам за себе. Са растом пондера који централна банка додељује стабилности девизног курса, долази до релативно

већег смањења волатилности девизног курса у односу на волатилност цена, чиме се могу створити подстицајни услови за наставак задуживања у инострану валути.

Поред тога, практични допринос резултата ове дисертације огледа се у препорукама мера монетарне политике усмереним ка де-евроизацији у зависности од временског хоризонта, као и у сагледавању две стране мера усмерених са једне стране ка ублажавању шокова у условима високе евроизације и потенцијалним ефектима на продубљивање овог проблема. Имајући све наведено у виду, можемо закључити да је увођење девизног курса у функцију циља централне банке у условима изражене евроизације неизбежно и да доводи до повећања благостања централне банке, али да је одржавање стабилности девизног курса у већој мери од његовог ефекта на цене и економску активност може допринети продубљивању проблема евроизације, што у даљем периоду захтева још веће ресурсе ради постизања неопходне стабилности.

## ЛИТЕРАТУРА

Aghion, P., Bacchetta, P., & Banerjee, A. (2001). Currency crises and monetary policy in an economy with credit constraints. *European Economic Review*, 45(7), 1121–1150.

Aleksić, M., Đurđević, Lj., Palić, M., & Tasić, N. (2008) Interest Rate Transmission in a Dollarized Economy: The Case of Serbia. *National Bank of Serbia Working Paper*, NBS.

Andersen, T. M., Bertola, G., Driffill, J., James, H., Sinn H-W., Sturm J-E., & Urošević, B. (2016). The EEAG Report on the European Economy 2016: What next? *CESifo Group Munich*, Munich, 01-140

Aoki, K., G. Benigno and N. Kiyotaki (2015). Monetary and Financial Policies in Emerging Markets, manuscript, LSE and Princeton.

Arteta, C. O. (2002). Exchange Rate Regimes and Financial Dollarization: Does Flexibility Reduce Bank Currency Mismatches? FRB International Finance Discussion Paper 738.

Basso, H. S., Calvo-Gonzalez, O., & Jurgilas, M. (2011). Financial dollarization: The role of foreign-owned banks and interest rates. *Journal of Banking & Finance*, 35(4), 794-806.

Beirne, J., & Bijsterbosch, M. (2011). Exchange rate pass-through in central and eastern European EU Member States. *Journal of Policy Modeling*, 33(2), 241–254.

Benes, J., Berg, A., Portillo, R. A., & Vavra, D. (2014). Modeling Sterilized Interventions and Balance Sheet Effects of Monetary Policy in a New-Keynesian Framework. *Open Economies Review*, 26(1), 81-108.

Beveridge, S., & Nelson, C. R. (1981). A 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.

Blackburne, E., & Frank, M. (2007). Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *The Stata Journal* 7(2), 197-208.

- Blake, A., & Fernandez-Corugedo, E. (2010). Solving rational expectations models: A practical approach using Scilab. *Bank of England CCBS Technical Handbook No. 2*
- Blanchard, O. J., & Kahn, C. M. (1980). The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations. *Econometrica*, 48(5), 1305.
- Božović, M., Urošević, B., & Živković, B. (2009). On the Spillover of Exchange Rate Risk into Default Risk. *Ekonomski Anali* 183, 32–55.
- Bussiere, M., Chudik, A., & Sestieri, G. (2009). Modelling global trade flows: Results from GVAR model. *ECB Working Paper Series No.1087*
- Calvo, G. A. (2001). Capital Markets and the Exchange Rate, with Special Reference to the Dollarization Debate in Latin America. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(2), 312.
- Calvo, G., & Reinhart, C. (2000). Fear of Floating, *NBER Working Paper* 7993.
- Calvo, G., & Vegh, C. (1997). From Currency Substitution to Dollarization and Beyond: Analytical and Policy Issues. *Essays on Money, Inflation, and Output*, ed. Guillermo Calvo, 153-175. Cambridge: MIT Press.
- Canales-Kriljenko, J., Guimaraes, R., & Karacadag, C. (2003). Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Elements of Best Practice. *IMF Working Paper* No. 03/152.
- Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 229–251.
- Castren, O., Dees, S., Zaher, F. (2008). Global macro-financial shocks and expected default frequencies in the euro area. *ECB Working Paper Series* No.875
- Cavallino, P. (2017.). Capital Flows and Foreign Exchange Intervention. *SSRN Electronic Journal*
- Cavoli, T. (2008). The exchange rate and optimal monetary policy rules in open and developing economies: Some simple analytics. *Economic Modelling*, 25(5), 1011-1021.
- Céspedes, L. F., Chang, R., & Velasco, A. (2004). Balance Sheets and Exchange Rate Policy. *American Economic Review*, 94(4), 1183-1193.



- Chailloux, A., Ohnsorge, F., & Vavra, D. (2010). Euroisation in Serbia. EBRD Working Paper No. 120
- Chin, M., & Meredith, G. (2004). Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity. International Monetary Fund Staff Papers (51) No 3.
- Chudik, A., & Fratzscher, M., (2011). Identifying the global transmission of the 2007-09 financial crisis in a GVAR model. *ECB Working Paper Series* No. 1285
- Chudik, A., & Pesaran, M. H. (2014). Theory and practice of GVAR modelling. *Journal of Economic Surveys*, 30(1), 165–197.
- Clarida, R., Galí Jordi, & Gertler, M. (1998). Monetary policy rules in practice. Some international evidence. *European Economic Review*, 42(6), 1033–1067
- Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (2001). Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: An Integrated Approach. *American Economic Review*, 91(2), 248-252.
- Coeurdacier, N., & Rey, H. (2013). Home bias in open economy financial macroeconomics. *Journal of Economic Literature*, 51(1), 63-115.
- Cuaresma, C.J., Doppelhofer, G., Feldkircher, M., & Huber, F. (2016). US monetary policy in a globalized world. *CES Ifo Working Paper Series*, No. 5826
- Daude, C., Yeyati, E. L., & Nagengast, A. J. (2016). On the effectiveness of exchange rate interventions in emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 64, 239-261.
- Della Valle, G., Kota, V., Veyrune, R., Cabezón, E., & Guo, S. (2018). Euroization drivers and effective policy response: An application to the case of Albania. *IMF Working Paper* No. 18/21.
- De Nicoló, G., Honohan, P., & Ize, A. (2005). Dollarization of Bank Deposits: Causes and Consequences. *Journal of Banking and Finance*, 29(7), 1697–1727.
- Dees, S., Mauro, F. D., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2007a). Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 1–38.

- Dees, S., Holly, S., Pesaran, H., & Smith, L. V. (2007b). Long Run Macroeconomic Relations in the Global Economy. *ECB Working Paper Series No. 750*
- Dees, S., Pesaran, M. H., Smith, L. V., & Smith, R. P. (2013). Constructing Multi-Country Rational Expectations Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(6), 812–840.
- Di Mauro, F., & Pesaran, M. H. (2013). *The Gvar handbook: structure and applications of a macro model of the global economy for policy analysis*. Oxford: Oxford University Press.
- Dimova, D., Kongsamut, P., & Vandebussche, J. (2016). Macprudential Policies in Southeastern Europe. International Monetary Fund Working Paper No. 16/29.
- Djukić, M., Momčilović, J., & Trajcević, Lj. (2010). Medium-term projection model of the National Bank of Serbia, *NBS Working Paper Series No. 17*.
- Ebeke, C., & Fouejieu, A. (2018). Inflation targeting and exchange rate regimes in emerging markets. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 18(2).
- Eichengreen, B., & Hausmann, R. (1999). Exchange Rates and Financial Fragility. NBER Working Paper Series, Working Paper 7418
- Fabozzi, F. J., Kolm, P. N., Pachamanova, D. & Focardi, S. M. (2007). Robust Portfolio Optimization and Management. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Feldkircher, M., & Huber, F. (2016). The international transmission of US shocks- Evidence from Bayesian global vector autoregressions. *European Economic Review*, 81, 167-188.
- Galesi, A., & Lombardi, M. J. (2013). External shocks and international inflation linkages: a global VAR analysis. *ECB Working Paper Series No. 1062*
- Gali, J., & Gertler, M. (2000). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. Inflation dynamics: a structural econometric approach. *Journal of Monetary Economics* 44 (2), 195–222.
- Galí, J., Gertler, M., & López-Salido, J. D. (2005). Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve. *Journal of Monetary Economics*, 52(6), 1107-1118

- Gali, J., Monacelli, T. (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *Review of Economic Studies* 72, 707–734.
- Garcia, J.C, Terstrepo, J., E., & Roger, S. (2011). How much should inflation targeters care about the exchange rate? *Journal of International Money and Finance*, 30, 1590-1617.
- Gertler, M., Gilchrist, S., & Natalucci, F. M. (2007). External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(2-3), 295-330.
- Ghosh, A., Ostry, J., & Chamon, M. (2016). Two Targets, Two Instruments: Monetary and Exchange Rate Policies in Emerging Market Economies. *Journal of International Money and Finance*, 26, 383-402.
- Granger, C. W. J. (2009). Developments In The Study Of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3), 213–228.
- Granger, C.W.J., & J.L. Lin (1995). Causality in the Long Run, *Econometric Theory*, 11, 530-536.
- Harbo, I., S. Johansen, B. Nielsen, & Rahbek, A. (1998). Asymptotic Inference on Cointegrating Rank in Partial Systems. *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 388-399.
- Hausmann, R., Panizza, U., & Stein, E. (2000). Why do countries float the way they float?. *Inter-American Development Bank, Working Paper* 418
- Hausmann, R., Panizza, U., & Stein, E. (2001). Why do countries float the way they float?. *Journal of Development Economics*, 66(2), 387-414.
- Holub, T. (2004). Foreign Exchange Interventions Under Inflation Targeting: The Czech Experience. *CNB internal research and policy notes*. 1/2004
- Honohan, P. (2007). Dollarization and Exchange Rate Fluctuations. World Bank Policy Research 4172.
- Isard, P. (2006). Uncovered Interest Parity. International Monetary Fund Working Paper No.06/96.
- Ioannidou, V., Ongena, S., & Peydro, J. (2014). Monetary Policy, Risk-Taking, and Pricing: Evidence from a Quasi-Natural Experiment. *Review of Finance*, 19(1), 95-144.

