



УНИВЕРЗИТЕТ У НИШУ
ЕКОНОМСКИ ФАКУЛТЕТ

ВЕСЕЛИН М. ПЈЕШЧИЋ

**МОГУЋНОСТИ И ОГРАНИЧЕЊА ПОЛИТИКЕ
ДЕВИЗНОГ КУРСА У КОНТЕКСТУ ЦИЉАЊА
ИНФЛАЦИЈЕ**

- докторска дисертација -

Ниш, 2018. година



УНИВЕРЗИТЕТ У НИШУ
ЕКОНОМСКИ ФАКУЛТЕТ

ВЕСЕЛИН М. ПЈЕШЧИЋ

**МОГУЋНОСТИ И ОГРАНИЧЕЊА ПОЛИТИКЕ
ДЕВИЗНОГ КУРСА У КОНТЕКСТУ ЦИЉАЊА
ИНФЛАЦИЈЕ**

- докторска дисертација -

Текст ове докторске дисертације
ставља се на увид јавности,
у складу са чланом 30, ставом 8. Закона о високом образовању („Сл. гласник РС”, број
76/2005, 100/2007 – аутентично тумачење, 97/2008, 44/2010, 93/2012, 89/2013, 99/2014).

НАПОМЕНА О АУТОРСКИМ ПРАВИМА

Овај текст се сматра рукописом и само се саопштава јавности (члан 7. Закона о
ауторским и сродним правима, „Сл. гласник РС”, број 104/2009, 99/2011 и 119/2012).
Ниједан део ове докторске дисертације не сме се користити ни у какве сврхе, осим за
упознавање са садржајем пре одбране.

Ниш, 2018. година



УНИВЕРЗИТЕТ У НИШУ
ЕКОНОМСКИ ФАКУЛТЕТ

ВЕСЕЛИН М. ПЈЕШЧИЋ

**МОГУЋНОСТИ И ОГРАНИЧЕЊА ПОЛИТИКЕ
ДЕВИЗНОГ КУРСА У КОНТЕКСТУ ЦИЉАЊА
ИНФЛАЦИЈЕ**

- докторска дисертација -

Ниш, 2018. година



UNIVERSITY OF NIŠ
FACULTY OF ECONOMICS

VESELIN M. PJEŠČIĆ

**POSSIBILITIES AND CONSTRAINTS OF THE
EXCHANGE RATE POLICY IN THE CONTEXT OF
THE INFLATION TARGETING**

- Doctoral dissertation -

Niš, 2018

Комисија за оцену и одбрану докторске дисертације

МЕНТОР:

ДР БОРКО КРСТИЋ, РЕДОВНИ ПРОФЕСОР
ЕКОНОМСКИ ФАКУЛТЕТ, НИШ

ЧЛАНОВИ
КОМИСИЈЕ:

, РЕДОВНИ ПРОФЕСОР
ЕКОНОМСКИ ФАКУЛТЕТ,

, РЕДОВНИ ПРОФЕСОР
ЕКОНОМСКИ ФАКУЛТЕТ,

ДАТУМ ОДБРАНЕ: _____

**ИЗЈАВА МЕНТОРА О САГЛАСНОСТИ ЗА ПРЕДАЈУ
УРАЂЕНЕ ДОКТОРСКЕ ДИСЕРТАЦИЈЕ**

Овим изјављујем да сам сагласан да кандидат **Веселин М. Пјешчић** може да преда Реферату за последипломско образовање Факултета урађену докторску дисертацију под називом **Могућности и ограничења политике девизног курса у контексту циљања инфлације**, ради организације њене оцене и одбране.

Ниш, / /2018. године

(Др Борко Крстић, редовни професор)

**THE STATEMENT OF THE MENTOR'S CONSENT FOR THE SUBMISSION OF
THE COMPLETED DOCTORAL DISSERTATION**

Hereby, I declare that I agree that the candidate **Veselin M. Pješčić**, can submit the completed doctoral dissertation entitled: **Possibilities and Constraints of the Exchange Rate Policy in the Context of the Inflation Targeting** to the officer for doctoral studies at the Faculty, for the purpose of its evaluation and defense.

Niš, / /2018

(PhD Borko Krstić, full professor)

НАУЧНИ ДОПРИНОС ДОКТОРСKE ДИСЕРТАЦИЈЕ

Девизни курс представља једну од основних цена у свакој привреди. У малим и отвореним привредама као што је Србија, с високим степеном евроизације финансијског система и значајним ефектом преноса курса на цене, кретање курса је од посебне важности за носиоце економске политике како због утицаја на кретање инфлације, тако и због утицаја који курс има на темпо привредног раста и структуру привреде, спољнотрговинске и финансијске односе са светом и стабилности финансијског система земље. Услед значаја који курс динара има на економска кретања, циљ рада јесте анализа могућности директног и индиректног таргетирања курса динара и анализа улоге курса динара у званичној стратегији монетарне политике Народне банке Србије – циљању инфлације.

Допринос дисертације огледа се у свеобухватном и целовитом приказу теорија одређивања девизног курса, с пратећим међународним искуствима и емпиријским резултатима која, у мањој или већој мери, потврђују основне теорије одређивања курса. Такође, осим приказа теоријских основа алтернативне стратегије циљања инфлације, детаљно су представљане основе и могућности индиректног и директног таргетирања девизног курса. Презентоване теорије чиниле су основ за спроведена истраживања и анализу валидности наведених теорија у одређивању курса динара, као и анализу улоге коју курс динара има у спровођењу монетарне политике и могућности директног и индиректног усмеравања курса динара од стране Народне банке Србије.

Релативно кратко искуство Народне банке Србије у спровођењу стратегије циљања инфлације, поред делимичне успешности у остваривању постављених циљева у погледу висине циљане инфлације, праћено је различитим степеном флексибилности курса динара у појединим периодима. Ако се има то у виду, као и чињеница да у домаћим научним истраживањима нису значајније заступљена истраживања која се односе на улогу коју курс има у оквиру стратегије циљања инфлације, циљ истраживања јесте детаљна анализа улоге и значаја које курс динара има у режиму циљања инфлације. Такође, посебна пажња је посвећена анализи режима циљања инфлације и поређењу режима циљања инфлације с другим стратегијама монетарне политике, као и могућностима директног и индиректног таргетирања курса динара у оквиру циљања инфлације.

Практичан допринос рада састоји се у спроведеној целовитој анализи политике и динамике курса динара, идентификовању основних детерминанти његовог кретања, као

и ефеката кретања курса динара на основне макроекономске перформансе привреде, а пре свега на кретање инфлације у Србији. На основу тих налаза, указује се да је за мале и отворене привреде с високим степеном евроизације, а које спроводе режим циљања инфлације, као што је то случај у Србији, могуће, потребно и оправдано управљање и усмеравање курса динара, без нарушавања базичних принципа на којима се заснива стратегија циљања инфлације, али не и таргетирање неког специфичног нивоа курса у дужем временском периоду.

SCIENTIFIC CONTRIBUTION OF THE DOCTORAL THESIS

Exchange rate is one of the basic prices in every economy. In small and open economies such as Serbia, with a high degree of euroisation of the financial system, and a significant pass-through from exchange rate to prices, the movement of the exchange rate is of particular importance for the economic policy makers, due to its impact on the inflation, as well as on the economic growth, the structure of the economy, foreign trade and financial relations with the world and the stability of the country's financial system. Given the importance that the exchange rate of the dinar has on economic trends, the aim of the study is the analysis of the possibility of direct and indirect targeting of the dinar exchange rate and analysis of the role of the dinar exchange rate in the official strategy of the monetary policy of the National Bank of Serbia - inflation targeting.

The contribution of the dissertation is reflected in a comprehensive overview of the theories of exchange rate determination, with accompanying international experiences and empirical results, which to a lesser or greater extent confirm the basic theories of exchange rate determination. Also, apart from presenting the theoretical bases of the alternative inflation targeting strategy, the basics and possibilities of indirect and direct targeting of the exchange rate are presented in detail. The listed and presented theories were the basis for the conducted research and analysis of the validity of the above mentioned theories in determining the dinar exchange rate, as well as the analysis of the role of the dinar exchange rate in the implementation of monetary policy and the possibility of direct and indirect managing of the dinar exchange rate by the National Bank of Serbia.

The relatively short experience of the National Bank of Serbia in the implementation of the inflation targeting strategy, in addition to the partial success in achieving the set goals in terms of levels of the targeted inflation, was accompanied by a varying degree of the dinar exchange rate flexibility in different periods. Bearing this in mind, as well as the fact that domestic research does not deal to a large extent with the role of the exchange rate within the inflation targeting strategy, the aim of this research is a detailed analysis of the role and importance of the dinar exchange rate in the inflation targeting regime. Also, special attention was devoted to the analysis of the inflation targeting regime and the comparison of the inflation targeting regime with other monetary policy strategies, as well as the possibilities of direct and indirect targeting of the dinar exchange rate within inflation targeting.

The practical contribution of the dissertation is a comprehensive analysis of the policy and dynamics of the dinar exchange rate, identifying the main determinants of its movement, and the effects of the movement of the dinar exchange rate on the basic macroeconomic performance of the economy, and above all on the movement of inflation in Serbia. On the basis of these findings, it is pointed out that for small and open economies with a high degree of euroisation, which implement the inflation targeting regime, as is the case in Serbia, it is possible, necessary, and justified to manage and direct the exchange rate of the dinar, without violating the basic principles on which the inflation targeting strategy is based, and without targeting a specific level of the exchange rate over a longer period of time.

Подаци о докторској дисертацији

Ментор: Др Борко Крстић, редовни професор, Универзитет у Нишу,
Економски факултет

Наслов: Могућности и ограничења политике девизног курса у контексту
циљања инфлације

Резиме: Релативно кратко искуство Народне банке Србије у спровођењу стратегије циљања инфлације, поред делимичне успешности у остваривању постављених циљева у погледу висине циљане инфлације, праћено је различитим степеном флексибилности курса динара. Циљ истраживања је детаљна анализа валидности појединих теорија одређивања курса, као и улоге и значаја који девизни курс има у режиму циљања инфлације. Такође, посебна пажња је посвећена анализи режима циљања инфлације и поређењу режима циљања инфлације с другим стратегијама монетарне политике, као и могућностима директног и индиректног таргетирања курса динара у оквиру циљања инфлације. Спроведена емпиријска анализа и провера валидности појединих теорија одређивања курса указује на основне детерминанте у кретању курса динара. Анализа ефеката које курс динара има на основне макроекономске перформансе указује на значај који курс има у процесу спровођења монетарне политике Народне банке Србије. Компаративна анализа са земљама које су усвојиле стратегију циљања инфлације указује на сличности и разлике у практичном спровођењу монетарне политике и политике курса. Услед значаја који курс динара има у процесу спровођења монетарне политике, као и специфичности домаће привреде, пре свега у погледу високог степена евроизације финансијског система и значајног ефекта промена курса на цене, анализирају се могућности индиректног и директног таргетирања курса у оквиру циљања инфлације.

Научна област: Економија

Научна
дисциплина: Монетарна економија

Кључне речи: Монетарна политика, девизни курс, циљање инфлације

УДК: 339.743:336.748.12(497.11)(043.3)

CERIF
класификација: S180

Тип лиценце
Креативне
заједнице: CC BY-NC-ND

Data on Doctoral Dissertation

Doctoral Supervisor:	PhD Borko Krstic, full professor, University of Nis, Faculty of Economics
Title:	Possibilities and Constraints of the Exchange Rate Policy in the Context of the Inflation Targeting
Abstract:	<p>The relatively short experience of the National Bank of Serbia in the implementation of the inflation targeting strategy, in addition to the partial success in achieving the set goals in terms of levels of the targeted inflation, was accompanied by a varying degree of the dinar exchange rate flexibility. The aim of the research is to provide a detailed analysis of the validity of certain exchange rate determination theories, as well as the role and importance of the exchange rate in the inflation targeting regime. Also, special attention was devoted to the analysis of the inflation targeting regime and the comparison of the inflation targeting regime with other monetary policy strategies, as well as the possibilities of direct and indirect targeting of the dinar exchange rate within inflation targeting. The conducted empirical analysis and verification of the validity of certain theories of exchange rate determination points to the basic determinants in the movement of the dinar exchange rate. The analysis of the effects of the dinar exchange rate on basic macroeconomic performance points to the importance of the exchange rate in the process of implementation of the monetary policy of the National Bank of Serbia. Comparative analysis with countries that have adopted the inflation targeting strategy indicates the similarities and differences in the practical implementation of the monetary and exchange rate policy. Due to the significance of the dinar exchange rate in the process of monetary policy implementation, as well as the specificity of the domestic economy, primarily in terms of the high level of financial system euroisation, and the significant effect of the change in the exchange rate on prices, the possibilities of indirect and direct targeting of the course within inflation targeting are analyzed.</p>
Scientific Field:	Economy
Scientific Discipline:	Monetary economy
Key Words:	Monetary policy, exchange rate, inflation targeting
UDC:	339.743:336.748.12(497.11)(043.3)
CERIF Classification:	S180
Creative Commons License Type:	CC BY-NC-ND

СКРАЋЕНИЦЕ КОРИШЋЕНЕ У РАДУ:

AIC	<i>Akaike-ов информациони критеријум (Akaike information criterion)</i>
DM	<i>Dornbusch-ов модел, или монетарни модел са инертним ценама, или тзв. модел „пребацивања“</i>
EMBI	<i>Emerging Market Bond Index</i>
HP филтер	<i>Hodrick–Prescott filter</i>
MFM	<i>Mundell-Fleming-ов модел</i>
SIC	<i>Schwarz-ов информациони критеријум (Schwarz information criterion)</i>
БДП	брuto домаћи производ
ЕУ	Европска унија
ЕЦБ	Европска централна банка
ИМУ	индекс монетарних услова
МДТ	међубанкарско девизно тржиште
ММФ	Међународни монетарни фонд
НБС	Народна банка Србије
ПКМ	паритет куповне моћи
СРЈ	Савезна Република Југославија

ПРЕГЛЕД ТАБЕЛА, СЛИКА И ГРАФИКОНА:

Табела 1.1: Да ли је битна класификација?.....	16
Раст, инфлација и трговина кроз различите режиме: 1970-2001.	16
Слика 2.1: Веза између паритета и релације између фактора	26
Слика 3.1: Модели девизног курса и претпоставке	33
Табела 3.1 : Равнотежни портфолио модел – ефекти експанзије стока имовине на краткорочну равнотежу	63
Табела 3.2 : Подразумевана вредност коефицијената у моделима девизног курса	66
Табела 6.1: Реакција каматне стопе на шокове у инфлацији и девизном курсу	106
Табела 6.2: Преглед правила каматне стопе – функције реаговања централне банке .	111
Графикон 8.1: Кретање званичног и просечног месечног тржишног курса динара за немачку марку; март 1994. - децембар 2000.	117
Графикон 8.2: Кретање курса динара према немачкој марки, индекса цена на мало, новчане масе М2 и есконтне стопе, март 1994. - децембар 2000.	119
Графикон 8.3: Кретање курса динара, релативне новчане масе, релативне индустријске производње, релативне инфлације и диференцијала каматних стопа, март 1994. - децембар 1998.	122
Слика 8.1: Критеријуми за избор режима курса	128
Табела 8.1: Преглед основних монетарних показатеља за Србију, 2000-2006.	133
Графикон 8.4: Циљеви за инфлацију и кретање стопе инфлације, 2006-2017	136
Графикон 8.5: Коридор каматних стопа НБС, у % на годишњем нивоу	137
Табела 8.2: Преглед основних монетарних показатеља за Србију, 2006-2017	138
Графикон 8.6: Кретање међугодишњих стопа инфлације, 2002-2017, у %	140
Табела 8.3: Просечне међугодишње стопе инфлације, аритметичка средина	141
Табела 8.4: Дескриптивна статистика међугодишњих стопа инфлације, 2002-2017 ...	141
Графикон 8.7: Годишње стопе реалног раста БДП-а, 2002-2017, у %	142
Табела 8.5: Просечне годишње стопе реалног раста БДП-а, аритметичка средина.....	142
Табела 8.6: Дескриптивна статистика просечних годишњих стопе реалног раста БДП-а, 2002-2017.....	143
Графикон 8.8: Функција одговара на импулс за VAR(5) модел, просечни месечни номинални курс динара	150
Табела 8.7: Декомпозиција варијансе цена за номинални курс динара.....	151
Графикон 8.9: Функција одговара на импулс за VAR(5) модел, номинални ефективни курс динара	153
Табела 8.8: Декомпозиција варијансе цена за номинални ефективни курс динара.....	153
Графикон 8.10: Функција одговара на импулс за VAR(7) модела, реални ефективни курс динара	154
Табела 8.9: Декомпозиција варијансе цена за реални ефективни курс динара.....	155
Графикон 8.11: Кретање CR Index-а за Србију, 2004-2017, МА-покретни просек	160
Графикон 8.12: Кретање CR Index-а за Чешку, Мађарску, Пољску и Србију, 2004-2017, МА-покретни просек.....	162

Графикон 8.13: Кретање CR Index-а за Хрватску, Македонију, Румунију и Србију, 2004-2017, МА-покретни просек	163
Графикон 9.1: Кретање индекса цена и номиналног курса динара, март 1994-2017. (цене1994=100)	164
Табела 9.1: Преглед краткорочног и дугорочног преносног ефекта курса динара на цене	166
Графикон 9.2: Кумулативни одговор цена на 1% шок у курсу динара, VAR (1).....	167
Графикон 9.3: Кумулативни одговор цена на 1% шок у курсу за Хрватску, Румунију, Македонију, Мађарску, Пољску, Чешку и Србију, VAR (1), 2000-2017.	169
Графикон 9.4: Кретање реалног куска динара, март 1994-2017. (изражен у логаритму)	173
Графикон 9.4.1: Кумулативне годишње стопе раста БДП-а за Србију и земље зоне евра, у периоду од 2001. до 2017.	178
Табела 9.2: Оцена стопе раста номиналног курса динара на бази VECM(1)	184
Графикон 9.5: Стварна и моделом оцењена стопа раста номиналног курса	184
Табела 9.3: Преглед основних макроекономских показатеља, 2005-2017	190
Графикон 9.6: Кретање реалног ефективног курса динара и премије ризика (EMBI) за Србију	192
Графикон 9.7: Кретање учешћа јавног дуга у БДП-у и премија ризика (EMBI) за Србију	196
Графикон 9.8: Кретање премије ризика (EMBI) за Србију и реалне референтне каматне стопе НБС.....	197
Графикон 9.9: Кретање дефицита буџета и текућег дефицита, 2005-2017	201
Графикон 9.10: Кретање промена просечног номиналног курса динара и текућег дефицита, 2005-2017	201
Графикон 9.11: Кретање промена просечног номиналног курса динара и дефицита робе и услуга, 2005-2017	202
Графикон 10.1: Реакција номиналног курса на повећање референтне каматне стопе НБС	210
Графикон 10.2: Кретање референтне каматне стопе НБС	212
Графикон 10.3: Кретање производног јаза и јаза реалног курса динара.....	217
Табела 11.1: Преглед основних показатеља с међубанкарског девизног тржишта	223
Графикон 11.1: Кретање обима међубанкарске трговине и учешћа НБС у трговини ..	223
Графикон 11.2: Кретање курса динара и дневних интервенција НБС	224
Графикон 11.3: Учесталост дневних интервенција НБС и дневне промене курса динара	226
Графикон 12.1: Кретање јаза реалног курса динара и јаза реалне каматне стопе	235
Графикон 12.2: Кретање индекса монетарних услова и инфлације	236

САДРЖАЈ:

УВОД	1
I. ТЕОРИЈСКИ ОКВИР	5
1. Политика и режими девизног курса	5
1.1. Режији девизног курса	5
1.2. Избор и класификација режима девизног курса	8
1.3. Емпиријски резултати	13
1.3.1. Утицај различитих режима на макроекономске перформансе	13
1.3.2. Фиксни курс и монетарна аутономија	17
2. Међународни услови паритета	19
2.1. Паритет куповне моћи	19
2.2. Паритет покривених каматних стопа	23
2.3. Паритет непокривених каматних стопа	24
2.4. Међународни <i>Fisher</i> -ов паритет	25
2.5. Емпиријски резултати	27
2.5.1. Паритет куповне моћи	27
2.5.2. Паритет покривених каматних стопа	30
2.5.3. Паритет непокривених каматних стопа	31
3. Модели одређивања курса	33
3.1. Карактеристике имовинских модела	33
3.2. <i>Mundell-Fleming</i> -ов модел одређивања курса	35
3.2.1. Основни модел	35
3.2.2. Монетарна и фискална политика у <i>MFM</i>	39
3.3. Монетарни модел с флексибилним ценама	41
3.3.1. Основни модел	41
3.3.2. Алтернативне спецификације модела са флексибилним ценама	44
3.4. Монетарни модел са инертним ценама	46
3.4.1. Основни модел	46
3.4.2. Компарација с <i>MFM</i> и монетарним моделом с флексибилним ценама	50
3.4.3. Алтернативне спецификације монетарног модела са инертним ценама	53
3.5. Монетарни модел притиска на девизном тржишту	56
3.6. Равнотежни портфолио модел	59
3.6.1. Основни модел	59
3.6.2. Алтернативне спецификације РПМ	64
3.7. Модел валутне супституције	66
3.7.1. Основни модел	66
3.7.2. Алтернативна спецификација модела валутне супституције	70
3.8. Микроструктура девизног тржишта у одређивању курса	71

3.9. Новости у моделима одређивања курса.....	74
3.10. Емпиријски резултати.....	75
3.10.1. Монетарни модели девизног курса.....	75
3.10.2. Модел притиска на девизном тржишту.....	79
3.10.3. Равнотежни портфолио модел.....	79
3.10.4. Модел валутне супституције.....	81
3.10.5. Модели тржишне микроструктуре.....	82
3.10.6. Новости у моделима девизног курса.....	82
II. ТАРГЕТИРАЊЕ ДЕВИЗНОГ КУРСА И ЦИЉАЊЕ ИНФЛАЦИЈЕ.....	84
4. Таргетирање девизног курса.....	84
4.1. Индиректно таргетирање курса.....	85
4.2. Директно таргетирање курса.....	86
5. Компарација стратегија монетарне политике.....	91
5.1. Монетарно таргетирање.....	92
5.2. Таргетирање фиксног курса.....	93
5.3. Инфлаторно таргетирање.....	94
5.4. Правило каматне стопе у инфлаторном таргетирању.....	98
у затвореној привреди.....	98
6. Таргетирање курса у режиму циљања инфлације.....	102
6.1. Фиксни девизни курс и циљање инфлације.....	102
6.2. Флексибилни девизни курс и циљање инфлације.....	103
6.2.1. Правило каматне стопе у инфлаторном таргетирању.....	104
у отвореној привреди.....	104
6.2.2. Taylor-ово правило.....	107
6.2.3. Индекс монетарних услова.....	108
6.2.4. Стратегија руковођено пливајућег курса.....	109
6.2.5. Поређење правила.....	110
III. АНАЛИЗА ПОЛИТИКЕ И ДИНАМИКЕ КУРСА ДИНАРА У СРБИЈИ.....	114
7. Методолошке напомене.....	114
8. Политика курса динара.....	117
8.1. Политика курса динара у периоду 1994 – 2000.....	117
8.2. Политика курса динара у периоду од 2000. године.....	127
8.2.1. Политика курса пре увођења циљања инфлације.....	129
8.2.2. Политика курса у оквиру циљања инфлације.....	135
8.2.2.1. Компаративна анализа успешности циљања инфлације.....	139
8.3. Улога курса динара у трансмисионом механизму.....	144
8.3.1. Анализа трансмисионог механизма кроз канал девизног курса.....	148
8.4. Циљање инфлације у условима евроизације.....	157
8.4.1. Компаративна анализа феномена „страх од пливања“.....	161
9. Динамика курса динара у Србији.....	163
9.1. Кретање курса динара и инфлације.....	163
9.1.1. Компаративна анализа ефеката курса на цене у различитим режимима монетарне политике.....	167
9.2. Паритет куповне моћи и <i>Balassa–Samuelson</i> -ов ефекат.....	171

9.2.1 <i>Balassa-Samuelson</i> -ов ефекат - компаративна анализа	175
9.3. Курс динара и каматни диференцијал	179
9.4. Курс динара и фискална политика	186
9.5. Курс динара, платни биланс и мобилност капитала	197
IV. МОГУЋНОСТИ ТАРГЕТИРАЊА КУРСА ДИНАРА	208
10. Индиректно таргетирање курса динара	208
10.1. Таргетирање курса у режиму циљања инфлације	208
10.2. Таргетирање курса <i>Taylor</i> -овим правилом	213
10.2.1. <i>Taylor</i> -ово правило без укљученог курса	214
10.2.2. <i>Taylor</i> -ово правило са укљученим курсом	217
11. Директно таргетирање курса динара	221
11.1. Анализа девизног тржишта у Србији	221
11.2. Интервенције Народне банке Србије и курс динара	222
11.3. Контрола кретања токова капитала	230
12. Индекс монетарних услова	233
ЗАКЉУЧАК	237
ЛИТЕРАТУРА	245
ПРИЛОГ	257
ПРИЛОГ 1: Резултати економетријске анализе уз део 8.1. Политика курса динара у периоду 1994 – 2000. година	257
Прилог 1.1: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног <i>Dickey–Fuller</i> -овог теста за посматране варијабле	257
Курс динара	257
Релативни индекси цена	257
Релативна индустријска производња	257
Релативна новчана маса $M2$	258
Релативна каматна стопа	258
Прилог 1.2: Резултати економетријске анализе за основни монетарни модел с флексибилним ценама на бази првих диференци посматраних варијабли	258
Прилог 1.3: Резултати економетријске анализе за основни монетарни модел с флексибилним ценама	259
Прилог 1.4: Резултати економетријске анализе за алтернативну репрезентацију монетарног модела с флексибилним ценама која укључује очекивања о кретању инфлације	259
Прилог 1.5: Резултати економетријске анализе за варијанту монетарног модела с инертним ценама са диференцијалом реалних каматних стопа	260
Прилог 1.6: Тестирање постојања јединичног корена применом <i>Phillips–Perron</i> -овог теста	260
Прва диференца курса динара	260
Прва диференца новчане масе $M2$	261
Прва диференца индекса цена	261
Прва диференца есконтне стопе	261
Прилог 1.7: Тестирање значајности доцњи <i>VAR</i> модела	262
Прилог 1.8: Тестирање постојања коинтеграционе везе између курса динара, новчане масе $M2$, индекса цена и есконтне стопе	262
Прилог 1.9: Модел коригован грешком ка равнотежи, <i>VEC (1)</i>	264

Прилог 1.10: Резултати економетријске анализе за оцену значаја грешке из модела коригованог грешком ка равнотежи, <i>VEC (1)</i>	265
ПРИЛОГ 2: Резултати економетријске анализе уз део 8.3. Улога курса динара у трансмисионом механизму	266
Први модел - просечни номинални курс динара	266
Прилог 2.1: Тестирање значајности доцњи <i>VAR</i> модела за номинални курс динара.....	266
Прилог 2.2: Резултати економетријске анализе <i>VAR(5)</i> модела за номинални курс динара	266
Прилог 2.3: Економетријски резултати за оцену значаја појединих варијабли <i>VAR(5)</i> модел за номинални курс динара.....	268
Прилог 2.4: Економетријски резултати тестирања утицаја номиналног курса динара на цене	271
Прилог 2.5: Економетријски резултати тестирања утицаја каматне стопе на тржишту новца на номинални курс динара	272
Прилог 2.6: Економетријски резултати тестирања утицаја референтне каматне стопе НБС на каматну стопу на тржишту новца	273
Други модел - номинални ефективни курс динара	274
Прилог 2.7: Тестирање значајности доцњи <i>VAR</i> модела за номинални ефективни курс динара	274
Прилог 2.8: Резултати економетријске анализе <i>VAR(5)</i> модела за номинални ефективни курс динара	275
Прилог 2.9: Економетријски резултати за оцену значаја појединих варијабли <i>VAR(5)</i> модела за номинални ефективни курс динара.....	277
Прилог 2.10: Економетријски резултати тестирања утицаја номиналног ефективног курса на цене.....	279
Прилог 2.11: Економетријски резултати тестирања утицаја каматне стопе на тржишту новца на номинални ефективни курс динара	281
Прилог 2.12: Економетријски резултати тестирања утицаја референтне каматне стопе НБС на каматну стопу на тржишту новца	282
Трећи модел – реални ефективни курс динара.....	283
Прилог 2.13: Тестирање значајности доцњи <i>VAR</i> модела за реални ефективни курс динара	283
Прилог 2.14: Резултати економетријске анализе <i>VAR(7)</i> модела за реални ефективни курс динара	284
Прилог 2.15: Економетријски резултати за оцену значаја појединих варијабли <i>VAR(5)</i> модела за реални ефективни курс динара	286
Прилог 2.16: Економетријски резултати тестирања утицаја привредне активности на цене	289
Прилог 2.17: Економетријски резултати тестирања утицаја реалног ефективног курса динара на кретање привредне активности	291
Прилог 2.18: Економетријски резултати тестирања утицаја референтне каматне стопе НБС на реални ефективни курс динара.....	292
ПРИЛОГ 3: Резултати економетријске анализе уз део 9.1. Кретање курса динара и инфлације	294
Прилог 3.1: Тестирање постојања јединичног корена применом <i>Phillips–Perron</i> -овог теста	294

Прилог 3.2: Резултати економетријске анализе оцена ефекта курса динара на цене методом најмањих квадрата	294
Период 1994-2017	294
Период 1994-2000	295
Период 2002-2017	295
Период 2009-2017	296
Прилог 3.3: Резултати економетријске анализе ефекта курса динара на цене на основу <i>VAR(1)</i> модела	296
Период 1994-2017	296
Период 2002-2017	297
Период 2009-2017	297
ПРИЛОГ 3.А: Резултати економетријске анализе уз део 9.1.1. Компаративна анализа ефекта курса на цене у различитим режимима монетарне политике.....	298
Прилог 3.А.1: Резултати економетријске анализе оцена ефекта курса на цене методом најмањих квадрата - за Србију, Румунију, Чешку, Пољску, Мађарску, Македонију и Хрватску	298
Оцена ефекта курса на цене за Србију методом најмањих квадрата	298
Оцена ефекта курса на цене за Румунију методом најмањих квадрата	299
Оцена ефекта курса на цене за Чешку методом најмањих квадрата.....	299
Оцена ефекта курса на цене за Пољску методом најмањих квадрата.....	299
Оцена ефекта курса на цене за Мађарску методом најмањих квадрата	300
Оцена ефекта курса на цене за Македонију методом најмањих квадрата.....	300
Оцена ефекта курса на цене за Хрватску методом најмањих квадрата	301
Прилог 3.А.2: Резултати економетријске анализе ефекта курса на цене на основу <i>VAR(1)</i> модела - за Хрватску, Румунију, Македонију, Мађарску, Пољску, Чешку и Србију.....	301
Оцењени <i>VAR</i> модел за ефекат курса на цене за Хрватску	301
Оцењени <i>VAR</i> модел за ефекат курса на цене за Румунију.....	302
Оцењени <i>VAR</i> модел за ефекат курса на цене за Македонију	303
Оцењени <i>VAR</i> модел за ефекат курса на цене за Мађарску	303
Оцењени <i>VAR</i> модел за ефекат курса на цене за Пољску	304
Оцењени <i>VAR</i> модел за ефекат курса на цене за Чешку.....	305
Оцењени <i>VAR</i> модел за ефекат курса на цене за Србију	305
ПРИЛОГ 4: Резултати економетријске анализе уз део 9.2. Паритет куповне моћи и <i>Balassa-Samuelson</i>-ов ефекат - компаративна анализа	306
Апсолутна верзија ПКМ	306
Прилог 4.1: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног <i>Dickey-Fuller</i> -овог теста	306
Релативна верзија ПКМ	307
Прилог 4.2: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног <i>Dickey-Fuller</i> -овог теста	307
Номинални курс динара.....	307
Релативне цене.....	307
Прилог 4.2.а: Испитивање <i>Engle-Granger</i> -ове каузалности у кретању промена курса динара и релативних инфлација.....	308
Тест са 2 доцње	308
Тест са 4 доцње.....	308

Тест са 6 доцњи	309
Тест са 8 доцњи	309
Тест са 10 доцњи	309
Тест са 12 доцњи	309
Прилог 4.3: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата	310
Прилог 4.4: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног <i>Dickey-Fuller</i> -овог теста	310
Прилог 4.4.а: Тестирање значајности доцњи <i>VAR</i> модела	311
Прилог 4.4.б: Тестирање постојања коинтеграционе везе између промена курса динара и релативних инфлација.....	311
Прилог 4.4.в: Модел коригован грешком ка равнотежи, <i>VEC (11)</i>	312
Прилог 4.5: Оцењени дугорочни тренд реалног курса динара <i>HP</i> филтером	316
ПРИЛОГ 5: Резултати економетријске анализе уз део 9.3. Курс динара и каматни диференцијал	317
Прилог 5.1: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата	317
Тестирање вредности коефицијената, $\beta_0 = 0$ и $\beta_1 = 1$	317
Прилог 5.2: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата	317
Тестирање вредности коефицијената, $\beta_0 = 0$ и $\beta_1 = 1$	318
Тестирање коинтеграционе везе између курса динара, диференцијала каматних стопа и премије ризика.....	319
Прилог 5.3: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног <i>Dickey-Fuller</i> -овог теста	319
Прва диференца номиналног курса динара	319
Прва диференца диференцијала каматних стопа	319
Прва диференца премије ризика	319
Прилог 5.4: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата	320
Прилог 5.5: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног <i>Dickey-Fuller</i> -овог теста	320
Прилог 5.6: Тестирање значајности доцњи <i>VAR</i> модела	320
Прилог 5.7: Тестирање постојања коинтеграционе везе између курса динара, диференцијала каматних стопа и премије ризика	321
Прилог 5.8: Модел коригован грешком ка равнотежи, <i>VEC (1)</i>	324
Прилог 5.9: Резултати економетријске анализе за оцену значаја грешке из модела коригованог грешком ка равнотежи, <i>VEC (1)</i>	325
Прилог 5.10: Модел коригован грешком ка равнотежи, <i>VEC (3)</i>	325
Прилог 5.11: Резултати економетријске анализе за оцену значаја грешке из модела коригованог грешком ка равнотежи, <i>VEC (3)</i>	327
Тестирање статистичког значаја утицаја диференцијала каматних стопа на курс	327
Тестирање статистичког значаја утицаја премије ризика на курс.....	328
ПРИЛОГ 6: Резултати економетријске анализе уз део 9.4. Курс динара и фискална политика.....	329

Прилог 6.1: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата	329
Прилог 6.2: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног <i>Dickey-Fuller</i> -овог теста	329
Прилог 6.3: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата	329
Прилог 6.4: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног <i>Dickey-Fuller</i> -овог теста	330
ПРИЛОГ 7: Резултати економетријске анализе уз део 9.5. Курс динара, платни биланс и мобилност капитала.....	331
Прилог 7.1: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата	331
Прилог 7.2: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата	331
Прилог 7.3: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног <i>Dickey-Fuller</i> -овог теста	331
Графички приказ оцењеног и стварног кретања и резидуала из оцењеног модела	332
Графички приказ тестиране стабилности оцењеног модела	332
Прилог 7.4: Тестирање значајности доцњи <i>VAR</i> модела	332
Прилог 7.5: Тестирање постојања коинтеграционе везе између односа извоз/увоз, привредне активности у Србији, привредне активности у ЕУ и номиналног курса динара	333
Прилог 7.6: Модел коригован грешком ка равнотежи, <i>VEC (3)</i>	335
Прилог 7.7: Резултати економетријске анализе за оцену значаја грешке из модела коригованог грешком ка равнотежи, <i>VEC (3)</i>	337
Тестирање статистичког значаја утицаја привредне активности у Србији на однос извоз/увоз	338
Тестирање статистичког значаја утицаја привредне активности у ЕУ на однос извоз/увоз	338
Тестирање статистичког значаја утицаја номиналног курса динара на однос извоз/увоз	338
ПРИЛОГ 8: Резултати економетријске анализе уз део 10.2.1. <i>Taylor</i>-ово правило без укљученог курса.....	340
Прилог 8.1: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата на основу логаритамске вредности.....	340
Прилог 8.2: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата на основу првих диференци	340
ПРИЛОГ 8.А: Резултати економетријске анализе уз део 10.2.2. <i>Taylor</i>-ово правило са укљученим курсом).....	341
Прилог 8.А.1: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата на основу логаритамске вредности.....	341
Прилог 8.А.2: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата на основу првих диференци	341
ПРИЛОГ 9: Резултати економетријске анализе уз део 11.2. Интервенције Народне банке Србије и курс динара	342

Прилог 9.1: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата	342
Прилог 9.2: Економетријски резултати оцењене једначине, <i>GARCH(1,1)</i> модел.....	342
ПРИЛОГ 10: Графички приказ економетријских оцена уз део 12. Индекс монетарних услова	343
Циклично одступање реалног курса динара од дугорочног тренда.....	343
Циклично одступање реалне каматне стопе од дугорочног тренда.....	343
Конструисани индекс монетарних услова	343

УВОД

Девизни курс представља једну од основних цена у свакој привреди. У малим и отвореним привредама као што је Србија, с високим степеном евроизације финансијског система и значајним ефектом преноса курса на цене, кретање курса је од посебне важности за носиоце економске политике, како због утицаја на кретање инфлације, тако и због утицаја курса на темпо привредног раста и структуру привреде, спољнотрговинске и финансијске односе са светом и стабилност финансијског система земље. Релативно кратко искуство Народне банке Србије у спровођењу стратегије циљања инфлације, поред делимичне успешности у остваривању постављених циљева у погледу висине циљане инфлације, праћено је различитим степеном флексибилности курса динара. Велики значај који девизни курс има у транзиционим привредама каква је Србије, захтева разумевање основних фактора који утичу на динамику курса динара, као и његовог утицаја на макроекономске перформансе привреде и могућности монетарне политике да директно и индиректно утиче на његово кретање ради постизања ценовне стабилности и других макроекономских циљева – раста и конкурентности.

Основни циљ рада је да докаже да се, због значаја који курс динара има у Србији и карактеристика и специфичности домаће привреде, његово кретање не може препустити искључиво тржишним снагама и индиректном управљању, како то у основи подразумева монетарна стратегија циљања инфлације. Да би се проверила могућност директног управљања курсом динара у оквиру циљања инфлације, извршена је анализа значаја и ефеката које курс динара има на кретање цена, али и шире макроекономске перформансе у домаћој привреди, а затим и анализа ефикасности инструмената монетарне политике на кретање курса. У раду су тестиране следеће хипотезе које би требало да потврде могућност директног управљања курсом динара без нарушавања основних принципа стратегије циљања инфлације:

- промена номиналног курса динара знатно утиче на кретање цена у Србији;
- у Србији је снажнија веза између кретања референтне каматне стопе и курса динара од везе између кретања референтне каматне стопе и обима одобрених кредита банака;

- Народна банка Србије је често директно и/или индиректно таргетира курс динара, без обзира на званични режим монетарне политике;
- централне банке у земљама у развоју такође таргетирају курс и у режиму циљања инфлације и
- циљање инфлације, уз истовремено директно управљање курсом, повећава успешност режима циљања инфлације у Србији.

Предмет истраживања је утврђивање основних фактора који утичу на кретање курса динара и детаљна анализа улоге и значаја које курс динара има у процесу спровођења монетарне политике у режиму циљања инфлације. Такође, посебна пажња биће посвећена анализи режима циљања инфлације и поређењу режима циљања инфлације с другим стратегијама монетарне политике, као и могућностима директног и индиректног таргетирања курса динара.

Представљене теорије девизног курса и основне карактеристике стратегије циљања инфлације чине оквир за научно истраживање и тестирање наведених хипотеза. Поред стандардних метода које се употребљавају у анализи, метода индукције и дедукције, користиће се и компаративна анализа кретања изабраних макроекономских варијабли Србије и групе одабраних земаља. Такође, поред квалитативне анализе рад обухвата и обимну емпиријску и квантитативну анализу која се базира на коришћењу статистичких и економетријских метода и техника којима ће се идентификовати и квантификовати значај и утицај кретања курса на цене и изабране макроекономске величине, као и утврдити основне детерминанте формирања курса и њихов утицај на кретање курса динара. Такође, квалитативно и квантитативно ће се анализирати кретања на девизном тржишту и ефекти интервенција Народне банке Србије на међубанкарском девизном тржишту

Рад се састоји од укупно четири дела, од којих сваки садржи по три поглавља. У првом делу се даје кратак преглед основних карактеристика различитих режима курса. Приказује се класификација режима девизних курсева и разматра се улога девизног курса у појединим режимима монетарне политике. У наставку су представљене основне теорије одређивања курса, теорије парцијалне равнотеже и теорије опште равнотеже. У оквиру теорија парцијалне равнотеже анализира се формирање девизног курса са аспекта паритета куповне моћи, покривених паритета каматних стопа, непокривених паритета каматних стопа и међународног *Fisher*-овог ефекта. Такође, у овом делу се приказују основни теоријски модели одређивања девизног курса: *Mundell-Fleming*-ов модел с фиксним ценама, монетарни модел с флексибилним и инертним ценама, модел

притиска на девизном тржишту, равнотежна портфолио теорија, модел валутне супституције, теорија тржишне микроструктуре у одређивању курса и модел који у формирање курса уводи новости.

У другом делу су дате основне карактеристике монетарне стратегије циљања инфлације. Анализирају се могућности таргетирања девизног курса, индиректно – тржишно формирање девизног курса подешавањем референтне каматне стопе од стране централне банке, и директно – интервенцијама централне банке на девизном тржишту. У посебном поглављу пореди се циљање инфлације и стратегија управљања девизним курсом с правилима монетарне политике, *Taylor*-овим правилом и индексом монетарних услова.

У трећем делу су представљени резултати анализе политике и динамике курса динара у Србији, с посебним освртом на период у коме Народна банка Србије спроводи стратегију циљања инфлације. Такође, анализирају се основни канали монетарне трансмисије у Србији, утицај референтне каматне стопе на кретање курса динара и ефекти које промене курса динара имају на цене. Посебно се разматрају ограничења монетарне политике која су последица високог степена евроизације домаће привреде. Такође, врши се поређење с другим земљама које су у режиму циљања инфлације, с намером да се утврди да ли је понашање Народне банке Србије различито од понашања других централних банака у погледу управљања курсом, а које спроводе исту стратегију монетарне политике. Извршено је и поређење с другим земљама које примењују различиту стратегију монетарне политике, како би се утврдило колико је понашање Народне банке Србије у погледу управљања курсом различито од понашања те групе земаља. Анализира се динамика курса динара и врше економетријске оцене изабраних модела одређивања курса. У посебним поглављима анализира се утицај фискалне политике на курс динара у режиму циљања инфлације, као и утицај курса динара на спољнотрговинска кретања.

У оквиру четвртог дела анализира се политика индиректног и директног утицаја Народне банке Србије на кретање курса динара у контексту стратегије циљања инфлације. Посебна пажња је усмерена на модел за прогнозирање инфлације, који се користи у режимима циљања инфлације, и улогу коју у моделу има курс динара. Посебно се сагледава реакција монетарне политике са аспекта правила каматне стопе и анализира реакција Народне банке Србије према *Taylor*-овом правилу са укљученим реалним курсом динара. Такође, у овом делу се анализира девизно тржиште, утицај токова капитала и активности Народне банке Србије усмерене на директно таргетирање

курса. Анализира се политика интервенција Народне банке Србије на девизном тржишту и њена реакција на кретање курса. На крају, конструише се и анализира индекс монетарних услова, који указује на став монетарне политике и улогу која припада курсу динара у утврђивању карактера монетарне политике.

У оквиру закључних разматрања, приказују се основни резултати спроведеног истраживања и указује на импликације за политику курса динара, као и на могућност и оправданост - директног и индиректног - таргетирања курса динара у оквиру стратегије циљања инфлације Народне банке Србије.

I. ТЕОРИЈСКИ ОКВИР

1. Политика и режими девизног курса

У зависности од циљева економске политике и економског окружења свака земља опредељује се за одговарајући режим девизног курса. У најширем смислу, политика девизног курса укључује избор режима девизног курса и, уколико је изабран неки из групе режима фиксног курса, одлуку о нивоу девизног курса. Такође, мере које се користе за одбрану девизног курса и/или његово усмеравање у жељеном смеру спадају у политику девизног курса. Те мере најчешће обухватају инструменте монетарне политике и интервенције централне банке на девизном тржишту, контролу токова капитала и рестрикције у међународним плаћањима.

Кретање номиналног девизног курса зависи од изабраног режима девизног курса. Два екстремна режима су потпуно фиксни и потпуно флексибилни (слободно пливајући) режим курса. Између ова два екстремна режима налази се неколико различитих режима девизног курса, који се међусобно разликују пре свега по степену флексибилности.

1.1. Режији девизног курса

Суштина избора између потпуно фиксног и потпуно флексибилног девизног курса повезана је са одлуком о томе да ли се већи значај додељује мањој волатилности девизног курса или већој аутономији у спровођењу монетарне политике. Бројне теоријске и емпиријске радове који анализирају избор и последице појединих режима девизног курса могуће је груписати у три групе:¹ прва група анализира карактеристике фиксног и флексибилног курса као апсорбера шокова; друга група анализира на који начин различити режими утичу на економске интеграције; трећа група анализира кредибилитет изабраног монетарног и девизног режима.

Приказ основних карактеристика и анализа фиксног и флексибилног режима као апсорбера шокова и инструмента за изградњу кредибилитета дат је на основу теоријског модела који су развили *Ghosh, Gulde* и *Wolf* (2002).² Теоријски оквир заснива се на анализи привреде у којој је производња (БДП) одређена понудом и у којем централна банка има два циља - да стабилизује производ око жељеног нивоа и да

¹ Ghosh, Gulde и Wolf (2002), стр. 23.

² Ibid., стр. 30-34.

одржава инфлацију на ниском нивоу. Модел претпоставља да се шокови догађају након уговарања зарада, али пре него што централна банка одлучи о монетарној политици. Запослени захтевају повећање номиналних зарада које је довољно да покрије очекивану инфлацију тако да је запосленост одређена реализованим (оствареним) реалним зарадама. Уколико инфлација превазиђе очекивани ниво, смањују се реалне зараде, што обезбеђује фирмама профитабилност и простор за повећање запослености и производње. Даље, стопа монетизације економије, која представља реалну стопу раста тражње за новцем, зависи позитивно од дугорочног раста реалног производа и негативно од очекиване инфлације. Претпостављено је да се банкарски сектор састоји само од централне банке, тако да је понуда новца одређена кредитном активношћу централне банке и кретањем девизних резерви. У режиму фиксног девизног курса,³ централна банка одлучује о понуди кредита, док је промена девизних резерви ендогена. У режиму пливајућег курса, централна банка такође одлучује о понуди кредита, али нема потребу да одржава девизне резерве, тако да је номинални девизни курс одређен ендогено. Такође, претпоставља се да важи паритет куповне моћи (ПКМ).

Ако се упореди функција циља централне банке у режиму фиксног и флексибилног курса у присуству различитих шокова, резултат теоријског модела је следећи: уколико се претпостави да постоји само шок реалне продуктивности и да нема неочекиваног монетарног шока пожељнији је флексибилни режим, јер је мањи губитак благостања, будући да централна банка има слободу да монетарном политиком реагује на реални шок. С друге стране, уколико се претпостави да постоји само монетарни шок и да нема шока на страни реалне продуктивности, онда је фиксни режим пожељнији, будући да се монетарни шок пасивно апсорбује променама у девизним резервама, али уз услов да шок није толико јак и интензиван да исцрпи сток девизних резерви централне банке и примора је на девалвацију.

Наведени резултат је сагласан с традиционалном економском интуицијом да је пливајући курс бољи амортизер привредне активности (БДП) наспрам реалних шокова, јер се инфлација и курс прилагођавају и тако апсорбују део шока, док је режим фиксног курса бољи изолатор номиналних шокова, јер кретање девизних резерви аутоматски неутрализује неочекиване монетарне шокове. Поред тога, анализа инфлације у наведеном контексту указује на то да ће просечна инфлација у оба режима бити иста.

³ У питању је режим фиксног курса уз постојање монетарне политике, не ради се о валутном одбору.

Међутим, ако се претпостави да земља за чију је валуту везан фиксни курс има ниску и стабилну инфлацију, варијанса инфлације биће већа у режиму пливајућег курса.

Анализа кредибилитета монетарне политике и режима курса полази од претпоставке да нема номиналних нити реалних шокова, али да је централна банка мотивисана да креира неочекивану (непредвиђену) инфлацију како би повећала запосленост. Поређење резултата за два режима указује на то да је инфлација нижа у режиму фиксног девизног курса и базира се на претпоставци да је страна инфлација једнака нули – што је прихватљива апроксимација када домаћа земља с традицијом високе инфлације фиксира своју валуту према валути стране нискоинфлаторне земље која је доминантни трговински партнер, тако да је инфлација у земљи која је фиксирала курс према земљи сидра такође незнатна. Поред тога, уколико су уз фиксни режим и шокови продуктивности између земље сидра и земље која је фиксирала свој курс за њену валуту перфектно корелисани, тада режим фиксног девизног курса није лошије решење (у односу на флексибилни) у присуству шокова продуктивности – што је конзистентно с теоријском литературом о оптималном валутном подручју.

Ниска стопа инфлације у режиму фиксног девизног курса рефлектује два ефекта:⁴ ефекат дисциплине који оперише кроз монетарни раст и ефекат поверења или кредибилитета који се испољава кроз инфлациона очекивања. Очекивана инфлација у режиму фиксног курса једнака је нули, док је позитивна у режиму пливајућег курса. Овај ефекат поверења огледа се у вишој тражњи за новцем у фиксном режиму, уз нижу стопу инфлације за дату стопу раста понуде новца, него у флексибилном режиму. Даље, указује се на то да је остварена производња (БДП) иста у оба режима, из чега следи да је благостање ниже у режиму пливајућег курса. Неспособност централне банке да се претходно обавезе на очување ниске инфлације у режиму пливајућег курса креира очекивања инфлације и *ex post* реализацију високе инфлације. Међутим, будући да је инфлација антиципирана, не обезбеђује се корист у облику више стопе запослености и више производње (БДП), већ то представља губитак благостања („мртвог терета“).

Међутим, у пракси није вероватно да доминира ниједан од ова два специјална случаја, што креира познати однос између користи која потиче од усвајања фиксног режима, елиминисање тзв. инфлаторне пристрасности, и губитка способности да се неутралишу реални шокови.

⁴ Ghosh, Gulde и Wolf (2002), стр. 34.

1.2. Избор и класификација режима девизног курса

Избор између фиксног и флексибилног режима зависи од карактеристика и специфичности земље, при чему се сматра да „ниједан режим не одговара свим земљама све време“.⁵ Уобичајено је да се при одлуци о режиму курса примарно посматра историја кретања инфлације. У земљама са историјом високе инфлације, фиксни курс је значајан у сламању инфлације и јачању антиинфлаторног кредибилитета централне банке. Смањење инфлације без таквог кредибилитета може резултирати значајним губитком производње (БДП). На другој страни, за земље са историјом чврсте и здраве макроекономске политике, али које су изложене знатним реалним шокovima, усвајање фиксног курса узрокује трошкове због губитка БДП. Земља са slabим резултатима у погледу инфлације и која је изложена значајним реалним шокovima мора се одлучити између изолаторских карактеристика пливајућег девизног курса и добитка у погледу кредибилитета по основу фиксног девизног курса.

Поред кредибилитета и стабилизације, при избору режима девизног курса, посебна пажња се посвећује фискалним ограничењима, финансијској рањивости и тзв. излазној стратегији.⁶ С фиксним девизним курсом и високом мобилношћу капитала, фискална политика преузима на себе целокупни терет макроекономске стабилизације. Способност фискалне политике да то учини постаје један од аргумената за избор фиксног режима. Друго ограничење која се тиче режима фиксног девизног курса, нарочито код валутног одбора или потпуне доларизације, односи се на ограничени простор централне банке у вршењу функције тзв. последњег уточишта (зајмодавца у крајњој инстанци). На крају, при избору режима треба имати у виду и тзв. излазну стратегију и шпекулативне нападе на валуту. Транзиција ка новом, оптималном режиму је прихватљива ако су добици већи од трошкова промене режима. Излаз из режима фиксног курса често није добровољан и покренут је шпекулативним нападом, који је праћен значајним губитком девизних резерви.

Суштинска разлика између појединих режима девизног курса тиче се њихове флексибилности. Избор режима који се налази између два екстрема мотивисан је настојањем да се искористе предности оба екстремна режима и истовремено умање њихови недостаци. Као основне предности фиксног курса, најчешће се истичу следеће

⁵ Frankel (1999), стр. 21.

⁶ Ghosh, Gulde и Wolf (2002), стр. 37.

карактеристике:⁷ обезбеђење номиналног сидра за монетарну политику, олакшавање међународне трговине и инвестиција, искључивање конкурентских депрецијација и избегавање спекулативних балона. Као предности флексибилног курса истичу се:⁸ могућност спровођења аутономне монетарне политике, изолаторске карактеристике у погледу реалних шокова, могућност аутоматског прилагођавања трговинским шоковима, задржавање емисионе добити, могућност да централна банка обавља функцију последњег уточишта, избегавање спекулативних напада и одсуство потребе одржавања високог нивоа девизних резерви.

За који ће се режим и политику курса земље одлучити зависи од бројних фактора. Као најрелевантнији фактори истичу се:⁹ удео трговине с доминантним партнером или малим бројем најзначајнијих партнера, историја домаће инфлације, волатилност токова капитала, симетрија екстерних шокова с другим земљама, могућност задуживања и инвестирања на међународном тржишту, флексибилност зарада и цена, као и постојећи облици регионалне кооперације и сарадње.

При избору режима курса посебно се наглашавају карактеристике земље које би требало имати у виду:¹⁰ величина земље и њена отвореност; постојање једног значајног билатералног партнера; симетрија шокова; мобилност радне снаге; контрациклични фискални трансфери; контрацикличне дознаке; политичка спремност да се земља одрекне дела монетарног суверенитета; ниво финансијске развијености и природа шокова којим је земља изложена.

Уобичајена класификација режима јесте њихово груписање у три групе.¹¹ Прву групу представљају флексибилни режими: слободно пливајући и руковођено пливајући. Другу групу представљају средишни режими: циљани интервал (зона), корпа валута, покретни паритети и прилагодљиви паритети. У овој групи аранжмана централна банка спроводи самосталну монетарну политику базирану на правилима фиксног курса. Уобичајено је да се подела између флексибилних и средишњих режима одређује на бази интервенција централне банке на девизном тржишту, јер се сматра да се интервенције користе како би се курс одржавао у дефинисаним зонама (границама) и да би се бранио одређени паритет, док се претпоставља да се код флексибилних курсева

⁷ Дато према: Frankel (2011), стр. 3-6; Cooper (1999), стр. 20-34; Ghosh, Gulde и Wolf (2002), стр. 40-41; MacDonald (2007), стр. 31-32; и Sarno и Taylor (2002), стр. 170-171.

⁸ Frankel (2011), стр. 16-19; Cooper (1999), стр. 20-34; Ghosh, Gulde и Wolf (2002), стр. 40-41; MacDonald (2007), стр. 30-31; и Sarno и Taylor (2002), стр. 170-171.

⁹ Mussa et al., (2000), стр. 14-17.

¹⁰ Ibid., стр. 23.

¹¹ Frankel (2011), стр. 1-2.

интервенције не користе с намером да се утиче на ниво и путању курса. Трећу групу представљају фиксни режими: валутни одбор, доларизација и монетарна унија. У оквиру ове групе аранжмана централна банка нема могућности да води аутономну монетарну политику. Подела и раздвајање између фиксних и средишњих режима заснива се на постојању дефинисане и јавно објављене обавезе централне банке да одржава (брани) фиксни курс.

Међународни монетарни фонд (ММФ) класификовао је до 1999. режиме у три шире групе: фиксни режими – чврсто фиксни, конвенционално фиксни и фиксни с хоризонталним коридором; прелазни режими – покретни паритет, покретни коридор и циљани интервал (зона или коридор); пливајући аранжмани – слободно пливајући и руковођено пливајући. Класификација је била базирана на званичним ставовима монетарних ауторитета и представљала је тзв. *de jure* класификацију.

Међутим, у стварности велики број режима није функционисао у складу са званично објављеним режимом. Валуте земаља које су биле званично у режиму фиксног курса биле су изложене честим девалвацијама због чега је режим више личио на флексибилан него на фиксни, испољавајући „страх од фиксирања“ (*fear of pegging*).¹² Валуте других земаља, чији је официјелни режим био флексибилан, испољавале су „страх од пливања“ (*fear of floating*) ослањајући се на употребу каматне стопе и девизних резерви за утицај на кретање девизног курса.¹³ Поред тога, разликује се и „страх од званичног објављивања фиксирања“ који се односи на земље које нису званично у режиму фиксног курса али суштински спроводе политику фиксног курса и нису спремне да ту политику озваниче и јавно објаве.¹⁴

Феномен „страха од пливања“ детаљно су анализирали *Calvo* и *Reinhart* (2002) у периоду од 1970. до 1999, те су конструисали индекс флексибилности курса за посматраних 39 земаља. На бази кретања конструисаног индекса флексибилности курса закључују да значајан број земаља са званично објављеним пливајућим или руковођено-пливајућим режимима исказују „страх од пливања“. Узроци испољеног „страха од пливања“ код значајног броја земаља у развоју су најчешће низак кредибилитет институција, рецесиони утицај депрецијације домаће валуте, висока задуженост у иностраној валути, немогућност задуживања на међународном тржишту у сопственој валути и значајан ефекат преноса курса на цене.

¹² Alesina и Wagner (2003), стр. 9-10.

¹³ Calvo и Reinhart (2002), стр. 2.

¹⁴ Alesina и Wagner (2003), стр. 9.

Друга група аутора¹⁵ анализира групу земаља која је званично класификовала свој режим курса као флексибилан и даље групишу те земље у три подгрупе: три високоразвијене земље (САД, Немачка и Јапан), остале развијене земље и земље у развоју, те на основу спроведене анализе закључују да се ове земље међусобно знатно разликују у погледу варијабилности курсева, посматрајући ниво девизних резерви којим располажу, обим у којима користе девизне резерве за интервенције и утицај на кретање курса и на који начин користе референтну каматну стопу за утицај на кретање курса. На основу спроведеног истраживања закључују да висока и значајна варијабилност девизних резерви и основне каматне стопе централне банке указује на то да се ова два инструмента користе ради усмеравања кретања девизног курса, што је у принципу карактеристика монетарне политике у фиксном режиму. Такође, аутори указују на то да у три високо развијене земље (САД, Немачка, Јапан) курсеви валута значајно флукутирају, уз забележен релативно мали обим девизних резерви, и да овакво кретање курсева у принципу највише одговара режиму слободног пливања. Трећа подгрупа земаља, у коју спадају мање развијене земље има у основи различите карактеристике у односу на најразвијеније земље, мале осцилације курса уз забележен релативно висок ниво девизних резерви, док се преостале развијеније земље налазе између ове две подгрупе земаља. Закључују да се инструментима монетарне политике ограничавају флукуације курса у земљама у развоју које имају изражену валутну неусклађеност у билансима стања и код којих постоји значајан ефекат преноса курса на цене.¹⁶

Спроведена истраживања указују на то да су низак кредибилитет економске политике и економског управљања, уз присутан низак кредибилитет институција основни разлог зашто земље исказују „страх од фиксирања“ и зашто се не придржавају званично објављених и прокламованих фиксних режима.¹⁷ Наиме, слабе економске институције најчешће су повезане са slabим економским управљањем, а економска нестабилност је некомпатибилна с монетарном стабилношћу и фиксним девизним курсом. Поред тога, истраживање спроведено од стране *Alesina* и *Wagner* (2003) указује на то да неке од земаља с добрим и кредибилним институцијама показују „страх од пливања“ зато што ове земље страхују да ће тржишни учесници варијације курса (нарочито депрецијације) схватити као показатељ слабог економског управљања, због

¹⁵ Hausmann et al. (2000)

¹⁶ Ibid., стр. 20.

¹⁷ Alesina и Wagner (2003), стр. 17.

чега више значаја дају стабилности девизног курса него што произлази из званично објављеног режима курса.

Након валутних криза осамдесетих и деведесетих година, у стручним расправама постала је актуелна тзв. биполарна хипотеза девизних режима, према којој ће се у будућности земље кретати из групе средишњих режима ка фиксном или пливајућем режиму.¹⁸ Биполарна хипотеза полази од премисе да средишњи режими курса нису одрживи у условима високе мобилности капитала и отворености капиталног рачуна, тако да је суштински избор ограничен на избор између фиксног и флексибилног режима. У таквим условима, биполарна хипотеза предвиђа да ће се све земље из групе средишњих режима кретати или ка потпуно фиксном или ка пливајућем режиму. Истраживање које је спровео *Fischer* (2001) потврдило је кретање курсева из средишње групе ка фиксном и флексибилном режиму, будући да је пронашао да се од 1991. до 1999. смањило учешће средишњих режима са 64% на 32%, док се истовремено повећало учешће флексибилних са 23% на 42% и фиксних са 16% на 24%.¹⁹ Међутим, своју популарност биполарна хипотеза губи након избијања кризе у Аргентини 2001., која је била у режиму валутног одбора, тако да и данас многе земље примењују средишње режиге, супротно биполарној хипотези.²⁰

Услед уочене потребе анализе утицаја појединих режима на макроекономске перформансе и ради тестирања валидности биполарне хипотезе, извршене су *de facto* класификације режима, како би се отклонили недостаци званичних (*de jure*) класификација. ММФ од 1999. примењује класификацију према растућем степену флексибилности која је позната као *de facto* класификација режима: девизни аранжмани без националног монетарног суверенитета, валутни одбор, конвенционални аранжмани фиксних паритета, паритет девизног курса с хоризонталним коридором, покретни паритет, покретни коридор, управљано флукутирајући курс и независно пливање (флукутирање).²¹

Reinhart и *Rogoff* (2002, 2004) извршили су ревизију званичне класификације режима и конструисали су сопствену „природну“ класификацију у пет режима: фиксни, ограничена флексибилност, руковођено пливање, слободно пливање и слободно падање. Анализа се односи на 153 земље у периоду 1946-2001. У оквиру ових пет категорија, они налазе да је од 1970. до 1999, само око половине режима било

¹⁸ Eichengreen (1994), Fischer (2001) и Frankel at al. (2000)

¹⁹ Fischer (2001), стр. 5.

²⁰ Frankel (2011), стр. 2.

²¹ <https://www.imf.org/external/np/mfd/er/2006/eng/0706.htm>

класификовано у исту категорију, и „природну“ и званичну класификацију. Поред тога, закључују да је 45% од званично фиксних (средишњих) режима заправо имало карактеристике флексибилног режима, а да 53% земаља које се званично изјашњавају да спроводе флексибилан режим заправо припада групи фиксних (средишњих) режима.²²

1.3. Емпиријски резултати

1.3.1. Утицај различитих режима на макроекономске перформансе

Економска теорија сугерише да би различити режими девизног курса требало да имају различите карактеристике у погледу апсорпција шокова и да би услед тога требало да буду повезани с разликама у волатилности макроекономских варијабли. Такође, економска теорија сугерише да у дугом року номиналне варијабле не би требало да утичу на кретање реалних варијабли. У настојању да се одговори на нека од ових питања, спроведена су бројна емпиријска истраживања која анализирају утицај режима курса на макроекономске перформансе и валидност биполарне хипотезе.

Различите студије дају различите оцене ефекта режима курса на економске перформансе привреде. Иако анализе нуде различите и често контрадикторне налазе за исти аспект посматрања, оно око чега постоји сагласност јесте позитиван утицај фиксног режима на стабилност цена, која има готово општу емпиријску потврду. Међутим, разлике су нарочито изражене у резултатима о утицају режима на привредни раст.

Општи закључак извршених анализа утицаја режима курса на инфлацију јесте тај да је фиксни режим повезан с нижом стопом инфлације. *Ghoch, Gulde* и *Wolf* (2002) пронашли су на основу *de jure* класификације у периоду 1970-1999. за 150 земаља да је просечна годишња инфлација 13,3% у фиксном режиму, 22% у средишњем режиму и 24,3% у флексибилном режиму. Користећи сопствену класификацију режима, добили су резултате који су још убедљивији - просечна годишња инфлација је 9,4% у фиксном режиму, 30,2% у средишњем режиму и 58,8% у флексибилном режиму.²³

У оквиру групе земаља с фиксним курсом закључују да:²⁴ а) фиксни режими који су се често прилагођавали централном паритету за другу валуту или корпу валута имају вишу стопу инфлације од режима с мање фреквентним прилагођавањем; б) фиксирање

²² Reinhart и Rogoff (2002, 2004), стр. 40.

²³ Ghoch, Gulde и Wolf (2002), стр. 63.

²⁴ Ibid., стр. 62.

курса за једну валуту даје нижу инфлацију од осталих фиксних аранжмана и в) што је чвршћи режим фиксног курса (валутни одбор), нижа је стопа инфлације.

Анализирају утицај режима на инфлацију, укључивши и ниво развијености анализираних земаља, те даље деле све земље у три групе, земље с високим, средњим и ниским дохотком. Они налазе да је фиксни режим повезан с нижом инфлацијом за земље рангиране у групу средњег и ниског дохотка. Међутим, за земље с високим дохотком, пливајући режим је повезан с нижом инфлацијом.²⁵

Сличне резултате о утицају режима на инфлацију нашли су и *Rogoff et al.* (2003). Они су све земље поделили у три групе: земље у развоју, тржишта у настајању и развијене земље, те су пронашли да инфлација расте с повећањем флексибилности девизног курса у земљама у развоју. Такође, пронашли су да за растућа тржишта не постоји значајна веза између инфлације и степена флексибилности девизног курса. За развијене земље нашли су да се инфлација смањује с повећањем флексибилности девизног курса. Овај налаз доводе у везу с јаким институцијама, укључујући и независну и кредибилну централну банку. На крају закључују да се очекује да ће се у земљама у развоју, с даљим напретком привреде и јачањем кредибилитета и институција, повећати флексибилност девизног курса.²⁶

Разлике у резултатима студија су нарочито изражене што се тичу односа између режима девизног курса и привредног раста. Ранија истраживања заснивала су се на анализи варијансе номиналног и реалног девизног курса, а једно од најцитиранијих истраживања²⁷ закључује да период после 1973. године карактерише много већа волатилност реалног девизног курса него у бретонвудској ери. Слични су налази и других студија²⁸ које додатно истражују и волатилност других макроекономских варијабли у наведеним режимима и закључују²⁹ да, поред веће волатилности реалног девизног курса у режиму руковођеног флукутирања, не налазе доказе за систематске разлике у понашању других макроекономских агрегата (потрошње и индустријске производње) у два режима, јер се понашање реалних агрегата не мења услед различитих режима, док су промене у варијабилитету девизног курса и варијабилитету реалне трговине независне једна од друге.

²⁵ Ghosh, Gulde и Wolf (2002), стр. 67.

²⁶ Rogoff et al. (2003), стр. 48.

²⁷ Mussa (1986), стр. 201-203.

²⁸ Baxter и Stockman (1988)

²⁹ Ibid., стр. 28-29.

Налази ових студија да се волатилност основних макроекономских варијабли не мења у зависности од режима девизног курса, а да се релативна цена – реални девизни курс – мења, креирали су тзв. *Mussa* загонетку,³⁰ која се састоји у томе да се реални девизни курс различито понаша у различитим режимима девизног курса.

Новија истраживања о утицају различитих режима на макроекономске перформансе, осим званичних класификација, користе и нове класификације, креиране од стране аутора, које имају за циљ да се тачније оцени стварни режим курса. Док раније анализе углавном пореде разлике између бретонвудског периода фиксног, али прилагодљивог режима и руковођено пливајућег режима, новије анализе анализирају карактеристике различитих режима који су се појавили после бретонвудског периода.

Спроведене анализе не пружају јасне доказе да неки одређени режим значајно повећава привредни раст. На једној страни су истраживања³¹ која полазе од сопствених класификација и налазе да средишњи режими носе са собом бржи привредни раст од осталих режима. На другој страни, нека истраживања дају другачије резултате, тако да поједина истраживања,³² која полазе од својих класификација налазе да пливајући режим даје највише стопе привредног раста и да у земљама у развоју фиксни режим носи са собом ниже стопе раста и већу варијабилност производа, док друго истраживање³³ користећи своју класификацију, налази да је привредни раст већи у фиксном режиму него у флексибилном режиму.

На основу сопственог, природног кодирања режима и класификације коју је дао ММФ, *Reinhart* и *Rogoff* (2004) поредили су макроекономске перформансе како би проверили важност одговарајуће класификације при оцени ефеката различитих режима. Добијени резултати (Табела 1.1) указују на то да фиксни режими не дају боље резултате у погледу инфлације и стопе привредног раста од групе флексибилних режима, нарочито ако се пореди „природна“ класификација. Међутим, оно што је индикативно јесте већи удео извоза и увоза код земаља с фиксним режимима него код земаља с флукутирајућим режимом, што је и узрок, али и последица избора фиксног режима и везивања за земљу која је главни трговински партнер.

³⁰ тзв. *Mussa* загонетка названа по аутору рада из чије анализе је признао наведени закључак о различитом понашању реалног девизног курса у различитим режимима курса. *Mussa* (1986)

³¹ *Reinhart* и *Rogoff* (2004), *Rogoff et al.* (2003) и *Ghoch, Gulde* и *Wolf* (2002)

³² *Levy-Yeyati* и *Sturzenegger* (2003), стр. 1187.

³³ *De Grauwe* и *Schnabl* (2004), стр. 16.

Табела 1.1: Да ли је битна класификација?
Раст, инфлација и трговина кроз различите режиме: 1970-2001.

Класификациона шема	Фиксни	Ограничена флексибилнос	Руковођено пливајући	Слободно пливајући	Слободно падајући
		Просечна годишња стопа инфлације			
ММФ	38,8	5,3	74,8	173,9	н.а.
Природна	15,9	10,1	16,5	9,4	443,3
		Просечни реални раст БДП, рег сарита			
ММФ	1,4	2,2	1,9	0,5	н.а.
Природна	1,9	2,4	1,6	2,3	-2,5
		Извоз полус увоз као проценат БДП			
ММФ	69,9	81,0	65,8	60,6	н.а.
Природна	78,7	80,3	61,2	44,9	57,1

Извор: Reinhart и Rogoff (2004), *стр.* 36.

Рађене су и анализе утицаја валутног одбора на привредни раст. Нека истраживања³⁴ налазе да земље у систему валутног одбора имају више стопе раста у поређењу с другим режимима. С друге стране, истраживања³⁵ која пореде групу формално доларизованих земаља с контролном групом земаља, која укључује све друге режиме, налазе да формално доларизоване земље имају ниже стопе раста. Ови резултати су међусобно несагласни, будући да су и систем валутног одбора и формална доларизација у категорији чврсто фиксног режима.

Спроведене емпиријске анализе потврђују теоријски став да је фиксни режим повезан с већом волатилношћу привредне активности (БДП). Edwards (2001 и 2001a) налази да је волатилност производа најизраженија код доларизоване привреде. Наиме, у режиму фиксног курса, било која варијација која се не може рефлектовати у релативним ценама одражава се на реалну економију. Levy-Yeyati и Sturzenegger (2003) налазе да је стандардна девијација стопе раста у петогодишњим периоду 4,3% у фиксном, 4% у средишњем и 3,4% у флексибилном режиму. Rogoff et al. (2003) налазе да фиксни режими остварују другу по величини волатилност (после слободно-падајућих режима), док слободно пливајући режими имају најмању волатилност привредне активности. Овим налазом заправо се потврђује теоријски став да флексибилни режими успешније амортизују шокове.

Анализа тзв. биполарне хипотезе покушава да одговори на питање да ли се смањује број земаља у средњим режимима, а повећава број у фиксном и слободно пливајућем режиму. Резултати до којих се дошло су различити. На једној страни се налази³⁶ да удео средишњих режима опада са 84% из 1975. на 50% у 1999. години. Удео слободно

³⁴ Ghoch, Gulde и Wolf (2002)

³⁵ Edwards (2001 и 2001a), Edwards и Magendzo (2004)

³⁶ Ghoch, Gulde и Wolf (2002)

пливајућих расте са 5% на 27%, док удео чврстог фиксног режима расте са 12% на 23%. Међутим, на другој страни је истраживање³⁷ које не налази потврду биполарне хипотезе, будући да је утврђено да у периоду од 1974. до 1998. удео средишњих режима расте са 20% на 45%, док удео чврстих режима опада са 75% на 40%, а удео слободно пливајућих расте са 5% на око 15%. Удео средишњих режима остао је око једне половине између средине седамдесетих и 2000. године.

1.3.2. Фиксни курс и монетарна аутономија

Избор режима је од фундаменталног значаја за макроекономску политику, нарочито за мале и отворене привреде. Одлука о томе да ли фиксирати или не фиксирати девизни курс детерминише избор монетарне политике и способност да се одржава отворено тржиште капитала, или обоје. Међутим, економисти нису сагласни у погледу импликација фиксног режима. Новија истраживања су различита у погледу одговара на питање да ли било која привреда изван групе од четири или пет највећих привреда има монетарну слободу. Уколико нема, онда фиксирање девизног курса не производи губитак монетарне флексибилности, с обзиром на то да већина земаља ионако нема монетарну слободу, иако су у режиму флукутирајућег девизног курса.

Shambaugh (2004) истражује ефекте фиксног девизног курса на монетарну политику. Овај рад узима краткорочну каматну стопу као меру монетарне политике и претпоставља да се аутономија мери кретањима у овој стопи. Затим се анализира ефекат фиксног девизног курса на монетарну политику, установљавањем простора у којем каматна стопа у земљи која је фиксирала курс следи каматну стопу земље сидра, и истражује да ли је ово различито за земље без фиксног девизног курса.

Овај рад тестира базичну претпоставку међународне макроекономије, познату као трилему отворене економије, да земља не може имати истовремено и фиксни курс, и аутономну монетарну политику, и слободне токове капитала. У земљи са отвореним капиталним рачуном и кредибилним фиксним курсом, каматна стопа мора бити једнака каматној стопи земље сидра, евентуално увећаној за разлику у премији ризика. Уколико постоји одступање, инвестициони фондови захтевају виши принос и приморавају монетарну власт на промене у каматној стопи све док се поново не успостави паритет. Према томе, земља која је фиксирала курс не може користити аутономно монетарну политику за остваривање домаћих циљева (на пример, подстицање кредитне активности и привредног раста). Када девизни курс није фиксан, или када је капитални

³⁷ Rogoff et al. (2003), стр. 18-24.

рачун затворен, могуће је аутономно подешавање каматне стопе у зависности од домаћих околности.

С друге стране, могуће је да тржиште капитала буде веома интегрисано у међународне токове капитала, тако да и земља без фиксног курса буде суочена с недостатком монетарне аутономије. Овај сценарио може се јавити уколико било која политика каматне стопе која не следи каматну стопу земље сидра генерише флукуације девизног курса ван опсега који је већина земаља спремна да толерише. У овом случају нема трилеме, постоји заправо дилема отворене привреде - избор да ли имати монетарну аутономију или отворено тржиште капитала.³⁸ Будући да је већина земаља либерализовала капиталне токове, или је у процесу либерализације, ово би могло да значи да само неколицина земаља у данашњем свету има монетарну слободу. У овом сценарију, све земље би требало да искажу чврсту везу с релевантном базном економијом – земљом сидром, и не би требало да буде разлике између земаља с фиксним или с флексибилним курсом.

Спроведено истраживање налази значајне емпиријске доказе да земље с фиксним курсом у стварности следе промене у каматној стопи земље сидра, као и да постоји значајна разлика између земаља с фиксним курсом и земаља без фиксног курса, сугеришући да постоји тзв. однос између избора фиксног курса и аутономне монетарне политике.³⁹

Анализа је извршена на узорку од преко 100 развијених и земаља у развоју, за период од 1973. до 2000, на основу сопственог система кодирања режима који је усмерен на волатилност курса и поделу на земље с фиксним и нефиксним девизним курсом. Ова двостепена класификација разликује се од класификације са статусом режима у извештају ММФ-а за само 12% анализираних временског периода. Овај рад не оповргава доказе о постојању „страха од пливања“ али налази да земље које дозвољавају курсу да у одређеном опсегу флукуира имају већу монетарну аутономију од земаља с фиксним курсом.

Након установљавања која земља има фиксни курс и за чију валуту је везана, истражује се кретање каматне стопе за земље с фиксним курсом и пореди с кретањем каматних стопа земаља које немају фиксни курс. Спроведено истраживање⁴⁰ налази доказе да земље с фиксним девизним курсом у пракси следе каматну стопу базне земље

³⁸ Shambaugh (2004)

³⁹ Ibid., стр. 33.

⁴⁰ Ibid., стр. 34.

много ближе него земље с флексибилним девизним курсом. Даље, налази се да земље с фиксним курсом више реагују на промену каматне стопе у земљи сидру од земаља које немају фиксни курс. Резултати показују да је еластичност у земљама с фиксним курсом око 0,5, а у земљама без фиксног курса око 0,3 и закључује да земље без фиксног курса имају знатно више простора за аутономију монетарне политике од земаља с фиксним курсом.

Анализа токова капитала указује на то да фиксни режим, уз отворен капитални рачун, повећава брзину реакције на промене каматне стопе у земљи сидра. Теорија предвиђа да би требало да постоји дугорочна веза између каматне стопе земље с фиксним курсом и каматне стопе земље сидра. Истраживањем⁴¹ ове релације налази се да је веза статистички значајна и да постоји много брже прилагођавање за земље с фиксним курсом и слободним кретањем капитала. Такође, налази се да земље с флексибилним режимом у дугом року прате промене каматне стопе земље сидра, али да у кратком року имају много више слободе од земаља с фиксним курсом, што имплицира и закључак да трилема отворене привреде и даље постоји. Земља не може имати фиксни курс, слободно кретање капитала и аутономну монетарну политику. Земље с флексибилним курсом, у извесном степену, повезане су с базном земљом – земљом сидром, али не у тој и толикој мери као земље с фиксним курсом, тако да имају много више простора за аутономну монетарну политику од земаља с фиксним курсом које су своју аутономију уступиле земљи сидру.

2. Међународни услови паритета

Теорије одређивања девизног курса могу се поделити у три групе: моделе парцијалне равнотеже, моделе опште равнотеже (и неравнотеже) и хибридне моделе. Модели парцијалне равнотеже укључују апсолутну и релативну верзију паритета куповних моћи, покривени паритет каматних стопа, непокривени паритет каматних стопа и међународни *Fisher*-ов паритет.

2.1. Паритет куповне моћи

Постоје две верзије паритета куповне моћи (ПКМ) - апсолутна и релативна верзија.⁴² Апсолутни ПКМ базира се на тзв. закону једне цене. Аналитички оквир обухвата две земље у коме обе земље производе истоветне производе за размену. Механизам који

⁴¹ Shambaugh (2004), стр. 34.

⁴² MacDonald (2007), стр. 40.

обезбеђује функционисање закона једне цене јесте трговинска арбитража. У одсуству било којих препрека за међународну трговину, као што су транспортни трошкови, царине и тарифе, закон једне цене подразумева да се истоветна добра продају по истој цени у домаћој и страниј земљи, када се цена изрази у истој валути:

$$P_t^j = S_t P_t^{j*} \quad (2.1)$$

где је P^j цена истоветног добра j у земљи и иностранству j^* , S је номинални девизни курс (у домаћем новцу изражена цена јединице страног новца), а $*$ означава страну земљу, док је t ознака за време. Арбитража је механизам који обезбеђује одржавање апсолутног ПКМ, услед чега се апсолутни ПКМ посматра као дугорочна релација, након комплетирања процес арбитраже.

Уколико се претпостави да су пондери за појединачне производе у индексу општег нивоа цена у две земље идентични,⁴³ након логаритмовања горње једначине курс се може изразити као разлика општег нивоа цена у две земље:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (2.2)$$

Алтернативни начин посматрања услова апсолутног ПКМ је преко реалног девизног курса, Q ,

$$Q_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t} = 1 \quad (2.3)$$

Уколико је задовољен апсолутни ПКМ, реални девизни курс требало би да буде једнак јединици. Уколико је реални девизни курс већи од 1, домаћа валута је потцењена, односно уколико је реални девизни курс мањи од 1, домаћа валута је прецењена. Алтернативно, изражено у логаритму, реални девизни курс требало би да буде једнак нули:

$$q_t = s_t - p_t + p_t^* = 0 \quad (2.4)$$

Релативни ПКМ је дефинисан на основу релације између промена у девизним курсевима и промена у општим нивоима цена у две посматране земље. Према релативној верзији ПКМ, проценат промене девизног курса једнак је разлици у стопи инфлације (промени општег нивоа цена) између две земље. Релативни ПКМ успоставља путању за промене девизног курса, које су последица разлика у стопи инфлације између две земље. Уколико је задовољен релативни ПКМ, промена девизног курса рефлектује релативне добитке куповне моћи једне од две валуте и релативне губитке куповне моћи друге валуте. Релативни ПКМ може се изразити на следећи начин:

⁴³ То значи да је структура потрошње у обе земље идентична.

$$\Delta s_t = \Delta p_t - \Delta p_t^* \quad (2.5)$$

где Δ означава континуелну стопу раста. Релативни ПКМ указује на то да ће земље с релативно вишом инфлацијом за последицу имати депрецијацију валуте, која ће бити једнака разлици у инфлацији између две земље.

Могуће је да апсолутни ПКМ није испуњен у сваком тренутку, али да је релативни ПКМ задовољен све време. Један од разлога усвајања релативног ПКМ јесте тешкоћа, ако не и немогућност емпиријског верификовања и тестирања апсолутног ПКМ. Потврда релативног ПКМ не значи нужно да две валуте имају праве куповне моћи при датом девизном курсу, апсолутни паритет може али и не мора бити испуњен.⁴⁴

Обе верзије ПКМ сматрају се дугорочном теоријом равнотежног девизног курса, у смислу да су у кратком року могуће девијације од ПКМ, али да се активирају снаге које гурају (враћају) курс ка његовом ПКМ у дугом року. ПКМ може, али не мора увек бити задовољен. Разлози за одступање од ПКМ интензивно се истражују с развојем међународне трговине и интеграцијом светске економске активности. Међу факторима који се у литератури⁴⁵ наводе као узрочници одступања ПКМ јесу: царинске и нецаринске баријере, транспортни трошкови, трговински поремећаји, релативне цене неразмљивих добара и услуга, тзв. *Balassa-Samuelson*-ов ефекат и различите методологије које се примењују код формирања индекса цена.

Ограничења апсолутног ПКМ произлазе из претпоставки на којима се заснива читав концепт.⁴⁶ Прва претпоставка односи се на идентичност робе која се производи између земаља (тзв. перфектна супституција добара). Друга претпоставка односи се на значај (пондер) који се додељује појединим добрима при израчунавању нивоа цена између земаља, будући да се подразумева иста структура потрошње. Трећа претпоставка се односи на одсуство трансакционих трошкова у трговинској арбитражи између земаља, односно да су царине и друге дажбине укључене у трансакционе трошкове. Четврто, претпоставка да су сва добра која су укључена у конструкцију општег нивоа цена намењена трговини (размени), па се занемарује постојање неразмљивих добара.

У литератури се дуго расправља о томе да ли је укључивање неразмљивих добара у меру нивоа цена прикладно за тестирање хипотезе ПКМ. Једну групу представљају они аутори који заступају хипотезу апсолутног ПКМ и користе само размењива добра за конструкцију ПКМ, и у ову групу спадају *Pigou*, *Angell* и *Viner*, док другу групу

⁴⁴ Wang (2009), стр. 39.