- Ize, A. (2005). Financial Dollarization Equilibria: A Framework for Policy Analysis. *International Monetary Fund Working Paper* No.05/186.
- Ize, A., & Levy Yeyati, E. (2003). Financial Dollarization. *Journal of International Economics*, 59(2), 323-347.
- Johansen, S. (1992). Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis. *Journal of Econometrics*, 52, 231-254.
- Jones, J. D., & Joulfaian, D. (1991). Federal government expenditures and revenues in the early years of the American republic: Evidence from 1792 to 1860. *Journal of Macroeconomics*, 13(1), 133–155.
- Kim, S. (2001). International transmission of U.S. monetary policy shocks: Evidence from VAR's. *Journal of Monetary Economics*, 48(2), 339–372.
- Kirsanova, T., Leith, C., & Wren-Lewis, S. (2006.). Should central banks target consumer prices or the exchange rate? *The Economic Journal*, 116(512)
- Levi, M. D. (2005). *International finance*. London: Routledge.
- Levy Yeyati, E. (2006). Financial Dollarization: Evaluating the Consequences. *Economic Policy*, 21(45), 61-118.
- Luca, A., & Petrova, I. (2008). What drives credit dollarization in transition economies? *Journal of Banking & Finance*, 32(5), 858–869.
- Ljubaj, I., & Petrović, S. (2016.). Bilješka o kunskom kreditiranju. HNB Pregledi P-29
- Menkhoff, L., Sarno, L., Schmeling, M., & Schrimpf, A. (2012). Carry Trades and Global Foreign Exchange Volatility. *The Journal of Finance*, 67(2), 681-718.
- Меморандум о стратегији динаризације, Народна банка Србије, децембар 2018.
- Mladenovic, Z. (2009). Relationship Between Inflation and Inflation Uncertainty: The Case of Serbia. *Yugoslav Journal of Operations Research*, 19(1),171-183.
- Monacelli, T. (2005). Monetary policy in a low pass-through environment. *Journal of Money, Credit and Banking*. 37, 1047-1066.
- Morley, J. C. (2011). The Two Interpretations of the Beveridge-Nelson Decomposition. *Macroeconomic Dynamics*, 15(3), 419-439.

Moron, E., & Winkelried, D. (2005). Monetary Policy Rules for Financially Vulnerable Economies. *Journal of Development Economics*, 76, 23-51.

Народна банка Србије, Годишњи извештај о монетарној политици у 2014. години

Народна банка Србије, Годишњи извештај о стабилности финансијског система у 2014. години

Народна банка Србије, Извештај о инфлацији за фебруар 2019. године

National Bank of Romania, Annual Report (за године од 2005. до 2016.)

Neanidis, K. C., & Savva, C. S. (2009). Financial dollarization: Short-run determinants in transition economies. *Journal of Banking & Finance*, 33(10), 1860–1873.

Nojković, A., & Petrović, P. (2015). Monetary policy rule in inflation targeting emerging European countries: A discrete choice approach. *Journal of Policy Modeling*, 37(4), 577-595.

Persyn, D., & Westerlund, J. (2008). Error Correction Based Cointegration Tests for Panel Data. *Stata Journal*, 8(2), 232-241.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1996). Cointegration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*, 71(1-2), 117-143.

Pesaran, H., Shin, Y., & Smith, R. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of American Statistical Association*, 94(446), 621-634.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1996). Testing for the 'Existence of a Long-run Relationship'. *Cambridge Working Papers in Economics 9622*, Faculty of Economics, University of Cambridge.

Pesaran, M. H., & Smith, R. (2006). Macroeconometric Modelling With A Global Perspective. *The Manchester School*, 74(s1), 24–49.

Pesaran, H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling Regional Interdependencies Using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), 129–162.

Rajković, I., & Urošević, B., (2016). Politika deviznog kursa u dvovalutnom monetarnom sistemu. *Monografija Ekonomska politika Srbije u 2016. godini*. Univerzitet u Beogradu Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost

Recommendation of the European Systemic Risk Board of 21 September 2011 on lending in foreign currencies

([https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/recommendations/2011/ESRB\\_2011\\_1.en.pdf](https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/recommendations/2011/ESRB_2011_1.en.pdf))

Rennhack, R., & Nozaki, M. (2006). Financial Dollarization in Latin America. International Monetary Fund Working Paper No.06/7.

Rey, H. (2015). International Channels of Transmission of Monetary Policy and the Mundellian Trilemma. Conference proceedings from the 15th Jacques Polak Annual Research Conference.

Roodman, D. (2009a). A Note on the Theme of Too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135–158.

Roodman, D. (2009b). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86–136.

Salomao, J., & Varela, L. (2016). Exchange Rate Exposure and Firm Dynamics. *SSRN Electronic Journal*

Sentürk, C., & Sataf, C. (2015). The Determination of Panel Causality Analysis on the Relationship between Economic Growth and Primary Energy Resources Consumption of Turkey and Central Asian Turkish Republics. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 195, 393–402.

Smith, L. V. & Galesi A. (2014), GVAR Toolbox 2.0, <https://sites.google.com/site/gvarmodelling/gvar-toolbox>

Staines, N. (2014). De-Dollarization: A Cross-Country Perspective. *BNA "Conference on de-dollarization"*.

Svensson, L. E. (1998). Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule. *NBER Working Paper No. 6790*

- Svensson, L., (2000). Inflation targeting. *Journal of International Economics*, 50, 155-183.
- Svensson, L., (2010). Open economy inflation targeting. *NBER Working Paper* No. 16654.
- Taylor, J. (2001). The role of exchange rate in monetary policy rules. *American Economic Review*, 91, 263-267
- Tkalec, M. (2013). Monetary Determinants of Deposit Euroization in European Post-Transition Countries. *Panoeconomicus*, 60(1), 89-101.
- Urosević, B., & Rajković, I. (2017). Dollarization of deposits in short and long run: evidence from CESE countries. *Panoeconomicus* 64(1),17-30.
- Winkelried, D., & Castillo, P. (2010). Dollarization Persistence and Individual Heterogeneity. *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1596-1618.

## ПРИЛОЗИ

### Прилог Глави 1

**Табела А1.1.** Доступност података о валутној структури депозита

Земља	Доступност података	Број опсервација
Албанија	2007:12 – 2016:12	109
Чешка Република	1997:01 – 2016:12	240
Мађарска	2001:05 – 2016:12	188
Пољска	1996:12 – 2016:12	241
Румунија	2005:05 – 2016:12	140
Србија	2004:01 – 2016:12	156

**Извор:** Прорачун аутора.

**Табела А1.2.** Дескриптивне статистике најважнијих променљивих за период од јануара 2006. до децембра 2016.

Земља	Евроизација			Месечна стопа инфлације			Месечна стопа депрецијације			<i>Pass-through</i>		
	(y %)			(y %)			(y %)			(y %)		
	Просек	Min	Max	Mean	Min	Max	Mean	Min	Max	Mean	Min	Max
Чешка	6,3	4,0	10,5	0,2	-0,7	3,3	-0,05	-4,86	6,60	2,3	0,8	7,2
Мађарска	19,5	14,3	25,2	0,3	-0,8	2,3	0,17	-5,62	7,00	3,1	1,3	7,6
Пољска	9,8	5,8	18,5	0,2	-0,4	1,1	0,08	-4,60	9,62	1,8	0,8	4,4
Румунија	37,7	32,8	43,6	0,3	-2,6	2,6	0,16	-2,91	7,79	3,6	0,6	18,0
Србија	87,49	80,5	90,7	0,5	-1,1	2,7	0,27	-3,48	6,87	14,0	3,2	43,0

**Извор:** Централне банке релевантних земаља и прорачун аутора.



**Табела А1.3.** Опис променљивих

Променљива	Опис	Извор
EUR	Удео девизних и девизно индексираних штедних и орочених депозита у укупним штедним и ороченим депозитима привреде и становништва	Централне банке релевантних земаља
EUR_PERM	Перманентна компонента евроизације депозита оцењена применом Бевериц-Нелсон методологије	Прорачун аутора
EUR_TRANS	Транзиторна компонента евроизације депозита оцењена применом Бевериц-Нелсон методологије	Прорачун аутора
DEP	Месечна стопа номиналне депрецијације	Централне банке релевантних земаља
INF	Месечна стопа инфлације	Централне банке релевантних земаља
VOL_INF	Волатилност инфлације обрачуната GARCH или EGARCH методологијом	Прорачун аутора
VOL_DEP	Волатилност номиналне депрецијације обрачуната GARCH или EGARCH методологијом	Прорачун аутора
PASS	Pass-through ефекат обрачунат применом Калман Филтера	Прорачун аутора
MVP	MVP рацио израчунат према формули: $\frac{VOL\_INF \times PASS}{VOL\_DEP}$	Прорачун аутора
IR_SPREAD	Разлика између каматне стопе на међубанкарском тржишту конкретне земље и 3М EURIBOR-а	Bloomberg
RR1	Вештачка променљива која узима вредност 1 када мере пруденцијалне политике фаворизују депозите у локалној валути	Прорачун аутора
RR2	Вештачка променљива која узима вредност 1 када мере пруденцијалне политике фаворизују депозите у страниј валути	Прорачун аутора

**Извор:** Прорачун аутора.

**A1.4.** Преглед пруденцијалних мера са потенцијалним ефектом на валутну структуру депозита- Србија

Преткризни период (Кључни циљеви примене ОР регулисање прекомерног раста кредитне активности и подстицање штедње у домаћој валути):

**Табела A1.4.a** Историјски преглед промене стопа обавезне резерве у Србији у преткризном периоду

Период важења стопе	Промена стопе ОР	Очекивани ефекат на евроизацију
нов. 2005.	Снижење стопе динарске ОР са 20% на 18%, раст стопе девизне ОР са 29% на 35%	смањење
дец. 2005.	Раст стопе девизне ОР са 35% на 38%	смањење
апр. 2006.	Раст стопе девизне ОР са 38% на 40%	смањење
нов. 2006.	Снижење стопе динарске ОР са 18% на 15%	смањење
јан. 2007.	Снижење стопе динарске ОР са 15% на 10%, раст стопе девизне ОР са 35% на 40%	смањење
нов. 2007.	Снижење стопе динарске ОР по основу депозита орочених преко једног месеца са 10% на 5%,	смањење

**Извор:** Прорачун аутора.

Посткризни период (примена обавезне резерве као помоћног инструмента монетарне политике, која је, поред референтне каматне стопе коришћена за остварење инфлационог циља.):

**Табела А1.4.6** Историјски преглед промене стопа обавезне резерве у Србији у посткризном периоду

<b>Период важења стопе</b>	<b>Промена стопе ОР</b>	<b>Очекивани ефекат на евроизацију</b>
март. 2010.	Снижење опште стопе динарске ОР са 10% на 5% и опште стопе девизне ОР са 40% на 25%	повећање
јан. 2011.	Снижење стопе динарске ОР по основу депозита орочених преко две године са 5% на 0%, раст стопе девизне ОР по основу депозита орочених испод две године са 25% на 30%.	смањење
апр. 2012.	Снижење стопе девизне ОР за депозите преко 2г на 22%, а за орочене депозите мање од 2г на 29%	повећање
нов. 2014. до јан. 2015	Снижење стопе девизне ОР за депозите за по 1 п.п. месечно - преко 2г (са 22% на 19%), а за орочене депозите мање од 2г (са 29% на 26%)	повећање
сеп. 2015. до феб. 2016.	Снижење стопе девизне ОР за депозите за по 1 п.п. месечно - преко 2г (са 19% на 13%), а за орочене депозите мање од 2г (са 26% на 20%)	повећање

**Извор:** Прорачун аутора.

A1.5. Преглед пруденцијалних мера са потенцијалним ефектом на валутну структуру депозита- Румунија

Преткризни период (у периоду узлазне фазе финансијског циклуса предузете су пруденцијалне мере у виду промене стопе обавезне резерве са циљем ограничавања кредитне активности и изложености у страниј валути.):

**Табела А1.5.а** Историјски преглед промене стопа обавезне резерве у Румунији у преткризном периоду

Период важења стопе	Промена стопе ОР	Очекивани ефекат на евроизацију
јан. 2006.	Раст стопе девизне ОР са 30% на 35%.	смањење
март 2006.	Раст стопе девизне ОР са 35% на 40%.	смањење
јул. 2006.	Раст стопе ОР на домаћу валуту са 16% на 20%.	повећање

**Извор:** Прорачун аутора.

Посткризни период (политика обавезне резерве у посткризном периоду имала је за циљ да утиче на повећање кредитне активности):

**Табела А1.5.6** Историјски преглед промене стопа обавезне резерве у Румунији у посткризном периоду

Период важења стопе	Промена стопе ОР	Очекивани ефекат на евроизацију
нов. 2008.	Снижење стопе ОР на домаћу валуту са 20% на 18%.	смањење
јул 2009.	Снижење стопе ОР на домаћу валуту са 18% на 15%, а девизне ОР са 40% на 35% (промена диференцијала у корист стране валуте)	повећање
авг. 2009. нов 2009 апр. 2011	Снижење стопе девизне ОР са 35% на 30% , Са 30% на 25% и Са 25% на 20%	повећање
јан. 2014.	Снижење стопе ОР на домаћу валуту са 15% на 12%, а девизне ОР са 20% на 18% (промена диференцијала у корист домаће валуте)	смањење
јул 2014.	Снижење стопе девизне ОР са 18% на 16%	повећање
сеп. 2014.	Снижење стопе ОР на домаћу валуту са 12% на 10%,	смањење
нов. 2014.	Снижење стопе девизне ОР са 16% на 14%	повећање
мај. 2015.	Снижење стопе ОР на домаћу валуту са 10% на 8%.	смањење

**Извор:** Прорачун аутора.

A1.6. Преглед пруденцијалних мера са потенцијалним ефектом на валутну структуру депозита- Албанија

**Табела А1.6** Историјски преглед промене стопе ремунације на обавезну резерву у Албанији

Период важења стопе	Промена стопе ремунације ОР	Очекивани ефекат на евроизацију
јул. 2008.	Раст са 50% EURIBOR-а (за депозите у еврима) или 50% LIBOR-а (за депозите у доларима) на 70% референтне каматне стопе ЕЦБ-а (за депозите у еврима) и 70% референтне каматне стопе ФЕД-а (за депозите у доларима).	смањење
дец. 2011.	Снижење стопе ремунације ОР на 0% за депозите у доларима и еврима	смањење
сеп. 2016.	Снижење стопе ремунације ОР на ниво стопе на депозитне олакшице ЕЦБ-а (-0,40%)	смањење

**Извор:** Прорачун аутора

A1.7. Преглед једначина волатилности инфлације и депрецијације

**Табела А1.7.а** Преглед једначина волатилности инфлације

Земља	Једначина волатилности инфлације
Чешка	$\pi_t = 0,000 + 0,510\pi_{t-12}$ $\log \sigma^2 = -0,239 - 0,105 \left  \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right  + 0,147 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0,975 \log \sigma_{t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(0,00) (0,00) (0,00) (0,00)</p>
Мађарска	$\pi_t = 0,00 + 0,24\pi_{t-1}$ $\sigma_t^2 = 0,00 - 0,09\varepsilon_{t-1}^2 + 1,03\sigma_{t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(0,10) (0,01) (0,00)</p>
Пољска	$\pi_t = 0,00 + 0,42\pi_{t-1} - 0,13\pi_{t-2}$ $\sigma_t^2 = 0,00 - 0,06\varepsilon_{t-1}^2 + 1,04\sigma_{t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(0,10) (0,01) (0,00)</p>
Румунија	$\log \sigma^2 = -1,81 - 0,61 \left  \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right  + 0,15 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0,79 \log \sigma_{t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(0,00) (0,00) (0,00) (0,00)</p>
Србија	$\pi_t = 0,004 + 0,224\pi_{t-1}$ $\log \sigma^2 = -1,207 - 0,357 \left  \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right  + 0,185 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0,852 \log \sigma_{t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(0,02) (0,02) (0,06) (0,00)</p>
Албанија	$\pi_t = 0,001 + 0,797\pi_{t-1}$ $\sigma_t^2 = 0,000 - 0,490 \varepsilon_{t-1}^2 - 1,07\sigma_{t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(0,552) (0,00) (0,00)</p>

**Извор:** Прорачун аутора

**Табела А1.7.6** Преглед једначина волатилности депрецијације

Земља	Једначина волатилности промене номиналног девизног курса
Чешка	$e_t = 0,001 + 0,255\varepsilon_{t-1}$ $\log \sigma^2 = -12,405 + 0,232 \left  \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right  + 0,299 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - 0,463 \log \sigma_{t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(0,10)    (0,09)            (0,00)            (0,04)</p>
Мађарска	$e_t = 0,00 + 0,23e_{t-2}$ $\log \sigma^2 = -1,42 - 0,15 \left  \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right  + 0,18 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0,83 \log \sigma_{t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(0,02)    (0,02)            (0,06)            (0,00)</p>
Пољска	$e_t = 0,36e_{t-1} - 0,19e_{t-2}$ $\sigma_t^2 = 0,00 - 0,20\varepsilon_{t-1}^2 + 0,59\sigma_{t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(0,10)    (0,04)            (0,00)</p>
Румунија	$e_t = 0,00 + 0,39e_{t-2}$ $\sigma_t^2 = 0,00 - 0,31\varepsilon_{t-1}^2 + 0,60\sigma_{t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(0,01)    (0,02)            (0,00)</p>
Србија	$e_t = 0,001 + 0,348e_{t-1}$ $\log \sigma^2 = -0,586 + 0,558 \left  \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right  - 1,141 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0,984 \log \sigma_{t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(0,02)    (0,02)            (0,06)            (0,00)</p>
Албанија	$e_t = 0,000 + 0,188e_{t-2} - 0,203e_{t-1}$ $\sigma_t^2 = 0,000 - 0,113 \varepsilon_{t-1}^2 + 0,864\sigma_{t-1}^2$ <p style="text-align: center;">(0,28)    (0,04)            (0,00)</p>

**Извор:** Прорачун аутора



## Прилог Глави 2

### A2.1 Решавање модела оптималне монетарне политике са два инструмента

Модел оптималне монетарне политике у условима рационалних очекивања са једним инструментом решен је применом алгоритма описаног у Blake & Fernandez-Corugedo (2010.), док је решење модела оптималне монетарне политике са два инструмента засновано на поменутом алгоритму уз одређене модификације по угледу на Svensson (1998) које се односе на увођење другог инструмента монетарне политике.

Да би се описани модел могао решити применом алгоритма описаног у Blake & Fernandez-Corugedo (2010.) модел се најпре мора записати у *state-space* облику и јединствени вектори система се морају израчунати. Ова методологија полази од услова Blanchard & Kahn који гласи да за модел рационалних очекивања, да би имао јединствено решење, мора постојати бар онолико нестабилних корена (корена чија је апсолутна вредност већа од 1) колико постоји *forward-looking* варијабли.

Модел описан једначинама 11-32 је потребно прво записати у *state-space* облику. У моделу фигурише укупно 11 варијабли. При чему су варијабле  $(q_t, u_t, i_t^*, \pi_t^*, y_t^*, y_t, \pi_t, \psi_t)$  предетерминисане, док варијабле  $(y_{t+1}^e, \pi_{t+1}^e, q_{t+1}^e)$  представљају *forward-looking* варијабле.

Функција циља се може записати у следећој форми:

$$\frac{1}{2} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (a y_{t+i}^2 + b \pi_{t+i}^2 + c \Delta R_{t+i}^2 + d q_{t+i}^2 + e i_{t+i}^2) \quad \text{A.1.}$$

односно

$$\frac{1}{2} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (s'_{t+i} Q s_{t+i} + i'_{t+i} R_1 i_{t+i} + \Delta R'_{t+i} R_2 \Delta R_{t+i}) \quad \text{A.2.}$$

где је

$$s_t = [z'_t \ x'_t]' \quad \text{A.3.}$$

вектор који чине предетерминисане и *forward-looking* варијабле, а  $Q$ ,  $R_1$  и  $R_2$  представљају матрице пондера који одговарају варијаблама у функцији циља, при чему се пондери садржани у матрици  $Q$  односе на предетерминисане и *forward-looking* варијабле, док се пондери у матрицама  $R_1$  и  $R_2$  односе на поднере који припадају инструментима, односно номиналној каматној стопи и интервенцијама на девизном тржишту.

Циљ централне банке јесте да минимизира функцију губитка водећи рачуна о ограничењима записаним у *state space* форми за *forward-looking* варијабле:

$$\mu_1 \pi_{t+1}^e = \pi_t - \mu_2 \pi_{t-1} - \mu_3 y_t - \rho \Delta q_t \quad \text{A.4.}$$

$$\omega_1 y_{t+1}^e + \omega_3 y_t^* + \phi_2 \pi_{t+1}^e + u_t = y_t - \omega_2 y_{t-1} - \phi_1 q_t + \phi_2 i_t \quad \text{A.5.}$$

$$\gamma_1 q_{t+1}^e + \gamma_1 i_t^* + \gamma_1 \pi_{t+1}^e - \gamma_1 \pi_{t+1}^* + \gamma_1 \psi_t = (\phi_1 + \gamma_1) q_t - \phi_2 y_t + \gamma_1 i_t - \delta \Delta R_t \quad \text{A.6.}$$

за предетерминисане варијабле

$$u_t = \alpha_u u_{t-1} + \varepsilon_{u,t} \quad \text{A.7.}$$

$$i_t^* = \alpha_i^* i_{t-1}^* + \zeta_t \quad \text{A.8}$$

$$\pi_t^* = \alpha_\pi^* \pi_{t-1}^* + \varsigma_t \quad \text{A.9}$$

$$y_t^* = \alpha_y^* y_{t-1}^* + \varsigma_{3t} \quad \text{A.10}$$

$$\psi_t - \theta_2 \lambda i_t^* + \theta_2 \lambda \pi_t^* + \theta_3 (1 - \lambda) \pi_{t+1}^e = \theta_4 \psi_{t-1} - \theta_1 y_t + \theta_2 \lambda \Delta q_t + \theta_3 (1 - \lambda) i_t \quad \text{A.11}$$

Као и три тривијалне једначине за  $q_t$ ,  $\pi_t$  и  $y_t$ .