⁴⁵ Ibid., стр. 40-42.

⁴⁶ MacDonald (2007), стр. 41-42.

представљају аутори који сматрају да при конструкцији ПКМ треба узети у обзир шири опсег добара, укључујући и неразменљива добра, и у ову групу спадају *Cassel* и *Hawtreu*.⁴⁷ Они који заступају израчунавање ПКМ искључиво на основу цена разменљивих добара наглашавају улогу трговинске арбитраже. Друга група аутора, која заступа став да при конструкцији ПКМ треба укључити шири спектар добара, и разменљива и неразменљива добра, у основи свој став заснива на имовинском приступу детерминисања девизног курса.⁴⁸

Заступници теорије ПКМ слажу се са ставом да је ПКМ ниво ка коме девизни курс тежи да се врати (гравитира), али да у извесном временском периоду девизни курс може да одступа од тог нивоа услед фактора као што су интервенције на девизном тржишту или постојање разлике у каматним стопама. Један од начина на који се ова идеја обухвата јесте став да уместо да дугорочни реални девизни курс буде једнак нули, као у једначини (2.4), он би требало да тежи да се врати ка средњој вредности :

$$q_t = \rho q_{t-1} + \beta + \varepsilon_t, 0 < \rho < 1 \quad (2.6)$$

где је ρ параметар који одређује враћање ка средњој вредности, ε_t је случајна грешка, а β је константа. У настојању да се одговори на питање колико се брзо курс враћа ка својој дугорочној вредности која је конзистентна с ПКМ развијен је тзв. концепт полуживота (*eng. half life*), који покушава да одговори на питање колико је времена потребно да нестане (ишчезне) половина одступања од ПКМ. Израз за период „полуживота“ дат је као:

$$hl = \frac{\ln(0,5)}{\ln(\rho)} \quad (2.7)$$

У традиционалној форми ПКМ, неутралност новца сугерише да би hl требало да буде око једне године, што имплицира вредност за ρ од 0,5.⁴⁹ Међутим, истраживања показују да је hl много већи од једне године. На пример, за послебретонвудски период испоставило се да се код истраживања на индивидуалној основи ρ не разликује статистички значајно од јединице, а како је логаритам од 1 једнак нули следи да је „полуживот“ бесконачан и да се не враћа никада у равнотежу. Међутим, за податке у бретонвудском периоду, или када се користи панел података, испоставило се да враћање ка средњој вредности и период „полуживота“ износи од три до пет година.⁵⁰

⁴⁷ MacDonald (2007), стр. 43.

⁴⁸ Ibid., стр. 43.

⁴⁹ Ibid., стр. 44.

⁵⁰ Ibid., стр. 45.

Како наглашава *MacDonald*,⁵¹ *Rogoff* је овај феномен - брзину враћања ка средњој вредности, комбинујући је с великом волатилношћу реалног девизног курса, назвао загонетком ПКМ.

Док традиционална хипотеза ПКМ предвиђа да се реални девизни курс враћа ка средњој вредности, алтернативна верзија ПКМ, која је популарна у финансијској литератури и означена као ефикасно тржиште ПКМ,⁵² сугерише да би реални девизни курс требало да следи процес случајног хода (*енг. random walk*) и да нема својство враћања ка средини. Супротно традиционалном ПКМ, приступ ефикасном тржишту ПКМ заснива се на арбитражи капиталног рачуна, а не на арбитражи у трговинском рачуну. Арбитража капиталног рачуна обухваћена је претпоставком да постоји перфектна мобилност капитала, која је изражена паритетом непокривених каматних стопа. Израз који описује случајан ход јесте:

$$q_t = q_{t-1} + \alpha + \varphi_{t+k} \quad (2.8)$$

где је α израз занешења (*енг. drift*). Овај израз је сличан изразу традиционалног ПКМ. Међутим, важна разлика јесте та да концепт ефикасног тржишта ПКМ подразумева да реални девизни курс нема особину враћања ка средњој вредности, односно да шокови на реални девизни курс имају перманентни утицај. Овај поглед се не прихвата у целини због његове неатрактивне импликације на текући рачун биланса плаћања,⁵³ јер би то значило да се због одсуства враћања курса ка средњој вредности никада не успоставља равнотежа у текућем рачуну платног биланса.

2.2. Паритет покривених каматних стопа

Паритет покривених каматних стопа обухвата релацију између каматних стопа у две земље, с једне стране, и спот и форвард девизног курса, с друге стране. Према паритету покривених каматних стопа форвард премија, која представља разлику између будућег (форвард) и текућег (спот) курса, мора бити једна разлици између каматних стопа у две земље, у супротном би постојала могућност за профитабилну арбитражу. Паритет покривених каматних стопа може се изразити као:⁵⁴

$$\frac{F_{0,1}}{S_0} = \frac{1+i}{1+i^*} \quad (2.9)$$

⁵¹ Ibid., стр. 45.

⁵² Ibid., стр. 47 и упућује на рад Roll (1979)

⁵³ Ibid., стр. 47.

⁵⁴ Wang (2009), стр. 50.

где је F будући (форвард) курс, S текући (спот), i домаћа каматна стопа и i^* страна каматна стопа. Или алтернативно, изражено логаритамски:

$$f_{0,1} - s_0 = i - i^* \quad (2.10)$$

тако да је форвард премија, односно разлика између будућег и текућег курса, дата следећим изразом $p_{0,1} = f_{0,1} - s_0$, где $p_{0,1}$ представља форвард премију (дисконт), проценат за који будући (форвард) девизни курс превазилази (или пада испод) текућег (спот) девизног курса. Из чега следи:

$$p_{0,1} = i - i^* \quad (2.11)$$

Покривени паритет каматних стопа указује на то да домаћа каматна стопа (i) мора бити већа од стране каматне стопе (i^*) за износ који је једнак форвард премији на домаћу валуту. Према паритету покривених каматних стопа, ако је курс фиксан, каматне стопе у две земље треба да буду једнаке. Дакле, мала земља с фиксним девизним курсом не може спроводити аутономну монетарну политику.

2.3. Паритет непокривених каматних стопа

Паритет непокривених каматних стопа успоставља релацију између очекиване промене у спот девизном курсу и каматном диференцијалу између две земље. Према паритету непокривених каматних стопа, очекивана промена у спот девизном курсу једнака је каматном диференцијалу између две земље. Не постоји профитабилна могућност за арбитражу уколико је:

$$F_{0,1} = E_0\{S_1\} \quad (2.12)$$

где су $E_0\{S_1\}$ очекивања, формирана у времену 0 , будућег спот девизног курса у времену 1 . Према паритету непокривених каматних стопа мора да буде задовољена следећа релација:

$$\frac{E_0\{S_1\}}{s_0} = \frac{1+i}{1+i^*} \quad (2.13)$$

Паритет непокривених каматних стопа подразумева да је будући (форвард) девизни курс непристрасан предиктор будућег спот девизног курса. Логаритамски изражена, горња једначина има следећу форму:

$$E_0\{S_1\} - s_0 = i - i^* \quad (2.14)$$

Иако је овај израз апроксимација, он описује релацију која је усвојена као паритет непокривених каматних стопа, сугеришући да би очекиване промене у спот девизном

курсу требало да буду једнаке диференцијалу каматних стопа.⁵⁵ Међутим, за разлику од паритета покривених каматних стопа, паритет непокривених каматних стопа није праћен форвард уговором, па очекивања о будућем спот курсу ни на који начин нису гарантована, односно паритет покривених каматних стопа је неризичан (арбитражни), а паритет непокривених каматних стопа је ризичан.

2.4. Међународни *Fisher*-ов паритет

Fisher-ов ефекат у једној привреди односи се на релацију између реалне каматне стопе, номиналне каматне стопе и инфлације. Математички израз те релације је следећи:

$$i \approx r + E\{\pi\} \quad (2.15)$$

где је r реална каматна стопа, i номинална каматна стопа, а очекивана стопа инфлације $E\{\pi\}$ у одређеном периоду. Ова једначина је математички израз *Fisher*-евог ефекта, који тврди да је номинална каматна стопа једнака суми реалне каматне стопе и очекиване инфлације у одређеном периоду. Ово је, наиме, апроксимација ефекта очекиване инфлације на номиналну каматну стопу, уз дату реалну каматну стопу. Грешка у апроксимацији је мања уколико су реална каматна стопа и инфлација мање. *Fisher*-ов ефекат сугерише да ће промене у номиналној каматној стопи рефлектовати ревидирана инфлациона очекивања, као и да ће ревидирана инфлациона очекивања имати утицај на ниво номиналне каматне стопе.

Примена *Fisher*-овог ефекта на две земље даје тзв. међународни *Fisher*-ов паритет,⁵⁶ који обухвата комбинацију *Fisher*-овог ефекта у две земље са очекивањима у погледу девизног курса и ПКМ, при чему се претпоставља да је реална каматна стопа иста у обе земље ($r = r^*$).

Fisher-ов ефекат за две земље полази од следећих једнакости:

$$i \approx r + E\{\pi\} \text{ и } i^* \approx r + E\{\pi^*\} \quad (2.16)$$

и уз варијанту ПКМ која обухвата очекивања девизног курса добија се:

$$E\{\Delta s_t\} = E\{\pi\} - E\{\pi^*\} \quad (2.17)$$

где је Δs_t проценат промене девизног курса током одређеног периода, при чему је исти посматрани период и за стопу инфлације. Комбиновањем једначина (2.16) и (2.17)

⁵⁵ Wang (2009), стр. 57-58.

⁵⁶ Ibid., стр. 60.

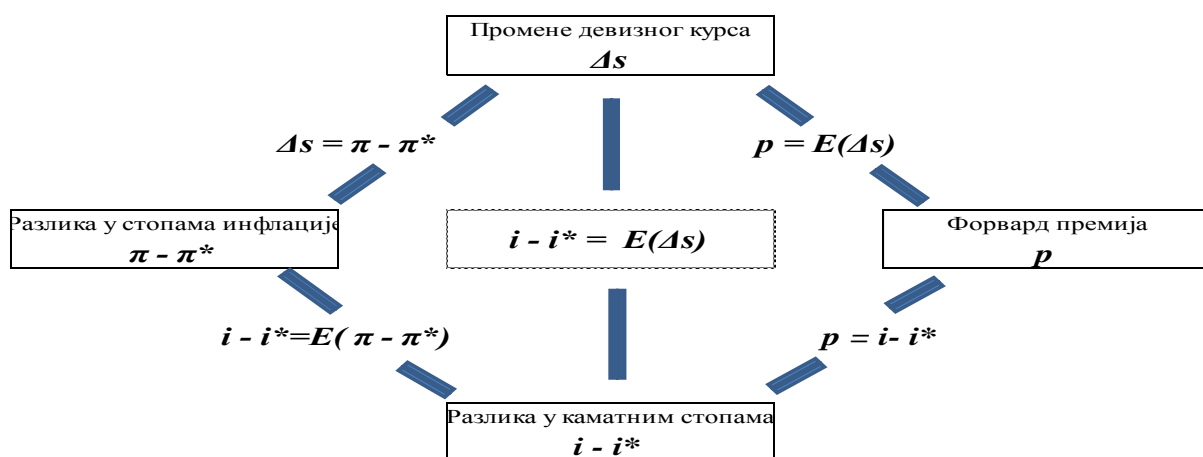
добија се израз за међународни *Fisher*-ов паритет, из кога следи да, ако су реалне каматне стопе у две земље исте, он се своди на непокривени паритет каматних стопа:

$$E\{\Delta s_t\} = i - i^* \quad (2.18)$$

Међународни *Fisher*-ов ефекат указује на то да би очекиване промене девизног курса требало да буду једнаке разлици у каматним стопама између две земље, што произлази и из паритета непокривених каматних стопа али под различитим условима. Међународни *Fisher*-ов паритет је усмерен на очекивану инфлацију и изведен је анализом ефеката очекиване инфлације и ефеката разлике у инфлацијама између две земље на промене девизног курса. Очекивана инфлација је канал који узрокује промене номиналне каматне стопе, разлика у очекиваним инфлацијама у две земље јесте канал који резултира разликама у каматним стопама између две земље, које даље доводе до променама у ПКМ и прилагођавању очекивања за девизни курс.

Следећи Wang-а,⁵⁷ приказујемо везу између различитих паритета и интеракцију између различитих фактора.

Слика 2.1: Веза између паритета и релације између фактора



Извор: Wang (2009), стр. 61, уз ауторово прилагођавање нотација значењу у тексту.

Горња десна грана илуструје хипотезу да је форвард девизни курс непристрасан предиктор будућег спот девизног курса, у форми да су очекиване промене у спот девизном курсу у одређеном периоду једнаке форвард премији у истом периоду за две посматране валуте. Ако се комбинује горња десна и доња десна грана на Слици 2.1, веза између очекиване промене у спот девизном курсу и разлици између каматних стопа изведена је као паритет непокривених каматних стопа, који подразумева да су очекиване промене у спот девизном курсу у одређеном периоду једнаке разлици у каматним стопама између две земље у истом периоду. У средини слике је директна веза

⁵⁷ Wang (2009), стр. 61.

између очекиваних промена спот девизног курса и разлике у каматним стопама, што је међународни *Fisher*-ов паритет на левој грани, и непокривени паритет каматних стопа на десној страни слике.

2.5. Емпиријски резултати

2.5.1. Паритет куповне моћи

Велики број истраживања анализира валидност ПКМ. Ове студије карактеришу различити периоди посматрања, различите валуте, различите спецификације и различити методи оцене, док су резултати и налази емпиријских истраживања различити. Детаљан преглед, са спецификацијама модела, коришћеним техникама и резултатима спроведених анализа приказали су *MacDonald* (2007), *Sarno* и *Taylor* (2002), *Wang* (2009).

Истраживања спроведена седамдесетих година за метод тестирања валидности ПКМ обухватала су стандардну/класичну регресиону анализу. *Frenkel* (1978) је истраживао на основу месечних података о курсевима између долара, фунте и франка у периоду од фебруара 1921. до маја 1925. године, када су девизни курсеви били флексибилни. Његов резултат, генерално, подржава хипотезу ПКМ у обе верзије, и апсолутну и релативну верзију ПКМ.⁵⁸ Међутим, у касније спроведеној анализи⁵⁹ користи податке о кретањима курсева после бретонвудског периода између долара, фунте, франка и марке и закључује да није потврђен ПКМ. Поред тога, у свом раду истражује валидност ПКМ у специјалним околностима, као што је висока инфлација, и налази доказе да ће се у земљама са искуством високе понуде новца и варијабилне стопе инфлације јавити краткорочно одступање од ПКМ, али ће кретање цена и кретање девизног курса поништити разлику током времена, тако да је вероватно да ће ПКМ важити у дугом року. Међутим, ако економија претрпи реални шок, дугорочни ПКМ се неће одржати.⁶⁰

Почетком осамдесетих, с развојем економетријских техника, тестирање хипотезе ПКМ усмерено је на анализу карактеристика временских серија реалног девизног курса. У овој фази емпиријског истраживања ПКМ, студије су анализирале стационарност варијабли. Средство за тестирање ПКМ у овом оквиру јесте реални девизни курс и истраживање да ли је ова серија нестационарна. Уколико се не може одбацити нулта хипотеза јединичног корена (нестационарности серије), онда реални

⁵⁸ Frenkel (1978), стр. 188.

⁵⁹ Frenkel (1981)

⁶⁰ Ibid., стр. 700.

девизни курс садржи јединични корен и не тежи да се врати ка средњој вредности, из чега произлази да ПКМ не важи у дугом року. Спроведена истраживања⁶¹ закључују да нестационарност не може бити одбачена за серију реалног девизног курса у периоду флукутирања курсева и одбацују гледиште дугорочног ПКМ, указавши да шокови имају перманентан ефекат на ниво реалног девизног курса, док су саме промене курса непредвидиве, као и да су слабе тенденције, ако их уопште и има, прилагођавања номиналног девизног курса и цене на начин који промовише ПКМ.

Док велики број студија заснованих на тесту стационарности одбацује идеју дугорочног ПКМ, постоји мали број студија који подржава идеју ПКМ. Једна од студија⁶² која користи месечне податке између септембра 1975. и маја 1981. одбацују хипотезу нестационарности за реални девизни курс између америчког и канадског долара. Друга студија⁶³ истражује реални девизни курс у десет индустријских земаља за период после Бретонвудса и период између 1900. и 1972. и проналази доказе о враћању ка средњој вредности реалног девизног курса.

Међутим, у том периоду појавиле су се сумње у валидност стандардних тестова. *Froot и Rogoff* (1994) су израчунали, уколико су девијације ПКМ довољно споре, претпостављајући да је период полуживота девијације од ПКМ три године, онда то захтева 76 година за некога да одбаци поуздано постојање јединичног корена у реалном девизном курсу. Посматрано на други начин, услед споријег враћања ка средњој вредности реалног девизног курса, конвенцијалне економетријске технике имају слабу моћ да идентификују стационарну, али персистентну динамику у узорцима типичне дужине. Према њима, као разлог зашто већина претходних студија налази јединични корен у серији реалног девизног курса јесте вероватније слаба моћ тестова који су коришћени, а не докази против важења ПКМ.⁶⁴

Један од приступа који су коришћени како би се превазишла слаба моћ претходних тестова јесте додатно проширење периода посматрања. *Frankel* (1986) је у спроведеној анализи обухватио 116 година (од 1869. до 1984), са годишњим подацима о реалном курсу америчког долара и британске фунте, и одбацује хипотезу јединичног корена за цео период, али није могао да одбаци хипотезу унутар овог периода, за период од 1945.

⁶¹ Meese и Rogoff (1988), стр. 943.

⁶² Cumby и Obstfeld (1984), стр. 146.

⁶³ Abuaf и Jorion (1990), стр. 172.

⁶⁴ Froot и Rogoff (1994), стр. 1683.

до 1984. године. Он проналази да девијације ПКМ имају годишњу стопу „распадања“ од 14% и период полуживота од 4,6 година.⁶⁵

Како се закључује⁶⁶ на основу анализе резултата спроведених истраживања, велики број студија деведесетих година, користећи различите приступе, по правилу потврђују враћање ка средњој вредности реалног девизног курса ако се посматра релативно дуг, вишедеценијски период за развијене земље без значајних баријера у трговини. Тешкоће у проналажењу доказа у краћем периоду повезане су пре свега с кретањем курса долара у периоду 1979-1982. када је амерички долар прво знатно депрецирао, а затим знатно апрецирао.

Развијена методологија коинтеграције понудила је нови економетријски тест према коме се тестира хипотеза о постојању заједничког тренда око кога флукутирају, без одвојеног појединачног лутања, номиналног девизног курса и релативног нивоа цена између две земље. Прве примене коинтеграционог приступа у тестирању ПКМ базиране су на тзв. *Engle* и *Granger* процедури од два корака и нису успеле да установе постојање заједничког тренда у кретању номиналног девизног курса и релативних нивоа цена, односно важење релативног ПКМ.⁶⁷

Спроведена истраживања указују на то да неуспех у проналаску коинтеграционе везе између девизног курса и релативних цена пре може бити последица коришћених економетријских метода, него одсуства дугорочне релације.⁶⁸ Базирањем на *Johansen*-овој процедури, тестира се дугорочна релација између курса америчког долара наспрам канадског долара, француског франка, немачке марке, јапанског јена и британске фунте, и кретања релативне инфлације у САД и наведеним земљама, тако што се тестира пропорционалност промена девизног курса и релативних цена, при чему су коришћени послебретонвудски подаци, од јануара 1974. до јуна 1990. Даље, прави разлику између слабе форме ПКМ и јаке форме ПКМ.⁶⁹ Важење јаке форме ПКМ подразумева да постоји један коинтеграциони вектор и да су задовољени услови пропорционалности у кретању курса и релативних цена, при чему се тестирају ограничења на коефицијенте. Слаба форма ПКМ не захтева испуњење пропорционалности, односно не поставља рестрикције на коефицијенте коинтеграционог вектора, већ само захтева постојање заједничког кретања између

⁶⁵ Frankel (1986), стр. 55-61.

⁶⁶ Wang (2009), стр. 46.

⁶⁷ MacDonald (2007), стр. 52.

⁶⁸ MacDonald (1993), стр. 690.

⁶⁹ Ibid., стр. 692.

курса и релативних цена. Закључује да је, на основу добијених података, потврђена слаба форма ПКМ, док јака форма ПКМ није потврђена. Другим речима, постоји дугорочна релација између промена билатералног курса долара и осталих валута и кретања инфлације, али није успостављена и потврђена пропорционалност девизног курса и релативних цена.⁷⁰

Даљи развој економетријских метода омогућио је да се коришћењем панела података покуша превазићи слаба моћ великог броја традиционалних тестова који су последица малих узорака. *Frankel* и *Rose* (1995) истражују девијације од ПКМ, користећи панел података за 150 земаља на бази 45-годишњих података у периоду 1948-1992.⁷¹ Ова анализа на основу панела података пружа доказе за враћање ка средњој вредности, који су слични доказима добијеним у истраживањима спроведеним на бази дугих временских серија и, према добијеним резултатима, период полуживота износи око четири године, односно девијације од ПКМ се „распадају“ по стопи од око 15% годишње. Коришћење овог приступа у анализи ПКМ резултирало је сличним налазима. Међутим, истичу се и проблеми са овим приступом. Наиме, стандардна пракса рачунања свих реалних девизних курсева релативно према америчком долару води међузависности у панелу. Резултати анализа које су решиле проблем међузависности теже одбацују нулту хипотезу о нестационарности.⁷² Такође, указује се на постојање проблема пристрасности, понекада значајне пристрасности ка стационарности у овом тесту.⁷³

Представљене анализе показују да, иако је у последњих неколико деценија учињен значајан напредак у погледу емпиријских истраживања, резултати и налази су различити. Најчешће се као фактори који проузрокују одступање од ПКМ истичу различита конструкција индекса цена између земаља, транспортни трошкови и ограничења у међународној трговини, утицај релативних цена и цена неразмјенивих добара, разлике између тржишта робе и тржишта капитала и постојање несавршене конкуренције која не омогућава комплетирање процеса арбитраже.

2.5.2. Паритет покривених каматних стопа

Емпиријска истраживања о паритету покривених каматних стопа у највећем броју случајева потврђују његову валидност. Емпиријска истраживања која су спровели

⁷⁰ MacDonald (1993), стр. 694

⁷¹ Frankel и Rose (1995), стр. 8-16

⁷² Wang (2009), стр. 49

⁷³ Ibid., стр. 49

Frenkel и *Levich* (1975), користећи недељне податке од јануара 1962. до новембра 1967, потврђују да важи паритет покривених каматних стопа.⁷⁴ Касније спроведена истраживања проширују временски обухват посматрања и односе се на анализу три засебна периода: први период од 1962. до 1967, познат као период мирних фиксних курсева, други период од 1968. до 1969, обично називан бурни период фиксних курсева, и трећи период од 1973. до 1975, који се сматра периодом управљано флукутирајућих курсева. На основу резултата потврђују важење паритета покривених каматних стопа током сва три посматрана периода, чак и када се узме у обзир и ефекат трансакционих трошкова.⁷⁵ Генерално посматрано, паритет покривених каматних стопа важи због тога што би свако одступање од њега нудило неризичан профит базиран на арбитражи. Као најчешћи разлози који се наводе као узрочници одступања од паритета покривених каматних стопа истиче се постојање трансакционих трошкова, постојање неекономских - политичких ризика, пореске погодности и различити ликвидносни преференцијали.

2.5.3. Паритет непокривених каматних стопа

Бројна емпиријска истраживања нису потврдила валидност паритета непокривених каматних стопа. Спроведена истраживања нису нашла доказе да земље с вишим каматним стопама у просеку бележе тенденцију депрецијације девизног курса, односно слабљење своје валуте. Управо обрнуто, нађени докази указују на то да њихове валуте имају тенденцију јачања. Тестирање валидности хипотезе непокривених каматних стопа уобичајено се врши следећом економетријском једначином:⁷⁶

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \quad (2.19)$$

где је промена номиналног девизног курса између два периода означена са Δs_{t+1} и каматни диференцијал са $(i_t - i_t^*)$, као разлика домаће и иностране номиналне каматне стопе. Константа је α , коефицијент β указује на релацију између каматног диференцијала и промене девизног курса, док је ε_{t+1} случајна грешка, за коју се претпоставља да обухвата грешке у очекивањима и потенцијално премију ризика. Тестирање подразумева да важење непокривеног паритета каматних стопа значи доказивање да је коефицијент $\beta = 1$, а константа $\alpha=0$, уколико се занемари премија ризика земље. Потврда вредности ових коефицијената ($\beta=1$) и ($\alpha=0$) значи да се промена каматног диференцијала у потпуности одражава на промене девизног курса и

⁷⁴ Frenkel и Levich (1975), стр. 337.

⁷⁵ Frenkel и Levich (1977), стр. 1223.

⁷⁶ Flood и Rose (2002), стр. 253.

указује на то да не постоји константна премија ризика коју захтева инвеститор. Немогућност потврде наведених вредности за коефицијенте значи и одбацивање важења хипотезе паритета непокривених каматних стопа, што потенцијално може да укаже и на постојање константне премије ризика, док саме промене девизног курса не зависе од каматног диференцијала и одговарају тзв. случајном ходу.

Flood и *Rose*⁷⁷ су спровели два истраживања којима су проверавали валидност непокривених каматних стопа. Прво истраживање⁷⁸ обухвата период пре криза деведесетих, од 1970. до 1990, у земљама с флукутирајућим режимом. У посматраном периоду налазе да је коефицијент β негативан, што је довољно за одбацивање хипотезе паритета непокривених каматних стопа. Друго, касније спроведено истраживање⁷⁹ користи регресиону анализу на узорку од 13 развијених земаља и десет земаља у развоју током деведесетих година 20. века. У овом раду истражују важење паритета непокривених каматних стопа у кризним временима, будући да су валутне кризе обележиле деведесете године прошлог века. Закључују да је непокривени паритет каматних стопа валиднији у периодима кризе, будући да је потврђено да земље с вишим каматним стопама бележе тенденцију слабљења валуте, односно депрецијације девизног курса, иако сам интензитет слабљења није једнак разлици у каматним стопама.

Готово сва истраживања која су вршена за тестирање паритета непокривених каматних стопа користе краткорочне каматне стопе. У неким радовима⁸⁰ прави се разлика између кратког и дугог рока и истражује валидност хипотезе непокривених каматних стопа, при чему се користе дугорочне каматне стопе на дугорочне хартије од вредности Америке, Немачке, Јапана и Канаде. Резултати примењене регресије указују на значај коефицијента уз каматни диференцијал, који има позитиван знак и близак је вредности од 1, те се закључује да, иако у кратком року паритет не важи, у дугом року ишчезавају иницијални ефекти јачања валуте након повећања каматне стопе, тако да се у дугом року реализује депрецијација која је последица разлика у каматним стопама.

⁷⁷ Flood и Rose (1994 и 2002)

⁷⁸ Flood и Rose (1994), стр. 9-10 .

⁷⁹ Flood и Rose (2002), стр. 257-258.

⁸⁰ Chinn и Meredith (2005), стр. 16.

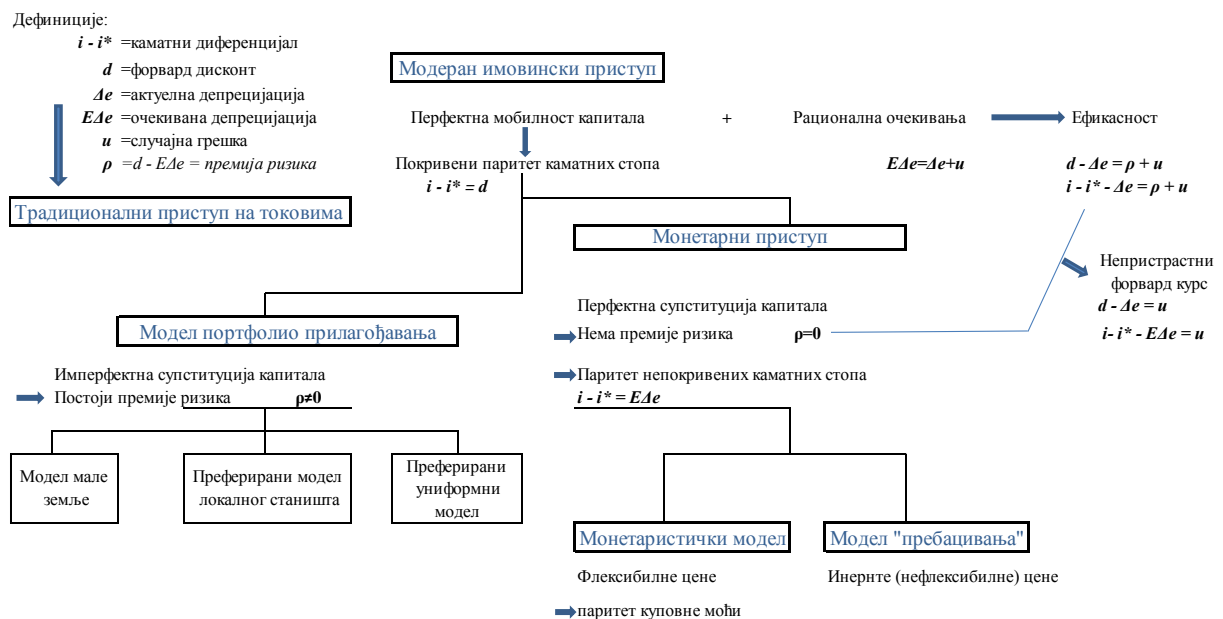
3. Модели одређивања курса

3.1. Карактеристике имовинских модела

Једна од подела модела који објашњавају детерминанте девизног курса базира се на разлици између тзв. токова и стокова. Традиционална литература о девизном курсу базира се на токовима робе и услуга у платном билансу. Приступ заснован на еластичности анализира ефекат релативних цена на текући рачун. Према *Marshall-Lerner*-овом услову, депрецијација домаће валуте унапредиће текући рачун. Емпиријске анализе показују да је *Marshall-Lerner*-ов услов испуњен за већину земаља, али једино у дугом периоду у којем се количина извоза и увоза може прилагодити променама у релативним ценама. Апсорпциони приступ укључује и ефекат дохотка у анализу текућег рачуна.

Међутим, у веома кратком року, само кретање капитала објашњава промене у девизном курсу или платном билансу. Биланс плаћања и девизни курс одређени су тражњом и понудом финансијских средстава, а не плаћањима повезаним с токовима добара и услуга. Стога су модели који објашњавају кретање девизног курса у веома кратком периоду названи имовинским моделима, тако да је сток финансијских средстава пресудан у одређивању девизног курса. Претпоставља се да кретања у реалној економију, која могу да узрокују промене у финансијским средствима, немају значај у посматраном времену.

Слика 3.1: Модели девизног курса и претпоставке



Извор: Frankel (1983), страна 85.

Како је приказао *Frankel* (1983), имовински модели даље се деле у две категорије: једна, у којој су домаћа и страна средства перфектни супститути и где постоји бесконачна каматна еластичност токова капитала, и друга, у којој постоји имперфектна супституција и ограничена каматна еластичност токова капитала. Први су познати као монетарни модели, а други као портфолио модели. Монетарни модели су подељени у моделе с флексибилним ценама и моделе с нефлексибилним (ригидним, инертним) ценама.

Општа карактеристика имовинских модела јесте хипотеза тржишне ефикасности, претпоставка да је девизно тржиште ефикасно тржиште. Тржиште је ефикасно уколико цена имовине у потпуности рефлектује све доступне информације. Последишно, не може се остварити профит трговином на основу доступних информација и све нове информације се тренутно рефлектују на цену. У финансијској литератури разликују се три форме ефикасности тржишта:⁸¹ а) слаба форма - слабоефикасно тржиште, са сетом информација формираних на основу прошлих цена; б) полујака форма - полуефикасно тржиште, са сетом информација који укључује све јавно доступне информације и в) јака форма – ефикасно тржиште, са сетом информација који укључује све информације, и јавне и приватне.

Разлика између полуефикасног и ефикасног тржишта није од пресудног значаја за формирање девизног курса. Приватне информације или инсајдерске информације могу имати значајну улогу у формирању курса једино у случају тајних планова промене паритета или планиране манипулације пливајућим курсом. Очекивања о будућој вредности девизног курса формирана су коришћењем постојеће информације о будућој вредности фундаменталних детерминанти или фундамената девизног курса, као што су будућа стопа раста понуде новца или будући привредни раст. Са слабом ефикасношћу девизног тржишта, данашњи спот курс био би најбољи предиктор будућег спот курса и кретања девизног курса могла би да следе тзв. случајни ход, зависно од непредвиђених шокова којима је курс изложен.

Два елемента која укључује концепт тржишне ефикасности јесу претпостављена рационална очекивања и висока мобилност капитала. Рационална очекивања значе да економски агенти не праве систематске грешке када формирају очекивања на основу свих доступних информација. Под претпоставком хипотезе рационалних очекивања, агенти могу чинити грешке, али је претпостављено да су случајне, односно да имају

⁸¹ Маринковић (2010), стр. 324.

карактеристике белог шума. Висока мобилност капитала покреће процес арбитраже у случају разлике у приносима на различиту имовину између земаља, при чему се претпоставља да је нето принос прилагођен за премију ризика између земаља, што значи да су трансакциони трошкови занемарљиви. Међутим, потребно је нагласити да постоји разлика између мобилности капитала и високе каматне еластичности токова капитала. Висока мобилност капитала је карактеристика и монетарног и портфолио модела.

3.2. Mundell-Fleming-ов модел одређивања курса

3.2.1. Основни модел

Mundell-Fleming-ов модел (*MFM*) анализира успостављање равнотежног курса у присуству међународних робних и капиталних токова. Такође, анализира и утицај међународне мобилности капитала на ефективност монетарне и фискалне политике у фиксном и флексибилном режиму.

MFM је базиран на следећим претпоставкама:⁸²

- у малој отвореној привреди с фиксним номиналним зарадама, фиксним ценама и незапосленим ресурсима, производња и запосленост су одређени на тржишту робе кретањем агрегатне тражње, крива агрегатне понуде је перфектно еластична и хоризонтална на фиксном нивоу цена, тако да цео терет прилагођавања пада на агрегатну тражњу, а не на цене или номиналне зараде. За разлику од монетарног модела, овај модел наглашава страну тражње, а не страну понуде;
- претпоставља се да су и фиксни и флексибилни курс стабилни системи, као и да имају аутоматску тенденцију да се крећу ка равнотежи с пуном запосленошћу и равнотежи платног биланса;
- штедња, приватна потрошња и порези су позитивно повезани с реалним БДП-ом (дохотком), док су приватне инвестиције негативно повезане с каматном стопом, пад у инвестицијама смањује агрегатну тражњу и, последично, производњу и запосленост, при чему је ефекат увећан за мултипликатор;
- тражња за новцем варира директно с реалним дохотком и инверзно с каматном стопом, тржиште новца је у равнотежи када је тражња за реалном новчаном масом једнака понуди реалне новчане масе;

⁸² Приказ модела базиран је на радовима Sarno и Taylor (2002), стр. 99-104; Copeland (2005), стр. 172-176; MacDonald (2007), стр. 106-114; Wang (2009), стр. 139-167; Moosa и Bhatti (2010), стр. 54-61.

- у систему фиксног девизног курса монетарна политика нема утицај на производњу и запосленост, док у режиму флексибилног курса фискална политика нема утицај на производњу и запосленост; то значи да у режиму фиксног курса монетарна политика утиче на ниво девизних резерви, док у режиму флексибилног курса фискална политика утиче на трговински биланс; с друге стране, фискална политика утиче на производњу и запосленост у режиму фиксног курса, док монетарна политика утиче на производњу и запосленост у режиму флексибилног курса;

- ПКМ не важи чак ни у дугом року, што значи да трговински биланс не зависи само од реалног девизног курса; трговински биланс зависи позитивно од номиналног (реалног) курса и негативно од реалног дохотка; трговински биланс је детерминисан независно од капиталног рачуна, али је дефицит (суфицит) у трговинском билансу финансиран суфицитом (дефицитом) у капиталном билансу;

- капитални рачун представља разлику између прилива и одлива капитала генерисан по основу разлике између домаће и стране каматне стопе, које су одређене монетарном политиком; уколико је капитал перфектно мобилан, тада и мале промене домаће каматне стопе, релативно према страном каматној стопи, могу изазвати бесконачан прилив или одлив капитала у домаћој земљи; у *МФМ*, међутим, перфектна мобилност капитала је разматрана као специјални случај, тако да се у *МФМ* претпоставља да је мобилност капитала мања од перфектне, што имплицира да разлика у каматним стопама иницира коначан прилив и одлив капитала у земљу;

- очекивања су статична и немају никакав утицај на формирање цена и девизног курса, и

- равнотежни девизни курс је одређен равнотежним токовима девиза на девизном тржишту, по основу трговинских и капиталних токова, а не равнотежним стоком на тржишту капитала, претпостављено је да монетарна експанзија води ка депрецијацији домаће валуте.

Ако се пође од наведених претпоставки, *МФМ* за малу отворену приведу, с фиксним ценама увозне робе и страном каматном стопом, уобичајено се представља у следећој форми:⁸³

$$Y = C(Y) + I(i) + G + T(Y, S) \quad (3.1)$$

$$L(Y, i) = D + R \quad (3.2)$$

$$\dot{R} = T(Y, S) + K(i - i^* - \frac{\dot{S}^e}{S}) \quad (3.3)$$

⁸³ Moosa и Bhatti (2010), стр. 58.

где је Y реални доходак (БДП), C је реална потрошња домаћинства (која зависи од реалног дохотка), I је реална инвестициона потрошња предузећа (која зависи од каматне стопе⁸⁴), G је реална буџетска (владина) потрошња која је егзогено дата, T је трговински биланс који зависи од реалног дохотка и девизног курса, R је званични сток девизних резерви, (\dot{R}) су промене у стоку девизних резерви, D је сток државних обвезница а K је капитални рачун. Једначина (3.1) јесте IS крива и обухвата комбинације каматне стопе и реалног дохотка за које је тржиште робе у равнотежи. Једначина (3.2) јесте LM крива и репрезентује услове равнотеже на тржишту новца, изједначавајући тражњу за новцем која зависи од реалног дохотка и каматне стопе, с понудом новца од стране централне банке која се састоји од државних обвезница и званичних девизних резерви. Једначина (3.3) јесте крива која представља платни биланс (BP) и одређује да промене у званичним девизним резервама морају бити једнаке вишковима или мањковима трговинских и капиталних прилива у земљу и одлива из земље у сваком периоду. Претпоставља се да извоз зависи од девизног курса, увоз од реалног дохотка, а да је нето капитални прилив одређен каматним диференцијалом.

Будући да модел претпоставља одсуство ПКМ, токови девиза који потичу од текућих и капиталних трансакција имају кључну улогу у одређивању девизног курса. Као и у монетарном моделу, монетарна експанзија у моделу токова резултира депрецијацијом валуте, али у овом моделу нема експлицитне улоге за равнотежни сток на тржишту новца који утиче на девизни курс. Модел токова је постављен тако да монетарна експанзија утиче на девизни курс само индиректно у делу у коме утиче на тражњу и понуду за девизама које потичу од трговинских и капиталних трансакција, кроз ефекат на каматне стопе и реални доходак.

У MFM девизни курс је одређен макроекономским факторима, као што су релативне цене, доходак и каматне стопе. Равнотежни девизни курс је позитивно повезан с релативним ценама и релативним дохотком, али је негативно повезан с релативним каматним стопама. Равнотежни девизни курс у MFM може се директно извести из једначине (3.3). Текући дефицит, који је једнак и трговинском билансу будући да су занемарене остале ставке текућег рачуна, у једначини (3.3) варира директно с реалним девизним курсом (дефинисаним као номинални девизни курс прилагођен за релативне цене (SP^*/P) и инверзно с релативним дохотком (Y/Y^*) . С друге стране, капитални рачун платног биланса варира директно с диференцијалном каматних стопа $(i-i^*)$, при

⁸⁴ Претпостављено да зависи само од каматне стопе, иако у стандардним ISLM моделима зависи и од дохотка, односно БДП.

чему се претпоставља да су очекивања за промену курса статична, не очекују се промене курса ($\dot{S}^e = 0$). Ознака * односи се на страну земљу.

Текући рачун (CA) прва је компонента једначине (3.3), може се изразити у логаритамској форми као

$$ca = a_1(s - p + p^*) - a_2(y - y^*) \quad (3.4)$$

и указује на то да је текући рачун одређен вредношћу реалног девизног курса и релативним дохотком, при чему су a_1 и a_2 ценовна и доходовна еластичност трговинских токова. Капитални рачун или нето капитални прилив (KA) друга је компонента једначине (3.3) и може се изразити у логаритамској форми као

$$ka = b(i - i^*) \quad (3.5)$$

Горњи израз, према садашњој савременој међународној терминологији, представља финансијски рачун. Равнотежа платног биланса захтева да текући рачун буде једнак капиталном рачуну, односно $BP = CA + KA = 0$, што значи да суфицит у једном рачуну има пандан у дефициту у другом рачуну.

У режиму потпуно флексибилног курса нема промене девизних резерви, већ се равнотежа остварује променом курса, тако да додавањем једначина (3.4) и (3.5) мора бити испуњен следећи услов:

$$a_1(s - p + p^*) - a_2(y - y^*) + b(i - i^*) = 0 \quad (3.6)$$

Решавањем горње једначине за номинални курс, s , добија се MFM одређивања курса:

$$s = (p - p^*) + \frac{a_2}{a_1}(y - y^*) - \frac{b}{a_1}(i - i^*) \quad (3.7)$$

Како повећање номиналног курса значи слабљење, а смањење јачање курса, из наведене једначине произлази да је девизни курс директно и позитивно повезан с релативним ценама и релативним реалним дохотком, док је негативно повезан с диференцијалом каматних стопа. Дакле, повећање релативних цена резултираће у пропорционалној депрецијацији домаће валуте, повећање у домаћем реалном дохотку у односу на страни доходак водиће депрецијацији домаће валуте, а повећање у домаћој номиналној каматној стопи водиће апрецијацији домаће валуте. Дакле, за разлику од паритета непокривених каматних стопа, према којем виша домаћа каматна стопа у односу на страну каматну стопу значи очекивање депрецијације домаће валуте, у MFM виша домаћа каматна стопа утиче на јачање домаће валуте. Поред тога, из горње једначине види се да у случају када је ценовна еластичност домаћег извоза бесконачна (када $a_1 \rightarrow \infty$), курс ће бити одређен искључиво ПКМ.

МФМ одређивања девизног курса је емпиријски валидан уколико су коефицијенти релативних цена и релативног дохотка (БДП) статистички значајни и позитивни, док је коефицијент уз диференцијал каматних стопа статистички значајан и негативан. У супротном, прихватање хипотезе да је коефицијент уз релативне цене један, а да је коефицијент уз релативни доходак и каматне стопе нула, значи искључиво формирање курса под утицајем ПКМ.

3.2.2. Монетарна и фискална политика у *МФМ*

Посебан допринос *МФМ* односи се на анализу утицаја мобилности капитала на ефекте монетарне и фискалне политике у различитим режимима курса. Монетарна експанзија ће у флексибилном режиму проузроковати:⁸⁵

- пад у каматној стопи, под претпоставком да капитал није перфектно мобилан,
- депрецијацију курса,
- повећање дохотка и
- унапређење текућег рачуна платног биланса.

У фиксном режиму монетарна експанзија ће проузроковати:

- у кратком року, под претпоставком да капитал није перфектно мобилан, смањење каматне стопе, повећање дохотка и погоршање платног биланса, и у текућем и у капиталном делу,

- у дугом року, пад у девизним резервама али без промена дохотка, каматних стопа или биланса плаћања.

Фискална експанзија ће у флексибилном режиму проузроковати:

- повећање у каматној стопи, уз претпоставку да капитал није перфектно мобилан,
- апрецијацију курса,
- повећање у дохотку, уз претпоставку да капитал није перфектно мобилан,
- погоршање у текућем рачуну платног биланса.

У фиксном режиму, уз претпоставку да капитал није перфектно мобилан, фискална експанзија ће проузроковати:

- у кратком року, повећање у каматној стопи и дохотку и побољшање (суфицит) платног биланса (нето повећање девизних резерви),

⁸⁵ Copeland (2005), стр. 177-184.

- у дугом року, даље повећање у дохотку, док ће се каматна стопа донекле смањити и суфицит платног биланса свести на нулу, остављајући значајан дефицит текућег рачуна.

На основу *МФМ* произлазе и основни налази о ефикасности монетарне и фискалне политике у режиму фиксног и флексибилног курса:⁸⁶ прво, природа режима девизног курса има значајну улогу за процену не само ефикасности монетарне и фискалне политике већ и на њихову предвидивост или одрживост. У режиму фиксног курса (изузев у екстремном случају, када постоји суфицит у платном билансу), монетарна експанзија ће бити одржива у дугом року док постоје девизне резерве, док се фискална експанзија може одржавати неодређено време уколико су токови капитала довољно сензитивни на каматну стопу. У режиму флексибилног курса, експанзивна монетарна и фискална политика могу бити одрживе на неодређено време што се тиче стања платног биланса. Друго, монетарна политика утиче на кретање производа и запосленост у режиму флексибилног курса, али нема утицај у режиму фиксног курса. Треће, фискална политика утиче на кретање производа и запосленост у режиму фиксног курса, док нема утицаја у режиму флексибилног курса.

Још један од закључака *МФМ* јесте постојање тзв. трилеме (немогућег тројства), према којој се истовремено не могу постићи савршена мобилност капитала, независност монетарне политике и режим фиксног девизног курса. Дакле, као што је већ речено, једна привреда не може да одржи монетарну политику независном у режиму фиксног девизног курса са савршеном мобилношћу капитала. Међутим, ова импликација се односи пре свега на малу отворену земљу и не односи се нужно на велике привреде. Овај модел, такође, предвиђа да је у дугом року ниво девизног курса позитивно повезан с нивоом понуде новца.

Још један од закључака који потиче из *МФМ* модела тиче се избора режима курса, зависно од шокова који погађају економију и зависно од мобилности капитала. Сагласно *МФМ*, избор режима курса требало би да зависи од врсте шока који погађа економију. Ако су шокови доминантно реалног порекла, онда је оптималан флексибилни режим. Уместо тога, уколико су шокови углавном монетарни, фиксни режим је оптималан. У *МФМ* с ригидним ценама и мобилношћу капитала, реални шокови захтевају прилагођавање релативних цена, што се, у присуству ригидних цена, најлакше може остварити променама у номиналном девизном курсу. На другој страни,

⁸⁶ Moosa и Bhatti (2010), стр. 65.

монетарни шокови захтевају прилагођавање реалне новчане масе, што се најлакше може остварити променама номиналне новчане масе. Овај кључни резултат је углавном остао неокрњен у савременим варијацијама *MFM*.

Такође, при избору режима анализира се и мобилност капитала.⁸⁷ Фиксни режим је ефикасан уколико је капитал високомобилан због тога што варијабла прилагођавања (каматна стопа) има директан ефекат на тржиште на које реагује (на платни биланс), али је неефикасан уколико је капитал мање мобилан, зато што каматна стопа утиче на платни биланс само индиректно кроз интеракцију с тржиштем робе и нивоом цена. Флексибилни режим није ефикасан уколико је капитал високомобилан зато што каматна стопа директније утиче на платни биланс него на тржиште на које реагује (тржиште робе), али је ефикасан уколико је присутна немобилност капитала. У оба режима систем функционише најбоље ако варијабле реагују на тржишту на које имају директан утицај. Како истиче *Mundell* (1968) систем најбоље функционише уколико варијабле реагују (одговарају) на тржишту на којем врше најдиректнији утицај.⁸⁸ Импликација овога става јесте да када је капитал мобилан, а режим курса фиксан, стабилна комбинација монетарне и фискалне политике захтева да се фискалној политици додели успостављање интерне равнотеже, а монетарној политици успостављање екстерне равнотеже.

3.3. Монетарни модел с флексибилним ценама

3.3.1. Основни модел

Одређивање курса у монетарном моделу с флексибилним ценама засновано је на премиси функционисања савршене конкуренције која је присутна на тржишту рада, тржишту робе, тржишту државних хартија од вредности и девизном тржишту. Претпоставља се да се равнотежа на наведеним тржиштима успоставља тренутно, рационалним понашањем економских агената, који своје одлуке базирају на реалним а не на номиналним величинама.

Основне претпоставке модела јесу:⁸⁹

- економски агенти су рационални оптимизери и своје одлуке заснивају на реалним факторима;

⁸⁷ *Mundell* (1968), стр. 1.

⁸⁸ *Ibid.*, стр. 5.

⁸⁹ Приказ модела дат према *Frenkel* (1976), *Frankel* (1983), *Bilson* (1978), *Taylor* (1995), стр. 21-22; *Sarno и Taylor* (2002), стр. 108-110; *MacDonald* (2007), стр. 94-106; *Moosa и Bhatti* (2010), стр. 86-89; *Copeland* (2005), стр.145-163.

- тржишта су савршено конкурентна и равнотежа се успоставља тренутно;
- крива агрегатне понуде је вертикална, што значи да је понуда радне снаге та која одређује ниво производње на природном нивоу незапослености, а монетарна и фискална политика не утичу на реалне величине;
- квантитативна теорија новца важи непрекидно, што значи да важи неутралност новца и да повећање у понуди новца утиче само на раст цена;
- ПКМ важи непрекидно, тако да се курсеви двеју валута прилагођавају у потпуности разлици између инфлације у земљи и иностранству, остављајући реални девизни курс константним током времена;
- *Fisher*-ов услов важи све време, што значи да уколико је домаће тржиште капитала савршено конкурентно и ефикасно, домаћа номинална каматна стопа тежи да се у потпуности прилагоди стопи инфлације, водећи константној реалној каматној стопи;
- паритет непокривених каматних стопа важи све време, што имплицира да су инвеститори индиферентни према држању домаће и стране имовине, јер добијају исти номинални принос на портфолио када се номинални принос конвертује у исту валуту;
- паритет реалних стопа обезбеђује *ex ante* изједначавање домаће и стране реалне каматне стопе, и произлази из важења паритета непокривеног паритета каматних стопа и *Fisher*-овог услова;
- хипотеза рационалних очекивања значи да тржишни учесници не чине систематске грешке у предвиђању цена и других варијабли, и
- имовинска тржишта су ефикасна у смислу да текуће тржишне цене имовине рефлектују све доступне информације и тренутно се прилагођавају укључујући нове информације.

Модел се представља у следећој форми,⁹⁰ где су, осим каматне стопе, све остале варијабле изражене у логаритму:

$$p = m^s - m^d \quad (3.8)$$

$$p^* = m^{s^*} - m^{d^*} \quad (3.9)$$

$$m^d = \alpha y - \beta i \quad (3.10)$$

$$m^{d^*} = \alpha y^* - \beta i^* \quad (3.11)$$

$$p = s - p^* \quad (3.12)$$

⁹⁰ Moosa и Bhatti (2010), стр. 87.

где је p ниво цена, m је понуда новца, y реални доходак, i номинална каматна стопа, s је девизни курс изражен као број домаћих јединица за једну јединицу страног новца. Суперскрипти означавају тражњу (d), понуду (s) и одговарајућу страну варијаблу (*). Прве две једначине односе се на претпоставку да се у случају стабилних монетарних услова у земљи и иностранству, ниво цена тренутно прилагођава, обезбеђујући једнакост између понуде и тражње за новцем, односно да је ниво цена детерминисан номиналном понудом новца (и варира пропорционално с њом), што је основа квантитативне теорије новца. Трећа и четврта једначина показују да је тражња за новцем у обе земље одређена реалним доходком и номиналном каматном стопом, где параметри означавају доходовну еластичност и каматну полуеластичност тражње за новцем. Последња једначина одражава услов ПКМ.

У наведеном моделу режим курса одређује сет зависних варијабли. У режиму фиксног курса, понуда новца је ендогена и у том случају једначина (3.12) детерминише ниво домаћих цена, док једначине (3.8 – 3.11) детерминишу домаћи и страни новчани баланс. У режиму флексибилног курса понуда новца је егзогена и одређује не само ниво цена кроз једначине (3.8) и (3.9) већ утиче и на номиналну каматну стопу и девизни курс кроз једначине (3.10 – 3.12).

Ако се претпостави да су понуде новца у земљи и иностранству одређене егзогено, $m^s = m$ и $m^{s*} = m^*$, комбинацијом једначина (3.8 – 3.11) добија се:

$$p - p^* = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) + \beta(i - i^*) \quad (3.13)$$

што указује на то да ће за дату реалну тражњу за новцем, домаћи ниво цена бити већи (мањи) од страног нивоа цена сразмерно разлици колико је домаћа понуда новца већа (мања) од стране понуде новца.

Ако се једначина (3.12) замени у једначину (3.13), добија се следећа једначина за одређивање девизног курса у монетарном моделу с флексибилним ценама:

$$s = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) + \beta(i - i^*) \quad (3.14)$$

која показује да је девизни курс, као релативна цена двеју националних валута, одређен релативном понудом новца, релативним доходком и диференцијалом каматних стопа, што значи да ће повећање домаће понуде новца резултирати пропорционалном депрецијацијом домаће валуте, да ће повећање у домаћем реалном доходку водити апрецијацији домаће валуте и да ће повећање у домаћој номиналној каматној стопи водити депрецијацији домаће валуте.

У монетарном моделу с флексибилним ценама, равнотежа се успоставља на бази стокова (стања), по чему се разликује од *МФМ*, тако да реални фактори утичу на

формирање равнотежног курса, индиректно тако што прво утичу на понуду новца. Поред тога, очекивања утичу на детерминисање садашње и будуће путање кретања девизног курса. Очекиване промене у стоку новца углавном одређују очекивану разлику у инфлацијама, кроз квантитативну теорију новца, док очекивана разлика у инфлацији одређује очекиване промене у курсу и разлику у номиналним каматним стопама кроз *Fisher*-ов ефекат.

Монетарни модел с флексибилним ценама указује на то да очекиване промене у релативним понудама новца воде ка очекиваним пропорционалним променама у ценама (или разликама у инфлацији), који даље воде до пропорционалних промена у очекиваном девизном курсу и каматној стопи. Према томе, текућа путања девизног курса одређена је не само текућим нивоом домаће понуде новца већ и очекиваним нивоом и стопом раста понуде новца. Уколико монетарни фактори детерминишу и ниво цена и каматну стопу, девизни курс рефлектује не само вишак домаћег над страним нивоом цена (вишу инфлацију) већ и већу домаћу каматну стопу од стране каматне стопе.

3.3.2. Алтернативне спецификације модела са флексибилним ценама

Поред основног монетарног модела с флексибилним ценама, постоји још низ варијација ове класе модела које су се јавиле услед недовољно емпиријских потврда валидности модела у послебретонвудском периоду флукутирајућих курсева. У наставку је дат приказ неких од модела у форми која је погодна за поређење са основним монетарним моделом с флексибилним ценама, и то: а) монетарни модел с рационалним очекивањима, б) монетарни модел с флексибилним ценама са укљученим ефектом богатства и в) општи (генерални) монетарни модел.

а) Монетарни модел с рационалним очекивањима⁹¹ заснива се на основној доктрини рационалних очекивања да очекивана стопа инфлације не рефлектује прошлу инфлацију, већ је она рационална прогноза будуће стопе раста понуде новца. Постоје две варијанте овога модела. У једној варијанти модела, рационална очекивања су укључена кроз непокривени паритет каматних стопа, чиме је очекивана промена у девизном курсу (Δs^e) пропорционална (или једнака) диференцијалу каматних стопа ($\Delta s^e = i - i^*$). Импликација претпоставке да ПКМ важи све време јесте да је очекивана промена девизног курса једнака очекиваним разликама у стопи инфлације. Како су цене одређене релативном понудом и тражњом за новцем, релативна инфлациона очекивања

⁹¹ Moosa и Bhatti (2010), стр. 96.

требало би да буду одређена разликом у очекиваним стопама монетарног раста ($\Delta s^e = i - i^* = \Delta p^e - \Delta p^{*e} = \Delta m^e - \Delta m^{*e}$). Заменом израза $(\Delta p^e - \Delta p^{*e})$ и л и $(\Delta m^e - \Delta m^{*e})$ у једначину (3.14), монетарни модел с флексибилним ценама може се изразити:

$$s = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) + \beta(\Delta p^e - \Delta p^{*e}) \quad (3.15)$$

или

$$s = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) + \beta(\Delta m^e - \Delta m^{*e}) \quad (3.16)$$

Из израза (3.15) и (3.16) произлази да диференцијал каматних стопа рефлектује разлике у очекиваним стопама инфлације, које заузврат рефлектују разлике у очекиваним стопама монетарног раста, тако да повећање разлике у очекиваној инфлацији или очекиваном монетарном расту води ка депрецијацији домаће валуте.

У другој варијанти модела, полази се од паритета покривених каматних стопа ($f = i - i^*$) и заменом овог израза у једначину (3.14) добија се:

$$s = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) + \beta f \quad (3.17)$$

из чега произлази да се очекује слабљење валуте која се продаје с форвард премијом ($f > 0$), и обрнуто.

Општа формулација за монетарни модел с флексибилним ценама с рационалним очекивањима добија се ако се користи идентитет ($\Delta s^e = E_t(\Delta s_{t+1}) = E_t(s_{t+1}) - s_t$), где је E оператор очекивања. Заменом у једначину (3.14), уз услов да $\Delta s^e = (i - i^*)$, и решењем⁹² за курс добија се следећа коначна форма:

$$s_t = \frac{1}{1+\beta} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)^i E[(m - m^*)_{t+i} - \beta(y - y^*)_{t+i} | \Omega_t] \quad (3.18)$$

из које произлази да је очекивана вредност девизног курса у периоду t функција садашње и свих будућих очекиваних вредности релативног новца и релативног дохотка.

б) Монетарни модел с флексибилним ценама са укљученим ефектом богатства⁹³ такође претпоставља да постоји перфектна мобилност капитала и супституција, као и да важи паритет непокривених каматних стопа, али модификује и проширује функцију тражње за новцем укључујући и варијаблу за богатство у земљи и иностранству, (w), (w^*):

$$m^d = \alpha y - \beta i + \phi w \quad (3.19)$$

$$m^{d*} = \alpha y^* - \beta i^* + \phi w^* \quad (3.20)$$

⁹² Поступак обухвата итеративно решење једначине.

⁹³ Frankel (1982a), стр. 517-519.

Ако се комбинују једначине (3.8), (3.9) и (3.12), уз услов да је каматни диференцијал једнак очекиваној разлици у инфлацији ($i - i^* = \Delta p^e - \Delta p^{*e}$), добија се следећа форма монетарног модела с флексибилним ценама са укљученим ефектом богатства:

$$s = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) + \beta(\Delta p^e - \Delta p^{*e}) - (\phi w - \phi w^*) \quad (3.21)$$

која указује на то да је девизни курс позитивно повезан с релативним понудама новца и очекиваним диференцијалом инфлације, али негативно с релативним дохотком и релативним богатством.

в) Општи (генерални) монетарни модел одређивања девизног курса⁹⁴ базиран је на претпоставци да ПКМ важи само за размењива добра, тако да је у овом моделу једначина (3.12) изражена као:

$$p_T = s - p_T^* \quad (3.22)$$

где је p_T (p_T^*) домаћа (страна) цена разменљивих добара. Ако се даље претпостави да је ниво цена пондерисани просек цена разменљивих и неразменљивих добара ($p = \theta p_N + (1 - \theta)p_T$; $p^* = \theta^* p_N^* + (1 - \theta^*)p_T^*$), и да је удео θ (θ^*) разменљивих и неразменљивих добара исти у индексу цена у земљи и иностранству добија се следећи израз:

$$p_T - p_T^* = (p - p^*) + \theta[(p_T - p_T^*) - (p_N - p_N^*)] \quad (3.23)$$

и заменом једначине (3.22) у (3.23) и (3.13), добија се израз за одређивање курса у општем (генералном) монетарном моделу:

$$s = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) + \beta(i - i^*) + \theta[(p_T - p_T^*) - (p_N - p_N^*)] \quad (3.24)$$

који указује на то да је номинални курс детерминисан тражњом и понудом новца али и релативном структуром цена.

3.4. Монетарни модел са инертним ценама

3.4.1. Основни модел

Монетарни модел са инертним (нефлескибилним) ценама развио је *Dornbusch*,⁹⁵ спада у групу хибридних модел и познат је као модел „пребацивања“ (*eng. overshooting*). У наставку скраћеницу *DM* користимо као синоним за монетарни модел са инертним ценама и/или тзв. модел пребацивања). У кратком року, модел приказује карактеристике *MFM*, јер наглашава фиксност цена на тржишту добара. У дугом року, показује карактеристике монетарног модела с флексибилним ценама, будући да

⁹⁴ Dornbusch (1976b), стр. 4-14.

⁹⁵ Dornbusch (1976), стр. 1162-1167.

претпоставља флексибилност цена и пропорционално прилагођавање цена и девизног курса монетарној експанзији. Основни недостатак монетарног модела с флексибилним ценама јесте претпоставка континуелног важења ПКМ, што значи да је реални девизни курс константан. Међутим, монетарни модел с флексибилним ценама није конзистентан са уоченим понашањем да у режиму флексибилног курса долази до великих флукуација у реалном девизном курсу.⁹⁶ С друге стране, основни недостатак *MFM* јесте да претпоставља потпуно одсуство ПКМ, чак и у дугом року, уз запостављање имовинских стокова у формирању равнотежног девизног курса.

DM се базира на мекроекономским основама за тржиште робе, капитала и девиза, уз следеће основне претпоставке:⁹⁷

- У кратком року цене су инертне (нефлексибилне), не важи ПКМ и крива агрегатне тражње је хоризонтална.
- У дугом року важи квантитативна теорија новца, важи ПКМ и крива агрегатне тражње је вертикална.
- Очекивања економских агената су рационална с перфектним предвиђањем.
- Прилагођавање на финансијским тржиштима је тренутно, што имплицира континуелно важење *Fisher*-овог услова, континуелно важење паритета реалних каматних стопа и континуелно важење паритета непокривених каматних стопа. Импликација која следи из паритета реалних каматних стопа и непокривеног паритета каматних стопа јесте да су инвеститори ризико неутрални, тако да су номинални и реални приноси једнаки.
- Постоји перфектна мобилност капитала и перфектна супституција између домаће и стране имовине (обвезница), која обезбеђује изједначавање очекиваних нето приноса, тако да је домаћа каматна стопа умањена за депрецијацију курса једнака светској каматној стопи.
- У питању је мала и отворена привреда с датом светском каматном стопом и датим ценама увозних добара.

Полазећи од наведених претпоставки, *DM* објашњава кретање флексибилног курса након неочекиване монетарне експанзије. Претпоставља се да је систем иницијално у равнотежи, тако да се равнотежа нарушава изненадним и перманентним повећањем у

⁹⁶ Mussa (1986), стр. 201-203.

⁹⁷ Приказ модела базира се на оригиналном раду Dornbusch (1976), уз додатне интерпретације дате од Taylor (1995), стр. 22-24; MacDonald (2007), стр. 115-119; Copeland (2005), стр.191-197; Moosa и Bhatti (2010), стр. 152-154 и стр. 170-177; Sarno и Taylor (2002), стр. 104-107.

понуди новца. Повећање у номиналној понуди новца, уз претпостављене фиксне цене у кратком року, узрокује реално повећање понуде новца. Да би се систем уравнотежио, нужно је повећање тражње за реалним новцем, што, уз претпостављени фиксни доходак, значи да се мора смањити каматна стопа на домаће обвезнице. Смањење камате је могуће ако и само ако се до доспећа обвезница очекује да домаћа валута апрецира, што подразумева да иницијална депрецијација мора бити већа од дугорочне депрецијације која одговара дугорочном равнотежном стању система, будући да се у дугом року претпоставља да ће курс депрецирати пропорционално монетарној експанзији. Дакле, девизни курс у кратком року мора да „пребаца“ своју дугорочну вредност. Иницијално виша депрецијација оставља простор за накнадну (следећу) апрецијацију, која је потребна да би се успоставила симултана равнотежа на новчаном тржишту и тржишту обвезница.⁹⁸ Међутим, тренутно успостављена равнотежа на тржишту новца и обвезница није и дугорочна равнотежа система. Успостављање дугорочне равнотеже одвија се кроз процес прилагођавања на тржишту добара, уз претпоставку да су у дугом року цене флексибилне. Иницијална депрецијација значи смањење релативних цена домаћих производа, што уз реализовани пад домаће каматне стопе, врши притисак на раст цена на тржишту добара повећањем тражње за домаћим добрима. Процес постепеног повећање цена утицаће на пад реалне новчане масе, раст каматне стопе и апрецијацију курса, постепено враћајући систем у равнотежно стање.

Формално изражен, DM се састоји од три услова:⁹⁹ а) услова за изједначавање каматних стопа прилагођених за антиципирану промену девизног курса, б) услова за равнотежу тржишта новца и в) услова за равнотежу тржишта добара.

(а) У условима перфектне мобилности капитала и перфектне супституције између домаће и стране финансијске имовине, уз важење непокривеног паритета каматних стопа произлази да ће домаћа каматна стопа (i) бити изнад стране каматне стопе (i^*) за износ очекиване депрецијације домаће валуте (Δs^e):

$$i = i^* + \Delta s^e . \quad (3.25)$$

Уз присутна рационална очекивања, очекивана депрецијација је пропорционална разлици између дугорочног девизног курса, (\bar{s}), према којем привреда конвергира, и текућег девизног курса (s), тако да се механизам формирања очекивања за депрецијацију курса може приказати следећим изразом:

$$\Delta s^e = \theta (\bar{s} - s) \quad (3.26)$$

⁹⁸ Rogoff (2002), стр. 8.

⁹⁹ Dornbusch (1976), стр. 1162-1165.

где је θ коефицијент прилагођавања текућег курса ка његовој дугорочној вредности, који је одређен релативним ценама. Параметар θ мери сензитивност тржишних очекивања према разлици између дугорочног и текућег курса. Више вредности овога параметра, за дати ниво прецењености курса, значи да се очекује бржи раст (депрецијација) курса. У условима флексибилних цена, цене на тржишту добара би се тренутно прилагодили монетарној експанзији, док би девизни курс конвергирао дугорочној вредности, у овом сценарију коефицијент прилагођавања био би бесконачан. Међутим, DM предвиђа да су у кратком року цене фиксне и да се прилагођавање цена на тржишту добара одвија постепено и комплетира тек у дугом року, што значи да се девизни курс не прилагођава релативним ценама брзо, тако да је коефицијент прилагођавања коначан и позитиван број. Овај механизам прилагођавања цена јесте суштина DM .

Заменом прве у другу једначину добија се:

$$s = \bar{s} - \frac{1}{\theta} (i - i^*) \quad (3.27)$$

из чега произлази, да за дати дугорочни курс, постоји негативна веза између текућег курса и разлике између домаће и стране каматне стопе.

(б) Разлика између домаће и стране каматне стопе одређена је равнотежним условима на тржишту новца у земљи и иностранству. Претпоставља се да тражња за реалном новчаном масом зависи од домаће каматне стопе и реалног дохотка, и да је једнака реалној понуди новца. Релативна новчана равнотежа изражена у логаритму има следећу форму:

$$(m - m^*) - (p - p^*) = \alpha(y - y^*) - \beta(i - i^*) \quad (3.28)$$

где m (m^*), p (p^*) и y (y^*) означавају логаритам номиналне количине новца, нивоа цена и реалног дохотка у земљи (и у иностранству означено са *). Реаранжирањем једначине (3.28) тако да се на левој страни нађе разлика у каматним стопама и заменом тако добијеног израза у једначину (3.27) добија се следећи израз за текући курс:

$$s = \bar{s} + \frac{1}{\theta\beta} ((m - m^*) - \alpha(y - y^*) - (p - p^*)) \quad (3.29)$$

Уз претпоставку о важењу ПКМ у дугом року, значи да ће текући девизни курс конвергирати ка дугорочним релативним ценама $(\bar{p} - \bar{p}^*)$, што, уз важење квантитативне теорије новца, значи да дугорочне релативне цене конвергирају релативној понуди новца и релативним реалним дохоцима, што се може изразити на следећи начин:

$$\bar{s} = \bar{p} - \bar{p}^* \quad (3.30)$$

$$\bar{p} - \bar{p}^* = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) \quad (3.31)$$

Заменом једначина (3.29) и (3.30) у једначину (3.31) добија се:

$$s = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) - \frac{1}{\theta\beta}((m - m^*) - \alpha(y - y^*) - (p - p^*)) \quad (3.32)$$

или

$$s = (\bar{p} - \bar{p}^*) + \frac{1}{\theta\beta}((p - p^*) - (\bar{p} - \bar{p}^*)) \quad (3.33)$$

или

$$s = \bar{s} - \frac{1}{\theta\beta}((p - p^*) - (\bar{p} - \bar{p}^*)) \quad (3.34)$$

Наведени израз (3.33) и/или (3.34) указује на то да за дати ниво дохотка промена у понуди новца утиче на девизни курс кроз два канала: а) пропорционално повећање равнотежног девизног курса (\bar{s}) и б) ефекат ликвидности изазван краткорочном ригидношћу цена. Кроз ефекат ликвидности, повећање у релативним ценама резултира падом домаће каматне стопе релативно према страниј стопи, док се паритет каматних стопа одржава кроз индуковану премију на домаћу валуту. Како се цене прилагођавају током времена, ефекат ликвидности ће се елиминисати и пропорционална веза између девизног курса и релативних цена ће се материјализовати у дугом року.

(в) На тржиште робе се врши прилагођавање цене. У кратком року, депрецијација домаће валуте смањује релативне цене домаћих добара, индукујући повећање тражње која ће бити већа уколико смањење домаће каматне стопе такође води вишем нивоу расхода на домаћа добра и ако је присутан кејнзијански механизам мултипликатора. Према томе, тражња за домаћим добрима зависи од релативних цена (реалног девизног курса, $s - p + p^*$), домаће каматне стопе и реалног дохотка.¹⁰⁰ То значи да дугорочни девизни курс зависи од монетарних варијабли (дугорочних релативних цена), као и од реалних варијабли.

3.4.2. Компарација с *МФМ* и монетарним моделом с флексибилним ценама

DM успоставља везу између кратког рока из *МФМ*, и дугог рока у монетарном моделу с флексибилним ценама.¹⁰¹ Ако се посматра дуги рок, *DM* се на први поглед не разликује значајно од монетарног модела с флексибилним ценама. Дугорочни девизни курс је одређен паритетом каматних стопа кроз релативну понуду новца, релативним дохотком и диференцијалом каматних стопа:

$$\bar{s} = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \alpha(\bar{y} - \bar{y}^*) + \beta(\bar{i} - \bar{i}^*). \quad (3.35)$$

¹⁰⁰ Формалан приказ је изостављен, будући да за формирање курса није неопходан његов приказ.

¹⁰¹ Moosa и Bhatti (2010), стр. 183-185.

Текући курс може да одступа од његовог дугорочног равнотежног ниво, али конвергира ка његовој дугорочној вредности. Очекиване промене курса зависе од девијација текућег курса од његове дугорочне вредности представљене једначином (3.26). Комбиновањем једначина (3.35) и (3.26) добија се:

$$s = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \alpha(\bar{y} - \bar{y}^*) + (\beta - \frac{1}{\theta})(\bar{i} - \bar{i}^*). \quad (3.36)$$

Уколико се изврши релаксација и претпостави да је текућа вредност објашњавајућих варијабли истовремено и дугорочна вредност, онда произлази следећи израз:

$$s = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) + (\beta - \frac{1}{\theta})(i - i^*) \quad (3.37)$$

Међутим, иако на први поглед личе, постоји значајна разлика између *DM* и монетарног модела с флексибилним ценама. Ова разлика се огледа у предзнаку коефицијента за каматни диференцијал, у *DM* он је негативан (израз (3.27)), док је у монетарном моделу с флексибилним ценама он позитиван (израз (3.14)). У монетарном моделу с флексибилним ценама каматни диференцијал рефлектује разлику у очекиваној стопи инфлације, док у *DM* он рефлектује релативне услове ликвидности. У монетарном моделу с флексибилним ценама релативно повећање домаће каматне стопе према иностраној каматној стопи, које одсликава релативно погоршање домаћих инфлаторних перспектива, води слабљењу домаће валуте. У *DM*, релативно повећање у домаћој каматној стопи, које рефлектује релативно поштравање домаћих услова ликвидности доводи до прилива капитала и узрокује апрецијацију домаће валуте.

DM је проширење монетарног модела, изведеног релаксирањем рестриктивне претпоставке о континуелном важењу ПКМ.¹⁰² Према *DM*, девизни курс је у кратком року одређен релативним каматним стопама када су цене добара фиксне, али у дугом року релативном понудом новца када се цене добара потпуно прилагоде монетарној експанзији и када се у дугорочном стабилном стању реализује монетарна неутралност. Зато што цене добара реагују спорије на повећање номиналне понуде новца, долази до реалног повећања понуде новца, проузрокујући ликвидносно индуковани пад у домаћој каматној стопи, што заузврат узрокује „пребацивање“ дугорочне вредности девизног курса. Међутим, у дугом року, реално повећање у понуди новца је у потпуности компензовано пропорционалним повећањем домаћих цена и девизног курса, услед чега се каматна стопа, релативне цене и реални доходак враћају на претходни ниво, одржавајући монетарну неутралност. С друге стране, у монетарном моделу с флексибилним ценама, повећање у домаћој понуди новца доводи до директног

¹⁰² Moosa и Bhatti (2010), стр. 184.

повећања девизног курса, због тренутног повећања домаћих цена. Кроз ПКМ повећање цена узрокује депрецијацију домаће валуте у истој пропорцији као и повећање у домаћој понуди новца. Будући да се у монетарном моделу с флексибилним ценама прилагођавање цена одвија тренутно, номинално повећање у домаћој понуди новца се не преноси на реално повећање, што значи да нема ликвидносно индукваног смањења у домаћој каматној стопи.

DM је такође проширење *MFM*, јер релаксира три рестриктивне претпоставке *MFM*: потпуно одсуство ПКМ, потпуно одређивање нивоа дохотка искључиво агрегатном тражњом и одсуство очекивања о кретању девизног курса.¹⁰³ Рационална очекивања и дугорочна карактеристика пуне запослености укључена у проширени *MFM* још једном потврђују резултате *MFM* да у условима мобилности капитала и флексибилног девизног курса, мала земља може у кратком року спроводити ефективну монетарну политику. Поред тога, показује се да је девизни курс кључни канал за трансмисију монетарне политике на агрегатну тражњу и доходак. Међутим, за разлику од *MFM*, *DM* у дугом року, као и монетарни модел с флексибилним ценама, показује да су ефекти монетарне политике транзиторни (пролазни), услед дугорочне монетарне неутралности. Због тога монетарна експанзија води тренутној номиналној и реалној депрецијацији домаће валуте, при чему девизни курс мора депрецирати више него што одговара равнотежном нивоу, повећавајући се више него пропорционално од експанзије у понуди новца, јер се имовинска тржишта прилагођавају много брже од прилагођавања цена на тржишту добара. Уз монетарну експанзију и пад домаће каматне стопе, равнотежа на имовинском тржишту ће се остварити једино уз услов да девизни курс „пребаца“ равнотежни ниво, што имплицитно значи постојање очекивања о будућој апрецијацији валуте.

Дакле, *DM* пружа објашњење зашто ПКМ не важи у кратком року, као и зашто повећање каматних стопа води ка јачању валуте. У монетарном моделу с флексибилним ценама повећање номиналне каматне стопе увек је повезано с повећањем у стопи инфлације и још бржој депрецијацији (или мањој апрецијацији) курса. У *DM*, трајно виша релативна каматна стопа рефлектује вишу релативну инфлацију, која се може повезати са слабљењем домаће валуте. Међутим, повећање у каматној стопи и смањење инфлационих очекивања може креирати заокрет ка оштрој - рестриктивној - монетарној политици, водећи ка апрецијацији валуте.

¹⁰³ Moosa и Bhatti (2010), стр. 185.

3.4.3. Алтернативне спецификације монетарног модела са инертним ценама

Поред DM који је представљен као основни модел из групе монетарних модела са инертним ценама, постоји још низ варијација ове класе модела које су предложене услед недовољно емпиријских потврда валидности основног модела. У наставку је дат кратак приказ још три модела у форми погодној за поређење с монетарним моделом с флексибилним ценама и основним DM , и то: а) монетарни модел с диференцијалом реалних каматних стопа, б) монетарни модел са инертним ценама са укљученим ефектом богатства и в) модел равнотежног реалног девизног курса.

а) Монетарни модел с диференцијалом реалних каматних стопа¹⁰⁴ разликује се од DM у делу који се односи на механизам формирања очекивања. Овај модел полази од претпоставке да је очекивана промена курса функција а) разлике између текућег курса и дугорочног равнотежног курса и б) очекиваног дугорочног диференцијала у инфлацији. Механизам формирања очекивања дат је на следећи начин:

$$E(\Delta s) = i - i^* \quad (3.38)$$

$$E(\Delta s) = \theta(\bar{s} - s) + (\Delta p^e - \Delta p^{*e}) \quad (3.39)$$

У условима перфектне мобилности капитала, израз (3.38) указује на то да ако нема неизвесности и ако су тржишни учесници ризико неутрални, очекивана депрецијација домаће валуте биће једнака диференцијалу каматних стопа. С друге стране, из израза (3.39) следи да се у кратком року очекује да се девизни курс врати ка његовој дугорочној вредности по стопи која је пропорционална разлици између текућег и дугорочног равнотежног курса. У дугом року (када је $\bar{s} = s$) очекује се да је промена курса једнака дугорочном диференцијалу инфлације $(\Delta p^e - \Delta p^{*e})$, који је једнак очекиваном дугорочном релативном монетарном расту (који је познат јавности). Комбиновањем (3.38) и (3.39) и решавањем по s , израз за одређивање курса дат је у следећој форми:

$$s = \bar{s} - \frac{1}{\theta} ((i - \Delta p^e) - (i^* - \Delta p^{*e})) \quad (3.40)$$

Из једначине произлази да девизни курс тежи да „пребаци“ његову дугорочну вредност у кратком року, у условим фиксних цена, и да у дугом року, с прилагођавањем цена, конвергира његовој дугорочној вредности. У DM „пребацивање“ је у износу који је пропорционалан диференцијалу номиналних каматних стопа, у овом моделу „пребацивање“ је у износу који је пропорционалан очекиваном диференцијалу реалних каматних стопа. У дугом року (када је $\bar{s} = s$), номинални каматни

¹⁰⁴ Frankel (1979b), стр. 611-614.

диференцијал биће једнак диференцијалу инфлације, када је $(\bar{i} - \bar{i}^*) = (\Delta p^e - \Delta p^{*e})$ и, према томе, израз у загради се своди на $((i - i^*) - (\bar{i} - \bar{i}^*))$. Дакле, када рестриктивна монетарна политика узрокује да номинални диференцијал каматних стопа порасте изнад његовог дугорочног нивоа, прилив капитала проузрокује јачање домаће валуте изнад свог дугорочног нивоа, и то пропорционално очекиваном диференцијалу реалних каматних стопа.

Модел с диференцијалом реалних каматних стопа изводи се из једначине (3.40), при чему се идентификују детерминанте дугорочног девизног курса, који је одређен равнотежним релативним ценама $(\bar{p} - \bar{p}^*)$, које су заузврат одређене равнотежним условима на тржишту новца у земљи и иностранству. Уколико се претпостави монетарна равнотежа и номинални каматни диференцијал који је једнак диференцијалу инфлација $(\bar{i} - \bar{i}^*) = (\Delta p^e - \Delta p^{*e})$, очекивана равнотежа релативних цена може се изразити као функција релативне понуде новца, релативног дохотка и дугорочно очекиваног диференцијала инфлације:

$$(\bar{p} - \bar{p}^*) = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \alpha(\bar{y} - \bar{y}^*) + \beta(\Delta p - \Delta p^*) \quad (3.41)$$

Заменом (3.40) у (3.41), и претпоставком да су релативна равнотежна понуда новца и производа дати на њиховом текућем нивоу, добија се комплетан израз који представља монетарни модел с диференцијалом реалних каматних стопа:

$$s = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \alpha(\bar{y} - \bar{y}^*) - \frac{1}{\theta}(i - i^*) + \left(\frac{1}{\theta} + \beta\right)(\Delta p^e - \Delta p^{*e}) \quad (3.42)$$

Модел с диференцијалом реалних каматних стопа општи је монетарни модел одређивања девизног курса, зато што омогућава: а) директан ефекат релативних понуда новца на девизни курс као у свим монетарним моделима; б) индиректан ефекат очекивања више или ниже инфлације, слично као у монетарном моделу с флексибилним ценама и в) ликвидносно индуковани ефекат понуде новца на каматну стопу, токове капитала и на девизни курс као у *DM*.

б) Алтернативна верзија модела с диференцијалом реалних каматних стопа укључује и релативни ефекат богатства¹⁰⁵ (аналогно монетарном моделу с флексибилним ценама) у функцију домаће и стране тражње за новцем. Уколико се у једначину (3.39) укључи релативни ефекат богатства, добија се следећи формални израз:

$$(\bar{p} - \bar{p}^*) = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \alpha(\bar{y} - \bar{y}^*) + \beta(\Delta p - \Delta p^*) - \phi(w - w^*) \quad (3.43)$$

и даљом заменом (3.43) у (3.40) добија се монетарни модел са инертним ценама са укљученим ефектом богатства у следећој форми:

¹⁰⁵ Frankel (1982a), стр. 406-412.

$$s = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \alpha(\bar{y} - \bar{y}^*) - \phi(w - w^*) - \frac{1}{\theta}(i - i^*) + \left(\frac{1}{\theta} + \beta\right)(\Delta p^e - \Delta p^{*e}) \quad (3.44)$$

Коефицијенти уз релативни доходак, релативно богатство и релативну каматну стопу су негативни, док су уз релативну понуду новца и релативне стопе инфлације позитивни. То значи да повећање у домаћем богатству релативно према страном (узроковано суфицитом у текућем рачуну) доводи до апрецијације домаће валуте, зато што повећава тражњу за домаћим новцем релативно према страном новцу. Слично, уз дату очекивану стопу инфлације, уколико је домаћа камата већа од стране, постоји иницијални прилив капитала који проузрокује апрецијацију домаће валуте.

в) Модел равнотежног реалног девизног курса развили су *Hooper* и *Morton* (1982). Они истичу да су монетарни модели занемарили промене у спољнотрговинском билансу и њихов утицај на промене у курсу. Истичу да текући рачун не утиче на курс директно, већ само индиректно кроз утицај на очекивања о кретању курса. Услед тога развијају модел реалног равнотежног девизног курса, који комбинује монетарни и портфолио модел, и у њега укључују и утицај текућег рачуна платног биланса и неперфектне супституције имовине на кретање номиналног курса.¹⁰⁶ Полазе од претпоставке да постоји равнотежни реални курс који обезбеђује равнотежу текућег рачуна у дугом року. У сваком тренутку, равнотежни реални курс је одређен кумулативном сумом прошлих и текућих стања (биланса) текућег рачуна. Неочекивани перманентни пораст у кумулативној суми суфицита (дефицита) текућег рачуна захтева прилагођавање дугорочног равнотежног реалног курса, како би се у дугом року успоставила равнотежа у текућем рачуну. Ово прилагођавање реалног равнотежног дугорочног курса утиче на равнотежни дугорочни номинални курс кроз канал ПКМ. Важна карактеристика модела је да само неочекивана промена у текућем рачуну утиче на курс, будући да претпостављају да су очекиване промене већ укључене у курс кроз девизно тржиште. Очекивана стопа промена у девизним курсу јесте функција разлике између текућег и дугорочног равнотежног курса, као и очекиване стопе промене дугорочног равнотежног курса, што се може изразити на следећи начин:

$$E(\Delta s) = \theta(\bar{s} - s) + (\Delta \bar{s}) \quad (3.45)$$

где је $\Delta \bar{s}$ очекивана стопа промене дугорочног равнотежног курса, док је равнотежни курс дефинисан као курс који је конзистентан са садашњим и будућим вредностима његових основних детерминанти. За извођење садашњих и будућих вредности ових

¹⁰⁶ Hooper и Morton (1982), стр. 40-46.