Наведена ограничења од А.4. до А.6. (за *forward-looking* варијабле), затим од А7. до А.11. (за предетерминисане варијабле), као и три тривијална ограничења за  $q_t$ ,  $\pi_t$  и  $y_t$  су обједињена у следећи систем ограничења који је у матричном запису приказан једначином А.12 (видети на Svensson (1998) за случај са два инструмента)

:

$$E s_{t+1} = A s_t + B_1 i_t + B_2 \Delta R_t + G \varepsilon_t \quad \text{A.12}$$

односно:

$$E \begin{bmatrix} q_t \\ u_t \\ i_t^* \\ \pi_t^* \\ y_t^* \\ y_t \\ \pi_t \\ \varphi_t \\ y_{t+1}^e \\ \pi_{t+1}^e \\ q_{t+1}^e \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} q_{t-1} \\ u_{t-1} \\ i_{t-1}^* \\ \pi_{t-1}^* \\ y_{t-1}^* \\ y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ \varphi_{t-1} \\ y_t \\ \pi_t \\ q_t \end{bmatrix} + B_1 i_t + B_2 \Delta R_t + G \varepsilon_t \quad \text{A.13.}$$

Како би *state space* форма била јединствена, неопходно је утврдити елементе матрица  $E$ ,  $A$ ,  $B_1$ ,  $B_2$  и  $G$ . Елементни матрица утврђени су на основу једначина А.4 до А.11 и тривијалних једначина и дати су следећим изразима:

$$E = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\theta_2 & \theta_2 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \theta_3 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & \omega_3 & 0 & 0 & 0 & \omega_1 \varphi_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \mu_1 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma_1 & -\gamma_1 & 0 & 0 & 0 & \gamma_1 & 0 & \gamma_1 & \gamma_1 \end{bmatrix} \quad \text{A.14}$$

$$A = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & \alpha_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \alpha_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \alpha_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ -\theta_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \theta_4 & -\theta_1 & 0 & \theta_2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -\omega_2 & 0 & 0 & 1 & 0 & -\varphi_1 & 0 \\ \rho & 0 & 0 & 0 & 0 & -\mu_2 & 0 & -\mu_3 & 1 & -\rho & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -\phi_2 & 0 & \phi_1 + \gamma_1 & 0 \end{bmatrix} \quad \text{A.15}$$

$$B_1 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \theta_3 \\ \varphi_2 \\ 0 \\ \gamma_1 \end{bmatrix} \quad \text{A.16}$$

$$B_2 = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ -\delta \end{bmatrix} \quad \text{A.17}$$

Након што су дефинисане матрице  $E$ ,  $A$ ,  $B_1$ ,  $B_2$  и  $G$ , контролни проблем се може поставити и решити на следећи начин:

$$H_{t+i} = \frac{1}{2} \beta^i (s'_{t+i} Q s_{t+i} + i'_{t+i} R_1 i_{t+i} + \Delta R'_{t+i} R_2 \Delta R_{t+i}) + \chi'_{t+i+1} (A s_{t+i} + B_1 i_{t+i} + B_2 \Delta R_{t+i} - E s_{t+i+1}) \quad \text{A.18}$$

тако да је

$$V_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i H_{t+i} \quad \text{A.19}$$

где су  $\chi'_{t+i+1}$  Лагранжови множитељи.

Дефинисањем услова првог реда по  $\chi'_{t+i+1}$ ,  $i_{t+i}$ ,  $\Delta R_{t+i}$  и  $s_{t+i+1}$ , а затим дељењем услова првог реда са  $\beta^i$  и увођењем смене  $\beta^{-i} \chi_{t+i} = \vartheta_{t+i}$ , систем услова првог реда се може у матричном изразу записати на следећи начин:

$$\begin{bmatrix} E & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta B_1' \\ 0 & 0 & 0 & \beta B_2' \\ 0 & 0 & 0 & \beta A' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_{t+i} \\ i_{t+i} \\ \Delta R_{t+i} \\ \vartheta_{t+i} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A & B_1 & B_2 & 0 \\ 0 & -R_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -R_2 & 0 \\ -Q & 0 & 0 & E' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_t \\ i_t \\ \Delta R_t \\ \vartheta_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} G \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \varepsilon_t \quad \text{A.20}$$

Где се матрице:

$$\tilde{E} = \begin{bmatrix} E & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \beta B_1' \\ 0 & 0 & 0 & \beta B_2' \\ 0 & 0 & 0 & \beta A' \end{bmatrix} \quad \text{A.21}$$

$$\tilde{A} = \begin{bmatrix} A & B_1 & B_2 & 0 \\ 0 & -R_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -R_2 & 0 \\ -Q & 0 & 0 & E' \end{bmatrix} \quad \text{A.22}$$

$$\tilde{G} = \begin{bmatrix} G \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad \text{A.23}$$

у *state space* запису користе уместо матрица А, Е и G.

Дакле, да би се решио проблем оптимизације приказан једначинама А2-А11 неопходно је у првом кораку дефинисати матрице Е, А,  $B_1$ ,  $B_2$ , G, Q, R1 и R2, а затим у другом кораку на основу поменутих матрица изразити систем преко матрица  $\tilde{E}$ ,  $\tilde{A}$  и  $\tilde{G}$ .

Након формирања матрица  $\tilde{E}$ ,  $\tilde{A}$  и  $\tilde{G}$ , систем је изражен у *state space* форми.

Међутим, како је матрица  $\tilde{E}$  сингуларна (садржи колоне састављене од нула) и не може бити инвертована, стандардни методи за решавање проблема рационалних очекивања не могу бити примењени у овом случају.

Полазећи од модела

$$\tilde{E} \begin{bmatrix} s_{t+i} \\ i_{t+i} \\ \Delta R_{t+i} \\ \vartheta_{t+i} \end{bmatrix} = \tilde{A} \begin{bmatrix} s_t \\ i_t \\ \Delta R_t \\ \vartheta_t \end{bmatrix} + \tilde{G} \varepsilon_t \quad \text{A.24}$$

Први корак који је неопходно направити који претходи решавању овог система јесте реорганизовати варијабле тако да све предетерминисане и све *forward-looking* варијабле буду груписане, односно варијабле треба реорганизовати на следећи начин:

$$\begin{bmatrix} z_{t+1} \\ x_{t+1}^e \\ i_{t+1} \\ \Delta R_{t+1} \\ \vartheta_{t+1}^z \\ \vartheta_{t+1}^x \end{bmatrix} \rightarrow \begin{bmatrix} z_{t+1} \\ \vartheta_{t+1}^x \\ i_{t+1} \\ \Delta R_{t+1} \\ \vartheta_{t+1}^z \\ x_{t+1}^e \end{bmatrix}$$

Где је  $z_t$  вектор предетерминисаних варијабли,  $x_t^e$  вектор *forward-looking* варијабли,  $i_t$  и  $\Delta R_t$  инструменти монетарне политике,  $\vartheta_t^z$  вектор Лагранжових множитеља који се односи на предетерминисане варијабле и  $\vartheta_t^x$  вектор Лагранжових множитеља који се односи на *forward-looking* варијабле.

Наиме, у овом кораку неопходно је заменити позицију векторима  $\vartheta_{t+1}^x$  и  $x_{t+1}^e$  (као и векторима  $\vartheta_t^x$  и  $x_t^e$ ) тако што ће се променити редослед редова и колона матрица  $\tilde{E}$ ,  $\tilde{A}$  и  $\tilde{G}$  на одговарајући начин.

Након реорганизовања поменутих матрица, систем се у *state-space* форми може записати на следећи начин:

$$\hat{E} \begin{bmatrix} w_{t+1} \\ \tau_{t+1} \end{bmatrix} = \hat{A} \begin{bmatrix} w_t \\ \tau_t \end{bmatrix} + \hat{G} \varepsilon_t \quad \text{A.25}$$

где је

$$w_{t+1} = \begin{bmatrix} z_{t+1} \\ \vartheta_{t+1}^x \end{bmatrix}, \tau_{t+1} = \begin{bmatrix} i_{t+1} \\ \Delta R_{t+1} \\ \vartheta_{t+1}^z \\ x_{t+1}^e \end{bmatrix} \quad \text{A.26}$$

Односно, вектор  $w$  садржи предетерминисане варијабле, док вектор  $\tau$  садржи инструменте и *forward-looking* варијабле.

Након записивања модела у *state-space* форми, примењена је процедура из Blake & Fernandez-Corugedo (2010.) и модел је решен применом пакета SciLab. Након решавања модела, извршена је анализу функције импулсног одзива и рачунања кључних момената модела.

**Табела А2.2** Резултати тестова јединичног корена варијабли из модела мале отворене привреде

Варијабла	Тест	Тест статистика	$p$ -вред.	Варијабла	Тест	Тест статистика	$p$ -вред.
$ca_t$	Levin-Lin-Chu	-11,4657	0,0000	$\Delta k_t$	Levin-Lin-Chu	-9,8182	0,0000
	Im-Pesaran-Shin	-9,6736	0,0000		Im-Pesaran-Shin	-10,5160	0,0000
	Fisher Test	P 205,5788 Z -12,7703 L* -23,4943 Pm 39,5141	0,0000 0,0000 0,0000 0,0000		Fisher Test	404,2938	0,0000 0,0000 0,0000 0,0000
	Pesaran's CADF test	-11,23	0,0000		Pesaran's CADF test	-4,287	0,0000
$y_t$	Levin-Lin-Chu	-4,0106	0,0000	$r_t$	Levin-Lin-Chu	-7,5816	0,0000
	Im-Pesaran-Shin	-5,5927	0,0000		Im-Pesaran-Shin	-3,3582	0,0000
	Fisher Test	P 86,5161 Z -6,5531 L* -9,7576 Pm 15,2105	0,0000 0,0000 0,0000 0,0000		Fisher Test	P 45,1009 Z -4,6152 L* -9,7576 Pm 6,7567	0,0000 0,0000 0,0000 0,0000
	Pesaran's CADF test	Z[t-bar] -6,609	0,0000		Pesaran's CADF test	-6,836	0,0000
lcp <sub>i</sub> _hp	Levin-Lin-Chu	-5,2708	0,0000	embi_hp	Levin-Lin-Chu	-6,4846	0,0000
	Im-Pesaran-Shin	-7,9461	0,0000		Im-Pesaran-Shin	-2,4536	0,0071
	Fisher Test	P 142,9281 Z -9,6601 L -16,3253 Pm 26,7256	0,0000 0,0000 0,0000 0,0000		Fisher Test	P 49,7606 Z -6,0233 L* -8,1490 Pm 12,6326	0,0000 0,0000 0,0000 0,0000
	Pesaran's CADF test	-6,836	0,0000		Pesaran's CADF test	-4,030	0,0000
$\pi_t$	Levin-Lin-Chu	-8,1297	0,0000	$\Delta q_t$	Levin-Lin-Chu	-12,8353	0,0000
	Im-Pesaran-Shin	-5,6081	0,0000		Im-Pesaran-Shin	-11,6113	0,0000
	Fisher Test	P 82,5957 Z -6,5672 L -16,3253 Pm 14,4103	0,0000 0,0000 0,0000 0,0000		Fisher Test	P 197,5683 Z -12,5047 L* -22,5786 Pm 37,8790	0,0000 0,0000 0,0000 0,0000
	Pesaran's CADF test	-3,123	0,0000		Pesaran's CADF test	-11,733	0,0000