детерминанти, равнотежни номинални курс је декомпонован на разлику између домаћег и страног нивоа цена и реалног девизног курса:

$$\bar{s} = (\bar{p} - \bar{p}^*) + \bar{q} \quad (3.46)$$

Из чега произлази да уколико су промене у равнотежном реалном курсу једнаке нули ($\Delta \bar{q} = 0$), онда из горњег израза следи да важи ПКМ у дугом року, услед чега су очекиване промене у равнотежном номиналном курсу једнаке очекиваном равнотежном диференцијалу стопа инфлације:

$$E(\Delta \bar{s}) = (\Delta \bar{p} - \Delta \bar{p}^*) \quad (3.47)$$

Заменом израза (3.38), (3.45), (3.46) и (3.47) и решавањем по номиналном курсу добија се израз

$$s = (\bar{p} - \bar{p}^*) - \frac{1}{\theta} ((i - \Delta \bar{p}) - (i^* - \Delta \bar{p}^*)) + \bar{q} \quad (3.48)$$

Из једначине (3.48) следи да се текући номинални курс креће директно с фундаменталним дугорочним равнотежним релативним ценама, дугорочним диференцијалом реалних каматних стопа и дугорочним реалним равнотежним девизним курсом. Дугорочне равнотежне релативне цене $(\bar{p} - \bar{p}^*)$ детерминисане су условима на домаћем и страном новчаном тржишту, као што је приказано изразом (3.41). Заменом израза (3.41) у израз (3.48) добија се:

$$s = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \alpha(\bar{y} - \bar{y}^*) + \beta(\Delta p^e - \Delta p^{*e}) - \frac{1}{\theta} ((i - \Delta \bar{p}) - (i^* - \Delta \bar{p}^*)) + \bar{q} \quad (3.49)$$

из чега следи да уколико важи ПКМ у дугом року, девизни курс је одређен не само релативном понудама новца, релативним дохотком, релативним стопама инфлације и релативним реалним каматним стопама, већ и равнотежним реалним девизним курсом \bar{q} који је конзистентан с дугорочном равнотежом у текућем рачуну.

3.5. Монетарни модел притиска на девизном тржишту

Монетарни модели одређивања курса претпостављају да је у питању флексибилни режим курса, тако да је формирање девизног курса изведено под претпоставком да су промене у девизним резервама нулте. С друге стране, монетарни модели одређивања платног биланса подразумевају фиксни режим курса и изведени су под претпоставком да су промене девизног курса нулте. Међутим, ови монетарни модели не пружају адекватно објашњење кретања девизног курса и девизних резерви у земљама у којима централна банка дозвољава извештан степен флексибилности девизног курса, уз истовремене интервенције на девизном тржишту.

Монетарни модел притиска на девизно тржиште конструисан је услед уочене слабости дотадашњих монетарних модела одређивања девизног курса и монетарног модела одређивања платног биланса, с намером да у режиму руковођено пливајућег курса објасни притиске на девизне резерве и девизни курс који се јављају када постоји вишак домаће понуде новца у односу на тражњу за новцем.¹⁰⁷ Базиран је на комбинацији монетарног приступа у одређивању платног биланса и монетарног модела одређивања девизног курса. Монетарни модел притиска на девизном тржишту подразумева да ће у случају да понуда новца превазилази тражњу за новцем доћи до слабљења домаће валуте и губитка девизних резерви, односно да ће вишак понуде новца резултирати неком комбинацијом губитка вредности домаће валуте и губитка девизних резерви.

Монетарни модел притиска на девизно тржиште анализира два кључна аспекта који се тичу импликација за монетарну политику у режиму руковођено пливајућег курса. Први се односи на оптимални обим интервенција централне банке који је неопходан да се постигне жељени ниво (циљаног) девизног курса, док се други односи на утврђивање степена у којем централна банка у отвореној привреди може да спроводи независну монетарну политику.

Формалан приказ монетарног модела притиска на девизно тржиште¹⁰⁸ почиње са спецификацијом равнотежних услова за домаћу и страну земљу (*), који су представљени функцијама тражње за новцем и условима равнотеже на тржишту новца:

$$H = D + R = PY^\alpha e^{-\beta i} \quad (3.50)$$

$$H^* = D^* + R^* = P^* Y^{*\alpha} e^{-\beta^* i^*} \quad (3.51)$$

где је $H(H^*)$ домаћа (страна) понуда примарног новца емитованог од стране домаће (стране) централне банке. Примарни новац се састоји од две компоненте, један део примарног новца потиче од $D (D^*)$ кредитне експанзије, а други део примарног новца $R (R^*)$ креиран је куповином девизних резерви. $P (P^*)$ јесте ниво цена у земљи (иностранству), $Y (Y^*)$ јесте реални доходак у земљи (иностранству), а $\alpha (\alpha^*)$ и $\beta (\beta^*)$ јесу, респективно, доходовна и каматна еластичност тражње за новцем у земљи (иностранству).

¹⁰⁷ Girton и Roper (1977), стр. 538-541.

¹⁰⁸ Приказ на основу рада Girton и Roper (1977) и интерпретација датих од Moosa и Bhatti (2010), стр. 208-213.

Полазећи од израза (3.50) и (3.51), изражавајући их у логаритму, након тога диференцирајући¹⁰⁹ их и решавајући за процентуалну промену у девизним резервама добијамо следеће изразе:

$$\Delta r = -\Delta d + \Delta p + \alpha \Delta y - \beta \Delta i \quad (3.52)$$

$$\Delta r^* = -\Delta d^* + \Delta p^* + \alpha^* \Delta y^* - \beta^* \Delta i^* \quad (3.53)$$

Даље се претпоставља да важи ПКМ, диференцирањем тог израза добија се:

$$\Delta q = \Delta s - \Delta p + \Delta p^* \quad (3.54)$$

Одузимањем израза (3.53) од (3.52) и заменом резултата у израз (3.54), под претпоставком идентичне еластичности тражње за новцем на каматну стопу у земљи и иностранству ($\beta = \beta^*$) добија се следећи израз:

$$\Delta r - \Delta r^* + \Delta s = -\Delta d + \Delta d^* + \alpha \Delta y - \alpha^* \Delta y^* + \Delta q - \beta \Delta(i - i^*) \quad (3.55)$$

Горњи израз се користи да објасни интеракцију између две земље, као и да одговори на питање да ли су способне или нису способне да следе независну монетарну политику. Интеракција између две земље зависи од тога да ли је једна од њих довољно „велика“, у смислу да је способна да сама води независну монетарну политику. Уколико су две земље које се посматрају међусобно упоредиве, лева страна једначине (3.55) представља билатерални платни биланс уколико се претпостави да су девизни курсеви фиксни ($\Delta s = 0$). Даље, уколико се обе земље уздржавају од интервенција на девизном тржишту ($\Delta r = 0 = \Delta r^*$), лева страна једначине се своди на проценат промене девизног курса. С друге стране, уколико централне банке интервенишу на девизном тржишту, али без обавезујуће одбране одређене константне вредности курса, онда лева страна једначине показује притисак на девизном тржишту ($\Delta r - \Delta r^* + \Delta s$).

Монетарни модел притиска на девизно тржиште разликује се од монетарног модела за одређивање девизног курса и платног биланса. За разлику од монетарног модела за девизни курс (и платни биланс), зависна варијабла у овом моделу јесте притисак на девизном тржишту - дефинисан као сума стопе промене девизних резерви и стопе промене девизног курса, а не девизни курс или платни биланс. Уколико на вредност притиска на девизном тржишту не утиче његова композиција (однос промена курса и девизних резерви), онда је девизни притисак независан од тога да ли се апсорбује кроз девизне резерве или кроз девизни курс.¹¹⁰

¹⁰⁹ где је $\Delta x = \left(\frac{dx}{dt}\right)\left(\frac{1}{x}\right)$ континуелна стопа раста.

¹¹⁰ Moosa и Bhatti (2010), стр. 213.

3.6. Равнотежни портфолио модел

3.6.1. Основни модел

Равнотежни портфолио модел (РПМ) јесте динамички модел одређивања девизног курса заснован на интеракцији имовинског тржишта, текућег рачуна платног биланса, цена и стопе акумулације нето стране имовине. У монетарном моделу с флексибилним ценама и *DM*, претпостављена је перфектна супститубилност између домаће и стране имовине и занемарљив утицај богатства који потиче из неравнотеже текућег рачуна платног биланса. У РПМ ове претпоставке су релаксирани, тако да су основне карактеристике овог модела претпоставка о неперфектној супституцији између домаће и стране имовине и акумулација богатства која се остварује кроз суфицит текућег рачуна платног биланса.

РПМ разликује прилагођавање у кратком року, под утицајем токова, и у дугом року, под утицајем стокова. У РПМ, слично другим монетарним моделима, у кратком року ниво девизног курса одређен је понудом и тражњом за финансијском имовином. Међутим, у дугом року, девизни курс је главна детерминанта текућег рачуна, тако да је суфицит (дефицит) у текућем рачуну повезан с повећањем (смањењем) стране имовине у поседу домаћег приватног сектора, што утиче на ниво богатства и, последично, на тражњу за имовином, која на крају одређује девизни курс. У РПМ, поред тражње и понуде домаћег и страног новца, тражња и понуда домаћих и страних хартија од вредности одређује девизни курс.

РПМ полази од претпоставке да тражња за новцем не зависи само од дохотка већ и од богатства, тако да реална тражња за новцем расте у земљи са суфицитом платног биланса и опада у земљи с дефицитом платног биланса, услед чега ниво релативних цена опада у земљи са суфицитом, што проузрокује да валута апрецира, и обрнуто. У РПМ, девизни курс је детерминисан (у кратком року) заједно с каматном стопом као ценом имовине. Девизни курс је основна детерминанта текућег рачуна платног биланса и суфицит (дефицит) у текућем рачуну резултира повећањем (смањењем) нето стране имовине у поседу домаћих лица, што утиче на ниво богатства. Промене у нивоу богатства утичу на девизни курс преко дејства на тражњу за имовином. РПМ је заправо инхерентно динамички модел, у смислу да се девизни курс креће ка успостављању равнотеже на имовинском тржишту у кратком року и прилагођава променама у богатству у дугом року, како би се успоставила монетарна неутралност у стабилном стању. Слично као и *DM*, РПМ прави разлику између краткорочне равнотеже на

имовинском тржишту и динамичког прилагођавања и успостављања дугорочне равнотеже, али за разлику од DM , он дозвољава пуну интеракцију између девизног курса, платног биланса, нивоа богатства и равнотежног стања стокова.

Стандардни РПМ¹¹¹ полази од претпоставке да је у питању мала земља, што у овом контексту значи да се њена имовина не налази у поседу нерезидената, док домаћи резиденти поседују нето страну имовину. Укупно финансијско богатство приватног сектора у земљи (W) састоји се од три облика финансијске имовине: домаћег новца (M), домаћих обвезница (B) емитованих по основу јавног дуга који се налази у поседу домаћег приватног сектора и страних обвезница деноминираних у иностраној валути (F) у поседу домаћег приватног сектора и конвертованих у домаћу валуту по номиналном курсу (S):

$$W = M + B + SF \quad (3.57)$$

Модел претпоставља да је тражња за сва три имовинска облика међузависна и да инвеститори бирају коју пропорцију богатства ће држати у сваком од три облика имовине: новца, домаћих и страних обвезница. Њихов циљ у избору одређеног портфолија јесте да максимизирају њихово будуће благостање, мерено функцијом корисности. У овом контексту, максимизирање корисности је компликовано зато што је принос на неке од конкурентских имовина неизвестан, тако да инвеститори доносе одлуке о диверсификацији портфолија, руководећи се односом приноса и потенцијалног ризика. Инвеститори ће обично држати већу пропорцију оне имовине која носи већи принос него друге имовине која носи мањи принос, уз остале непромењене услове, јер је с већим приносом већа и компензација за ризик.

Тражња за сва три имовинска облика зависи од домаће каматне стопе, стране каматне стопе и нивоа богатства. Домаћа каматна стопа је дата и није везана за страну каматну стопу, јер је претпостављено да су домаћа и страна имовина неперфектни супститути. РПМ је базиран са следећим условима равнотеже на имовинском тржишту:

$$M = m(i, i^* + \Delta s^e)W, \quad m_i < 0, \quad m_{i^*} < 0 \quad (3.58)$$

$$B = b(i, i^* + \Delta s^e)W, \quad b_i > 0, \quad b_{i^*} < 0 \quad (3.59)$$

$$SF = f(i, i^* + \Delta s^e)W, \quad f_i < 0, \quad f_{i^*} > 0 \quad (3.60)$$

где су W , M , B , F и S описани у изразу (3.57), i је номинална каматна стопа на домаће обвезнице, $i^* + \Delta s^e$ је у домаћем новцу изражен принос на стране обвезнице који је

¹¹¹ Дато према раду Frankel (1983) и интерпретацијама које су дали Taylor (1995), стр. 27-28; Sarno и Taylor (2002), стр. 115-120; Copeland (2005), стр. 217-228; MacDonald (2007), стр. 178-184; Moosa и Bhatti (2010), стр. 226-231.

једнака суми стране каматне стопе и очекиване депрецијације домаће валуте, а функције m , b и f су удели богатства у облику новца, домаћих и страних обвезница, респективно. Док су m_i , m_{i^*} , b_i , b_{i^*} , f_i и f_{i^*} парцијални изводи функција m , b и f по i и i^* .

Све варијабле у РПМ (3.57 – 3.60) могу се груписати у три групе:¹¹² прву групу чине ендогене варијабле чак и у кратком року, то су девизни курс и домаћа каматна стопа који реагују тренутно како би се успоставила равнотежа на финансијском тржишту; другу групу чине варијабле које су ендогене у кратком року и егзогене у дугом року, то су укупно богатство, сток страних обвезница, домаћи ниво цена и очекивана депрецијација валуте, за које је претпостављено да су инертни и да се постепено прилагођавају након иницијалног поремећаја; трећу групу чине варијабле које су егзогене и у кратком и у дугом року, то су страна каматна стопа, страни ниво цена, домаћи сток новца и домаћи сток обвезница.

Из израза (3.58–3.60) произлази да раст приноса на домаће или стране обвезнице смањује учешће домаћег новца у портфолију; да учешће тражње за домаћим обвезницама у портфолију расте с повећањем приноса на домаће обвезнице, а опада с повећањем приноса на стране обвезнице; да учешће тражње за страним обвезницама у портфолију расте с повећањем приноса на стране обвезнице, а опада с растом приноса на домаће обвезнице. Даље, претпоставља се да тражња за одређеном врстом имовине зависи значајније од промене приноса на ту врсту имовине него од промене приноса на алтернативне облике имовине, што је изражено кроз услове:

$$b_i + b_{i^*} > 0 \text{ и } f_i + f_{i^*} > 0.$$

Уз то, дефиниција богатства дата у једначини 1 претпоставља да важи следећи услов:

$$m_i + b_i + f_i = 0 \text{ и } m_{i^*} + b_{i^*} + f_{i^*} = 0$$

из чега следи да је збирни ефекат маргиналне промене приноса на домаће или стране обвезнице на сва три облика активе једнак нули. Уколико би се претпоставило да нема ризика, парцијални изводи за функције B и SF били би бесконачни, тако да би мали пораст приноса на одређени облик имовине, уз неизмењен принос на осталу имовину, био довољан да се укупна тражња усмери на ту имовину. Међутим, модел претпоставља постојање ризика, чиме се обезбеђује да раст приноса на неки облик имовине повећава учешће те врсте имовине у портфолију, уз задржавање одговарајуће диверсификације после промене приноса која је узроковала измене у портфолију.

¹¹² Copeland (2005), стр. 220.

Будући да су домаће и стране хартије од вредности неперфектни супститути, инвеститори у свом поседу држе оба типа хартија и одлучују за портфолио између домаћих и страних хартија у пропорцији која зависи од очекиване стопе приноса, што значи да тражња за хартијама од вредности није бесконачно еластична у односу на очекивани принос. РПМ претпоставља да ризико аверзни инвеститори формирају свој портфолио у пропорцији која зависи од очекиваног приноса (или ризико премије), како би диверсификовали ризик који потиче од варијабилности девизног курса, тако да се у овом моделу курс одређује како понудом и тражњом новца, тако и понудом и тражњом домаћих и страних хартија од вредности.

РПМ обезбеђује једноставни оквир за анализу краткорочних ефеката монетарне и фискалне политике на девизни курс и каматну стопу. Претпоставља се да су очекивања тржишних учесника статична, даље се претпоставља да у кратком року не долази до промене цена, док се формирање девизних курсева и каматних стопа посматра у оквиру равнотеже на тржишту новца и обвезница. Монетарна експанзија води вишем нивоу номиналног финансијског богатства кроз једначину (3.57) и утиче на раст тражње за домаћим и страним обвезницама кроз једначине (3.59) и (3.60), док се нова равнотежа формира на nižем нивоу домаће каматне стопе и вишем нивоу девизног курса. Даље, повећана понуда страних обвезница у току портфолио прилагођавања узрокује повећану понуду стране валуте, због чега, уз непромењену каматну стопу, долази до пада курса. Ефекат фискалне политике, који оперише кроз повећану понуду домаћих обвезница утиче на пораст домаће каматне стопе и пад цена домаћих обвезница. Будући да делују два супротна ефекта, ефекат супституције обвезница и ефекат богатства, неизвесно је у ком смеру ће се кретати курс. Ефекат супституције обвезница оперише због измењених релативних приноса тако да домаће обвезнице постају траженије у односу на стране. На другој страни оперише ефекат богатства, и то кроз повећање богатства због повећања каматне стопе (приноса), утичући даље на раст тражње и за страним обвезницама. Претпоставља се да ће у случају да су домаће и стране обвезнице блиски супститути ефекат супституције превагнути над ефектом богатства, што ће даље утицати на продају страних обвезница и пад курса. Међутим, у случају да домаће и стране обвезнице нису блиски супститути ефекат богатства може превагнути тако да ће тражња за страним обвезницама утицати на раст курса.¹¹³ Смер утицаја на равнотежни курс и каматну стопу услед експанзије у понуди новца, експанзије домаћих

¹¹³ Sarno и Taylor (2002), стр. 117.

и страних обвезница, и операција централне банке на отвореном тржишту сумирана је у следећој табели.

Табела 3.1 : Равнотежни портфолио модел – ефекти експанзије стока имовине на краткорочну равнотежу

Ефекат на	Ефекат акумулираног стока			Ефекат операција на отвореном тржишту	
	ΔM	ΔB	ΔF	$\Delta B = -\Delta M$	$\Delta F = -\Delta M$
i	-	+	0	-	-
S	+	?	-	+	+

Извор: Moosa и Bhatti (2010), стр. 231.

Слично као и DM , РПМ разликује краткорочну равнотежу на имовинском тржишту и динамичко прилагођавање и успостављање дугорочне равнотеже, али за разлику од DM , РПМ дозвољава пуну интеракцију између девизног курса, платног биланса, нивоа богатства и равнотежног стања стокова. Динамички карактер приступа анализира се у контексту монетарне експанзије која утиче на повећање цена, које ће даље утицати на нето извоз и текући дефицит платног биланса.¹¹⁴ Стопа акумулације богатства одвија се преко текућег рачуна, који утиче на промену богатства која се рефлектује на имовинском тржишту, утичући на девизни курс током дугорочног процеса прилагођавања равнотежном стању. Претпоставља се да су цене у иностранству константне, текући дефицит платног биланса (CA), изражен у страниј валути, дат је следећим изразом:

$$CA = \Delta F = T(S/P) + i * F \quad (3.61)$$

где је T трговински биланс, који је функција конкурентности, односно унапређује се с растом девизног курса (депрецијацијом) или с падом нивоа домаћих цена (P), ΔF је промена стока страних обвезница или стопа акумулације, која се у РПМ одвија преко суфицита/дефицита текућег рачуна платног биланса, а $i * F$ је нето каматни прилив/одлив.

У РПМ, процес акумулације богатства је основна веза између краткорочне равнотеже на финансијском сектору и дугорочне равнотеже у остатку економије. Акумулација богатства приватног сектора (или штедње) врши се искључиво повећањем нето стране имовине преко капиталног рачуна платног биланса, који је у режиму флексибилног курса, рефлексија суфицита у текућем рачуну. Претпоставља се да се текући рачун постепено прилагођава током времена. Другим речима, увоз и извоз се не

¹¹⁴ Sarno и Taylor (2002), стр. 118.

могу прилагодити тренутно, што има импликације за капитални рачун. Према томе, ако агенти желе да повећају своју нето страну имовину, они то не могу урадити тренутно зато што се текући рачун не може прилагодити тренутно. За повећање у нето страном имовини, текући рачун треба да се нађе у суфициту, али је нето страна имовина суштински фиксирана у кратком року, зато што нема промена у текућем рачуну. Према томе, девизни курс треба да се тренутно прилагоди како би се осигурало да агенти вољно држе постојећи сток нето стране имовине. Једино током времена, с променама текућег рачуна, може се мењати сток нето стране имовине на такав начин да рефлектује жељу агената да акумулирају (деакумулирају) страну имовину.

У дугом року, анализа се заснива на претпоставци да промене у економској политици утичу и на цене реалних добара. Монетарна експанзија изазива пораст цена на робном тржишту, што последично даље утиче на извоз, увоз и текући биланс. Због повезаности текућег биланса и капиталног биланса, промена у нивоу богатства ће се одразити на финансијско тржиште и условити прилагођавање портфолија и тако утицати на кретање курса¹¹⁵.

3.6.2. Алтернативне спецификације РПМ

Frankel (1983) је извршио синтезу монетарног и портфолио модела.¹¹⁶ Ако се пође од претпоставке да инвеститори у условима неперфектне супститубилности домаћих и страних обвезница, диверсификују девизни ризик избором пропорције између домаћих (B) и страних обвезница (B^*),¹¹⁷ која зависи од релативних приноса (ризико премије, $(i - i^* - \Delta s^e)$), агрегатна функција на нивоу свих инвеститора, уз претпоставку да имају исте портфолио преференције (γ_1), дата је следећим изразом:

$$\frac{B}{SB^*} = e^{[\gamma_0 + \gamma_1(i - i^* - \Delta s^e)]} \quad (3.62)$$

Полази се од претпоставке да су обвезнице мера задужености домаће и стране државе у сопственим валутама. Ако се то изрази у логаритмима ($b = \log B$, $b^* = \log B^*$), решење за девизни курс добија се следећим изразом:

$$s = -\frac{\gamma_0}{1 + \gamma_1} + \frac{1}{1 + \gamma_1}(b - b^*) + \frac{\gamma_1}{1 + \gamma_1}(s^e - (i - i^*)) \quad (3.63)$$

и уз претпоставку да су очекивања статична, тако да је очекивана промена курса једнака нули ($\Delta s^e = 0$), девизни курс је одређен релативном понудом обвезница и

¹¹⁵ Sarno и Taylor (2002), стр. 119-120.

¹¹⁶ Frankel (1983), стр. 101-103.

¹¹⁷ Нотација делимично прилагођена, тако да је ознака F , која је коришћена у оригиналном раду идентична ознаци B^* коју користимо у даљем приказу.

диференцијалом каматних стопа, тако да се једноставни портфолио модел може изразити на следећи начин:

$$s = \beta_0 + \beta_1(i - i^*) + \beta_2(b - b^*) \quad (3.64)$$

где је $\beta_0 = -\frac{\gamma_0}{1+\gamma_1}$, $\beta_1 = \frac{\gamma_1}{1+\gamma_1}$ и $\beta_2 = \frac{1}{1+\gamma_1}$

Овај једноставни портфолио модел претпоставља да су преференције домаћих и страних резидената исте и да понуда стране имовине на домаћем тржишту укључује само обвезнице емитоване од стране државе, тако да се изрази b и b^* интерпретирају као нето задуженост домаће и стране земље и еквивалентни су дугу државе, уз претпоставку да земље емитују обвезнице само у својој валути. Да би модел био реалистичан, резиденти обе земље морају бити мотивисани да у свом портфељу поседују обвезнице емитоване у обе земље. Овај модел спада у групу тзв. природног станишта, јер се очекује да домаћи резиденти држе већу пропорцију домаће имовине, док страни резиденти држе већу пропорцију своје имовине, тако да су присутни ефекти текућег дефицита на кретање курса.

Посебно се даје приказ синтезе монетарних модела одређивања курса и портфолио модела погодног за емпиријско тестирање.¹¹⁸ Полази се од претпоставки модела, у монетарном моделу с флексибилним ценама важење ПКМ обезбеђује да је диференцијал реалних каматних стопа једнак нули, док важење паритета непокривених каматних стопа обезбеђује да је ризико премија једнака нули. У монетарном моделу са инертним ценама релаксирана је прва претпоставка (ПКМ), али је задржан услов непокривених каматних стопа. Синтеза монетарног и портфолио модела повезана је с једноставном релаксацијом друге претпоставке и заменом паритета непокривених каматних стопа с претпостављеним условом неперфектне супституције. На овај начин девизни курс ће одступати од своје равнотежне вредности не само због тога што инертне цене на тржишту добара креирају диференцијал реалних каматних стопа већ и због тога што неперфектна супституција обвезница креира премију ризика.

Модел који представља синтезу монетарног модела и портфолио модела може се изразити на следећи начин:¹¹⁹

$$s = \beta_0 + \beta_1(m - m^*) - \beta_2(y - y^*) + \beta_3(\Delta p^e - \Delta p^{*e}) - \beta_4(i - i^*) + \beta_5(b - b^*) \quad (3.65)$$

и овај општи модел указује на то да је курс одређен фундаменталним факторима - релативном понудом новца, релативним дохотком (БДП), разликама у инфлацији и

¹¹⁸ Frankel (1983), стр. 101-103.

¹¹⁹ Moosa и Bhatti (2010), стр. 250.

разликама у каматама, али и релативним стоком обвезница. Уколико је задовољен услов да су $\beta_4 = 0$ и $\beta_5 = 0$ онда важи монетарни модел с флексибилним ценама. Монетарни модел са инертним ценама валидан је ако је задовољен услов да су $\beta_3 = 0$ и $\beta_5 = 0$. Монетарни модела са диференцијалом реалних каматних стопа важи уколико је задовољен услов да је $\beta_5 = 0$. И на крају, портфолио модел је валидан уколико је задовољено да су $\beta_1 = 0$, $\beta_2 = 0$ и $\beta_3 = 0$.

Табела 3.2 : Подразумевана вредност коефицијената у моделима девизног курса

s (номинални курс) наспрам	$(m - m^*)$	$(y - y^*)$	$(i - i^*)$	$(\Delta p^e - \Delta p^{e*})$	$(b - b^*)$
Традиционални приступ на токовима		+	-		
Модеран имовински приступ					
Монетарни приступ					
Флексибилне цене	+	-	+	+	
Инертне цене	+	-	-		
Диференцијал реалних каматних стопа	+	-	-	+	
Равнотежни портфолио приступ			-		+
Синтеза имовинских модела	+	-	-	+	+

Извор: Frankel (1983), стр. 103, уз делимично прилагођавање нотације од стране аутора.

3.7. Модел валутне супституције

3.7.1. Основни модел

Феномен валутне супституције (доларизације или евроизације) карактеристичан је за земље с дугом историјом високе инфлације, честим девалвацијама домаће валуте и/или конфискацијама стране валуте, услед чега домаћи субјекти губе поверење у домаћу валуту и неке функције новца препуштају страном валути. Две су основне импликације постојања валутне супституције за земљу у режиму флексибилног курса: смањен степен слободе у спровођењу независне монетарне политике и повећана волатилност девизног курса.

Модел валутне супституције покушава да објасни кретање девизног курса у привреди с присутном валутном супституцијом. *Calvo* и *Rodriguez* (1977) развили су модел одређивања девизног курса који је базиран на потпуној флексибилности цена, супституцији валута, савршеној мобилности капитала и рационалним очекивањима.¹²⁰ Према овом моделу већа стопа монетарне експанзије резултира тренутним слабљењем курса и порастом нивоа цена, при чему је слабљење курса веће од повећања цена. Из

¹²⁰ Calvo и Rodriguez (1977), стр. 618-624.

њиховог модела произлази још један феномен „пребацавања“, будући да у систему флексибилних курсева и с флексибилним ценама и високом мобилношћу капитала, уз висок степен супституције валута, чак и мало повећање новчане маса резултира „пребацавањем“ дугорочне равнотежне вредности курса. Осим тога, што је већи степен супституције између валута, утолико ће бити веће варијације курса на промене у макроекономским фундаментама.

Основне претпоставке модела су:¹²¹

- У питању је мала и отворена привреда која функционише на нивоу пуне запослености и у којој домаћи резиденти држе портфолио бескаматне домаће и стране валуте.

- Привреда производи две врсте добара, разменљива и неразменљива добра, при чему стопа производње ова два добра зависи од њихових релативних цена. Релативна цена која је релевантна за производњу у домаћој привреди је однос (количник) домаћих цена разменљивих добара према домаћим ценама неразменљивих добара (P_T/P_N).

- Домаће цене разменљивих добара (P_T) повезане су са одговарајућим страним ценама (P_{T^*}) кроз међународну арбитражу, што је представљено изразом ($P_T = SP_{T^*}$). За малу земљу претпоставља се да су стране цене разменљивих добара дате, и нормализоване ($P_{T^*} = 1$), из чега следи ($S = P_T$). Према томе, релативне цене које управљају алокацијом продуктивних ресурса могу се изразити у реалном девизном курсу (Q), који је дефинисан $Q = S \left(\frac{P_T}{P_N} \right) = S/P_N$ из чега произлази да су домаће цене разменљивих добара једнаке девизном курсу ($S = P_T$).

- Цене неразменљивих добара су одређене у домаћој привреди под условом да је домаће тржиште неразменљивих добара све време у равнотежном стању.

- Домаћи агенти одржавају портфолио домаћег (M) и страног новца (F) који не носи камату. Финансијска имовина или богатство (W) домаћих субјеката исказано у страниој валути састоји се од $W = \frac{M}{S} + F$ или $W = M' + F$, где је $M' = M/S$ део богатства који се држи у домаћој валути изражен у страниој валути, а F је део богатства држан у страниој валути.

- Претпостављају се рационална очекивања о кретању курса, што значи да је очекивана промена курса једнака стварној стопи промене курса, што даје $(S^e/S) - 1 = \dot{S}$.

¹²¹ Приказ базиран на раду Calvo и Rodriguez (1977); и интерпретацијама MacDonald (2007), стр. 166-177; Copeland (2005); стр. 237-144; и Moosa и Bhatti (2010), стр. 271-276.

На имовинском тржишту, односно тржишту који се састоји од домаћег и страног новца, основна релација у моделу валутне супституције одређивања курса јесте функција валутне супституције која претпоставља да жељени однос између домаћег и страног новца зависи од очекиване промене у девизном курсу, која представља меру очекиваних разлика између приноса на домаћу и страну валуту. Равнотежна портфолио релација између релативне тражње за домаћим и страним новцем и очекивана промена у девизном курсу има следећу форму:

$$M'/F = L(\dot{S}) \quad (3.66)$$

где је $L_{\dot{S}} < 0$. Горњи израз показује да жељени однос домаћег новца према страном новцу опада када се очекује повећање девизног курса, односно депрецијација домаће валуте. Изражен инверзно и решен по (\dot{S}) горњи израз може се дати и на следећи начин:

$$\dot{S} = l\left(\frac{M'}{F}\right) \quad (3.67)$$

где је $l_{M'/F} < 0$. На овај начин приказан, израз показује да је за постизање равнотеже на тржишту новца потребно повећање (депрецијација) девизног курса када се смањује рацио домаћег новца према страном новцу. Следи да је већа очекивана депрецијација домаће валуте повезана са смањењем вредности односа (количника) домаћег новца према страном новцу $\left(\frac{M'}{F}\right)$, односно да агенти услед депрецијације домаће валуте смањују њено учешће у свом портфељу.

На тржишту добара, однос (количник) цена разменљивих и неразменљивих добара врши алокацију ресурса и одређује обим производње разменљивих и неразменљивих добара за које је тржиште разменљивих и неразменљивих добара у равнотежи. У стању равнотеже, домаће цене разменљивих добара, кориговане за курс, једнаке су страним ценама разменљивих добара, тако да је однос релативних цена - количник цена разменљивих и неразменљивих добара једнак реалном девизном курсу. Из чега следи да је у случају вишег реалног девизног курса, већа понуда разменљивих добара и мања понуда неразменљивих добара. Тражња за разменљивим и неразменљивим добрима у земљи зависи од реалног девизног курса и вредности имовине коју поседују домаћи субјекти. Тражња за разменљивим добрима је инверзно повезана с реалним девизним курсом и позитивно повезана с вредношћу имовине у поседу домаћих субјеката. Тражња за неразменљивим добрима је позитивно повезана с реалним девизним курсом и негативно с вредношћу имовине.

Сток страног новца (F) у поседу домаћих субјеката дат је у кратком року, будући да се претпоставља да је у питању мала земља и да се њен новац не налази у поседу

страних субјеката, тако да се F не може тренутно прилагодити. Домаћи субјекти могу повећати (смањити) сток страног новца само постепеним креирањем суфицита (дефицита) у трговинском билансу, тако да се обезбеди да тржиште добара у дугом року буде у равнотежи. У кратком року, вишак понуде разменљивих добара (X_T^{ES}) једнак је суфициту у текућем рачуну платног биланса и еквивалентан је акумулацији стока страног новца:

$$X_T^{ES} = H(Q, W) = \dot{F} \quad (3.68)$$

где је $H_Q > 0, H_W < 0$ и $\dot{F} = dF/dt$ је стопа промене F . Горња једначина показује да ће повећање у реалном девизном курсу водити ка повећању понуде разменљивих добара и смањењу понуде неразменљивих добара. Да би се успоставила равнотежа на тржишту разменљивих и неразменљивих добара, сток страног новца и ниво богатства морају се повећати кроз суфицит у трговинском билансу.

Претпоставља се да је тржиште неразменљивих добара у сталној равнотежи, што захтева да стопа домаће производње увек буде једнака домаћој тражњи, тако да не постоји вишак понуде неразменљивих добара (X_N^{ES}):

$$X_N^{ES} = J(Q, W) = 0 \quad (3.69)$$

где је $J_Q < 0, J_W > 0$. Горња једначина указује на постојање специфичног односа између реалног девизног курса и вредности имовине која је конзистентна с равнотежом на тржишту неразмењивих добара. Повећање у вредности имовине мора бити повезано са смањењем (јачањем) у реалном девизном курсу, јер повећана вредност имовине креира вишак тражње за неразменљивим добрима док смањење реалног девизног курса редукује вишак понуде. Ова релација може бити исказана и као:

$$Q = Q(W) \quad (3.70)$$

где је $Q_W < 0$. Будући да је претпостављено да су цене флексибилне, горња једначина важи све време. Заменом горње једначине у једначину (3.68) добија се релација између стопе промене F и вредности имовине, која је дата следећим изразом:

$$\dot{F} = F(W) \quad (3.71)$$

где је $F_W \equiv (H_Q H_W - H_W) < 0$. Горња једначина показује да је вредност богатства (имовине) која је у поседу домаћих субјеката јединствено повезана с равнотежним реалним девизним курсом (и последично стопом вишка понуде разменљивих добара и стопом акумулације страног новца). Кретање (промене) имовине у поседу домаћих субјеката је повезано с кретањем курса. Промене у поседима имовине потичу из

промена у домаћој и страниј компоненти портфолија. Ако се узме први извод израз a $W = M' + F$, добија се следећи израз:

$$\dot{W} = \dot{M}' + \dot{F} \quad (3.72)$$

и уз наведену претпоставку да је $M' = M/S$ следи да је $\dot{M}' = \dot{M}(\mu + \dot{S})$, при чему је μ проценат промене у номиналној понуди новца ($\mu = \dot{M}/M$). Како је вредност домаће имовине изражене у страном новцу дата изразом $M' = W - F$, промене у M' могу се исказати као:

$$\dot{M}' = (W - F)(\mu - \dot{S}) \quad (3.73)$$

Заменом изрази (3.70) у изрази (3.67), (3.71) и (3.73) у израз (3.72), тако добијени израз (3.72) може се изразити на следећи начин:

$$\dot{W} = (W - F) \left[\mu - l - \left(\frac{W-F}{F} \right) \right] + F(W) \quad (3.74)$$

Изрази (3.71) и (3.74) карактеришу динамику система. У стабилном стању $\dot{F} = \dot{W} = 0$ и $F(W) = 0$ у једначини (3.71), и $\mu = \dot{S}$ у једначини (3.74). Ако се стабилна стања вредности W и F представе са \bar{W} и \bar{F} и употреби једначина (3.70) с тим нотацијама, подразумева се да је стабилно стање реалног девизног курса \bar{Q} . Приказани систем задовољава постулат хомогености, пораст у номиналној количини новца резултира у тренутном пропорционалном порасту цена неразменљивих добара и у номиналном девизном курсу (и услед тога у номиналним ценама разменљивих добара). Ове промене остављају све реалне варијабле непромењеним, укључујући и реални девизни курс.

Из приказаног модела валутне супституције произлази да је у привреди са сталном равнотежом на сегменту неразменљивих добара, дугорочна равнотежа постигнута када вредности богатства и реалног девизног курса успоставе равнотежу на тржишту разменљивих добара, на тај начин враћајући текући рачун у равнотежу и држећи сток стране имовине константним. На другој страни, краткорочна равнотежа захтева да само богатство и реални девизни курс успостављају равнотежу за неразменљивим добрима, као и на тржишту новца. Текући суфицит или дефицит је канал преко кога се прилагођава сток страног новца унутар привреде.

3.7.2. Алтернативна спецификација модела валутне супституције

Алтернативна спецификација модела валутне супституције,¹²² која омогућује поређење с монетарним моделима, полази од тога да се уместо богатства посматра реални доходак (Y), а да је каматна стопа, уз курс, друга мера за опортунитетни трошак

¹²² Moosa и Bhatti (2010), стр. 271.

држања новца. Полази се од тражње за новцем, односно од израза за номиналну количину новца у земљи (M) и иностранству (M^*), и курса који повезује ниво цена у земљи с нивоом цена у иностранству, у складу с ПКМ:

$$M = PY^\alpha e^{-\beta i} e^{-\gamma \Delta s^e} \quad (3.75)$$

$$M^* = P^* Y^{*\alpha} e^{-\beta i^*} e^{-\gamma \Delta s^e} \quad (3.76)$$

$$P = SP^* \quad (3.77)$$

где је P ниво цена у земљи и P^* у иностранству, доходак у земљи Y , доходак у иностранству Y^* , номинални новчани сток у земљи M и иностранству M^* , каматна стопа у земљи i и иностранству i^* , номинални курс S , односно очекиване промене номиналног курса Δs^e , док су α , β и γ коефицијенти еластичности тражње за новцем, α доходна еластичност, β каматна еластичност и γ еластичност у односу на промене курса (присутну валутну супституцију).

Изражавањем горње три једначине у логаритамском облику, њиховим комбиновањем и решавањем по курсу, добија се:

$$s = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) + \beta(i - i^*) + 2\gamma \Delta s^e \quad (3.78)$$

и како је $i - i^* = \Delta p^e - \Delta p^{*e} = \Delta m^e - \Delta m^{*e}$, следи израз за одређивање курса у моделу валутне супституције са укљученим реалним дохотком и каматном стопом:

$$s = (m - m^*) - \alpha(y - y^*) + (\beta + 2\gamma)(\Delta m^e - \Delta m^{*e}) \quad (3.79)$$

Наведена једначина представља једноставни монетарни модел који укључује феномен валутне супституције. Он се разликује од једноставног монетарног модела израженог изразом (3.14) једино по томе што инфлациона очекивања која резултирају по основу монетарне експанзије доводе до валутне супституције. Уколико не постоји валутна супституција, онда је коефицијент $\gamma = 0$, и у овом случају горња једначина се своди на израз (3.14). Међутим, уколико постоји перфектна супституција између две валуте, онда је $\gamma = \infty$, што даље значи да равнотежни курс није одређен. Међутим, уколико постоји валутна супституција и коефицијент узима вредности $0 < \gamma < \infty$, то значи да ће девизни курс бити екстремно осетљив и волатилан на промене у очекиваним стопама монетарног раста.

3.8. Микроструктура девизног тржишта у одређивању курса

Велики број макроекономских модела за одређивање девизног курса, који су развијени у периоду од двадесетих до почетка осамдесетих година 20. века, базира се на два основна постулата. Први, да је равнотежни девизни курс примарно

макроекономски феномен, будући да је јединствено детерминисан макроекономским агрегатима или фундаментима. Други, да равнотежни девизни курс тренутно реагује на промене у макроекономским фундаментима. Ови макроекономски модели, који традиционално развијају аналитички оквир с две земље и с различитим претпоставкама, описују кретање равнотежног курса као функцију текуће и будуће вредности сета макроекономских варијабли. Међутим, емпиријска тестирања теоријских макроекономских модела одређивања девизног курса нису дала задовољавајуће резултате у објашњењу и предвиђању краткорочног кретања девизног курса. Криза наведених модела нарочито је изражена након радова о макроекономским моделима за предвиђање девизног курса, из којих произлази да макроекономски фундаменти који су у основи ових модела не могу да објасне кретање девизног курса ништа боље од „случајног хода“.¹²³ Чињеница да је номинални курс много волатилнији од макроекономских фундамената сугерише на то да макроекономски модели не могу успешно објаснити нити предвидети кретање курса.

У литератури се немогућност макроекономских модела да предвиде кретање курса објашњава с више разлога. Као први разлог наводи се нестабилност параметара и услед тога њихова слаба моћ за објашњење кретања и предвиђања кретања курса, при чему се та нестабилност приписује променама економске политике које узрокују различита понашање и кретања макроекономских величина током времена. Други разлог који се наводи јесте постојање нелинеарне везе између макроекономских фундамената и девизног курса, док су макроекономски модели углавном базирани на линеарним везама. Трећи разлог јесте питање реалности претпоставки о важењу ПКМ и непокривеног каматног паритета који су саставни елементи готово свих макроекономских модела.¹²⁴

Као одговор на слабе перформансе наведених макроекономских модела у предвиђању девизног курса, развијени су модели базирани на теорији тржишне микроструктуре, као и тзв. хибридни модели, који укључују макроекономске варијабле (каматну стопу) и микроструктуру (токове налога) у објашњењу кретања девизног курса.

Модели тржишне микроструктуре су коришћени да се одреди девизни курс кроз процес и резултате размене валута по експлицитним правилима трговања на девизном тржишту. Модели тржишне микроструктуре заснивају се на микроаспекту девизног

¹²³ Meese и Rogoff (1983), стр. 12.

¹²⁴ Moosa и Bhatti (2010), стр. 294-295.

тржишта и укључују трансмисију информација између тржишних учесника, њихово понашање, значај токова налога и различитих обима трговине и волатилност девизног курса. Ови модели покушавају да објасне кретање и формирање дневног (и интрадневног) курса, током кога дилери прилагођавају своје котације за куповину и продају у току истог радног дана у одсуству било каквих макроекономских новости.¹²⁵

Модели тржишне микроструктуре релаксирају три претпоставке макроекономских модела.¹²⁶ Прво, да информациона структура на девизном тржишту није перфектна већ асиметрична, тако да неки клијенти имају приватне информације које им пружају предност у купопродаји на девизном тржишту. Друго, у моделима тржишне микроструктуре тржишни учесници нису идентични и због тих разлика утичу на курс. Треће, модели тржишне микроструктуре полазе од тога да механизам трговања, који је институционално одређен, такође утичу на курс.

Према моделима тржишне микроструктуре, девизни курс је функција куповних и продајних котација дилера током трговања на које утичу јавно доступне информације о макроекономским фундаментима али и информације примљене од стране клијената кроз токове налога, преко којих се преносе приватне информације и утичу на котације дилера и формирање курса.

Општа форма модела тржишне микроструктуре приказана у стохастичној форми јесте следећа:¹²⁷

$$\Delta s_t = g(\Delta x_t, \Delta I_t, \dots) + v_t \quad (3.80)$$

где је Δs_t логаритам приноса на трговину девизама током два трансакциона периода и одређен је варијаблама које су укључене у функцију $g(\Delta x_t, \Delta I_t, \dots)$, као што су токови налога (Δx_t) и нето девизна позиција (ΔI_t), док је v_t случајни члан или бели шум. Токови налога могу да узму позитивну и негативну вредност у зависности од тога да ли се обавља трансакција куповине (+) или продаје (-) с дилерима. Модели микроструктуре предвиђају позитивну везу између промене девизног курса и информација садржаних у токовима налога које нису јавно доступне. Релација између курса и (ΔI_t) јесте контролна на кретање курса. Друге варијабле које такође могу да утичу на кретање курса у МТМ јесу најчешће обим трговине и спред (распон) између куповних и продајних курсева.

¹²⁵ Sarno и Taylor (2002), стр. 265-266.

¹²⁶ Lyons (2001), стр. 8.

¹²⁷ Moosa и Bhatti (2010), стр. 300.

Интегришући макроекономске фундаменте с микроструктуром девизног тржишта Lyons (2001) развио је тзв. хибридни модел,¹²⁸ који се може приказати у следећој форми:

$$\Delta s_t = f(\Delta i, \Delta m, \dots)_t + g(\Delta x, \Delta I, \dots) \quad (3.81)$$

Хибридни модел је подељен у два дела, који нису нужно независни. Први део је функција која обухвата макроекономску компоненту $f(\Delta i, \Delta m, \dots)_t$, док је други део функција $g(\Delta x, \Delta I, \dots)$ која представља микроструктуру девизног тржишта. Економска интуиција иза овога модела јесте да је тражња за девизама неизвесна и да се реализује на почетку сваког дана. Реализована тражња генерише налоге који нису примећени и препознати од стране јавности, ови налози се у току трговине агрегирају и преносе у процесу трговања. Претпоставља се да је реализована тражња корелисана с будућим каматним диференцијалом, тако да ценовни утицај оперише кроз дисконтну стопу. Тражња за девизама од стране клијената мотивисана је ликвидносним потребама, хедџингом (заштитом од ризика промена курса) и шпекулацијама и у зависности од обима тражње, утиче на формирање котација које се нуде од стране дилера, будући да они своје котације прилагођавају у зависности од обима тражње.

3.9. Новости у моделима одређивања курса

Имовински модели одређивања девизног курса базирају се на хипотези ефикасног тржишта и рационалним очекивањима. С обзиром на то да курс зависи од очекивања, период неизвесности, нових информација и вести јесте период у којем промене о очекивањима примарно узрокују промене девизног курса. Услед тога, флукуације у спот курсу не могу бити предвиђене на основу будућег (форвард) курса који је базиран на прошлим информацијама. Промене у очекивањима су последица новости, базиране су на информацијама доступним после закључивања форвард уговора, али пре реализације спот трансакције. У најширем смислу, новости се дефинишу као разлика између вредности фундамената предвиђених од стране тржишних учесника и актуелне реализоване вредности фундамената (инфлације, стопе привредног раста и сл.) које су званично саопштене и јавно доступне. Тако дефинисане, новости утичу на девизни курс, и то како у макроекономским моделима, тако и у моделима тржишне микроструктуре.

¹²⁸ Lyons (2001), стр. 18. даје следећи израз за хибридни модел: $\Delta Pt = f(i, m, z) + g(X, I, Z) + e_t$, који је у раду прилагођен ради упоредивости, базирајући се на раду Moosa и Bhatti (2010), стр. 307.

У макроекономским моделима које карактеришу рационална очекивања и ефикасно девизно тржиште само новости утичу на промене курса, тако да се флуктуације у курсу не могу предвидети на основу распона између текућег (спот) и будућег (форвард) курса. Квантификацију ефеката новости на формирања курса први пут је дао *Dornbusch* (1980) и она подразумева да је актуелна стопа промене курса (Δs_{t+1}), реализована у времену $t + 1$, једнака суми очекиваних промена курса (Δs^e_{t+1}) и неочекиваних промена – новости.¹²⁹ Очекиване промене представљају разлику између номиналних каматних стопа, док неочекиване промене представљају разлику између стварне и очекиване промене курса ($\Delta s_{t+1} - \Delta s^e_{t+1}$). Уколико се претпостави да је спред између будућег (форвард) и садашњег (текућег или спот) курса једнак каматном диференцијалу $(f - s)_t = (i - i^*)_t$, добија се следећи израз за формирање курса под утицајем новости:

$$\Delta s_{t+1} = (f - s)_t + (\Delta s_{t+1} - \Delta s^e_{t+1}) \quad (3.82)$$

или

$$\Delta s_{t+1} = (f - s)_t + (Н О В О С Т И)_t. \quad (3.83)$$

Из горњег израза произлази, да би у случају ефикасног девизног тржишта, које карактеришу рационална очекивања, новости требало да утичу на кретање курса, као и да флуктуације курса не могу бити предвиђене на основу спреда између текућег (спот) и будућег (форвард) курса.

3.10. Емпиријски резултати

Детаљне приказе бројних спроведених истраживања и коришћених економетријских техника дали су *Levich* (1985), *Taylor* (1995), *Sarno* и *Taylor* (2002), *MacDonald* (2007), *Wang* (2009), *Moosa* и *Bhatti* (2010). Истраживања и провере валидности модела одређивања девизног курса обухватили су различите периоде, различите валуте, различите економске услове и примену различитих економетријских метода. У наставку приказујемо само нека истраживања за изабране моделе одређивања курса.

3.10.1. Монетарни модели девизног курса

Прва истраживања и тестирања монетарних модела ослањала су се на класичну регресиону анализу и потврдила су валидност монетарног модела с флексибилним ценама, у смислу да су коефицијенти уз релативну понуду новца позитивни, а

¹²⁹ Dornbusch (1980), стр. 172.

коэффициенти уз релативни доходак негативни.¹³⁰ Истраживање¹³¹ које испитује валидност монетарног модела на бази кретања курса немачке марке и америчког долара између фебруара 1920. и августа 1923, током немачког хиперинфлацијског периода, потврђује валидност монетарног модела. Коэффициент уз релативну новчану масу је позитиван и износи 0,975 и не разликују се значајно од један, док је коэффициент уз форвард премију такође позитиван и износи 0,591 и значајно се разликује од нуле. Уз новчану масу, услед непостојања података о каматним стопама, ова анализа користи терминску премију као замену за разлике у каматним стопама, као објашњавајућу варијаблу за кретање курса немачке марке. Друго истраживање¹³² је тестирало монетарни модел за британску фунту и немачку марку наспрам америчког долара и пронашло је доказе који подржавају монетарни модел с флексибилним ценама, изузев за немачку марку, за коју је коэффициент уз каматну стопу био изразито негативан. Такође, тестиран¹³³ је општи (генерални) монетарни модел, који укључује диференцијал стопа инфлације као додатну објашњавајућу варијаблу, и пронађено је да резултати одговарају монетарном моделу с флексибилним ценама за кретање немачке марке током периода од 1974. до 1978.

Међутим, истраживања спроведена током осамдесетих и деведесетих не потврђују валидност монетарних модела, као што је истраживање које је спровео *Frankel* (1983) у коме налази погрешан предзнак за релативне понуде новца, за које се, према теоријским поставкама, очекује позитивна вредност коефицијента уз понуду новца и величина коефицијента која је близу један.¹³⁴ Као објашњење слабости ових налаза наводи се могућност да су монетарне власти много више пажње придавале кретању каматне стопе, а да су дозволиле ендогено кретање и прилагођавање новчане масе.¹³⁵ Као други разлог се наводи постојање серијске корелације у моделима оцењеним класичном регресијом, док се као трећи разлог наводи питање валидности претпоставке да је тражња за новцем идентична у свим земљама.¹³⁶

Услед уочених слабости емпиријских тестирања, даља провера монетарних модела средином осамдесетих година вршена је покушајима да се на основу економетријски оцењених макроекономских модела из једног периода изврши анализа и након тога

¹³⁰ Frenkel (1976), Bilson (1978), Frankel (1979)

¹³¹ Frenkel (1976), стр. 217-219.

¹³² Bilson (1978), стр. 71-72.

¹³³ Frankel (1979), стр. 619.

¹³⁴ Frankel (1983), стр. 92-93.

¹³⁵ Ibid., стр. 93.

¹³⁶ Moosa и Bhatti (2010), стр. 345-346.

предвиђање кретање курса у будућем (наредном) периоду. Примена овако дефинисаног приступа¹³⁷ није потврдила валидност макроекономских модела, будући да ниједан тестирани макроекономски модел није могао да прогнозира и предвиди кретање курсева боље од тзв. метода случајног хода. Поред тога, на основу спроведеног истраживања, основни закључак јесте да је немогуће предвидети будући курс, али и да макроекономски фундаменти не објашњавају адекватно кретање курсева у прошлости.¹³⁸ Након овог истраживања, спроведена су бројна друга истраживања, која иако за поједине периоде и поједине валуте налазе неке доказе за валидност неких од макроекономских модела, генерално посматрано, нису успела да оспоре налазе и закључак *Messe* и *Rogoff* (1983) да анализирани макроекономски модели не испоручују боље резултате у прогнозирању и предвиђању кретања курса од резултата које даје тзв. „случајни ход“.¹³⁹

Како би се превазишли проблеми нестационарности у регресионој анализи, развој економетријских техника омогућио је да се новија истраживања базирају на коинтеграционој техници, која је пружила доказе о валидности монетарних модела. Сматрало се да је одбацивање монетарних модела као валидних за дугорочно објашњавање кретања курса заправо последица неодговарајућих економетријских техника које су коришћене (класичне регресије).¹⁴⁰ Спроведено истраживање и анализа¹⁴¹ валидности монетарног модела за три главне валуте - амерички долар, немачку марку и јапански јен, уз коришћење података током флукутирања наведених валута, од 1976. до 1990, налази да је монетарни модел валидан за анализу кретања дугорочног девизног курса, односно да постоји дугорочна коинтеграциона веза, али да коефицијенти могу, али не морају бити управо оних вредности како предвиђа теорија монетарног модела. Спроведена анализа налази да важи пропорционална веза између девизног курса и релативне понуде новца само за немачку марку. У каснијем раду,¹⁴² даље се испитује монетарни приступ у одређивању девизног курса коришћењем месечних података о девизном курсу за немачку марку и амерички долар. Коришћењем Johansen-ове процедуре за спровођење теста коинтеграције закључује се да је монетарни модел валидан и да добро описује и објашњава дугорочну равнотежну везу између кретања немачке марке и америчког долара.

¹³⁷ Meese и Rogoff (1983), стр. 12.

¹³⁸ Ibid., стр. 17.

¹³⁹ Sarno и Taylor (2002), стр. 136-137.

¹⁴⁰ MacDonald и Taylor (1991), стр. 179-180.

¹⁴¹ Ibid., стр. 184

¹⁴² MacDonald и Taylor (1993), стр. 101-104.

И поред напретка и доказа о валидности монетарног модела применом коинтеграционе технике, сва истраживања вршена овом техником нису потврдила валидност монетарног модела одређивања курса. Једно од истраживања¹⁴³ које није потврдило постојање коинтеграционе везе односи се на истраживање између америчког долара и канадског долара, иако је у анализи обухваћен релативно дуг временски период. Такође, иако се очекивало да се потврди постојање дугорочне коинтеграционе везе између индијског рупија и америчког долара, спроведено истраживање¹⁴⁴ није нашло доказе да постоји дугорочна коинтеграциона веза између индијског рупија и америчког долара, и поред очекивања да ће се наћи веза услед разлика у стопама инфлације између ове две земље, а као могуће објашњење даје се нестабилност функције тражње за новцем.

Најновија истраживања се са економетријског аспекта базирају на методу панела података, и већина спроведених истраживања, применом ове технике, потврђује валидност монетарног модела у панелу података, док већина студија одбацује валидност уколико се појединачно посматрају билатерални курсеви. Истраживање које је спровео *Oh* на бази података за седам земаља током послебретонвудског периода проналази доказе за валидност монетарног модела у панелу података, док не постоји коинтеграциони однос за временске серије појединих, билатералних курсева.¹⁴⁵

Прве емпиријске студије монетарног модела са инертним ценама спровео је *Driskill* (1981) који анализира феномен „пребацивања“ и динамику краткорочног и дугорочног кретања курса. Анализа се односи на кретање швајцарског франка према курсу америчког долара, са 19 кварталних опсервација у периоду 1973-1977. Његови налази потврђују хипотезу „пребацивања“. Спроведећи симулацију и поредећи кретање курса и цена након монетарног шока са иницијалним нивоом цена и курса који је подешен на нулти ниво пре монетарног шока, налази да би курс иницијално депрецирао, а током првог квартала апрецирао и наставио са апрецијацијом у наредна три квартала, након чега поновно започиње депрецијацију.¹⁴⁶ Његов налаз потврђује хипотезу пребацивања, девизни курс флукутира или осцилира у процесу успостављања нове равнотеже, док се цене стално повећавају и расту скоро пропорционално до величине монетарног шока.

Meese и *Rogoff* (1988) развијају модификовану верзију монетарног модела са инертним ценама и истражују однос између реалних курсева и разлике у реалним

¹⁴³ Cushman (2000), стр. 600.

¹⁴⁴ Ghosh (1998), стр. 75.

¹⁴⁵ Oh (1999), стр.153.

¹⁴⁶ Driskill (1981), стр. 369-370.

каматним стопама између САД, Немачке, Јапана и Велике Британије. Примењеном регресионом анализом налазе да су реални девизни курсеви негативно повезани с разликама у реалним каматним стопама и да су промене реалних девизних курсева мање од пропорционалних промена диференцијала реалних каматних стопа. Наиме, иако је коефицијент уз диференцијал реалне каматне стопе негативан и мањи од један, коефицијент није статистички значајан за сва три анализирана курса, немачку марку, јапански јен и британску фунту наспрам америчког долара. Даље спроводе тестирање коинтеграционе везе и не налазе доказе о постојању дуготрајне везе у односу између реалног девизног курса и диференцијала реалних каматних стопа, чиме не могу потврдити валидност модела за објашњење кретања курса базираног на инертним ценама, указујући да реални поремећаји могу бити узрок несталности девизног курса.¹⁴⁷

3.10.2. Модел притиска на девизном тржишту

Конструисани и развијени модел притиска на девизном тржишту¹⁴⁸ примењен је на искуство Канаде током периода од 1952. до 1974. Коришћењем класичне регресионе анализе, добијени су резултати који су подржали постојање тржишног притиска у истовременим кретањима девизног курса и девизних резерви, као и зависност монетарне политике Канаде од кретања у америчкој монетарној политици током посматраног периода. Наиме, тестирана је валидност модела на основу једначине (7.9), при чему је мерен тржишни притисак комбинацијом промене девизног курса и девизних резерви зависно од промена у домаћим кредитима и страном новцу, као и кретања релативног дохотка. Резултати су сасвим конзистентни с предвиђањима модела. Сви коефицијенти модела су са очекиваним предзнаком и статистички су значајни. На пример, коефицијент за домаћу компоненту новчане масе је -0,96, чиме се подржава став да су канадске монетарне власти имале мало простора за самостално спровођење монетарне политике.¹⁴⁹

3.10.3. Равнотежни портфолио модел

Анализа и емпиријско тестирање равнотежног портфолио модела у одређивању курса суочено је с два методолошка проблема.¹⁵⁰ Први проблем јесте ограничена расположивост података и како одредити који део имовине се држи у домаћој, а који у

¹⁴⁷ Meese и Rogoff (1988), стр. 943.

¹⁴⁸ Girton и Roper (1977)

¹⁴⁹ Ibid., стр. 544-545.

¹⁵⁰ Levich (1985), стр. 1014-1015.

страној валути, док је други проблем спецификација стабилне функције тражње за имовином, која није идентична између земаља, а ни у посматраним појединачним земљама између различитих периода. У истраживању које обухвата и тестирање монетарних модела и портфолио модела,¹⁵¹ за пет валута налази се да су многи параметри значајни, али са супротним предзнаком у односу на оно што теорија сугерише. Спроведено истраживање којим се тестира валидност четири алтернативне спецификације портфолио модела за немачку марку наспрам америчког долара, у периоду 1974-1978, не пружа убедљиве доказе за валидност тестираних портфолио модела, будући да су добијени резултати веома неубедљиви, коефицијенти су значајни, али су предзнаци супротни очекивањима које сугерише портфолио приступ. У наредном истраживању *Frankel* (1983) је извршио синтезу између монетарних и портфолио модела (приказана Табела 3.2, страна 66) и тестирао конструисане моделе. На основу спроведеног тестирања, добијени коефицијенти за параметре портфолио модела су коректног знака и генерално статистички значајни, док коефицијенти за монетарни модел нису били статистички значајни, те закључује да извршена синтеза модела не даје боље резултате од појединачних модела.¹⁵²

Obstfeld (1983) анализира портфолио модел и ефекте стерилизованих и нестерилизованих интервенција у Немачкој, на бази месечних података од јануара 1975. до октобра 1981, кроз динамичне симулације савшеног предвиђања. Испитује се да ли је имперфектна супституција између домаћих и страних обвезница довољна да омогући централној банци Немачке да у кратком року, од једног месеца, постигне независне екстерне и интерне циљеве, односно да утиче на кретање курса марке и да утиче на услове на домаћем тржишту новца. Добијени налаз указује на то да централна банка Немачке има мало могућности, уколико их уопште и има, да утиче на кретање курса а да се то не одрази на услове и кретање на домаћем тржишту новца. Налаз оставља могућност да стерилизоване интервенције на девизном тржишту имају значајан, али само краткорочан ефекат на кретање курса, који ишчезава (нестаје) у току једног месеца.¹⁵³

Rogoff (1984) анализира портфолио модел који укључује ефекте интервенције, за кретање канадског долара наспрам америчког долара, на основу недељних података у периоду од марта 1973. до децембра 1980. Међутим, и поред тога што су коришћени

¹⁵¹ Frankel (1982a, 1982b)

¹⁵² Frankel (1984), стр. 253.

¹⁵³ Obstfeld (1983), стр.182-185.

подаци веће учесталости у односу на раније анализе, добијени резултати не подржавају постојање портфолио ефекта чиме би се потврдила валидност портфолио приступа, јер није пронађен статистички значај коефицијената уз очекивани предзнак.¹⁵⁴

Kearney и *MacDonald* (1986) такође су истраживали, у контексту портфолио модела, ефекте интервенција и стерилизације за британску фунту и амерички долар, у периоду од другог квартала 1973. до четвртог квартала 1983, и пронашли доказе за потврду ефикасности стерилизованих интервенција у контексту рационалних очекивања агената.¹⁵⁵

3.10.4. Модел валутне супституције

У највећем броју случајева емпиријски резултати не потврђују хипотезу валутне супституције, и то најчешће због тешкоћа истраживача да направе разлику између промена курса узрокованих валутном супституцијом и промена девизног курса на које утичу бројни други фактори.¹⁵⁶

Једна од емпиријских студија¹⁵⁷ која је потврдила валидност валутне супституције на кретање курса анализира композицију девизних холдинга састављених од четири валуте, британске фунте, француског франка, немачке марке и америчког долара, у периоду од 1961 до 1970. и налази доказе који потврђују валидност хипотезе валутне супституције, показујући да је ефекат каматне стопе доминантан за све четири земље. Такође, делимичне доказе о важењу валутне супституције налазимо и у раду¹⁵⁸ који истражује кретања између америчког и канадског долара, као и америчког долара и немачке марке. Анализа је вршена за бретонвудски период и после њега. За све три земље је нађена статистички значајна еластичност супституције у периоду флукутирања валута, али релативно мала и незнатна супституција у периоду фиксног девизног курса током бретонвудског система.

Докази који убедљиво потврђују валидност валутне супституције односе се на анализу периода хиперинфлације у Немачкој. Наиме, спроведено истраживање¹⁵⁹ кретања немачке марке наспрам америчког долара током периода хиперинфлације у Немачкој двадесетих година прошлог века налази значајан ефекат супституције, уз значајан утицај очекивања на кретање курса у периоду хиперинфлације.

¹⁵⁴ Rogoff (1984), стр. 147.

¹⁵⁵ Kearney и MacDonald (1986), стр. 359-362.

¹⁵⁶ Moosa и Bhatti (2010), стр. 365.

¹⁵⁷ Chrystal (1977), стр. 847-849.

¹⁵⁸ Miles (1978), стр. 435-436.

¹⁵⁹ Moosa (1999), стр. 75-76.

3.10.5. Модели тржишне микроструктуре

Спроведена истраживања¹⁶⁰ налазе доказе да токови налога значајно објашњавају промене девизног курса на дневном нивоу, као и да могу да објасне 60% варијација у односу између немачке марке и америчког долара и 40% варијација у односу јапанског јена и америчког долара. Такође, истраживања налазе да на промене курса утичу и куповни и продајни спредови дилера,¹⁶¹ тако да девизни дилери за сваких додатних 5 милиона долара шире спред у котацијама долар/марку за 0,0001.

Evans и *Lyons* (1999) су тестирали тзв. хибридни модел, који, поред токова налога, укључује и макроекономске варијабле – каматну стопу за немачку марку и јапански јен, наспрам америчког долара. Коришћени су дневни подаци о кретању курсева. Нашли су да су коефицијенти за токове налога очекиваног знака и да су статистички значајни.¹⁶² Такође, нису нашли да је разлика у каматама код оцене односа немачке марке према долару статистички значајна. Закључују да хибридни модел боље објашњава кретање курса од традиционалних макроекономских модела, и то пре свега захваљујући побољшању у својствима модела које потиче од токова налога.¹⁶³

3.10.6. Новости у моделима девизног курса

Утицај новости на понашање девизних курсева полази од теорије да девизни курс рефлектује очекиване вредности будућих фундаменталних варијабли, што значи да ће девизни курс одступати од фундаменталног равнотежног нивоа само након нових информација о фундаменталним факторима. Спроведена анализа¹⁶⁴ за период од средине 1973. до средине 1979. године истражује утицај новости о текућем билансу, дохотку и каматним стопама на кретање курсева америчког долара, немачке марке и јапанског јена. Нађено је да је статистички значајан утицај текућег биланса и дохотка који објашњава око 60% варијабилитета номиналног ефективног курса долара, док су истовремено те две варијабле узроковале око 60% варијација долара у односу на немачку марку и око 80% варијација у односу на јапански јен.¹⁶⁵ Наведени налази су потврдили валидност модела базираног на новостима, будући да се значајан део осцилација може објаснити новостима и закључује се да се стога флукуације у курсу

¹⁶⁰ Evans и Lyons (1999), стр. 3-5.

¹⁶¹ Lyons (1995), стр. 24-26.

¹⁶² Evans и Lyons (1999), стр. 17.

¹⁶³ Ibid., стр. 34.

¹⁶⁴ Dornbusch (1980)

¹⁶⁵ Dornbusch (1980), стр. 159-163.

не могу предвидети на основу прошлих форвард курсева, услед утицаја новости на кретање курса у будућности.

Нека истраживања указују на то да је утицај новости у дугом року много слабијег интензитета од првобитно добијених оцена, и да се мањи део варијација у кретању курса може објаснити новостима. *Copeland (2005)* указује на немогућност да се новостима објасне флукуације у курсу, наглашавајући да новости још нису ни близу да објасне волатилност девизног курса.¹⁶⁶ Уз указивање на слаба статистичка својства модела коришћених за оцену утицаја новости на кретање курса, закључује да новости не могу објаснити флукуације курса, што постаје евидентно ако се сагледа волатилност курса на почетку и на крају сваког (радног) дана трговања девизама.

¹⁶⁶ Copeland (2005), стр. 352-359.

II. ТАРГЕТИРАЊЕ ДЕВИЗНОГ КУРСА И ЦИЉАЊЕ ИНФЛАЦИЈЕ

4. Таргетирање девизног курса

У зависности од анализираних теоријских модела разликује се основни инструмент монетарне политике и механизам утицаја монетарне политике на кретање курса.¹⁶⁷ У МФМ основни инструмент монетарне политике јесте понуда новца. У режиму флексибилног курса, монетарна политика утиче на ниво девизног курса у простору у којем централна банка, креирајући вишак ликвидности на тржишту новца, утиче на привремену неравнотежу у капиталном рачуну. У режиму фиксног курса, монетарна политика је подређена фиксираном девизном курсу. У монетаристичкој школи и монетарном моделу, монетарна политика се имплементира у форми тзв. константне стопе монетарног раста. Правило монетарног раста заснива се на хипотези рационалних очекивања и немогућности монетарне политике да својим мерама утиче на реалне варијабле. У режиму флексибилног курса, централна банка одржава понуду новца константном, док се у случају поремећаја активирају саморегулишући механизми који систем враћају у равнотежу. У режиму фиксног курса, понуда новца је потпуно подређена фиксном курсу и домаћи ниво цена је у потпуности одређен нивоом цена земље за чију валуту је курс фиксиран. У тзв. новом кејнзијанском моделу, основни инструмент монетарне политике јесте краткорочна каматна стопа. Краткорочна каматна стопа – односно тзв. правило каматне стопе – интегрални је део стратегије циљања инфлације, која је постала доминантни оквир монетарне политике у режиму пливајућег курса деведесетих година прошлог века. Једно од најпопуларнијих правила каматне стопе је тзв. *Taylor*-ово правило.¹⁶⁸

У отвореној привреди с флексибилним режимом курса, трансмисија монетарне политике, услед промене каматне стопе, реализује се кроз канал каматне стопе и канал девизног курса. У режиму фиксног курса, да би се спот девизни курс одржавао константним и непромењеним, централна банка подешава каматну стопу тако да је краткорочна каматна стопа једнака краткорочној каматној стопи земље сидра, евентуално увећаној за премију ризика земље.

У практичном спровођењу монетарне политике, фиксни режими се одржавају одбраном паритета, интервенцијама централне банке на девизном тржишту.

¹⁶⁷ Handa (2000), стр.284-309; Mankju (2004), стр. 653-659.

¹⁶⁸ Taylor (1993), стр. 202.

Управљање курсом у флексибилном режиму, по правилу, примарно би требало да се ослања на каматну стопу, док су интервенције централне по правилу спорадичне и ретке.

4.1. Индиректно таргетирање курса

Теоријска аргументација о предностима флексибилног режима своју практичну примену нашла је у монетарној политици која се спроводи у оквиру циљања инфлације. Циљање инфлације полази од тога да је основни инструмент монетарне политике каматна стопа, док се режим флексибилног курса подразумева. *Taylor* (2001) као алтернативу монетарној политици која подразумева фиксни курс истиче монетарну политику која је заснована на флексибилном курсу, инфлаторном циљу и правилу монетарне политике. Тако дефинисано „тројство“¹⁶⁹ заправо је основна специфичност и карактеристика циљања инфлације, будући да је девизни курс тржишно одређен, да је инфлациони циљ номинално сидро монетарне политике и да је каматна стопа основни инструмент у дефинисаном правилу монетарне политике.

Уверење у супериорност тржишног формирања курса засновано је на претпоставци да је девизни курс одређен на ефикасном девизном тржишту са унапред усмереним и рационалним понашањем учесника. Паритет непокривених каматних стопа дефинише релацију између промена у оперативном таргету централне банке и девизног курса, тако да се трансмисија монетарне политике, поред канала каматне стопе, одвија и преко канала девизног курса.¹⁷⁰ Неопходан услов да централна банка каматном стопом индиректно утиче на кретање девизног курса јесте напуштање хипотезе непокривеног паритета каматних стопа. Наиме, напуштање хипотезе непокривеног каматног паритета подразумева да се повећањем (смањењем) каматне стопе спречавају или ограничавају притисци на депрецијацију (апорецијацију) девизног курса.

Индиректан утицај каматне стопе на курс заснива се на монополском положају централне банке на тржишту новца, која, мењајући понуду и/или цену - каматну стопу - примарног новца, утиче на оперативни таргет монетарне политике - краткорочну номиналну каматну стопу на тржишту новца. Стандардно се у убеницима претпоставља да је каматна стопа на тржишту новца оперативни таргет централне банке, на који она утиче мењајући понуду примарног новца, док тражњу за примарним новцем одређују комерцијалне банке и зависи од каматне стопе, нивоа производње

¹⁶⁹ Taylor (2001), стр. 263.

¹⁷⁰ Svensson (1998), стр. 2.

(који одређује заправо тражњу за кредитима) и случајних поремећаја који обухватају све остале утицаје на тражњу за примарним новцем.¹⁷¹ Утицај централне банке на оперативни циљ врши се било активно, директно операцијама на отвореном тржишту, било индиректно и пасивно кроз тзв. коридор каматних стопа. У пракси, највећи број централних банака користи истовремено оба приступа.

4.2. Директно таргетирање курса

С обзиром на то да већина емпиријских истраживања не потврђује валидност паритета непокривених каматних стопа, кретање курса не може се са сигурношћу контролисати индиректно, манипулисањем каматном стопом, услед чега централна банка директан утицај на кретање курса врши интервенцијама на девизном тржишту. За разлику од фиксног режима, у коме се интервенције користе за одбрану паритета, у режиму флексибилног курса, по правилу, централна банка интервенише из девизних резерви уколико кретање курса угрожава циљ монетарне политике – у случају циљања инфлације, интервенише када су кретања курса таква да угрожавају постизање и/или одржавање циљане стопе инфлације.

Wollmershauser (2003) истиче следеће основне карактеристике директног управљања курсом:¹⁷² Прво, курс контролише централна банка интервенцијама на девизном тржишту, тако да кретања девизног курса нису у потпуности одређена на тржишту, већ су под знатним утицајем политике интервенција централне банке. Друго, имплементирана политика има два оперативна циља - номиналну каматну стопу и номинални девизни курс. Каматна стопа је контролисана, као и у систему тржишног одређивања девизног курса, кроз интервенције централне банке на домаћем тржишту новца. За разлику од система фиксног курса, у случају директног управљања курсом, није унапред објављен циљ за номинални девизни курс. Независност ова два оперативна циља остварује се стерилизацијом интервенција, што разликује директно управљање курсом од фиксног режима, у коме је каматна стопа подређена циљу девизног курса. Треће, циљана стопа инфлације је номинално сидро. Тако посматрано, директно управљање курсом је слично стратегији циљања инфлације, у којој је присутно тржишно одређивање девизног курса.

Разлика између интервенције централне банке на домаћем тржишту новца и на девизном тржишту јесте у томе што на девизном тржишту централна банка није

¹⁷¹ Handa (2000), стр. 568-588.

¹⁷² Wollmershauser (2003), стр. 189.

монополиста. Централна банка има неограничену моћ да продајом домаће валуте утиче на вредност девизног курса. Међутим, могућност централне банке да куповином домаће и продајом стране валуте интервенише на девизном тржишту ограничена је износом девизних резерви.

Као основни мотиви интервенција централне банке наводе се: лимитирање волатилности и ублажавање трендне путање курса, смањење одступања од равнотежног курса, управљање и/или акумулација девизних резерви и обезбеђење девизне ликвидности.¹⁷³ Са аспекта циља интервенција, најчешће се разликују: а) интервенције ради ублажавања флукуација курса и б) интервенције с намером да се утиче на ниво или путању курса. Поред тога, као мотиви интервенција централних банака наводе се: намера да се изврши корекција курса, намера да се обезбеди ликвидност девизног тржишта и намера да се акумулирају девизне резерве.¹⁷⁴

Поред примарног ефекта интервенција, тренутног и директног утицаја на курс, постоји и индиректни, секундарни ефекат, који се јавља као последица интервенција услед мењања домаће понуде новца и каматне стопе. Разлика између директног и коначног ефекта интервенција јесте у времену деловања. Директни ефекат интервенција постиже се тренутно, са „уласком” централне банке на девизно тржиште, јер се тиме тренутно мења однос понуде и тражње за девизама. С друге стране, индиректни и коначни ефекат захтева проток одређеног времена, јер подразумева трансмисију кроз промену понуде новца и ефекат на кретање каматне стопе. У зависности од мотива интервенција и коначног ефекта који се реализује након комплетирања процеса монетарне трансмисије, централна банка може неутралисати преливање с девизног тржишта на домаће тржиште новца и каматну стопу стерилишућим операцијама. Зависно од жељеног циља интервенција, разликује се и реакција централне банке у погледу стерилизације или нестерилизације измењене домаће понуде ликвидности.

Нестерилизоване интервенције се не разликују од конвенцијалних операција на отвореном тржишту, јер имају исти ефекат на домаће новчано тржиште и каматне стопе. Куповина (продаја) девиза од стране централне банке праћена је повећањем (смањењем) примарног новца који индиректним ефектима додатно утиче на кретање курса у жељеном правцу. Насупрот томе, стерилизоване интервенције представљају посебан инструмент монетарне политике, јер се њима утиче на девизни курс, док

¹⁷³ Chutasripanich и Yetman (2015), стр. 5-6.

¹⁷⁴ Kriljenko et al. (2006), стр. 6.

ликвидност и каматна стопа остају непромењени, будући да централна банка операцијама на отвореном тржишту неутралише иницијалну промену примарног новца. Нестерилишуће интервенције разликују се од конвенцијалних операција на отвореном тржишту једино по типу имовине централне банке који се мења за примарни новац, јер централна банка истовремено размењује нето страну активу и примарни новац. Промене у примарном новцу утичу на кретање краткорочне каматне стопе, и последично модификују путању девизног курса. Ефекти нестерилишућих интервенција најчешће се анализирају кроз промене у краткорочној каматној стопи.¹⁷⁵

Sarno и *Taylor* (2001) истичу да постоји општа сагласност да нестерилишуће интервенције могу да утичу на курс, као и монетарна политика која мења примарни новац и шире монетарне агрегате, каматну стопу и тржишна очекивања, утичући на курс.¹⁷⁶ С друге стране, делотворност интервенција које су стерилисане операцијама на отвореном тржишту јесте контроверзна и нејасна.

Ефикасност стерилизованих интервенција на девизном тржишту је могућа уколико централна банка врши значајну интервенцију на девизном тржишту у кратком временском периоду, мењајући понуду и тражњу за домаћом, односно страном валутом, што ће имати тренутни ефекат на курс у данима око интервенције. Ефекат на курс је тренутан и привремен.¹⁷⁷ Постоји могућност и трајнијег ефекта уколико интервенције наведу инвеститоре да промене очекивања у вези с кретањем девизног курса. Централна банка која жели да промени очекивања неће објавити стерилизовану интервенцију, већ само интервенцију на девизном тржишту, док ће неутралишуће ефекте кроз операције на отвореном тржишту прикрити. У том случају, инвеститори могу очекивати пад курса, односно јачање домаће валуте уколико централна банка интервенише продајом стране валуте, и, у складу с тим уверењем, могу прилагодити своја очекивања. Трајнији утицај на очекивања инвеститора, а самим тим и на кретање девизног курса, могућ је само у случају „скривене стерилизације”, при чему ће степен промене курса, уколико се деси, бити мањи него у случају нестерилизованих интервенција на девизном тржишту.

Традиционално се сматра да нестерилишуће интервенције утичу на курс и друге агрегате кроз тзв. монетарни канал, као и конвенционални инструменти монетарне политике. Такође, аналогно моделима одређивања девизног курса, ефикасност

¹⁷⁵ Wollmershuser (2003), стр. 191.

¹⁷⁶ Sarno и Taylor (2001), стр. 841.

¹⁷⁷ Wollmershuser (2003), стр. 196.

интервенција посматра се и са аспекта токова и стокова. До седамдесетих година, доминантан приступ у одређивању курса заснован је на ставу да је девизни курс равнотежна цена токова девизних средстава на девизном тржишту. Овај приступ је основа *MFM* одређивања курса базираног на токовима девиза.¹⁷⁸ Као што смо приказали, имовински модели одређивања курса заснивају се на стоковима и полазе од паритета непокривених каматних стопа и претпостављају да инвеститори одлучују о (стоку) композицији свог портфолија тако да очекивани (и чак за ризик прилагођен) принос на краткорочну каматоносну имовину деноминовану у различитим валутама буде једнак.

У моделима токова базираним на платном билансу, интервенције функционишу мењањем токова понуде релативно према токовима тражње за девизним средствима, док централна банка интервенише како би елиминисала привремену неравнотежу на девизном тржишту, која резултира краткорочним девијацијама девизног курса од његове дугорочне равнотежне вредности. Неспорно је да стерилишуће интервенције врше тренутни ефекат на девизни курс на основу токова које креирају. Међутим, такве интервенције не изазивају фундаменталне промене детерминанти токова тражње за девизним средствима, због чега успех интервенција кроз овај канал зависи од потенцијала централне банке да креира привремену промену у равнотежним токовима. Ова врста политике интервенција позната је као „политика бруталне снаге“, будући да континуелно интервенисање централне банке спречава успостављање равнотеже у складу с фундаментима.¹⁷⁹

Док стерилизоване интервенције засноване на приступу токова једино мењају тренутни (спот) девизни курс, иницијална равнотежа у имовинском приступу који је базиран на стоковима подразумева да је задовољен услов паритета непокривених каматних стопа. Неравнотежа се јавља у случају одступања од паритета непокривених каматних стопа који покреће токове капитала и врши притисак на девизни курс.

Како указују *Sarno* и *Taylor* (2001), постоје два канала заснована на имовинском (сток) приступу којим се утиче на кретање курса стерилишућим интервенцијама на девизном тржишту, а које имају истрајан ефекат на девизни курс: портфолио канал и сигнализирајући канал (или канал очекивања).¹⁸⁰ Сви ти канали имају заједничку

¹⁷⁸ Wollmershuser (2003), стр. 194.

¹⁷⁹ Ibid., стр. 196, и упућује на аутора „политика бруталне снаге“ Kenen (1987).

¹⁸⁰ Sarno и Taylor (2001), стр. 843.

карактеристику да централна банка значајно мења образац понашања учесника на тржишту, што стерилизоване интервенције чини ефикасним.

Идеја портфолио канала је изведена из портфолио модела детерминисања девизног курса. Уколико се претпостави да интервенције централне банке функционишу кроз портфолио канал, оне утичу на девизни курс подстичући инвеститоре да изврше прекомпозицију портфолија. Претпоставка неперфектне супституције значи да су инвеститори спремни да држе промењен имовински сток уколико се ризико премија и с њом спот девизни курс мењају.

Сигнални канал или канал очекивања заснива се на хипотези ефикасног тржишта, сваки део доступних информација је релевантан за детерминисање девизног курса и утиче на тржишна очекивања и, последично, промене текућег курса.¹⁸¹ Претпоставља се да је текућа каматна стопа непромењена услед стерилишућих интервенција централне банке, а да је текући девизни курс резултат одлука инвеститора у погледу портфолија које су донете на основу очекивања о будућој каматној стопи. Да би интервенције централне банке биле ефикасне, претпостављено је да централна банка поседује знање које није доступно јавности, тзв. инсајдерске информације, услед чега се јавља информациона асиметрија. Разликују се два типа информационе асиметрије и два сигнална канала. Први је „канал сигнализирања политике“, у коме централна банка користи знање о својој будућој политици, тако да интервенције на девизном тржишту представљају сигнал будућих промена у инструментима монетарне политике. Други је „канал ефикасног тржишта“ и претпоставља да централна банка интервенише да би тржишту послала сигнал о њеном погледу на „коректни“ девизни курс, јер је проценила да је текуће кретање девизног курса примарно одређено нерационалним понашањем (шпекулативним балонима), тако да фундаменталне информације нису коректно инкорпорирани у девизни курс. У том случају, тржиште се посматра као „слабо-ефикасно“, док се претпоставља да централна банка поседује супериорне информације.

Уколико су макроекономски фундаменти слабо повезани с кретањем курса, алтернативни канал интервенција анализира се на основу модела девизног курса који се не ослања на хипотезу ефикасног девизног тржишта, али који укључује изворе неефикасности, као што су тзв. трговина на основу гласина (*eng. noise trading*) и трговина на основу техничке анализе (тзв. „чартизам“).¹⁸² Канал трговине на основу гласина за анализу стерилишућих интервенција развио је *Hung* (1997) и заснива се на

¹⁸¹ Sarno и Taylor (2001), стр. 844-845.