Извор: Прорачун аутора

## A2.3 Параметризација – упоредни преглед коефицијената

**Табела А.2.3.а** Параметри функције циља

Паметар	Ознака	Вредност	Извор
Функција циља $CB_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i CB_{t+i} = -\frac{1}{2} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (a(y_{t+i} - \bar{y})^2 + b(\pi_{t+i} - \bar{\pi})^2 + c\Delta R_{t+i}^2 + d(q_{t+i} - \bar{q})^2 + e(i_{t+i} - \bar{i})^2)$			
Пондер који стабилност агрегатне тражње има у функцији губитка	a	a = 0 Стриктно инфлационо таргетирање	Svensson (1998), Moron and Winkelried (2005)
		a = 0,5 Флексибилно инфлационо таргетирање	
		a = 1	Ghosh et al. (2016)
		a = 0,5 Флексибилно инфлационо таргетирање	Garcia et al. (2011)
Пондер који стабилност инфлације има у функцији губитка	b	b=1	Svensson (1998), Ghosh et al (2016), Moron and Winkelried (2005)
Пондер који стабилност девизног курса има у функцији циља	d	d=0,1	Ghosh et al (2016)
		d=0,25	Garcia et al (2011)
Трошкови интервенција на девизном тржишту	c	c=0,01	Ghosh et al (2016)
Пондер који стабилност каматних стопа има у функцији губитка	e	e=0,01	Svensson (1998)

**Извор:** Прорачун аутора.



**Табела А.2.3.6** Параметризација – упоредни преглед коефицијената једначина агрегатне тражње

Паметар	Ознака	Вредност	Извор
Једначина агрегатне тражње $y_t = \omega_1 y_{t+1}^e + \omega_2 y_{t-1} + \omega_3 y_t^* + \varphi_1 q_t - \varphi_2 (i_t - \pi_{t+1}^e) + u_t$			
Коефицијент уз очекивану вредност агрегатне тражње	$\omega_1$	$\omega_1=0,43$	динамички модел панела
Коефицијент уз вредност агрегатне тражње из претходног периода	$\omega_2$	$\omega_2=0,41$	динамички модел панела
		$\omega_2=0,8$ - развијена економија $\omega_2=0,44$ - фин. рањива економија	Moron & Wineklried (2005)
Коефицијент уз вредност инострану агрегатну тражњу	$\omega_3$	$\omega_3=0,11$	динамички модел панела
		$\omega_3=0,09$ – развијена економија $\omega_3=0,352$ – финансијски рањива економија	Moron & Wineklried (2005)
Коефицијент уз реални девизни курс	$\varphi_1$	$\varphi_1=0,03$	динамички модел панела
		$\varphi_1=0,013$ – развијена економија $\varphi_1=0,025$ – финансијски рањива економија	Moron & Wineklried (2005)
		$\varphi_1=0,25$	Ghosh et al (2016)
Коефицијент уз реалну каматну стопу	$\varphi_2$	$\varphi_2=0,13$	динамички модел панела
		$\varphi_2=0,032$ – развијена економија $\varphi_2=0,031$ – финансијски рањива економија	Moron & Wineklried (2005)
		$\varphi_2=1$	Ghosh et al (2016)

**Извор:** Прорачун аутора.

**Табела А.2.3.в** Параметризација – упоредни преглед коефицијената једначина агрегатне понуде

Паметар	Ознака	Вредност	Извор
Једначина агрегатне понуде			
$\pi_t = \mu_1 \pi_{t+1}^e + \mu_2 \pi_{t-1} + \mu_3 (y_t - \bar{y}) + \rho (q_t - q_{t-1})$			
Коефицијент уз очекивану вредност инфлације	$\mu_1$	$\mu_1=0,50$ – развијена економија	динамички модел панела
		$\mu_1=0,59$ – фин. рањива економија	
	$\mu_1$	$\mu_1=0,30$ – развијена економија	Moron & Wineklried (2005)
		$\mu_1=0,50$ – фин. рањива економија	
Коефицијент уз вредност инфлације из претходног периода	$\mu_2$	$\mu_2=0,50$ – развијена економија	динамички модел панела
		$\mu_2=0,39$ – фин. рањива економија	
	$\mu_2$	$\mu_2=0,70$ – развијена економија	Moron & Wineklried (2005)
		$\mu_2=0,50$ – фин. рањива економија	
Коефицијент уз вредност агрегатне тражње	$\mu_3$	$\mu_3=0,043$ – развијена економија	динамички модел панела
		$\mu_3=0,097$ – фин. рањива економија	
	$\mu_3$	$\mu_3=0,075$ – развијена економија	Moron & Wineklried (2005)
		$\mu_3=0,050$ – фин. рањива економија	
Pass-through коефицијент	$\rho$	$\rho=0,03$ – развијена економија	динамички модел панела
		$\rho=0,14$ – фин. рањива економија	
	$\rho$	$\rho=0,011$ – развијена економија	Moron & Wineklried (2005)
		$\rho=0,085$ – финансијски рањива економија	

**Извор:** Прорачун аутора.

**Табела А.2.3.г** Параметризација – упоредни преглед коефицијената једначина текућег рачуна платног биланса

Паметар	Ознака	Вредност	Извор
Једначина текућег рачуна платног биланса			
$ca_t = \phi_1 q_t - \phi_2 y_t$			
Коефицијент уз реални девизни курс	φ1	φ1=0,16	Панел модел са фиксним ефектима
		φ1=0,18	Ghosh et al (2016)
Коефицијент уз агрегатну тражњу	φ2	φ2=0,26	Панел модел са фиксним ефектима
		φ2=0,30	Ghosh et al (2016)

**Извор:** Прорачун аутора.

**Табела А.2.3.д** Параметризација – упоредни преглед коефицијената једначине финансијског рачуна платног биланса

Паметар	Ознака	Вредност	Извор
Једначина финансијског рачуна			
$\Delta k_t = \gamma_1 (r_t - r_t^* - (q_{t+1}^e - q_t) - \psi_t)$			
Коефицијент једначину паритета каматних стопа	γ1	γ1=0,2	Панел модел са фиксним ефектима/динамички панел
		γ1=1	Ghosh et al (2016)

**Извор:** Прорачун аутора.

**Табела А.2.3.ђ** Параметризација – упоредни преглед коефицијената једначина премије ризика

Паметар	Ознака	Вредност	Извор
$\psi_t = \theta_4\psi_{t-1} - \theta_4y_t + \theta_2\lambda(r_t^* + (q_t - q_{t-1})) + \theta_3(1 - \lambda)r_t$			
Коефицијент уз премију ризика из претходног периода	$\theta_4$	$\theta_4 = 0,8$	динамички модел панела
		$\theta_4 = 0,8$	Moron & Wineklried (2005)
Коефицијент уз бруто домаћи производ	$\theta_1$	$\theta_1 = 0,015$	динамички модел панела
		$\theta_1 = 0,085$ за развијене економије и $\theta_1 = -0,169$ за економски рањиве економије	Moron & Wineklried (2005)
Коефицијент уз депресијацију домаће валуте	$\theta_2$	$\theta_2 = 0,08$	динамички модел панела
		$\theta_2 = 0,085$ за развијене економије и $\theta_2 = -0,169$ за економски рањиве економије	Moron & Wineklried (2005)

**Извор:** Прорачун аутора.

**Табела А.2.3.е** Параметризација – преглед коефицијената егзогених варијабли у моделу

Варијабла	Опис	Коефицијент	Извор
$i_t^* = \alpha_i^* i_{t-1}^* + \zeta_t$	инострана камата стопа	$\alpha_i^* = 0,9$	Ghosh et al
$u_t = \alpha_u u_{t-1} + \varepsilon_t$	шок у агрегатној тражњи	$\alpha_u = 0,85$	Blake and Fernandez – Corugedo, 2010
		$\alpha_u = 0,75$	Ghosh et al, 2016