¹⁸² Wollmershuser (2003), стр. 220.

експлоатацији понашања краткорочно и технички оријентисаних трговаца девизама који доминирају на најликвиднијим светским тржиштима девизних средстава. Указује се да, уколико је намера централне банке да интервенцијама преокрене правац кретања девизног курса, централна банка може користити интервенције како би повећала волатилност и утицала на ниво девизног курса.¹⁸³ Иако централна банка традиционално преферира ограничену волатилност девизног курса, високу волатилност тржишни учесници схватају као одраз тржишне неизвесности у погледу одрживости претходно формираног тренда у кретању девизног курса. *Hung* сматра да што је двосмисленији сигнал у погледу ширења спреда између куповних и продајних курсева у интервенцијама централне банке, које су по правилу тајне и скривене, већа је неизвесност тржишних учесника и услед тога је већа и волатилност девизног курса, тако да тржишни учесници могу помислити да је прави „тржишни“ моменат за промену њихових девизних позиција. Други начин интерпретације стерилишућих интервенција у овоме контексту јесте кроз њихову улогу „координације“, отклањањем недостатака девизног тржишта када је оно предмет ирационалних шпекулативних балона формираних на неекономским факторима, као што су техничка анализа (тзв. чартизам). У овом случају, централна банка интервенише како би отклонила присутне ирационалности и преокренула тренд у кретању курса, подстичући остале учеснике да следе правац њеног понашања мењајући дотадашњу тенденцију у кретању курса.¹⁸⁴

5. Компарација стратегија монетарне политике

Економски теоретичари и практичари сагласни су да је очување стабилности цена примарни дугорочни циљ монетарне политике, зато што висока и варијабилна инфлације проузрокује високе друштвене и економске трошкове и зато што је искуство потврдило да је краткорочна манипулација инструментима монетарне политике, у настојању да се постигну други циљеви, у конфликту с ценовном стабилношћу. Монетарна политика се дуго спроводила ослањајући се на посредне циљеве, као што су девизни курс (таргетирање курса) или монетарни агрегати (тергетирање монетарних агрегата). Почетком деведесетих година, неколико индустријских и земаља у развоју усваја циљање инфлације као оквир монетарне политике који је усмерен директно на инфлацију.

¹⁸³ Hung (1997), стр. 783.

¹⁸⁴ Wollmershuser (2003), стр. 221.

Стабилност цена, као средњорочни и дугорочни циљ, може бити остварена не само фокусирањем директно на крајњи циљ, стопу инфлације или ниво цена, већ и усвајањем било фиксног девизног курса или монетарних агрегата као посредних циљева монетарне политике.

5.1. Монетарно таргетирање

Монетарно таргетирање претпоставља постојање стабилне релације између једног или више монетарних агрегата и општег нивоа цена. Када је испуњен овај услов, монетарна политика се може спроводити придржавањем тзв. златног монетарног правила, где је раст монетарних агрегата тако подешен да буде компатибилан с ниском инфлацијом.¹⁸⁵ Поред тога, монетарно таргетирање захтева добро познавање параметара који карактеришу тражњу за новцем. Међутим, у условима растуће финансијске либерализације, која је праћена готово слободним кретањима капитала, ови параметри, а пре свега каматна еластичност тражње за новцем, постају веома нестабилни. У таквим условима новац престаје да буде добар предиктор будуће инфлације, зато што веза између посредног таргета и финалних циљева постаје нестабилна. Скорашња искуства дефлације с којом је био суочен велики број земаља такође добро илуструју нестабилност везе између кретања монетарних агрегата и инфлације, када огромна експанзија монетарних агрегата од стране водећих централних банака (Федералних резерви САД, Банке Јапана, ЕЦБ), кроз тзв. квантитативно попуштање, није праћена знатним растом цена.

Нестабилност ових параметара отежава успостављање везе између новца и цена, због чега квалитет информација који садрже монетарни агрегати постаје веома низак за предвиђање будуће инфлације и само ослањање на монетарне агрегате може бити потенцијално ризично. Као додатну слабост монетарног таргетирања *Svensson* (2000) истиче и потенцијални конфликт између усмерености централне банке на крајњи циљ монетарне политике, одржавање инфлације на ниском и стабилном нивоу, и функције реаговања централне банке која спроводи стратегију монетарног таргетирања, која би, по дефиницији, требало да значи минимизирање варијабилитета раста новца око циљаног монетарног раста, услед чега је могућ конфликт између циљева стабиловања инфлације око инфлаторног таргета и стабиловања монетарног раста око монетарног

¹⁸⁵ Gerald Bouey, бивши гувернер централне банке Канаде, која је почетком 80-тих година одустала од стратегије монетарног таргетирања, изјаво је: „Нисмо ми напустили монетарне агрегате, они су напустили нас.“; Mishkin (2006), стр. 7.

таргета. У стварности, монетарно таргетирање значи већу варијабилност инфлације него што је она присутна у инфлаторном таргетирању.

Последњих година велики број земаља је усвојио стратегију циљања инфлације уместо стратегије таргетирања монетарних агрегата, пре свега услед слабљења везе између понуде новца и општег нивоа цена.¹⁸⁶ Скорија емпиријска истраживања која су спроведена с намером да се утврди стабилност ове везе дају различите резултате. На једној страни, истраживања налазе доказе о слабљењу ове везе за велики број земаља Латинске Америке.¹⁸⁷ С друге стране, спроведена анализа која посматра однос између раста понуде новца и инфлације за велику групу земаља налази јаку позитивну везу између стопе монетарног раста и инфлације у дугом року, али се истовремено указује да ова релација није пропорционална.¹⁸⁸ Наиме, налази се јака веза између раста понуде новца и инфлације у готово свим високоинфлаторним земљама у узорку, док је слаба веза између инфлације и раста новца у нискоинфлаторним земљама. Поред тога, налази се и да се брзина оптицаја новца повећава с стопом инфлације, као и да су у нискоинфлаторним земљама у дугом року стопа раста понуде новца и раст производа независни у свом кретању. Закључује се да у високоинфлаторним земљама повећање монетарног раста повећава и ниво инфлације и брзину оптицаја новца. Ови налази указују на то да у нискоинфлаторном окружењу, раст монетарних агрегата не пружа користан сигнал о инфлаторним притисцима, зато што је под значајним утицајем шокова у брзини оптицаја новца. Услед тога, монетарно таргетирање у нискоинфлаторним земљама не пружа додатне и значајне користи које би се могле ефикасно користити у одржавању ценовне стабилности.¹⁸⁹

5.2. Таргетирање фиксног курса

Велики број земаља, нарочито земаља у развоју, виде фиксирање девизног курса у односу на валуту земље са стабилном и ниском инфлацијом као ефикасан начин за остваривање стабилности цена. Земље које фиксирају свој курс у односу на другу валуту покушавају да „позајме“ кредибилитет стране монетарне политике. Осим тога, кључна предност режима фиксног курса јесте ефикасност у „сидрењу“ инфлационих очекивања, као и лака разумљивост од стране најшире јавности. Сами ефекти фиксног курса на формирање очекивања и на кретање цена разликују се у зависности од самог

¹⁸⁶ Agenor и Montiel (2008), стр. 243.

¹⁸⁷ Mishkin и Savastano (2000), стр. 30.

¹⁸⁸ De Grauwe и Polan (2005), стр. 256-258.

¹⁸⁹ Agenor и Montiel (2008), стр. 245.

типа фиксног курса који је у примени. Тако у случају потпуне доларизованости или валутног одбора, централна банка не спроводи независну монетарну политику, услед чега су очекивања и кретање курса ван утицаја монетарне политике. На другој страни, у режиму конвенционалног фиксног курса са утврђеним фиксним паритетом домаће валуте за страну валуту, због присутне аутономне монетарне политике, очекивања зависе и од поверења и кредибилитета централне банке да ће спроводити монетарну политику на начин који обезбеђује очување фиксног паритета/курса.

Међутим, искуство из последњих година показује да висока мобилност капитала и нестабилно кретање капитала чине режим фиксног девизног курса веома рањивим. Поред тога, још је важнија чињеница да једноставно фиксирање девизног курса не значи аутоматску монетарну стабилност и кредибилитет домаће монетарне политике. Наше искуство из деведесетих то најбоље илуструје, када је, и поред режима фиксног курса, инфлација била релативно висока и волатилна.¹⁹⁰ Осим добре илустрације нашег искуства, међународна искуства указују на то да режим фиксног девизног курса може бити одржив једино ако је кредибилан, при чему је кредибилитет у највећој мери одређен домаћом макроекономском политиком. Посматрано са овога аспекта, инфлаторно таргетирање може боље функционисати од стратегије циљања (фиксирања) девизног курса. У условима фиксног девизног курса домаћа валута је изложена честим шпекулативним нападима, због тога што централна банка има имплицитни или експлицитни циљ за девизни курс, који, ако није доживљен као кредибилан, изазива шпекулативне нападе. Услед тога је могуће да стратегија таргетирања инфлације испоручи стабилнију домаћу валуту од режима фиксног курса, уколико постоји јасан сигнал носилаца економске и монетарне политике о остваривању макроекономске стабилности уз режим флексибилног курса.¹⁹¹

5.3. Инфлаторно таргетирање

Кључна карактеристика инфлаторног таргетирања, у поређењу са осталим стратегијама монетарне политике, јесте та што се прилагођавање основног инструмента монетарне политике - каматне стопе - базира на системској процени будуће, а не прошле или текуће инфлације. Успешност инфлаторног таргетирања зависи од

¹⁹⁰ Након увођења фиксног курса динара у јануару 1994. Народна банка Југославије је почетком друге половине године започела с примарном емисијом која није била последица прилива девиза, услед чега се убрзо појавило паралелно (црно) тржиште девиза и „црни курс“ динара који је одступао од званичног паритета, а што је било праћено растом цена.

¹⁹¹ Agenor и Montiel (2008), стр. 235-247.

кредибилитета и репутације централне банке. Кредибилитет и репутација доприносе обарању инфлационих очекивања, услед поверења јавности у обећање централне банке да ће постићи циљану стопу инфлације. Такође, инфлаторно таргетирање подразумева транспарентност у раду и одговорност централне банке, како би јавност могла да оцени успешност и став монетарне политике и формира мишљење о томе да ли су девијације реализоване стопе инфлације од циљане стопе последица непредвидљивих шокова или грешака монетарне политике.

Најчешће се као основне претпоставке за спровођење циљања инфлације наводе следећи услови:¹⁹²

- а) висок степен независности и кредибилитет централне банке,
- б) одсуство било ког облика фискалне доминантности,
- в) режим флексибилног курса и одсуство таргетирања било ког нивоа девизног курса,
- г) здрав финансијски систем и
- д) транспарентност и одговорност централне банке.

Три основне карактеристике циљана инфлације су:¹⁹³

1) Нумерички циљ за инфлацију – у виду тачке или опсега с границама толеранције – који се мери индексом цена. Постизање инфлаторног таргета је примарни циљ монетарне политике, али уз могућност постојања секундарних циљева. Међутим, искључена је могућност постојања другог номиналног сидра.

2) Значај прогнозиране стопе инфлације централне банке, при чему су инструменти монетарне политике тако подешени да је ова прогноза конзистентна с циљем. Дозвољена је могућност да на подешавање инструмената монетарне политике утиче и прогноза кретања производа и производног јаза.

3) Висок степен транспарентности и одговорности централне банке - централна банка је одговорна за остваривање циљане стопе инфлације и редовно публикује и пружа јавности експлицитне и транспарентне извештаје о спровођењу монетарне политике који дају прогнозе и објашњавају спровођење монетарне политике.

Циљање инфлације је стратегија монетарне политике која садржи пет основних елемената по којима се разликује од осталих стратегија монетарне политике:¹⁹⁴

¹⁹² Agenor (2000), стр. 100-107; Agenor и Montiel (2008), стр. 253-257.

¹⁹³ Svensson (2007), стр. 1.

¹⁹⁴ Mishkin (2000), стр. 1.

а) јавно објављивање средњорочног нумеричког таргета за инфлацију, било да то чини централна банка или влада;

б) институционалну (законску) обавезу стабилности цена као основни циљ монетарне политике, коме су други циљеви подређени;

в) садржајну информациону стратегију у којој је коришћено много варијабли, не само монетарни агрегати или девизни курс, при одлучивању о коришћењу инструмената монетарне политике;

г) транспарентност обезбеђену комуницирањем с јавношћу и тржишним учесницима о плановима, циљевима и одлукама монетарних ауторитета;

д) одговорност централне банке за постизање инфлаторног циља.

Базична премиса на којој почива стратегија инфлаторног таргетирања јесте да основни циљ монетарне политике у било којој земљи мора бити достизање и одржавање ниске и стабилне стопе инфлације. Мада је ова премиса била дуго предмет контроверзи међу економистима, данас је широко прихваћена због опште сагласности око следећих претпоставки:

1) Повећање у понуди новца је неутрално у дугом и средњем року. То подразумева да пораст понуде новца има значајан ефекат само на ниво цена, али не на производ и запосленост.

2) Висока и варијабилна инфлација је друштвени трошак услед погрешне алокације ресурса или губитка дела БДП-а, или и једног и другог.

3) Новац није неутралан у кратком року и монетарна политика има транзиторни ефекат на један број реалних варијабли, укључујући производњу и запосленост.

4) Монетарна политика утиче на стопу инфлације с кашњењем које је неизвесног трајања и интензитета.

Базирајући се на овим принципима, један број економиста види инфлаторно таргетирање као концепт који ће унапредити дизајнирање, спровођење и перформансе монетарне политике у поређењу са уобичајеном централнобанкарском процедуром, која је склона недостатку транспарентности и одговорности.

Земље које задовољавају два основна предуслова, уздржавају се од таргетирања било које друге номиналне величине и у којима не постоји било који облик фискалне доминантности, у пракси би могле спроводити монетарну политику на начин који је

конзистентан са инфлаторним таргетирањем. Дизајнирање и спровођење стратегије инфлаторног таргетирања требало би да садржи следеће елементе:¹⁹⁵

1) експлицитан инфлаторни таргет за одређени или неодређени период у будућности;

2) јасне и недвосмислене показатеље монетарне политике;

3) развијен модел за пројекцију инфлације који користи релевантне варијабле и информационе показатеље и

4) развијену оперативну процедуру у којој је пројектована инфлација главни интермедијарни таргет монетарне политике.

Инфлаторно таргетирање има неколико предности као средњорочна стратегија монетарне политике.¹⁹⁶ За разлику од стратегије таргетирања девизног курса, инфлаторно таргетирање омогућава монетарној политици да се фокусира на домаће околности и да одговара на шокове домаће привреде. За разлику од стратегије таргетирања монетарних агрегата, код стратегије инфлаторног таргетирања стабилност односа између новца и инфлације није од круцијалног значаја за њен успех, односно стратегија не зависи од таквог односа, већ уместо тог односа, користи све доступне информације у детерминисању најбољег коришћења инструмената монетарног регулисања. Због тога је инфлаторно таргетирање веома транспарентно.

Због јасног нумеричког инфлаторног циља, расте одговорност централне банке и смањује се могућност да се централна банка нађе у „замци временске неконзистентности“. Транспарентност монетарне политике повећава одговорност централне банке у јавности. Успех у спровођењу монетарне политике, с добро дефинисаним и јавно објављеним инфлаторним таргетом, доприноси изградњи јавне подршке за успостављање независне централне банке, чак и у случају када законодавство то не предвиђа.¹⁹⁷

Као слабост стратегије инфлаторног таргетирања наводи се:¹⁹⁸ да је сувише ригидна, да садржи у себи много дискреције, да проузрокује повећање нестабилности БДП-а и да даје нижу стопу раста. Анализирајући и разматрајући ове приговоре *Mishkin* (1999) истиче да то нису озбиљни приговори у исправном дизајнирању инфлаторне стратегије која је најбоље окарактерисана као „ограничена дискреција“.¹⁹⁹ Одбацујући ове

¹⁹⁵ Bernanke et. al., (1999), стр. 288-297.

¹⁹⁶ Mishkin (1999), стр. 19.

¹⁹⁷ Ibid., стр. 19.

¹⁹⁸ Ibid., стр. 26.

¹⁹⁹ Ibid., стр. 26.

слабости као неубедљиве, *Mishkin* (2000) као слабости стратегије инфлаторног таргетирања истиче,²⁰⁰ као прво, да ће инфлаторно таргетирање проузроковати слабу одговорност централне банке због тешке контроле инфлације и других доцњи између коришћења инструмената и њиховог утицаја на инфлацију. Супротно таргетирању девизног курса и монетарних агрегата, стопу инфлације централна банка не може лако да контролише, нарочито ако се има у виду да су ефекти коришћених мера видљиви после одређеног временског периода. Друго, инфлаторно таргетирање само по себи не може спречити појаву фискалне доминантности. И на крају треће, флексибилност девизног курса, која се захтева у датој стратегији, може проузроковати финансијску нестабилност.

5.4. Правило каматне стопе у инфлаторном таргетирању у затвореној привреди

У настојању да упоредимо различите стратегије и правила монетарне политике који укључују каматну стопу као основни инструмент монетарне политике којим се утиче на постизање инфлације, али и којим се индиректно утиче на кретање курса, дајемо приказ основног концепта инфлаторног таргетирања. Овај део рада базично се ослања на радове *Svensson*-а (1996, 2002), али и радове који додатно интерпретирају базични концепт инфлаторног таргетирања и његову оперативну примену, *Agenor* (2000), *Agenor* и *Montiel* (2008), *Berg, Karam, и Laxton* (2006).

Полази се од претпоставке да је у питању затворена привреда која производи само једно добро. Економска структура привреде дата је с три једначине,²⁰¹ док су сви параметри позитивни:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 g_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \beta_3 g_{t-1} + \eta_t, \quad \beta_1 < 1 \quad (5.2)$$

$$g_t = \gamma g_{t-1} + v_t, \quad \gamma < 1 \quad (5.3)$$

где је $\pi_t \equiv p_t - p_{t-1}$ стопа инфлације у периоду t (где π_t означава логаритам нивоа цена), y_t је производни јаз (дефинисан као логаритам количника актуелног према потенцијалном производу), g_t означава и мери фискалне импULSE, односно државну потрошњу, док је i_t номинална каматна стопа која је под директном контролом централне банке, а ε_t , η_t и v_t су шокови (поремећаји) који се реализују у економији. Прва једначина указује на то да је инфлација позитивно повезана с кретањима производног

²⁰⁰ *Mishkin* (2000), стр. 4-6.

²⁰¹ *Svensson* (1996), стр. 4, уз делимично прилагођавање нотација.

јаз и државне потрошње, при чему се та повезаност реализује с кашњењем од једног периода. Друга једначина позитивно повезује производни јаз с његовом вредношћу у претходном периоду и државном потрошњом из претходног периода, и негативно с реалном каматном стопом, такође с кашњењем од једног периода. Трећа једначина указује на то да државна потрошња следи ауторегресивни процес и зависи од сопствене вредности из претходног периода.

Реакција монетарне политике подразумева промене у номиналној каматној стопи и утиче на производни јаз с кашњењем једног периода, а на инфлацију с кашњењем од два периода. Доцња (кашњење) између промена у каматној стопи и инфлацији представља тзв. контролни хоризонт. У зависности од функције губитка централне банке, разликују се два режима таргетирања инфлације: а) стриктно инфлаторно таргетирање и б) флексибилно инфлаторно таргетирање.

а) У режиму стриктног инфлаторног таргетирања, централна банка је усмерена искључиво на постизање дефинисаног нумеричког циља за инфлацију, не придајући значај флукуацијама БДП-а и запослености. У стриктном циљању инфлације функција губитка централне банке дефинисана је као функција одступања актуелне инфлације од њене циљане вредности, $\tilde{\pi}$. Изостављајући цео поступак формалног решавања,²⁰² даћемо само опис поступка са основним претпоставкама и приказ добијене функције реаговања централне банке. Поступак полази од функције губитка централне банке, која у режиму стриктног таргетирања има следећу форму:

$$L_t = \frac{(\pi_t - \tilde{\pi})^2}{2}$$

и даљи поступак формалног извођења обухвата минимизацију функције губитка уз уважавање каматне стопе i_t . Претпоставља се да каматна стопа из периода²⁰³ t утиче на инфлацију у периоду $t+2$ и даље, али не у периоду t и $t+1$, односно да каматна стопа у периоду $t+1$ утиче на инфлацију у периоду $t+3$, али не у периоду $t+1$ и $t+2$. Решење оптималног проблема подразумева да ће номинална каматна стопа бити подешена тако да инфлација буде на циљаном нивоу. Овај услов значи да је прогнозирана инфлације за два периода унапред једнака циљаној стопи инфлације, $\pi_{t+2|t} = \tilde{\pi}$ што даље значи да је с датим кашњењем од два периода, оптимална политика за централну банку да подеси номиналну каматну стопу тако да очекивана стопа инфлације у периоду $t+2$,

²⁰² Детаљно описан и приказан поступак извођења приказан од стране Agenog и Montiel (2008), стр. 233-240.

²⁰³ У стандарним моделима централних банака, јединица за посматрани период уобичајено се односи на квартал. Berg et al. (2006, 2006а); док се у приказаном аналитичком оквиру посматра година као период.

базирана на информацијама доступним у периоду t , буде на инфлаторном таргету. Како *Svensson* (1996) истиче, с обзиром на то да промена номиналне каматне стопе утиче на инфлацију с кашњењем од два периода, монетарна политика мора се спроводи делимично базирана на прогнозираној инфлацији, тако да што је већи износ за који је текућа (прогнозирана) инфлација изнад таргета, централна банка ће реаговати и виша ће бити каматна стопа.²⁰⁴ Будући да се прогноза инфлације може посматрати и као интермедијарни таргет монетарне политике, *Svensson* (1996) назива инфлаторно таргетирање још и као таргетирање пројектоване (прогнозиране) инфлације.²⁰⁵ Замена прогнозиране инфлације с циљаном величином за инфлацију даје функцију реакције централне банке, тако да правило каматне стопе у стриктном таргетирању инфлације има следећу форму:

$$i_t = \pi_t + b_1(\pi_t - \tilde{\pi}) + b_2y_t + b_3g_t \quad (5.4)$$

где су коефицијенти добијени извођењем:

$$b_1 = \frac{1}{\alpha_1\beta_2}, \quad b_2 = \frac{1+\beta_1}{\beta_2} \quad \text{и} \quad b_3 = \frac{\alpha_1\beta_3+\alpha_2(1+\gamma)}{\alpha_1\beta_2}.$$

Горња једначина указује на то да је за централну банку оптимално да прилагоди номиналну каматну стопу тако да она рефлектује текућу инфлацију, као и разлику између текуће и циљане инфлације, повећање у производом јазу и државну потрошњу. Текућа инфлација јавља се у оптималном правилу монетарне политике не зато што је она таргет политике, већ зато што (заједно с производним јазом и државном потрошњом) помаже у прогнозама будуће инфлације. Наведено правило каматне стопе је оптимално у одсуству било каквих шокова. Иако централна банка не може да спречи привремене девијације актуелне инфлације од њеног таргета, она може да осигура да такви шокови не буду персистентни током времена. У равнотежном стању текућа инфлација у периоду $t+2$ одступаће од инфлаторне прогнозе и инфлаторног таргета једино за грешку у предвиђању (прогнози), као последица шокова који су се јавили у тзв. контролном лагу (периоду), након што је централна банка подесила каматну стопу на оптимални ниво.

б) Флексибилно таргетирање разликује се од стриктног инфлаторног таргетирања по томе што подразумева да централна банка реагује не само на кретања инфлације већ и на кретања у производном јазу.²⁰⁶ Претпоставља се да је функција губитка централне банке дата изразом

²⁰⁴ *Svensson* (1996), стр. 7-8.

²⁰⁵ *Ibid.*, стр. 14-15.

²⁰⁶ *Svensson* (2003), стр. 7.

$$L_t = \frac{(\pi_t - \tilde{\pi})^2}{2} + \frac{\lambda y_t^2}{2}$$

где је $\lambda > 0$ и представља релативни значај додељен цикличним кретањима у производном јазу.²⁰⁷

Као и раније, изостављајући формално извођење функције реаговања у флексибилном режиму, дајемо њен коначан израз који се добија истим раније описаним поступком. Експлицитна функција реаговања централне банке и правило каматне стопе у режиму флексибилног таргетирања има следећу форму:

$$i_t = \pi_t + b_1(\pi_t - \tilde{\pi}) + b_2 y_t \quad (5.5)$$

где је

$$b_1 = \frac{1-c}{\alpha_1 \beta_2} \quad \text{и} \quad b_2 = \frac{1-c+\beta_1}{\beta_2}$$

док је c параметар²⁰⁸ који произлази из формалног извођења и његова величина примарно зависи од значаја који се додељује цикличним флуктацијама у БДП-у, додељени већи значај значи и веће λ , што значи и веће c . Верификација овог може се сагледати ако се претпостави да су b_1 из израза (5.4) и израза (5.5) једнаки, односно $b_1 = b_1$ и када су b_2 из израза (5.4) и израза (5.5) једнаки, односно $b_2 = b_2$ тада је и $\lambda = 0$ (и према томе и $c = 0$). Израз (5.5) указује на то да оптимално правило каматне стопе захтева, као и пре, да номинална каматна стопа реагује позитивно на текућу инфлацију и производни јаз, као и када текућа инфлација превазилази таргетирани ниво инфлације. Разлика између функција реаговања (5.4) и (5.5) јесте да су коефицијенти у изразу (5.5) мањи услед позитивног значаја додељеног у цикличном кретању производа у функцији губитка централне банке. Градуелни приступ значи да ће очекивано временско трајање прилагођавања текуће инфлације њеној циљаној величини, након поремећаја изазваног неким од шокова, захтевати дужи временски хоризонт, од минимално два периода дата у контролном хоризонту. Време које је потребно да се очекивана инфлација врати на циљану величину, услед неочекиваног шока, познато је као тзв. имплицитни таргетни хоризонт или једноставно као таргетни хоризонт. Временско трајање имплицитног таргетног хоризонта је позитивно повезано не само с магнитудом шока и степеном његове истрајности већ и с релативном важношћу која је додељена флуктацијама производа у функцији циља централне банке.

²⁰⁷ Agenor и Montiel (2008), стр. 237.

²⁰⁸ $c = \frac{\lambda}{\lambda + \delta \alpha_1^2 \kappa} < 1$ $\kappa = \frac{1}{2} \left\{ 1 - \mu + \sqrt{(1 + \mu)^2 + 4\lambda / \alpha_1^2} \right\}$ $\mu = \frac{\lambda(1 - \delta)}{\delta \alpha_1^2}$

горњи параметри су добијени у поступку извођења, Agenor и Montiel (2008), стр. 238.

Према томе, у флексибилном таргетирању инфлације, укључен циљ стабилизације привредне активности (БДП) значајно утиче не само на одређивање и подешавање краткорочне номиналне каматне стопе централне банке већ и на брзину којом се стопа инфлације прилагођава ка циљаној инфлацији после насталог шока. Преференција монетарне политике утиче на варијабилитет производа и инфлације, при чему је варијанса инфлације растућа за веће λ , док је варијанса производа опадајућа за веће λ , што значи да ће већи значај додељен стабилизацији производа смањити његову варијабилност, али ће истовремено повећати волатилност инфлације. Управо то је оно по чему се флексибилно таргетирање разликује од стриктног таргетирања инфлације, по односу (*енг. trade off*) између варијабилности инфлације и варијабилности производа.

6. Таргетирање курса у режиму циљања инфлације

6.1. Фиксни девизни курс и циљање инфлације

У условима велике мобилности капитала, за малу и отворену привреду степен монетарне аутономије одређен је изабраним режимом девизног курса. Избор режима курса одређује и стратегију монетарне политике. Избором фиксног режима губи се аутономија монетарне политике и способност да се каматна стопа користи за постизање ценовне стабилности, тако да је сваки облик чврстог фиксног режима некомпатибилан са стратегијом циљања инфлације, једно друго искључује.

Режим фиксног курса подразумева да централна банка поседује довољно девизних резерви да би у потпуности задовољила тражњу за страним средствима по дефинисаном фиксном курсу. За кредибилан и одржив режим фиксног курса, централној банци је потребан инструмент којим може да утиче на прилагођавање износа девизних средстава. У режиму фиксног девизног курса, једини инструмент монетарне политике који централна банка може да користи да би повећала ниво девизних резерви јесте домаћа каматна стопа. Међутим, уколико централна банка настоји да оствари циљ ценовне стабилности (инфлаторни таргет) и за те намере користи каматну стопу као инструмент монетарне политике, није извесно да ће ниво каматне стопе који је гаранција за одбрану режима фиксног курса бити истовремено компатибилан с каматном стопом која је конзистентна са инфлаторним таргетом. У оквиру одрживог фиксног курса немогуће је да централна банка подешава каматну стопу за директно циљање инфлације. Одржавања фиксног курса захтева да се

монетарна политика подреди циљу одржавања фиксног курса. Фиксни режим подразумева да се централна банка одрекне контроле над домаћом понудом новца тако да се монетарна политика не може користити у промовисању ниске и стабилне стопе инфлације. Основни циљ монетарне политике јесте одбрана паритета курса, а не ценовна стабилност, која би требало да буде резултат кредибилног и одрживог везивања домаће валуте за валуту нискоинфлаторне земље сидра.

Очигледно је постојање конфликта циљева у истовременом спровођењу режима фиксног курса и циљања инфлације. С фиксним девизним курсом и инфлаторним таргетом, централна банка покушава да користи два номинална сидра и један инструмент за остваривање два циља, што се коси и са тзв. *Tinbergen*-овим правилом, да се један инструмент користи за један циљ.

6.2. Флексибилни девизни курс и циљање инфлације

Средишњи режими и флексибилни режими курса су компатибилни с различитим стратегијама монетарне политике. Земље које се нису одлучиле за чврсти-фиксни режим у могућности су да спроводе различите стратегије монетарне политике, укључујући и таргетирање инфлације, уз могућност коришћења интервенција на девизном тржишту као помоћног инструмента којим се, уз каматну стопу, утиче на кретање курса.

Taylor (2001) истиче да у земљи која не жели „трајно“ да фиксира свој курс кроз валутни одбор, или заједничку валуту, или не жели да се определи за неку врсту формалне доларизације, једина алтернативна монетарна политика која може добро функционисати на дужи рок заснована је на тројству (1) флексибилног девизног курса, (2) циљање стопе инфлације и (3) правила монетарне политике.²⁰⁹ Како истиче *Taylor* (2001), оправданост такве монетарне политике у отвореној привреди произлази из резултата недавних монетарних истраживања о: (1) режиму фиксног девизног курса и кризама фиксних курсева крајем деведесетих, (2) практичном успеху стратегије циљања инфлације и (3) корисности једноставних правила монетарне политике.

Циљање инфлације не значи нужно да централна банка само циља стопу инфлације. У стандардном тумачењу флексибилног циљања инфлације, као што је приказао *Svensson* (1996, 1998a, 2000) циљањем инфлације централна банка може да минимизира функцију губитка која има две компоненте, инфлацију и производни јаз, будући да централна банка има могућност да спроводи антицикличну политику. Поред тога,

²⁰⁹ Taylor (2001), стр. 263.

развијен је модел инфлаторног таргетирања који садржи експлицитно девизни курс и у коме екстерни шокови изазивају поремећаје девизног курса, док реакција централне банке узима у обзир флукуације девизног курса.²¹⁰

6.2.1. Правило каматне стопе у инфлаторном таргетирању

у отвореној привреди

У отвореној привреди девизни курс је значајна компонента трансмисионог механизма монетарне политике, јер утиче на циљане варијабле монетарне политике (инфлацију и производни јаз) кроз директан и индиректан канал.²¹¹ Директан канал девизног курса јавља се кроз утицај цена увозне робе на домаћу инфлацију, и то у релативно кратком времену. Индиректни канал подразумева да промене у реалном девизном курсу утичу на релативне цене између домаћих и страних добара и оперише кроз агрегатну тражњу и агрегатну понуду. Мењањем реалног курса, номинални девизни курс утиче на агрегатну тражњу с кашњењем, услед потребе потрошача да реагују на промене релативних цена, што даље утиче на производни јаз и на инфлацију. Девизни курс може такође да утиче на агрегатну понуду (с кашњењем или без кашњења), зато што трошкови производње могу зависити од трошкова увозних интермедијарних производа, док номиналне зараде могу зависити од (актуелних или очекиваних) промена у потрошачким ценама узрокованим променама девизног курса. Осим тога, на кретање курса утичу и каматни диференцијал, шокови (поремећаји) који долазе из иностранства, очекивања за вредност будућег курса, као и премије ризика која зависи примарно од домаћих макроекономских перформанси, као што су величина домаћег јавног дуга или кредибилитет инфлаторног таргета.²¹²

Због значаја кретања курса и његовог утицаја на инфлацију, анализира се инфлаторно таргетирање, које у правило каматне стопе укључује и курс. Укључивање номиналног девизног курса у агрегатну тражњу и понуду и добијање оптималног правила каматне стопе приказано је према Agenor и Montiel (2008). Полази се од израза (5.1) и (5.2), у њих се укључује номинални девизни курс (s):²¹³

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 g_{t-1} + \alpha_3 (s_{t-1} - s_{t-2}) + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \beta_3 g_{t-1} + \beta_4 s_{t-1} + \eta_t, \quad (6.2)$$

²¹⁰ Svensson (1998a)

²¹¹ Ibid., стр.2 .

²¹² Agenor и Montiel (2008), стр. 240.

²¹³ Ibid., стр. 241.

с номиналним девизним курсом одређеним као $s_t = -\phi i_t + \xi_t$, где су ε_t и ξ_t случајне грешке (који обухватају, на пример, шок у страниј каматној стопи). С једним периодом доцње, депрецијација повећава инфлацију (једначина (6.1)), као и агрегатну тражњу (једначина (6.2)); утицај на инфлацију репрезентује ефекат преноса курса, а повећање агрегатне тражње интертемпорални ефекат супституције. Претпостављено је да је девизни курс негативно повезан с каматном стопом, зато што повећање у домаћој каматној стопи доводи до прилива капитала и утиче на апрецијацију валуте.

Ако се пође од функције губитка и уз поступак који је истоветан раније описаном, оптимално правило каматне стопе за отворену привреду са укљученим девизним курсом може се дати следећим изразом:

$$i_t = \pi_t + b_1(\pi_t - \tilde{\pi}) + b_2 y_t + b_3 g_t + b_4 s_t \quad (6.3)$$

где је $b_4 > 0$. Уколико флукуације девизног курса имају значајан ефекат на агрегатну тражњу (кроз β_4) и агрегату понуду (кроз α_3 , зато што је ефекат преноса велики), значај девизног курса у правилу каматне стопе, b_4 , може бити прилично велики, што произлази из чињенице да у овом оквиру централна банка брине о флукуацијама курса због његове улоге у трансмисионом механизму, као што брине о флукуацијама производа у флексибилном инфлаторном таргетирању.

Приказани формални модел подразумева присуство шокова (датих изразом ξ_t) који утичу на кретање инфлације и изазивају реакцију централне банке. Каква ће бити реакција и одговор централне банке у режиму циљања инфлације који истовремено укључује и реакцију централне банке на кретање курса зависи од врсте шока којим је привреда изложена.²¹⁴ У случају наглог и обилног одлива капитала које је праћено слабљењем домаће валуте, депрецијација врши притисак на повећање цена, али истовремено подстиче и извоз, који додатно врши инфлаторне притиске на домаће цене. У овом сценарију оправдано је повећање каматне стопе централне банке, која стимулише прилив капитала и обнавља равнотежу курса. Подизање каматне стопе у складу је и с циљаном инфлацијом и циљаним курсом. Дакле, у случају изненадне депрецијације курса, адекватан одговор централне банке јесте повећање каматне стопе.

У случају изненадног повећања инфлације, висока инфлација у земљи ће вршити притисак у правцу депрецијације курса и у овом случају оправдано је повећање каматне стопе како би се смањила домаћа тражња и повећао прилив капитала. Реакција

²¹⁴ Ito (2007), стр. 12.

централне банке повећањем камате утицаће на смањење инфлације и апрецијацију курса, што ће утицати на делимично неутралисање иницијалног шока.

Различите комбинације шокова на стопу инфлације и девизног курса приказане су у Табели 6.1. У левом горњем углу и десном доњем углу, одговор монетарне политике конзистентан је са оба циља, и с кретањем инфлације и с кретањем курса. Реакција монетарне политике је сложенија у десном горњем углу и левом доњем углу. Доњи леви угао описује ситуацију с којом је Србија била суочена од 2006. до наступања светске кризе 2008, када је и поред присутне номиналне апрецијације динара и високе референтне каматне стопе НБС, инфлација била релативно висока, поред осталог и услед високе агрегатне тражње која је била финансирана обилним приливима капитала из иностранства, задуживањем и експанзијом кредитне активношћу банака.

Табела 6.1: Реакција каматне стопе на шокове у инфлацији и девизном курсу

Девизни курс	Инфлација		
	висока $\pi > \pi^*$	на нивоу циља $\pi = \pi^*$	ниска $\pi < \pi^*$
$s > s^*$ депрецијација	повећање каматне стопе	мало повећање каматне стопе	неизвесно
$s = s^*$	мало повећање каматне стопе	неутрално	мало смањење каматне стопе
$s < s^*$ апрецијација	неизвесно	мало смањење каматне стопе	смањење каматне стопе

Извор: Ito, 2007 стр. 24, уз делимично ауторово прилагођавање нотације.

Међутим, оно што је посебно релевантно за нашу монетарну политику јесте утицај који слабљење динара има на инфлацију, услед чега је посебно важно установити шта је узрок депрецијације, како би реакција монетарне политике била одговарајућа. Депрецијација је знак шока тражње ако је повезана с повећањем нето извоза и растом домаћих цена. Одговарајући одговор на шок тражње јесте недвосмислено повећање каматне стопе ради неутралисања (већине) шока. Депрецијација је знак шока понуде (на пример, повећање светских цене нафте и рецесија најважнијих трговинских партнера), ако је праћена смањењем нето извоза и повећањем домаћих цена. Дакле, ако је у питању шок на страни понуде, онда повећање каматне стопе не мора бити истог интензитета као у случају шока на страни тражње, одређена депрецијација требало би да буде допуштена и толерисана како би помогла опоравку извоза.²¹⁵

Уколико су шокови релативно мали и циљеви за стопу инфлације и курс постављени у разумно широком опсегу, уз дозвољено одступање курса у кратком року, монетарна политика може одржати и стопу инфлације и девизни курс у одговарајућим оквирима

²¹⁵ Ito (2007), стр. 15.

коришћењем једног инструмента, каматне стопе. У пракси, најчешће се уз каматну стопу користе и интервенције за одржавање релативне стабилности курса.

Значај који девизни курс има у малим и отвореним привредама које спроводе режим инфлаторног таргетирања покренуло је расправу о томе како би требало посматрати девизни курс у формулисању правила монетарне политике. Како истиче *Taylor* (2001), ако се прихвати тројство концепта монетарне политике у отвореној привреди, онда се поставља питање о томе каква је улога девизног курса у правилу монетарне политике.²¹⁶ Новија емпиријска истраживања о правилима монетарне политике усмерена су на улогу девизног курса, и део су онога што *Taylor* назива нова нормативна макроекономска истраживања.²¹⁷ Приступ користи квантитативне моделе комбинујући теоријске и техничке идеје из више различитих школа мишљења. Приступ садржи четири етапе истраживања: 1) место потенцијалног правила монетарне политике у макроекономском моделу, 2) решење модела, користећи нумерички алгоритам, 3) испитивање својства стохастичких понашања варијабли (инфлација и БДП) и 4) избор правила које даје најбоље перформансе, користећи функцију губитка која најбоље обухвата преференције људи.

Правило каматне стопе или функцију реаговања монетарне политике у различитим опцијама инфлаторног таргетирања поредићемо с правилима која су најчешће заступљена и анализирана као алтернативна правила (стратегије) монетарне политике.

6.2.2. Taylor-ово правило

Једно од најпознатијих правила каматне стопе јесте тзв. *Taylor*-ово правило.²¹⁸ *Taylor* (1993) у свом раду покушава да одговори на питање да ли се монетарна политика у Америци може описати неким правилом. Претпоставља да уколико монетарна политика централне банке може бити добро описана специфичним правилом каматне стопе, утолико ће јавност моћи лакше да предвиди монетарну политику, тако да ће повећање предвидивости монетарне политике повећати њену транспарентност и ефикасност.

Taylor (1993) повезује каматну стопу с два циља монетарне политике, инфлацијом и производом:²¹⁹

²¹⁶ *Taylor* (2001), стр. 263.

²¹⁷ *Ibid.*, 263.

²¹⁸ *Taylor* (1993)

²¹⁹ *Taylor* (1993), стр. 202, оригинални израз тзв. *Taylor*-ово правила за амерички ФЕД у периоду 1987-1992 гласи: $r = p + 0.5u + 0.5(p - 2) + 2$, где је r каматна стопа ФЕД-а, p стопа инфлације у последња

$$i_t = \bar{r} + b_1(\pi_t - \bar{\pi}) + c_2(y_t - \tilde{y}_t) \quad (6.4)$$

Функције реаговања централне банке је краткорочна каматна стопа, i_t , која зависи од реалне равнотежне каматне стопе \bar{r} , као и од одступања инфлације, π_t , и производа, y_t , од њихове циљне вредности, $\bar{\pi}$ и \tilde{y} . Док је циљана стопа инфлације одређена од стране централне банке, \tilde{y}_t је потенцијални производ и израз, $y_t - \tilde{y}_t$ представља производни јаз (*eng. output gap*). Колоквијално речено, затворени производни јаз значи једнакост између стварног производа и потенцијалног БДП-а и у основи има равнотежну реалну каматну стопу, \bar{r} . *Taylor*-ово правило може се изразити у изразу номиналне каматне стопе као релевантног инструмента монетарне политике коришћењем *Fisher*-ове једначине, $r_t = i_t - \pi_t$:

$$i_t = \bar{i}_t + \gamma_1(\pi_t - \bar{\pi}) + \lambda_2(y_t - \tilde{y}_t) \quad (6.5)$$

где је $\bar{i}_t = \bar{r} + \pi_t$ номинална каматна стопа која је еквивалентна реалној каматној стопи, \bar{r} , када је инфлација једнака нули, тако да се алтернативно горњи израз може изразити и као:

$$i_t = \bar{r}_t + \gamma_1(\pi_t - \bar{\pi}) + \lambda_2(y_t - \tilde{y}_t) \quad (6.5)$$

а параметри γ и λ одређују релативни значај који централна банка у реакционој функцији додељује одступањима инфлације и производа од циљане вредности.

6.2.3. Индекс монетарних услова

Један од показатеља монетарне политике који је широко коришћен од стране централних банака јесте индекс монетарних услова (ИМУ). ИМУ је индикатор реакције (експанзивности/рестриктивности) монетарне политике, који обухвата и утицај девизног курса на инфлацију. Овај показатељ је конструисан иницијално у централној банци Канаде²²⁰ и заснива се на функцији агрегатне тражње, где БДП, y , зависи од реалне каматне стопе, r , реалног девизног курса, q , и других варијабли које су игнорисане у конструкцији:

$$y_t = \alpha r_t + \beta q_t \quad (6.6)$$

ИМУ као показатељ или мера монетарне експанзивности/рестриктивности суштински зависи од значаја који је дат одступању реалне каматне стопе и реалног девизног курса од равнотежног нивоа каматне стопе, \bar{r} , и равнотежног нивоа реалног девизног курса, \bar{q} . ИМУ се може изразити као

четири квартала, у проценат девијације реалног БДП-а од таргета (таргет за реални БДП је постављен од 2,2%), а 2 реална равнотежна каматна стопа. Нотација коју користимо у раду је делимично различита од оригиналне.

²²⁰ Приказ дат према раду Hammermann (2003), стр. 8.

$$MCI_t = r_t - \bar{r} - \delta(q_t - \bar{q}) \quad (6.7)$$

где је MCI ознака за индекс монетарних услова, и где значај $\delta = \beta/\alpha$ мери релативни утицај каматне стопе и девизног курса на став монетарне политике. Уобичајено је да се при конструкцији ИМУ у пракси параметри α и β оцењују на основу макроекономских услова и карактеристика земље.

При оцени карактера монетарне политике, ИМУ узима у обзир и каматну стопу и курс, тако да повећање у MCI имплицира повећање рестриктивности монетарне политике, док смањење у MCI имплицира смањење рестриктивности монетарне политике или повећање експанзивности.

Израчунавање путање оптималног ИМУ, MCI_t^{opt} , засновано је на предвиђању датих егзогених варијабли. Разлика између актуелног ИМУ, MCI_t , и оптималног MCI_t^{opt} иницира промене у монетарној политици, при чему се указује на то да не треба следити ИМУ на дневној основи зато што он није савршено прецизна мера и зато што је веома волатилан на дневној основи.²²¹

Функција реаговања централне банке подразумева да се номинална каматна стопа подешава тако да изједначи текући и оптимални ИМУ, $MCI_t = MCI_t^{opt}$. На тај начин, посматрани индикатор служи као основа за централну банку у подешавању каматне стопе, узимајући у обзир и утицај девизног курса на карактер (став) монетарне политике. Тако ће повећање каматне стопе, осим директног утицаја на повећање рестриктивности монетарне политике, утицати и на повећање рестриктивности преко девизног курса, будући да ће повећање каматне стопе утицати на апрецијацију девизног курса, што, такође повећава рестриктивност монетарне политике. На овај начин оба канала, и канал каматне стопе и канал девизног курса, повећавају актуелни ИМУ.

6.2.4. Стратегија руковођено пливајућег курса

За разлику од ИМУ, стратегија руковођења курсом посматра девизни курс као инструмент монетарне политике. Стратегију руковођеног пливања промовисао је Vofinger (2001) и заснована је на два услова равнотеже и два инструмента. Интерни еквилибријум је детерминисан ИМУ. Екстерни еквилибријум је детерминисан паритетом непокривених каматних стопа. Два инструмента монетарне политике јесу краткорочна каматна стопа, i_t , и интервенције на девизном тржишту. Интервенције централне банке на девизном тржишту омогућавају контролу кретања номиналног

²²¹ Hammermann (2003), стр. 10, фуснота 11.

курса, s_t , тако да се промене у номиналном девизном курсу, Δs_t , третирају као додатни инструмент монетарне политике.

Функција реаговања централне банке за сваки инструмент има следећу форму:²²²

$$i_t = \pi_t + \frac{1}{1-\delta} (MCI_t^{opt} - \delta r_t^* - \delta e_t - \bar{r} + \delta(q_{t-1} - \bar{q})) \quad (6.8)$$

$$\Delta s_t = \pi_t - \pi_t^* + \frac{1}{1-\delta} (MCI_t^{opt} - r_t^* - e_t - \bar{r} + \delta(q_{t-1} - \bar{q})) \quad (6.9)$$

Заједно посматрано, функције реаговања централне банке одређују јединствену комбинацију два инструмента монетарне политике, уз истовремено постојање интерног и екстерног еквилибријума. У функцији реаговања, π_t је домаћа инфлација, π_t^* је страна стопа инфлације, r_t^* је страна каматна стопа, e_t је ризико премија за очекивану депрецијацију, \bar{r} је неутрални ниво реалне каматне стопе, δ је релативни утицај каматне стопе и девизног курса у ИМУ као у изразу (6.7), а $(q_{t-1} - \bar{q})$ представља одступање (девијацију) из претходног периода реалног девизног курса од његовог неутралног (равнотежног) нивоа.

Основно ограничење стратегије руковођеног пливања јесте да у случају одлива капитала може доћи, као и у режиму фиксног курса, до пада девизних резерви што може присилити централну банку да повећа каматну стопу како би зауставила одлив капитала. Такође, ова стратегија се заснива на претпоставци да су стерилишуће интервенције ефикасне, што није увек случај и око чега не постоје јасни докази, нити сагласност.

6.2.5. Поређење правила

Заједничка карактеристика свих анализираних правила јесте та да монетарне политике имају краткорочну каматну стопу као инструмент монетарне политике, услед чега функције реаговања централне банке имају сличну форму.

²²² Hammermann (2003), стр. 12.

Табела 6.2: Преглед правила каматне стопе – функције реаговања централне банке

Стриктно инфлаторно таргетирање	$i_t = \pi_t + b_1(\pi_t - \tilde{\pi}) + b_2 y_t + b_3 g_t$
Флексибилно инфлаторно таргетирање	$i_t = \pi_t + b_1(\pi_t - \tilde{\pi}) + b_2 y_t$
Инфлаторно таргетирање у отвореној привреди	$i_t = \pi_t + b_1(\pi_t - \tilde{\pi}) + b_2 y_t + b_3 g_t + b_4 s_t$
Тајлор-ово правило	$i_t = \bar{r}_t + \gamma_1(\pi_t - \tilde{\pi}) + \lambda_2(y_t - \tilde{y}_t)$
Индекс монетарних услова	$MCI_t = r_t - \bar{r} - \delta(q_t - \bar{q})$
Руковођено-пливајући курс	$i_t = \pi_t + \frac{1}{1-\delta}(MCI_t^{opt} - \delta r_t^* - \delta e_t - \bar{r} + \delta(q_{t-1} - \bar{q}))$ $\Delta s_t = \pi_t - \pi_t^* + \frac{1}{1-\delta}(MCI_t^{opt} - r_t^* - e_t - \bar{r} + \delta(q_{t-1} - \bar{q}))$

Извор: приказ аутора на основу рада Hammermann (2003) и делимично прилагођавање нотација.

Стриктно инфлаторно таргетирање садржи само одступање инфлације од његове таргетне вредности, јер је централна банка усмерена само на циљану инфлацију. Међутим, избор параметара и хоризонта предвиђања у реакционој функцији дозвољава да се ублажи варијабилност БДП-а без његовог непосредног укључења у функцију губитка централне банке. Мања вредност параметра λ значи мање оштру реакцију централне банке на одступање од инфлаторног таргета, док дужи временски хоризонт смањује интензитет који је потребан да се инфлација врати на циљану вредност, што доприноси ублажавању флукуација у кретању БДП-а.

Флексибилно инфлаторно таргетирање дозвољава прилагођавање реалним поремећајима, тако да је функција реаговања веома слична *Taylor*-вом правилу. Једина разлика је у томе што инфлаторно таргетирање користи прогнозу инфлације и производног јаза уместо текуће инфлације и текућег производа.

Индекс монетарних услова има сличности и са *Taylor*-овим правилом, и са инфлаторним таргетирањем, док је оптимални ИМУ саставни део стратегије руковођеног управљања курсом. Сличност између ИМУ и *Taylor*-овог правила приказали су Bofinger и Wollmershäuser (2001) који су додатно разрадили израз за оптимални ИМУ, тако да је функција реаговања за оптимални ИМУ дата следећим изразом:²²³

$$MCI_t^{opt} = \gamma(\pi_t - \bar{\pi}) + \lambda(y_t - \bar{y}) \quad (6.10)$$

Даље, полазећи од једнакости актуелног и оптималног ИМУ, и заменом актуелног у оптимални ИМУ и реаранжирањем добија се:

$$r_t = \bar{r} + \gamma(\pi_t - \bar{\pi}) + \lambda(y_t - \bar{y}) + \delta(q_t - \bar{q}) \quad (6.11)$$

²²³ Bofinger и Wollmershäuser (2001), стр. 42-47.

што након укључења *Fisher*-овог услова даје израз за функцију реаговања монетарне политике у изразу номиналне каматне стопе:

$$i_t = \bar{r}_t + \gamma(\pi_t - \bar{\pi}) + \lambda(y_t - \bar{y}) + \delta(q_t - \bar{q}) \quad (6.12)$$

где је $i_t = \bar{r}_t + \pi_t$, номинална каматна стопа једнака је реалној каматној стопи када је инфлација једнака нули. Добијени израз представља проширење *Taylor*-овог правила са укљученим одступањем реалног девизног курса од његовог равнотежног нивоа, услед чега ИМУ одговара *Taylor*-овом правилу с додатком за израз реалног девизног курса.

Поред везе између ИМУ и *Taylor*-овог правила, постоји такође веза између ИМУ и инфлаторног таргетирања, будући да обе функције садрже циљану инфлацију, $\bar{\pi}$, што је основни елемент режима циљања инфлације. Међутим, ове две функције реакције разликују се по томе што циљана инфлација у ИМУ није заснована на прогнози инфлације, као и по томе што функција реакције ИМУ узима експлицитно у обрачун ефекат девизног курса, због чега ИМУ садржи специјални случај флексибилног инфлаторног таргетирања за отворену привреду.²²⁴

Специфичност стратегије руковођеног пливања у односу на све поменуте јесте што подразумева да централна банка користи стерилишуће интервенције као други инструмент монетарне политике. Веза између руковођеног пливања и ИМУ очигледна је, јер је оптимални ИМУ саставни део оба инструмента централне банке у стратегији руковођено пливајућег управљања курсом.

Оптимални ИМУ је такође веза између руковођеног пливања и проширеног *Taylor*-овог правила. Оптимални ИМУ (6.10) замењен у функцију реакције за номиналну каматну стопу у стратегији управљања девизним курсом (6.8) даје:

$$i_t = \pi_t + \frac{1}{1-\delta}(\gamma(\pi_t - \bar{\pi}) + \lambda(y_t - \bar{y})) - \delta r_t^* - \delta e_t + \bar{r}_t + \delta((q_{t-1} - \bar{q})) \quad (6.13)$$

и након реаранжирања добија се:

$$i_t = \pi_t + \frac{1}{1-\delta} \left((\bar{r}_t + \gamma(\pi_t - \bar{\pi}) + \lambda(y_t - \bar{y})) + \frac{\delta}{1-\delta} ((q_{t-1} - \bar{q}) - r_t^* - e_t) \right) \quad (6.14)$$

Ослањајући се на приказ који је дао Hammermann²²⁵ приказаћемо поступак реаранжирања ове функције реаговања. Прво, паритет непокривених каматних стопа је дат $\Delta s_t + e_t = i_t - i_t^*$ где је Δs_t циљана депрецијација номиналног девизног курса, која је контролисана од стране централне банке, док је e_t ризико премија очекиване депрецијације. Непокривени паритет каматних стопа може бити изражен у реалном изразу $\Delta q_t = i_t - i_t^* - e_t$. Друго, реални девизни курс претходног периода може бити

²²⁴ Hammermann (2003), стр. 18.

²²⁵ Hammermann (2003), стр. 18-19.

изражен као данашњи девизни курс минус депрецијација $q_{t-1} = q_t - \Delta q_t$. Ако се користи ова замена, функција реаговања за каматну стопу постаје:

$$i_t = \pi_t + \frac{1}{1-\delta} \left((\bar{r}_t + \gamma(\pi_t - \bar{\pi}) + \lambda(y_t - \bar{y})) - \frac{\delta}{1-\delta} (r_t - (q_{t-1} - \bar{q})) \right) \quad (6.15)$$

Ова реакциона функција је једноставна уколико је $\delta = 0$ зато што $\delta = \beta/\alpha$ поједностављење кореспондира са $\beta = 0$, тј. девизни курс нема утицај на релативну тражњу (6.6), и функција (6.14) постаје еквивалентна *Taylor*-овом правилу (6.5).

Из приказаног следи да је *Taylor*-ово правило специјални случај реакционе функције за каматну стопу у режиму руковођеног пливања, будући да девизни курс у отвореној економији утиче на агрегатну тражњу, услед чега је δ различито од нуле. У таквим околностима, функција реаговања дата изразом (6.15) може се посматрати као пондерисана комбинација *Taylor*-овог правила и неке форме ИМУ (6.7) јер се израз у другој загради састоји од каматне стопе и девизног курса. Повећање значаја који се даје β уз девизни курс у функцији агрегатне тражње (6.6), повећава значај девизног курса у функцији реаговања (6.15). Поред тога, битно је нагласити да веза између руковођеног пливања и *Taylor*-овог правила важи само за реакциону функцију каматне стопе (6.8), али не и за реакциону функцију стерилишућих интервенција (6.9).

Из наведеног произлазе разлике и сличности између приказаних функција реаговања монетарне политике. Специфичности сваке од наведених стратегија јесу: да је инфлаторно таргетирање усмерено на ценовну стабилност као циљ монетарне политике, да се *Taylor*-ово правило фокусира на каматну стопу као инструмент монетарне политике, да је ИМУ индикатор става монетарне политике, док стратегија управљања курсом номинални курс користи као инструмент монетарне политике. Њихове сличности огледају се у томе да функције реаговања у флексибилном инфлаторном таргетирању, ИМУ и управљању курсом имају исту структуру као и *Taylor*-ово правило, при чему се и само *Taylor*-ово правило може проширити додавањем девизног курса.

III. АНАЛИЗА ПОЛИТИКЕ И ДИНАМИКЕ КУРСА ДИНАРА У СРБИЈИ

7. Методолошке напомене

У претходна два дела представљене су основне теорије одређивања девизног курса и специфичност стратегије таргетирања инфлације, са акцентом на улогу коју курс има у наведеној стратегији. У наставку рада анализира се политика и динамика курса динара у Србији, као и могућности управљања курсом у оквиру званичне стратегије Народне банке Србије (НБС) - циљања инфлације, с намером да се провере основне хипотезе овога рада и на основу добијених резултата укаже на могућност управљања курсом динара у оквиру стратегије циљања инфлације.

Анализа која следи усмерена је примарно на тестирање следећих хипотеза:

X1: промена номиналног курса динара значајно утиче на промену нивоа цена у Србији;

X2: у Србији је снажнија веза између кретања референтне каматне стопе и девизног курса од везе између кретања референтне каматне стопе и обима одобрених кредита банака;

X3: НБС је често директно и/или индиректно таргетирала девизни курс, без обзира на званични режим монетарне политике;

X4: централне банке у земљама у развоју таргетирају девизни курс и у режиму циљања инфлације;

X5: режим циљања инфлације уз истовремено таргетирање курса повећава ефикасност режима циљања инфлације у Србији.

Провера валидности наведених хипотеза обухвата анализу кретања курса динара током дужег временског периода, идентификовање фактора који су значајно утицали на његово кретање, утицај који монетарна политика са својим мерама и инструментима има на кретање курса, као и утицај који кретање курса динара има на интерну и екстерну равнотежу, инфлацију и спољнотрговинске токове. Такође, анализа обухвата и поређење кретања курса у режиму циљања инфлације с другим земљама које спровode наведену стратегију, али и контролном групом земаља која спроводи различиту стратегију, како би се утврдиле сличности и разлике између алтернативних монетарних стратегија. У последњем делу, посебно ће се анализирати директан и индиректан утицај НБС на кретање курса динара.

Анализа и тестирање наведених хипотеза базира се претежно на статистичкој и економетријској анализи кретања курса динара и релевантних варијабли које би у складу с теоријом требало да помогну за објашњење кретања курса, као и његовог утицаја на релевантне варијабле. Економетријске технике које користимо у анализи обухватају, поред стандардних дескриптивних статистика и регресионе анализе методом обичних најмањих квадрата, моделирања на основу векторских ауторегресионих модела (*VAR* модели), тест јединичног корена, тест *Engle–Granger*-ове каузалности, тест коинтеграције, модел корекције грешком ка равнотежи (*VECM*), као и ауторегресионе моделе уопштене условне хетероскедастичности (*GARCH* модели).

Базирајући се на уџбенику Младеновић и Нојковић (2015), *Verbeek* (2000) и студији Арсић и остали (2004), указаћемо у најкраћем само на основна својства примењених економетријских техника коришћених у наставку рада за тестирање хипотеза.

Коришћење *VAR* модела је широко распрострањено у економским истраживањима јер је утврђено да највећи број макроекономских временских серија испољава зависност, тако да ови модели омогућавају анализу динамичких односа између променљивих. Основна својства ових модела јесу:²²⁶

- динамички односи су у потпуности заступљени, јер свака променљива зависи од сопствене претходне вредности и вредности осталих променљивих у систему;
- не постоји претходна подела на егзогене и ендogene променљиве и
- не постављају се ограничења на параметре модела, осим ограничења о линеарности.

Једна спецификација овога модела с две променљиве реда *k* дефинише се на следећи начин:²²⁷

$$X_t = a_{11}X_{t-1} + a_{12}X_{t-2} + \dots + a_{1k}X_{t-k} + b_{11}Y_{t-1} + b_{12}Y_{t-2} + \dots + b_{1k}Y_{t-k} + e_{1t}$$

$$Y_t = a_{21}X_{t-1} + a_{22}X_{t-2} + \dots + a_{2k}X_{t-k} + b_{21}Y_{t-1} + b_{22}Y_{t-2} + \dots + b_{2k}Y_{t-k} + e_{2t}$$

Параметри модела су $a_{11}, \dots, a_{2k}, \dots, b_{11}, \dots, b_{2k}$. Случајне грешке модела e_{1t} и e_{2t} осим стандардних претпоставки, треба да испуне и услов одсуства корелисаности на различитим доцњама. Његова практична примена састоји се у анализи ефеката економске политике на основу декомпозиције варијансе грешке предвиђања и функције импулсног одзива, коју ћемо такође користити у анализама које следе.

Коректни статистички закључци захтевају познавање стационарности анализираних серија. Уколико су серије нестационарне то значи да случајни шок има

²²⁶ Младеновић и Нојковић (2015), стр. 258-260.

²²⁷ Арсић и остали (2004), стр. 14-16.

перманентно дејство на нестационарну серију, док с протоком времена слаби код стационарне серије. Провера стационарности значи утврђивање да ли серија има јединични корен. Уобичајено је да се тестирање јединичног корена врши применом *DF* теста (*Dickey-Fuller test*) и применом проширеног *DF* теста (*Augmented Dickey-Fuller test*), као и применом *Phillips-Perron*-овог теста. Даље, у анализи смо се услед присуства јединичног корена у појединим серијама, користили техником коинтеграције, која подразумева да су две временске серије коинтегрисане уколико су њихови стохастички трендови тако усклађени да необјашњени део регресије представља стационарну компоненту, а та компонента је серија резидуала те се стога тест коинтеграције своди на тест јединичног корена у резидуалима из коинтеграционе једначине. Стационарност резидуала представља и равнотежну грешку која се користи за моделе корекције грешком ка равнотежи (*VECM*).

Ауторегресиони модели уопштене условне хетероскедастичности (*GARCH* модели) стандардни су економетријски оквир за анализу финансијских временских серија, чија је основна карактеристика нестабилност условне варијансе.²²⁸ У анализи варијабилности курса, на основу добијених резидуала оцењене једначине, бићемо у могућности да оценимо једначину условне варијансе резидуала и проверимо значајност тзв. *ARCH* и *GARCH* ефекта, као и да проверимо појединачне факторе који су утицали на варијабилност курса.

Такође, при оцени дугорочног тренда коришћен је *HP* филтер (*Hodrick-Prescott filter*) за утврђивање одступања појединих варијабли од њиховог дугорочног тренда, односно за утврђивање тзв. јазова у односу на оцењено равнотежно стање.

При спровођењу тестирања указаћемо на коришћене технике и спроведена тестирања. Такође, за спроведена тестирања проверавамо и својства оцењених једначина, односно модела, у складу са стандарном процедуром, у погледу хетероскедастичности, аутокорелације, нормалности распореда резидуала, као и стабилности оцењених модела. У случају да су неки од наведених стандардних услова нарушени, у самом тексту ће бити експлицитно указано на слабости појединих модела.

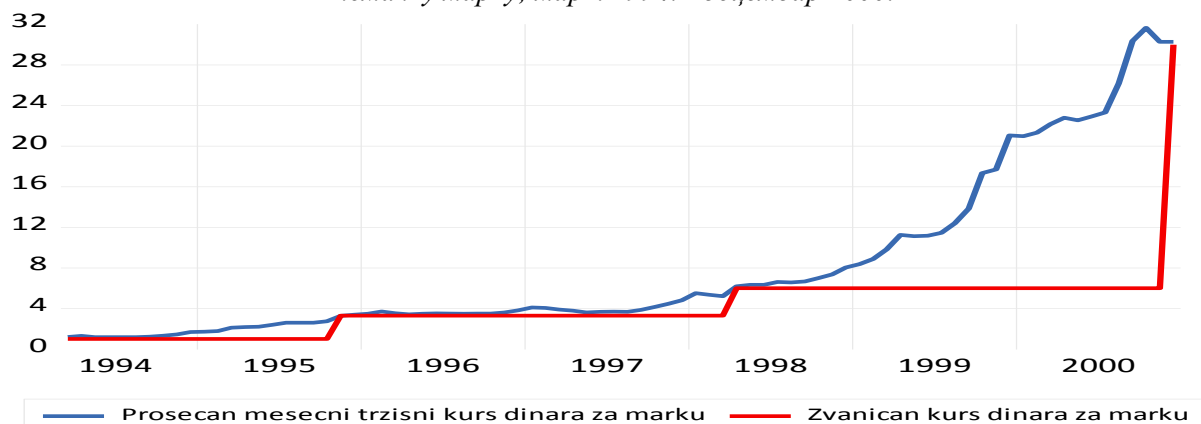
²²⁸ Младеновић и Нојковић (2015), стр. 233-235.

8. Политика курса динара

8.1. Политика курса динара у периоду 1994 – 2000

Социјалистичка Федеративна Република Југославија (СФРЈ) спадала је у земљу с вишедеценијском историјом монетарне нестабилности, која се огледала у високим и варијабилним стопама инфлације, које су биле праћене честим деноминацијама динара и девалвацијама курса.²²⁹ Након распада земље и настанка нове државе - Савезне Републике Југославије (СРЈ) монетарна нестабилност је кулминирала хиперинфлацијом, у којој је динар изгубио готово све функције новца. У том периоду, немачка марка је преузела функције новца, уз тренутно прилагођавање курса новокреираној примарној емисији.

Графикон 8.1: Кретање званичног и просечног месечног тржишног курса динара за немачку марку; март 1994. - децембар 2000.



Извор: приказ аутора на бази статистичких података преузетих с веб-сајта НБС (<http://www.nbs.rs/internet/cirilica/80/index.html>).

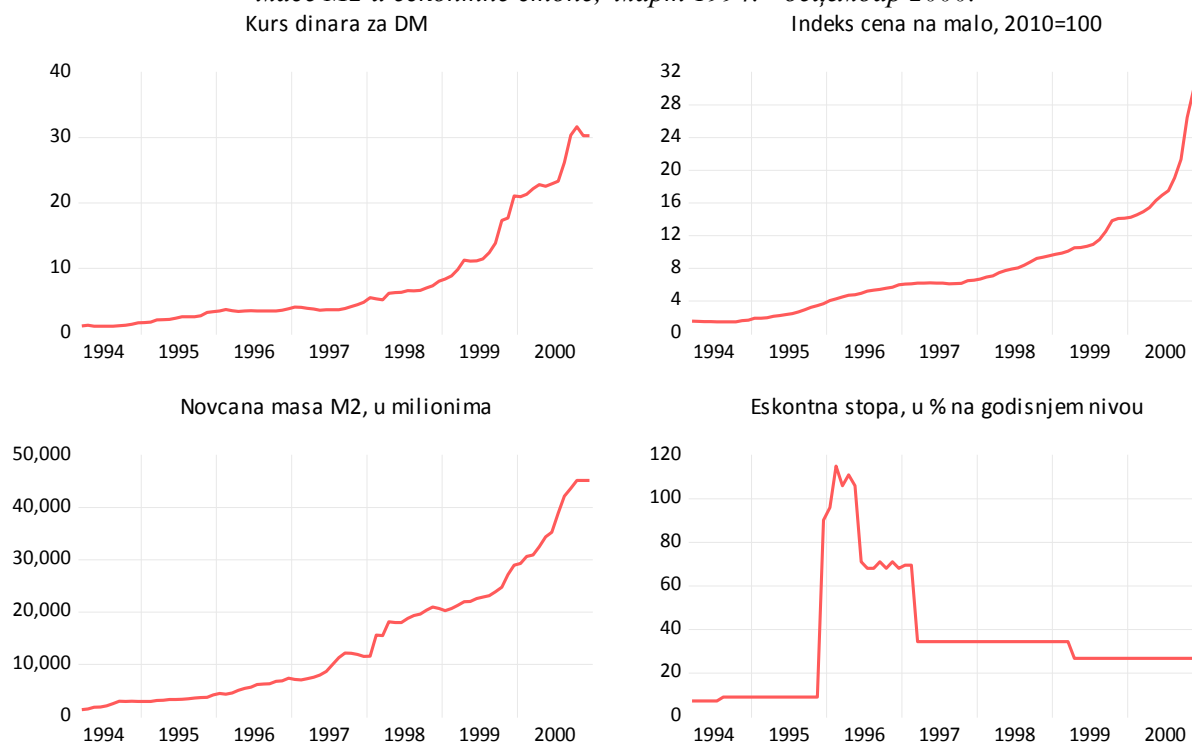
Стабилизациони програм из јануара 1994, познат као Аврамовићев програм, заснивао се на увођењу режима фиксног курса за који се очекивало да ће успешно зауставити инфлацију и инфлациона очекивања. Непосредни резултати уведеног фиксног курса били су у првим месецима позитивни, будући је систем функционисао по правилима валутног одбора, инфлација и инфлациона очекивања су обуздани и стабилизовани, тако да је динар повратио део својих функција, пре свега функцију платежног средства. Међутим, убрзо је напуштено функционисање по правилима валутног одбора и изнова је започето емитовање динара без девизног покрића. Поред тога, политичка и економска изолованост земље, уз неконзистентну економску политику, генерисала је интерну и екстерну неравнотежу привреде која је режим фиксног курса учинила дугорочно неодрживим. Интерна неравнотежа огледала се у

²²⁹ Укупно седам деноминације и 24 девалвације динара у периоду од 1952. до децембра 2000. <http://blog.sudskivestak.rs/denominacije-i-devalvacije-dinara/>

растућем буџетском дефициту који је финансиран примарном (или квазипримарном) емисијом новца, утичући на продубљивање несклада између кретања новчане масе и фиксног курса и тако додатно узрокујући одступање званичног од (црног) тржишног курс. Екстерна неравнотежа огледала се у растућем дефициту текућег рачуна, који је у неким годинама достигао и до 10% БДП-а, додатно вршећи притисак на курс динара. Временом се разлика између званичног курса и тржишног курса повећавала, што је приморавало економске власти на девалвације. Од увођења фиксног курса, с почетних 1:1 из јанура 1994, динар је девалвирао три пута и крајем 2000. износио је 30 динара за једну марку. Последњом девалвацијом, почетком децембра 2000, изједначен је тржишни и званични курс динара и крајем истог месеца формално је напуштен режим фиксног курса и успостављен режим руковођено флукутирајућег курса динара.

Кретање новчане масе М2, тржишног курса динара и инфлације приказани на следећем графикону указују на међусобну повезаност, док се из кретање есконтне стопе може закључити да је политика каматних стопа имала споредну, готово занемарљиву улогу, у спровођењу монетарне политике. Из приказаног кретања произлази да је креирање новчане масе утицало и на раст инфлације и на депрецијацију курса динара, који су се даље преносили на раст цена, као и да есконтна стопа није конзистентно коришћена као инструмент монетарне политике којим би требало да се утиче на одбрану фиксног курса, с обзиром на то да је у периоду слабљења динара и раста инфлације есконтна стопа, уместо да буде повећавана, била смањивана.

Графикон 8.2: Кретање курса динара према немачкој марци, индекса цена на мало, новчане масе M2 и есконтне стопе, март 1994. - децембар 2000.



Извор: приказ аутора на бази статистичких података за курс динара преузетих с веб-сајта НБС (<http://www.nbs.rs/internet/cirilica/80/index.html>), за новчану масу M2 и есконтну стопу из више бројева публикованих статистичких билтена и годишњих извештаја Народне банке Југославије, за индекс цена с веб-сајта ММФ-а <http://data.imf.org/?sk=4C514D48-B6BA-49ED-8AB9-52B0C1A0179B&slid=1409151240976>).

С обзиром на економску изолованост земље у наведеном периоду и одсуство токова капитала, као и неодговарајућу политику каматних стопа НБЈ, економска интуиција намеће монетарни модел као могућу теорију објашњења кретања курса динара. Будући да је у посматраном периоду немачка марка била страна валута за коју је динар био званично фиксиран, даља анализа је вршена у односу на кретања посматраних варијабли у СРЈ и Немачкој.

У настојању да се одговори на питање да ли монетарни модел, и који из класе монетарних модела, најбоље објашњава факторе који су одређивали курс динара у посматраном периоду, анализирали смо монетарне моделе који су најчешће емпиријски тестирани. Анализа се базира на радовима *Frankel*-а²³⁰ који је направио синтезу монетарних и портфолио модела (*Frankel* 1983) и тестирао валидност модела (*Frankel* 1984) за пет валута: немачку марку, британску фунту, швајцарски франак, јапански јен и канадски долар наспрам америчког долара. Аналогно спроведеном тестирању, у наставку тестирамо три варијанте монетарног модела одређивања девизног курса, од

²³⁰ Frankel (1983 и 1984)

којих су неки представљени у првом делу рада (приказана Табела 3.2, страна 66). Изражени у стохастичком облику они имају следећу форму:

$$s = \beta_0 + \beta_1(m - m^*) + \beta_2(y - y^*) + \beta_3(i - i^*) + \varepsilon \quad (8.1)$$

$$s = \beta_0 + \beta_1(m - m^*) + \beta_2(y - y^*) + \beta_3(\pi^e - \pi^{e*}) + \varepsilon \quad (8.2)$$

$$s = \beta_0 + \beta_1(m - m^*) + \beta_2(y - y^*) + \beta_3(i - i^*) + \beta_4(\pi^e - \pi^{e*}) + \varepsilon \quad (8.3)$$

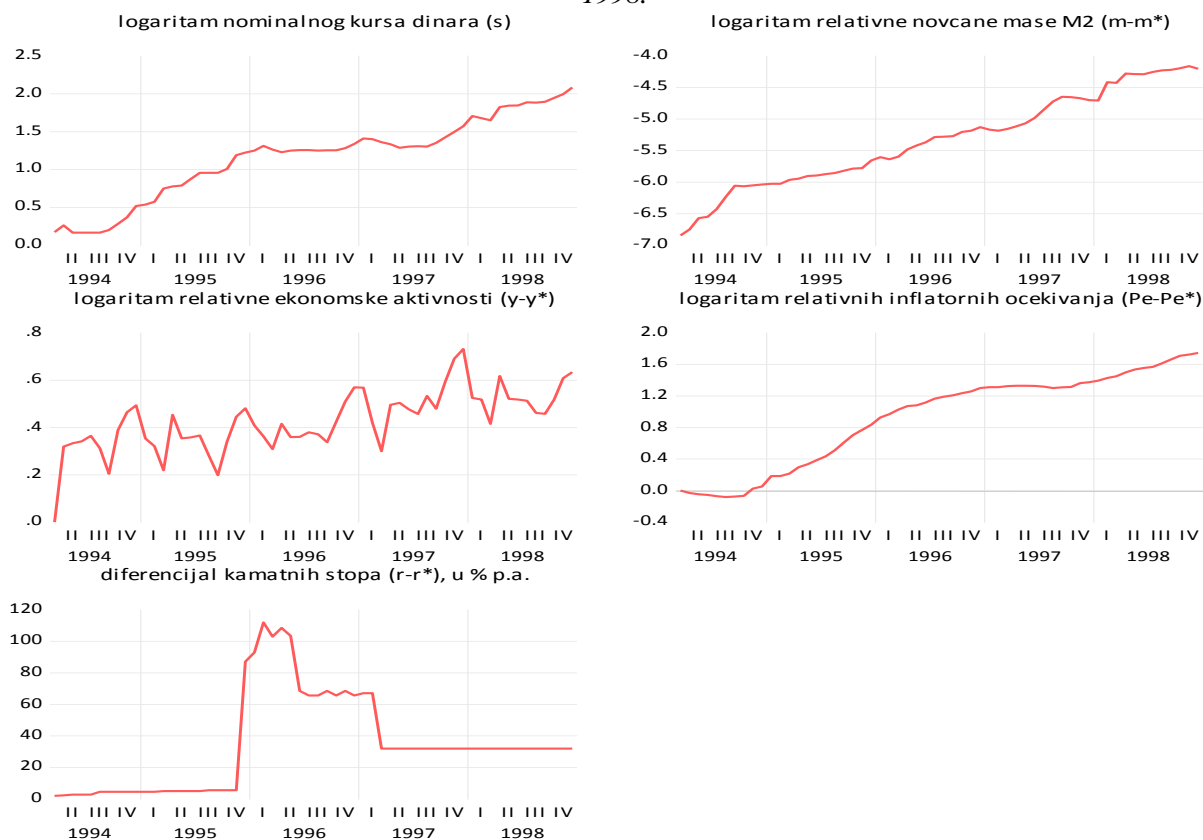
где је: s : номинални курс динара у односу на немачку марку (износ динара за једну немачку марку), m : новчана маса М2 за СРЈ, m^* : новчана маса М2 за Немачку, y : индустријска производња у СРЈ, y^* : индустријска производња у Немачкој, i : есконтна стопа у СРЈ, i^* : референтна каматна стопа у Немачкој, π^e : очекивана инфлација у СРЈ, π^{e*} : очекивана инфлација у Немачкој, док је израз ε стохастички члан.

Прва једначина представља основни монетарни модел с флексибилним ценама, и у складу с теоријом, очекује се да номинални курс има позитивну везу с релативном понудом новца и каматном стопом, а негативну с релативним производом. Такође, она може бити репрезентација и монетарног модела са инертним ценама, уз услов да је предзнак за каматне стопе негативан. Међутим, с обзиром на изолованост земље током посматраног периода и политику каматне стопе која се водила, мало је вероватно да је каматна стопа утицала на кретање курса на начин који то предвиђа овај модел одређивања курса. Друга једначина је алтернативна репрезентација монетарног модела с флексибилним ценама и укљученим очекивањима за стопу инфлације, при чему се полази од основне једначине (8.1) и уз услов да важи паритет непокривених каматних стопа. Последњи израз у загради може се изразити као $\Delta s = (i - i^*)$, и даље уз претпостављено важење услов ПКМ, промене курса ће одражавати промене у очекиваним стопама инфлације ($\Delta s = \pi^e - \pi^{e*}$). За овај модел очекује се да номинални девизни курс има позитивну везу с релативном понудом новца и релативним очекиваним стопама инфлације, а негативну релацију с релативним производом. Међутим, овде се још једном указује на то да је мало вероватно да је каматна стопа у нашој земљи у датим околностима имала икакву улогу у одређивању курса динара, с обзиром на економску изолованост земље и међународне санкције, тако да је њена улога и утицај на курс онако како предвиђа теорија, у датим конкретним условима мало вероватна. Трећа једначина представља варијанту монетарног модела са инертним ценама која укључује диференцијал реалних каматних стопа и у складу с теоријом за овај модел очекује се да номинални курс има позитивну везу с релативном понудом

новца и релативним очекиваним стопама инфлације, а негативну везу с релативним производом и релативном каматном стопом.

У анализи су коришћени месечни подаци за курс динара, новчану масу М2, основну каматну стопу, стопу инфлације и индустријску производњу. Анализа се односи на период од марта 1994. до децембра 1998, до када се располаже са подацима за Немачку. Подаци о индексу цена и подаци о индустријској производњи за СРЈ преузети су с сајта ММФ-а (*IMF, IFS*), новчана маса М2 и есконтна стопа из званичних извештаја Народне банке Југославије, а тржишни курс динара за марку с веб-сајта НБС. Извор података за Немачку је званични веб-сајт *Federal Reserve Bank of St. Louis* (<https://fred.stlouisfed.org>). У недостатку релевантних података о кретању привредне активности (БДП) у анализи је индустријска производња коришћена као индикатор који најбоље објашњава и описује укупну економску активност у обе земље. Услед недостатка података о очекиваној инфлацији и за СРЈ и за Немачку, уобичајено је да се као индикатор очекивања користи инфлација из претходног периода. Све варијабле су изражене у логаритму, изузев каматних стопа. Спроведено тестирање стационарности (Прилог 1.1), изузев потврде стационарности релативне индустријске производње, за остале варијабле је потврдило постојање јединичног корена, односно њихову нестационарност. Свесни слабости коју то са собом носи, даље смо наставили тестирање модела, будући да највећи број тестираних модела врши тестирање релативних односа на основу оригинално (логаритмованих) података и у самом поступку тестирања, применом различитих метода покушава да отклони аутокорелацију. Поред тога, оцењени модели на основу првих диференци дали су резултате који су супротни теоријским очекивањима (Прилог 1.2), на пример да релативно виша стопа раста понуде новца у СРЈ него у Немачкој узрокује јачање динара, те стога нисмо детаљно приказали добијене резултате.

Графикон 8.3: Кретање курса динара, релативне новчане масе, релативне индустријске производње, релативне инфлације и диференцијала каматних стопа, март 1994. -децембар 1998.



Извор: приказ аутора на основу статистичких података за курс динара преузетих с веб-сајта НБС (<http://www.nbs.rs/internet/cirilica/80/index.html>), за новчану масу M2 за Србију и есконтну стопу за Србију из више бројева статистичких билтена и годишњих извештаја НБЈ, за индекс индустријске производње (2010 = 100) и индекс цена (2010 = 100) за Србију с веб-сајта Међународног монетарног фонда (IMF, IFS) (<http://data.imf.org/?sk=4C514D48-B6BA-49ED-8AB9-52B0C1A0179B&slid=1409151240976>). Сви подаци за Немачку преузети су с веб-сајта Federal Reserve Bank of St. Louis (<https://fred.stlouisfed.org/search?st=germany>).

Напомена: коришћене нотације у Графикону 8.3. $(P_e - P_e^*)$ одговарају изразу $(\pi^e - \pi^{e*})$ у једначинама (8.2) и (8.3).

Оцењене једначине методом обичних најмањих квадрата имају високу аутокорељацију. Frankel (1984) користи итеративни *Cochrane-Orcutt* метод за отклањање серијске аутокорељације.²³¹ У нашем случају, након оцене модела методом обичних најмањих квадрата, услед присутне аутокорељације проверили, смо примену *Newey-West*-овог метода како би се добиле конзистентне коваријансе и варијансе када је форма аутокорељације и хетероскедастичности непозната. Међутим, уз и даље присутну аутокорељацију, добијени резултати су готово идентични. Услед тога смо се определили да прикажемо резултате добијене методом обичних најмањих квадрата, који иако показују позитивну аутокорељацију, имају изненађујуће задовољавајућа

²³¹ Frankel (1984), стр. 242.

својства у погледу предзнака коефицијента. У наставку дајемо приказ оцењених модела, иако не поседују сва задовољавајућа својства.²³²

а) основни монетарни модел с флексибилним ценама (Прилог 1.3):

$$s = 4,7077 + 0,6728 (m - m^*) - 0,1754 (y - y^*) + 0,0032 (i - i^*)$$

Стандардна грешка ²³³ :	(0,040549)	(0,227307)	(0,000680)
t- статистика ²³⁴ :	[16,59260]	[-0,771569]	[4,654369]
R-squared 0.924073	Durbin-Watson stat 0.382510	Prob(F-statistic) 0.000000	

Добијени резултат је у складу са основним монетарним моделом с флексибилним ценама. Наиме, позитиван предзнак уз релативну новчану масу и каматну стопу указује на то да ће динар слабити у случају релативно више домаће понуде новца и домаће каматне стопе у односу на оне у Немачкој, док негативни предзнак, уз привредну активност указује на то да ће курс динара јачати у случају више релативне привредне активности у СРЈ него у Немачкој. Међутим, у наведеном моделу утицај привредне активности није статистички значајан, док је утицај новчане масе и каматне стопе статистички значајан. Доминантан утицај на кретања курса динара у посматраном периоду имала је новчана маса, будући да је 1% релативног раста новчане масе утицао на слабљење динара за готово 0,7%, док је утицај релативне камате, иако статистички значајан, релативно скроман, свега 0,003. Даље смо спровели тестирање како бисмо проверили пропорционалност промене новчане масе и промене курса. Спроведено тестирање је потврдило да коефицијент уз новчану масу одговара вредности 1, чиме је потврђена и основна премиса монетарног модела с флексибилним ценама да између кретања курса и кретања релативних новчаних маса важи пропорционално прилагођавање, односно да је у посматраном периоду раст новчане масе основни узрок депрецијације динара. Поред тога, вероватно би тестирање монетарног модела током периода хиперинфлације у СРЈ још убедљивије потврдило овај налаз, као што су и тестирања током хиперинфлације двадесетих година прошлог века у Немачкој потврдила валидност монетарног модела у одређивању кретања курса.

б) алтернативна репрезентација монетарног модела с флексибилним ценама која укључује очекивања о кретању инфлације (Прилог 1.4):

$$s = 2.210820 + 0.279423(m - m^*) - 0.141588(y - y^*) + 0.557753(\pi^e - \pi^{e*})$$

	(0.078906)	(0.222219)	(0.089350)
	[3.541222]	[-0.637152]	[6.242365]
R-squared 0.934844	Durbin-Watson stat 0.225366	Prob(F-statistic) 0.000000	

²³² У раду коришћен софтверски пакет Eviews 10.

²³³ Стандардна грешка ће се у будуће приказивати у ()

²³⁴ t- статистика ће се у будуће приказивати у []

Оцењени модел има очекиване предзнаке, позитиван уз релативну понуду новца и инфлацију, и негативан уз привредну активности, што значи да виша релативна понуда новца и инфлација утичу на депрецијацију динара, док виша релативна привредна активност утиче на јачање динара. Међутим, као и код претходног модела, привредна активност није статистички значајна, док су новчана маса и стопа инфлације статистички значајни. У овом моделу, највећи утицај на кретање курса има инфлација, будући да 1% релативног раста инфлације утиче на слабљење динара за 0,6%, док 1% раста релативне новчане масе утиче на слабљење динара са 0,23%.

в) варијанта монетарног модела са инертним ценама с диференцијалом реалних каматних стопа (Прилог 1.5):

$$s = 2.5840 + 0.3406(m - m^*) - 0.1304(y - y^*) + 0.0009(i - i^*) + 0.4623(\pi^e - \pi^{e*})$$

(0.096940)	(0.222098)	(0.000868)	(0.125409)
[3.513522]	[-0, 587238]	[1.082921]	[3.686304]

R-squared 0.936281 *Durbin-Watson stat* 0.249638 *Prob(F-statistic)* 0.000000

За разлику од претходна два модела, овај модел не садржи све предзнаке у складу с теоријским очекивањима за овај модел, односно да номинални курс има позитивну везу с релативном понудом новца и релативним очекиваним стопама инфлације, а негативну везу с релативним производом и релативном каматном стопом, будући да је предзнак за релативну каматну стопу у оцењеном моделу позитиван и супротан очекиваном. Према оцењеном моделу, на слабљење динара утичу виша релативна понуда новца, стопа инфлације и каматна стопа, док на јачање утиче виша релативна привредна активност. Статистички су значајни понуда новца (на критичној вредности од 10%) и инфлација, док су привредна активност и каматна стопа статистички незначајни, што је у складу и с нашим сумњама о постојању утицаја каматне стопе на кретање курса. Значајан утицај на кретање курса има инфлација, будући да 1% виша релативна инфлација утиче на слабљење динара од 0,58%, док 1% виша релативна понуда новца утиче на слабљење динара од 0,25%.

С обзиром на то да се с поузданошћу не можемо ослонити на горње резултате регресије, због присутне аутокорејације, додатно је извршен тест коинтеграције, у намери да се провере дугорочни фактори који су у наведеном периоду детерминисали курс динара. Претпоставка за спровођење наведеног теста јесте нестационарност у нивоу варијабли и стационарност њихове прве диференце (Прилог 1.6). Како је индустријска производња као показатељ економске активности стационарна и у нивоу, искључена је из даљег тестирања. Додатно оправдање за изостављање индустријске

производње из наведеног тестирања налазимо и у статистичкој незначајности наведене варијабле у спроведеним регресијама.

Спроведено тестирање теста јединичног корена потврдило је подобност осталих варијабли за тестирање коинтеграције. Критеријуми за избор оптималних доцњи сугеришу различите доцње, према *Schwarz*-овом информационом критеријуму (*Schwarz information criterion, SIC*) оптимална је једна доцња, док *Akaike*-ов информациони критеријум (*Akaike information criterion, AIC*) сугерише две доцње, те смо прихватили овај критеријум за даљу проверу постојања коинтеграције (Прилог 1.7). Спроведени *Johansen*-ов тест коинтеграције потврдио је постојање једног коинтеграционог вектора (Прилог 1.8). Добијени резултати за дугорочну коинтеграциону везу између кретања курса и објашњавајућих варијабли задовољавајући су и у складу су с теоријским очекивањима. Дугорочна нормализована коинтеграциона веза, утврђена *Johansen*-овим тестом, између курса и изабраних објашњавајућих варијабли има следећу форму:

$$s = 0.362797(m - m^*) + 0.467850(\pi^e - \pi^{e*}) - 0.000775(i - i^*)$$

(0.07717) (0.10281) (0.00070)

Дугорочна веза између номиналног курса има задовољавајућа својства, предзнаци су у складу с теоријским очекивањима, али овога пута они одговарају варијанти монетарног модела са инертним ценама, с тим да није обухваћена релативна привредна активност. Монетарни модел са инертним ценама подразумева да је предзнак уз новчану масу и стопу инфлације позитиван, а уз каматну стопу негативан, што је и потврдила горња коинтеграциона веза. Негативан предзнак уз релативну каматну стопу значи да виша домаћа камата утиче на апрецијацију домаће валуте, што је основно својство монетарног модела са инертним ценама. Међутим, чини нам се да је добијени негативни предзнак уз релативну каматну стопу случајност а не последица економских услова, с обзиром на то да нисмо били интегрисани у међународна тржишта, као и због улоге коју је каматна стопа у СРЈ имала у поступку спровођења монетарне политике, те се стога обај добијени резултат треба узети с високом дозом резерве, а не као потврду утицаја камате на кретање курса динара у посматраном периоду. Посматрано појединачно по објашњавајућим варијаблама, готово подједнак дугорочни утицај на депрецијацију курса динара имају релативно бржи раст новчане масе и очекивана инфлација. Тако за 1% очекивани бржи раст цена у СРЈ него у Немачкој утиче на депрецијацију динара од око 0,47%, за 1% бржи релативни раст понуде новца утиче на депрецијацију динара са 0,36%, док је утицај каматне стопе на апрецијацију домаће валуте релативно скроман и износи свега 0,0008. Међутим, како смо већ указали мало

је вероватно да је у тадашњим околностима камата утицала онако како то предвиђа монетарни модел са инертним ценама, како због политике каматне стопе, тако и због економске изолованости земље.

Да би се сагледала краткорочна динамика и брзина прилагођавања дугорочној равнотежи, извршена је оцена модела корекције грешком ка равнотежи (*VECM*). Оцењени модел корекције грешком ка равнотежи има добра својства, нормалан распоред резидуала и одсуство хетероскедастичности и аутокорелације (Прилог 1.9). Добијени резултати имају задовољавајућа својства, статистички су значајни и имају очекивани предзнак.

Добијени резултат модела корекције грешком ка равнотежи (*VECM*) указује на брзину прилагођавања дугорочној равнотежној вези и показује да се номинални девизни курс у свом кретању месечно коригује према дугорочној путањи за око 26%. Осим брзине којом се курс прилагођава својој дугорочној равнотежној вези, резултат нам указује на значајан утицај инфлације, односно инфлационих очекивања, на кретање курса, јер су коефицијенти уз инфлацију статистички значајни и релативно високе магнитуде (Прилог 1.10). Овај налаз наглашава значај инфлационих очекивања на формирање и кретање курса и сагласан је с налазом за оцењени алтернативни монетарни модел с флексибилним ценама.

Мада добијене резултате треба узети с резервом, због слабости оцењена три модела методом најмањих квадрата, као и изостављања привредне активности из тестирања модела техником коинтеграције, они су свакако корисни због добијених налаза за предзнаке и величину коефицијената уз релативне варијабле. Основне импликације добијених резултата за монетарну политику су следеће: прво, иако званично у режиму фиксног курса, монетарна експанзија у посматраном периоду која је потицала по основу монетизације фискалног и квазифискалног дефицита генерисала је притиске на инфлацију, док је инфлација даље значајно утицала на слабљење динара, креирајући тако познату инфлаторну спиралу „курс-цене“, чиме је још једном потврђен познати *Fridman*-ов став да је висока „инфлација увек и свуда монетарни феномен“. Јачање независности централне банке, законска забрана финансирања државе и монетизације дефицита, уз законом јасно дефинисану ценовну стабилност као примарни циљ монетарне политике неопходни су предуслови како би се избегла инфлаторна спирала „курс-цене“. Друго, усвајање режима фиксног курса није гаранција ниске стопе инфлације, нити је само по себи довољно за дугорочну ценовну стабилност. Иако се фиксни курс у првим месецима његове примене показао као моћан инструмент у

обуздавању инфлације и инфлационих очекивања, он није успео да обезбеди дугорочну ценовну стабилност услед неадекватне монетарне политике и изостанка адекватних пратећих политика. Режим фиксног курса и монетарна експанзија не иду заједно, курс динара је био стабилан у првим месецима примене стабилизационог програма, када је монетарна политика функционисала по правилима валутног одбора. Након тог периода и напуштања правила валутног одбора, уследила је монетарна експанзија без девизног покрића која је узроковала одступање тржишног курса од званичног курса с пратећим растом цена. Осим изостанка адекватне монетарне политике, изостале су и адекватне пратеће политике, а без адекватних пратећих политика које су конзистентне са изабраним фиксним режимом курса, ниједан режим курса неће испољити своје предности, већ ће се интензивирати његови недостаци. Искуство СРЈ у периоду од 1994. до 2000. илустрација је неадекватних политика у режиму фиксног курса с последичном појавом црног тржишта девиза и тржишног курса који одступа од званичног, креирајући инфлациона очекивања и тако додатно вршећи притисак у правцу слабљења курса и инфлације. Добијена оцена о брзом прилагођавању курса (26% месечно) дугорочној равнотежи то потврђује. Треће, искуство хиперинфлације у СРЈ свакако је дубоко укоренењено у свести економских субјеката, услед чега постоје латентно висока инфлациона очекивања која могу генерисати инфлаторне притиске уколико економски субјекти немају поверења у монетарну политику. Јачање кредибилитета монетарне политике кроз дуготрајније одржавање ниских и стабилних стопа инфлације један је од начина за „сидрење“ и сузбијање инфлационих очекивања.

8.2. Политика курса динара у периоду од 2000. године

Крајем 2000. формално је напуштен режим фиксног курса и успостављен режим руковођено флукутирајућег курса динара. Започети процес транзиције и дугорочна оријентација ка тржишној економији повезан је са избором руковођено флукутирајућег режима и намером да се курс формира доминантно под утицајем тржишних снага. У датом тренутку наведени избор руковођено флукутирајућег режима био је исправан и наметао се како са аспекта теорија, тако и са аспекта специфичности макроекономског окружења земље. Потврда датог избора произлази и на основу компарације са избором режима курса у другим транзиционим земљама у почетној фази транзиције.

Анализа режима руковођено флукутирајућег курса динара на основу критеријума датих на Слици 8.1, а који се традиционално анализирају при избору режима, указује на оправданост избора овога режима, будући да су за Србију испуњени готово сви

релевантни критеријуми који фаворизују избор руковођено флукутирајућег режима. Између осталих разлога, као најрелевантније истиче се забринутост да би током транзиционог периода могли да се јаве реални шокови. Неповољна искуства с фиксним режимом, који је укључивао и аутономну монетарну политику, из претходног периода свакако су додатно допринела избору руковођено флукутирајућег курса, јер због претходно лоших искустава, фиксни режим није могао да ојача кредибилитет монетарне политике. Уз то, девизне резерве су биле релативно ниске, а инфлација умерена, тако да се флексибилни режим наметао као оправдано решење. Уз недостатак (низак ниво) девизних резерви за одбрану курса, на избор руковођено флукутирајућег курса утицала је вероватно и немогућност да се у почетку транзиције процени ниво курса који би требало да буде утврђен као фиксни за дужи временски период.

Слика 8.1: Критеријуми за избор режима курса

	Пливајући		Таргетне зоне		Фиксни		Валутни одбор	Монетарна унија
	Слободно	Управљајући	Широке	Уске	Покретни	Фиксни		
Инфлација								
Висока								
Ниска								
Ниво резерви								
Висока								
Ниска								
Мобилност капитала								
Висока								
Ниска								
Мобилност радне снаге и номинална флексибилност								
Висока								
Ниска								
Диверсификација производње и извоза								
Висока								
Ниска								
Фискална флексибилност и одрживост								
Висока								
Ниска								
У односу на партнерске земље								
Трговинска интеграција								
Висока								
Ниска								
Политичка интеграција и сличност политичких преференција								
Висока								
Ниска								
Преовлађујући								
Симетрични								
Асиметрични								
Тип шокова								
Реални								
Номинални								

Извор: Eichengreen, Masson, Savastano u Sharma, (1999), страна 4.

Такође, специфичност Србије је кашњење од једне деценије са почетком транзиције у односу на бивше социјалистичке и/или централно планске привреде, тако да су ниска трговинска интегрисаност и вишегодишња политичка изолованост земље били додатна аргументација за избор поменутог режима.

У поређењу с другим транзиционим земљама на почетку транзиције, Србија се определила за режим слично избору већине земаља у истој фази транзиције. Како су *Fisher* и *Sahay* (2000) приказали, од 25 анализираних транзиционих привреда, њих 17 се одлучило за флексибилан режим, седам за фиксни режим и једна транзициона привреда није дефинисала режим курса. Сprovedено истраживање додатно потврђује оправданост избора флексибилног режима у нашој земљи, будући да након десет година од започете транзиције, од посматраних 25 земаља, 21 земља примењује режим руковођено флукутирајућег курса.²³⁵

8.2.1. Политика курса пре увођења циљања инфлације

Од увођења режима руковођено-флукутирајућег курса динара, до неформалног усвајања циљања инфлације, монетарна политика и политика курса динара прошле су кроз различите фазе. Током тог периода монетарна политика формално је спровођена у оквиру стратегије монетарног таргетирања, док је суштински била у функцији политике курса динара. Монетарно таргетирање огледало се у испуњењу квантитативних критеријума за нето домаћу активу и нето страну активу, који су утврђени програмом с ММФ-ом. Политика курса динара је у истом периоду имала три фазе: у првој фази, од децембра 2000. до краја 2002, приоритет монетарне политике био је одржавање номиналне стабилности курса динара тако да је суштински спровођена политика фиксног курса; у другој фази, од 2003. до почетка 2006, политика курса је била усмерена на циљање реалног курса, тако да је током тог периода курс номинално депрецирао како би се постигла стабилност реалног курса; у трећој фази, од почетка 2006. присутне су веће флукуације курса динара као део припрема за усвајање новог оквира монетарне политике, односно циљања инфлације.²³⁶

Слично другим привредама у првој фази транзиције, приоритет монетарне политике на почетку процеса транзиције било је сламање инфлације и инфлационих очекивања. Политика номинално фиксног курса динара, који је експлицитно навођен од стране

²³⁵ Fisher и Sahay (2000), стр. 35.

²³⁶ Меморандум Народне банке Србије о принципима новог оквира монетарне политике, Монетарни одбор Народне банке Србије усвојио на седници 30. августа 2006. http://www.nbs.rs/internet/latinica/90/90_4/godisnji_izvestaj_2006.pdf

НБЈ²³⁷ у прве две године транзиције била је у функцији обезбеђивања макроекономске стабилности и стабилности цена.

Процес транзиције ка тржишној привреди, који је обухватао либерализацију цена и тржишне реформе, реструктурирање и приватизацију реалног и финансијског сектора, редефинисање улоге државе у тржишној привреди, значајно је утицао на општи економски амбијент и кретање курса динара. Паралелно с макроекономском и монетарном стабилизацијом одвијали су се процеси и институционалне измене оријентисане ка јачању тржишних принципа пословања, који су директно и индиректно утицали на кретање номиналног и реалног курса динара.

Процес либерализације цена и отклањање ценовних диспаритета, започет у децембру 2000, настављен је и у наредним годинама, али смањеним интензитетом. Делимична либерализација економских односа са иностранством, конвертибилност динара у текућим трансакцијама, укидање ограничења у трговини са иностранством, либерализација увоза, уз смањење царинских стопа током 2001, у комбинацији с фиксним курсом, допринели су расту дефицита спољнотрговинске размене. Раст дефицита спољнотрговинске размене био је условљен и фундаменталним факторима, ниском домаћом штедњом и брзим растом домаће тражње, што је додатно продубљивало екстерну неравнотежу.

Током 2002. усвојен је закон о девизном пословању којим је легализована валутна клаузула, могућност да банке одобравају девизноиндексиране динарске кредите. Такође, тим законом је створен основ за организовање тзв. фиксинг састанка на међубанкарском девизном тржишту (МДТ) и с њим повезан начин формирања курса, док је банкама дата могућност да купују девизе и за потребе својих клијената, и за сопствене потребе ради јачања сопственог девизног потенцијала. Током 2006. извршена је даља либерализација економских односа са иностранством, посебно у делу кредитних послова са иностранством, и омогућено је готово несметано задуживање домаће привреде у иностранству.

Током готово целог овог периода, земља је имала аранжман с ММФ-ом, прво тзв. стендбај аранжман, а затим продужени аранжман за структурно прилагођавање. Успешно окончање тих аранжмана био је услов за отпис и репрограмирање спољног дуга земље. Такође, текао је процес приватизације реалног и финансијског сектора. Приватизација је, с једне стране, значајно допринела приливу девиза у земљу, а

²³⁷ Годишњи извештај Народне банке Југославије за 2001. http://www.nbs.rs/internet/latinica/90/90_4/godisnji_izvestaj_2001.pdf и Годишњи извештај Народне банке Југославије за 2002. http://www.nbs.rs/internet/latinica/90/90_4/godisnji_izvestaj_2002.pdf.

консолидација банкарског сектора јачању поверења у домаћи финансијски сектор, што је резултирало растом домаће девизне штедње. Јачање новог приватног сектора и консолидација банкарског сектора, уз јачање депозитне базе банака, били су основа за кредитну експанзију која је уследила од 2003, нарочито кредита индексираних у девизама.

У првим годинама транзиције, примарни циљ је била макроекономска и монетарна стабилизација, што је био и разлог за политику готово фиксног номиналног курса. Понуда новца, односно раст новчане масе, потицао је од нето ефекта девизних трансакција НБС, тако да је процес креирања новца у великој мери подсећао на валутни одбор, будући да је НБС врло брзо ограничила кредитирање државе, а у потпуности обуставила кредитирање банака, које су могле да узимају само краткорочне кредите за одржавање ликвидности на бази заложеных хартија од вредности. Процес ремонетизације домаће привреде резултирао је растом учешћа новчане масе која је потицала по основу монетизације девизних прилива. У наведеном периоду новчана маса (М3) повећала је своје учешће у БДП-у, са 15% у 2001. на 31% у 2006. Међутим, услед легализовања девизне клаузуле, раст кредитне активности банака није имао потпуни мултипликативни ефекат на раст динарске новчане масе (М1), јер се највећи део кредита одобравао с девизном клаузулом. Поред интервенција на МДТ-у, основни инструмент монетарне политике у том периоду била је јединствена стопа обавезне резерве на динарске и девизне депозите. Уз њу, НБС је вишак ликвидности стерилисала операцијама на отвореном тржишту, прво продајући сопствене благајничке записе, да би од 2005. године започела репо операције којима је стерилисала вишкове ликвидности. У таквим околностима, политика каматних стопа није имала значајну улогу у спровођењу монетарне политике. Есконтна стопа, као тада основна стопа у монетарним операцијама имала је незнатну улогу и није одсликавала тржишна кретања. Огроман распон између онога што би требало да буде коридор каматних стопа само је илустрација одсуства употребе инструмента каматне стопе у монетарне сврхе.

У току фазе циљања реалног курса, номинална депрецијација је остварена у условима високог прилива капитала из иностранства, који би у тржишним условима требало да утиче на супротна кретања, номиналну апрецијацију. Наиме, у условима када се курс формира на тржишту без значајних интервенција централне банке, прилив капитала кроз повећану понуду стране валуте утиче на јачање домаће валуте, будући да расте тражња за домаћом валутом која се размењује за девизе потекле по основу високих прилива из иностранства. Међутим, у датим околностима НБС је таргетирањем

реалног курса заправо утицала на номинални курс динара који се формирао под њеним директним утицајем и интервенцијама на МДТ. Прилив капитала је потицао по основу приватизација и задуживања у иностранству, у почетку само банака а касније и предузећа. У посматраном периоду девизне резерве су повећане са око 0,6 милијарди евра са краја 2000. на преко 9 милијарди евра крајем 2006. Задуживање банака у иностранству и повећање домаћих извора, пре свега раст девизне штедње у банкарском сектору, представљали су извор за кредитну експанзију. Пласмани банака расли су високим стопама, повећавајући учешће у БДП-у са 17% у 2002. на 30% у 2006.

У готово целом периоду од 2000. до 2006, девизно тржиште на коме је курс динара требало да се формира обележила је доминантна улога НБС, која се од самог почетка транзиције појавила на страни откупа ефикасних, организујући мењачке послове, и тако купљену ефикасност користила за интервенције и продају на МДТ-у, задовољавајући тражњу за девизама. Присутна сегментираност девизног тржишта постепено је отклањана, прво смештањем МДТ-а под надзор НБС, а затим постепеним повлачењем НБС из мењачких послова, који су усмеравани на банке, како би се обезбедило да се на девизном тржишту сусрећу укупна понуда и тражња за девизама.

Табела 8.1: Преглед основних монетарних показатеља за Србију, 2000-2006.

	2000.	2001.	2002.	2003.	2004.	2005.	2006.
Годишња стопа инфлације, у %	111,9	40,6	14,8	7,7	13,6	17,6	6,6
Просечан годишњи курс динара за евро	49,7	59,8	60,7	65,1	72,7	83,0	84,1
Промена просечног годишњег курса динара, у %, (-деп, + апр)	-49,3	-16,9	-1,5	-6,8	-10,4	-12,4	-1,3
Новчана маса М1, годишњи раст у %	82,9	115,5	61,1	5,9	12,0	30,3	38,0
Новчана маса М2, годишњи раст у %	76,1	107,0	62,9	12,6	17,1	31,4	45,2
Новчана маса М3, годишњи раст %	161,4	92,3	52,7	27,8	31,9	42,1	38,3
Кедити банака невладином сектору, годишњи раст у %	231	18	-32	31	44	51	18
Обавезе банака према иностранству, у милионима динара, стање крајем године	180.429	207.974	17.123	23.280	83.225	191.124	307.742
Промена обавеза банака према иностранству, у %	419	15	-92	36	257	130	61
Референтна каматна стопа НБС, крај године, у % на годишњем нивоу	14
Просечна годишња ефективна камата НБС у ООТ, у % на годишњем нивоу	9,72	10,63	16,3	19,16	15,35
Обим стерилизације ООТ, у милионима динара, крај године	555	724	2.862	2.261	1.754	16.829	141.850
Обим укупних обавезних резерви банака код НБС, у милионима динара, крај године	18.727	24.431	43.831	59.375	86.518	173.513	287.853
Промена обима обавезних резерви, у %	317	30	79	35	46	101	66
Девизне резерве НБС, у милионима евра	594	1.121	2.186	2.836	3.104	4.921	9.020
Учешће девизних интервенција НБС у међубанкарској трговини девизама, у %	805	234	107	97	27

Извор: Прорачун и приказ аутора на основу података преузетих с веб-сајта НБС и с веб-сајта ММФ-а.

Горња Табела 8.1 даје приказ кретања монетарних показатеља који су релевантни за анализу политике курса у посматраном периоду. Уважавајући укупне економске услове, посебна пажња је посвећена кретању курса и улози коју курс има у постизању основног циља монетарне политике, ценовне стабилности, као и реакцији монетарне политике својим инструментима у настојању да постигне ценовну стабилности. Висока инфлација у првим годинама транзиције узрокована је либерализацијом цена, која је највећим делом завршена у току 2002, након чега се може рећи да је инфлација доминантно условљена монетарним условима. Након смањења на једноцифрени ниво у 2003, инфлација поново убрзава и достиже двоцифрене стопе у 2004. и 2005. Политика готово фиксног номиналног курса током 2001. и 2002. вероватно је допринела смањењу

инфлације у 2003, али је с друге стране, утицала на повећање дефицита у спољнотрговинској размени, што је резултирало преоријентацијом политике курса с таргетирања номиналног курса на циљање реалног курса. Циљање реалног курса резултирало је номиналном депрецијацијом током целог периода. Укупна депрецијација у периоду од 2003. до 2005. износила је око 27% и једним делом се преносила на инфлацију, што је уз остале факторе утицало на двоцифрене стопе инфлације у 2004. и 2005. Вероватно је заокрет у кретању курса током 2006. делом допринео смањењу инфлације у току исте године.

У периоду од 2000. до неформалног усвајања новог оквира за монетарну политику (августа 2006.), политика курса спровођена је без конзистентне монетарне стратегије. Доњи део Табеле 8.1 приказује реакцију монетарне политике и коришћење инструмената током посматраног периода. Тек је са усвајањем циљања инфлације референтна стопа НБС означена као основни инструмент монетарне политике. До тада су доминантни инструмент биле интервенције НБС на девизном тржишту којима се директно утицало на курс динара. Обим интервенција НБС на МДТ-у у односу на међубанкарску трговину нарочито је изражен у првим годинама: у току 2002. обим интервенција НБС је осам пута већи од међубанкарске трговине, у 2003. двоструко већи, да би се током 2004. и 2005. обим интервенција приближно изједначио с обимом међубанкарске трговине. Током 2006. смањено је учешће интервенција НБС на испод 30% у односу на међубанкарску трговину. Паралелно са смањењем учешћа НБС на МДТ-у, курс динара је отпочео с флукутирањем. Уз интервенције, НБС је интензивно користила политику обавезних резерви, али не примарно с циљем да утиче на кретање курса, већ да ограничи кредитну експанзију која је започела од 2003. Монетизација девизних прилива и прихода од приватизација, поред позитивног утицаја на раст девизних резерви, утицала је и на креирање вишкова динарске ликвидности, који су, уз обавезну резерву, стерилисани од стране НБС операцијама на отвореном тржишту. Међутим, обим стерилизације вишкова ликвидности операцијама на отвореном тржишту био је до 2005. скроман у односу на обим стерилизације обавезном резервом. Тек 2006, са увођењем референтне каматне стопе НБС као основног инструмента монетарне политике, значајно је повећан обим стерилизације операцијама на отвореном тржишту.

Дакле, кретање курса у највећем делу посматраног периода било је под доминантном контролом НБС, политика интервенција НБС одговара ономе што се назива „брутална снага“. НБС је директно контролисала курс, док је монетарна

политика била усмерена на једној страни – на таргетирање курса, а на другој страни – на сузбијање инфлаторних притисака потеклих по основу агрегатне тражње узроковане кредитном експанзијом и по основу преносног ефекта номиналне депрецијације курса на цене. Заокрет у кретањима десио се током 2006, курс је отпочео с флукуацијама, док је НБС знатно смањила своје интервенције на девизном тржишту. Уведена референтна каматна стопа постала је главни инструмент монетарне политике, уз знатно повећан обим стерилизације операцијама на отвореном тржишту.

8.2.2. Политика курса у оквиру циљања инфлације

Заокрет у кретањима може се повезати са усвајањем новог оквира монетарне политике августа 2006, што је био први корак ка потпуној примени циљања инфлације која је формално и званични оквир монетарне политике од 2009.²³⁸ Примена новог оквира монетарне политике уследила је након окончаних аранжмана с ММФ-ом. Иако у потпуности нису били испуњени сви услови за адекватну примену циљања инфлације, релативно кратак период флукуирања курса динара, стратегија таргетирања монетарних агрегата и режим фиксног курса у претходном периоду показали су се као неадекватне и неефикасне монетарне стратегије са аспекта остваривања примарног циља монетарне политике – ценовне стабилности, те се циљање инфлације наметало као прихватљив и најмање лош избор.

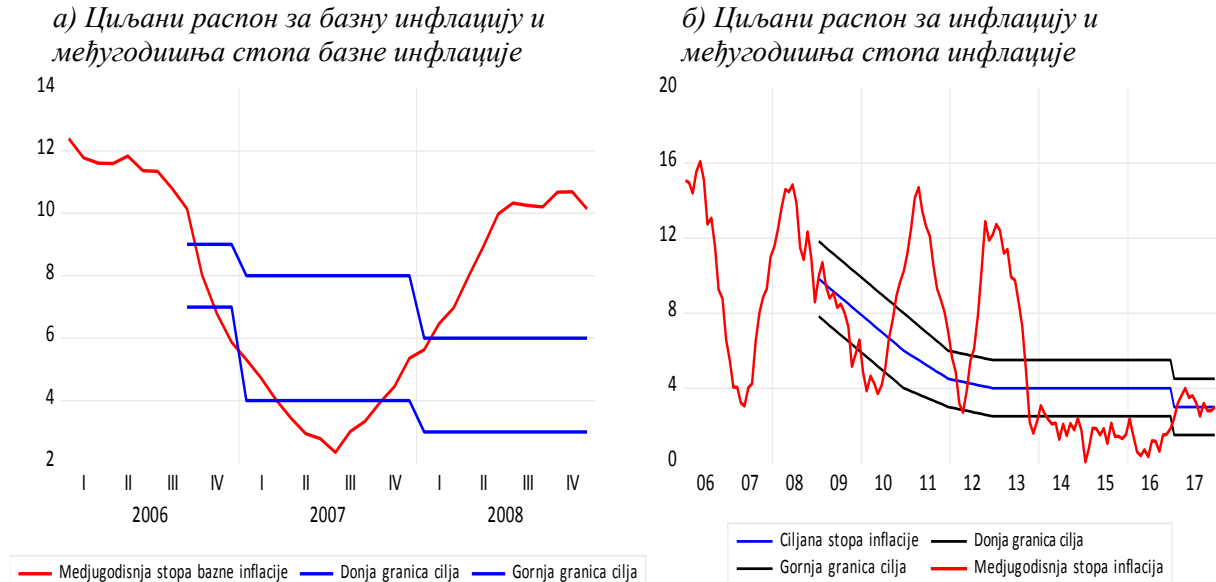
Циљање инфлације је омогућило НБС да јасно нагласи ценовну стабилност као примарни циљ монетарне политике уз истовремено јасне критеријуме за оцену успешности у постизању дефинисаног циља. Независност НБС је законски била омогућена у сва три њена аспекта: независност у коришћењу инструмената монетарне политике, персонална независност и финансијска независност, док је ценовна стабилност дефинисана као примарни законски циљ.

У фази неформалног циљања инфлације (од августа 2006. до децембра 2008.) ценовна стабилност је била дефинисана као циљани распон с нумерички одређеним горњим и доњим границама за базну стопу инфлације, док је с формалним усвајањем оквира од 2009. нумерички одређена централна вредност циља, с дефинисаним границама дозвољеног одступања од централне вредности циља, док је стопа инфлације праћена кроз индекс потрошачких цена. Јасни нумерички циљеви за инфлацију требало је да послуже као номинално сидро за инфлациона очекивања. Такође, нумерички

²³⁸ Меморандум Народне банке Србије о циљању (таргетирању) инфлације као монетарној стратегији, децембар 2008. (http://www.nbs.rs/internet/latinica/30/memorandum_monetarna_strategija_122008.pdf)

утврђени циљеви са собом носе већу транспарентност монетарне политике, али и одговорност за постизање дефинисаног нумеричког циља, што није била особеност монетарне политике у претходном периоду.

Графикон 8.4: Циљеви за инфлацију и кретање стопе инфлације, 2006-2017



Извор: приказ аутора на бази статистичких података и докумената преузетих с веб-сајта НБС.

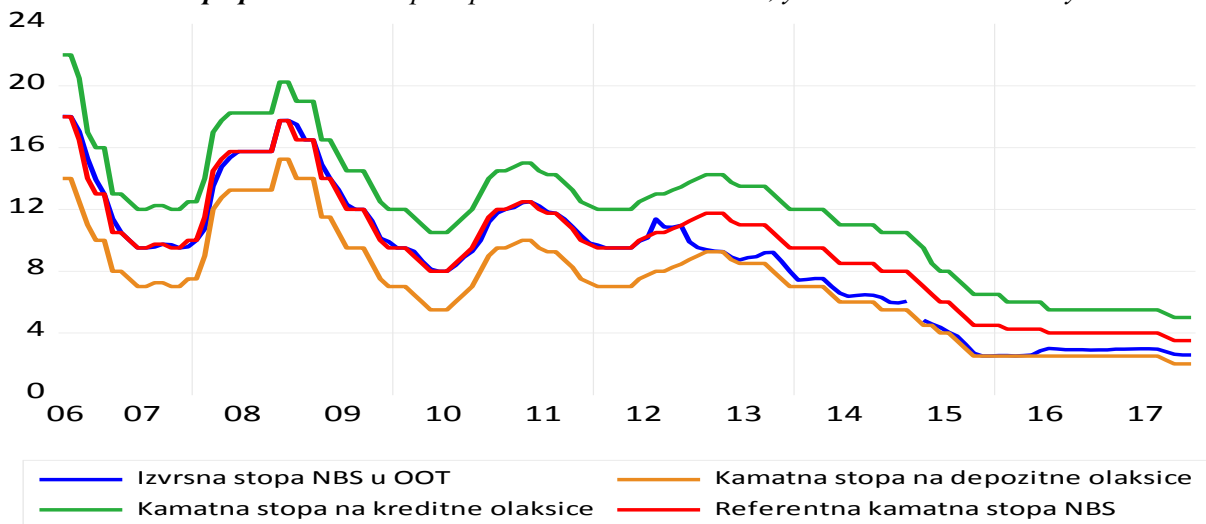
Избор циљања инфлације повезан је и с недостатком одговарајућих интермедијарних таргета с крајњим циљем – ценовном стабилношћу – од чије стабилне везе зависи релација између понуде новца и инфлације, како код монетарног таргетирања, тако и код режима фиксног курса. У складу са општим приступом, у циљању инфлације НБС користи све доступне информације, целокупни информациони сет, за прогнозу и пројекцију инфлације, тако да се пројекције стопе инфлације у наредном периоду користе за информисање јавности и комуникацију с јавношћу. У зависности од пројекције инфлације, економски субјекти могу предвидети будуће потезе монетарне политике како би се стопа инфлације држала у циљаном оквиру.

Циљање инфлације је био најмање лош избор и због тога што је то оквир који укључује најбоље елементе различитих форми монетарних режима, те не представља „генијално нови режим политике или формално правило“.²³⁹ Циљање инфлације је довољно флексибилан режим који може да комбинује стриктна правила монетарне политике, уз задржавање извесне дискреције у спровођењу монетарне политике, то је оно што *Bernanke et al.* (1999) називају „ограничена дискреција“.

²³⁹ Bernanke et al. (1999)

У практичном спровођењу НБС је располагала са стандардним инструментима монетарне политике. Референтна или основна каматна стопа НБС²⁴⁰ дефинисана је као репо стопа коју НБС примењује у главним операцијама на отвореном тржишту, док камата на депозитне и кредитне олакшице представља доњу и горњу границу коридора каматних стопа НБС. Политика обавезних резерви на девизне и динарске депозите имала је вишеструку намену, коришћена је и за управљање ликвидношћу банака и успоравање кредитне активности, и за ублажавање апрецијацијских и/или депрецијацијских притисака на курс динара. Интервенције на МДТ-у помоћни су инструмент који се користи с циљем да, како је наведено у Меморандуму НБС о циљању (таргетирању) инфлације као монетарној стратегији „1) ограничи претеране дневне осцилације курса динара, али без кумулирања притисака у истом правцу у дужем временском периоду, 2) ограничи опасност по финансијску стабилност и 3) одржи адекватан ниво девизних резерви.“²⁴¹

Графикон 8.5: Коридор каматних стопа НБС, у % на годишњем нивоу



Извор: приказ аутора на бази статистичких података преузетих с веб-сајта НБС.

Кретање курса динара од усвајања циљања инфлације карактеришу периоди различитог степена варијабилности, као и краћи и дужи периоди јачања и слабљења динара. Иако, по дефиницији, циљање инфлације подразумева флексибилност курса, специфичност наше привреде свакако је утицала на то да се формирање курса не препусти искључиво тржишним снагама, услед чега је на његово кретање утицано и индиректно, и директно.

²⁴⁰ Референтна каматна стопа НБС је била првобитно примењивана на двонедељне репо операције, а касније на једнонедељне репо операције повлачења ликвидности.

²⁴¹ Меморандум Народне банке Србије о циљању (таргетирању) инфлације као монетарној стратегији, децембар 2008., стр. 4. (http://www.nbs.rs/internet/latinica/30/memorandum_monetarna_strategija_122008.pdf).

Табела 8.2: Преглед основних монетарних показатеља за Србију, 2006-2017

	2006.	2007.	2008.	2009.	2010.	2011.	2012.	2013.	2014.	2015.	2016.	2017.
Годишња стопа инфлације, у %	6,6	11,0	8,6	6,6	10,3	7,0	12,2	2,2	1,7	1,5	1,6	3,0
Просечан годишњи курс динара за евро	84,1	80,0	81,4	94,0	103,0	102,0	113,1	113,1	117,3	120,7	123,1	121,3
Промена просечног годишњег курса динара, у %, (-деп, + апр)	-1,3	5,2	-1,8	-13,3	-8,8	1,1	-9,9	0,0	-3,6	-2,8	-1,9	1,5
Новчана маса М1, годишњи раст у %	38,0	24,4	-3,3	7,4	-2,0	16,0	5,1	25,8	11,0	17,1	20,5	10,2
Новчана маса М2, годишњи раст у %	45,2	40,0	1,2	10,6	-6,0	18,9	-1,5	13,9	12,1	14,4	15,1	7,9
Новчана маса М3, годишњи раст %	38,3	42,5	9,8	21,5	12,9	10,3	9,4	4,6	7,7	6,6	11,6	3,6
Кедити банака невладиног сектору, годишњи раст у %	18	37	35	16	27	8	9	-4	3	3	2	2
Обавезе банака према иностранству, у милионима динара, стање крајем	307.742	299.769	349.560	499.546	609.715	547.687	580.937	493.100	411.597	385.480	350.314	400.624
Промена обавеза банака према иностранству, у %	61	-3	17	43	22	-10	6	-15	-17	-6	-9	14
Референтна каматна стопа НБС, крај године, у % на годишњем нивоу	14	10	17,75	9,5	11,5	9,75	11,25	9,5	8	4,5	4	3,5
Просечна годишња ефективна камата НБС у ООТ, у % на годишњем нивоу	15,35	9,57	17,75	9,92	11,17	9,82	9,9	8	5,98	4,04	2,89	2,57
Обим стерилизације ООТ, у милионима динара, крај године	141.850	207.965	77.807	151.676	46.900	120.550	39.800	110.000	7.500	30.600	33.800	45.100
Обим укупних обавезних резерви банака код НБС, у милионима динара,	287.853	300.545	359.571	391.382	414.256	451.901	458.654	442.238	396.896	375.147	369.107	350.820
Промена обима обавезних резерви, у %	66	4	20	9	6	9	1	-4	-10	-5	-2	-5
Девизне резерве НБС, у милионима евра	9.020	9.634	8.162	10.602	10.002	12.058	10.915	11.189	9.907	10.378	10.205	9.962
Учешће девизних интервенција НБС у међубанкарској трговини девизама, у %	27	3	6	9	26	1	8	11	32	18	29	26

Извор: Прерачун и приказ аутора на бази статистичких података преузетих с веб-сајта НБС и с веб-сајта ММФ-а.

Горња табела представља оквир за уопштenu анализу кретања курса и реакције монетарне политике у посматраном периоду. Активно коришћење референтне каматне стопе у целом периоду указује на то да је политика каматних стопа НБС била усмерена на индиректно управљање курсом, док је НБС интервенцијама на МДТ-у директно утицала на кретање курса. Иако политика обавезних резерви није искључиво вођена због курса, она је, због значајног обима, као и због мењања учешћа динарског и девизног издвајања обавезне резерве, свакако утицала на његово кретање.

Приметно је да се обим интервенција НБС у односу на међубанкарску трговину разликује у два периода, што је добар показатељ како за интензитет директне контроле у кретању курса, тако и дубине и развијености међубанкарског тржишта. Као меру

интензитета директне контроле у кретању курса посматрамо учешће НБС у међубанкарској трговини на МДТ-у. Интензитет директне контроле у кретању курса динара, посматран са аспекта учешћа НБС у међубанкарској трговини, релативно је низак у периоду од 2007. до 2013, и, са изузетком 2010, учешће се креће од 1% до 11%. У преосталом периоду, од 2014. до 2017, учешће интервенција НБС у међубанкарској трговини је значајно повећано и креће се од 18% до 32%, што имплицира појачану контролу кретања курса од стране НБС. Потврду овог става видимо у променама курса у два периода. У првом периоду, 2007-2013, мањи интензитет директне контроле НБС резултирао је вишим променама курса динара, који је у појединим годинама депрецирао и 10%. У другом периоду, 2014-2017, већи интензитет директне контроле НБС резултирао је мањим променама курса, које ни у једној години нису прешле 4%. Истовремено с нижим варијабилитетом у променама курса, током овог периода смањен је ниво и варијабилитет инфлације. У којој мери су ова кретања међузависна истраживаћемо у наставку рада, а пре тога покушаћемо да сагледамо успешност циљања инфлације од његовог усвајања.

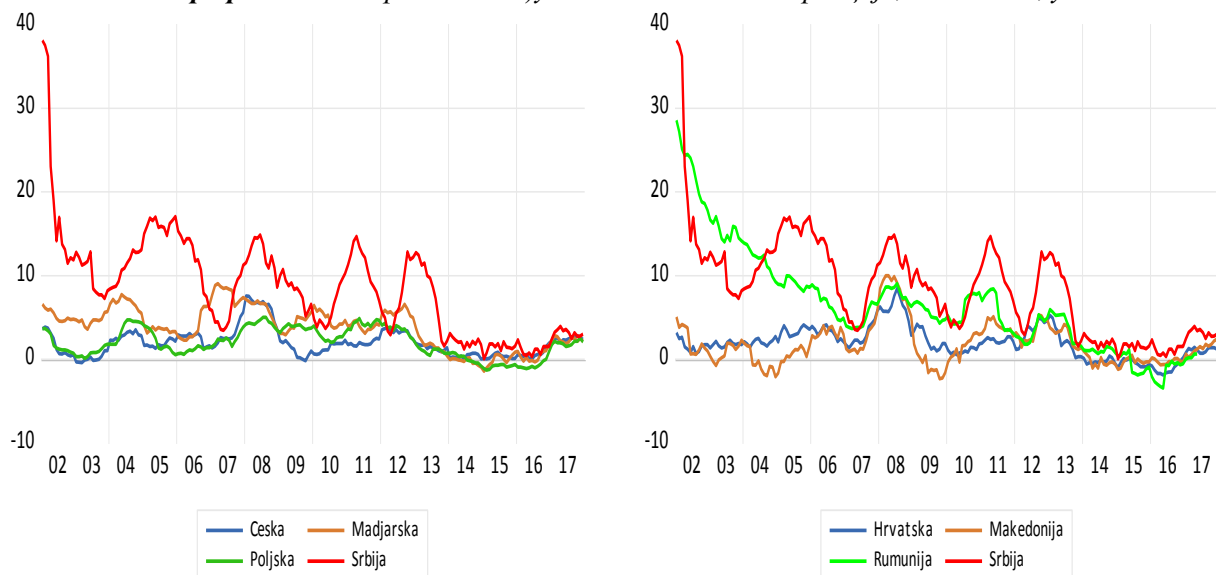
8.2.2.1. Компаративна анализа успешности циљања инфлације

Уобичајено да се успешност циљања инфлације сагледава са аспекта резултата – остварене стопе инфлације, поређењем претходних резултата с резултатима након усвајања циљања инфлације. Поред поређења резултата за остварену стопу инфлације, поредићемо и остварене стопе привредног раста, годишње реалне стопе раста БДП-а. Остварене резултате даље ћемо поредити с кретањима у две групе земаља. Прву групу земаља чине Чешка, Пољска и Мађарска, које, као и Србија, формално спроводе циљање инфлације у режиму флексибилног курса. Другу групу земаља чине Хрватска, Македонија и Румунија. За ову групу смо се определили јер Хрватска и Македонија примењују другу стратегију монетарне политике – ослањају се на политику таргетирања курса, док је Румунија формално усвојила циљање инфлације само годину дана пре Србије, па је стога погодна за поређење. Поред тога, поређење са ове две групе земаља је корисно и због тога што ће се на овај начин сагледати и међусобне разлике и специфичности ове две групе земаља и Србије. Сличност Србије с Чешком, Пољском и Мађарском јесте у примењеној стратегији монетарне политике, док се Србија од њих разликују пре свега по високом степену евроизованости привреде, што би требало да има импликације на политику курса. Оно по чему се Србија разликује од Хрватске и Македоније јесте формално спровођење различитих режима курса, док сличност Србије

са овом групом земаља (укључујући и Румунију) представља релативно висок степен евроизације, али и историја релативно високих стопа инфлације, што би такође могло да има импликацију на политику курса.

Кретање међугодишњих стопа инфлације за обе групе земаља и Србију дато је на Графикону 8.6 и визуелно се може закључити да је међугодишња инфлација у Србији током готово целог периода, од 2002. до краја 2017, била већег варијабилитета и виша него у обема групама земаља.

Графикон 8.6: Кретање међугодишњих стопа инфлације, 2002-2017, у %



Извор: приказ аутора на бази статистичких података преузетих с веб-сајта ММФ-а.

Из наредне Табела 8.3 види се да је просечна међугодишња стопа инфлације у Србији, у петогодишњем периоду након усвајања циљања инфлације (2007-2011), за пет процентних поена нижа од просечне међугодишње стопе инфлације за петогодишњи период пре усвајања циљања инфлације (2002-2006). Такође, у целом периоду спровођења циљања инфлације (2007-2017), просечна инфлација је још нижа и износи 6,1%, те се намеће закључак да је овај монетарни оквир био успешан у смањењу стопе инфлације. Међутим, у поређењу са земљама које циљају инфлацију (Чешка, Мађарска, Пољска) инфлација у Србији је била знатно виша. Такође, инфлација у Србији је била виша и од друге групе земаља (Хрватска, Македонија, Румунија).

Табела 8.3: Просечне међугодишње стопе инфлације, аритметичка средина

Период	Чешка	Хрватска	Мађарска	Македонија	Пољска	Румунија	Србија	Просек
2002-2006	1,8	2,4	4,8	1,3	1,9	13,1	13,9	5,6
2007-2011	2,7	2,9	5,4	3,1	3,5	6,0	8,9	4,7
2007-2017	2,0	1,8	3,4	2,0	2,1	3,5	6,1	3,0
2002-2017	2,0	2,0	3,8	1,8	2,0	6,6	8,5	3,8

Извор: Прерачун аутора на бази статистичких података преузетих с веб-сајта ММФ-а.

Србија је уз Румунију земља с највећим варијабилитетом инфлације (Табела 8.4). Иако су Румунија и Србија имале приближно исти ниво просечне инфлације у периоду 2002-2006, од 2007. просечна инфлација је нижа у Румунији за 1,6 процентних поена. Специфичност Србије у односу на посматране земље јесте та да је Србија једина земља која није искусила дефлацију. С друге стране, максимална стопа инфлације забележена је у Србији и последица је пре свега отклањања диспаритета цена у првим годинама транзиције, те стога није условљена монетарним факторима. У целини посматрано, може се закључити да је у периоду примене циљања инфлације у Србији смањена просечна стопа инфлације, а да је у последњим годинама (2013-2017) стабилизована на ниском нивоу, уз знатно смањену варијабилност инфлације.

Табела 8.4: Дескриптивна статистика међугодишњих стопа инфлације, 2002-2017

	Чешка	Хрватска	Мађарска	Македонија	Пољска	Румунија	Србија
Сред. вред.	1.934686	2.012363	3.872317	1.777244	2.015000	6.632150	8.755065
Медиана	1.735722	1.927711	4.069538	1.210742	1.813880	5.529301	8.591885
Максимум	7.553059	8.452381	9.033201	9.976721	5.025126	28.58106	38.10513
Минимум	-0,404313	-1,881188	-1,444464	-2,322075	-1,278539	-3,458086	0.055710
Станд. дев.	1.665892	1.925689	2.511828	2.537556	1.771963	6.223164	6.194241

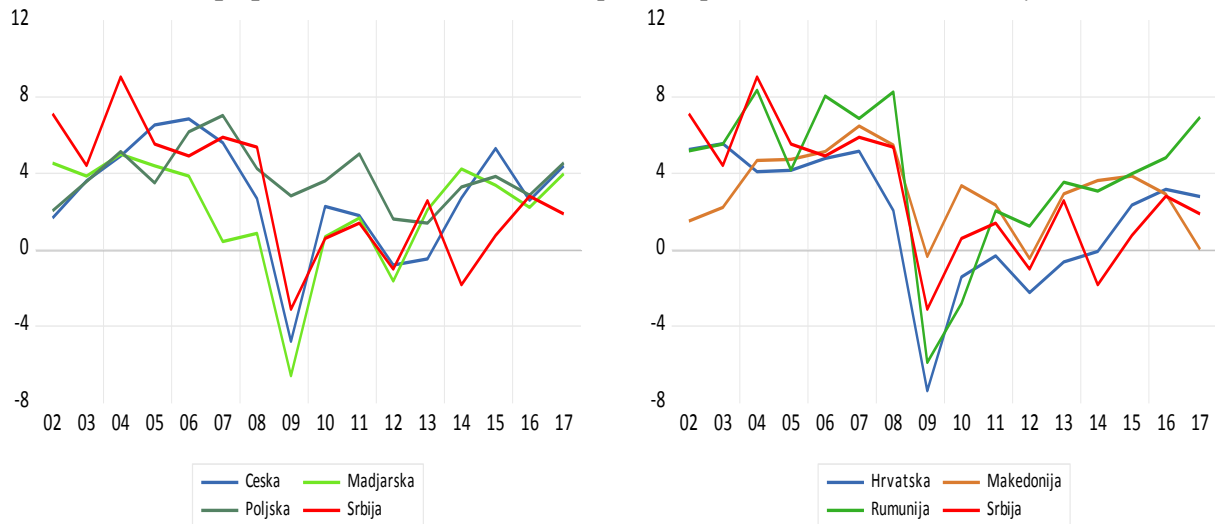
Извор: Прерачун аутора на бази статистичких података преузетих с веб-сајта ММФ-а.

Оцену успешности циљања инфлације додатно отежава и чињеница да се у посматраном периоду десила светска економска криза, која је, с једне стране, имала снажан дезинфлаторни утицај због оштре контракције тражње, а с друге стране, услед изненадног застоја у приливима капитала, снажан утицај на депрецијације валута и по том основу инфлаторни утицај. Како циљање инфлације подразумева и флексибилни курс, пружа нам се могућност да са аспекта различитих режима курса сагледамо реакцију монетарне политике и ефекат режима курса на кретање привредне активности.

На Графикону 8.7 види се да је Србија у преткризном периоду имала више стопе раста од већине посматраних земаља. Просечна аритметичка стопа реалног раста БДП-а у петогодишњем периоду пре усвајања циљања инфлације у Србији била је 6,2% и

незнатно испод највиших 6,3%, коју је имала Румунија. Међутим, у петогодишњем периоду након усвајања циљања инфлације (2007-2011), просечна стопа раста у Србији знатно је нижа и износила је 2%. Иако нижа, она је виша од просека свих седам земаља за тај период (1,7%).

Графикон 8.7: *Годишње стопе реалног раста БДП-а, 2002-2017, у %*



Извор: приказ аутора на бази статистичких података преузетих с веб-сајта ММФ-а.

У досадашњем периоду спровођења циљања инфлације, 2007-2017, из Табела 8.5 види се да је Србија по просечним стопама раста БДП-а испод просека свих земаља (2%), те стога не можемо рећи да је успех у смањењу и стабилизовању инфлације праћен вишим стопама привредног раста, што упућује на закључак да су други фактори јаче утицали на привредну активност. Или алтернативно објашњење, да је деловао тзв. рацио жртвовања, који претпоставља да је обарање инфлације повезано с падом привредне активности, али нам се и овај фактор чини недовољно убедљивим.

Табела 8.5: *Просечне годишње стопе реалног раста БДП-а, аритметичка средина*

Период	Чешка	Хрватска	Мађарска	Македонија	Пољска	Румунија	Србија	Просек
2002-2006	4,7	4,8	4,3	3,7	4,1	6,3	6,2	4,9
2007-2011	1,5	-0,4	-0,6	3,5	4,5	1,7	2,0	1,7
2007-2017	1,9	0,3	1,0	2,7	3,7	2,9	1,4	2,0
2002-2017	2,8	1,7	2,1	3,0	3,8	4,0	2,9	2,9

Извор: Прерачун аутора на бази статистичких података преузетих с веб-сајта ММФ-а.

Из Табеле 8.6 може се видети да је варијабилитет привредног раста у Србији у периоду 2002.-2017. око просека за све земље, али и да је Србија забележила мање падове привредне активности. Са изузетком Пољске, која није имала негативан раст, само је Македонија имала негативан раст мањи од Србије, док су све остале земље исказале већи пад привредне активности након избијања кризе.

Табела 8.6: *Дескриптивна статистика просечних годишњих стопе реалног раста БДП-а, 2002-2017*

	Чешка	Хрватска	Мађарска	Македонија	Пољска	Румунија	Србија
Сред. вред.	2.800884	1.700717	2.056559	3.026292	3.792758	3.957108	2.893471
Медиана	2.698699	2.562816	2.790166	3.141812	3.584692	4.496333	2.684530
Максимум	6.853522	5.557907	5.004918	6.473469	7.034828	8.358628	9.046512
Минимум	-4,802572	-7,383783	-6,599974	-0,455998	1.391892	-5,910364	-3,115974
Станд. дев.	3.015493	3.513222	2.962054	2.084718	1.552310	3.933389	3.377794

Извор: *Прерачун аутора на бази статистичких података преузетих с веб-сајта ММФ-а.*

Основни закључци и импликације за монетарну политику из наведених реалних кретања сагласни су с теоријским ставовима да је флексибилни курс добар изолатор реалних шокова. Наиме, валуте Чешке, Мађарске, Пољске и Србије ослабиле су непосредно након избијања кризе, при чему је слабљење најизраженије код Пољске и Србије. У последњем кварталу 2008. пољски злот је ослабио за 12%, а српски динар за готово 10%, што је свакако допринело мањем привредном паду. Пољска је у 2009. била једна од ретких земаља са позитивним привредним растом који је износио 2,8% у тој години. Пад привредне активности у Србији у истој години износио је 3,1%, био је нижи од просечног пада привредне активности ових седам посматраних земаља који је износио 3,6%, али и нижи од пада привредне активности у Чешкој (4,8%), Мађарској (6,6%) и Румунији (5,9%). С друге стране, земље које таргетирају курс, Хрватска и Македонија, такође су имале негативне стопе привредне активности. Хрватска је остварила пад привредне активности од 7,4%, а Македонија пад привредне активности нешто мањег интензитета (0,4%). Такође, генерално посматрано, опоравак друге групе земаља био је спорији од прве групе земаља, што свакако није само последица различитих стратегија монетарне политике и с њима повезаних разлика у режимима курса, али део заслуга за бржи опоравак носи и флексибилни режим, због могућности да се део реалног шока апсорбује променама курса.

Иако је наш закључак о утицају циљања инфлације и флексибилном курсу на привредни опоравак након кризе заснован на малом броју земаља и једноставном поређењу, сагласан је са закључцима студија о позитивном утицају инфлаторног таргетирања и флексибилног курса на макроекономске перформансе након кризних ситуација.²⁴²

У целини посматрано, можемо рећи да је циљање инфлације у Србији током своје примене имало позитиван резултат. Од почетка примене циљања инфлације, инфлација

²⁴² Machow и Nordvig (2014), стр. 22.

је смањена, а од 2013. стабилизована је на ниском нивоу. С друге стране, флексибилни курс, који је саставни део циљања инфлације, омогућио је да се након избијања светске економске кризе део реалног шока апсорбује слабљењем динара, што је свакако допринело мањем паду привредне активности. Дакле, иако циљање инфлације није директно допринело вишим стопама раста у току своје примене, оно је готово извесно утицало на мањи пад привредне активности, будући да је курс динара коришћен као апсорбер реалног шока током кризног периода.

8.3. Улога курса динара у трансмисионом механизму

Трансмисиони механизам монетарне политике описује комплексан процес кроз који се промене у монетарној политици преносе кроз економију ради постизања примарног циља монетарне политике - ниске и стабилне стопе инфлације. Постоји више канала кроз које мере монетарне политике истовремено оперишу и утичу на кретање реалне економије и цена. *Mishkin* (1996) као основне канале истиче канал каматне стопе, имовински канал и кредитни канал, док канал девизног курса посматра у оквиру имовинског канала.²⁴³ Даље, у зависности од тога да ли се мере монетарне политике односе на активну или пасивну страну биланса, разликује кредитни канал и ликвидносни канал, који функционише услед жеље потрошача да троше а не услед жеље банака да кредитирају.²⁴⁴ *Taylor* (1995) посебно наглашава улогу канала каматних стопа, која се преноси преко инвестиционе и финалне потрошње и истиче да контрациклична монетарна политика повећава трошкове капитала, што узрокује смањење у инвестицијама и пад у агрегатној тражњи.²⁴⁵ *Bernanke* и *Gertler* (1995) истичу важност кредитног канала у условима неперфектног кредитног тржишта и присутних асиметричних информација, наглашавајући разлику између традиционалног кредитног канала и канала биланса стања.²⁴⁶ *Obstfeld* и *Rogoff* (1995) указују на важност канала девизног курса и полазе од тога да повећање каматне стопе утиче на апрецијацију домаће валуте која даље утиче на пад нето извоза и пад агрегатне тражње.²⁴⁷

Релативна важност ових канала варира од земље до земље и зависи од развијености и стања њеног финансијског тржишта, величине и отворености привреде, али се исто

²⁴³ *Mishkin* (1996), стр. 1-5.

²⁴⁴ *Mishkin* (1995), стр. 9.

²⁴⁵ *Taylor* (1995), стр. 14-18.

²⁴⁶ *Bernanke* и *Gertler* (1995) стр. 27-28.

²⁴⁷ *Obstfeld* и *Rogoff* (1995), стр. 27-29.

тако релативна важност канала у једној земљи мења с променама структуре привреде и продубљивањем финансијске интермедијације. Будући да се канали међусобно не искључују, трансмисија монетарне политике може се реализовати кроз било који од поменутих канала, тако да ће општа реакција економије на шок у монетарној политици укључити укупан утицај комбинације свих ових канала.

У земљама које циљају инфлацију, процес трансмисије започиње операцијама на отвореном тржишту у којима се референтна каматна стопа користи као основни инструмент монетарне политике. Поред тога, референтна каматна стопа утиче на каматне стопе на тржишту новца и даље на друге тржишне каматне стопе. Због тога ћемо реакцију монетарне политике и њену трансмисију на остале варијабле посматрати кроз промене референтне каматне стопе. Оправданост за коришћење референтне каматне стопе као реакције монетарне политике налазимо и у раду *Bernanke* и *Blinder* (1992), који истичу да је каматна стопа Федералних резерви (*federal fund rate*) супериорни показатељ става монетарне политике у САД.²⁴⁸ Поред тога, нестабилна веза између примарног новца и монетарних агрегата намеће референтну каматну стопу НБС као прихватљив индикатор реакције монетарне политике за начелну анализу релевантности три канала трансмисије монетарне политике у Србији, канал каматних стопа, кредитни канал и имовински канал, док ће се канал девизног курса детаљно анализирати.

Канал каматних стопа представља традиционални канал који је саставни део конвенционалних макроекономских модела.²⁴⁹ Претпоставља се одређени степен инертности (ригидности) цена, тако да ће повећање референтне каматне стопе утицати на повећање реалне каматне стопе и трошкова капитала и условити смањење потрошње и инвестиција, и у крајњој инстанци утицати на пад цена. Релевантност овог канала за Србију ограничена је из више разлога. Прво, због високог степена евроизације услед чега референтна стопа НБС утиче на мање од једне трећине биланса банака. Друго, због приметне умањене еластичности тражње за кредитима на каматну стопу, будући да је период високих каматних стопа (2004-2008) праћен кредитном експанзијом, док је период значајно нижих каматних стопа (од 2015) праћен ниском и/или стагнирајућом кредитном активношћу. То указује да каматна стопа није доминантни критеријум код одлучивања о потрошњи и/или инвестицијама, и то вероватно како на страни економских субјеката (тражње) тако и на страни банака (понуде). Треће, а повезано с

²⁴⁸ Bernanke и Blinder (1992), стр. 904.

²⁴⁹ Mishkin (1996), стр. 2.

претходним, произлази да су ниво задужености и перспективе пословања економских субјеката, као и спремност банака да преузимају нове ризике, фактори који свакако умањују значај канала каматних стопа.

Кредитни канал је заправо проширење традиционалног канала каматне стопе. Суштина овога канал јесте да претпоставља, осим ригидности цена, да се појачава реални ефекат повећања референтне стопе због тога што пословна активност не опада само због повећања трошкова капитала већ и зато што је понуда кредита банака малим и средњим предузећима редукована. Релевантност овог канала за Србију је мала, јер његова важност зависи од степена у коме НБС може да утиче на банке да мењају обим кредита и зависности зајмопримаца од банкарских кредита. Прво, на малу релевантност овог канала указује и искуство кредитне експанзије током 2003-2008, када НБС није успела у намери да ограничи кредитну активност банака, и то како повећањем стопе обавезне резерве, тако и референтне каматне стопе. Друго, с обзиром на то како овај канал претпоставља да су мала и средња предузећа зависна од банкарских кредита, а велика предузећа имају могућност задуживања на финансијском тржишту издавањем хартија од вредности, доминантна улога банкарског сектора у нашем финансијском систему, уз неразвијеност тржишта капитала, чине зајмопримце зависним од банака. Због тога је дејство кредитног канала кроз редукацију кредита тешко издвојити и посебно посматрати ван ширег канала банкарских кредита, који инкорпорира и канал каматних стопа, који свакако обухвата и део редукације понуде кредита.

Имовински канал у својој основној варијанти претпоставља да смањење референтне стопе утиче на раст цене акција (имовине) на два начина, због повећања њихове атрактивности у односу на обвезнице (због смањења каматне стопе) и због очекивања повећане профитабилности компанија услед повећане потрошње становништва која је узрокована монетарном релаксацијом, односно смањењем каматне стопе. Повећање цена акција услед монетарне релаксације даље се преноси на економију на два начина. Прво, више цене акција повећавају тржишну вредност фирми релативно према заменама трошкова капитала, и подстичу инвестициону потрошњу (*Tobin-ова q* теорија).²⁵⁰ Друго, повећање цене акција повећава финансијско богатство сектора становништва и тако утиче на већу потрошњу становништва. Поред тога, у делу у којем више цене акција одражавају повећање нето вредности фирми и становништва, олакшава се њихов приступ средствима финансирања (новим кредитима), па се стога

²⁵⁰ Mishkin (1996), стр. 6.

овај ефекат може делимично односити и на шири кредитни канал. Због неразвијености тржишта капитала канал цена акција у нашој земљи је готово ирелевантан. Евентуални утицај имовинског канала у нашој економији можда оперише кроз канал цена некретнина. Међутим, њега је тешко емпиријски квантификовати и специфицирати из више разлога. Прво, веза између кретања цена некретнина (станава) и става монетарне политике само је у скоријем периоду у складу са економском интуицијом. У преткризном периоду, монетарна рестриктивност праћена високом референтном стопом и јачањем динара била је праћена бумом цена некретнина, а у кризном и послекризном периоду оштрим падом и поред монетарне релаксације. Не улазећи детаљније у разлоге таквих кретања, само желимо да истакнемо отежано успостављање директне везе између става монетарне политике и цена некретнина, будући да постоје и други фактори који утичу на цене некретнина. Друго, референтна камата НБС утиче директно само на динарски део биланса банака, док је дугорочно стамбено кредитирање доминантно било у иностранству валути, што делимично разјашњава изостанак везе између става монетарне политике и цена некретнина. Наиме, могућност да се банке задужују у иностранству по повољним условима и у земљи пласирају средства у девизном знаку релативизује ефекте монетарних услова код нас, што, уз већ поменути нееластичност тражње за кредитима на каматну стопу, отежава успостављање везе између монетарних услова и цена некретнина.

Генерално посматрано, могућност задуживања банака у иностранству и пласирање средстава у девизном знаку ограничава ефикасност монетарне политике у коришћењу референтне каматне стопе и важи за све канале трансмисије, и последица је али и узрок високог степена евроизације српске привреде. Висок степен евроизације привреде наглашава значај који девизни курс има у трансмисији монетарне политике у Србији. Готово да постоји консензус о доминантности канала девизног курса. Ђукић, Момчиловић и Трајчев (2010) истичу да модел који користи НБС за средњорочну пројекцију инфлације претпоставља два канала трансмисије, канал девизног курса и канал каматних стопа, при чему наглашавају да је доминантан номинални канал девизног курса. „Канал реалног девизног курса у земљама у транзицији јачи је од каматног канала. Такође, ...карактеристично је да је реални канал (тражња и реални девизни курс) у целини слабији од номиналног (девизни курс).“²⁵¹ Даље, *Svensson* (1998а) наглашава да у земљама које спроводе циљање инфлације канал девизног курса има значајан утицај на трансмисију монетарне политике и делује на два начина: преко

²⁵¹ Ђукић, Момчиловић и Трајчев (2010), стр. 10.

номиналног курса на увозне цене и преко реалног курса на агрегатну тражњу.²⁵² Предмет наше даље анализе јесте провера релевантности номиналног и реалног канала курса динара.

8.3.1. Анализа трансмисионог механизма кроз канал девизног курса

У настојању да истражимо трансмисију монетарне политике кроз канал курса динара, користимо векторски ауторегресивни модел (*VAR*) који нам омогућује да се сагледају ефекти трансмисије монетарне политике. Овај динамички приступ подразумева експлицитну истовременост (симултаност) између мера монетарне политике и кретања других варијабли, односно зависност монетарне политике од других економских варијабли, функцију реаговања монетарне политике, као и зависност економских варијабли од монетарне политике. Избор *VAR* модела је такође инспирисан постојањем бројне емпиријске литературе у коришћењу ове технике за истраживање трансмисионог механизма.

Анализа је вршена за период од септембра 2006. до децембра 2017, од када се примењује циљање инфлације. Како је већ речено, референтна каматна стопа НБС јесте показатељ става монетарне политике и она рефлектује кретања на финансијском тржишту утичући на остале камате на тржишту новца. Подаци о референтној каматној стопи, номиналном курсу динара, номиналном ефективном курсу динара и реалном ефективном курсу преузети су с веб-сајта НБС, док су подаци о каматним стопама на тржишту новца преузети с веб-сајта ММФ-а. Подаци о номиналном ефективном курсу динара и реалном ефективном курсу су у индексима, где индекс изнад 100 указује на апрецијацију динара а испод 100 на депрецијацију динара, док је база година 2005. (2005=100). Ниво цена је мерен индексом потрошачких цена и преузет је с веб-сајта Завода за статистику Републике Србије. Пошто подаци о БДП-у нису доступни на месечном нивоу, користили смо индекс индустријске производње као индикатор укупне економске активности. Иако индустријска производња чини око 20% укупног БДП-а, сектор индустрије је високо корелисан са другим делатностима и кретањем БДП-а, што нам дозвољава да га користимо као показатељ за успостављање везе између привредне активности и монетарне политике.

Прва диференца логаритма посматраних варијабли потврдила је њихову стационарност и учинила погодним за анализу. Редослед варијабли у моделу одређује ниво егзогености варијабле, и сагласно економској интуицији и циљу наше анализе

²⁵² Svensson (1998a) стр. 3-4.

посматра се пренос утицаја референтне каматне стопе на каматну стопу на тржишту новца, затим следи реакција курса на камату и на крају утицај курса на цене, директно у номиналном каналу курса или индиректно преко привредне активности у каналу реалног курса.²⁵³

Релевантност канала курса у трансмисији монетарне политике тестирана је оценом три VAR модела који посматрају канал номиналног курса, канал номиналног ефективног курса и реални ефективни курс динара.²⁵⁴ Основни економетријски резултати који се односе на овај део рада дати су у Прилогу 2.

Први модел оцењује утицај монетарне политике на цене користећи просечни месечни номинални курс динара за један евро. Критеријуми за избор оптималне доцње сугеришу различите доцње (Прилог 2.1), AIC сугерише да је доцња од пет месеци оптимална, док SIC сугерише једну доцњу. Ако се има у виду природа наше анализе, једна доцња се чини сувише кратком да би се обухватила основна динамика система, те је стога коришћено пет доцњи.

VAR модели су идентификовани коришћењем рекурзивне *Choleski* декомпозиције. Редослед је базиран на претпоставци о динамичкој структури економије и базира се на економској теорији да се референтном каматном стопом утиче на промене у ценама.

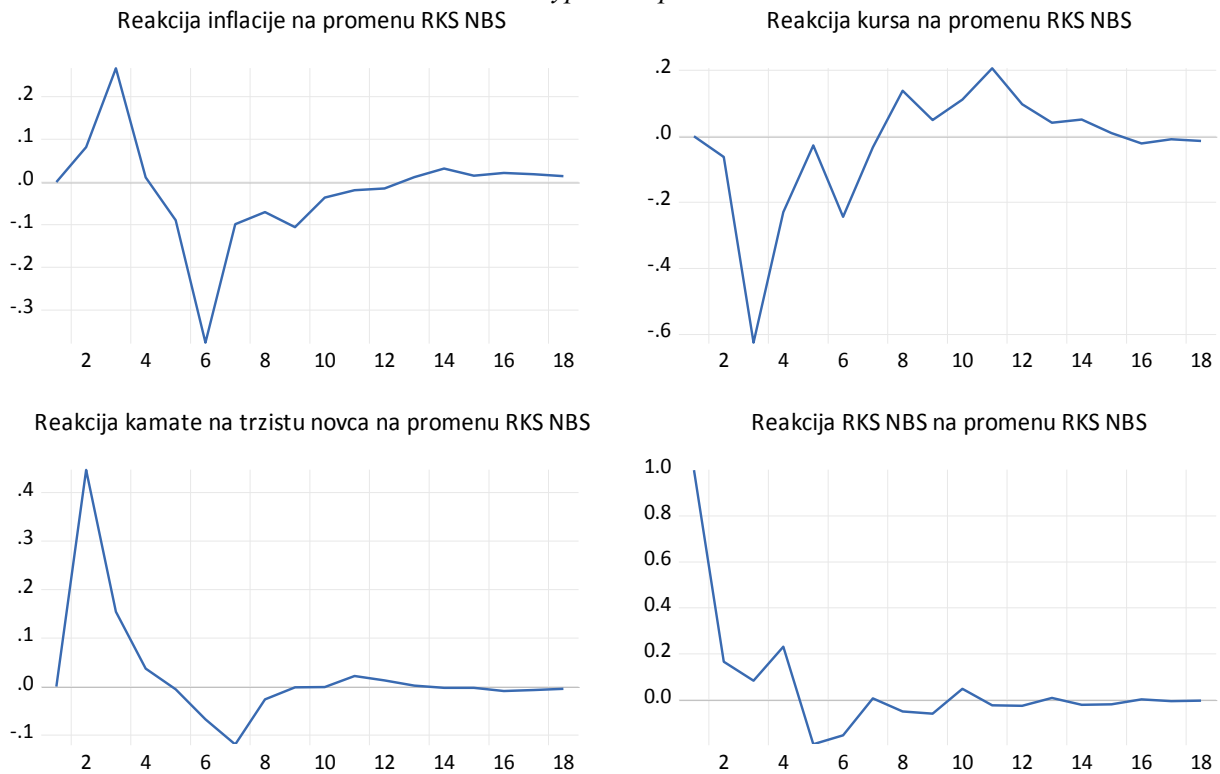
Оцењени VAR(5) модел за номинални курс динара дат је у Прилогу 2.2. Функција одговора на импулсе овог оцењеног модела дата је на Графикону 8.8, и приказује одвијање трансмисионог механизма монетарне политике илуструјући одговор система на позитивни шок у мери монетарне политике. Повећање референтне каматне стопе за један процентни поен изазива иницијално повећање цена које траје до трећег месеца, а затим цене падају двоструко брже од иницијалног раста и достижу минимум у шестом месецу, након чега почиње њихов умерен раст, да би се стабилизовале тек по истеку четрнаест месеци. Реакција номиналног курса је у складу са очекивањима, курс динара јача након повећања референтне каматне стопе достижући максимум у трећем месецу, након чега почиње његово умерено слабљење, да би након једанаест месеци почело ново постепено јачање и стабилизовање. Кретање референтне каматне стопе описује реакцију монетарне политике након иницијалног шока – кретање референтне каматне стопе у односу на иницијални позитивни шока. Након смањења референтне камате у

²⁵³ Анализа базирана на сличним истраживањима који су користили VAR моделе за анализу трансмисионог механизма, на пример: Cheng (2006), Le and Wade (2009), Agha et al. (2005), Tsangarides (2010).

²⁵⁴ Претпостављено је да текући шок у монетарној политици утиче на текуће шокове у свим другим варијаблама, док је он независан од текућег шока у другим варијаблама, што омогућава сагледавање динамике система изазване мењањем референтне каматне стопе.

прва три месеца, у четвртом месецу монетарна политика реагује повећањем на повећање цена у прва три месеца и започето слабљење динара, након чега достиже минимум у петом месецу и постепено стабилизовање. Каматна стопа на тржишту новца с доцњом од једног месеца прати кретање референтне стопе.

Графикон 8.8: Функција одговара на импулс за VAR(5) модел, просечни месечни номинални курс динара



Извор: приказ аутора.

Почетни позитиван одговор цена на повећање референтне камате (шок монетарне политике) у литератури се назива „загонетка цена“ и приписује се пристрасности спецификације модела.²⁵⁵ Међутим, у стварности, централна банка посматра сет варијабли које садрже корисне информације о будућој - предстојећој и долазећој – инфлацији. Како те информације нису обухваћене и укључене у модел повећање референтне стопе праћено је иницијалним повећањем цена.

Табела 8.7 приказује декомпозицију варијансе грешке предвиђања²⁵⁶ за сваку варијаблу у хоризонту од осамнаест месеци и пружа увид о делу флукуација за дате варијабле које су проузроковане различитим шокovima. Колоне дају проценат

²⁵⁵ Coricelli, Egert, MacDonald (2006), стр. 34-35.

²⁵⁶ Поступак декомпозиције варијансе предвиђања се користи како би се сагледали текући утицаји променљивих који нису описани VAR моделом. Уколико постоје ови односи су обухваћени делом модела који не објашњава систематске утицаје, односно резидуалима. На основу декомпозиције варијансе грешке предвиђања може се закључити колико у укупном варијабилитету неочекиване промене једне променљиве учествује варијабилитет осталих променљивих и могу се током времена пратити промене њиховог релативног учешћа. Арсић и остали (2004), стр. 15-16.

варијације као последицу сваког шока, док сваки ред садржи збир од 100%. Резултат указује на то да шок у девизном курсу обухвата око 12% флукуација у ценама, док њен сопствени шок обухвата највећи преостали део. Шок у референтној каматној стопи обухвата свега 4% варијација у ценама, што имплицира да су иновације у каматној стопи релативно слаба детерминанта флукуација у ценама и да је много јачи утицај курса на кретање цена

Табела 8.7: Декомпозиција варијансе цена за номинални курс динара

Period	S.E.	D(LCPI)	D(LEX_AVER)	D(MMIR)	D(RKS)
3	0.007262	93.32107	2.182448	3.729551	0.766930
6	0.008266	80.28113	11.85648	4.472330	3.390054
9	0.008356	78.83977	12.27134	4.900564	3.988328
12	0.008381	78.43703	12.40713	5.108765	4.047074
15	0.008390	78.36196	12.40294	5.193113	4.041991
18	0.008398	78.29989	12.42640	5.233085	4.040619

Cholesky Ordering: D(LCPI) D(LEX_AVER) D(MMIR) D(RKS)

Извор: приказ аутора, где је $D(LCPI)$ цене (инфлација), $D(LEX_AVER)$ номинални просечни месечни курса динара, $D(MMIR)$ каматна стопа на тржишту новца и $D(RKS)$ референтна каматна стопа НБС.

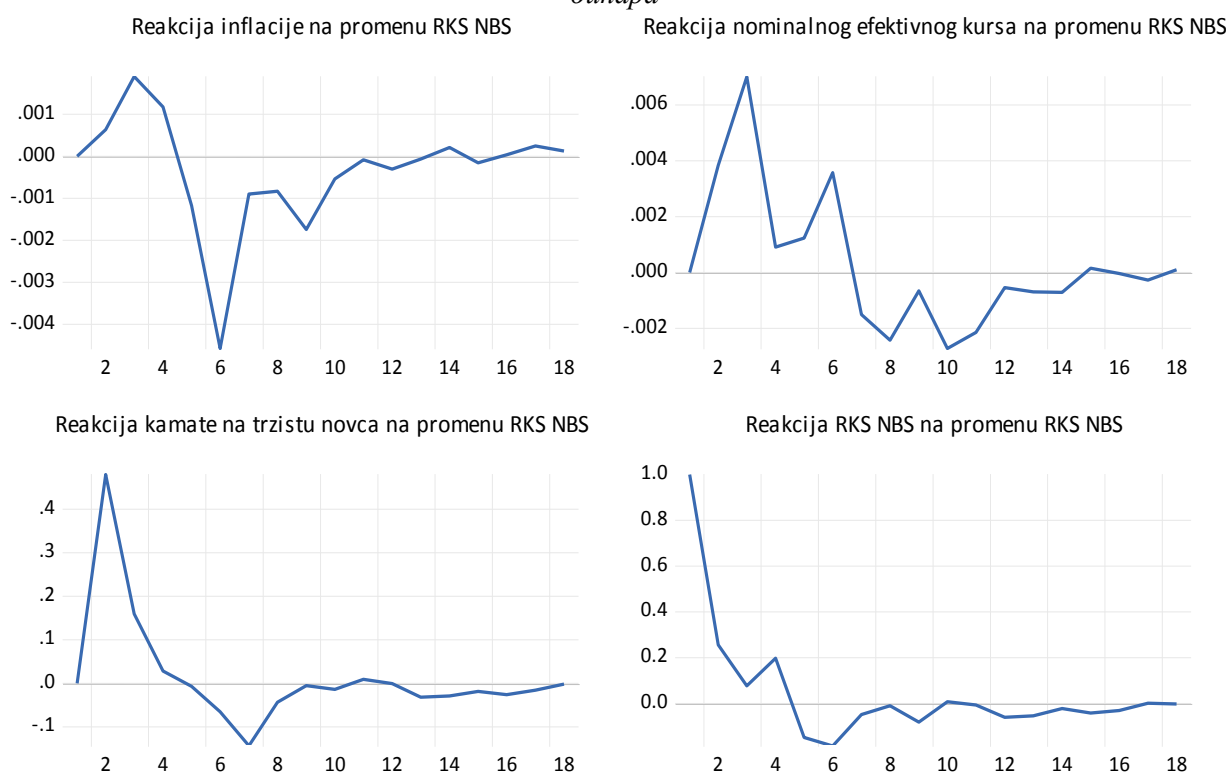
До сада спроведена анализа илуструје функционисање канала номиналног девизног курса и потврђује да флукуације курса имају већи значај од референтне камате у флукуацијама цена, те да се процес трансмисије одвија од каматне стопе преко курса до цена, што се може уочити на основу облика функције одговора на импулсе. Да бисмо проверили да ли је канал номиналног курса и статистички значајан у свим својим фазама: а) да ли референтна камата утиче на каматну стопу на тржишту новца, б) да ли каматна стопа на тржишту новца утиче на курс и в) да ли курс утиче на цене, извршили смо даља тестирања, која су потврдила статистички значај трансмисије монетарне политике преко канала номиналног курса динара. Наиме, полазећи од наведеног VAR система који има четири једначине у којима је свака од посматраних варијабли зависна варијабла, тестирана је (*Wald* тест) за сваку од наведених варијабли хипотеза о заједничком утицају свих доцњи независне варијабле на зависну варијаблу, (Прилог 2.3, Прилог 2.4, Прилог 2.5, Прилог 2.6). Спроведено тестирање потврдило је статистички значајан утицај референтне стопе на каматну стопу на тржишту новца (на нивоу од 5%), статистички значајан утицај каматне стопе на тржишту новца на кретање номиналног курса динара (на нивоу од 1%) и статистички значајан утицај курса динара на инфлацију (на нивоу од 10%).

Други оцењени модел анализира утицај канала номиналног ефективног курса динара. Модел је исти као и претходни али се уместо номиналног курса динара према

евру користи пондерисани просек курсева динара према еврџ и америчком долару, будући да кретање курса долара утиче на кретање цена у земљи преко цена енергената, јер се цене енергената (нафта, гас) формирају на светским тржиштима у доларима. Критеријуми за избор оптималне доцње сугеришу различите доцње (Прилог 2.7), *AIC* сугерише да је пет доцњи оптимално, док *SIC* сугерише једну доцњу, те смо се стога определили за пет доцњи.

Оцењени *VAR(5)* модел за номинални ефективни курс динара дат је у Прилогу 2.8. Функција одговора на импулсе овога модела дата је на Графикону 8.9. Реакција цена на повећање референтне каматне стопе за један процентни поен слична је као у претходном моделу (Графикон 8.8), након иницијалног повећања, цене падају и достижу минимум у шестом месецу, након чега почиње њихов умерен раст, да би се њихово кретање стабилизовало пре истека годину дана. Реакција курса је у складу са очекивањима, номинални ефективни курс динара јача (индекс изнад 100 - апрецијација) и достиже максимум у трећем месецу, у шестом месецу пада након тога почиње постепено јачање и стабилизовање у петнаестом месецу. Кретање референтне каматне стопе описује реакцију монетарне политике након иницијалног шока следи смањење референтне камате у прва три месеца, у четвртом месецу монетарна политика реагује повећањем камате, затим следи смањење и достизање минимума у петом месецу, након чега почиње постепено стабилизовање. Као и у првом моделу, каматна стопа на тржишту новца с доцњом прати кретање референтне стопе.

Графикон 8.9: Функција одговара на импулс за VAR(5) модел, номинални ефективни курс динара



Извор: приказ аутора.

Из Табеле 8.8 види се да после 18 месеци шок у референтној каматној стопи обухвата мање од 4% варијација у ценама, док номинални ефективни курс динара обухвата око 16% варијација у ценама, што указује на то да су иновације у курсу релативно значајна детерминанта флукуација у ценама.

Табела 8.8: Декомпозиција варијансе цена за номинални ефективни курс динара

Period	S.E.	D(LCPI)	D(LNEEX)	D(MMIR)	D(RKS)
3	0.007178	92.20118	4.180929	3.001660	0.616230
6	0.008278	77.77606	15.49155	3.535509	3.196875
9	0.008348	76.60247	16.05853	3.682510	3.656494
12	0.008376	76.20235	16.18150	3.940399	3.675751
15	0.008387	76.11519	16.17943	4.030489	3.674884
18	0.008393	76.07689	16.19328	4.051670	3.678159

Cholesky Ordering: D(LCPI) D(LNEEX) D(MMIR) D(RKS)

Извор: приказ аутора, где је D(LNEEX) номинални ефективни курс динара.