**Извор:** Прорачун аутора.

## Прилог Глави 3

Табела А3.1.а Резултати тестова јединичног корена за домаће варијабле

Домаће варијабле	Статистика	Критичне вредности (5% значајности)	САД	Евро зона	Хрватска	Чешка Република	Мађарска	Пољска	Србија	Турска
$r^s$ (са трендом)	ADF	-3,45	-1,29	-3,28	-3,37	-2,91	-3,70	-2,92	-5,59	-1,74
$r^s$ (са трендом)	WS	-3,24	-1,58	-3,03	-3,56	-2,78	-3,45	-3,16	-5,84	-2,01
$r^s$ (без тренда)	ADF	-2,89	-1,47	-1,53	-1,85	-1,04	-0,40	-1,32	-0,84	-1,88
$r^s$ (без тренда)	WS	-2,55	-1,66	-1,81	-1,92	-1,37	-0,56	-1,00	-0,87	-1,60
$\Delta r^s$	ADF	-2,89	-3,95	-3,70	-5,25	-3,06	-3,32	-3,98	-5,45	-4,24
$\Delta r^s$	WS	-2,55	-3,83	-3,94	-5,49	-3,13	-3,00	-3,21	-5,19	-4,34
$\Delta\Delta r^s$	ADF	-2,89	-8,06	-6,28	-7,57	-6,96	-5,61	-5,60	-7,49	-6,43
$\Delta\Delta r^s$	WS	-2,55	-8,49	-6,53	-7,87	-6,44	-5,63	-5,38	-5,80	-6,68
$e$ (са трендом)	ADF	-3,45		-2,79	-2,84	-2,49	-3,61	-3,80	-3,44	-3,09
$e$ (са трендом)	WS	-3,24		-2,14	-1,83	-1,59	-3,51	-3,37	-3,30	-3,01
$e$ (без тренда)	ADF	-2,89		-2,53	-2,10	-2,60	-1,00	-2,31	-0,79	-0,56
$e$ (без тренда)	WS	-2,55		-2,77	-2,38	-2,51	-1,26	-2,58	-1,06	-0,54
$\Delta e$	ADF	-2,89		-5,57	-5,55	-5,27	-5,81	-5,14	-5,00	-4,79
$\Delta e$	WS	-2,55		-5,74	-5,77	-5,47	-6,03	-5,35	-5,11	-5,04
$\Delta\Delta e$	ADF	-2,89		-7,27	-7,77	-7,19	-6,57	-7,14	-7,79	-8,26
$\Delta\Delta e$	WS	-2,55		-7,51	-8,07	-7,40	-6,72	-7,27	-8,07	-8,58
$embi$ (са трендом)	ADF	-3,45			-1,54		-0,92	-1,38	-1,83	-3,75
$embi$ (са трендом)	WS	-3,24			-1,85		-0,81	-1,42	-1,70	-3,92
$embi$ (без тренда)	ADF	-2,89			-2,11		-1,60	-1,72	-1,75	-3,66
$embi$ (без тренда)	WS	-2,55			-1,97		-0,62	-1,45	-1,04	-3,88
$\Delta embi$	ADF	-2,89			-3,98		-3,76	-4,18	-5,30	-4,67
$\Delta embi$	WS	-2,55			-4,18		-3,84	-4,43	-0,98	-4,92
$\Delta\Delta embi$	ADF	-2,89			-6,74		-6,22	-6,89	-7,93	-6,58
$\Delta\Delta embi$	WS	-2,55			-7,00		-6,34	-7,18	-0,98	-6,61
$y$ (са трендом)	ADF	-3,45	-1,41	-1,98	-1,39	-1,80	-0,73	-3,11	-2,94	-1,76
$y$ (са трендом)	WS	-3,24	-1,78	-2,05	-0,96	-1,33	-1,29	-0,86	-0,42	-2,04
$y$ (без тренда)	ADF	-2,89	0,32	-0,79	-1,45	-0,73	0,28	-2,27	-2,84	0,12
$y$ (без тренда)	WS	-2,55	1,05	0,05	-1,18	1,39	0,04	2,16	1,84	1,16
$\Delta y$	ADF	-2,89	-3,66	-3,44	-3,37	-3,69	-3,06	-2,94	-3,98	-4,73
$\Delta y$	WS	-2,55	-3,70	-3,55	-2,80	-3,78	-3,03	-3,06	-3,11	-4,98
$\Delta\Delta y$	ADF	-2,89	-6,69	-6,64	-6,88	-8,74	-6,10	-11,01	-7,62	-8,42
$\Delta\Delta y$	WS	-2,55	-6,91	-6,76	-6,72	-9,03	-6,15	-10,86	-7,74	-8,70
$\Delta p$ (са трендом)	ADF	-3,45	-6,94	-4,06	-6,26	-5,41	-3,56	-4,67	-5,29	-7,45
$\Delta p$ (са трендом)	WS	-3,24	-6,85	-4,31	-6,51	-5,65	-3,44	-4,86	-5,46	-7,62
$\Delta p$ (без тренда)	ADF	-2,89	-6,62	-3,72	-5,00	-5,03	-2,37	-4,31	-3,88	-6,69
$\Delta p$ (без тренда)	WS	-2,55	-6,28	-3,89	-5,22	-5,28	-2,67	-4,55	-3,68	-6,73
$\Delta\Delta p$	ADF	-2,89	-11,32	-7,77	-7,97	-9,94	-8,57	-10,67	-7,68	-10,48
$\Delta\Delta p$	WS	-2,55	-11,42	-8,17	-8,27	-10,42	-8,97	-11,16	-7,92	-10,66

Извор: Прорачун аутора.

**Табела А3.1.6** Резултати тестова јединичног корена за иностране варијабле

Иностране варијабле	Статистика	Критичне вредности (5% значајности)	САД	Евро зона	Хрватска	Чешка Република	Мађарска	Пољска	Србија	Турска
$r^s$ (са трендом)	ADF	-3,45	-3,17	-3,65	-3,33	-3,19	-3,19	-3,06	-2,98	-2,96
$r^s$ (са трендом)	WS	-3,24	-3,02	-3,84	-3,09	-2,99	-3,01	-2,85	-2,80	-2,73
$r^s$ (без тренда)	ADF	-2,89	-1,50	-1,17	-1,16	-1,30	-1,39	-1,35	-1,17	-1,31
$r^s$ (без тренда)	WS	-2,55	-1,75	-0,85	-1,37	-1,54	-1,63	-1,61	-1,38	-1,58
$\Delta r^s$	ADF	-2,89	-3,63	-3,70	-3,55	-3,58	-3,62	-3,48	-3,34	-3,62
$\Delta r^s$	WS	-2,55	-3,88	-3,30	-3,76	-3,82	-3,87	-3,73	-3,57	-3,86
$\Delta\Delta r^s$	ADF	-2,89	-6,12	-6,28	-5,93	-6,15	-6,11	-6,14	-6,30	-6,52
$\Delta\Delta r^s$	WS	-2,55	-6,36	-6,14	-5,96	-6,36	-6,29	-6,35	-6,51	-6,75
$e$ (са трендом)	ADF	-3,45	-2,69	-3,54	-2,71	-2,75	-2,73	-2,67	-2,65	-3,44
$e$ (са трендом)	WS	-3,24	-2,04	-3,18	-2,06	-2,11	-2,04	-2,00	-2,00	-3,18
$e$ (без тренда)	ADF	-2,89	-1,39	-1,50	-1,36	-1,49	-1,50	-1,45	-1,27	-2,46
$e$ (без тренда)	WS	-2,55	-1,76	-1,81	-1,74	-1,85	-1,84	-1,80	-1,67	-2,71
$\Delta e$	ADF	-2,89	-5,68	-5,18	-5,57	-5,52	-5,55	-5,63	-5,67	-5,50
$\Delta e$	WS	-2,55	-5,86	-5,41	-5,74	-5,69	-5,72	-5,81	-5,85	-5,67
$\Delta\Delta e$	ADF	-2,89	-7,26	-7,13	-7,27	-7,23	-7,24	-7,26	-7,33	-7,24
$\Delta\Delta e$	WS	-2,55	-7,50	-7,36	-7,51	-7,46	-7,46	-7,50	-7,57	-7,47
$emb_i$ (са трендом)	ADF	-3,45	-2,64	-1,89	-1,65	-1,63	-1,97	-1,89	-1,57	-1,51
$emb_i$ (са трендом)	WS	-3,24	-1,70	-1,70	-1,70	-1,70	-1,70	-1,70	-1,67	-1,70
$emb_i$ (без тренда)	ADF	-2,89	-2,85	-2,22	-1,97	-1,98	-2,15	-2,27	-1,97	-1,85
$emb_i$ (без тренда)	WS	-2,55	-1,04	-1,08	-1,07	-1,09	-1,08	-1,06	-1,59	-1,09
$\Delta emb_i$	ADF	-2,89	-5,04	-4,66	-4,72	-4,60	-4,77	-4,90	-3,96	-4,43
$\Delta emb_i$	WS	-2,55	-0,99	-0,99	-0,99	-0,99	-0,99	-0,99	-4,20	-0,99
$\Delta\Delta emb_i$	ADF	-2,89	-9,19	-8,80	-8,72	-8,77	-8,71	-9,34	-5,89	-8,46
$\Delta\Delta emb_i$	WS	-2,55	-0,99	-0,99	-0,99	-0,99	-0,99	-0,99	-6,11	-0,99
$y$ (са трендом)	ADF	-3,45	-2,02	-2,03	-2,07	-2,07	-2,12	-1,95	-1,95	-2,06
$y$ (са трендом)	WS	-3,24	-2,11	-1,83	-2,12	-2,09	-2,10	-2,05	-2,04	-2,15
$y$ (без тренда)	ADF	-2,89	-0,58	-0,22	-0,50	-0,45	-0,54	-0,53	-0,41	-0,48
$y$ (без тренда)	WS	-2,55	0,38	1,71	0,49	0,72	0,65	0,39	0,56	0,49
$\Delta y$	ADF	-2,89	-3,41	-3,17	-3,35	-3,24	-3,34	-3,42	-3,27	-3,36
$\Delta y$	WS	-2,55	-3,53	-3,29	-3,41	-3,35	-3,44	-3,51	-3,33	-3,44
$\Delta\Delta y$	ADF	-2,89	-6,56	-6,46	-6,33	-6,18	-6,49	-6,65	-6,12	-6,33
$\Delta\Delta y$	WS	-2,55	-6,72	-6,73	-6,46	-6,35	-6,66	-6,80	-6,27	-6,46
$\Delta p$ (са трендом)	ADF	-3,45	-6,94	-4,06	-6,26	-5,41	-3,56	-4,67	-5,29	-7,45
$\Delta p$ (са трендом)	WS	-3,24	-6,85	-4,31	-6,51	-5,65	-3,44	-4,86	-5,46	-7,62
$\Delta p$ (без тренда)	ADF	-2,89	-6,62	-3,72	-5,00	-5,03	-2,37	-4,31	-3,88	-6,69
$\Delta p$ (без тренда)	WS	-2,55	-6,28	-3,89	-5,22	-5,28	-2,67	-4,55	-3,68	-6,73
$\Delta\Delta p$	ADF	-2,89	-11,32	-7,77	-7,97	-9,94	-8,57	-10,67	-7,68	-10,48
$\Delta\Delta p$	WS	-2,55	-11,42	-8,17	-8,27	-10,42	-8,97	-11,16	-7,92	-10,66

Извор: Прорачун аутора.

**Табела А3.1.в** Резултати тестова јединичног корена за глобалну варијаблу

Глобална варијабла	Тест	Критичне вредности (5% значајности)	Вредност
$p_{oil}$ (са трендом)	ADF	-3,45	-2,49
$p_{oil}$ (са трендом)	WS	-3,24	-2,33
$p_{oil}$ (без тренда)	ADF	-2,89	-2,44
$p_{oil}$ (без тренда)	WS	-2,55	-2,38
$\Delta p_{oil}$	ADF	-2,89	-5,58
$\Delta p_{oil}$	WS	-2,55	-5,71

**Извор:** Прорачун аутора.

**Табела А3.2.** Резултати теста на бази Акаике информационог критеријума (AIC) и коначан избор доцњи домаћих и иностраних варијабли у моделу

Земља	$p$	$q$	AIC
САД*	1	1	657,7658
САД	2	1	657,5822
Евро зона	1	1	852,184
Евро зона*	2	1	859,5769
Хрватска	1	1	701,4235
Хрватска*	2	1	723,0086
Чешка Република	1	1	781,2216
Чешка Република*	2	1	781,533
Мађарска	1	1	786,6413
Мађарска*	2	1	796,9895
Пољска	1	1	801,5091
Пољска*	2	1	814,1591
Србија	1	1	667,0108
Србија*	2	1	693,8555
Турска	1	1	596,6873
Турска*	2	1	598,0493