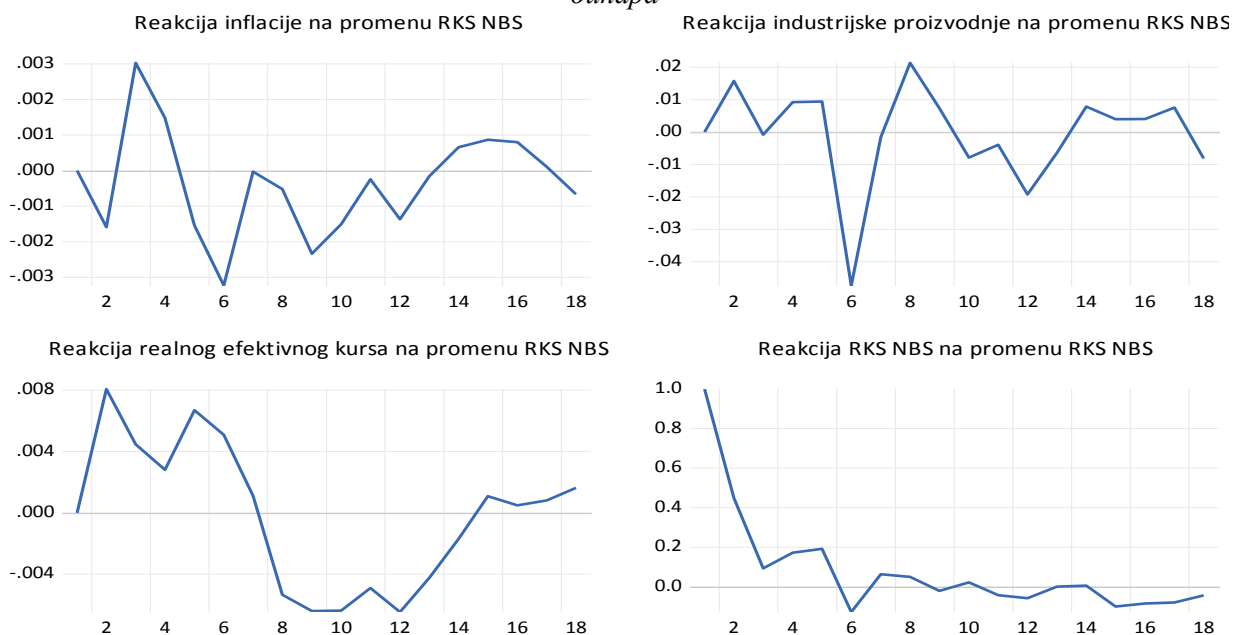
Да бисмо проверили статистички значај канала трансмисије преко номиналног ефективног курса, као и за претходни VAR модел, за сваку од наведених варијабли тестирана је хипотеза о заједничком утицају свих доцњи независне варијабле на зависну варијаблу (Прилог 2.9, Прилог 2.10, Прилог 2.11, Прилог 2.12). Сprovedено тестирање је потврдило статистички значајан утицај референтне стопе на каматну стопу на тржишту новца (на нивоу од 5%), статистички значајан утицај каматне стопе

на тржишту новца на кретање номиналног ефективног курса динара (на нивоу од 5%) и статистички значајан утицај номиналног ефективног курса динара на инфлацију (на нивоу од 5%).

Трећи модел анализира утицај реалног канала девизног курса и његов утицај на цене преко привредне активности. Као и у претходним моделима, критеријуми за избор оптималне доцње сугеришу различите доцње (Прилог 2.13), тако да *AIC* сугерише да је седам доцњи оптимално, док *SIC* сугерише једну доцњу, те смо стога прихватили седам доцњи.

Оцењени *VAR(7)* модел за реални ефективни курс динара дат је у Прилогу 2.14. Функција одговора на импулсе овога модела дата је на Графикаону 8.10. Повећање референтне стопе за један процентни поен изазива реакцију кретања привредне активности у облику *V* криве, оштар пад у шестом месецу и брзо враћање у наредна два месеца у позитивну зону уз даље осцилације до краја периода посматрања. Изненађујуће, цене падају незнатно у прва два месеца, након чега следи раст и поновно смањење, након чега се постепено стабилизује њихово кретање. Кретање реалног ефективног девизног курса је слично с претходна два модела, у првих осам месеци динар јача, да би након тога, до почетка шестнаестог месеца слабио, и након тога стабилизовао своје кретање. Реакција монетарне политике кроз референтну каматну стопу, након иницијалног повећања, јесте њено смањивање до шестог месеца и каснија постепена стабилизација.

Графикон 8.10: Функција одговара на импулс за *VAR(7)* модела, реални ефективни курс динара



Извор: приказ аутора.

Декомпозиција варијансе приказана у Табели 8.9 указује нам на то да су у овом моделу готово подједнако значајни камата (8,6%), курс (10,8 %) и привредна активност (9,5 %) у флукуацијама цена и да је, у поређењу с претходна два модела, најмањи проценат обухваћених варијација у ценама узрокован сопственим шоковима (цена). Ово указује да су иновације у каматној стопи, реалном ефективном курсу и привредној активности релативно битна детерминанта флукуација цена.

Табела 8.9: Декомпозиција варијансе цена за реални ефективни курс динара

Period	S.E.	D(LCPI)	D(LIP)	D(LREER)	D(RKS)
3	0.006905	94.23192	0.361994	1.287988	4.118093
6	0.007998	79.87054	1.588197	11.53790	7.003363
9	0.008515	72.76174	9.063973	10.66653	7.507762
12	0.008597	71.66674	9.331881	10.68719	8.314186
15	0.008653	71.45932	9.467581	10.59511	8.477987
18	0.008686	71.07430	9.496585	10.77053	8.658585

Cholesky Ordering: D(LCPI) D(LIP) D(LREER) D(RKS)

Извор: приказ аутора, где је $D(LIP)$ индустријска производња, а $D(LREER)$ реални ефективни курс динара.

Канал реалног ефективног девизног курса требало би да утиче на инфлацију преко привредне активности, те су стога тестирани коефицијенти како би се утврдило да ли је овај канал статистички значајан, односно да ли референтна камата утиче на реални ефективни курс, који даље утиче на привредну активности и, на крају, да ли привредна активност утиче на инфлацију (Прилог 2.15, Прилог 2.16, Прилог 2.17 и Прилог 2.18). Донекле изненађујуће и неочекивано, потврђен је статистички значај за канал реалног ефективног курса динара: нађен је статистички значај утицаја камате на реални ефективни курс динара (на 5%), статистички значај утицаја реалног курса на индустријску производњу (5%) као и статистички значај утицаја индустријске производње, као показатеља укупне привредне активности, на инфлацију.

Иако је наша анализа потврдила канал реалног курса као валидан канал трансмисије монетарне политике у Србији, добијене резултате треба посматрати пажљиво. Као и код номиналног канала, интензитет и јачина канала девизног курса зависе од одзива девизног курса на монетарни шок. Међутим, код реалног канала посебно је изражен степен отворености економије и сензитивности нето извоза на варијације реалног девизног курса. У малим и отвореним привредама као што је Србија, номинална депрецијација (апорецијација) узрокована монетарном релаксацијом (заоштравањем), комбинована с нефлексибилношћу цена у кратком року резултира депрецијацијом (апорецијацијом) реалног девизног курса и требало би да утиче на повећање (смањење)

нето извоза. Иако индустријска производња обухвата највећим делом разменљива добра подобна за међународну размену, не можемо са сигурношћу узети значај утицаја реалног курса на индустријску производњу. Такође, са опрезом треба посматрати и утицај индустријске производње на кретање цена, иако би монетарна рестриктивност требало да утиче на смањење привредне активности и последично на пад цена. Остаје питање у којој мери индустријска производња одсликава укупну привредну активност и због тога значај њеног утицаја треба опрезно посматрати.

На крају, спроведено тестирање стабилности модела, за све параметре у сва три модела, показује релативно задовољавајуће резултате. Кумулативне сума квадрата за стабилност параметара, као и за рекурзивне резидуале, показује извесне периоде нестабилности, али је, варијанса резидуала за сваку једначину генерално стабилна. Нестабилност постоји код каматне стопе, али будући да је то инструмент политике, њену нестабилност смо толерисали. Такође, сва три модела су прошла тест инверзног корена. Кратак период обухваћен анализом, промене у интензитету флукуација курса по појединим периодима, могући структурни ломови и могуће грешке у спецификацији модела захтевају опрез у закључивању.

Основни налази о трансмисији монетарне политике кроз канал девизног курса и ефектима повећања референтне каматне стопе централне банке јесу следећи:

- ниво цена иницијално реагује повећањем у првим месецима, али персистентно опада после тога и завршава на нижем нивоу од иницијалног, уз то је крајњи ниво цена исти код сва три модела;
- курс реагује апрецијацијом у првом периоду, након чега слаби, али код номиналног и номиналног ефективног канала остаје изнад иницијалног нивоа - дакле ојачан, док код реалног канала курс завршава испод иницијалног нивоа - дакле ослабљен:
- референтна каматна стопа централне банке, за исти крајњи ниво цена, виша је у реалном каналу за 0,5 процентних поена у односу на референтну стопу у номиналном каналу. Референтна стопа код номиналног канала завршава испод нивоа иницијалног шока, док код реалног канала остаје персистентно изнад иницијалног шока, што указује на слабији утицај и слабију везу између референтне стопе и реалних кретања, што је сагласно с теоријским ставом да монетарна политика има трајни утицај на номиналне, а само привремене на реалне варијабле.

На крају, наша је генерална оцена да је канал девизног курса релевантан и ефективан у трансмисији монетарне политике у Србији. Присутност овога канала не

искључује дејство камате на друге варијабле и функционисање других канала трансмисије. Сви они оперишу симултано и са истим циљем, с тим што остаје наша оцена да је канал каматних стопа ограничено релевантан, кредитни канал мало релевантан, а имовински канал готово ирелевантан.

Наш налаз о ефективности и значају канала девизног курса у Србије сагласан је са налазима других истраживања, која су вршена за земље у развоју и земље у различитим фазама транзиције, у којима је потврђен значај канала девизног курса коришћењем сличних VAR модела. Тако, на пример, ММФ-ово истраживање канала трансмисије монетарне политике за Кенију је потврдило значај референтне каматне стопе и канала номиналног ефективног курса на кретање цена.²⁵⁷ Даље, спроведено истраживање о краткорочним ефектима монетарне политике базирано на VAR моделу за транзиционе земље централне и источне Европе у периоду од 1995-2012. потврдило је релевантност канала девизног курса, будући да је нађено да канал девизног курса утиче на инфлацију у Литванији, Мађарској, Румунији, Чешкој, Словенији и Словачкој. Поред утицаја курса на кретање цена, пронађено је да курс утиче и на кретање БДП-а у Словенији, Естонији, Литванији и Летонији.²⁵⁸

8.4. Циљање инфлације у условима евроизације

Претходна анализа је потврдила статистички значај утицаја номиналног курса на инфлацију. Потврђен је и статистички значај утицаја камате на кретање курса. Међутим, референтна камата није једини инструмент којим централна банка утиче на кретање курса, нити централна банка препушта кретање курса искључиво тржишним снагама, пре свега због специфичности наше привреде и високог степена евроизације, по чему се Србија разликује од већине земаља које спроводе циљање инфлације.

Calvo и *Mishkin* (2003) истичу да разлике између развијених земаља и земаља у развоју условљавају да се спровођење монетарне политике значајно разликује између ове две групе земаља.²⁵⁹ Основне разлике између ове две групе земаља потичу од разлика између институција. Особености земаља у развоју јесу:²⁶⁰

- слабе фискалне институције (фискална доминантност),
- слабе финансијске институције, укључујући пруденциону регулацију и супервизију (финансијска доминација),

²⁵⁷ Cheng (2006), стр. 15.

²⁵⁸ Odabaşoğlu и Aydın (2015), стр. 15.

²⁵⁹ Calvo и Mishkin (2003), стр. 9-13.

²⁶⁰ Mishkin (2004), стр. 3.

- низак кредибилитет монетарних институција,
- доларизација обавеза и
- осетљивост на изненадни застој у приливу капитала (екстерна доминантност).

Слично другим земљама у развоју, Србију карактеришу слабе фискалне, финансијске и монетарне институције, што су, уз колективно сећање на хиперинфлацију, главни узроци неповерења у домаћу валуту и високог степена евроизације домаће привеле. Србија има привреду с највишим степеном евроизације у региону, и то како на пасивној страни, тако и на активној страни биланса банака.²⁶¹ Учешће девизних кредита у билансима наших банака износило је повремено и преко 70% и веће је од већине земаља источне Европе, било да су то земље с режимом фиксног курса или земље у режиму циљања инфлације, у којима евроизација кредита не прелазе 60% и обично је у већини земаља испод тог нивоа. Евроизација депозита је такође висока, око 70% на крају 2017.

Узроци високе евроизације депозита, нарочито штедних депозита становништва јесу недостатак поверења у домаћу валуту и колективно сећање на епизоде високих инфлација и хиперинфлације, током које су деноминацијама и девалвацијама готово у потпуности анулирани динарски штедни улози. Имајући у виду то искуство с динарском штедњом у ранијем периоду, као и чињеницу да је држава 2002. године преузела обавезу само за тзв. стару девизну штедњу грађана и у потпуности исплатила штедне депозите, грађани су још увек доминантно опредељени за штедњу у девизама. Опредељеност грађана за штедњу у девизама и њихову склоност ка сигурности у односу на принос, потврђује и чињенице да је динарска штедња била исплативија²⁶² од девизне штедње у готово целом периоду од 2001. до данас, а да је у истом периоду повећање динарске штедње скромно, и да учествује са свега 4% у укупној штедњи.

Узроци високе евроизације кредита су вишеструки. Уз могућност да се одобравају кредити с девизном клаузулом, банке су биле мотивисане да експанзијом кредитне активности која је имала све карактеристике девизних кредита, задовоље високу тражњу за кредитима која се јавила почетком 2000-их година. Уз то, високо учешће кредита индексираних у девизама последица је и недостатка дугорочнијих динарских извора у билансима банака, где доминирају девизни депозити. Релативно јефтине извори задуживања у иностранству чинили су каматне стопе на кредите у еврима

²⁶¹ Евроизација по појединим земљама: Хрватска око 60% кредита и око 70% депозита, Македонија око 40% кредита и 50% депозита, Румунија око 30% кредита и 50% депозита, Чешка око 20% кредита и 30% депозита, Мађарска око 20% и кредита и депозита и Пољска око 10% кредита и 30% депозита.

²⁶² <https://www.nbs.rs/internet/latinica/15/mediji/vesti/20171027.html>

примамљивијим и прихватљивијим за грађане и привреду од кредита у динарима. На тај начин креирана је узрочно-последична веза, девизни депозити и обимно задуживање из иностранства представљали су основу за кредитну експанзију и раст девизних кредита, повећавајући евроизацију привреде и преносећи девизни ризик на дужнике. На другој страни, банке нису директно изложене девизном ризику, будући да су њихове девизне позиције уравнотежене.

Висок степен евроизације домаће привреде ограничава НБС у спровођењу монетарне политике циљањем инфлације. Прво, референтна каматна стопа НБС утиче директно на динарски део биланса банака, који је значајно мањи од девизног подбиланса, чиме се смањује ефикасност основног инструмента монетарне политике. Друго, значајан ефекат преноса промене курса на цене не дозвољава НБС да у потпуности препусти формирање курса тржишним снагама, јер би евентуална прекомерна депрецијација или апрецијација могла да угрози остваривање циљане стопе инфлације. Треће, прекомерна депрецијација курса би вероватно онемогућила редовно сервисирање дела девизних обавеза по кредитима, што би се даље рефлектовало на погоршање биланса стања приватног сектора и последично биланса банака услед повећања ненаплативих кредита. Висок степен евроизације домаће привреде, поред тога што ограничава ефикасност монетарне политике, представља и ризик за финансијску стабилност земље, која може бити угрожена оштром депрецијацијом динара, која, уз ефекат на биланс стања, узрокује пад кредитне и економске активности.

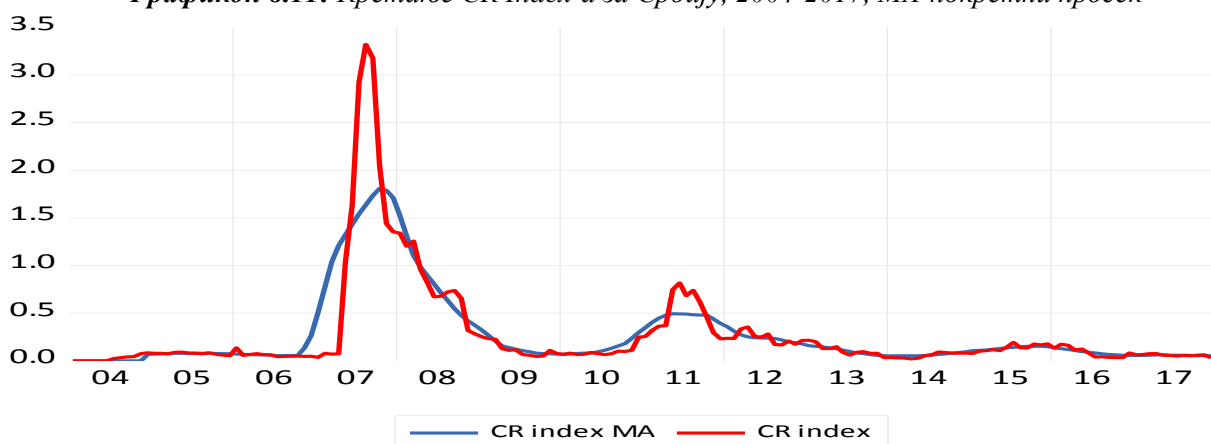
Висока евроизација рефлектује се на кретање курса динара. У претходном делу видели смо да је НБС мењала интензитет директне контроле кретања курса својим интервенцијама на девизном тржишту. Такође, констатовали смо различит степен варијабилитета курса по појединим периодима. Међутим, нисмо испитали у којој је мери НБС користила референтну камату као инструмент за индиректни утицај на кретање курса. У регуларним околностима, циљање инфлације и режим руковођено флукутирајућег курса подразумева да динар флукутира у довољно широком, али прихватљивим границама примарно под дејством тржишних снага. У супротном, уколико кретање курса више одговара кретању курса из групе фиксних режима, утолико је присутан „страх од пливања“ и утолико је НБС више ангажована својим инструментима на његовом контролисаном кретању.

У настојању да проверимо да ли је „страх од пливања“ присутан у Србији конструисан је индекс флексибилности курса, односно *CR Index (Calvo-Reinhart Index)*, по ауторима који су га и конструисали, а који мери флексибилност у кретању курса

динара и на основу тога нам пружа могућност за процену присуства "страха од пливања".²⁶³ Индекс представља однос стандардне девијација девизног курса у односу на суму стандардне девијације девизних резерви и референтне каматне стопе централне банке.²⁶⁴ За земље које показују висок „страх од пливања“ индекс флексибилности курса је близу нуле, варијабилност курса много је мања од збира варијабилности девизних резерви и каматних стопа, што значи да на кретање курса утичу референтном каматном стопом и/или интервенцијама на девизном тржишту. Што је индекс већи, он показује већу флексибилност и мањи „страх од пливања“.

Будући да је курс динара имао улогу номиналног сидра током 2001. и 2002. и био готово фиксан, као и да је монетарна политика примарно била ослоњена на интервенције на девизном тржишту, уз скроман утицај каматне стопе, за анализу „страха од пливања“ определили смо се за период од 2004. до краја 2017. На тај начин, обухватићемо више периода током којих је монетарна политика прошла кроз различите фазе и потенцијално различито утицала на кретање курса: период 2003-2005, који карактерише циљање реалног курса динара, и период од 2006, када је у примени циљање инфлације и откад је курс динара започео флукутирање, а НБС промовисала референтну каматну стопу као главни инструмент монетарне политике. Месечни подаци о кретању курса динара, девизним резервама и каматној стопи НБС која је коришћена у операцијама на отвореном тржишту преузети су с веб-сајта ММФ-а, при чему је за период пре промовисања референтне стопе узета каматна стопа НБС која је коришћена у операцијама на отвореном тржишту.

Графикон 8.11: Кретање CR Index-a за Србију, 2004-2017, MA-покретни просек



Извор: приказ аутора на бази прерачуна статистичких података преузетих с веб-сајта ММФ-а.

²⁶³ Calvo и Reinhart (2002a), стр. 28.

²⁶⁴ Reinhart (2001), стр. 2.

Графикон 8.11 приказује кретање *CR Index-a* за Србију, као и *CR Index MA* дванаестомесечни покретни просек оригиналног индекса. Из наведеног се може закључити да је, са изузетком два краћа потпериода, изражено присутан „страх од пливања“. „Страх од пливања“ нарочито је изражен на почетку посматраног периода, од 2004. до средине 2006, и на крају периода, од 2013. до 2017. У међувремену су била два периода у којима је курс динара флукутирао: први, од средине 2006, када је започето с циљањем инфлације, до средине 2009, када је наступила светска економска криза; и други 2011-2012.

У периоду од 2004. до средине 2006, НБС је била готово свакодневно присутна на МДТ-у, често је интервенисала али асиметрично, готово свакодневно и са обимним износима на страни продаје, а ретко и са малим износима на страни куповине девиза. Са усвајањем циљања инфлације повећана је волатилност курса, доминантно у правцу његовог јачања у току 2007-2008.

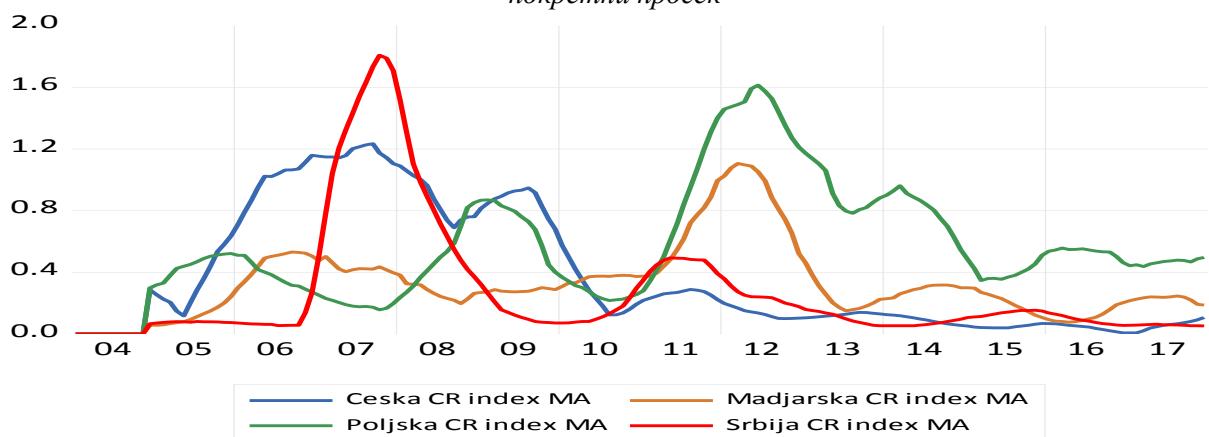
Почетак економске кризе крајем 2008. утицао је на значајну депрецијацију курса динара, али уз обимне интервенције НБС како би ублажила депрецијацију динара. У овом периоду, интервенције су вероватно доминантно биле мотивисане потенцијалним негативним утицајем депрецијације на финансијску стабилност, док је ценовна стабилност била у другом плану. Током 2009. и већи део 2010. курс је био релативно стабилан, да би током 2011. и 2012. повећао свој варијабилитет, уз депрецијацију и обимне интервенције током 2012. Од 2013. до краја посматраног периода курс је стабилан, уз честе интервенције НБС, и то како на страни продаје, тако и на страни куповине девиза. „Страх од пливања“ је истог интензитета на крају као и на почетку посматраног периода, са значајном квалитативном разликом која потиче од различитих монетарних стратегија. Наиме, на почетку посматраног периода циљан је реални девизни курс, а крајем периода у примени је стратегија циљања инфлације, која подразумева флексибилан курс.

8.4.1. Компаративна анализа феномена „страх од пливања“

Како бисмо проверили у којој мери је „страх од пливања“ феномен који постоји и у другим земљама, конструисан је *CR Index* за две групе земаља, као и раније: Чешку, Пољску и Мађарску које као и Србија формално примењују циљање инфлације, уз режим флексибилног курса, али и за Хрватску и Македонију, које монетарну стратегију базирају на режиму фиксног курса, као и за Румунију која формално примењује циљање инфлације али са историјом релативно високе инфлације.

На Графикону 8.12 приказан је *CR Index* с покретним просецима за прву групу земаља, где се може уочити да од 2009. Србија јасно показује интензивнији „страх од пливања“ од осталих посматраних земаља, који је нарочито изражен од 2012. године до краја периода. Повремено је *CR Index* за Чешку ближи нули од Србије. Међутим он је последица настојања централне банке Чешке да спречи јачање круне, нарочито од краја 2014. до краја 2017., од када је круна готово фиксна, будући да је једна од неконвенционалних мера коју је применила централна банка Чешке била имплицитна гаранција да курс круне неће јачати изнад одређеног номиналног нивоа, што је обезбеђено интервенцијама куповине девиза и последичним растом девизних резерви централне банке Чешке.

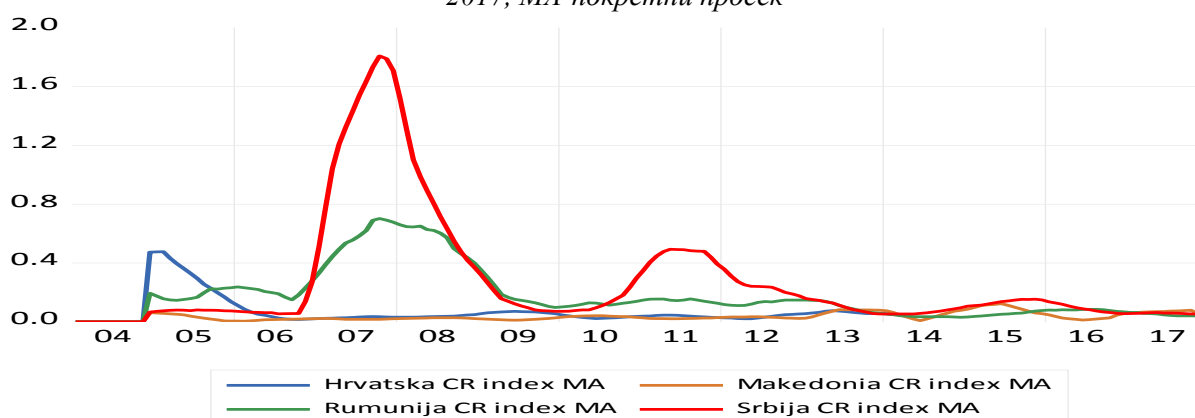
Графикон 8.12: Кретање *CR Index*-а за Чешку, Мађарску, Пољску и Србију, 2004-2017, *MA*-покретни просек



Извор: приказ аутора на бази прерачуна статистичких података преузетих с веб-сајта ММФ-а.

У поређењу с другом групом земаља приказаном на Графикону 8.13, приметно је да је у периоду од 2006. до 2012. године у Србији већи *CR Index* него у свим трима земљама, што подразумева већи варијабилитет курса динара у односу на хрватску куну и македонски денар, како је и очекивано с обзиром на разлике у режимима курса, али и у односу на Румунију, чија је валута мање флукутирала током тог периода. Међутим, од 2013. године па до краја посматраног периода, кретање *CR Index* се не разликује између Србије и посматране групе земаља, па би се могло закључити да је током тог периода режим курса динара, иако формално руковођено флукутирајући, у стварности више одговарао кретању курса из групе фиксних режима.

Графикон 8.13: Кретање *CR Index*-а за Хрватску, Македонију, Румунију и Србију, 2004-2017, *MA*-покретни просек



Извор: приказ аутора на бази прерачуна статистичких података преузетих с веб-сајта ММФ-а.

Додатна провера наших налаза постојања „страха од пливања“ вршена је поређењем са сличним истраживањем која су радили *Chailloux, Ohnsorge* и *Vavra* (2010), који су спровели слично истраживање на мањем узорку и за краћи период. Резултати о кретању индекса флексибилности курса готово су идентични за период који је обухваћен њиховом и овом анализом. Од свих посматраних земаља које примењују циљање инфлације, што подразумева флексибилан курс, у Србији је присутан најинтензивнији „страх од пливања“ и најмањи степен флексибилности курса.²⁶⁵

Присутни „страх од пливања“ код НБС је још једна потврда релевантности трансмисије монетарне политике преко канала девизног курса. Даље, кретање *CR Index*-а за Србију које више одговара режиму фиксног курса, индицира да је централна банка паралисана "страхом од пливања". У којој мери је овај страх оправдан, анализираћемо у наредном делу.

9. Динамика курса динара у Србији

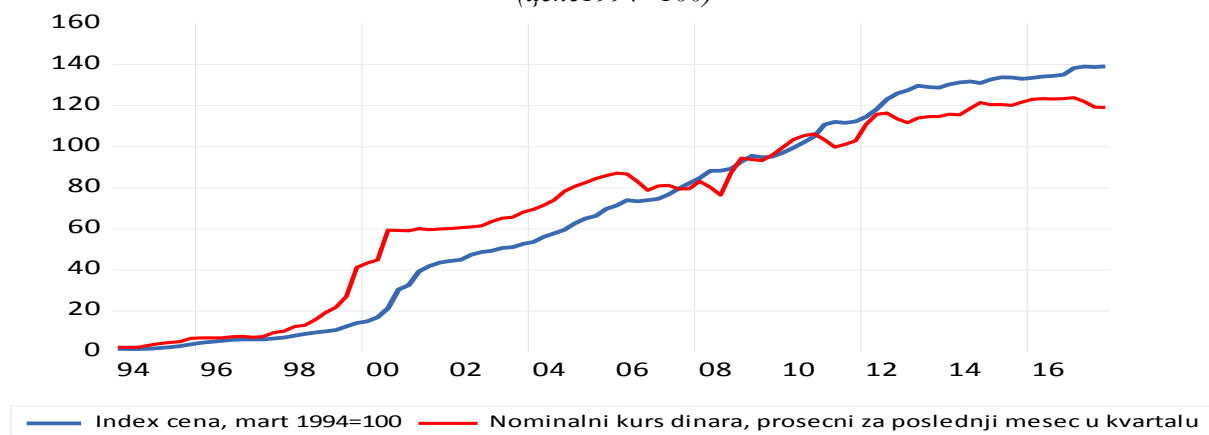
9.1. Кретање курса динара и инфлације

У малој и отвореној привреди, као што је Србија, с високим степеном евроизације и вишедеценијском историјом монетарне нестабилности, промене курса динара утичу на кретање цена. Промене курса утичу на кретање цена директно и индиректно. У случају депрецијације, директан утицај се огледа кроз више цене финалних увозних добара изражених у динарима, али и у вишим ценама увозних добара (репроматеријала, међупроизвода и сл.) која се користе у домаћој производњи, повећавајући тако цене коштања домаће производње, која се може прелити на раст цена финалних добара.

²⁶⁵ *Chailloux, Ohnsorge* и *Vavra* (2010), стр. 10.

Време у коме ће се депрецијација курса прелити на инфлацију зависи од више фактора, од удела увозних добара у домаћем индексу потрошачких цена, од постојећих услова тражње за тим добрима, трошкова прилагођавања цена новом курсу и очекивања о интензитету и временском трајању депрецијације. Уобичајено је да цене услуга на домаћем тржишту показују мањи степен осетљивости на промене курса, тако да је ефекат преноса на ову групу цена мањи. Поред директног ефекта, депрецијација има и индиректан ефекат преко композиције тражње и нивоа агрегатне тражње и зарада изражених у еврима. У условима депрецијације динара, домаћа роба у иностранству постаје јефтинија, што може повећати инострану тражњу за домаћим добрима и додатно извршити притисак на раст цена.

Графикон 9.1: Кретање индекса цена и номиналног курса динара, март 1994-2017. (цене1994=100)



Извор: приказ аутора на бази података преузетих с веб-сајта ММФ-а и веб-сајта НБС.

Циљ наше анализе је да утврдимо постојање и интензитет директног утицаја курса динара на кретање цена, како бисмо на основу добијених резултата још једном проверили валидност трансмисије кроз канал курса и проверили оправданост присутног „страха од пливања“. Графикон 9.1, који приказује кретање индекса цена и номиналног курса динара, показује висок степен корелације између ове две посматране величине. Поред тога, горњи графикон указује на то да постоји зависност кретања цена од курса. Квантификација и процена ефекта курса на цене у емпиријским истраживањима најчешће се заснива на оцени једначине (9.1) или на бази VAR модела.²⁶⁶ Такође, уобичајено је да се оцењује и краткорочни и дугорочни (кумулативни) ефекат курса на цене, те ћемо за оцену ефекта курса динара на кретање цена користити обе технике и покушати да проценимо и краткорочни и дугорочни ефекат преноса промена курса динара на цене.

²⁶⁶ Coricelli, Egert, MacDonald (2006), Виларет и Палић (2006), Тасић (2007)

Анализа обухвата период од марта 1994. до децембра 2017, коришћени квартални подаци о индексу цена преузети су с веб-сајта ММФ-а (2010=100), а за податак о кварталној вредности курса узет је просечни месечни номинални курс динара према евр у последњем месецу сваког квартала (март за први квартал, јун за други...). Иако су разлике између просечног кварталног курса и нашег избора за вредност кварталног курса мале, определили смо се за просечну месечну вредност крајем квартала због боље динамике и јасније везе између кретања курса и цена. Подаци о просечном месечном курсу динара за евр за период март 1994. - децембар 2001. добијени су прерачуном курса динара за немачку марку и преузети су с веб-сајта НБС, док су у периоду од марта 2002. до краја периода подаци о курсу преузети с веб-сајта ММФ-а. Даље, осим анализе целог периода, посебно је посматран период од 1994. до 2000, период од 2002. до краја 2017, откад је у примени руковођено пливајући режим (при чему смо изоставили 2001. због значајног раста цена изазваног отклањањем диспаритета, док је курс био готово фиксан), као и период од 2009. до краја 2017. откад је НБС формално у режиму циљања инфлације. Индекс цена и номинални курс су трансформисани у логаритамски израз и у анализи је коришћена њихова прва диференца, будући да је спроведено тестирање потврдило стационарност првих диференци посматраних варијабли (Прилог 3.1).

Оцењена је следећа једначина:²⁶⁷

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta s_t + \beta_2 \Delta p_{t-1} + \varepsilon \quad (9.1)$$

где је p ниво цена, s номинални курс и ε стохастички члан. Оценом горње једначине добија се параметар β_1 који представља краткорочни ефекат курса на цене. Како је трансмисија дуготрајни процес, комплетирање ефекта преноса курса на цене одвија се постепено у дужем периоду. Укупан, дугорочни (кумулативни) ефекат курса на цене, базиран на горњој једначини, добијамо као, $K = \frac{\beta_1}{1-\beta_0-\beta_2}$.

Добијена оцена једначине (9.1) за период од марта 1994. до краја 2017. јесте следећа (Прилог 3.2 - Период 1994-2017) :

$$\Delta p_t = 0.008051 + 0.271475 \Delta s_t + 0.604632 \Delta p_{t-1}$$

$$\begin{matrix} (0.052821) & (0.067255) \\ [5.139516] & [8.990122] \end{matrix}$$

R-squared 0.612266 *Durbin-Watson stat* 2.565174 *Prob(F-statistic)* 0.000000

²⁶⁷ Иако у спроведеној анализи не укључујемо друге варијабли, могуће је укључити и друге варијабли. Најчешће се у спроведеним анализама ова једначина користи уз укључење још неких варијабли, као што је на пример производни јаз, који такође утиче на кретање цена.

За период од марта 1994. до краја 2000. године добијено је (Прилог 3.2 - Период 1994-2000):

$$\Delta p_t = 0.014248 + 0.168753\Delta s_t + 0.804122\Delta p_{t-1}$$

$$\begin{matrix} (0.098159) & (0.152330) \\ [1.719183] & [5.278801] \end{matrix}$$

R-squared 0.570632 *Durbin-Watson stat* 1.261729 *Prob(F-statistic)* 0.000060

За период од марта 2002. до краја 2017. године добијено је (Прилог 3.2 - Период 2002-2017):

$$\Delta p_t = 0.008774 + 0.136931\Delta s_t + 0.423419\Delta p_{t-1}$$

$$\begin{matrix} (0.063250) & (0.115798) \\ [2.164910] & [3.656541] \end{matrix}$$

R-squared 0.204135 *Durbin-Watson stat* 2.226717 *Prob(F-statistic)* 0.000945

За период од марта 2009. до краја 2017. године добијено је (Прилог 3.2 - Период 2009-2017):

$$\Delta p_t = 0.003276 + 0.218870\Delta s_t + 0.570365\Delta p_{t-1}$$

$$\begin{matrix} (0.092377) & (0.155886) \\ [2.369304] & [3.658864] \end{matrix}$$

R-squared 0.308073 *Durbin-Watson stat* 2.044041 *Prob(F-statistic)* 0.002296

На основу добијених оцена о краткорочном ефекту курса на цене по појединим периодима израчунат је дугорочни, кумулативни, ефекат преноса промена курса на цене и дат наредном Табелом 9.1.

Табела 9.1: Преглед краткорочног и дугорочног преносног ефекта курса динара на цене

	Период 1994-2017	Период 1994-2000	Период 2002-2017	Период 2009-2017
Краткорочни ефекат	0,2715	0,168753	0,2189	0,1369
Дугорочни ефекат	0,7009	0,525272	0,5133	0,2412

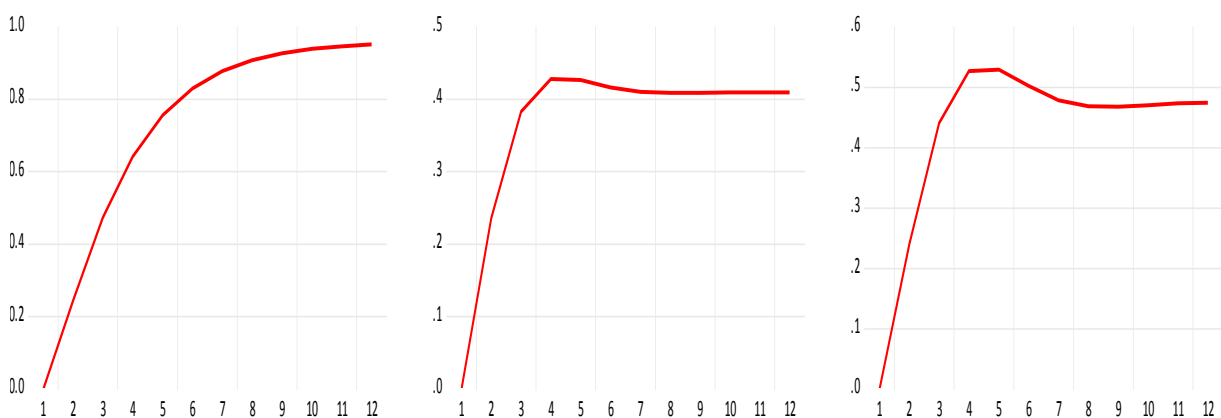
Извор: прорачун и приказ аутора.

Добијени резултати оценом једначине (9.1) потврђу постојање значајног ефекта курса на цене, и то како краткорочног, тако и кумулативног, дугорочног ефекта. Тако се из Табеле 9.1 види да за цео посматрани период депрецијација курса динара од 1% има ефекат на повећање цена за 0,27 процентних поена у наредном кварталу, и кумулативан ефекат на раст цена од 0,7 процентних поена. Ефекат курса на цене је значајан и за посматране потпериоде, иако је генерално мањи од ефекта у целом периоду. Међутим, добијене резултате за посматране потпериоде треба опрезно користити с обзиром на то да генерална својства оцењених једначина нису сасвим задовољавајућа, присутна аутокорељација, као и низак степен коефицијента детерминације у три потпериода

указује на то да су други фактори имали већи утицај на кретање цена. У свим посматраним периодима потврђен је статистички значајан утицај курса на цене.

Провера добијених резултата, извршена коришћењем $VAR(1)$ модела генерално је потврдила наше претходне налазе - значајан ефекат преноса курса на цене (Прилог 3.3). На Графикону 9.2 је дат кумулативан ефекат курса у току једне године, по посматраним периодима. Слично претходним налазима, највећи ефекат курса на цене добија се за цео посматрани период, 1994-2017, у првом кварталу 1% промене курса пренесе се на цене око 0,3 док је кумулативни ефекат у години дана 1, што значи да су у просеку имали исту стопу раста. За преостала два анализирана периода, 2002-2017 и 2009-2017, кумулативни пренос је знатно нижи, у првом периоду око 0,4, а у другом око 0,5. Мали број опсервација, мање од 30, узрокује да оцењени $VAR(1)$ за период од 1994. до 2000. даје неконзистентне резултате, те их стога нисмо приказали. Уз то, један од могућих разлога добијених неконзистентних резултата у периоду 1994-2000, јесте и административна контрола цена која је била присутна од средине 1998. до краја 2000, док је у истом периоду курс динара знатно депрецирао.

Графикон 9.2: Кумулативни одговор цена на 1% шок у курсу динара, $VAR(1)$
 Period 1994-2017 Period 2002-2017 Period 2009-2017



Извор: приказ аутора на основу $VAR(1)$ модела по посматраним периодима – Прилог 3.3.

9.1.1. Компаративна анализа ефекта курса на цене у различитим режимима монетарне политике

Како бисмо извршили проверу добијених резултата о ефекту курса на цене и значају који курс има у различитим режимима монетарне политике у транзиционим земљама, оценили смо ефекте курса на цене за три земље које су као и Србија у режиму циљања инфлације: Чешку, Пољску и Мађарску, али и за земље чија се монетарна стратегија базира на девизном курсу и које користе девизни курс као номинално сидро у

спровођењу монетарне политике, Хрватску и Македонију, као и за Румунију, која такође, као и Србија, показује „страх од пливања“ и спроводи циљање инфлације.

Оцена једначине (9.1) методом најмањих квадрата вршена је за период од првог квартала 2000. до четвртог квартала 2017. Подаци о кретању курса земаља према евр и индексу потрошачких цена (2010=100) преузети су са сајта ММФ-а, при чему се као податак о курсу користио просечни месечни курс у последњем месецу сваког квартала. Подаци су логаритмовани и у анализи је коришћена њихова прва диференца.

Осим за Србију и Румунију, добијени резултати нису задовољавајући (Прилог 3.А.1). За оцењене једначине за Чешку, Пољску, Мађарску и Хрватску коефицијент уз курс је негативног знака и није статистички значајан, док за Македонију коефицијент уз курс има очекивани позитиван знак, али није статистички значајан. За свих пет земаља F статистика није такође значајна, док је коефицијент детерминације релативно мали. С друге стране, оцењене једначине за Србију и Румунију имају задовољавајућа својства, очекивани позитивни коефицијент уз курс је статистички значајан.

Добијени резултат за Србију за период 2000-2017, јесте следећи (Прилог 3.А.1 - Оцена ефекта курса на цене за Србију методом најмањих квадрата):

$$\Delta p_t = 0.008705 + 0.266647\Delta s_t + 0.567978\Delta p_{t-1}$$

	(0.125470)	(0.094920)	
	[2.125182]	[5.983785]	
<i>R-squared</i> 0.383762	<i>Durbin-Watson stat</i> 2.729713	<i>Prob(F-statistic)</i> 0.000000	

За исти период, добијени резултат за Румунију је следећи (Прилог 3.А.1 - Оцена ефекта курса на цене за Румунију методом најмањих квадрата):

$$\Delta p_t = 0.002547 + 0.096592\Delta s_t + 0.754732\Delta p_{t-1}$$

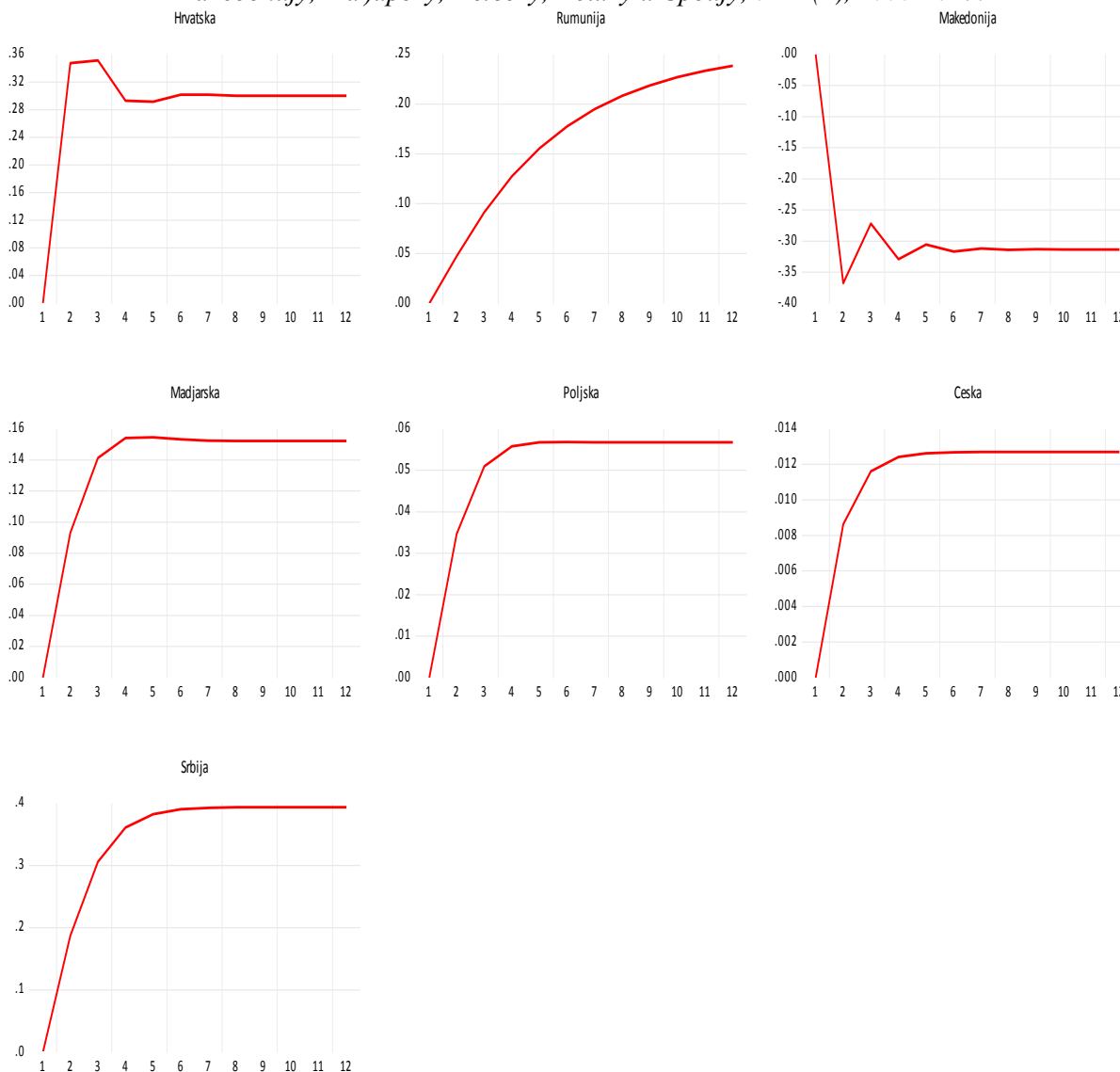
	(0.001679)	(0.061388)	
	[2.435548]	[12.29451]	
<i>R-squared</i> 0.789401	<i>Durbin-Watson stat</i> 2.492158	<i>Prob(F-statistic)</i> 0.000000	

Добијени резултат за Србију је приближан раније добијеним резултатима, ефекат 1% депрецијације утиче на раст цена у једном кварталу за око 0,27, док је код Румуније овај ефекат нижи и износи око 0,1.

Даље, будући да оцењене једначине нису дале одговор на значај ефекта курса на цене за све посматране земље, на основу истих кварталних података, за период од 2001. до краја 2017, оценили смо $VAR(1)$ модел како бисмо проверили ефекат који промена курса има на цене у посматраним земљама (Прилог 3.А.2). Претходно спроведено тестирање потврдило је стационарност првих диференци посматраних варијабли за све

земље. На следећем графикаону су приказани добијени резултати о кумулативном ефекту промене курса на цене за 12 квартала у анализираним земљама.

Графикон 9.3: Кумулативни одговор цена на 1% шок у курсу за Хрватску, Румунију, Македонију, Мађарску, Пољску, Чешку и Србију, VAR (1), 2000-2017.



Извор: прерачун аутора на основу оцењених VAR(1) модела – за Хрватску, Румунију, Македонију, Мађарску, Пољску, Чешку и Србију – Прилог 3.А.2.

Приказани резултати одзива (реакције) цена на шок у курсу потврђују значајан утицај курса на кретање цена у Србији, Хрватској и Румунији. Овај налаз се може довести у везу са степеном евроизације ових привреда, будући да су управо ово земље са релативно високим степеном евроизације, из чега произилази и закључак да што је већи степен евроизације неке привреде већи је и преносни ефекат курса на цене. Док је утицај курса значајно слабији у Мађарској (кумулативан дугорочни ефекат око 0,16), Пољској (кумулативан дугорочни ефекат око 0,06) и Чешкој (кумулативан дугорочни ефекат мањи од 0,02), за Македонију су добијени резултати неконзистентни са

економском теоријом и очекивањима, што се може приписати кретањима цена и курса у посматраном периоду. Наиме, у Македонији су током целог периода цене имале линеарно растући тренд, док је кретање курса било супротно, па је добијени резултат нелогичан и стога се не може прихватити.

Даља провера добијених резултата вршена је компарацијом анализа спроведених за Србију, али и за друге транзиционе земље. Општи је закључак да су наши налази и добијени резултати генерално у складу са сличним спроведеним истраживањима. Резултати анализе ефекта курса динара на цене у Србији, коју су спровеле Виларет и Палић (2006), за период од 2001. до 2006. на основу кварталних података методом најмањих квадрата, указују на то да је краткорочни ефекат курса на цене 0,26, а дугорочни ефекат 0,5;²⁶⁸ за Мађарску је нађен краткорочни ефекат од 0,18 и дугорочни ефекат од 0,48; а за Румунију краткорочни ефекат од 0,30 и дугорочни ефекат од 0,48.²⁶⁹ Тасић (2008) је у анализи користио номинални ефективни курс динара, на месечним и кварталним подацима, за период од 2001. до краја 2007. и такође пронашао значајан утицај курса на цене, који се креће од 0,13 до 0,31 краткорочно, и од 0,19 до 0,50 дугорочно.²⁷⁰ У анализи је посебно посматран период депрецијације и нађено је да је ефекат на цене током депрецијације номиналног ефективног курса знатно виши и да кумулативно достиже 0,90.²⁷¹

Даље, наши резултати су у складу са истраживањима која су спровели *Coricelli, Egert* и *MacDonald* (2006). Оии анализирају ефекат курса на цене за групу земаља централне и источне Европе²⁷² и указују да је просечни краткорочни ефекат за све посматране земље 0,31 а просечни дугорочни ефекат 0,33. Посматрано по земљама, за Чешку је краткорочни ефекат 0,10 а дугорочни 0,23. За Мађарску краткорочни ефекат износи 0,38 а дугорочни 0,30. За Хрватску дугорочни ефекат износи 0,22, а за Румунију краткорочни ефекат курса (као страна валута коришћен амерички долар) износи 0,28, а дугорочни 0,42. Вероватни разлог зашто наведени резултати показују већи ефекат преноса курса на цене у односу на наше резултате јесте што су рађени за период до 2005, а како указују, ефекат курса на цене слаби током времена.²⁷³

²⁶⁸ Виларет и Палић (2006), стр. 10.

²⁶⁹ Виларет и Палић (2006), стр. 11.

²⁷⁰ Тасић (2008), стр. 9.

²⁷¹ Тасић (2008), стр. 9.

²⁷² Анализиране земље су: Чешка, Мађарска, Пољска, Словачка, Словенија, Русија, Естонија, Летонија, Литванија, Бугарска, Хрватска, Румунија и Украјина.

²⁷³ Coricelli, Egert и MacDonald (2006), стр. 18.

Потврду да се током времена смањује ефекат преноса курса на цене налазимо и у нашим резултатима за Србију, где се у последњем периоду примећује знатно мањи ефекат преноса него у целом посматраном периоду. Међутим, и ове резултате треба опрезно тумачити, будући да је током тог периода курс динара био релативно стабилан, што потврђује и кретање индекса флексибилности курса у претходној анализи. Поред тога, наша анализа посматра линеарну везу између курса и цена, а бројна истраживања указују на нелинеарност и асиметричност преносног ефекта курса на цене, која потврђује већи ефекат преноса курса на цене при вишим стопама депрецијације и дуготрајнијим периодима депрецијације, и знатно мањи ефекат преноса курса на цене при нижим стопама депрецијације.²⁷⁴

Горњи представљени резултати помажу за разумевање кретања индекса флексибилности курса, односно *CR Index*-а и присутног „страха од пливања“ у Србији и Румунији. Наиме, висок ефекат преноса курса на цене у Србији вероватно је примарни разлог за интензивну контролу кретања курса од стране НБС која на овај начин индиректно утиче и на кретање цена. Такође, добијени резултати још једном потврђују значај и релевантност канала курса у трансмисији монетарне политике у Србији.

9.2. Паритет куповне моћи и *Balassa–Samuelson*-ов ефекат

У претходном делу анализирали смо на који начин девизни курс утиче на инфлацију. Сада посматрамо обрнуту узрочност, односно утицај инфлације на кретање курса. Према паритету куповних моћи (ПКМ), ниво цена у две земље одређује девизни курс између две валуте током одређеног временског периода. Међутим, девизни курс у кратком року може одступати од ПКМ. Као што је приказано у првом делу на основу спроведених емпиријска истраживања, апсолутна верзија ПКМ не важи у кратком року због постојања транспортних трошкова, неперфектне конкуренције и ефекта дисторзије који је последица царина и пореза и заштите у спољној трговини и тзв. *Balassa-Samuelson*-овог ефекта. Према релативној верзији ПКС пропорционална промена у девизном курсу требало би да одговара разлици у стопама инфлације између две земље. Док постоји готово општа сагласност о важењу ПКС у дугом року, таква сагласност не постоји када је реч о важењу у кратком року. У наставку проверавамо важење хипотезе ПКМ за кретање курса динара, и апсолутне и релативне верзије ПКМ.

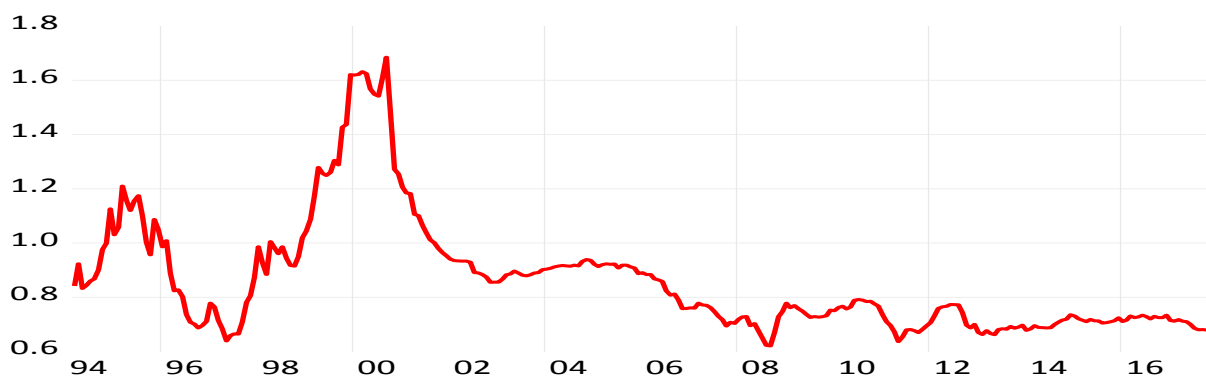
²⁷⁴ Caselli и Roitman (2016), стр. 5-8.

Провера важења хипотезе ПКМ спроведена је тестирањем и апсолутне и релативне верзије ПКМ. Тестирање хипотезе ПКМ спроведено је за период од марта 1994. до краја 2017, коришћењем података о просечном месечном курсу динара за евро, индекса цена за Србију и индекса цена за Европску Унију (ЕУ). Извршен је прерачун индекса цена и за Србију и за ЕУ како би база била март 1994. (март 1994=100). Будући да нису били доступни подаци за цео период о кретању цена у ЕУ, у периоду од марта 1994. до децембра 2001. коришћени су подаци о кретању цена у Немачкој, а за исти период је извршен и прерачун курса како би се за тај период добио курс динара према еврџ. Подаци о кретању курса динара преузети су с веб-сајта НБС, подаци о индексу цена за Србију с веб-сајта Републичког завода за статистику, а подаци о кретању индекса цена за Немачку и ЕУ с веб-сајта *Federal Reserve Bank of St. Louis*. Све варијабле су изражене у логаритму.

Провера важења апсолутног ПКМ, са економетријског аспекта, базира се на провери кретања курса и релативних цена. Уколико дугорочна релација важи, онда би логаритам номиналног девизног курса (s_t) и релативног нивоа цена ($p_t - p_t^*$) требало да се крећу симултано у дугом року. Тестирање дугорочне валидности теорије ПКМ подразумева да се провери стационарност између реалног девизног курса (q_t) и релативних цена, и базира се на једначини датој у првом делу ($q_t = s_t - p_t + p_t^* = 0$). Уколико је реални девизни курс стационаран, то значи важење апсолутне верзије ПКМ. Међутим, уколико следи процес јединичног корена, то значи одсуство дугорочне везе између курса и цена и одбацивање хипотезе о важењу апсолутног ПКМ.

Наше спроведено истраживање није потврдило важење хипотезе апсолутног ПКМ за кретање курса динара према еврџ, будући да реални девизни курс динара поседује јединични корен и да није стационаран (Прилог 4.1). Графикон 9.4, осим што приказује кретање реалног девизног курса, визуелно илуструје одсуство стационарности серије, која, по дефиницији подразумева постојање тенденције константног враћања ка средњој вредности, чак и ако осцилира око ње. Наш налаз није изненађујући, с обзиром на генерално мало доказа о важењу апсолутног ПКМ у краћем периоду. За доказ о важењу потребан је вишедеценијски временски хоризонт.

Графикон 9.4: Кретање реалног курса динара, март 1994-2017. (изражен у логаритму)
Realni kurs dinara



Извор: прорачун аутора; **Напомена:** смањење апрецијација, повећање депрецијација.

Провера валидности релативног ПКМ вршена је испитивањем *Engle–Granger*-ове каузалности у кретању промена девизног курса и релативних инфлација, како би се сагледало да ли варијације у једној променљивој узрокују промене у другој варијабли. Такође, вршено је тестирање постојања дугорочне коинтеграционе везе између кретања промена курса и промена релативних инфлација. Наведени приступ сугерише и *Verbeek* (2008), где постојање дугорочне коинтеграционе везе подразумева стационарност резидуала из оцењене регресионе једначине,²⁷⁵ Будући да су све варијабле у логаритму, да су нестационарне у нивоу и стационарне у првој диференци, задовољавају услове даље анализе (Прилог 4.2).

Тестирање *Engle–Granger*-ове узрочности, промена курса динара и релативних инфлација, потврдило је утицај промена курса динара на кретање промена цена на свим посматраним доцњама (2, 4, 6, 8, 10 и 12 месеци). Наведени налаз је сагласан са ранијим налазима о ефекту преноса промена курса на кретање цена (део 9.1.). Међутим, утицај промена релативних инфлација на промене курса потврђен је само за 2, 10 и 12 доцњи (Прилог 4.2.а), услед чега не можемо са апсолутном сигурношћу потврдити валидност хипотезе релативног ПКМ.

Даља анализа се врши провером постојања дугорочне коинтеграционе везе између кретања промена курса и промена релативних инфлација. Оцењена је следећа једначина:

$$\Delta s_t = \beta + \beta_1(\Delta racio_t) + \varepsilon_t \quad (9.2)$$

где је Δs_t промена номиналног курса динара израженог у логаритму, а $\Delta racio_t = \Delta p_t - \Delta p_t^*$ представља промену релативних цена изражених у логаритму и ε_t је резидуал. Добијена је следећа коинтеграциона веза методом најмањих квадрата (Прилог 4.3):

²⁷⁵ Verbeek (2008), стр. 333.

$$\Delta s_t = 0.007744 + 0.422557(\Delta r_{acio}_t)$$

(0.079440)

[5.319205]

R-squared 0.090891

Durbin-Watson stat 1.542004 *Prob (F-statistic)* 0.000000

Сprovedено тестирање јединичног корена за резидуал из наведене једначине је потврдо стационарност резидуала оцењене контеграционе једначине (Прилог 4.4), те стога можемо да прихватимо постојање коинтеграционе везе која указује на заједничко дугорочно кретање између промена курса динара и релативне инфлације између Србије и ЕУ. Међутим, добијена дугорочна веза између промена курса и разлика у релативној инфлацији није пропорционална, у смислу да се курс динара мења у истој пропорцији као и релативне инфлације између Србије и ЕУ. Оцењени коефицијент уз релативну инфлацију је статистички значајан и износи 0,42 што указује да ће релативни пораст инфлације у Србији за 1 утицати на слабљење динара за 0,42. Наведени налаз о одсуству пропорционалности указује на то да поред инфлације на кретање и промене курса динара значајан утицај имају и други фактори, а што потврђује и низак ниво детерминиције оцењене једначине.

Даља провера валидности хипотезе релативног ПКМ вршена је *Johansen-овим* тестом коинтеграције који је услов за даљу оцену модела коригованог грешком. Сprovedено тестирање потврдило је постојање дугорочне коинтеграционе везе и заједничког кретања промена курса динара и промена релативних инфлација (Прилог 4.4.а и Прилог 4.4.б). Међутим, оцењени модел корекцијом грешком ка равнотежи није имао задовољавајућа својства, будући да је предзнак за коригујући елемент био позитиван, супротан теоријским очекивањима да буде негативан и да коригује неравнотежу (Прилог 4.4.в). Позитиван предзнак имплицира да се систем у кратком року удаљава од равнотеже, што указује да је за реализацију утицаја релативних разлика у стопама инфлације између Србије и ЕУ на курс динара потребан дужи временски период, како би се одржало заједничко кретање промена курса динара и промена релативних инфлација.

На основу спроведеног истраживања, потврђено је заједничко дугорочно кретања између промена курса динара и промена релативних инфлација, чиме можемо да потврдимо и валидност хипотезе релативног ПКМ у дугом року, али без пропорционалности у њиховом заједничком кретању и уз присутно краткорочног одступање од њиховог заједничког равнотежног дугорочног кретања. Наведени налаз о заједничком кретању курс и цена сагласан је са раније приказаним налазима о ефекту

промена курс динара на цене за период од 1994-2017. где је VAR анализом пронађено да је кумулативни (дугорочни) ефекат курса на цене један (Графикон 9.2), односно, када је на основу регресије оцењено да је дугорочни ефекат промене курса на цене око 0,7 (Табела 9.1). Поред тога, раније приказани Графикон 9.1 добро илуструје заједничко кретање курса динара и индекса цена у Србији, а како је инфлација у еврозони значајно нижа од инфлације у Србији, овај графички приказ такође илуструје заједничко дугорочно кретање курса динара и инфлације.

Наш налаз о неважењу апсолутне верзије ПКМ и потврда важења релативне верзије ПКМ у одређивању курса динара није изненађујући. У првом делу је било речи о резултатима спроведених међународних истраживања која такође нису нашла потврду важења јаке форме (апсолутног) ПКМ, док је нађена потврда важења слабе форме (релативног) ПКМ. Наш први налаз о неважењу апсолутног ПКМ сагласан је и са налазима истраживања вршеним за Србију, али не и наш други налаз о важењу релативне верзије ПКМ. Наиме, Младеновић, Јосифидис и Срдић (2013) не налазе потврду важења ниједне варијанте ПКМ.²⁷⁶ Такође, Петровић (2014) не налази потврду валидности хипотезе ПКМ, ни у јакој ни у слабој форми.²⁷⁷ Ови различити налази спроведеног истраживања представљају простор за будућа истраживања и тестирања валидности хипотезе ПКМ у Србији.

9.2.1 Balassa-Samuelson-ов ефекат - компаративна анализа

Између осталих, један од разлога систематског одступања реалног курса од ПКМ јесте тзв. *Balassa-Samuelson*-ов ефекат. *Balassa-Samuelson*-ов модел претпоставља да ће брже расти цене у земљи која има вишу продуктивност у сектору разменљивих добара у односу на продуктивност у сектору неразменљивих добара, што ће у крајњој инстанци резултирати у апрецијацији реалног девизног курса. На почетку транзиције српске привреде, продуктивност у оба сектора била је нижа него у развијеним земљама. Са отварањем привреде и економским реформа, оправдано је било очекивати да ће постојећи заостатак у економском и технолошком развоју земље омогућити српској привреди да реализује предности у односу на развијене земље: јефтину радну снагу, висок раст продуктивности и позитиван ефекат прилива страних директних инвестиција које са собом носе нове технологије. Требало је ове предности да омогуће нашој привреди да оствари бржи раст продуктивности у сектору разменљивих добара

²⁷⁶ Младеновић, Јосифидис и Срдић (2013), стр. 195-196.

²⁷⁷ Петровић (2014), стр. 110-111.

од раста у неразменљивом сектору, у односу на раст овог односа у иностранству, што би у дугом року требало да резултира у апрецијацијским притисцима на курс динара.

Процена који део раста цена се може приписати *Balassa-Samuelson*-ов ефекту отежана је због различитих разврставања разменљивих и неразменљивих сектора између земаља и различитог учешћа ових сектора у индексу потрошачких цена између земаља. Већина спроведених истраживања за земље из централноисточне Европе које су (биле) на путу придруживања ЕУ потврђује постојање овог ефекта. *Mihaljek* и *Klau* (2008) процењују *Balassa-Samuelson*-ов ефекат у земљама централне Европе. Анализира се 11 земаља централне и источне Европа на основу кварталних података који обухватају период од средине деведесетих до првог квартала 2008. Налазе да је *Balassa-Samuelson*-ов ефекат присутан и да објашњава око 24% разлике у инфлацији у односу на зону евра, односно око 1,2 процентна поена у просеку. Поред тога, налазе да *Balassa-Samuelson*-ов ефекат објашњава око 84% разлика у домаћим релативним ценама, између неразменљивих и разменљивих добара, или око 16% укупне домаће инфлације (око 1,1 процентни поен у просеку). Такође, налазе да *Balassa-Samuelson*-ов ефекат опада од 2001. године, у поређењу с другом половином деведесетих година.²⁷⁸

Налази истраживања које су раније спровели *Égert et al.* (2002) и *Égert* (2003) такође указују на постојање *Balassa-Samuelson*-овог ефекта. Наиме, у спроведеној анализи за Естонију, у периоду од 1993. до 2002, налази да овај ефекат утиче на раст цена у Естонији просечно између 2 и 3 процентна поена у целом посматраном периоду. Такође, указује на то да је раст инфлације, који је вођен растом продуктивности, достигао свој максимум у току 1994, када износи између 4%-5%, да би се након тога смањио на свега 0,3%-1% у 2001.²⁷⁹

У раније спроведеном истраживању,²⁸⁰ које обухвата пет земаља у централној Европи, у периоду од 1991. до 2001, налази се да је знатно виша разлика у расту продуктивности између разменљивих и неразменљивих сектора у Мађарској и Пољској, него у Чешкој, Словачкој и Словенији. Објашњење за оваква кретања траже се у различитим структурама индекса потрошачких цена. Такође, спроведено истраживање и анализа указује да је у посматраним земљама остварена реална апрецијација виша од процењеног *Balassa-Samuelson*-овог ефекта. Као објашњење за интензивнији апрецијацијски тренд реалног курса у односу на процењени *Balassa-Samuelson*-ов

²⁷⁸ Mihaljek и Klau (2008), стр. 16-17.

²⁷⁹ Égert (2003), стр. 45.

²⁸⁰ Égert et al. (2002)

ефекат, указује се на унапређење структуре привреде ка извозу производа који су технолошки напреднији, бржи раст цена разменљивих добара услед њиховог унапређења и побољшања квалитета, као и реализоване либерализације цена које су биле административно контролисане и регулисане нарочито у првим годинама транзиције.²⁸¹

Још једно истраживање које је анализирано *Balassa-Samuelson*-ов ефекат вршено је од стране *Lojschová* (2003). Наиме, проверавано је присуство *Balassa-Samuelson*-овог ефекта у Чешкој, Словачкој, Пољској и Мађарској, и на основу спроведене анализе закључено је да је у анализираним земљама, у периоду 1995-2002, присутан *Balassa-Samuelson*-ов ефекат који је у овим земљама утицао на просечну стопу годишње апрецијације реалног курса од око 2,5%.²⁸²

Истраживање које је анализирано *Balassa-Samuelson*-ов ефекат у Словенији, у периоду од 1993. до 2001. налази да је просечни годишњи ефекат 0,7%. Међутим, када се посматрају одвојено два потпериода, први 1993-1997. и други 1997-2001, нађено је да је у другом периоду просечни *Balassa-Samuelson*-ов ефекат знатно виши и да износи 1,4% годишње, што значи да је за 1,4 процентна поена виша стопа инфлације у Словенији од стопе инфлације у Немачкој.²⁸³

Како не располажемо званичним подацима о разменљивим и неразменљивим секторима привреде и учешћу разменљивог и неразменљивог сектора у индексу цена, као алтернативни показатељ *Balassa-Samuelson*-ов ефекта за Србију користимо оцену дугорочног тренда реалног девизног курса добијеног на бази *HP филтера* (Прилог 4.5). Наиме, последица присуства *Balassa-Samuelson*-ов ефекта јесте дугорочна реална апрецијација домаће валуте, те стога проценом тренда дугорочне апрецијације долазимо индиректно до потврде присуства *Balassa-Samuelson*-ов ефекта и оцењујемо његову величину. На основу дугорочног тренда реалног курса динара процењујемо да је у периоду од почетка 2001. до краја 2017. просечна годишња стопа апрецијације реалног девизног курса износила око 2,5%. Како бисмо из обрачуна искључили оштру реалну апрецијацију динара током 2001. и 2002. године, која је била највећим делом последица, с једне стране, отклањања ценовних диспаритета, а с друге стране, готово фиксног режима курса, израчунали смо просечну стопу апрецијације реалног курса од 2005. до краја 2017. годишње и она износи око 1,5%.

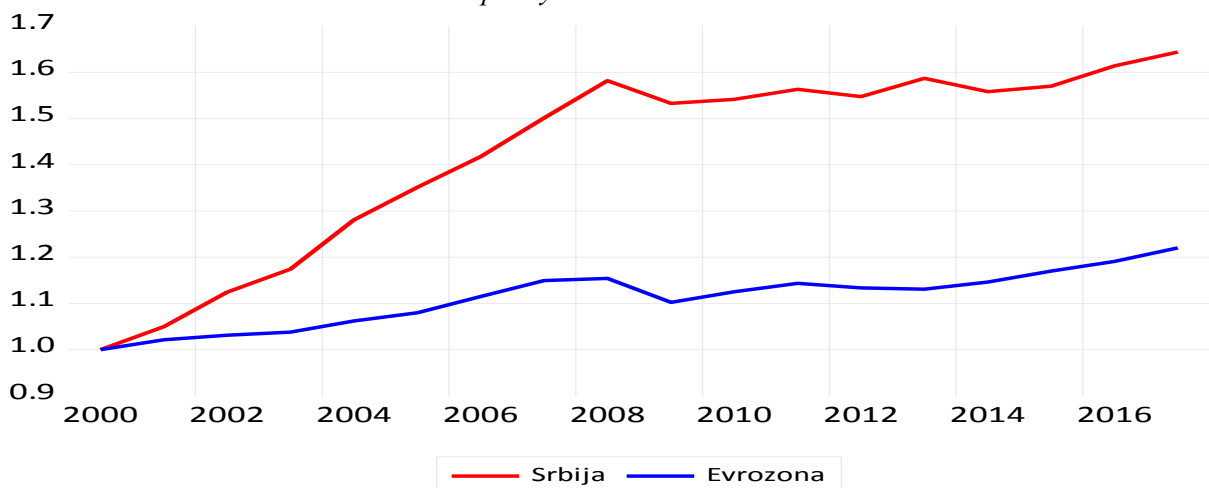
²⁸¹ Égert et al. (2002), стр. 24-25.

²⁸² Lojschová (2003), стр. 30.

²⁸³ Žumer (2002), стр. 29.

Како би додатно проверили постојање и величину *Balassa-Samuelson*-овог ефекта извршили смо прорачун разлика у геометријским стопама раста БДП-а земаља зоне евра и Србије, јер се претпоставља да ће се разлике у продуктивности одразити на разлике у стопама раста БДП-а. Наиме, на основу прорачуна кумулативних стопа раста за земље зоне евра (19 земаља ЕУ које тренутно имају евро као своју валуту)²⁸⁴ и Србије у периоду 2001-2017, утврђена је просечна годишња геометријска стопа раста БДП-а за зону евра од 1,2% и за Србију 3%, тако да се бржи раст, односно разлика од 1,8% може приписати постојању *Balassa-Samuelson*-овог ефекта у Србији. Међутим, ако се посматра период од 2005. до краја 2017, овако процењен *Balassa-Samuelson*-ов ефекат је знатно мањи и износи свега 0,9% годишње, будући да је у посматраном периоду просечна годишња геометријска стопа раста БДП-а у Србији износила око 1,9%, а у земљама зоне евра око 1%. На Графикону 9.4.1 приказане су кумулативне годишње стопе раста БДП-а за земље зоне евра и Србије у периоду од 2001. до 2017. и приметно је да се од 2008. смањује разлика у стопама раста БДП-а Србије и земаља зоне евра, што имплицира и смањење *Balassa-Samuelson*-овог ефекта и последично смањење његовог утицаја на реалну апрецијацију динара.

Графикон 9.4.1: Кумулативне годишње стопе раста БДП-а за Србију и земље зоне евра, у периоду од 2001. до 2017.



Извор: прорачун и приказ аутора на бази статистичких података с веб-сајту ММФ-а.

На основу спроведеног истраживања можемо потврдити постојање *Balassa-Samuelson*-ов ефекта за Србију. Осим његовог постојања, анализа потврђује да се са протоком времена његов ефекат смањује. Наведени налази су сагласни са раније приказаним налазима вршених истраживања за земље централноисточне Европе. Иако индиректно потврђен, закључујемо да је *Balassa-Samuelson*-ов ефекат у Србији утицао

²⁸⁴ Аустрија, Белгија, Кипар, Естонија, Финска, Француска, Немачка, Грчка, Ирска, Италија, Летонија, Литванија, Луксембург, Малта, Холандија, Португал, Словачка, Словенија и Шпанија.

на просечну годишњу стопу реалне апрецијације динара нешто мање од 1 процентног поена у периоду од 2005. до 2017, док се преостали део реалне апрецијације може приписати осталим факторима, између осталог и расту цена које су административно контролисане. Потврђено постојање *Balassa-Samuelson*-овог ефекта у Србији делимично објашњава одсуство важења апсолутног ПКМ.

9.3. Курс динара и каматни диференцијал

С обзиром на значај курса динара у трансмисионом механизму и његовом преносном ефекту на кретање цена, НБС је каматном стопом индиректно настојала да утиче на његово кретање, што је сагласно режиму циљања инфлације, који подразумева да је каматна стопа централне банке основни инструмент монетарне политике. У зависности од правца и интензитета везе између референтне каматне стопе и курса, НБС ће подешавати каматну стопу ради постизања ценовне стабилности, при чему ће то подешавање каматне стопе утицати на кретање курса. Каква је природа и интензитет везе између референтне каматне стопе НБС и курса анализирамо у наставку.

Паритет покривених каматних стопа и паритет непокривених каматних стопа успостављају везу између кретања камате и курса. Као што смо видели, емпиријска истраживања генерално подржавају важење паритета покривених каматних стопа и одсуство важења хипотезе непокривених каматних стопа. Одсуство важења паритета непокривених каматних стопа нарочито је изражено код развијених земаља, код којих је повећање каматне стопе праћено апрецијацијом домаће валуте, док је код земаља у развоју повећање каматне стопе најчешће праћено слабљењем домаће валуте, при чему депрецијација домаће валуте често није тог интензитета да би подржала важење паритета непокривених каматних стопа.

Ако се пође од налаза *Frankel* и *Poonawala* (2010), најједноставнији доказ важења паритета покривених каматних стопа јесте постојање форвард тржишта девиза.²⁸⁵ Уколико покривени паритет каматних стопа није реализован, то значи да постоји стабилан простор за арбитражу која спречава постојање форвард тржишта. Непостојање релативно организованог и развијеног форвард тржишта у Србији довољан је доказ о одсуству важења паритета покривених каматних стопа. Неразвијено и нетранспарентно форвард тржиште, уз спорадичну употребу од стране привреде као инструмента заштите од ризика девизног курса, осим што указује на постојање могућности за арбитражу која спречава његов развој, указује и на то да на кретање

²⁸⁵ Frankel и Poonawala (2010), стр. 593.

курса, поред каматне стопе, свакако утичу и очекивања о његовом будућем кретању. Очекивања о кретању курса саставни су део хипотезе непокривених каматних стопа и ова хипотеза је инкорпорирана у краткорочни модел НБС за пројекцију инфлације,²⁸⁶ те даље истражујемо да ли овај паритет важи у случају Србије.

Уколико теорија непокривених каматних стопа важи, онда очекивани принос од држања једне валуте, а не друге, мора бити компензиран (изједначен) опортунитетним трошком држања средстава у тој валути наспрам друге валуте. Другим речима, домаћа каматна стопа мора бити већа од стране каматне стопе за износ који је једнак очекиваној депрецијацији домаће валуте. Постоје два основна начина на који се хипотеза тестира: први је да се тестира да ли девизни курс следи или не следи тзв. случајни ход. Емпиријски је пронађено да је за већину главних номиналних девизних курсева емпиријски тешко разликовати кретање курса од случајног хода. Други општи начин тестирања паритета непокривених каматних стопа јесте кроз регресиону анализу.

Како сугеришу *Flood* и *Rose* (2002), методом обичних најмањих квадрата оцењујемо следећи модел:²⁸⁷

$$\Delta s_{t+k} = \beta_0 + \beta_1(i_{t,k} - i_{t,k}^*) + \varepsilon_{t+k} \quad (9.3)$$

где је Δs_{t+k} реализована промена номиналног курса у периоду од t до $(t+k)$, $(i_{t,k} - i_{t,k}^*)$ јесте разлика између домаће и стране каматне стопе, а ε_{t+k} представља грешку предвиђања која произлази из очекивања. Да би био задовољен услов непокривених каматних стопа, потребно је доказати да су $\beta_0 = 0$ и $\beta_1 = 1$.

Истражује се важење хипотезе непокривених каматних паритета у периоду циљања инфлације, од септембра 2006. до децембра 2017. Изабрали смо референтне каматне стопе НБС и ЕЦБ као индикаторе за домаћу и страну каматну стопу, при чему смо се код избора домаће камате определили за просечну пондерисану камату НБС у операцијама на отвореном тржишту, будући да се од децембра 2012, због промене метода репо аукција, разликују референтна каматна стопа НБС и извршна репо стопа на аукцијама које организује НБС. Номинални курс динара је просечни месечни курс. Подаци о референтној каматној стопи НБС и просечном месечном курсу динара преузети су с веб-сајта НБС, а податак о референтној каматној стопи ЕЦБ с веб-сајта ЕЦБ. Просечни месечни курс динара изражен је у логаритму, а камате у номиналном изразу.

²⁸⁶ Ђукић, Момчиловић и Трајчев (2010), стр. 12.

²⁸⁷ Flood и Rose (2002), стр. 253.

Претходна провера стационарности варијабли није потврдила стационарност диференцијала каматних стопа што резултате доводи у питање. На основу добијене оцене горње једначине не можемо потврдити важење хипотезе паритета непокривених каматних стопа, будући да оцењен модел нема задовољавајућа својства, која ради илустрације у наставку приказујемо (Прилог 5.1):

$$\Delta s = -0.009341 + 0.005206(i - i^*)$$

$$(0.012895) \quad (0.001534)$$

$$[-0.724350] \quad [3.393670]$$

R-squared 0.079145

Durbin-Watson stat 0.104770

Prob(F-statistic) 0.000907

Основне слабости модела су низак степен објашњености варијација курса с диференцијалом каматних стопа, ниска *DW* статистика и вредности коефицијената β_1 много ближа 0 него 1, и поред позитивног знака и статистичке значајности. Спроведено тестирање хипотезе да су $\beta_0 = 0$ и $\beta_1 = 1$ одбачено је, чиме је и формално потврђено одсуство важења хипотезе непокривених каматних стопа.

Даља провера валидности хипотезе непокривених каматних стопа спроведена је проширењем наведеног модела укључујући још једну независну варијаблу, ризико премију мерену *EMBI* (*Emerging Market Bond Index*),²⁸⁸ Осим што је примећено да је предзнак испред каматног диференцијала промењен и сада негативан, ни наведени модел није имао задовољавајућа својства. Тестирање хипотезе да су $\beta_0 = 0$ и $\beta_1 = 1$ одбачено је чиме је одбачено и важење непокривених каматних паритета (Прилог 5.2).

Како су претходна два тестирана модела рађена с међугодишњим променама курса и годишњим нивоом каматних стопа, ради даље провере, извршили смо прерачун годишњих стопа на месечни ниво и у анализи посматрали месечне промене курса, с мером ризика и без мере ризика. Као и претходна два модела, својства оцењених модела с месечним променама курса показала су се незадовољавајућим. Упадљиво је да је и код оцене са укљученом ризико премијом предзнак испред каматног диференцијала негативан. Тестирање хипотезе да су $\beta_0 = 0$ и $\beta_1 = 1$ одбачено је, те закључујемо да нисмо нашли потврду валидности паритета непокривених каматних стопа.

Слабост наведених модела је последица нестационарности каматног диференцијала као објашњавајуће варијабле. Будући да је потврђена њена стационарност с првом диференцом, закључујемо да су номинални курс, диференцијал каматних стопа и

²⁸⁸ *EMBI* (*Emerging Market Bond Index*) представља меру ризика земље изражену у базним поенима, а добија се као разлика између приноса на доларске обвезнице емитоване и листиране на међународном тржишту од стране Републике Србије и обвезница исте рочности (уобичајено 10 година) емитованих од стране САД.

ризико премија истог реда интегрисаности (Прилог 5.3), што нам указује на могуће постојање коинтеграционе везе између њих. Даље провере валидности хипотезе непокривених каматних стопа вршимо провером стационарности резидуала из регресијом оцењене коинтеграционе везе између кретања курса и диференцијала каматних стопа (Прилог 5.4) и *Johansen*-овим тестом коинтеграције који је услов за даљу оцену модела коригованог грешком.

Нестационарност резидуала из регресијом оцењене коинтеграције (Прилог 5.5) између кретања курса и диференцијала каматних стопа није потврдила везу и заједничко кретање курса и диференцијала каматних стопа. На основу добијених резултата не можемо нити да потврдимо нити да оповргнемо валидност хипотезе непокривених каматних паритета.

На крају, проверили смо постојање заједничке везе у кретању девизног курса, диференцијала каматних стопа и ризико премије (*EMBI*) применом *Johansen*-овог теста коинтеграције. Критеријуми за избор оптималних доцњи сугеришу различите доцње (Прилог 5.6), према *SIC* оптимална доцња је два периода, док *AIC* сугерише четири доцње. Спроведен је *Johansen*-ов тест коинтеграције уз поштовање оба критеријума, и потврђено је постојање коинтеграционог вектора (Прилог 5.7). Добијене оцене за оба модела су релативно сличне, и разликују се само у магнитуди коефицијената, али не и у њиховом знаку. Стога ћемо приказати добијене резултате уз примену оба критеријума у оцени коинтеграционе везе. Добијена дугорочна коинтеграциона веза, утврђена *Johansen*-овим тестом, између курса, каматног диференцијала и ризико премије према *VECM(3)* има следећу форму (Прилог 5.10):

$$s = 4.157864 - 0.173311(i - i^*) + 0.004452(EMBI)$$

(0.03986)	(0.00091)
[4.34751]	[-4.89402]

Дугорочна веза између номиналног курса, диференцијала каматних стопа и ризико премије указује на то да не важи хипотеза непокривених каматних стопа, и да повећање диференцијала између домаће и стране каматне стопе утиче на апрецијацију домаће валуте, док повећање ризико премије утиче на депрецијацију домаће валуте.

Како би се сагледала краткорочна динамика и брзина прилагођавања дугорочној равнотежи извршена је оцена модела корекције грешком ка равнотежи (*VECM(3)*) (Прилог 5.10). Добијени резултати имају задовољавајућа својства, статистички су значајни и имају очекивани предзнак. Добијени резултат указује на то да се номинални девизни курс у свом кретању месечно коригује према дугорочној путањи за мање од

1%. Осим брзине којом се курс прилагођава својој дугорочној равнотежној вези, резултат нам указује на правац утицаја каматног диференцијала на кретање курса, као и на правац утицаја ризико премије у том прилагођавању. Повећање каматног диференцијала утиче на јачање, а повећање ризико премије утиче на слабљење домаће валуте. Сprovedено тестирање статистичког значаја заједничког утицаја каматног диференцијала и премије ризика потврдило је њихов статистички значај (Прилог 5.11), из чега произлази да виша домаћа каматна стопа у односу на страну каматну стопу утиче на јачање динара, док повећање премије ризика земље утиче на његово слабљење.

Резултати добијени за други оцењени модел су слични, добијена дугорочна коинтеграциона веза има следећу форму (Прилог 5.8):

$$s = 4.259435 - \underset{\substack{(0.03381) \\ [5.82493]}}{0.196920}(i - i^*) + \underset{\substack{(0.00069) \\ -7.32039]}{0.005071}(EMBI)$$

и показује да виша домаћа каматна стопа у односу на страну каматну стопу утиче на јачање динара, док повећање премије ризика утиче на слабљење динара.

Даље, како би се сагледала краткорочна динамика и брзина прилагођавања дугорочној равнотежи, извршена је оцена и овога модела корекције грешком ка равнотежи $VECM(1)$. Добијени резултати, приказани у Табели 9.2, имају задовољавајућа својства, статистички су значајни и имају очекивани предзнак (Прилог 5.9). Добијени резултат указује на то да се номинални девизни курс у свом кретању месечно коригује према дугорочној путањи за нешто више од 0,7%. Такође, резултат указује на статистички значајан утицај каматног диференцијала и премије ризика на кретање курса, при чему каматни диференцијал има предзнак супротан од очекиваног према паритету непокривених каматних стопа - виша домаћа камата утиче на јачање динара, а не на његово слабљење. Наведени резултат још једном указује на одсуство важења паритета непокривених каматних стопа. Поред тога, наведени резултат указује на значајан утицај премије ризика земље на кретање курса динара - повећање премије ризика резултира у депрецијацији динара, и обрнуто.

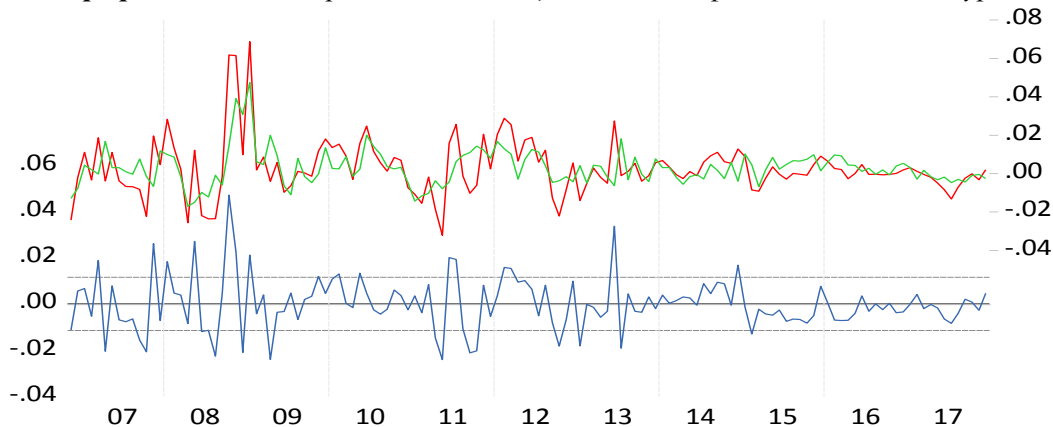
Табела 9.2: Оцена стопе раста номиналног курса динара на бази VECM(1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Error Correction Term	-0.007300	0.001913	-3.815.248	0.0002
Δs	0.151275	0.079307	1.907.459	0.0587
$\Delta(i - i^*)$	-0.008362	0.001836	-4.553.341	0.0000
$\Delta(\text{EMBI})$	0.000109	1.86E-05	5.833.009	0.0000
C	0.001805	0.001030	1.752.059	0.0821
R-squared	0.400769	Mean dependent var		0.002891
Adjusted R-squared	0.382188	S.D. dependent var		0.014657
S.E. of regression	0.011521	Akaike info criterion		-6,052714
Sum squared resid	0.017122	Schwarz criterion		-5,944586
Log likelihood	410,5319	Hannan-Quinn criter.		-6,008775
F-statistic	21,56898	Durbin-Watson stat		2,005401
Prob(F-statistic)	0.000000			

Извор: приказ аутора.

На основу спроведеног истраживања закључујемо да нисмо нашли доказе за важење паритета непокривених каматних стопа у Србији. Као додатни доказ за одбацивање хипотезе јесте наш налаз да је коефицијент уз диференцијал каматних стопа негативан, што је супротно теорији паритета непокривених каматних стопа. Основна импликација овог налаза јесте да валута с високом каматном стопом апрецира, што је супротно од смера који диктира паритет непокривених каматних стопа.

Графикон 9.5: Стварна и моделом оцењена стопа раста номиналног курса



— Residual — Stvarna stopa rasta nominalnog kursa — Ocenjena vrednost rasta nominalnog kursa

Извор: приказ аутора.

Наш налаз је сагласан с бројним налазима о неважењу хипотезе непокривених каматних стопа, о чему је више било речи у првом делу. У литератури²⁸⁹ се као могуће објашњење за неважење хипотезе непокривених каматних стопа наводи питање валидности претпоставке о ризико неутралним тржишним учесницима, као и питање валидности претпоставке да су очекивања рационална. Поред наведених објашњења,

²⁸⁹ Taylor, Mark P. (1995), стр. 16-18.

једно од најзаступљенијих објашњења за неважење паритета непокривених каматних стопа јесте трговина активама с различитим валутама (тзв. *carry trade*), у којој инвеститори експлоатишу разлике у каматним стопама, продају валуту с ниском каматном стопом и купују валуту с високом каматном стопом, тако да земља с високом каматном стопом генерише прилив шпекулативног капитала, у коме инвеститори, поред зараде од камате, очекују и принос по основу апрецијације валуте која носи вишу камату. Оно што карактерише ову трговину јесте ризик од промене девизног курса, тако да мале промене курса могу изазвати значајне губитке ако се инвеститори нису осигурали од ризика. Због тога инвеститори преферирају релативно стабилне услове и смањену неизвесност за ову врсту трговине, уколико је девизни курс веома волатилан, ова врста трговине се неће никада реализовати.²⁹⁰ Осим тога, ова врста трговине, иако преферира стабилне услове и стабилан курс, сама по себи изазива померања и флукуације курса, у условима прилива долази до јачања курса, а изненадни одлив изазван и самим вестима о погоршању макроекономских перспектива, изазива значајне депрецијацијске притиске.

Поред наведеног, једно од могућих објашњења неважења хипотезе непокривених каматних паритета јесте и то што је наше истраживање релативно специфично, јер се врши за релативно кратак, али турбулентан период, без довољно развијеног тржишта које би понудило дуже серије података о кретању релевантних динарских дугорочних каматних стопа које би се могле користити за тестирање у дужем временском периоду. Наиме, нека истраживања о валидности паритета непокривених каматних стопа ослањају се на дугорочне приносе на државни дуг и налазе потврду важења хипотезе непокривених каматних стопа за дугорочне каматне стопе.²⁹¹

Основне импликације одсуства валидности паритета непокривених каматних стопа за наше истраживање јесу:

- Супротно теорији непокривеног паритета каматних стопа, повећање референтне стопе НБС утиче на јачање динара, што је у складу са економском интуицијом и начином на који се генерално спроводи монетарна политика. Понашање и реакција монетарне политике централних банака у режиму циљања инфлације заправо се базира на одступању (неважењу) паритета непокривених каматних стопа.

- Нађени правац утицаја каматне стопе на кретање курса динара у спровођењу монетарне политике још једном је потврдио валидност канала трансмисије монетарне

²⁹⁰ Frankel и Poonawala (2010), стр. 586.

²⁹¹ Chinn и Meredith (2005), стр. 16.

политике, чиме је потврђен и значај референтне каматне стопе као основног инструмента НБС у режиму циљања инфлације.

- Кретање курса динара значајно је условљено и кретањем премије ризика (*EMBI*), што свакако утиче на реакцију монетарне политике кроз подешавање каматне стопе на начин да се њоме компензују промене премије ризика и задржи атрактивност улагања међународних инвеститора у динарску активу. Кретање премије ризика знатно је условљено укупном макроекономском ситуацијом у земљи и мера ризика коју смо ми користили у нашој анализи не укључује у себе девизни ризик, већ само ризик земље. Детаљније истраживање утицаја премије ризика на спровођење монетарне политике следи у наставку.

9.4. Курс динара и фискална политика

Теоријски утицај фискалне политике на курс зависи од режима девизног курса, отворености капиталног рачуна и утицаја на промене у ризику неизвршења обавеза, односно *default*-а.²⁹² У условима високе мобилности капитала, константне ризико премије земље и флексибилног режима девизног курса, фискална експанзија би требало да доведе, само привремено, до апрецијације курса. На другој страни, у условима ниске мобилности капитала експанзивна фискална политика утиче на повећање увоза и дефицита текућег рачуна, резултирајући депрецијацијом валуте. *Mundell-Fleming*-ов модел дат у првом делу приказује утицај фискалне и монетарне политике зависно од режима курса и отворености капиталног рачуна.

Алтернативно, утицај фискалне политике на кретање курса може се посматрати са аспекта фискалне теорије нивоа цена,²⁹³ која повезује одређивање цена са садашњом вредношћу интертемпоралног буџетског ограничења. Према овом ограничењу, садашња вредност будућих примарних суфицита буџета мора бити једнака вредности текућег јавног дуга. Постоје два механизма која омогућују задовољење буџетског ограничења. Први, у коме фискална политика не утиче на одређивање нивоа цена, већ фискални ауторитети прилагођавају примарни суфицит тако да се задовољи буџетско ограничење за сваку секвенцу нивоа цена (рикардијански режим). У другом механизму фискални ауторитети подешавају примарни суфицит независно од нивоа дуга и буџетски дефицит има доминанту улогу у детерминисању општег нивоа цена. У овом случају (нерикардијански режим), општи ниво цена је детерминисан владиним

²⁹² Zoli (2005), стр. 4-5.

²⁹³ Woodford (1994), Canzoneri at al. (1998)

потребама за отплатом дуга и прилагођава се тако да задовољи садашњу вредност буџетског ограничења. Проширење ове теорије на отворену привреду показује да је у нерикардијанском режиму фискална политика доминантна у одређивању и нивоа цена и курса.²⁹⁴ Емпиријска истраживања која су спроведена, базирајући се на овој теорији, покушавају да утврде релативни значај монетарне и фискалне политике на динамику девизног курса. Добијени резултати указују на релативно већу важност фискалне политике у одређивању и реалног и номиналног курса, од монетарне политике.²⁹⁵

Наша даља анализа примарно је усмерена на приказ и анализу фискалне политике у периоду спровођења циљања инфлације с намером да обухватимо ефекте интеракције такве фискалне и монетарне политике на кретање курса динара.

Један од предуслова за спровођење монетарне политике применом стратегије циљања инфлације јесте одсуство фискалне доминантности, док је успех у имплементацији циљања инфлације повезан с чврстом фискалном дисциплином.²⁹⁶ У традиционалном смислу, *Sargent* и *Wallace* (1981) фискалну доминантност описују као режим у коме фискална политика дефинише буџет независно од интертемпоралних буџетских ограничења,²⁹⁷ тако да фискална експанзија води монетизацији дефицита и вишој инфлацији. Феномен фискалне доминантности описују на следећи начин:²⁹⁸ у условима високог јавног дуга, када је реална стопа приноса на државне хартије већа од стопе привредног раста, поштравање монетарне политике смањењем монетарног раста у крајњем пре ће резултирати вишом него нижом инфлацијом, јер ће рестриктивна монетарна политика иницијално смањити емисиони приход и приморати државу да емитује додатни дуг, повећавајући дефицит, који ће се одразити на повећање стока јавног дуга и на крају резултирати захтевима за додатним повећањем емисионог прихода.

Међутим, за нашу анализу релевантно је разумевање на који начин присуство и функционисање фискалне доминантности у режиму циљања инфлације утиче на монетарну политику и кретање курса. Анализирајући искуство Бразила почетком 2000-их, *Blanchard* (2004) могући ефекат фискалне доминантности у режиму циљања

²⁹⁴ Canzoneri et al. (2000), стр. 25-27.

²⁹⁵ Chinn (1997), стр. 72-73.

²⁹⁶ Mishkin (2004), стр. 3.

²⁹⁷ Према интертемпоралном буџетском ограничењу, текућа реална вредност владиних нето обавеза по дефиницији мора бити једнака садашњој вредности дисконтованих будућих примарних суфицита буџета (приходи умањени за некапиталне расходе).

²⁹⁸ Sargent and Wallace (1981), стр. 2.

инфлације описује на следећи начин.²⁹⁹ Традиционално, централна банка која циља инфлацију реагује на вероватно повећање у будућој инфлацији повећањем каматне стопе. Међутим, уколико је у питању задужена земља, с релативно високим нивоом јавног дуга и у којој је ефекат преноса курса на цене висок, повећање забринутости страних инвеститора у одрживост јавног дуга може бити проузроковано и повећањем каматне стопе, и слабљењем домаће валуте. Повећана забринутост у одрживост јавног дуга праћена је смањеном заинтересованошћу инвеститора за куповином дуга државе што резултира захтевима инвеститора за вишим каматним стопама (приносима) како би се компензовао повећани ризик *default*-а. С друге стране, повећање у каматној стопи услед повећања ризика *default*-а покреће одлив капитала и проузрокује депрецијацију домаће валуте. У режиму циљања инфлације у описаним околностима, централна банка која повећава каматну стопу као одговор на потенцијално повећање инфлације и/или услед слабљења домаће валуте и њеног преносног ефекта на цене, суочена је с два проблема: прво, повећање у референтној стопи може бити сигнал тржишту „да је нешто кренуло лоше“, што може повећати ризик *default*-а и утицати на раст реалне каматне стопе на дуг државе и слабљење домаће валуте. Повећање реалне каматне стопе, односно повећање трошкова задужења државе, повећава терет сервисирања дуга, угрожавајући његову одрживост. Дакле, у тим околностима домаћа валута ће депрецирати и због значајног преносног ефекта курса на цене и имати инфлаторни утицај, приморавајући централну банку на нову реакцију повећањем каматне стопе, јер цене, уместо да падају после иницијалног повећања каматне стопе, расту због преносног ефекта курса на цене.

Као што смо видели у претходном делу, искуство Србије из деведесетих година добра је илустрација присутне фискалне доминантности када је буџетски дефицит финансиран монетизацијом од стране централне банке, с пратећом високом инфлацијом и депрецијацијом домаће валуте. Утицај фискалне политике на кретање курса динара у периоду од 2001. до усвајања циљања инфлације 2006. отежано је анализирати из више разлога: пре свега зато што су тај период обележили реформа фискалног система, приватизација и доминантно финансирање буџетског дефицита приватизационим приходима; регулисање унутрашњих дугова и дуга по основу девизне штедње грађана, репрограмирање и отпис дела спољног дуга као резултат успешно окончаног програма с ММФ-ом; непостојање тржишта новог државног дуга на коме би

²⁹⁹ Blanchard (2004), стр. 16.

се валоризовала цена дуга државе; монетарна политика усмерена доминантно на таргетирање курса динара, без дефинисане каматне стопе као основног инструмента монетарне политике и услед тога одсуства јасне везе између кретања курса динара и каматне стопе; задуживања банака и приватног сектора у иностранству и по том основу значајан прилив капитала, док су страни инвеститори били једино присутни као купци државног дуга (обвезница) по основу старе девизне штедње, који је био деноминован у еврима.

Генерално посматрано, утицај фискалне политике на кретање номиналног курса динара може се анализирати са аспекта учешћа јавне потрошње у БДП-у и висине буџетског дефицита и њиховог индиректног утицаја преко агрегатне тражње, кретања увоза и текућег рачуна платног биланса, али и преко кретања капиталног дела платног биланса, који обухвата портфолио инвестиције проистекле из прилива/одлива капитала по основу куповине/продаје емитованог државног дуга.

Утицај фискалне политике на кретање курса динара након увођења циљања инфлације анализираћемо примарно с намером да проверимо присуство фискалне доминантности у режиму циљања инфлације. Период од усвајања циљања инфлације до краја 2017. карактерише релативно висока мобилност капитала и током појединих потпериода квалитативно различите карактеристике фискалне политике, што нас је мотивисало да проверимо утицај фискалне политике на монетарну политику у режиму циљања инфлације, пре свега са аспекта фискалне доминантности.

Табела 9.3: Преглед основних макроекономских показатеља, 2005-2017

	2005.	2006.	2007.	2008.	2009.	2010.	2011.	2012.	2013.	2014.	2015.	2016.	2017.
Републички буџетски суфицит/дефицит (у % БДП-а) ⁴	0,5	-1,7	-1,6	-1,7	-3,2	-3,4	-4,0	-5,9	-5,2	-6,3	-2,8	-0,2	0,8
Консолидовани фискални резултат (у % БДП-а) ⁴	1,2	-1,5	-1,9	-2,6	-4,4	-4,6	-4,8	-6,8	-5,5	-6,6	-3,7	-1,3	1,2
Јавни дуг Републике Србије (централни ниво државе, у % БДП-а)	50,2	35,9	29,9	28,3	32,8	41,8	45,4	56,2	59,6	70,4	74,7	71,9	61,5
Потрошачке цене (у % у односу на исти месец претходне године) ²	17,7	6,6	11	8,6	6,6	10,3	7	12,2	2,2	1,7	1,5	1,6	3,0
Курс динара према евра (просек у периоду)	83,0	84,1	80,0	81,4	94,0	103,0	102,0	113,1	113,1	117,3	120,7	123,1	121,3
Промена просечног курса динара, у %, (-деп, + ап)	-12,4	-1,3	5,2	-1,8	-13,3	-8,8	1,1	-9,9	0,0	-3,6	-2,8	-1,9	1,5
Курс динара према евра (крај периода)	85,5	79,0	79,2	88,6	95,9	105,5	104,6	113,7	114,6	121,0	121,6	123,5	118,5
Промена курса динара, у %, (-деп, + ап)		8,2	-0,3	-10,6	-7,6	-9,1	0,8	-8,0	-0,8	-5,2	-0,5	-1,5	4,2
Девизне резерве НБС (у млн евра)	4.922	9.020	9.634	8.162	10.602	10.002	12.058	10.915	11.189	9.907	10.378	10.205	9.962
Извоз робе и услуга (у млн евра) ³	5.329	6.948	8.110	9.583	8.043	9.515	11.145	11.469	13.937	14.451	15.728	17.385	19.330
- стопа раста у % у односу на претходну годину	19,1	30,4	-	18,2	-16,1	18,3	17,1	2,9	21,5	3,7	8,8	10,5	11,2
Увоз робе и услуга (у млн евра) ³	9.612	11.970	15.468	18.267	13.099	14.244	16.487	16.992	17.782	18.096	18.643	19.597	22.365
- стопа раста у % у односу на претходну годину	0,7	24,5	-	18,1	-28,3	8,7	15,7	3,1	4,7	1,8	3,0	5,1	14,1
Салдо робе и услуга (у млн евра)	-4.283	-5.022	-7.358	-8.684	-5.056	-4.729	-5.341	-5.523	-3.845	-3.645	-2.915	-2.212	-3.035
у % БДП-а	-20,3	-20,6	-25,0	-25,8	-16,5	-15,9	-16,0	-17,4	-11,2	-10,9	-8,7	-6,4	-8,2
Текући рачун платног биланса ³ (у млн евра)	-1.778	-2.356	-5.474	-7.125	-2.032	-2.037	-3.656	-3.671	-2.098	-1.985	-1.234	-1.075	-2.090
у % БДП-а	-8,4	-9,6	-18,6	-21,2	-6,6	-6,8	-10,9	-11,6	-6,1	-6,0	-3,7	-3,1	-5,7
Зараде (просечне за период, у еврима) ⁸	210	258	347	402	338	332	372	366	388	380	368	374	384
БДП (у млн евра) ⁵	21.103	24.435	29.452	33.705	30.655	29.766	33.424	31.683	34.263	33.319	33.491	34.617	36.795

Извор: приказ аутора на бази података и извештаја с веб-сајта НБС.

Провера хипотезе фискалне доминантности, како је дефинисао *Blanchard* (2004), у Србији подразумева да утврдимо да ли ће повећање реалне каматне стопе утицати на јачање реалног курса динара или на његово слабљење. Традиционални канал подразумева да ће на повећање каматне стопе курс реаговати јачањем, док присуство фискалне доминантности значи да ће на повећање каматне стопе, уместо јачања, уследити слабљење домаће валуте.

Наша анализа се највећим делом ослања на рад *Blanchard*-а (2004), који у периоду од јануара 1999. до јануара 2004. анализира феномен фискалне доминантности у Бразилу, који је током тог периода, као и Србија, био у режиму циљања инфлације с флексибилним курсом. Укратко, полази се од тога да у условима високог дуга државе, високе ризико аверзије страних инвеститора, или високог учешћа девизног дуга у

јавном дугу може довести до депрецијације валуте као одговор на повећање каматне стопе. Анализа и емпиријска провера наведеног механизма подразумева теоријски оквир који је развио *Blanchard* (2004), а који обухвата ове ефекте кроз два модела, модел који описује токове капитала и модел који описује динамику дуга и ризик *default*-а.³⁰⁰

Први модел, који ћемо и ми анализирати, истражује ефекат премије ризика земље и домаће и стране каматне стопе на реални курс динара кроз канал токова капитала. Модел од кога полазимо, а који анализира (*Blanchard*, 2004) има следећу полулогаритамску форму.³⁰¹

$$\log e = a - b(r - r^*) + c(p\emptyset^*) + u_\epsilon \quad (9.4)$$

где је e реални девизни курс, r домаћа реална каматна стопа, r^* страна реална каматна стопа, $(p\emptyset^*)$ ризико премија која представља производ вероватноће *default*-а и степена ризико аверзије страних инвеститора, док је u_ϵ случајна грешка.

Анализа утицаја фискалне политике кроз канал токова капитала током овог периода требало би да обухвати ефекте фискалне политике на реакцију (повећање каматне стопе) монетарне политике и кретање курса кроз два ефекта: директан ефекат повећања каматне стопе на курс и индиректан, кроз реакцију премије ризика на промене макроекономских перформанси и утицај на курс, будући да би повећање каматне стопе централне банке у условима релативно високог јавног дуга државе требало да подразумева повећање вероватноће *default*-а и смањење апетита инвеститора за домаћим дугом, што се у целини одражава на повећање ризико премије мерене *EMBI*, изазивајући одлив капитала и слабљење домаће валуте.

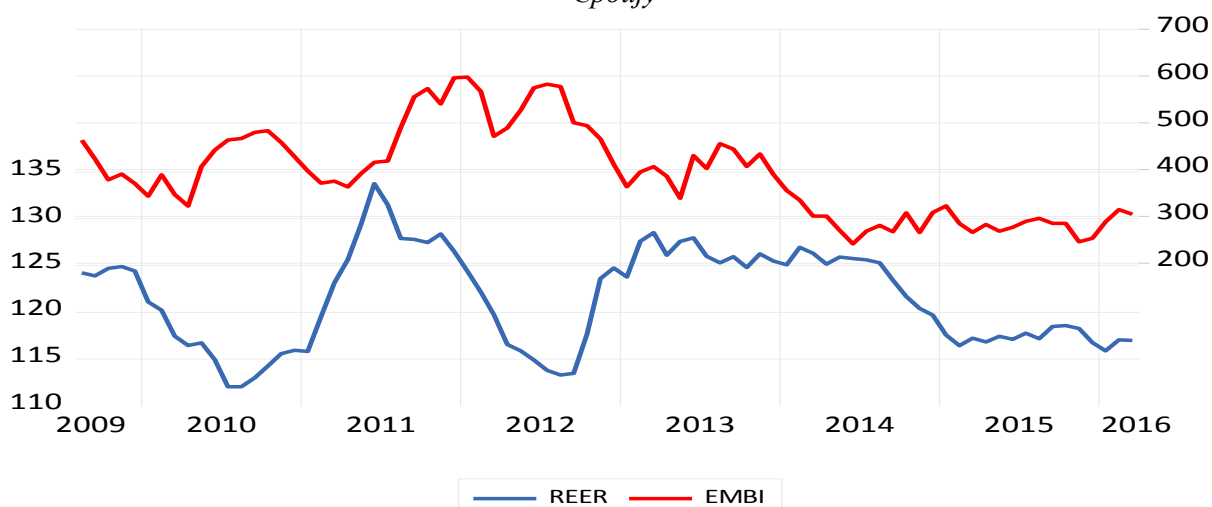
Наведени модел у нашој даљој анализи прилагодили смо на начин да користимо реални ефективни курс динара, где повећање значи апрецијацију, а смањење депрецијацију. Даље, као меру $(p\emptyset^*)$ ризико премије користимо *EMBI*, који има снажну везу с реалним ефективним курсом динара (Графикон 9.6), при чему је валидност употребе *EMBI* као мере ризика потврдио и *Blanchard* (2004) у наведеној анализи,³⁰² што указује на то да се ризик земље мерен *EMBI* састоји од две компоненте, вероватноће *default*-а и ризико аверзије страних инвеститора. Веза између кретања *EMBI* и реалног ефективног курса приказана на следећем графикону указује на постојање индиректног утицаја фискалне политике на кретање реалног девизног курса.

³⁰⁰ Blanchard (2004), стр. 4-16.

³⁰¹ Ibid., стр. 21.

³⁰² Ibid., стр. 16-18.

Графикон 9.6: Кретање реалног ефективног курса динара и премије ризика (EMBI) за Србију



Извор: прерачун и приказ аутора на бази података с веб-сајта НБС.

У нашој анализи, као меру домаће реалне каматне стопе користимо просечну месечну референтну каматну стопу НБС у операцијама на отвореном тржишту кориговану за очекивану инфлацију за годину дана унапред. За референтну каматну стопу определили смо се услед непостојања довољно дуге серије података о каматним стопама на аукцијама државних хартија од вредности, које су према расположивим подацима највећим делом пратиле кретање референтне камате. За меру стране реалне каматне стопе користимо референтну каматну стопу ЕЦБ кориговану за инфлацију, при чему смо као меру очекиване инфлације узели претходну просечну шестомесечну инфлацију у ЕУ, што је поступак који оправдава и користи *Blanchard* (2004).³⁰³ Како би се искључили непосредни ефекти светске кризе, наша анализа обухвата период од почетка 2010. до краја 2015, који би требало да нам послужи за анализу ефеката фискалне политике на кретање курса. Подаци о реалном ефективном курсу динара, очекиваној инфлацији, референтној каматној стопи НБС и премији ризика земље (*EMBI*) преузети су с веб-сајта НБС, док су подаци о референтној каматној стопи ЕЦБ и инфлацији преузети са веб-сајта ЕЦБ. Коришћени су месечни подаци, за кретање референтне камате НБС узета је просечна камата у операцијама током месеца, а за *EMBI* је узет просек за месец, док је за каматну стопу ЕЦБ узета важећа каматна стопа (крајем) сваког месеца. Сви коришћени подаци су у логаритму.

Проверу постојања фискалне доминантности у Србији током наведеног периода вршимо оцењујући следећу једначину:

$$reer = \beta_1 + \beta_2(r - r^*) + \beta_3(EMBI) + \varepsilon \quad (9.5)$$

³⁰³ Blanchard (2004), стр. 23.

где је $reer$ реални ефективни курс изражен у логаритму, r реална каматна стопа НБС изражена у логаритму, r^* реална каматна стопа ЕЦБ изражена у логаритму, $EMBI$ премија ризика земље изражена у логаритму, док ε обухвата дејство свих осталих фактора. У складу са стандардном макроекономијом за отворену привреду, очекује се да β_2 има позитиван предзнак, јер ће виша релативна домаћа реална каматна стопа изазвати прилив капитала и реалну апрецијацију домаће валуте. За β_3 се очекује да има негативан знак, јер ће већи ризик земље изазвати одлив капитала који ће резултирати у реалној депрецијацији. Дакле, канал токова капитала функционише у складу са стандардним каналом кроз који монетарна политика утиче на девизни курс и води реалној апрецијацији: повећање каматне стопе ће уз дати ризик земље изазвати прилив капитала и реалну апрецијацију домаће валуте. Уколико то није случај, значи да хипотеза фискалне доминантности важи и да њено функционисање узрокује реалну депрецијацију.

Коинтеграционом анализом применом обичних најмањих квадрата утврђена је веза између реалног ефективног курса динара, диференцијала реалних каматних стопа у Србији и ЕУ и премије ризика за Србију мерене $EMBI$ (Прилог 6.1). Спроведено тестирање теста јединичног корена за резидуал потврдило је његову стационарност (Прилог 6.2) и тиме постојање коинтеграционе везе у следећој форми:

$$reer = 4.934758 + 1.661178 (r - r^*) - 0.121395 (EMBI) + \varepsilon$$

(0.399520)	(0.094920)
$[4.157930]$	$[-3.323229]$

$R\text{-squared } 0.200690$ $Durbin\text{-Watson } stat 0.248802$ $Prob(F\text{-statistic}) 0.000440$

Оцењени коефицијенти имају очекивани знак и статистички су значајни. Повећање у релативној реалној каматној стопи генерише прилив капитала изазивајући апрецијацију реалног ефективног девизног курса, док повећање ризика земље провоцира одлив капитала и депрецијацију реалног ефективног курса.

Висок коефицијент уз диференцијал реалних каматних стопа, осим што указује на значај реалне камате на утицај на токове капитала, додатно нас мотивише да проверимо појединачно својство и реалне каматне стопе НБС, и реалне каматне стопе ЕЦБ, али и да проверимо налаз претходног модела. Стога смо оценили и следећи модел:

$$reer = \beta_1 + \beta_2 r + \beta_3 r^* + \beta_4 EMBI + \varepsilon \quad (9.6)$$

у коме би предзнак за домаћу реалну каматну стопу требало да буде позитиван, а уз страну реалну каматну стопу и премију ризика негативан.

Спроведена процедура провере постојања коинтеграције применом најмањих квадрата и провером стационарности резидуала потврдила је постојање коинтеграционе зависности између кретања реалног ефективног девизног курса, домаће реалне каматне стопе, стране реалне каматне стопе и премије ризика (Прилог 6.3 и Прилог 6.4).

Добијена веза је следећа:

$$reer = 4.966171 + 1.077692 r - 3.515240 r^* - 0.141405 \varepsilon$$

(0.470293)	(0.926358)	(0.926358)
[4.157930]	[-3.323229]	[-3.323229]

R-squared 0.254029 *Durbin-Watson stat* 0.254283 *Prob(F-statistic)* 0.000164

Оцењени коефицијенти имају очекивани знак и статистички су значајни. Повећање у домаћој реалној каматној стопи преко канала токова капитала изазива апрецијацију реалног ефективног девизног курса, док повећање стране реалне каматне стопе има супротан (очекивани) ефекат и изазива депрецијацију реалног ефективног курса динара, будући да се страни инвеститори мотивисани профитом повлаче с домаћег тржишта, изазивајући одлив и депрецијацију реалног ефективног курса. Коефицијент уз ризик земље је негативан и приближно истог реда величине као код претходног модела, што потврђује да, генерално посматрано, повећање ризика земље провоцира одлив капитала и последично депрецијацију реалног ефективног курса.

Позитиван знак уз диференцијал реалних каматних стопа у првој оцењеној једначини, уз његов статистички значај и уз његову величину, указује на то да је директан ефекат камате на кретање курса јачи од индиректног ефекта који произлази из токова капитала, чиме не можемо потврдити постојање фискалне доминантности у Србији у посматраном периоду.

Одсуство фискалне доминантности, како је дефинисао *Blanchard* (2004), потврђује добијени налаз и не намеће потребу за даљом детаљнијом провером и економетријском оценом функционисања канала динамике јавног дуга и ризика *default*-а, те га стога нећемо тестирати. Међутим, за нас је релевантан налаз у претходном моделу да је његов утицај у складу с теоријским оквиром, јер је његов предзнак негативан, чиме је потврђено да повећање ризика земље повећава одлив и изазива депрецијацију реалног курса, те ћемо само укратко указати на импликације овога налаза.

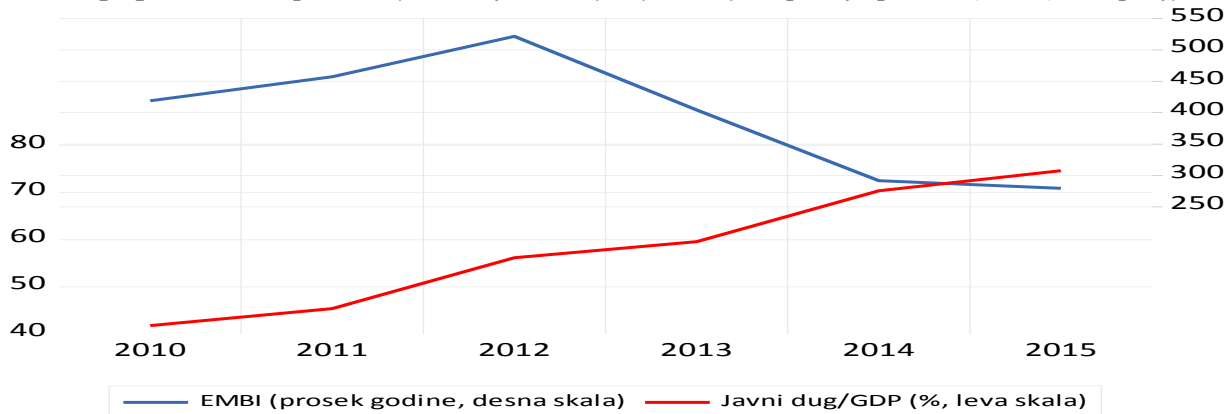
Наиме, ризик земље дат је као производ вероватноће *default*-а и аверзије страних инвеститора према улагању у активу земље, који смо у анализи посматрали обједињено кроз кретање *EMBI*. Међутим, појединачно посматрано, вероватноћа *default*-а зависи од макроекономских кретања и перспектива привреде, али примарно и највише од нивоа јавног дуга и очекиване динамике јавног дуга, тако да приближавање дуга нивоу који

инвеститори оцене као неодржив повећава вероватноћу *default*-а и утиче на одлив капитала и депрецијацију валуте, што, уз истовремено повећање аверзије према ризику, додатно појачава дејство канала токова капитала на кретање курса.

Импликација овог налаза за спровођење економске политике земље јесте двојако и односи се и на монетарну и на фискалну политику. Наиме, овај налаз још једном потврђује утицај који токови капитала и премија ризика имају на кретање курса и последично реакцију коју НБС предузима повећавајући референтну каматну стопу као одговор на повећање премије ризика. Овај налаз је сагласан с претходним истраживањем валидности хипотезе непокривених каматних стопа, где је пронађено да раст премије узрокује депрецијацију динара. За фискалну политику овај налаз даље оправдава потребу одржавања нивоа дуга на нивоима испод стандардног критеријума од 60% БДП-а, и свођење на законом дефинисаних 45%, чиме ће се индиректно утицати на укупну премију ризика земље и цену задуживања државе.

Наредни Графикон 9.7 приказује кретање *EMBI* и учешћа јавног дуга, и приметно је да је у првим годинама, истовремено с растом јавног дуга, растао и ризик земље, те да се заокрет у кретању ризика назире тек након 2012, што је, поред глобалног смањења ризика, узроковано и започетим разговорима с ММФ-ом о новом програму фискалне консолидације, који је почетком 2015. и формално потврђен, чиме је било повраћено поверење инвеститора и последично смањење ризика *default*-а земље. То је уједно и један од разлога одсуства фискалне доминантности током посматраног периода. Поверење инвеститора ојачано програмом с ММФ-ом утицало је на смањење премије ризика. Други разлог за одсуство фискалне доминантности јесте и начин финансирања дефицита у току посматраног периода, јер се у току 2012. и 2013, у условима повећане ликвидности на међународним тржиштима, високи дефицит буџета у тим годинама доминантно финансирао емисијом обвезница на међународном тржишту, а у мањем делу на домаћем тржишту, на коме је примарно требало да се испољи ефекат фискалне доминантности. Уз то, учешће динарског дуга у укупном дугу државе још увек је релативно мало и износи око 20%, док је за време кризе у Бразилу учешће дуга у домаћој валути износило око 50%.

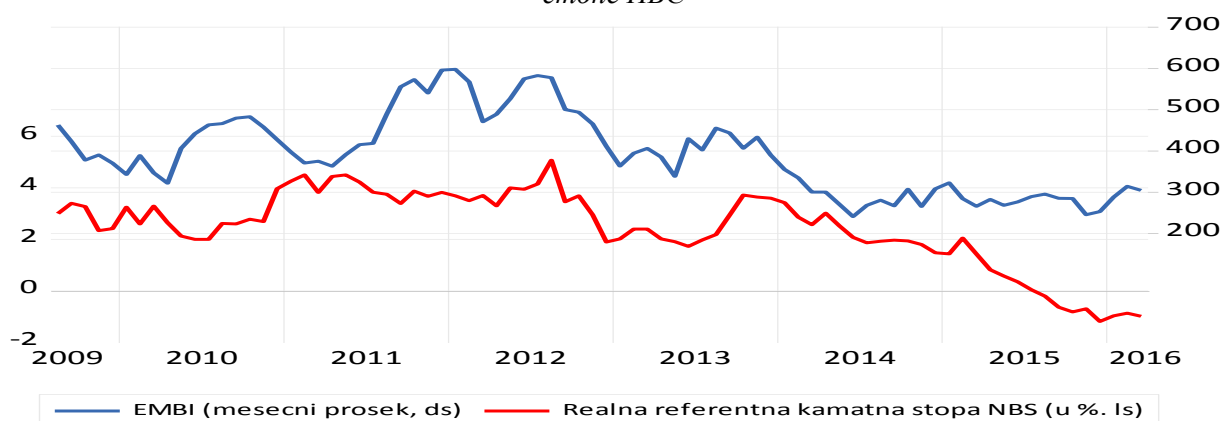
Графикон 9.7: Кретање учешћа јавног дуга у БДП-у и премија ризика (EMBI) за Србију



Извор: приказ аутора на бази података с веб-сајта НБС.

На крају, свакако један од пресудних разлога зашто је током посматраног периода реакција курса на промене референтне стопе била у складу са стандардним теоријским оквиром, јесте понашање НБС и реакција монетарне политике. Наиме, током наведеног периода, НБС је на повећање премије ризика реаговала повећањем референтне каматне стопе, што се одразило и на кретање реалне каматне стопе. Наредни Графикон 9.8 нам приказује кретање реалне референтне каматне стопе НБС, рачунате као разлика између просечне месечне камате и очекиване инфлације за наредну годину дана и премије ризика. Током целог посматраног периода приметно је да је повећање ризико премије углавном праћено (са извесном доцњом) повећањем реалне камате, при чему је у току 2012, када је опасност од настанка кризе јавног дуга била најизраженија, реална камата повећана са испод 4% на око 5,5%. Иако индиректно, кретање реалне камате и ризико премије указује на значај који токови капитала имају на реакцију монетарне политике, будући да свако повлачење инвеститора с домаћег тржишта врши депрецијацијске притиске, који се у каснијој фази преносе на инфлацију.

Графикон 9.8: Кретање премије ризика (EMBI) за Србију и реалне референтне каматне стопе НБС



Извор: прерачун и приказ аутора на бази података с веб-сајта НБС.

Међутим, и поред одсуства фискалне доминантности, утицај фискалне политике у целом периоду спровођења циљања инфлације био је значајан. Од усвајања циљања инфлације до 2014. експанзивна фискална политика углавном је имала снажан инфлаторни утицај, директно утичући преко повећане агрегатне тражње на цене, и индиректно, јер се део повећане агрегатне тражње пренео на екстерну неравнотежу кроз повећани увоз, који се одражавао на повећање дефицита текућег рачуна, и на последичне притиске на слабљење динара. На експанзивну фискалну политику централна банка је углавном реаговала повећањем рестриктивности монетарне политике, делимично умањујући негативне ефекте фискалне политике, али не успевајући да их у потпуности отклони. Међутим, од 2015. до краја 2017, с фискалном консолидацијом и оштром редукацијом дефицита, затим креирањем суфицита буџета и заустављањем раста јавног дуга, монетарној политици је први пут рестриктивна фискална политика креирала простор за значајну релаксацију. У истом периоду, смањење референтне стопе НБС за 450 базних поена, са 8% с почетка 2015. на 3,50% годишње крајем 2017, уз истовремено одржавање инфлације на ниском и стабилном нивоу, указује на то колико је „моћна“ фискална политика, али нам индиректно указује и колико је „немоћна“ монетарна политика у периоду експанзивне фискалне политике. Осим значајног утицаја на интерну (не)равнотежу, фискална политика значајно утиче и на екстерну (не)равнотежу, која се у наредном делу анализира с платнобилансног аспекта.

9.5. Курс динара, платни биланс и мобилност капитала

Током целог периода од увођења режима руковођено пливајућег курса динара, поред утицаја мера монетарне политике, његово кретање је било под значајним

директним утицајем токова капитала и индиректним утицајем фискалне политике, који се огледао како кроз задуживање државе и по том основу токове капитала, тако и кроз утицај фискалне политике на агрегатну тражњу и спољнотрговински дефицит.

У првим годинама политика готово фиксног номиналног курса резултирала је реалном апрецијацијом и растом текућег дефицита. Промена политике курса и таргетирање реалног курса током наредних година делимично је успела да успори раст спољнотрговинске неравнотеже, али је, с друге стране, због ефекта курса на цене, резултирала растом инфлације, која је достигла 17,7% у 2005. Од почетка 2006. постоји повећана флексибилност курса и његово кретање, уз мере монетарне политике, доминантно је било одређено токовима капитала, страним директним инвестицијама и задуживањем у иностранству, прво само банака, а касније и предузећа, што је, уз експанзију кредитне активности, утицало на раст дефицита спољнотрговинске размене и дефицита текућег рачуна, који је 2008. био преко 20% БДП-а. С наступањем светске кризе, дошло је до изненадног застоја у приливу капитала, а недуго и до реверзног процеса – одлива капитала са снажним депрецијацијским притисцима и оштром редукцијом дефицита текућег рачуна на мање од 7% БДП-а у 2009.

До наступања кризе, утицај фискалне политике на курс био је умерен, уз релативно низак дефицит буџета и низак ниво дуга, али је наступање кризе праћено повећањем буџетске потрошње, која је почела да се финансира, уместо до тада приватизационим приходима, задуживањем на домаћем тржишту, због чега је дошло до ефекта истискивања приватног сектора и преусмеравања кредитне активности банака на пласмане у државне дужничке инструменте, уз истовремено повећање заинтересованости страних инвеститора и по том основу прилива страног капитала. Раст буџетског дефицита утицао је делимично на поновно повећање текућег дефицита, уз повећану осетљивост курса на токове капитала. Реакција монетарне политике, пре свега њена политика референтне каматне стопе и интервенција на девизном тржишту, на оваква кретања од 2006. до средине 2013. била је, са изузетком ретких и краткотрајних периода, повећање рестриктивности, било повећањем референтне стопе, било интервенцијама НБС (и повлачење динарске ликвидности) на девизном тржишту. Од средине 2013. до краја 2017. монетарна политика је смањивала (повећавала) своју рестриктивност (експанзивност), при чему је то смањење (повећање) нарочито интензивирано са успешном редукцијом буџетског дефицита, заустављањем и убрзо и падом учешћа јавног дуга у БДП-у.

Mundell-Fleming-ов модел одређивања курса презентован у првом делу анализира и утицај монетарне и фискалне политике у условима различитог степена мобилности капитала, као и различитих режима курса. Услед тога ћемо посматрати платни биланс, односно спољнотрговински (или шире, текући) и капитални део платног биланса, будући је веза између кретања ова два сегмента платног биланса и курса динара специфична.

С обзиром на отвореност наше привреде и високу мобилност међународних капиталних токова³⁰⁴ током посматраног периода, кретање динара у посматраном периоду било је под снажним утицајем токова капитала. У периодима прилива капитала курс је углавном јачао, и обрнуто, у периодима одлива капитала слабио, при чему је то слабљење делимично неутралисано реакцијама монетарне политике, повећањем каматне стопе и интервенцијама на девизном тржишту. Готово да постоји општа сагласност, и у теорији и у пракси, да су у кратком року токови капитала доминантан фактор који утиче на кретање курса. Један од периода који свакако потврђује ову везу јесте кретања курса од почетка 2006. до наступања кризе у јесен 2008, када је курс знатно номинално апрецирао, услед знатног прилива капитала из иностранства, а након тога, услед супротних кретања и одлива капитала у наредним годинама, био под сталним депрецијацијским притисцима.

Осим наведене везе између кретања курса и токова капитала, овај период открива још једну специфичност, а то је немогућност монетарне политике да ефикасно утиче на токове капитала. НБС је током целог овога периода покушавала да својим инструментима и мерама ограничи прилив капитала, директним инструментима – повећавајући стопу обавезне резерве на чак 60% на задуживање банака у иностранству, а индиректним – уводећи ограничења за кредитну активност банака према становништву прописивањем лимита између обима кредита становништву и сопственог капитала. Међутим, све наведене мере нису биле у стању да зауставе прилив, извесно је био успорен, али не довољно да НБС не реагује повећањем референтне каматне стопе, што је додатно мотивисало прилив капитал из иностранства. И обрнуто, НБС није успела да спречи одлив капитала с наступањем светске кризе, реакција монетарне политике повећањем референтне стопе на чак 17,75% у последњем кварталу 2008. није успела да спречи нити одлив капитала нити депрецијацију динара.

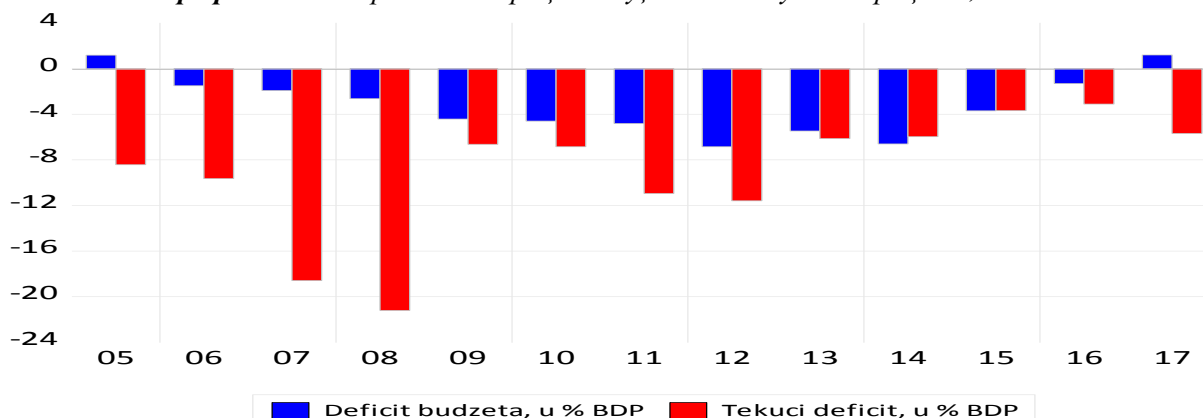
³⁰⁴ Мисли се пре свега на портфолио токове, дужничке инструменте, а не на стране директне инвестиције које су власнички капитал и чији токови нису директно повезани са каматном стопом.

Утицај монетарне и фискалне на кретање курса, осим преко капиталног дела платног биланса, огледа се и кроз спољнотрговински (текући) биланс, при чему је веза између кретања курса и кретања спољнотрговинске активности мање очигледна у кратком року, с доцњом и много комплекснија од везе између кретања курса и токова капитала. Такође, утицај монетарне и фискалне политике на спољнотрговинска кретања комплексан је и мање видљив од утицаја камате на токове капитала.

Према стандардном *ISLM* моделу за отворену привреду, у режиму флексибилног курса, фискална експанзија повећава реалну каматну стопу и води ка номиналној апрецијацији домаће валуте. Уз претпостављено номинално спорије прилагођавање цена, ово се преноси у реалну апрецијацију и смањење међународне конкурентности домаће привреде, с крајњим ефектом на погоршање спољнотрговинског биланса кроз редукацију нето извоза. Графикон 9.9 приказује кретање буџетског дефицита и дефицита текућег рачуна. Иако смо свесни да је кретање текућег дефицита условљено већим бројем различитих фактора, а не само буџетском потрошњом, наша анализа настоји да провери постојање генералне законитости о утицају фискалне политике на нето извоз, онако како то теорија предвиђа.

Иако у целом периоду веза између дефицита буџета и текућег дефицита није очигледна, веза постаје видљивија и јаснија у периоду 2009-2012, када се може уочити да је повећање дефицита буџета праћено повећањем текућег дефицита. Наиме, чини нам се да веза није линеарна на нижим нивоима дефицита, што је био случај углавном у периоду до 2009, те не можемо успоставити јасну везу између кретања дефицита буџета и текућег дефицита. Међутим, од 2009. до 2012, с достизањем нивоа буџетског дефицита од 4% и његовим задржавањем на том нивоу или даљим растом, повећање дефицита буџета праћено је повећањем текућег дефицита. Смањење дефицита буџета од 2013. до 2016. углавном је било праћено тенденцијом смањења текућег дефицита. Остварени суфицит буџета у 2017. праћен је повећањем текућег дефицита, али је ниво текућег дефицита знатно нижи од нивоа дефицита из 2005, када је буџет такође остварио суфицит. Наведено кретање, осим што илуструје утицај буџетске потрошње на спољнотрговинску динамику, сагласно је с теоријским поставкама и емпиријским налазима о „близанацким“ дефицитима, указује и да на кретање дефицита текућег рачуна утичу и још неки други фактори. Свакако, један од значајних фактора јесте монетарна политика преко утицаја на кретање номиналног курса динара.

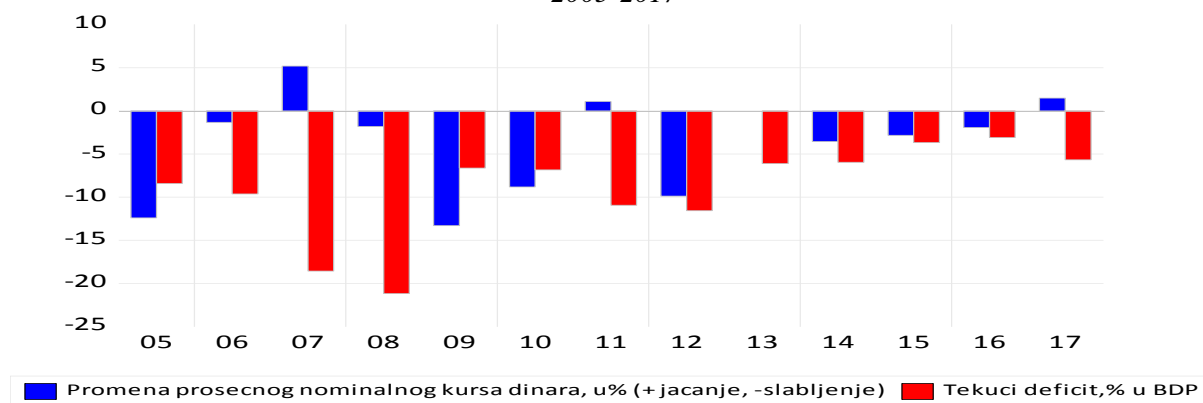
Графикон 9.9: Кретање дефицита буџета и текућег дефицита, 2005-2017



Извор: прерачун и приказ аутора на бази статистичких података с веб-сајта НБС.

На Графикону 9.10 приказано је кретање текућег дефицита и годишњих промена просечног номиналног курса динара.³⁰⁵ Иако релативно симплификован, наведени приказ указује на једну суштинску важну законитост у посматраном периоду: у години у којој је просечни номинални курс динара ојачао погоршан је дефицит текућег рачуна у односу на ниво текућег дефицита из претходне године. Иако не можемо да извучемо очигледан закључак о ефекту слабљења курса на кретање дефицита, први закључак је очигледан и недвосмислен - јачање курса динара погоршава текући дефицит.

Графикон 9.10: Кретање промена просечног номиналног курса динара и текућег дефицита, 2005-2017



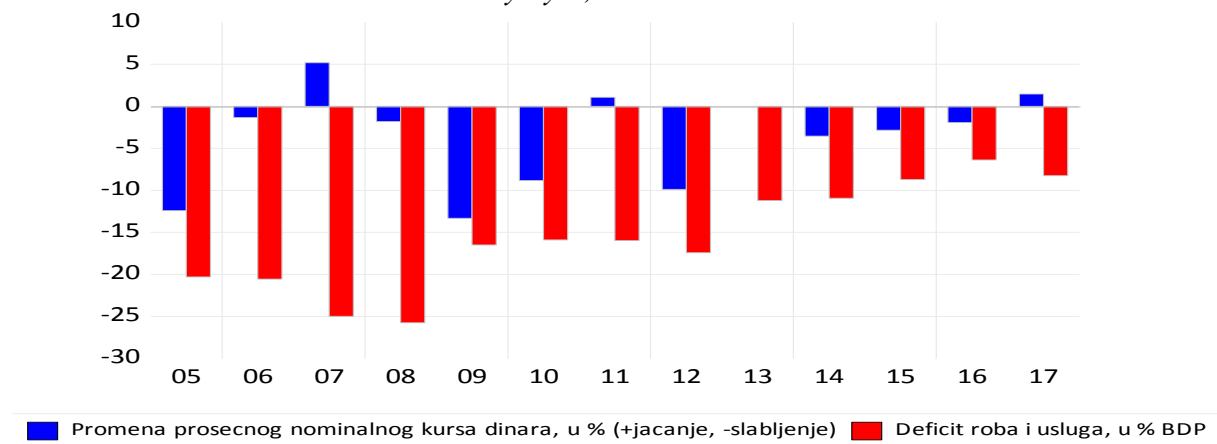
Извор: прерачун и приказ аутора на бази статистичких података с веб-сајта НБС.

С обзиром на важност и импликације постојећег закључка, о погоршању текућег дефицита у годинама у којим је динар ојачао, извршили смо његову даљу проверу, тако што смо сада посматрали само спољнотрговински биланс, биланс робе и услуга, како бисмо искључили остале ставке које обухвата дефицит текућег рачуна, а које могу да замагле кретање и упуте на погрешан закључак. Спроведена провера је потврдила наш претходни налаз и закључак: у години у којој је просечни номинални курс динара

³⁰⁵ Просечни номинални курс за годину добијен као просек дневних курсева у посматраној години, или алтернативно као просек месечних просека у посматраној години.

ојачао повећава се спољнотрговински дефицит. Вероватни разлог оваквог кретања текућег дефицита на јачање курса динара јесте еластичност домаће тражње на промене цене увозне робе и релативно брзо (вероватно већ у току саме године) прилагођавање повећане тражње на смањене цене увозне робе - услед јачања курса цене стране робе су јефтиније, што повећава њен увоз и погоршава спољнотрговинску позицију. С друге стране, тешко је проценити колики је ефекат јачања динара на извоз, зато што се извоз базира на вишегодишњим уговорима и због тога, ако и реагује, вероватно је потребно више времена за његову реакцију на јачање динара. Дакле, имајући све у виду, можемо да закључимо да у релативно кратком року (такорећи у истој години) номинално јачање динара утиче на погоршање спољнотрговинске равнотеже преко повећања увоза.

Графикон 9.11: Кретање промена просечног номиналног курса динара и дефицита робе и услуга, 2005-2017



Извор: прерачун и приказ аутора на бази статистичких података с веб-сајта НБС.

Наведени закључак и налаз, иако базиран на релативно једноставној анализи, у складу је с *MFM* да ће апрецијација домаће валуте узроковати смањење нето извоза, односно у нашем случају - повећање дефицита спољнотрговинске размене. Уколико се пође од наведеног налаза и закључка, поставља се питање да ли ће и депрецијација динара да унапреди домаћи извоз, односно да ли би требало да се с повећањем ценовне конкурентности наше робе на страном тржишту, услед номиналне депрецијације курса динара, повећа тражња за њом и да слабљење динара утиче на смањење дефицита спољнотрговинске размене. Наравно, овде се јављају два суштинска питања од чијег одговора зависи коначан ефекат депрецијације динара на кретање домаћег извоза: прво, да ли је еластичност стране тражње на промену цена довољно велика да генерише додатну тражњу за извозом наше робе, и друго, у којој мери и у ком року понуда домаћих предузећа може да одговори на евентуално повећане захтеве за додатним

извозом, и да се у кратком року прилагоди тако повећаној тражњи кроз повећање извоза.

Наша даља анализа проверава валидност претходног налаза о утицају јачања динара на погоршање текућег дефицита и испуњеност тзв. *Marshall–Lerner*-овог услова, који је инкорпориран у *MFM* одређивања курса. Проверу валидности *Marshall–Lerner*-овог услова проверавамо полазећи од једначине за текући дефицит (дате у првом делу (3.4) $ca = a_1(s - p + p^*) - a_2(y - y^*)$), коју смо за потребе наше анализе делимично прилагодили, следећи слична истраживања која су спровели *Ng et al.* (2008).³⁰⁶ Прилагођавање се односи на израз за текући биланс, који изражавамо као однос између вредности извоза и увоза, тако да се провера *Marshall–Lerner*-овог услова своди на оцену следеће везе (користимо исту нотацију као у делу *MFM*):

$$\frac{izvoz}{uvoz} = a_1 + a_2(s - p + p^*) - a_2(y - y^*) \quad (9.7)$$

У наставку оцењујемо два модела, први који посматра утицај реалног курса динара и други, који посматра утицај номиналног курса динара на трговински дефицит и испуњеност *Marshall–Lerner*-овог услова.

Први модел који оцењујемо је:

$$\frac{izvoz}{uvoz} = a_1 + a_2y + a_3y^* + a_4q \quad (9.8)$$

где је израз $\frac{izvoz}{uvoz}$ однос кварталног увоза и извоза изражених у еврима, y представља домаћи БДП (домаћи доходак), y^* БДП стране земље, у нашем случају ЕУ будући да је она доминантни спољнотрговински партнер, са учешћем од око 80% у укупној спољнотрговинској размени, док је реални курс означен са q .

У складу с теоријом, предзнак за a_2 може бити и позитиван и негативан. Уколико је негативан, значи да повећање БДП-а Србије повећава вредност увоза и смањује покривеност увоза извозом, што је индикација за погоршање трговинског биланса. Уколико је позитиван, значи да је БДП повећан захваљујући повећању производње добара која супституишу увоз. Такође, a_3 може да има и позитиван и негативан знак који зависи од тога да ли доминирају фактори на страни понуде или на страни тражње. Потврда *Marshall–Lerner*-овог услова јесте позитиван знак за a_4 што значи да депрецијација динара утиче на повећање вредности односа извоза/увоз, што је показатељ поправљања спољнотрговинског биланса у Србији.

³⁰⁶ Ng et al. (2008), стр. 132.

Анализа је вршена на основу кварталних података и обухвата период од првог квартала 2004. до последњег квартала 2017. Подаци о кретању вредности увоза и извоза преузети су с веб-сајта Републичког завода за Статистику, подаци о кретању БДП-а за Србију и ЕУ преузети су с веб-сајта ММФ-а, док су подаци о реалном курсу добијени коришћењем просечне вредности курса кориговане за индексе цена Србије и ЕУ. Подаци о просечном месечном курсу динара преузети су с веб-сајта НБС, док су подаци о кретању индекса цена за Србију и ЕУ преузети с веб-сајта ММФ. Сви подаци су у логаритму.

Оцењена претходна једначина методом обичних најмањих квадрата није дала задовољавајуће резултате (Прилог 7.1). Низак степен објашњености, уз присутну аутокорељацију, указују на слабост модела (услед нестационарности посматраних варијабли), док је предзнак за реални девизни курс негативан, што значи да се не може прихватити валидност и важење *Marshall–Lerner*-овог услова. И поред слабости модела, ради илустрације резултата, у наставку приказујемо добијене оцене:

$$\frac{izvoz}{uvoz} = -12.48082 + 0.077587 y + 2.708887 y^* - 1.246243 q$$

	(0.513152)	(1.114955)	(0.455998)
	[0.151198]	[2.429593]	[-2.733002]
<i>R-squared</i> 0.563296	<i>Durbin-Watson stat</i> 0.655338	<i>Prob(F-statistic)</i> 0.000000	

Добијени резултати, иако са статистичког становишта нису прихватљиви због слабости оцењеног модела, индикативни су због предзнака, величине и статистичког значаја који има кретање БДП-а у ЕУ на наш трговински биланс. Наиме, овај налаз указује на то да повећање привредне активности ЕУ има значајан и мултипликативан позитиван ефекат на наш извоз, будући да експанзија привредне активности у ЕУ повећава наш извоз и тако свакако доприноси смањењу дефицита робе и услуга. Оцењена вредност параметра уз домаћи БДП, осим што има позитиван знак, нема статистички значај, а сама вредност оцењеног коефицијента уз домаћи БДП јесте скромна и указује да кретање домаћег БДП-а нема велики утицај на трговински биланс. На крају, за нас најважнији налаз јесте негативан предзнак уз реални курс динара, што, уз његов високи статистички значај, упућује на то да депрецијација реалног девизног курса утиче на смањење односа извоз/увоз и тако на повећање спољнотрговинског дефицита, што је ефекат супротан од *Marshall–Lerner*-овог услова. Међутим, с обзиром на слабости модела, наведени резултати се не могу прихватити као статистички валидни.

Други модел који оцењујемо укључује, уместо реалног курса динара, номинални курс динара, где је просечна квартална вредност номиналног курса динара означена са s , све остале ознаке имају исто значење као и за претходно оцењени модел:

$$\frac{izvoz}{uvoz} = a_1 + a_2y + a_3y^* + a_4s \quad (9.9)$$

Добијени су следећи резултати (Прилог 7.2):

$$\frac{izvoz}{uvoz} = -11.25613 + 0.051123 y + 1.072827 y^* + 1.198463 s$$

	(0.228936)	(0.553412)	(0.084709)
	[0.223307]	[1.938568]	[14.14802]

R-squared 0.897010 *Durbin-Watson stat* 1.654340 *Prob(F-statistic)* 0.000000

Добијени резултат указује на то да депрецијација номиналног курса динара утиче на повећање односа између извоза и увоза, а тиме и на смањење спољнотрговинског дефицита. Позитиван знак уз номинални курс који има високу статистичку значајност (на 1%), и пружа нам основ да закључимо да *Marshall–Lerner*-ов услов важи будући да добијени резултат указује на то да номинална депрецијација курса динара утиче на поправљање спољнотрговинске размене. Као и у претходно оцењеном моделу, утицај привредне активности у ЕУ је снажнији и значајнији (на 10%) од утицаја домаће привредне активности на поправљање спољнотрговинске размене.

Оцењени модел има релативно задовољавајућа својства. Уз висок степен објашњености (готово 90%), пожељну F статистику, провера резидуала је потврдила њихову стационарност и прихватљиву стабилност (Прилог 7.3).

Добијени резултат потврђује важење *Marshall–Lerner*-овог услова, номинална депрецијација побољшава спољнотрговинску размену и утиче на смањење трговинског дефицита, што је сагласно и с нашим првим закључком базираном на праћењу кретања промена просечног номиналног курса динара и текућег и трговинског дефицита да је у години у којој је динар ојачао повећаван трговински и текући дефицит у односу на претходну годину. Будући да нисмо оцењивали појединачну еластичност увоза и извоза, економска интуиција намеће и овде као валидно објашњење да на промене курса реагује знатно брже и јаче домаћа тражња за увозном робом и да се ефекат промене курса рефлектује углавном преко мењања обима увоза. Такође, добијени резултати указују на то да на кретање извоза значајан утицај има привредна активност у земљама који су наши најважнији спољнотрговински партнери. Убрзање привредне активности у тим земљама генерише тражњу за нашим производима и повећава извоз, поправљајући спољнотрговинску размену.

С обзиром на важност нашег горњег налаза и његове импликације за политику курса динара, додатно смо извршили проверу утицаја курса на спољнотрговиску размену применом процедуре за *Johansen*-ов тест коинтеграције, уз претходно спроведено тестирање значајности доцњи (Прилог 7.4). У тестирању смо укључили и вештачку варијаблу како би обухватила ефекте светске финансијске кризе с краја 2008. и почетка 2009, као и турбуленције повезане са изборним циклусом током 2012, тако да вештачка варијабла узима вредност 1 за последњи квартал 2008, први квартал 2009, други и трећи квартал 2012. Спроведено тестирање потврдило је постојање дугорочне коинтеграционе везе и заједничко кретање односа извоз/увоз, домаћег дохотка, страног дохотка и номиналног курса динара (Прилог 7.5). Добијена коинтеграциона веза је у складу са очекивањима, предзнак за утицај курса на кретање односа извоз/увоз јесте позитиван, што још једном потврђује испуњеност *Marshall–Lerner*-овог услова, номинална депрецијација динара повећава однос између извоза и увоза и на тај начин поправља спољнотрговински биланс. Предзнак за утицај домаћег БДП-а је негативан, док је предзнак за утицај страног БДП-а позитиван, што би требало да значи да повећање домаћег БДП-а повећава увоз и смањује однос извоз/увоз, док већи страни БДП, преко повећања тражње за нашом робом, повећава домаћи извоз и утиче на повећање односа извоз/увоз и поправљање спољнотрговинског биланса.

Постојање дугорочне везе у кретању посматраних варијабли омогућава нам да сагледамо и краткорочну динамику и прилагођавање дугорочној путањи применом модела корекције грешком ка равнотежи (*VECM*). Добијени резултати применом *VECM(3)* за дугорочну коинтеграциону везу између кретања извоза/увоза, домаћег дохотка, страног дохотка и номиналног курса динара дати су следећим изразом (Прилог 7.6):

$$\frac{izvoz}{uvoz} = -12.45271 - 7.176557y + 8.637799 y^* + 1.134840s - 2.693550 VV$$

(1.79416)	(3.48729)	(0.45976)	(0.44122)
[3.99995]	[-2.47694]	[-2.46835]	[6.10474]

Оцењени модел корекције грешком ка равнотежи има очекивани предзнак. Међутим, нема статистички значај а уз то има и релативно малу вредност коригујућег фактора (0,018), што указује на споро краткорочно прилагођавање дугорочној равнотежној вези. У току квартала прилагоди се дугорочној равнотежи за свега 2%. Наша додатна провера наведеног модела односила се на проверу утицаја номиналног курса на кретање односа извоз/увоз. Спроведено тестирање хипотезе потврдило је

статистички значајан утицај курса (са свим доцњама, на 10%) на кретање односа извоз/увоз ка његовој дугорочној равнотежи (Прилог 7.7).

Иако наша анализа није потврдила важење *Marshall–Lerner*-овог услова у Србији с реалним курсом, убедљиви су докази о утицају номиналног курса на кретање спољнотрговинске размене, који потврђују важење *Marshall–Lerner*-овог услова, да ће номинална депрецијација побољшати спољнотрговински биланс земље. Ако се имају у виду, на једној страни, ефекти промене курса на кретање цена у земљи, а на другој страни, ефекти курса на кретање спољнотрговинске размене, мере монетарне политике и реакцију монетарне политике треба дизајнирати тако да се уз постизање примарног циља, ценовне стабилности, имају у виду и ефекти номиналног курса на спољнотрговинску равнотежу. Ово је нарочито потребно у ситуацијама када је постигнута ценовна стабилност и када су кретања таква да не указују на значајне инфлаторне притиске. Номинални курс динара требало би усмеравати тако да се минимизира његов негативан утицај на спољнотрговинску неравнотежу, јер ће се акумулирана неравнотежа у спољнотрговинском билансу у једном тренутку активирати и пренети као притисак на депрецијацију динара. Другачије речено, допуштањем данас умерене и контролисане депрецијације која не угрожава ценовну стабилност, умањује се депрецијација која ће се активирати у наредном периоду по основу генерисане спољнотрговинске неравнотеже, уз остале непромењене услове. Кретања током 2014. и делом 2015, када је динар у просеку током обе године депрецирао, при чему је ценовна стабилност била очувана, а дефицит текућег рачуна смањиван, добра су илустрација за управљање курсом на начин који смо горе описали.

IV. МОГУЋНОСТИ ТАРГЕТИРАЊА КУРСА ДИНАРА

10. Индиректно таргетирање курса динара

10.1. Таргетирање курса у режиму циљања инфлације

Наше досадашње истраживање указује на то да је дуга историја монетарне нестабилности с пратећим негативним последицама, наметнула ограничења и условила извесне специфичности у циљању инфлације НБС по којима се разликује од развијених земља, али и већине посматраних земаља у окружењу у режиму циљања инфлације (Чешка, Мађарска, Пољска). Основни закључак који произлази из наше досадашње анализе јесте тај да стратегија циљања инфлације у Србији, која је високо евроизована привреда са значајним ефектом преноса депрецијације курса на цене, не може игнорисати кретање курса динара. Такође, наша досадашња анализа указује на то да је референтна каматна стопа НБС потврдила своју релативну ефикасност као инструмент којим се индиректно утиче на кретање курса, будући да је анализа трансмисионог процеса потврдила канал девизног курса као доминантни канал трансмисије монетарне политике и утицај референтне камате на кретање курса. Такође, изостанак важења паритета непокривених каматних стопа потврђује да је референтна стопа инструмент којим се утиче на кретање курса сагласно традиционалном погледу, да ће повећање каматне стопе утицати вероватно на јачање курса, а смањење камате на слабљење курса. Ово одступање од паритета непокривених каматних стопа јесте услов који обезбеђује пожељан утицај камате на кретање курса. Међутим, овај утицај није увек довољно интензиван, нити довољно брз, а некада је утицај камате на кретање курса у потпуности и изостајао, због чега се у спровођењу монетарне политике НБС често ослањала, више од већине других посматраних земаља у режиму циљања инфлације, на употребу интервенција на девизном тржишту.

Функција реаговања НБС у моделу за средњорочне пројекције НБС³⁰⁷ односи се на отворену привреду, са индиректно укљученим курсом и производним јазом. Функција се базира на прогнозираној инфлацији и њеном одступању од циљане стопе инфлације, поштујући основно правило монетарне политике у циљању инфлације - повећање

³⁰⁷ Букић, Момчиловић и Трајчев (2010), стр.18.

референтне камате уколико је прогнозирана инфлација изнад циљане стопе и смањење референтне камате уколико је прогнозирана инфлација испод циља.

Иако нису директно укључени у функцију реаговања монетарне политике НБС, производни јаз и девизни курс су индиректно укључени преко утицаја на прогнозирану инфлацију. Производни јаз мери инфлаторне притиске који потичу по основу тражње и укључен је у прогнозу тзв. базне инфлације, са стандардним утицајем на кретање инфлације. Позитивни производни јаз утиче на раст инфлације, док негативни јаз представља пад тражње и мање инфлаторне притиске. Девизни курс је укључен у прогнозу базне инфлације и преко номиналног и преко реалног канала. Номинални курс утиче на увозну инфлацију, док је реални курс укључен као корекција увозне инфлације по основу разлике у кретању домаћих цена и цена у иностранству. Укључење номиналног курса у функцију реакције монетарне политике, иако индиректно, потврђује наш налаз о утицају промена номиналног курса на кретање цене, али и пажњи коју НБС посвећује кретању курса, изражавајући очигледан „страх од пливања.“ Укључење реалног курса потврђује наш налаз о постојању реалног апresiasiјског тренда по основу *Balassa-Samuelson*-овог ефекта, будући да сам модел претпоставља „апresiasiјски тренд реалног курса динара према еврџу“.³⁰⁸ Такође, модел формално повезује кретање курса у складу с непокривеним паритетом каматних стопа који укључује корекцију за премију ризика, при чему се наводи да паритет функционише тако да „што је камата на динаре виша у односу на европску, то је очекивана депresiasiјација виша, а садашњи курс нижи, тј. домаћа валута јача.“³⁰⁹ У основи, наведено је у складу с нашим ранијим налазом о одсуству доказа о важењу паритета непокривених каматних стопа у кратком року, јер се очекивана депresiasiјација, по правилу, анулира већим приносом на динаре за којим расте тражња, узрокујући његову апresiasiјацију. Такође, наша анализа фискалне доминантности, која обухвата кретања премије ризика (*EMBI*) и кретање реалног девизног курса, потврђује реакцију НБС на повећање премије ризика. Наиме, НБС реагује на промене премије ризика подешавањем референтне каматне стопе у истом смеру као што је и кретање премије ризика, како би се задржавала релативна атрактивност улагања у динаре.

Ова кратка илустрација функције реаговања НБС указује на значај који централна банка придаје курсу динара и његовом кретању, потврђујући наше раније налазе о

³⁰⁸ Ђукић, Момчиловић и Трајчев (2010), стр. 16.

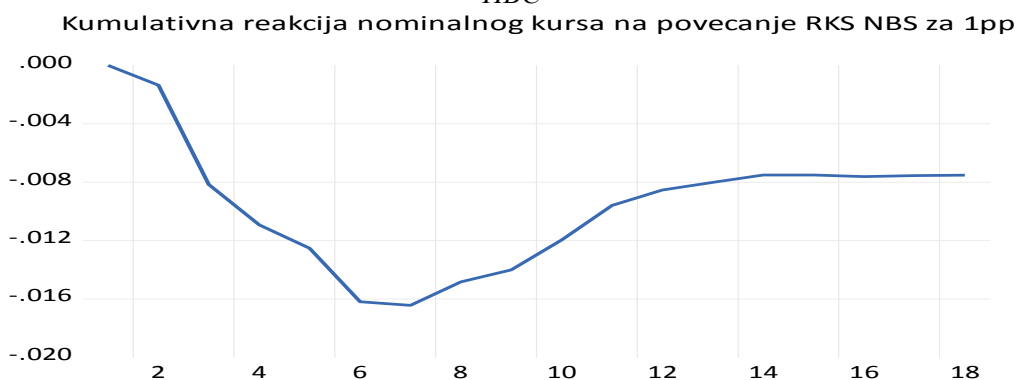
³⁰⁹ Исто, стр. 18.

значају курса у трансмисији монетарне политике у Србији, али и значају који му НБС придаје испољавајући „страх од пливања“.

Иако индиректно, преко увозне инфлације, кретање курса доминантно утиче на одлуку о реакцији монетарне политике, будући да већа прогнозирана инфлација од циљане стопе подразумева повећање референтне каматне стопе НБС и утицај у правцу јачања динара. Наравно, осим курса, на кретање инфлације утичу и њене остале компоненте, али са изузетком шокова у ценама примарних пољопривредних производа и корекцијом цена које се налазе под административном контролом државе, анализа кретања осталих компоненти инфлације указује на умерен утицај агрегатне тражње кроз производни јаз, тако да је увозна инфлација, како због слабљења динара тако и због раста увозних цена (енергената и других берзанских производа), значајан узрок инфлаторних притисака, који се преливају на укупну инфлацију.

Изоловано посматрано, ефекат референтне камате на кретање номиналног курса, који произлази из нашег оцењеног модела за трансмисију кроз канал девизног курса, који је приказан Графиком 10.1 илуструје релативну ефикасност референтне стопе. Наиме, максимални кумулативни утицај референтне камате НБС на номинално јачање курса динара у односу на евро се постиже у шестом месецу, када иницијално повећање камате од 1 утиче на кумулативно јачање динара од око 1,6, да би након тога динар почео да слаби и до краја године се стабилизовао на нивоу јачем за око 0,8, у односу на иницијални ниво. Наведена оцена ефекта референтне каматне стопе само је индикација о утицају који има на курс, при чему се тај утицај разликује и од природе шокова и ширих економских околности у којима се реагује каматном стопом. Међутим, релевантност утицаја референтне каматне стопе НБС од пресудног је значаја у циљању инфлације за индиректно управљање курсом.

Графикон 10.1: Реакција номиналног курса на повећање референтне каматне стопе НБС



Извор: приказ аутора на основу функције одговара на импулс за оцењени VAR(5) модел за просечни месечни номинални курс динара, Прилог 2.2.

Могућност НБС да индиректно, променама референтне камате стопе утиче на кретање курса, теоријски посматрано, без ограничења је што се тиче горње и доње границе висине референтне стопе, нарочито горње границе за висину каматне стопе. Међутим, због могућег ефекта високих камата на кретање курса и инфлације, које је описао *Blanchard* (2004) у сценарију фискалне доминантности, прекомерна реакција са екстремно високим и/или неуобичајено високим каматним стопама може бити сигнал „да је нешто кренуло лоше“, те изазвати и одлив капитала и појачану тражњу за девизама домаћих субјеката који ће своје динарске стокове мењати за девизе, због страха од могуће депрецијације.³¹⁰ Оно што је остало као питање и дилема за нека даља истраживања јесте то да ли постоји неки ниво камате до кога је њена (маргинална) ефикасност растућа, а након чега се њено дејство умањује. Ова дилема је последица искуства из првих година циљања инфлације, када релативно висока, двоцифрена каматна стопа НБС није увек јасно показивала своје жељено дејство. Илустрације ради, у јеку економске кризе, крајем 2008, на одлив капитала НБС је реаговала једнократним повећањем каматне стопе са 15% на 17,75% при чему је изостао видљив ефекат такве мере.

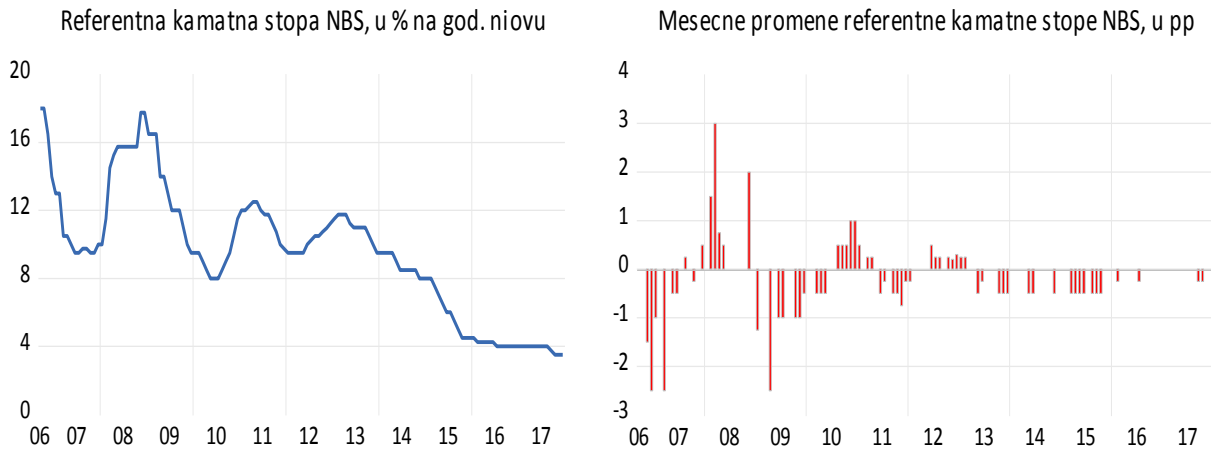
У таквим околностима, природно је да се интервенцијама на девизном тржишту делује на шок који потиче од одлива, и то умереним повећањем каматне стопе, како би тржишта задржала фокус и заинтересованост за динарима, а с друге стране, како не би протумачили погрешно знатно повећање каматне стопе „да је нешто кренуло лоше“, уз истовремене интервенције на девизном тржишту, како би се тржишта уверила у истрајност централне банке и одлучност да се избори са шоком изазваним одливом, што би могло деловати умирујуће и могуће смањило сам одлив капитала и притиске на курс.

С друге стране, искуство негативних каматних стопа на светским тржиштима намеће питање лимита за ефикасност доње границе референтне стопе. У нашим условима, тешко је замислити могућност да се референтна камата НБС нађе у негативној зони, јер би то значило да су стране каматне стопе далеко дубље у негативној зони, иако кључна камата ЕЦБ није ушла у негативну зону, већ је одржавана на нултом нивоу (док је камата на депозитне олакшице достигла минусну стопу од 0,4%). Поред тога, чини нам се мало вероватним да би се на домаћем тржишту прихватила минусна камата на динаре, нарочито када је „трагање за приносом“ главна

³¹⁰ Blanchard (2004), стр. 16.

покретачка снага међународних токова капитала, чији би одливи с домаћег тржишта у кратком року извршили депрецијацију динара и вероватно приморали НБС на повећање каматне стопе.

Графикон 10.2: Кретање референтне каматне стопе НБС



Извор: приказ аутора на основу података с веб-сајта НБС.

Оно што је свакако услов за ефикасност каматне стопе и делотворност монетарне политике у усмеравању курса на начин који је конзистентан с циљаном инфлацијом јесте конзистентност у мерама монетарне политике, која би требало да ојача транспарентност и предвидивост мера монетарне политике, повећавајући тако њихову ефикасност. Конзистентност у мерама монетарне политике може се посматрати с два аспекта, прво сама конзистентност у реакцији с каматном стопом, а затим конзистентност у реакцији с каматном стопом и реакцији са осталим инструментима монетарне политике, пре свега интервенцијама на девизном тржишту.

Реакција монетарне политике кроз корекцију каматне стопе требало би да буде таква да одражава јасан став и уверење у сопствене пројекције будућег кретања инфлације, јер нагли заокрети у корекцији референтне стопе, осим што нису ефикасни, јер је мало вероватно да ће у само неколико месеци изазвати жељене ефекте због сложености самог процеса трансмисије, они, што је још можда важније, стварају неизвесност и шаљу сигнал тржиштима и јавности да монетарна политика „лута“, те тако штете кредибилитету и нарушавају поверење јавности у способност централне банке да „ствари држи под контролом“. На Графикону 10.2 могу се видети заокрети у монетарној политици крајем 2007. и 2008. и почетком 2009, када се у релативно кратком року мењао смер реакције централне банке. Иако су нагли заокрети у монетарној политици могући и оправдани, због неизвесности и немогућности да се све предвиди, али и природе шокова који погађају економију, такав заокрет и реакција монетарне политике требало би да буде потврђена догађајима који су након реакције

уследили и, у прихватљиво разумном року, задржавањем или додатним појачавањем иницијалне реакције монетарне политике, а не свакако новим заокретом у реакцији.

За ефикасност каматне стопе потребно је да се и другим инструментима реагује на конзистентан начин. Повећање каматне стопе не би требало да буде праћено учесталом и истрајном куповином девиза од стране НБС непосредно после повећања референтне камате, као што и смањење референтне каматне стопе не би требало да буде праћено интервенцијама на страни продаје девиза. Конзистентност у коришћењу ова два инструмента је неопходна како би се, на једној страни, ојачало дејство каматне стопе, а на другој страни, ојачао сигнални канал интервенција НБС у погледу будуће монетарне политике. Неопходност јасног сигнала је потребна како се тржишта не би збуњивала неконзистентним потезима, што се може одразити и на повећану неизвесност и додатно изазвати притиске на курс у правцу који је неконзистентан са основним циљем монетарне политике - ценовном стабилношћу. Интервенције НБС требало би да буду конзистентне с последњим корекцијама у кретању референтне камате и коришћене с намером да се спречи прекомерно јачање или слабљење динара.