Напомена: \* означава број доцњи у финалном моделу

**Извор:** Прорачун аутора.



**Табела А3.3.** Резултати теста постојања тренда у коинтеграционим везама

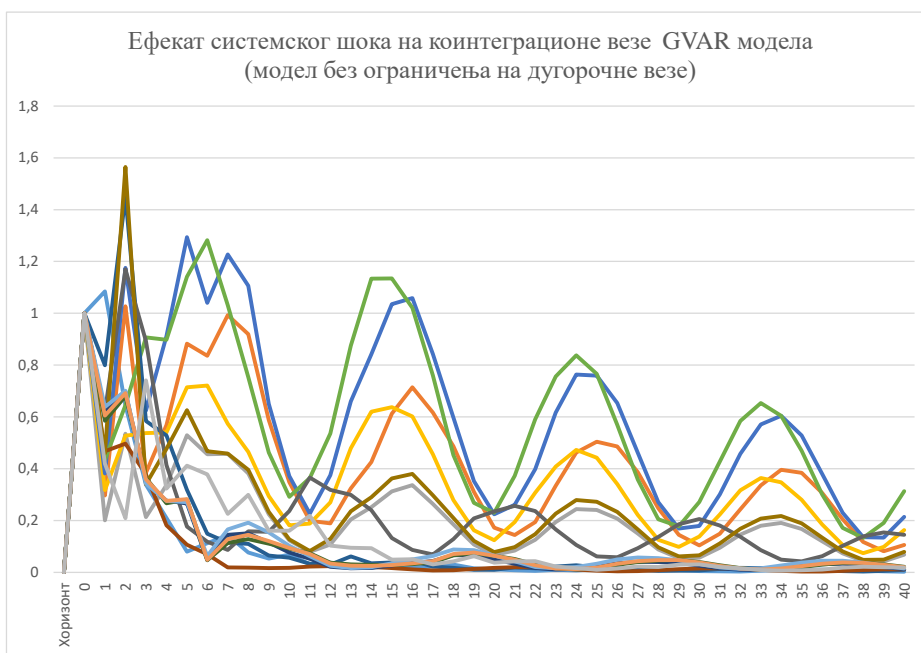
Земља	Број коинтеграционих вектора	$\ell(\hat{\theta}_i; r_i)$	$\ell(\tilde{\theta}_i; r_i)$	test stat	$\chi_{pi}^2, 5\%$	Одлука
САД	1	670,327	669,710	1,236	3,810	H <sub>0</sub>
Евро зона	2	918,101	914,618	6,966	5,990	H <sub>1</sub>
Хрватска	3	806,864	804,776	4,177	7,815	H <sub>0</sub>
Чешка Република	1	827,548	827,142	0,811	3,810	H <sub>0</sub>
Мађарска	1	836,673	835,251	2,844	3,810	H <sub>0</sub>
Пољска	2	879,555	878,399	2,312	7,815	H <sub>0</sub>
Србија	4	795,564	792,558	6,012	9,488	H <sub>0</sub>
Турска	1	652,779	651,461	2,636	3,810	H <sub>0</sub>

**Извор:** Прорачун аутора.

**Табела А.3.4.** Резултати теста ограничења прекомерне идентификованости – финални модел

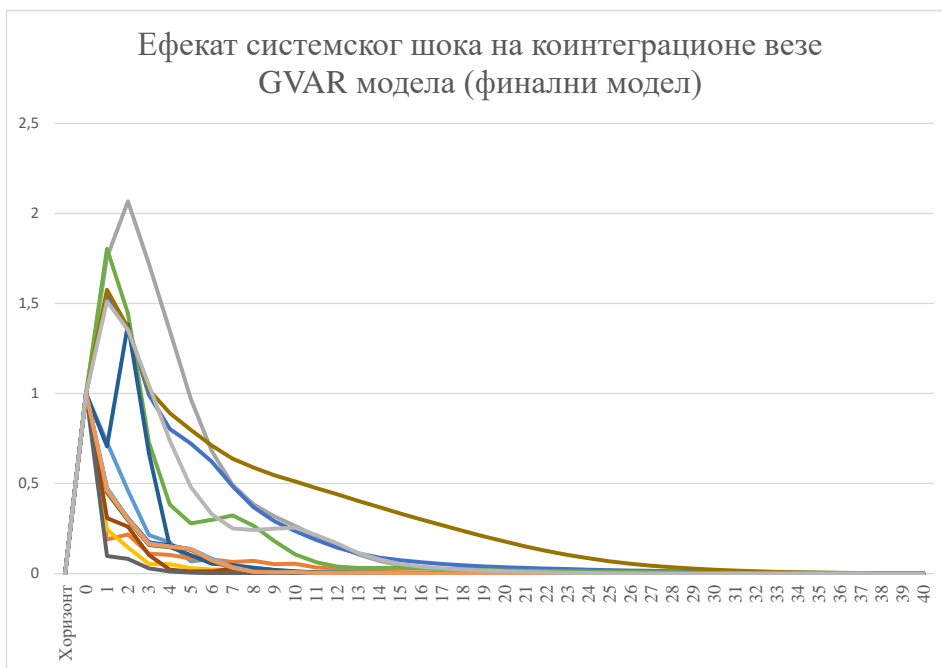
Земља	Дугорочна ограничења	LR статистика	95% критична вредност	99% критична вредност
САД	/			
Евро зона	$r_{it}^S - \Delta p_{it} \sim I(0)$	79,08	72,63	87,99
Хрватска	$r_{it}^S - \Delta p_{it} \sim I(0)$ $r_{it}^S - r_{i,t}^{S*} \sim I(0)$	85,07	93,52	108,18
Чешка Република	/			
Мађарска	$r_{it}^S - \Delta p_{it} \sim I(0)$	30,72	45,94	56,98
Пољска	$r_{it}^S - \Delta p_{it} \sim I(0)$	79,23	90,39	105,40
Србија	/			
Турска	$r_{it}^S - r_{i,t}^{S*} \sim I(0)$	59,97	64,65	72,61

**Извор:** Прорачун аутора.



**Извор:** Прорачун аутора.

**Графикон А3.5** Кретање профила перзистентности – модел без ограничења на параметре дугорочне везе



**Извор:** Прорачун аутора.

**Графикон А3.6** Кретање профила перзистентности финалног модела

**Табела А3.7** Резултати тестова слабе егзогености

Земља	$F$ test	$F$ стат 5%	$F$ стат 1%	$r^{s*}$	$e^*$	$embi^*$	$y^*$	$\Delta p^*$	$p_{oil}$
САД	F(1,39)	4,09	7,31		0,49	0,50	0,17	5,20	0,17
Евро зона	F(2,37)	3,25	5,18	0,39		0,96	1,42	0,96	2,11
Хрватска	F(3,35)	2,87	4,51	1,20		1,10	0,39	1,99	0,93
Чешка Република	F(1,38)	4,10	7,31	7,18		0,05	0,50	0,87	2,45
Мађарска	F(1,37)	4,11	7,31	0,77		0,52	0,09	3,95	0,00
Пољска	F(2,36)	3,26	5,3	0,98		2,51	2,07	2,65	0,46
Србија	F(4,34)	2,65	3,83	0,75		2,26	0,41	3,82	2,60
Турска	F(1,37)	4,11	7,31	0,05		0,50	0,03	0,34	0,00

**Извор:** Прорачун аутора.

**Табела А3.8** Резултати тестова структурне стабилности

Тест	Домаће варијабле				
	<i>ir</i>	<i>gdp</i>	<i>inf</i>	<i>fxrate</i>	<i>embi</i>
PK sup	0 (0)	1(12,5)	0(0)	0(0)	0(0)
PK msq	0 (0)	1(12,5)	0(0)	0(0)	0(0)
Nyblom	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
Robust Nyblom	0 (0)	1(12,5)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
QLR	1(12,5)	0 (0)	1(12,5)	0 (0)	1(12,5)
Robust QLR	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
MW	1(12,5)	2 (25)	1 (0)	0 (0)	0 (0)
Robust MW	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
APW	1(12,5)	0 (0)	1(12,5)	0 (0)	1(12,5)
Robust APW	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)

**Извор:** Прорачун аутора

Табела А3.8 приказује број (процент) одбацивања нулте хипотезе о стабилности параметара за сваку променљиву у моделима специфичним за земљу на нивоу од 5%. Разматрани су различити тестови за структурне ломове: *PK<sub>sup</sub>*, *PK<sub>msq</sub>*, *Nyblom*, *Robust Nyblom*, *QLR*, *Robust QLR*, *MW*, *Robust MW*, *APW*, *Robust APW*.

Критичне вредности тестова, рачунате под нултом хипотезом о стабилности параметара, израчунати су помоћу *bootstrap* методе.

## СПИСАК ТАБЕЛА

**Табела 1.1** Резултати тестова јединичног корена у панелу

**Табела 1.2** Резултати Вестерлунд тестова панел коинтеграције

**Табела 1.3** MG оцена коефицијената коинтеграционе везе између перманентне компоненте евроизације и MVP рација.

**Табела 1.4** PMG оцена коефицијената коинтеграционе везе између перманентне компоненте евроизације и MVP рација.

**Табела 1.5** Резултати Вестерлунд тестова панел коинтеграције

**Табела 1.6** Резултати оцене коинтеграционе везе између перманентне компоненте евроизације и MVP рација по појединачним земљама

**Табела 1.7** Тест узрочности у коинтеграционој вези између перманентне компоненте евроизације и MVP рација

**Табела 1.8** GMM оцена детерминанти краткорочног модела евроизације

Зависна променљива: Транзиторна компонента евроизације

**Табела 1.9** GMM оцена детерминанти краткорочног модела евроизације на нивоу појединачних земаља

**Табела 2.1** Удео кредита у страном валути у укупним кредитима нефинансијског сектора (у %), стање крајем новембра 2019. године

**Табела 2.2** Преглед параметара модела који су коришћени у статичком моделу мале отворене привреде

**Табела 2.3** Опис варијабли коришћених приликом утврђивања параметара модела и временски хоризонт

**Табела 2.4** Оцене коефицијената једначине агрегатне тражње

**Табела 2.5** Оцењени коефицијенти једначине текућег рачуна платног биланса

**Табела 2.6** Оцењени коефицијенти једначине финансијског рачуна платног биланса

**Табела 2.7** Оцењени коефицијенти једначине агрегатне понуде

**Табела 2.8** Оцењени коефицијенти једначине премије ризика на панел подацима

**Табела 2.9** Оцењени коефицијенти једначине премије ризика на подацима временских серија за Србију и Пољску

**Табела 2.10** Преглед параметара функције циља и динамичких ограничења

**Табела 2.11** Вредност функције циља централне банке у зависности од шока, степена евроизације и режима монетарне политике

**Табела 2.12** Промена односа волатилности инфлације и реалног девизног курса након увођења интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике

**Табела 2.13** Промена односа волатилности инфлације и реалног девизног курса након увођења интервенција на девизном тржишту као додатног инструмента монетарне политике, у случају раста пондера који девизни курс има у функцији циља централне банке

**Табела А1.1.** Доступност података о валутној структури депозита

**Табела А1.2.** Дескриптивне статистике најважнијих променљивих за период од јануара 2006. до децембра 2016.

**Табела А1.3.** Опис променљивих

**Табела А1.4.а** Историјски преглед промене стопа обавезне резерве у Србији у преткризном периоду

**Табела А1.4.б** Историјски преглед промене стопа обавезне резерве у Србији у посткризном периоду

**Табела А1.5.а** Историјски преглед промене стопа обавезне резерве у Румунији у преткризном периоду

**Табела А1.5.б** Историјски преглед промене стопа обавезне резерве у Румунији у посткризном периоду

**Табела А1.6** Историјски преглед промене стопе ремунерације на обавезну резерву у Албанији

**Табела А1.7.а** Преглед једначина волатилности инфлације

**Табела А2.2** Резултати тестова јединичног корена варијабли из модела мале отворене привреде

**Табела А.2.3.а** Параметри функције циља

**Табела А.2.3.б** Параметризација – упоредни преглед коефицијената једначина агрегатне тражње

**Табела А.2.3.в** Параметризација – упоредни преглед коефицијената једначина агрегатне понуде

**Табела А.2.3.г** Параметризација – упоредни преглед коефицијената једначина текућег рачуна платног биланса

**Табела А.2.3.д** Параметризација – упоредни преглед коефицијената једначине финансијског рачуна платног биланса

**Табела А.2.3.ђ** Параметризација – упоредни преглед коефицијената једначина премије ризика

**Табела А.2.3.е** Параметризација – преглед коефицијената егзогених варијабли у моделу

**Табела А3.1.а** Резултати тестова јединичног корена за домаће варијабле

**Табела А3.1.б** Резултати тестова јединичног корена за иностране варијабле

**Табела А3.1.в** Резултати тестова јединичног корена за глобалну варијаблу

**Табела А3.2** Резултати теста на бази Акаике информационог критеријума (AIC) и коначан избор доцњи домаћих и иностраних варијабли у моделу

**Табела А3.3** Резултати теста постојања тренда у коинтеграционим везама

**Табела А.3.4** Резултати теста ограничења прекомерне идентификованости – финални модел

**Табела А3.7** Резултати тестова слабе егзогености

**Табела А3.8** Резултати тестова структурне стабилности

## СПИСАК ГРАФИКОНА

**Графикон 2.1** Кретање мг инфлације у земљама централне, источне и југоисточне Европе (у%)

**Графикон 2.2** Кретање референте каматне стопе у земљама централне, источне и југоисточне Европе (у %)

**Графикон 2.3** Кретање девизног курса и интервенције НБС на девизном тржишту

**Графикон 2.4** Реакција оптималне каматне стопе централне банке на негативан шок у агрегатној тражњи

**Графикон 2.5** Реакција оптималне промене девизних резерви на негативан шок у агрегатној тражњи у зависности од нивоа евроизације економије

**Графикон 2.6** Реакција оптималне каматне стопе централне банке на негативан инострани шок

**Графикон 2.7** Реакција оптималне промене девизних резерви на раст иностране каматне стопе у зависности од нивоа евроизације економије

**Графикон 2.8** Кретање очекиваног добитка у благостању од увођења интервенција на девизном тржишту као функција степена евроизације: Случај негативног шока у иностраној каматној стопи

**Графикон 2.9** Кретање очекиваног добитка у благостању од увођења интервенција на девизном тржишту као функција степена евроизације: Случај негативног шока у агрегатној тражњи

**Графикон 2.10** Реакција централне банке и макроекономских варијабли на шок у иностраној каматној стопи

**Графикон 2.11** Реакција централне банке и макроекономских варијабли на негативан шок у агрегатној тражњи

**Графикон 3.1** Генерализована функција импулсног одзива на шок од 1 стандардне девијације у каматној стопи ФЕД-а

**Графикон А3.5** Кретање профила перзистентности – модел без ограничења на параметре дугорочне везе

**Графикон А3.6** Кретање профила перзистентности финалног модела



## БИОГРАФИЈА АУТОРА

Ивана Тодоровић (рођена Рајковић) рођена је у Београду 1987. године. Дипломирала је 2010. године на Економском факултету Универзитета у Београду, смер статистика, информатика и квантитативне финансије са просечном оценом 9,47. У новембру 2012. године, одбранила је мастер тезу на међународном мастер програму из квантитативних финансија (енгл. International Master in Quantitative Finance) под називом Финансијска евроизација у Србији (енг. Financial Euroisation in Serbia). Докторске студије на Економском факултету Универзитета у Београду уписала је у марту 2014. године. Све испите положила је у року са просечном оценом 9,89.

Током докторских студија била је стипендиста SYLFF фондације и као добитних награде SYLFF Research Abroad је у периоду септембар-новембар 2016. године боравила као гостујући истраживач на Graduate Institute of International and Development Studies у Женеви.

Летњег семестра школске 2010/2011. године Ивана Рајковић је била ангажована на Економском факултету Универзитета у Београду као демонстратор на предмету Економска статистика.

Од 2012. до 2018. године била је запослена у Народној банци Србије најпре (2012.-2015. године) као истраживач у Директорату за економска истраживања и статистику (Одељење за макроекономске анализе и статистику) где се бавила развојем економетријског модела за краткорочну пројекцију инфлације, као и израдом саме краткорочне пројекције инфлације на бази резултата модела и експертске процене. Поред тога, радила је на припреми материјала усмерених ка информисању инвеститора и аналитичара у вези са кључним макроекономским показатељима у Србији, као и припреми материјала за састанке са потенцијалним инвеститорима и међународним финансијским институцијама.

У периоду од 2015.-2018. године у Народној банци Србије обављала је послове аналитичара у Сектору за финансијску стабилност (Одељење за макропруденцијалну политику) где је имала прилике да учествује у анализама у вези са увођењем заштитних слојева капитала, али и анализа мера

макропруденцијалне политике усмерених ка смањењу степена евроизације у Србији.

Као запослена у Народној банци Србије, имала је прилике да се усавшава из области монетарне економије, макроекономије и економетрије на семинарима и радионицама у организацији водећих централних банака: „Introduction to DSGE modeling“ (семинар у организацији Народне банке Пољске, април 2015), „Macroeconomic Diagnostisc“, семинар у организацији Joint Vienna Institute, фебруар 2014), “Monetary policy“ (семинар у организацији Централне банке Немачке, март 2013.) и “Economic modelling and forecasting“ (семинар у организацији Централне банке Енглеске, децембар 2012).

У периоду јул 2014-децембар 2015. била је ангажована на пројекту у оквиру GDN Research Competition под називом „Reconnecting the peripheral wagons to the Euro Area core locomotive“ као члан интернационалног истраживачког тима са колегама из Народне банке Републике Македоније. Пројекат је имао за циљ да утврди да ли је језгро зоне евра основни покретач шокова на страни понуде и шокова на страни тражње ка земљама периферије ЕУ и земљама кандидатима и потенцијалним кандидатима за чланство у ЕУ.

За истраживачки рад под називом „Монетарна политика и политика девизног курса у евроизованој економији“ освојила је прво место на конкурс за награду Народне банке Србије за најбоље научно истраживачке радове из области монетарне економије, супервизије финансијских институција и финансијске стабилности „Алекса Спасић“.

Од априла 2017. године члан је удружења финансијских аналитичара CFA.

Од октобра 2018. године запослена је у UniCredit Bank Србија на позицији Стручни сарадник за интегрисано управљање ризицима где је ангажована на пословима везаним за интерну процену адекватности капитала банке (Internal Capital Adequacy Assessment Process – ICAAP), као и на процесима израде стес тестова који имају за циљ да анализирају отпорност банке на шокове из макроекономског окружења.

Ивана Тодоровић објавила је следеће стручне и научне радове, како у земљи тако и у иностранству, који су у блиској вези са темом докторске дисертације:

- Rajkovic, I., Urosevic, B. (2017). “On inflation targeting and foreign exchange interventions in a dual currency economy”, In: Heinemann F., Klüh U., Watzka S. (eds) *Monetary Policy, Financial Crises, and the Macroeconomy*. Springer, Cham;
- Velickovski, I., Stojkov, A., Rajkovic, I. “Union of the core and the periphery”. *International Journal of Economics and Financial Issues*, forthcoming;
- Urosevic, B., Rajkovic, I. (2017). “Dollarization of deposits in the short and long run: evidence from CESE countries”, *Panoeconomicus*; (M23)
- Rajkovic, I., Urosevic, B. (2016). “Exchange rate policy in a dual currency inflation targeting emerging market country”. Conference proceedings from the Annual conference of Scientific Society of Economists of Serbia: “Economic policy in Serbia in 2016”;

**Прилог 1.**

**Изјава о ауторству**

Потписана **Ивана Тодоровић**

број индекса **3013/2013**

**Изјављујем**

да је докторска дисертација под насловом

**Монетарна и макропруденцијална политика у евроизованој економији**

- резултат сопственог истраживачког рада,
- да предложена дисертација у целини ни у деловима није била предложена за добијање било које дипломе према студијским програмима других високошколских установа,
- да су резултати коректно наведени и
- да нисам кршио/ла ауторска права и користио интелектуалну својину других лица.

**Потпис докторанда**

У Београду, \_\_\_\_\_

\_\_\_\_\_

**Прилог 2.**

**Изјава о истоветности штампане и електронске верзије  
докторског рада**

Име и презиме аутора **Ивана Тодоровић**

Број индекса **3013/2013**

Студијски програм **Економија**

Наслов рада **Монетарна и макроруденцијална политика у евроизованој економији**

Ментор **проф. др Бранко Урошевић**

Потписани/а \_\_\_\_\_

Изјављујем да је штампана верзија мог докторског рада истоветна електронској верзији коју сам предао/ла за објављивање на порталу **Дигиталног репозиторијума Универзитета у Београду**.

Дозвољавам да се објаве моји лични подаци везани за добијање академског звања доктора наука, као што су име и презиме, година и место рођења и датум одбране рада.

Ови лични подаци могу се објавити на мрежним страницама дигиталне библиотеке, у електронском каталогу и у публикацијама Универзитета у Београду.

**Потпис докторанда**

У Београду, \_\_\_\_\_

\_\_\_\_\_

### Прилог 3.

## Изјава о коришћењу

Овлашћујем Универзитетску библиотеку „Светозар Марковић“ да у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду унесе моју докторску дисертацију под насловом:

### **Монетарна и макропруденцијална политика у евроизованој економији**

која је моје ауторско дело.

Дисертацију са свим прилозима предао/ла сам у електронском формату погодном за трајно архивирање.

Моју докторску дисертацију похрањену у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду могу да користе сви који поштују одредбе садржане у одабраном типу лиценце Креативне заједнице (Creative Commons) за коју сам се одлучио/ла.

1. Ауторство
2. Ауторство - некомерцијално
3. Ауторство – некомерцијално – без прераде
4. Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима
5. Ауторство – без прераде
6. Ауторство – делити под истим условима

(Молимо да заокружите само једну од шест понуђених лиценци, кратак опис лиценци дат је на полеђини листа).

**Потпис докторанда**

У Београду, \_\_\_\_\_

\_\_\_\_\_