10.2. Таргетирање курса *Taylor*-овим правилом

Уважавањем значаја који кретање курса има у спровођењу монетарне политике, спроведена су истраживања која у функцију реаговања централне банке укључују и курс.³¹¹ Једну од анализа и компарацију резултата наведених истраживања дао је *Taylor* (2001). Правило монетарне политике које *Taylor* у наведеном раду анализира укључује кретање курса и има следећу форму (изражено у логаритму).³¹²

$$i_t = f\pi_t + gy_t + h_0q_t + h_1q_{t-1} \quad (10.1)$$

где је i_t краткорочна номинална каматна стопа одређена од централне банке, π_t стопа инфлације и y_t одступање реалног БДП-а од потенцијалног БДП-а. Променљива q_t је реални девизни курс (повећање је реална апрецијација). Како нема израза за одсечак у једначини (10.1), значи да је циљана нулта инфлација и да се каматне стопе и девизни курс мере у односу на вредност дугорочног стабилног стања. Дугорочно равнотежна реална каматна стопа и дугорочно равнотежни реални девизни курс не знају се у пракси, те је стога отежано коришћење таквих правила политике. Такође, како *Taylor* истиче, група линеарних правила монетарне политике која је заступљена у једначини (10.1) јесте поједностављена много сложенија класа нелинеарних модела, која укључује

³¹¹ Svensson (1998a), Ball (1999), Taylor (1999)

³¹² Taylor (2001), стр. 264.

заостајање производа и инфлације, док се каматна стопа може посматрати с више заостајања девизног курса.³¹³

Параметри политике су f , g , h_0 и h_1 . Ако је $f > 1$, $g > 0$, и $h_0 = h_1 = 0$, онда је једначина (10.1) правило монетарне политике без реакција на девизни курс. Како *Taylor* истиче, наизглед делује да када су h параметри у једначини (10.1) нула да је у питању случај правила монетарне политике за затворену привреду, а у случају различитом од нуле да се односи на случај правила монетарне политике за отворену привреду. Међутим, таква терминологија била би погрешна, јер у стварности оптимална политика за отворену економију може бити подешена тако да су и h_0 и h_1 једнаки нули.

10.2.1. *Taylor*-ово правило без укљученог курса

Задржавајући претпоставку да су коефицијенти $h_0 = h_1 = 0$, у наставку ћемо анализирати *Taylor*-ово правило монетарне политике на искуству и понашању НБС, без реакције монетарне политике на кретање курса. Правило монетарне политике НБС³¹⁴ не укључује директно нити курс нити производни јаз. У намери да истражимо у којој мери је понашање НБС аналогно понашању описаном *Taylor*-овим правилом монетарне политике, које не укључује девизни курс, већ само инфлацију и производни јаз, у наставку анализирамо реакцију НБС базирану на *Taylor*-овом правилу, а полазећи од израза (10.1).

Наша анализа се односи на период од јануара 2009. до краја 2017. године, будући да је у том периоду постојао јасно дефинисан нумерички циљ за инфлацију (у периоду септембар 2006 - децембар 2008. циљ је била базна инфлација). При утврђивању одступања инфлације од циљане стопе користили смо два приступа, први који узима просечну међугодишњу инфлацију у последњих 12 месеци, и тако добијена просечна стопа се сваког месеца пореди с циљем за инфлацију, и други, који узима инфлациона очекивања у текућем месецу и пореди с циљем за инфлацију за наредну годину дана. Први приступ, тзв. приступ „окренут уназад“ користио је *Taylor* (1993), док други приступ више одговара концепту циљања инфлације који је окренут ка кретању будуће инфлације, реакција монетарне политике односи се на прогнозирану - будућу инфлацију, те је сам приступ „окренут унапред“.

Производни јаз (Графикон 10.3), као разлика између потенцијалне стопе привредног раста и текуће стопе раста, оцењен је применом *HP филтера* (*Hodrick-Prescott filter*).

³¹³ Taylor (2001), стр. 264.

³¹⁴ Ђукић, Момчиловић и Трајчев (2010)

При израчунавању производног јаза коришћени су подаци о кварталном БДП-у у сталним ценама, који су сезонски прилагођени, и након тога израчунате су међугодишње стопе. Тако добијене међугодишње стопе раста коришћене су као основа за прорачун потенцијалног и стварног раста БДП-а. Будући да се одлуке о монетарној политици доносе месечно, док су подаци о кретању БДП-а с кашњењем од квартала, у анализи смо као месечне податке о производном јазу користили податак из претходног квартала (на пример, производни јаз из последњег квартала претходне године коришћен је као податак за производни јаз при доношењу одлуке о референтној каматној стопи у јануару, фебруару и марту текуће године).

Коришћени подаци су преузети са званичног веб-сајта НБС и прилагођени су нашој анализи, прво кроз логаритмовање, а након тога кроз посматрање њихове промене (прве диференце). Оцена функције реаговања монетарне политике вршена је применом методе најмањих квадрата, за оба начина прорачуна инфлације, као и са одсечком и без одсечка (константе), и то како само на основу стопа, тако и логаритама и диференци. Добијени резултати за највећи број оцењених модела нису задовољавајући, будући да већина није задовољила стандардне статистичке захтеве. Осим тога, код готово свих посматраних оцена знак за одступање инфлације од циља има добар предзнак и статистички је значајан, док се предзнак за производни јаз понашао нестабилно и мењао је знак зависно од оцењене једначине, уз само повремену статистичку значајност. Илустрације ради, иако оцењени модел нема задовољавајућа својства, приказујемо један од резултата (Прилог 8.1), при чему су у оцини коришћене логаритамске вредности, а као мера инфлације коришћена су инфлациона очекивања:

$$i_t = 0.073585 + 1.259975 (\pi_t - \tilde{\pi}) - 0.213873 (y_t - \tilde{y}_t)$$

(0.177507)
(0.138888)
[7.098175]
[-1.539895]

R-squared 0.324465

Durbin-Watson stat 0.060586

Prob(F-statistic) 0.000000

Слично другим добијеним резултатима, коефицијент испред разлике између инфлационих очекивања и циљане стопе инфлације има очекивани предзнак и статистички је значајан. Осим тога, његова релативно велика вредност у складу је са оним што произлази из *Taylor*-овог рада (1999), који сугерише да је величина коефицијента уз инфлацију око 1,5, а уз производни јаз 0,5 (за ЕУ).³¹⁵ Међутим, наш налаз за предзнак за производни јаз нема очекивани знак, нити је статистички значајан.

³¹⁵ Taylor (1999), стр. 673.

Оцене које су релативно задовољавајуће у погледу својства оцењеног модела односе се на анализу промена референтне каматне стопе на месечне промене у разлици између инфлационих очекивања и циљане инфлације и промене у производном јазу. Тако извршена анализа на основу првих диференца посматраних величина дала је следећи резултат (Прилог 8.2):

$$\Delta i_t = -0.001061 + 0.178309 (\pi_t - \hat{\pi}) + 0.206520 (y_t - \hat{y}_t)$$

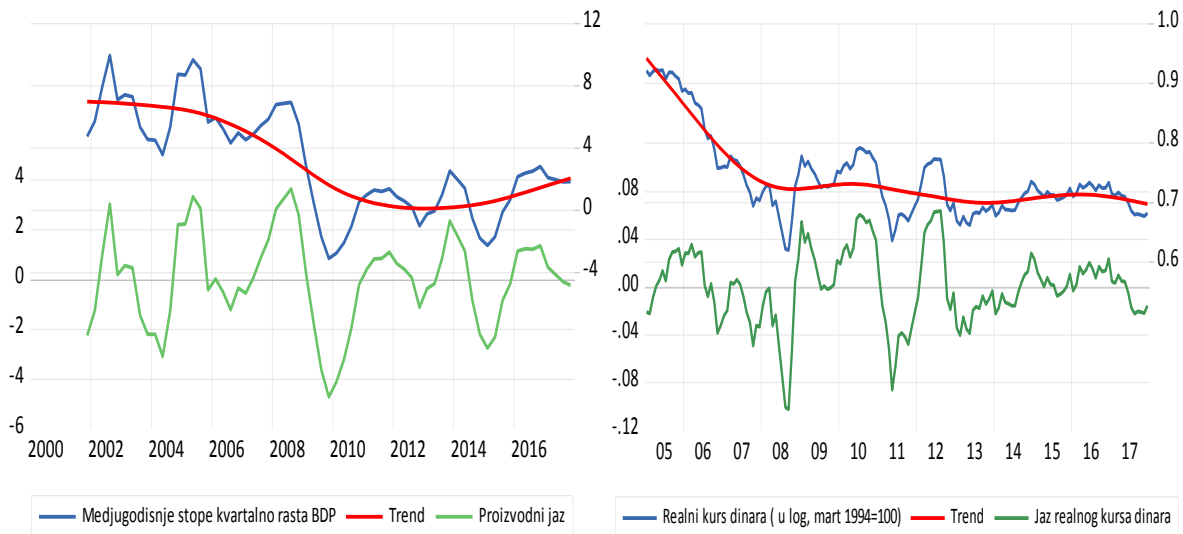
	(0.087074)	(0.056212)
	[2.047785]	[3.673942]

R-squared 0.146776 *Durbin-Watson stat* 1.440481 *Prob(F-statistic)* 0.000260

Предзнак коефицијената је у складу с теоријским очекивањима и за инфлацију и за производни јаз, при чему су статистички значајна оба коефицијента, што би могло да нас упути на закључак да НБС реагује повећањем каматне стопе на повећање одступања инфлације од циља, али и на повећање производног јаза. Такав налаз има своју индиректну потврду и у функцији је реаговања НБС,³¹⁶ будући да је производни јаз укључен као фактор за формирање базне инфлације. Међутим, иако је добијена магнитуда реакције на производни јаз већа од магнитуде на одступање од циљане инфлације, не можемо са сигурношћу прихватити овај налаз, јер је свакако усмереност НБС много већа на инфлацију од њене реакције на кретање привредне активности. Наиме, и сами поменути аутори истичу релативно скроман утицај производног јаза на кретање инфлације, из чега произлази и слабија реакција НБС на његово кретање.

³¹⁶ Ђукић, Момчиловић и Трајчев (2010), стр. 13-15.

Графикон 10.3: Кретање производног јаза и јаза реалног курса динара
 Oценjени производни jaz, u % Oценjени jaz реалног курса динара



Извор: прорачун и приказ аутора на основу података с веб-сајта НБС.

10.2.2. *Taylor*-ово правило са укљученим курсом

У контексту једначине (10.1), питање о улози девизног курса у правилу монетарне политике јесте питање о томе да ли h_0 и h_1 параметри треба да буду различити од нуле и ако су различити, шта би требало да буде њихов предзнак и нумеричка вредности.³¹⁷ Једно тумачење било би да је h_0 мање од нуле и h_1 је једнако нули. Тада би виши (од трендног) реални девизни курс требало да утиче на то да централна банка снизи каматну стопу, што би вероватно представљало "релаксацију монетарне политике". Међутим, заостајање курса у једначини (10.1) компликује динамику једноставног реаговања на текући курс. Тако, ако је h_1 позитиван и h_0 је негативан, али већи у апсолутној вредности од h_1 , онда је иницијална реакција каматне стопе делимично компензирана (анулирана) у наредном периоду.³¹⁸

Емпиријско истраживање предзнака и вредности коефицијента h_0 и h_1 у једначини (10.1) независно су анализирали *Taylor* (1999), *Ball* (1999), и *Svensson* (1998a). *Taylor* (1999) испитује правило монетарне политике као потенцијално правило политике за ЕЦБ и налази да правило има коефицијенте реакције уз девизни курс $h_0 = -0,25$ и $h_1 = 0,15$.³¹⁹ Тако, 10% депрецијације евра према долару позива на повећање каматне стопе ЕЦБ за један процентни поен. То би се састојало од повећања за 2,5 процентних поена у

³¹⁷ Taylor (2001), стр. 264.

³¹⁸ Taylor (2001), стр. 264-265.

³¹⁹ Taylor (1999), стр. 675.

кратком року и делимично ублажено за смањење од 1,5 процентних поена у наредном периоду.³²⁰

Истражујући, *Ball* (1999) долази до следећих налаза, за $h_0 = -0,37$ и $h_1 = 0,17$, и то су вредности параметара политике које је утврдио као оптималне користећи једноставан модел за отворену привреду с ригидним ценама.³²¹ Према томе, апрецијација девизног курса од 10% представљала би позив за смањење каматне стопе од 3,7 процентних поена, а затим делимично компензирање од 1,7 процентних поена, што подразумева дугорочну реакцију смањења каматне стопе за 2 процентна поена. Одговор каматне стопе је негативан у *Ball*-овом моделу и у већини модела отворене привреде зато што апрецијација има контракциони ефекат на агрегатну тражњу; апрецијација чини страну робу јефтинијом и домаћу робу скупљом, чиме се смањује нето извоз. Смањење каматне стопе ублажава ову контракцију.

Делимично компензирање каматне стопе је због заостајања утицаја апрецијације девизног курса на инфлацију. Измерена стопа инфлације је привремено нижа због апрецијације. Међутим, пошто је пад инфлације привремен, није одговарајуће за централну банку да додатно ублажава монетарну политику за било који износ због ниже инфлације, која би се у супротном јавила ако би се користила једначина (10.1). Позитивни коефицијент h_1 спречава ову додатну релаксацију.

За модел отворене привреде,³²² правило које укључује девизни курс даје боље перформансе од правила у коме су оба h параметра једнака нули. Учинак се мери величином флукуација реалног БДП-а око потенцијалног БДП-а и величином флукуација инфлације око циљане стопе инфлације. *Ball* (1999) је утврдио да, држећи стандардну девијацију производа релативно према потенцијалном производу константном (на 1,4%), правило каматне стопе које реагује на девизни курс, као и на производ и инфлацију, смањује стандардну девијацију инфлације око циљане стопе инфлације са 2,0% на 1,9% у поређењу с правилом да реагује само на инфлацију и производ.³²³ Како *Taylor* истиче, оно што највише изненађује у вези са овим налазом јесте мали напредак и побољшање, посебно ако се има у виду колико су велике реакције коефицијената.³²⁴

³²⁰ Taylor (2001), стр. 265.

³²¹ Ibid., стр. 265.

³²² Ball (1999), стр. 134.

³²³ Taylor (2001), стр. 265.

³²⁴ Ibid., стр. 265.

Svensson (1998a) налази да правило политике у једначини (10.1) има параметре $h_0 = -0,45$ и $h_1 = 0,45$.³²⁵ Даље, налази да то правило смањује стандардну девијацију инфлације са 2,1% на 1,8%; међутим, оно такође повећава варијансу производа са 1,7% на 1,8 %. Како *Taylor* истиче, правило политике која реагује на курс на тај начин заправо може погоршати перформансе у кретању производа.³²⁶

Taylor (2001) као основне узроке зашто правило монетарне политике које укључује курс не резултира бољим перформансама у овим студијама и зашто се перформансе у неким случајевима чак и погоршавају истиче следеће:³²⁷ прво, иако правило политике у (10.1) са h параметрима изједначеним с нулом нема директну реакцију каматне стопе на девизни курс, постоји значајна индиректна реакција каматне стопе на девизни курс и подразумева се таква индиректна реакција. Таква индиректна реакција камате на курс може да објасни зашто подешавање h параметра различитим од нуле не побољшава много макроекономске перформансе, јер је реакција на девизни курс већ индиректно укључена кроз реакцију камате на кретање инфлације и производног јаза. Други разлог зашто реакција камате на курс можда неће побољшати перформансе јесте могућност да постоје нека одступања курса од ПКМ које не треба надокнадити променама каматних стопа, као и да сама промена каматне стопе може имати негативан утицај на реални производ и инфлацију и може бити штетнија од самих промена девизног курса.

У настојању да симулирамо функцију реаговања НБС са укљученим реалним курсом динара, као у једначини (10.1), и добијемо оцене за параметре h , нашу претходну анализу проширили смо са укључивањем реалног курса динара. Јаз реалног курса динара (Графикон 10.3) рачунат је као разлика између дугорочног тренда и текуће вредности, а добијен је применом тзв. *HP филтера* (*Hodrick-Prescott filter*) и изражен у стопи одступања од тренда. При израчунавању јаза реалног курса коришћени су месечни подаци о кретању номиналног курса динара коригованог за инфлацију у Србији и ЕУ. Будући да се одлуке о монетарној политици доносе месечно, као референтну вредност за реални курс узели смо тромесечни просек, претходна два месеца и текући месец у коме се посматра реакција референтном стопом. Реални курс динара коришћен у анализи исказан је у логаритму и диференциран. Смањење реалног курса, као и у раније вршеној анализи ПКМ, означава јачање динара, а повећање слабљење динара.

³²⁵ Taylor (2001), стр. 265.

³²⁶ Taylor (2001), стр. 265.

³²⁷ Taylor (2001), стр. 266-267.

Као и у претходној анализи, коришћен је метод најмањих квадрата и спроведена је анализа за оба начина прорачуна инфлације, са одсечком и без одсечка (константе), и то како само на основу стопа, тако и логаритама и диференци. Међутим, као и раније, добијени резултати за највећи број оцењених једначина нису задовољавајући, будући да већина није задовољила стандардне статистичке захтеве. Једина правилност код готово свих посматраних оцена јесте да коефицијент уз одступање инфлације од циља има добар предзнак и статистички је значајан, док се предзнаци за производни јаз и реални девизни курс мењају, уз само повремену статистичку значајност. Иако оцењени модел нема задовољавајућа својства (Прилог 8.А.1), илустрације ради приказујемо резултат који је аналоган раније приказаној оцени за правило политике без курса, док су у оцени коришћене логаритамске вредности, а као мера инфлације коришћена су инфлациона очекивања:

$$i_t = 0.070399 + 1.531294(\pi_t - \tilde{\pi}) - 0.248753(y_t - \tilde{y}_t) + 0.235486 q_t - 0.071717 q_{t-1}$$

(0.183738)	(0.132439)	(0.197154)	(0.190488)
[8.334105]	[-1.878249]	[1.194430]	[-0.376492]

R-squared 0.415099

Durbin-Watson stat 0.095553

Prob(F-statistic) 0.000000

Функција реаговања НБС са укљученим реалним курсом не разликује се значајно од раније приказаног стандардног правила монетарне политике, предзнак уз инфлацију је позитиван и статистички значајан, док је предзнак за производни јаз негативан и значајан на нивоу од 10%. Коефицијенти уз јаз реалног девизног курса имају добар предзнак и магнитуду. Коефицијенти у нашем случају имају супротне предзнаке у односу на анализе које су спровели *Taylor*, *Ball* и *Svensson*, јер код њих повећање курса означава апрецијацију, а у нашем случају депрецијацију, тако да су предзнаци заменили места, што нам допушта да закључимо да имају добар предзнак. Дакле, реална депрецијација курса у текућем периоду позива НБС на повећање референтне стопе (0,23), и то је повећање веће од позива на смањење (-0,07) услед апрецијације из претходног периода. Међутим, ниједан коефицијент уз реални девизни курс није статистички значајан, што, уз слаба својства модела, упућује на то да се не може прихватити постојање реакције монетарне политике НБС на кретање реалног курса, и поред постојања њиховог доброг предзнака.

Модел који показује стабилност и релативно прихватљива својства базира се на реакцији каматне стопе на промене посматраних варијабли (Прилог 8.А.2). Добијене су следеће оцене за реакцију каматном стопом НБС на промене у посматраним варијаблама:

$$\Delta i_t = -0.001068 + 0.181218(\pi_t - \hat{\pi}) + 0.205307(y_t - \hat{y}_t) + 0.027661q_t - 0.030701q_{t-1}$$

(0.089676)	(0.056943)	(0.048766)	(0.048080)
[2.020808]	[3.605503]	[0.567212]	[-0.638543]

R-squared 0.149967

Durbin-Watson stat 1.410486

Prob(F-statistic) 0.002342

Сви предзнаци коефицијената имају очекивани предзнак и у складу су са економском теоријом. Позитиван предзнак уз одступање инфлације циља потврђен је и овом оценом, као и њен статистички значај. Такође, потврђен је и статистички значај и предзнак уз производни јаз. Осим пожељних предзнака уз реални девизни курс, позитиван за текући период и негативан за претходни период, њихова магнитута и одсуство статистичког значаја не дозвољава нам да закључимо да се при реакцији каматном стопом НБС руководи и кретањем реалног девизног курса.

Немогућност да се статистички потврди реакција референтне каматне стопе на кретање реалног девизног курса, уз крајње неуверљиву реакцију референтне каматне стопе на кретање производног јаза, указује нам да, осим стопе инфлације, НБС референтну каматну стопу подешава према варијабли која није директно обухваћена правилом монетарне политике у анализираном моделу. С обзиром на значај курса у трансмисији монетарне политике, произлази да при подешавању референтне камате НБС има у виду номинални курс динара, као и да њена реакција на промене курса није искључиво референтном стопом, већ да много директније и много интензивније интервенцијама на девизном тржишту утиче на ниво и кретање номиналног курса динара, како би се њиме утицало на кретање инфлације.

11. Директно таргетирање курса динара

11.1. Анализа девизног тржишта у Србији

Креирањем регулаторних услова за његов несметан рад, уз истовремено повлачење НБС из мењачких послова, омогућено је да се на међубанкарском тржишту, у сусретању понуде и тражње за девизама, свакодневно формира њихова тренутна цена, односно тренутни курс динара. Реализована међубанкарска трговина представља основу за формирање званичног курса динара. Са аспекта његове основне улоге, слободног промета девиза и формирања курса, девизно тржиште је ефикасно, јер по тржишним принципима обезбеђује податак о спот курсу. Међутим, са аспекта развијености, оно је још увек недовољно развијено, недовољно широко и недовољно дубоко. У промету, како на међубанкарском тако и на укупном девизном тржишту, доминирају спот трансакције. Терминске трансакције и дериватне трансакције су

спорадичне и с релативно малим учешћем у укупној трговини. Као што су указали *Frankel* и *Poonawala* (2010) непостојање организованог и значајног промета на терминском (форвард) тржишту девиза, поред осталог, индикатор је одсуства важења паритета покривених каматних стопа, што такође указује да на формирање курса и његово кретање утичу и очекивања тржишних субјеката.

НБС доминира на девизном тржишту, и то како због свог регулаторног утицаја, тако и због утицаја на курс који остварује укључујући се у рад тржишта интервенцијама куповине и продаје девиза. Обим интервенција има директан и тренутни утицај на кретање курса, док учесталост интервенција утиче на очекивања и понашање банака и осталих тржишних учесника на девизном тржишту. Поред интервенција, НБС на девизном тржишту спроводи куповне и продајне своп трансакције, без утицаја на кретање курса.

11.2. Интервенције Народне банке Србије и курс динара

Директан утицај на кретање курса НБС остварује интервенцијама на међубанкарском тржишту, док својим понашањем, учесталом интервенција, утиче посредно на кретање курса. Као што смо у претходном делу указали, директан интензитет контроле кретања НБС над кретањем курса може се посматрати са аспекта учешћа обима интервенција у међубанкарском промету. Из Графикона 11.1 се може приметити промењен образац понашања у интервенцијама НБС од 2013. до краја посматраног периода, готово истовремено повећање интензитета директне контроле у кретању курса кроз повећање учешћа у међубанкарском промету и готово подједнака заступљеност интервенција и на страни куповине и на страни продаје. Наведено понашање НБС директно се одразило на смањену волатилност курса. Посредан утицај на кретање курса рефлектује се преко понашања банака и смањеног обима међубанкарске трговине. Наиме, из Табеле 11.1 може се закључити да се повећање учешћа интервенција НБС директно одразило на смањење обима међубанкарске трговине, што можемо објаснити „притискањем“ тржишта од стране НБС и пасивним понашањем банака, које су, навикнуте на готово свакодневно присуство и учестале интервенције НБС, вероватно смањиле део међусобне трговине мотивисане арбитражом на дневним променама и променама курса унутар истог дана.

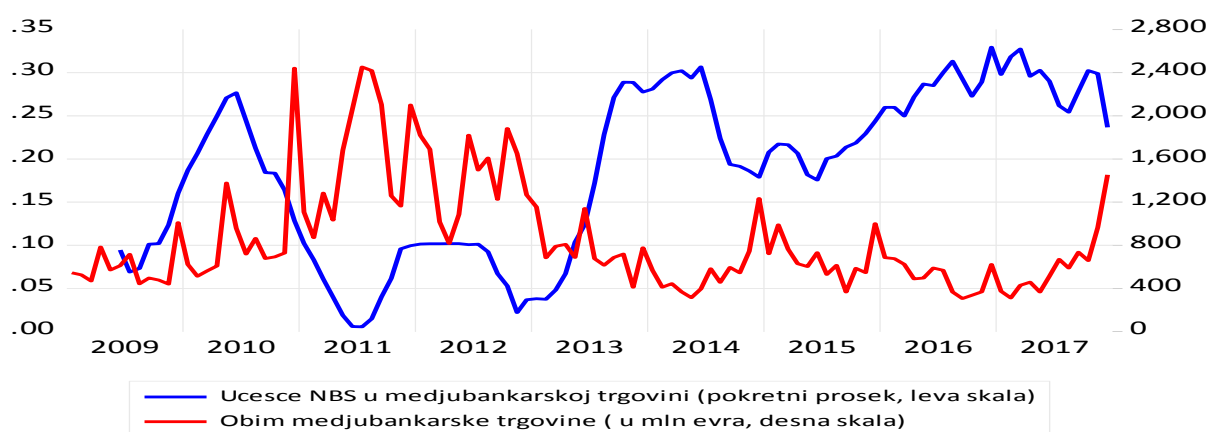
Табела 11.1: Преглед основних показатеља с међубанкарског девизног тржишта

Месечни просек	Период	
	2009-2012	2013-2017
обима међубанкарске трговине, у милионима евра	1.141	625
обима трговине између НБС и банака, у милионима евра	103	140
учешћа интервенција НБС у међубанкарској трговини, у %	12%	24%

Извор: прорачун и приказ аутора на основу података с веб-сајта НБС.

Ефикасност интервенција, поред обима и учесталости, зависи и од политике стерилизације од стране НБС, која се иначе разликује у зависности од смера интервенција. НБС спроводи нестерилишуће интервенције продаје девиза, док су интервенције куповине аутоматски стерилисане репо операцијама којима се повлачи динарска ликвидност из банкарског сектора. Ова асиметрија у политици стерилизације потиче из карактера операција на отвореном тржишту, које су, са изузетком кратког периода у току 2012, спровођене с намером да се повуче структурни вишак динарске ликвидности из банкарског сектора. На тај начин, код интервенција продаје девиза смањује се ликвидност банака и најчешће сток репо купљених хартија од вредности од НБС, док се код интервенција продаје овај сток повећава. Поред тога, такво понашање НБС последица је и природно већег „страха“ од депрецијације него од апрецијације динара због утицаја и на кретање цена и на билансе предузећа и банака.

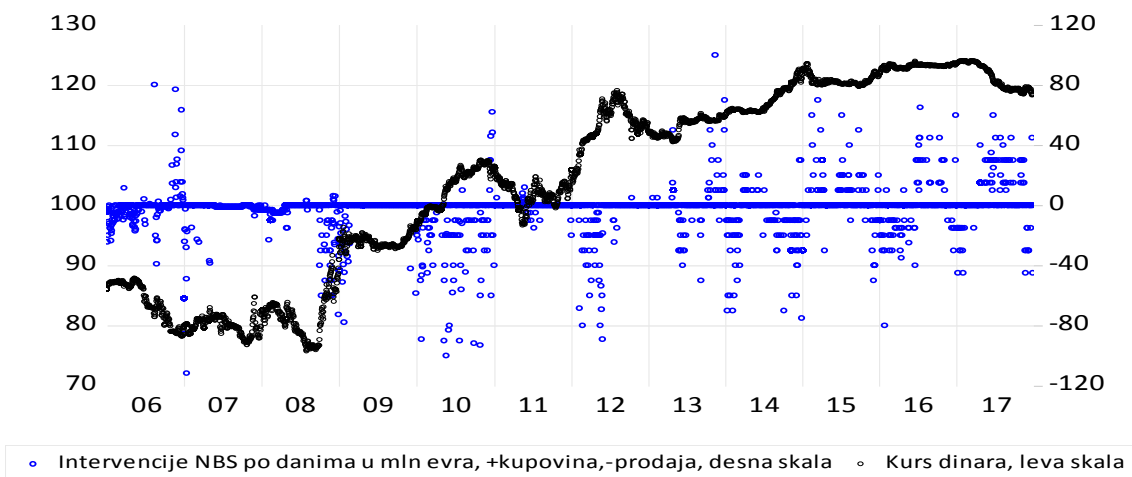
Графикон 11.1: Кретање обима међубанкарске трговине и учешћа НБС у трговини



Извор: прорачун и приказ аутора на основу података с веб-сајта НБС.

Директно управљање курсом од стране НСБ додатно потврђује и ранију анализу кретања индекса „страха од пливања“. Више је него очигледна појачана контрола у кретању курса од стране НБС и намера да се његово кретање ограничи у ужим опсезима и тако суштински утиче на кретање његовог нивоа. Стога кретање курса динара последњих година више подсећа на неки од режима из групе фиксних, али прилагодљивих режима. Међутим, такво понашање и директна контрола кретања курса није само специфичност НБС.

Графикон 11.2: Кретање курса динара и дневних интервенција НБС



Извор: прорачун и приказ аутора на основу података с веб-сајта НБС.

Bofinger и *Wollmershauser* (2001) истраживали су понашање централних банака у 44 земље које формално спроводе флексибилан режим курса, с намером да утврде у којој мери централне банке интервенцијама утичу на кретање курса. У периоду 1975-2000. посматрали су кретање девизних резерви, уз услов да би промене девизних резерви код ублажавања флукуација курса требало да буду случајно распоређене око нуле, док би код утицаја на ниво курса промене девизних резерви требало да буду истрајне у једном правцу, у смислу да је интервенција куповине пропраћена с неколико узастопних куповина, а интервенција продаје с неколико сукцесивних продаја. На основу спроведеног истраживања дошли су до налаза да чак 77% земаља које се декларишу да су у режиму слободно пливајућег курса заправо циљају курс, само 10% земаља интервенцијама ублажава флукуације курса, а свега 13% бележи једнакост и на страни куповине и на страни продаје девиза. За земље које су се формално изјасниле да су у режиму руковођено флукуирајућег курса, пронашли су да чак 89% централних банака заправо таргетира курс, док преосталих 11% интервенише ради ублажавања

флуктуација курса.³²⁸ У својој анализи, у зависности од политике и циљева интервенција, извршили су класификацију флексибилног режима у три форме:³²⁹ а) прави пливајући режим, где се централна банка у потпуности уздржава од интервенција на девизном тржишту, б) независни пливајући режим, у коме централна банка интервенише само ради ублажавања осцилација, док је тржишту препуштено да одреди путању курса и в) руковођено пливајући режим, у коме централна банка примарно одређује путању кретања курса.

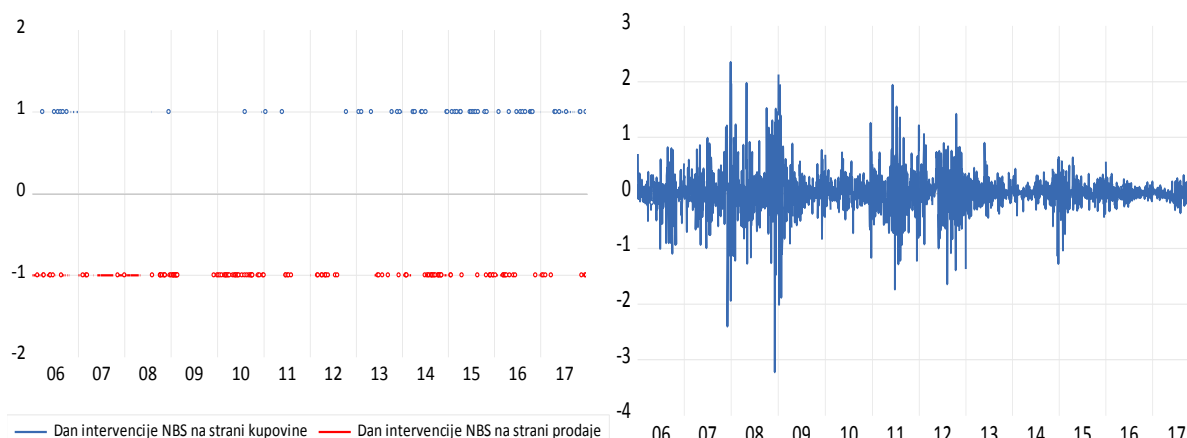
У настојању да проверимо понашање НБС, применили смо исту аналогију као поменути аутори на понашање НБС у периоду од почетка 2006. до краја 2017. Добијени резултати указују на то да се НБС понаша на начин који је својствен централним банкама које заправо таргетирају курс. Интервенција на страни продаје девиза, као и на страни куповине девиза, била је најчешће праћена сукцесивним вишедневним интервенцијама у истом правцу. Графикон 11.3 илуструје понашање НБС, где је вредност 1 ознака за дан када је НБС интервенисала куповином, а -1 вредност за дан када је интервенисала продајом. Даље, о интензитету директног утицаја или директног таргетирања курса динара говори и чињеница да је НБС у посматраном периоду интервенисала у просеку сваког трећег радног дана.

Доминантан положај НБС на девизном тржишту, како регулаторни, тако и у погледу финансијског потенцијала и висине девизних резерви, релативно обимно учешће интервенција НБС у односу на међубанкарску трговину и релативно висока учесталост интервенција НБС на девизном тржишту одраз су контролисани нивоа курса и његовог кретања од стране НБС. Општа карактеристика целог посматраног периода јесте та да је курс динара и његово кретање било под значајним директним утицајем интервенција НБС, док се само делимично разликује опсег флуктуација које су биле толерисане, уз генералну правилност да су периоди депрецијације дуготрајнији и контролисанији интервенцијама НБС, изузев оштре депрецијације с настанком светске кризе крајем 2008, док су периоди јачања динара, иако краткотрајнији, били толерисани од стране НБС, с мањим интензитетом контроле. Јачање директне контроле кретања курса динара одражава се на мању волатилност курса динара, што се може уочити на Графикону 11.3.

³²⁸ Wollmershauser (2003), стр. 6.

³²⁹ Bofinger и Wollmershauser (2001), стр. 3-14.

Графикон 11.3: Учесталост дневних интервенција НБС и дневне промене курса динара
Dnevna promena kursa



Извор: прорачун и приказ аутора на основу података са веб-сајта НБС.

Као што је већ указано, уобичајено је да се ефикасност нестерилишућих интервенција посматра са аспекта сигналног канала, портфолио приступа и тзв. канала „трговања на основу гласина“. Због специфичне стерилизације од стране НБС, нестерилишућих интервенција продаја и стерилишућих интервенција куповине, наша даља анализа ефикасности интервенција занемариће разлике у стерилизацији и усмериће се преваходно на анализу ефикасности утицаја НБС интервенцијама на кретање курса динара кроз сигнални канал и портфолио приступ.

Чини нам се да сигнални канал ефикасно функционише, при чему се ефекат сигнала не односи на то како банке схватају „сигнале“ интервенција у погледу монетарне политике, већ пре свега на ефикасност сигнала о пожељном кретању и нивоу курса динара. Наиме, интервенције НБС на девизном тржишту недвосмислено преносе сигнал банкама о ставу НБС према кретању и/или променама у кретању курса динара и значајно утичу на понашање банака и њихова очекивања, услед чега су варијације курса мање, али уз смањену заинтересованост банака за међусобну трговину, што се огледа у смањеном међубанкарском промету.

Дневне промене курса у посматраном периоду, приказане на Графикону 11.3 указују на то да се смењују периоди различитог степена варијабилности у кретању курса динара, што нас упућује да проверимо употребу тзв. *GARCH* метода у анализи ефикасности интервенција НБС са аспекта портфолио канала. Наша анализа полази од портфолио теорија формирања курса, тако да посматрамо утицај диференцијала каматних стопа и интервенција НБС на кретање курса динара. Утицај интервенција НБС на кретање курса требало би да буде директан, интервенције продаје девиза да

утичу на јачање динара, а куповина на слабљење, с обзиром на досад утврђену намеру НБС да се курсом динара „чврсто“ управља.

Наша полазна поставка за оцену ефикасности интервенција НБС кроз портфолио канал дата је следећим изразом:

$$\Delta s_t = \beta_0 + \beta_1(i_t - i^*_t) + \beta_2 \text{intNBS}_t + \varepsilon \quad (11.1)$$

где Δs означава промену номиналног курса динара, $(i - i^*)$ диференцијал између домаће (i) и стране (i^*) каматне стопе, интервенције НБС су означене са intNBS тако да интервенције куповине узимају позитивну вредност а продаја негативну вредност, и ε стохастички члан (резидуал). На основу добијених резидуала оцењене једначине, бићемо у могућности да оценимо једначину условне варијансе резидуала и проверимо значајност тзв. *ARCH* и *GARCH* ефекта, као и да проверимо појединачне факторе који су утицали на варијабилност курса. За анализу варијабилности курса користимо *GARCH(1,1)* модел следеће спецификације:

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta_3 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_4 \sigma_{t-1}^2 \quad (11.2)$$

где је σ_t^2 условна варијанса као функција три израза: ω који представља средњу вредност, односно константни израз, информација о волатилности из претходног периода ε_{t-1}^2 (тзв. *ARCH* израз) и варијансе из претходног периода σ_{t-1}^2 (тзв. *GARCH* израз).

Анализа се односи на период септембар 2006 - децембра 2017. Као мера диференцијала каматних стопа коришћена је разлика између референтне каматне стопе НБС и референтне каматне стопе ЕЦБ на годишњем нивоу. Такође, у анализи је коришћен и податак о међубанкарском промету, као егзогена варијабла која би требало да провери наше раније закључке о ефикасности сигналног канала кроз утицај на понашање банака и реализовани међубанкарски промет. Коришћени месечни подаци о просечном курсу динара за евро преузети су с веб-сајта НБС, као и подаци о интервенцијама НБС, затим референтној каматној стопи по којој је НБС спроводила операције на отвореном тржишту, као и о међубанкарском промету на девизном тржишту. Податак о референтној каматној стопи ЕЦБ преузет је с веб-сајта ЕЦБ. Изражене у логаритму, варијабле су диференциране како би се обезбедила њихова стационарност за анализу.

Методом обичних најмањих квадрата оцена једначине (11.1) дала је следеће резултате (Прилог 9.1):

$$\Delta s_t = 0.000333 + 0.187468(i_t - i^*_t) - 5.33E - 05 \text{intNBS}_t$$

(0.203646)	(7.22E-06)	
[0.920558]	[-7.374801]	
<i>R-squared</i> 0.311635	<i>Durbin-Watson stat</i> 1.538651	<i>Prob(F-statistic)</i> 0.000000

Позитиван предзнак за промену диференцијала каматних стопа указује на то да ће повећање диференцијала каматне стопе утицати на депрецијацију динара, док негативан предзнак испред интервенција НБС указује на то да ће интервенције продаје утицати на јачање динара.

На основу резидуала из оцене наведеног модела у могућности смо да оценимо основну једначину. Како нам наведени метод омогућава да укључимо и егзогене варијабле које могу да утичу на варијабилитет курса, као егзогену варијаблу укључили смо промене у међубанкарском промету, како бисмо проверили значајност утицаја промета на флукуације курса. На бази резидуала главне једначине оцењена је варијанса резидуала и добијени су следећи резултати (Прилог 9.2):

$$\Delta s_t = 0.000475 - 0.099746(i_t - i^*_t) - 4.03E - 05 \text{intNBS}_t$$

(0.129970)	(7.35E-06)
[-0.767458]	[-5.480459]

Предзнак испред каматног диференцијала је променио знак, сада је негативан, али и даље статистички није значајан, док је предзнак и статистички значај утицаја интервенција НБС на варијабилност курса потврђен наведеном оценом.

Даље, добијена оцена за једначину условне варијансе је следећа:

$$\sigma_t^2 = 3.46E - 05 + 0.090074 \text{ ARCH} + 0.561790G \text{ GARCH} + 9.02E - 05 \Delta \text{promet}$$

(0.031390)	(0.166521)	(3.09E-05)
[2.869482]	[3.373698]	[2.922376]

Својства добијене оцене варијансе у погледу аутокорелације, нормалности распореда и хетероскедастичности резидуала су задовољавајућа, па се стога могу прихватити резултати. Добијени резултат указује на статистички значајан тзв. *ARCH* и *GARCH* ефекат на варијабилност курса, али и статистички значајан ефекат међубанкарског промета на варијабилност курса. Потврђен статистички значај *ARCH* ефекта указује на то да информације из претходног периода о варијацијама курса утичу на варијабилност курса у текућем месецу. Даље, потврђени статистички значај *GARCH* ефекта указује на то да је варијабилност курса у текућем периоду под значајним утицајем варијабилности из претходног периода. Позитиван предзнак испред промета указује на то да већи промет повећава варијабилитет курса, чиме је индиректно потврђен и сигнални канал. Наиме, сигнални канал смо објаснили кроз мањи обим трговине између банака услед значајног утицаја интервенција НБС на понашање банака, и њихову већу пасивност у

међусобној трговини очекивањима да ће се НБС појавити на тржишту и интервенцијама понудити одговарајући курс и/или потребну девизну/динарску ликвидност.

Иако се чини да интервенције НБС имају супротан ефекат на ниво курса од теоријски очекиваног, од успешних и ефикасних интервенција очекивало би се да куповина девиза буде повезана са апрецијацијом, а продаја с депрецијацијом курса - не значи да интервенције НБС имају супротан ефекат на кретање и промене курса динара од жељеног. Мада је дозвољаван изванредан степен јачања и слабљења курса динара, већину посматраног времена НБС интервенише како би сузбила притиске који долазе с тржишта, било у правцу јачања или у правцу слабљења динара, услед чега су интервенције повезане са супротним смером у кретању курса - интервенције продаје девиза с јачањем, а интервенције куповине са слабљењем динара, што је заправо и била намера НБС да продајом девиза спречи слабљење, а куповином девиза да спречи јачање динара, те су стога интервенције НБС ефикасне, а утицај интервенција на кретање курса динара у складу с намером интервенција НБС. Наиме, такво кретање је делимично повезано с проблемом ендогености интервенција централне банке. НБС интервенише када се курс динара удаљава од циљаног нивоа, па се због тога интервенције могу посматрати и као шок политике, а не само као одговор политике на шокове.

Из овакве политике интервенција произлази да НБС не дозвољава курсу да пређе или падне испод одређеног нивоа, што би имплицитно значило да не циља одређени специфични (фиксни) ниво курса, него да одређени временски период циља (брани) горњу границу, не дозвољавајући да динар ослаби преко те границе, а одређени временски период (брани) доњу границу курса, не дозвољавајући да курс динара ојача преко одређеног нивоа.

Простор за интервенције НБС се разликује у зависности од тога да ли се ради о куповини или продаји девиза. Теоријски посматрано, простор на страни куповине девиза нема ограничења, будући да НБС може неограничено да купује девизе и креира примарни новац (динара). Лимит за куповину је индиректни и обухвата интеракцију између трошкова који се јављају по основу стерилизације креираних динара и прихода од управљања девизним резервама, тако да би у песимистичком сценарију евентуално креирани губици централне банке по основу виших трошкова и нижих прихода могли да представљају ограничење за интервенције куповине. На другој страни, ограничење за продају девиза директно је повезано с нивоом девизних резерви којим централна

банка располаже. Тренутни ниво девизних резерви НБС (од око 10 милијарди евра) покрива динарску новчану масу М1 с преко 180% што у песимистичком сценарију даје довољно простора за контракцију новчане масе М1 до нултог нивоа, чиме би се свакако зауставили депрецијацијски притисци. Међутим, уобичајени стандард у политици интервенција јесте употреба до 10% стока девизних резерви за одбрану неког специфичног нивоа курса, тако да је мало вероватно замислити сценарио у коме се комплетна новчана маса стерилише продајом девиза од стране НБС, као што је мало вероватан и сценарио неограничене куповине девиза, будући да би се реакцијом каматном стопом и њеним смањењем смањило прилив девиза, уз могућност да се стопом обавезне резерве повећа стерилизација вишкова динарских ликвидности

11.3. Контрола кретања токова капитала

Либерализација економских односа са иностранством и делимична либерализација капиталних токова, уз велику мобилност међународног капитала, учинила је Србију осетљивом на обимне приливе, али и рањивом на изненадне заокрете и одливе капитала. С друге стране, недовољна домаћа акумулација учинила је домаћу привреду зависном од међународног капитала, и власничког и портфолио капитала, што уз актуелне међународне стандарде који се односе на област токова капитала, ограничава, ако не и у потпуности искључује, могућност директног - административног - ограничења токова међународног капитала.

Увођење руковођено флукутирајућег курса крајем 2000. праћено је либерализацијом текућих трансакција и делимичном релаксацијом у погледу слободе кретања капитала. Са аспекта кретања капитала, цео период од 2000. до краја 2017. може се поделити у три потпериода, први период од 2002. до наступања кризе у јесен 2008, други од јесени 2008. до 2012. и трећи период од 2013. до 2017. Први период, осим по приливу власничког капитала по основу приватизације, карактеристичан је по приливу дужничког капитала, пре свега задуживањем банака, а касније и предузећа директно у иностранству. Други период карактерише одлив капитала и раздуживање банака према иностранству, док трећи период карактерише прилив капитала, али највећим делом у дужничке инструменте државе.

Директна последица изненадних и обимних прилива и одлива капитала рефлектује се на курс динара, чије је кретање у кратком року под снажним и директним утицајем токова капитала. Могућности индиректног утицаја су ограничене и не увек ефикасне. Референтна каматна стопа није успевала да ограничи одливе капитала. Такође,

искуство повећања стопе обавезне резерве на чак 60%, осим што је иницијално делимично успорило задуживање банака у иностранству, резултирало је преусмеравањем предузећа на директно задуживање у иностранству. Услед немогућности индиректног утицаја, интервенције НБС на девизном тржишту коришћене су како би се у периодима прилива капитала спречила прекомерна апрецијација динара, што је резултирало и растом девизних резерви, које су касније коришћене за интервенције продаје девиза у периодима одлива капитала и спречавање интензивне депрецијације динара. Наведена политика интервенција, тзв. „одупирање ветру“, карактеристика је готово свих земаља у развоју које су суочене с наглим приливима и одливима капитала и притисцима на јачање и слабљење домаће валуте.

Понашање и реакција централне банке на ефекте кретања капитала види се кроз корекције референтне каматне стопе и кроз интервенције на девизном тржишту. Иако би флексибилни курс требало да делује као аутоматски стабилизатор код прилива и одлива капитала, његове велике флукуације НБС није увек толерисала. На изненадне и обимне одливе капитала реаговало се повећањем камате, чији су очекивани ефекти најчешће у таквим околностима изостајали (крајем 2008), услед чега су интервенције амортизовале део притисака на курс. Такође, током кризног периода, НБС је, у сарадњи с ММФ-ом, била потписница тзв. Бечке иницијативе.³³⁰ Један од циљева ове иницијативе била је намера да се смање притисци на домаће валуте, тако што ће матице пословних банака задржати изложеност према својим супсидијарима у земљама потписницама иницијативе, док су централне банке преузеле обавезу да прошире свој инструментаријум и прихватљиве колатерале како би обезбедиле нове изворе ликвидности, у девизама и домаћој валути, и смањиле притисак у правцу депрецијација валута. Као и већина других централних банака, и НБС је прилагодила свој инструментаријум након наступања кризе,³³¹ којим је додатно пружила могућности банкама да се задужују код НБС. С друге стране, реакција на приливе није подразумевала смањење каматне стопе, већ се углавном допуштало да се део прилива одрази на јачање динара, након чега би НБС интервенисала куповином девиза, задржавајући курс на приближном нивоу док трају приливи и притисци на јачање динара, уз истовремено повећање девизних резерви.

Међународна искуства указују на то да се често као одговор на изненадне обимне приливе, али и одливе капитала, реагује рестрикцијама и ограничењима. Међутим,

³³⁰ Јемовић и Крстић (2015), стр. 162.

³³¹ Јемовић и Крстић (2014), стр. 61-62.

искуства указују на то да су ове рестрикције у дугом року неефикасне, будући да капитал нађе начина да заобиђе наведена ограничења. Такође, једном успостављена контрола има тенденцију задржавања и после ишчезавања иницијалних разлога за њено успостављање. С друге стране, интересантан је налаз за истраживања о токовима капитала у осамдесетим и деведесетим годинама да укидање рестрикција за одлив капитала утиче на повећање прилива због позитивног сигнала послатог тржиштима.³³² Новија истраживања (*Eichengreen и Rose, 2014*) о ефектима токова капитала, нарочито након наступања економске кризе 2008, указују на то да се сваки предложени вид контроле капитала сматра „другим најбољим решењем“, услед изостанка „првог најбољег решења“ које подразумева да су домаћа тржишта развијена и довољно дубока да могу да амортизују нагле приливе и одливе капитала без значајних утицаја на кретање курса, да су институционални капацитети регулатора развијени и да поседују кредибилитет у управљању финансијским системом земље.³³³ На другој страни, заступници слободног кретања капитала указују на користи и предности интеграције у међународним токовима капитала и алокације вишка штедње из суфицитарних земаља у дефицитарне земље. Као предуслов за отворен капитални рачун и потпуну либерализацију капиталних токова истиче се флексибилност девизног курса и њихов основни аргумент јесте тај да је тешко одржати стабилност курса у условима огромних дневних капиталних токова који се свакодневно преливају преко девизног тржишта.³³⁴ У таквим околностима, изнова је актуелна трилема да ли ће се земља одрећи аутономне монетарне политике, стабилности курса или интеграције у светске финансијске токове.

Низак ниво домаће штедње учинио је нашу привреду зависном од међународног капитала, при чему су приливи власничког капитала у форми директних инвестиција мањег утицаја на кретање курса од портфолио прилива. Портфолио приливи капитала у нашу земљу резултат су заинтересованости страних инвеститора за улагање у динарске дужничке инструменте. Међутим, понашање инвеститора се разликује у зависности од њихове рочне оријентације. Краткорочно оријентисани инвеститори мотивисани су пре свега разликама у каматним стопама и они по правилу експлоатишу разлике у приносима између две валуте (тзв. *carry trade*). Присуство ових инвеститора је нарочито изражено на вишим нивоима каматних стопа (двоцифреним), што резултира наглим приливима и одливима у само неколико недеља или месеци, повећавајући

³³² Bartolini и Drazen (1997), стр. 25-26.

³³³ Eichengreen и Rose (2014), стр. 17-21.

³³⁴ Rogoff et al. (2003)

волатилност курса динара. На другој страни, оријентација портфолио инвеститора је с дужим хоризонтом и по правилу су оријентисани на принос од инвестирања у државни дуг.

Присуство дугорочно оријентисаних инвеститора је пожељно, како због позитивног утицаја на кретање курса, тако и због финансирања дефицита буџета. То је вероватно један од разлога, као што смо видели у делу у коме се анализирао фискална доминантност, зашто НБС реагује на промену ризико премије, повећава референтну стопу и реалну каматну стопу када се повећава премија ризика, како би се динарски инструменти учинили атрактивним и смањили могући депрецијацијски притисци на курс динара услед повлачења портфолио инвеститора.

12. Индекс монетарних услова

Индекс монетарних услова (ИМУ) указује на карактер монетарне политике. За нашу даљу анализу релевантно је да утврдимо у којој мери је карактер монетарне политике НБС представљао реакцију монетарне политике на кретања инфлације. Наша конструкција ИМУ базира се на једначини (из другог дела) која за оцену карактера користи реалне варијабле, реалну каматну стопу и реални курс, мада је могуће конструисати индекс базиран и на номиналним величинама. За разлику од индекса представљеног у другом делу рада, где повећање значи поштравање монетарне политике, а смањење релаксацију, у нашем случају, због начина на који смо изразили реални курс динара, наш индекс је конструисан тако да смањење означава поштравање монетарне политике, а повећање релаксацију монетарне политике.

Такође, будући да је немогуће проценити равнотежни (или неутрални) ниво реалног курса и реалне каматне стопе, за тај ниво је узета оцена њиховог дугорочног тренда, тако да текућа вредност у односу на тренд представља одступање од тренда. Овај приступ при оцени равнотежног нивоа варијабли иначе заступају *Clarida, Gali* и *Getler* (2000) који су оцењивали равнотежну реалну каматну стопу у америчкој привреди као разлику између просечне каматне стопе Федералних резерви САД и просечне инфлације,³³⁵ а што је такође уобичајени поступак и пракса и других централних банака при конструисању ИМУ.

С обзиром на наведено, конструисани ИМУ обухвата јаз у реалном курсу динара и јаз у реалној каматној стопи. Уобичајено је да се при додели пондера оцењују утицаји каматне стопе и курса на агрегатну тражњу. Додељени пондери, односно однос учешћа

³³⁵ Clarida, Gali и Getler (2000), стр. 156.

каматне стопе и курса у ИМУ разликује се у зависности од специфичности сваке појединачне земље и указује на утицај појединог инструмента на агрегатну тражњу. Тако је оцењени однос реалне камате и реалног курса у Немачкој 3, у Канади 3, у Норвешкој 3, у Француској 4, а у САД чак 9.³³⁶ Међутим, у нашој земљи девизни курс има знатно већи утицај од каматне стопе. Младеновић-Коматина, Палић и Вукићевић (2005) при конструисању ИМУ за Србију, који се базира на номиналном ефективном курсу динара и номиналној камати, проценили су да је утицај курса двоструко већи од утицаја каматне стопе на кретање инфлације. Наиме, они закључују „да промена номиналног ефективног курса за 1% остварује исти ефекат на стопу инфлације као и промена каматних стопа од 2 процентна поена.“³³⁷

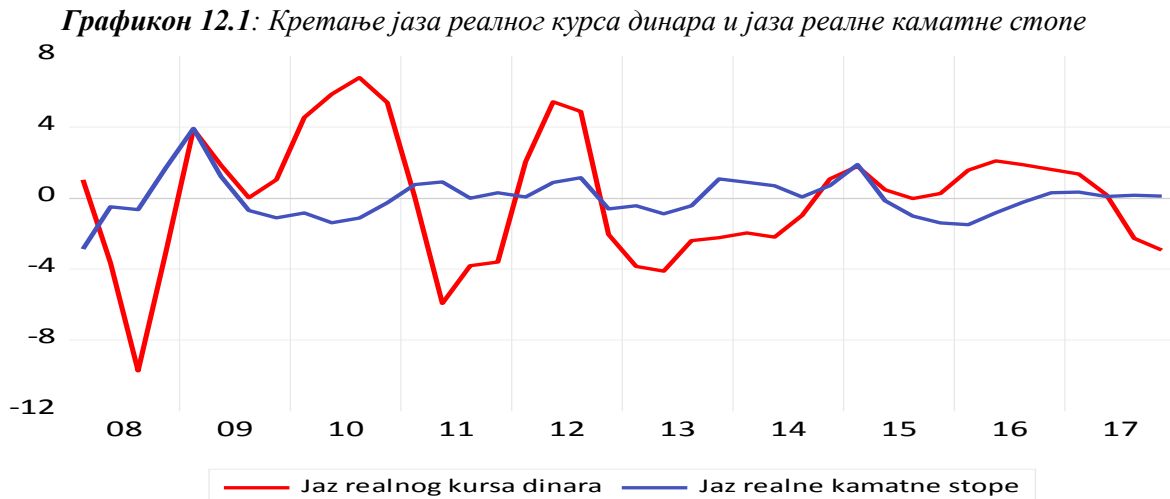
Будући да је наша досадашња анализа указала како на доминантност канала девизног курса, тако и на значајан утицај који висок степен евроизације привреде има у спровођењу монетарне политике, ми смо се определили да однос између реалног курса и реалне каматне стопе буде 3 : 1, односно да пондер реалног курса у конструисању ИМУ износи 0,75, а пондер реалне каматне 0,25. При процени пондера руководили смо се пре свега просечним степеном евроизације финансијског система, мерено учешћем девизних депозита и кредита у укупним депозитима и кредитима банака, те би тај однос требало да буде добар показатељ утицаја монетарне политике преко курса и каматне стопе и на кретање агрегатне тражње и на кретање инфлације. Оправдање за коришћење наведених пондера пружа и отвореност наше привреде, мерена сумом увоза и извоза у односу на БДП, која за период 2005-2017. износи у просеку око 88%, што такође може да буде показатељ већег значаја кретања курса како на цене, тако и на агрегатну тражњу.

Даље, уобичајена је пракса конструкције индекса на бази кварталних података, како би се искључила могућа варијабилност месечних података. Израчунавање реалног курса вршено је на основу просечних кварталних података о номиналном курсу динара коригованим за раст цена у Србији и ЕУ. Једнонедељни *Belibor*, камата с међубанкарског тржишта новца која је под значајним утицајем кретања референтне камате НБС, коришћен је за израчунавање реалне каматне стопе с кварталном динамиком, при чему је реална камата добијена као разлика између номиналне каматне стопе и очекиване инфлације за годину дана унапред. Јаз реалног курса динара и реалне каматне стопе процењен је применом *HP* филтера, и на тако добијене величине

³³⁶ Costa (2000), стр. 101.

³³⁷ Младеновић-Коматина, Палић и Вукићевић (2005), стр. 7.

додељени су одговарајући пондери јазу реалног курса и јазу реалне каматне стопе (како је наведено 0,75 за јаз курса и 0,25 за јаз каматне стопе) како би се добио ИМУ (Прилог 10). У анализи су сви коришћени подаци с веб-сајта НБС. Тако конструисан ИМУ и јазове реалног курса динара и реалне каматне стопе приказујемо на Графиконима 12.2 и 12.1.

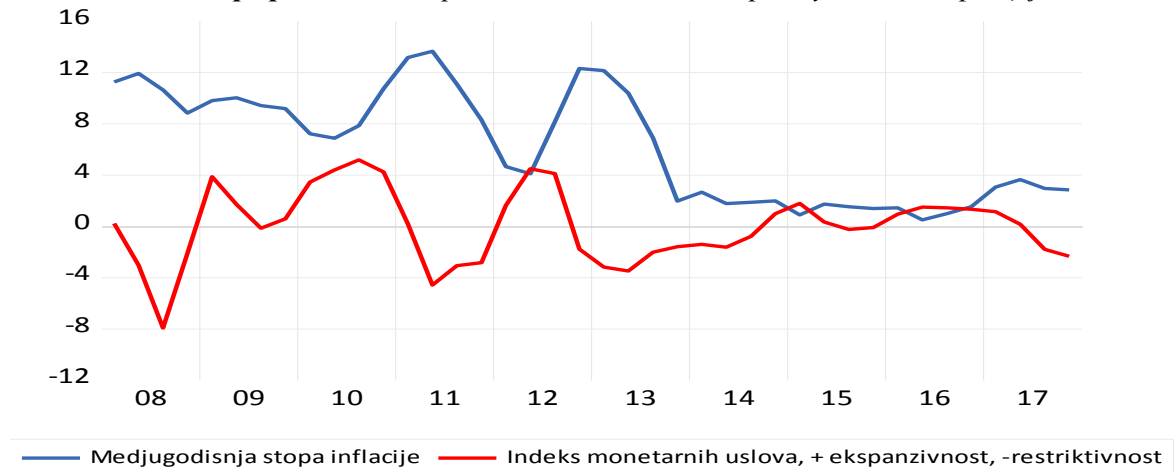


Извор: прорачун и приказ аутора на основу података с веб-сајта НБС.

Наведени показатељ базиран је на функцији агрегатне тражње, и како је објашњено у другом делу, обухвата утицај реалног курса и реалне камате на инфлаторне/дезинфлаторне притиске, те указује на карактер монетарне политике и интензитет експанзивности или рестриктивности монетарне политике. Релативно велики значај додељен курсу у највећем делу одређује кретање карактера монетарне политике. Тако је у највећем делу посматраног периода рестриктивност монетарне политике повезана с реалном апрецијацијом курса, која има двоструки утицај: утиче на смањење агрегатне тражње и утиче на смањење инфлације, будући да апрецијација домаће валуте има дезинфлатоно дејство и не дозвољава значајно повећање увозних цене. Поред тога, инфлација може бити смањена и услед пада привредне активности. Међутим, с обзиром на сложеност процеса трансмисије монетарне политике, ефекти курса се јављају са заостајањем, услед чега је пад инфлације заостајао за повећаном рестриктивношћу изазваном примарно реалном апрецијацијом, што се може видети из Графикона 12.2. Због овог кашњења и сложености трансмисије, произлази да ће апрецијација курса данас утицати на смањење нивоа производње и инфлације који се очекује у будућности. Посматрано са аспекта реакције монетарне политике НБС, ово очекивање нижег будућег производа и ниже будуће инфлације услед ефеката реалне апрецијације смањује очекивања о могућем повећању каматне стопе у будућности, апрецијација реалног курса данас повећава вероватноћу да ће НБС

реаговати смањењем каматне стопе у наредном периоду. Овај механизам делимично објашњава смењивање периода рестриктивности и експанзивности монетарне политике НБС.

Графикон 12.2: Кретање индекса монетарних услова и инфлације



Извор: прорачун и приказ аутора на основу података с веб-сајта НБС.

Из приказаног кретања ИМУ и инфлације произлази неколико упаливих запажања: прво, да је период експанзивности претходио убрзању инфлације, а период рестриктивности паду инфлације, а како је курс доминантно одредио карактер монетарне политике, још једном је потврђен значај канала девизног курса у трансмисији монетарне политике, као и значај ефекта промене (и номиналног и реалног) курса на кретање инфлације; друго, да су на вишим нивоима инфлације (2008-2013) веће осцилације у интензитету рестриктивности и експанзивности, док су нижи нивои инфлације праћени с мањим заокретима у карактеру монетарне политике, што је такође у складу са економском интуицијом да ће смањење виших стопа инфлације захтевати значајно поштравање монетарне политике; треће, кретање карактера монетарне политике опредељено је кретањем реалног курса динара како због додељеног пондера, тако и због значајно већих заокрета и осцилација у односу на кретање реалне каматне стопе, док реална каматна стопа има стабилније кретање и мање заокрете; четврто, да су шокови на страни понуде, услед лоше пољопривредне сезоне, додатно утицали на високе стопе инфлације у 2010-2011. и 2012-2013, које су обаране уз номинално јачање курса динара, што је здружено допринело реалној апрецијацији динара и рестриктивности монетарне политике у 2011. и 2013. и, на крају, да кретање ИМУ, осим што указује на текући карактер монетарне политике, представља основу за очекивања у погледу будуће реакције НБС и може јавности служити као добар предиктор реакције монетарне политике у будућности.

ЗАКЉУЧАК

У раду су представљене основне карактеристике појединих режима девизног курса и изабране теорије одређивања курса, с пратећим емпиријским резултатима о валидности теоријских претпоставки о утицају различитих режима курса на макроекономске перформансе, као и о валидности одабраних модела формирања курса у случају Србије у периоду од 1994. до 2017. Изабране теорије и модели одређивања девизног курса биле су основ за анализу и идентификовање основних фактора у формирању курса динара, док су представљене карактеристике и различите варијанте циљања инфлације послужиле као оквир за анализу улоге и значаја који курс динара има у процесу спровођења монетарне политике Народне банке Србије.

Резултати емпиријских истраживања бројних аутора о ефектима појединих режима курса генерално су сагласни да је фиксни режим повезан с нижим стопама инфлације, док емпиријски налази углавном подржавају став да су флексибилни режими повезани с вишим стопама привредног раста. Такође, емпиријски налази указују на то да су поједине теорије одређивања девизног курса валидне у дугом року, као што је паритет куповне моћи, али не и у кратком року. Један од узрока одступања од паритета куповне моћи јесте постојање *Balassa-Samuelson*-овог ефекта. Такође, готово да постоји општа сагласност о важењу паритета покривених каматних стопа и одсуству доказа о важењу паритета непокривених каматних стопа. Поред тога, налази генерално подржавају предвиђања монетарних модела одређивања курса у условима високих стопа инфлације и/или хиперинфлације да ће се курс пропорционално прилагодити релативном расту понуде новца. Емпиријско тестирање равнотежног портфолио модела и модела валутне супституције отежано је услед тешкоћа с прикупљањем потребних података за тестирање наведених модела. Међутим, иако је тешко наћи емпиријску верификацију модела валутне супституције, економска интуиција намеће валутну супституцију као један од валидних узрока високог степена евроизације у нашој земљи, будући да према теорији валутне супституције, уз традиционално неповерење економских субјеката у динар, очекивање депрецијације домаће валуте повећава тражњу за страном валутом, утичући на слабљење домаће валуте.

Приказане карактеристике циљања инфлације чиниле су оквир за емпиријско истраживање и анализу политике и динамике курса динара у Србији у периоду од 2006. до краја 2017. Два основна предуслова за ефикасно спровођење стратегије циљања

инфлације јесу флексибилан курс и одсуство фискалне доминантности. Иако у потпуности нису били испуњени сви услови, избор циљања инфлације као стратегије монетарне политике НБС, прво неформалне од септембра 2006, а затим и званичне стратегије од 2009, представљао је најмање лоше решење за НБС.

Дубоко укореењена историја високих инфлација и хиперинфлације у прошлом столећу нарушила је кредибилитет монетарне политике и поверење у домаћу валуту. У таквим околностима НБС је „окована страховима“. На једној страни, „страхом од званичног фиксирања курса“, а на другој страни „страхом од пливања“. „Страх од званичног фиксирања курса“ потиче услед негативних искустава с ранијим неуспесима фиксног режима, што је вероватно био један од разлога за формално усвајање режима руковођено пливајућег курса динара крајем 2000. С друге стране, неповерење у домаћу валуту изазвано историјом високих инфлација резултирало је високим степеном евроизације домаћег финансијског система креирајући код НБС „страх од пливања“ курса динара, услед чега, и поред стратегије циљања инфлације, која подразумева флексибилан курс, кретање курса у Србији показује најмањи степен флексибилности у односу на земље из региона које спроводе исту монетарну стратегију. У наведеним околностима, циљање инфлације је најмање лоше решење, ако не и једино дугорочно одрживо решење до уласка Србије у зону евра и прихватања евра као заједничке валуте, зато што је циљање инфлације „ограничена дискреција“ која пружа довољан простор и дискрецију НБС за управљање курсом динара без формалне обавезе одржавања и/или очувања неког специфичног нумеричког нивоа курса.

Анализом изабраних теорија одређивања девизног курса и анализом монетарних стратегија, са акцентом на улогу курса у оквиру стратегије циљања инфлације, у првом и другом делу рада дефинисан је оквир за даља истраживања фактора који утичу на одређивање курса и динамику курса динара у Србији. Спроведена анализа улоге курса динара у процесу трансмисије монетарне политике и анализа ефеката који курс динара има на основне макроекономске перформансе, пре свега на кретање инфлације, представља основ за разумевање понашања и реакције монетарне политике НБС на кретање курса динара, као и анализу могућности директног и индиректног управљања курсом динара на начин који је конзистентан са стратегијом циљања инфлације.

Спроведена анализа о улози и значају који курс динара има у процесу спровођења монетарне политике базирана је на стандардним методама статистичке и економетријске анализе. Осим примењене дескриптивне статистике, анализа посматраних временских серија подразумевала је проверу стационарности, која је

испитана коришћењем тестова јединичног корена. Регресиона анализа методом обичних најмањих квадрата подразумевала је проверу статистичке адекватности модела тестовима аутокорељације и нормалности резидуала. Испитивано је постојање узрочности и дугорочне равнотежне везе, односно коинтеграције између курса и посматраних променљивих, и дата оцена краткорочних осцилација око дугорочне везе, односно тзв. модели кориговани грешком из равнотежне једначине. У анализи је коришћена векторска ауторегресија за оцену ефеката промене номиналног курса динара на цене. Векторска ауторегресија је пружила и систематичан приступ којим се обухвата динамика вишеструких временских серија у анализи трансмисије монетарне политике. Ауторегресиони модели уопштене условне хетероскедастичности коришћени су у анализи варијабилности курса, као стандардни оквир за анализу временских серија чија је основна карактеристика нестабилност условне варијансе. Оцена дугорочног тренда вршена је коришћењем *HP* филтера.

Основни резултати спроведених анализа и истраживања су следећи:

а) Монетарни модели одређивања курса добро описују кретање курса динара у периоду од марта 1994. до краја 1998. Иако формално у режиму фиксног курса, монетарна експанзија у посматраном периоду која је потицала по основу монетизације фискалног и квазифискалног дефицита генерисала је притиске на инфлацију, док је инфлација даље значајно утицала на слабљење динара, креирајући очекивање даљег слабљења динара.

б) Кретање курса динара у периоду од увођења руковођено пливајућег курса (крајем 2000) до почетка 2006. и припрема за усвајање стратегије циљања инфлације, у највећем делу посматраног периода било је под доминантном контролом НБС. Политика интервенција НБС одговара ономе што се назива „брутална снага“. НБС је директно контролисала курс, док је монетарна политика спровођена без јасне и конзистентне монетарне стратегије и била усмерена на једној страни – на таргетирање курса, а на другој страни – на сузбијање инфлаторних притисака потеклих углавном по основу агрегатне тражње узроковане кредитном експанзијом и по основу преносног ефекта номиналне депрецијације курса на цене.

в) Кретање курса динара од усвајања циљања инфлације карактеришу периоди различитог степена варијабилности, као и краћи и дужи периоди јачања и слабљења. Иако по дефиницији циљање инфлације подразумева флексибилност курса, специфичност наше привреде свакако је утицала на то да се формирање курса не препусти искључиво тржишним снагама, услед чега је НБС утицала на његово кретање,

индиректно – референтном каматном стопом, и директно – интервенцијама на девизном тржишту.

г) Анализа успешности спровођења циљања инфлације указује на то да је просечна међугодишња стопа инфлације у Србији, у петогодишњем периоду након усвајања циљања инфлације (2007-2011) износила 8,9%, што је за пет процентних поена ниже од просечне међугодишње стопе инфлације за петогодишњи период пре усвајања циљања инфлације (2002-2006). Такође, у целом периоду спровођења циљања инфлације (2007-2017) просечна инфлација је још нижа и износи 6,1% те се намеће закључак да је овај монетарни оквир био релативно успешан у смањењу стопе инфлације. Међутим, у поређењу са земљама које циљају инфлацију (Чешка, Мађарска, Пољска), инфлација у Србији је била значајно виша и с већом варијабилношћу. Такође, инфлација у Србији је била виша и од инфлације у другој групи посматраних земаља (Хрватска, Македонија, Румунија).

д) Спроведено економетријско истраживање значаја трансмисије монетарне политике кроз канал девизног курса потврдило је његову ефективност и релативно велики значај у односу на све остале канале трансмисије. Присутност овога канала не искључује дејство референтне каматне стопе НБС на друге варијабле и функционисање других канала трансмисије. Сви они оперишу истовремено и са истим циљем, с тим што је генерална оцена да је канал каматних стопа ограничено релевантан, кредитни канал мало релевантан, а имовински канал готово ирелевантан.

ђ) Конструисани индекс флексибилности курса – *CR Index* – и његово кретање добро илуструје присутан "страх од пливања" који испољава НБС. Поређење са земљама које спроводе циљање инфлације уз флексибилни режим курса указује, са изузетком два потпериода, да најмањи степен флексибилности има српски динар и да кретање индекса флексибилности курса динара више одговара кретању индекса земаља које спроводе монетарну стратегију базирану на таргетирању курса (Хрватска и Македонија).

е) Висок степен евроизације домаће привеле је директан узрок „страха од пливања“, али и значајног ефекта преноса курса на цене, што додатно појачава „страх од пливања“ НБС. Спроведено економетријско истраживање потврдило је да је ефекат преноса курса на цене у Србији највиши у односу на две групе анализираних земаља. У периоду 2002-2017, процењени краткорочни ефекат курса динара на цене износи око 0,22, док је процењени дугорочни ефекат око 0,5.

ж) Провера важења хипотезе паритета куповне моћи спроведена је тестирањем и апсолутне и релативне верзије. Тестирање хипотезе ПКМ спроведено је за период од марта 1994. до краја 2017. и није потврдило важење хипотезе апсолутног ПКМ за кретање курса динара, будући да реални девизни курс динара поседује јединични корен и да није стационаран. На другој страни, спроведено тестирање је потврдило важење хипотезе релативног ПКМ, будући да је утврђено постојање дугорочне коинтеграционе везе између кретања промена курса динара и релативних инфлација, али без пропорционалности у њиховом заједничком кретању и уз присутно краткорочног одступање од њиховог заједничког дугорочног кретања.

з) Као један од разлога систематског одступања реалног курса динара од апсолутног паритета куповне моћи идентификовали смо присуство тзв. *Balassa-Samuelson*-овог ефекта који смо проценили на основу дугорочног тренда реалног курса динара и на основу разлика у стопама привредног раста између Србије и земаља зоне евра. Од почетка 2001. до краја 2017, просечна годишња стопа апрецијације реалног девизног курса износила је око 2,5%. По искључењу реалне апрецијације динара током 2001. и 2002, која је била највећим делом последица отклањања ценовних диспаритета уз политику готово фиксног номиналног курса динара, просечна стопа апрецијације реалног курса од 2005. до краја 2017. годишње износи око 1,5%. Поред тога, виша просечна годишња геометријска стопа привредног раста у Србији у односу на зону евра, од 1,8% у целом посматраном периоду, односно од 0,9% у периоду од 2005. до 2017. такође потврђује присуство *Balassa-Samuelson*-овог ефекта али указује и на његово слабљење. На основу тог закључујемо да је *Balassa-Samuelson*-ов ефекат утицао на просечну годишњу стопу реалне апрецијације динара нешто мање од једног процентног поена у периоду 2005-2017, док се преостали део апрецијације реалног курса динара односи на друге факторе.

и) Спроведено економетријско тестирање, како регресијом тако и коинтеграцијом, није потврдило валидност хипотезе непокривеног каматног паритета. Наиме, налаз указује на то да повећање каматног диференцијала (релативно повећање динарске каматне стопе) утиче на апрецијацију динара, док повећање премије ризика земље утиче на слабљење динара. Супротно теорији непокривеног паритета каматних стопа, повећање референтне стопе НБС утиче на јачање динара, што је у складу са економском интуицијом и начином на који се генерално спроводи монетарна политика. Понашање и реакција монетарне политике централних банака у режиму циљања

инфлације заправо се базира на одступању (неважењу) од паритета непокривених каматних стопа.

ј) Како је један од предуслова за ефикасно спровођење монетарне политике применом стратегије циљања инфлације одсуство фискалне доминантности, извршили смо тестирање хипотезе о присуству фискалне доминантности у Србији у периоду 2010-2015, како је дефинисао *Blanchard* (2004). Извршено тестирање је потврдило одсуство тако дефинисане фискалне доминантности. Међутим, значајан налаз из наведеног истраживања односи се на утицај премије ризика земље на кретање реалног курса динара, будући да је потврђено да повећање ризика земље повећава одлив капитала и изазива депрецијацију реалног курса динара, док је утврђено да кретање премије ризика зависи од учешћа јавног дуга у БДП-у и макроекономских перспектива земље. Наведени налази о утицају и кретању премије ризика објашњавају реакцију НБС, која на повећање премије реагује повећањем референтне стопе како би задржала атрактивност улагања у динаре и спречила одлив капитала и депрецијацијске притиске на динар.

к) Спроведена анализа и економетријско тестирање испуњености тзв. *Marshall-Lerner*-овог услова, који је инкорпориран у *Mundell-Fleming*-ов модел одређивања курса, потврдила је валидност *Marshall-Lerner*-овог услова и утицај номиналног курса динара на кретање односа извоз/увоз. Резултати истраживања указују на то да номинална апрецијација динара узрокује смањење односа извоз/увоз, што је индикација погоршања спољнотрговинског биланса, а да номинална депрецијација динара поправља спољнотрговински биланс.

л) Анализа могућности НБС да утиче на кретање курса потврдила је ефикасност и индиректног и директног утицаја монетарне политике на курс динара. Пронађено је да је значајан индиректан утицаја референтне каматне стопе, при чему је директан утицај НБС нарочито изражен од 2013, откад и кретање индекса флексибилности курса много више подсећа на кретање курса из групе фиксних режима. Спроведено економетријско тестирање потврдило је ефикасност интервенција НБС на девизном тржишту кроз портфолио канал и кроз сигнални канал.

љ) Реакција монетарне политике у оквиру циљања инфлације базира се на пројектованој (прогнозираној) инфлацији, што је вероватно један од разлога зашто спроведена анализа није потврдила валидност правила каматне стопе, тзв. *Taylor*-овог правила. Како извршена анализа није пронашла доказе за системску реакцију НБС на одступање од реалног (равнотежног) курса који је укључен у *Taylor*-ово правило,

извесно је да се референтна каматна стопа подешава у зависности од пројектоване инфлације, али и у зависности од кретања номиналног курса динара, односно да НБС има у виду узак опсег кретања номиналног курса динара, који је конзистентан с прогнозираном инфлацијом, и да на одступање номиналног курса од наведеног опсега реагује референтном каматном стопом и интервенцијама на девизном тржишту како би се инфлација нашла у циљаном коридору. Кретање конструисаног индекса монетарних услова потврђује доминантност девизног курса у одређивању карактера монетарне политике и оправдава значај који НБС придаје кретању курса динара.

Иако готово све наведене налазе и резултате истраживања треба посматрати са извесним опрезом, они представљају релативно добру основу за генералну оцену да је у случају Србије, мале и отворене привреде с високим степеном евроизације и релативно значајним ефектом преноса курса на цене, могуће, потребно и оправдано управљање и усмеравање курса динара, без нарушавања базичних принципа на којима се заснива стратегија циљања инфлације. То подразумева да НБС у постизању циљане стопе инфлације користи примарно референтну каматну стопу за утицај на жељено кретање курса динара, које је конзистентно са циљем за инфлацију, док се интервенције користе на начин који је сагласан са актуелном политиком референтне каматне стопе.

Иако је испољени „страх од пливања“ оправдан, он не би требало да паралише НБС и гурне је у „замку“ имплицитног фиксирања курса динара, будући да би таква политика била ризична у сценарију изненадних застоја у приливу капитала и/или погоршања спољнотрговинске равнотеже, која би вршила притисак на депрецијацију динара, и/или реалних шокова, чије би апсорбовање било ограничено имплицитном политиком фиксног курса.

Вишегодишња ниска и стабилна инфлација, уз релативну стабилност курса динара, без изненадних, интензивних и дуготрајних епизода депрецијације свакако доприноси и смањењу ефекта преноса курса на цене, што НБС пружа могућност да, уз неспорну и примарну усмереност на ценовну стабилност, користи предности флексибилног курса. Тако, у условима ниских инфлаторних притисака и кретања инфлације у оквиру циља, у случају присутних депрецијацијских притисака, НБС требало би да допусти изврстан степен слабљења динара кроз контролисану и умерену депрецијацију, чија реализација неће угрозити ценовну стабилност, а може допринети поправљању спољнотрговинског биланса. Наиме, допуштањем данас умерене и контролисане депрецијације која не угрожава ценовну стабилност умањује се депрецијација која ће се активирати у наредном периоду по основу генерисане спољнотрговинске неравнотеже, уз остале

непромењене услове. Кретања током 2014. и делом 2015, када је динар у просеку током обе године депрецирао, при чему је ценовна стабилност била очувана, а дефицит текућег рачуна смањиван, добра су илустрација за управљање курсом на начин који смо горе описали.

„Ограничена дискреција“, која произлази из актуелне стратегије циљања инфлације, пружа довољан простор и слободу НБС за управљање и усмеравање курса на начин који је конзистентан с ценовном стабилношћу, али без формалне обавезе одржавања и/или очувања неког специфичног нивоа курса динара.

У наведеним околностима, чини нам се да је циљање инфлације најмање лоше решење, односно да је то једино дугорочно одрживо решење до уласка Србије у зону евра и прихватања евра као заједничке валуте.

ЛИТЕРАТУРА

1. Abuaf, Niso and Philippe Jorion (1990) „Purchasing Power Parity in the Long Run“, *The Journal of Finance*, Vol. 45, No. 1 (Mar., 1990), pp. 157-174.
2. Agenor, Pierre-Richard (2000) „Monetary Policy under Flexible Exchange Rates: An Introduction to Inflation Targeting“, in „Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges“ Edited by Loayza, Norman and Soto, Raimundo, Central Bank of Chile. доступно на: http://www.bcentral.cl/documents/145129/609394/bcch_documento_138061_en.pdf/d977ba86-bd29-03d6-00a2-193a73a1391c
3. Agenor, Pierre-Richard and Peter J. Montiel (2008) „Macroeconomics“, 3.rd ed., Princeton University Press, Princeton and Oxford.
4. Agha, Asif Idrees, Noor Ahmed, Yasir Ali Mubarik and Hastam Shah (2005) „Transmission Mechanism of Monetary Policy in Pakistan“ *SBP-Research Bulletin* Volume 1, Number 1, 2005, доступно на: <http://www.sbp.org/repec/sbp/journal/Article-1.pdf>
5. Alesina, Alberto and Alexander Wagner (2003) „Choosing (and renegeing on) Exchange Rate Regimes“, NBER Working Paper 9809, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w9809>
6. Арсић, Милојко, Зорица Младеновић, Александра Нојковић и Павле Петровић (2005) „Макроекономско моделирање привреде Србије – теоријске основе и резултати“, CES MECON, Београд.
7. Ball, Laurence (1999) "Policy Rules for Open Economies", in John B. Taylor, ed., *Monetary policy rules*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 127-44., доступно на: <http://www.nber.org/chapters/c7415.pdf>
8. Bartolini, Leonardo and Allan Drazen (1997) „Capital Account Liberalization as a Signal“, *American Economic Review* 87 (1): 1938-54. Као и на NBER Working Paper No. 5725, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w5725.pdf>
9. Baxter, Marianne and Alan C. Stockman (1988) “Business Cycles and the Exchange-Rate Regime: Some International Evidence”, NBER Working Paper 2689, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w2689.pdf>
10. Berg, Andrew, Philippe Karam and Douglas Laxton (2006) „A Practical Model-Based Approach to Monetary Policy Analysis—Overview“, IMF Institute, Working Paper 06/80, доступно на: <http://www.imf.org/en/publications/wp/issues/2016/12/31/a-practical-model-based-approach-to-monetary-policy-analysis-overview-18843>
11. Berg, Andrew, Philippe Karam and Douglas Laxton (2006) „Practical Model-Based Monetary Policy Analysis – A How-To Guide“, IMF Institute, Working Paper 06/81, доступно на: <http://www.imf.org/en/publications/wp/issues/2016/12/31/a-practical-model-based-approach-to-monetary-policy-analysis-overview-18843>
12. Bernanke, Ben S. and Alan S. Blinder (1992) "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 82(4), pages 901-921, September. доступно на: <http://drphilipshaw.com/Protected/The%20Federal%20Funds%20Rate%20and%20the%20Channels%20of%20Monetary%20Transmission.pdf>
13. Bernanke, Ben S. and Frederic S. Mishkin (1997) “Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy?“, NBER Working Paper 5893, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w5893>

14. Bernanke, Ben S. and Mark Gertler (1995) "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", NBER Working Paper 5146, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w5146.pdf>
15. Bernanke, Ben S., Thomas Laubach, Frederic S. Mishkin and Adam S. Posen (1999) „Inflation Targeting – Lessons from the International Experience“, Princeton University Press.
16. Bilson, John F.O. (1978) „The monetary approach to the exchange rate: Some empirical evidence“, IMF Staff Papers, 25, 48–75.
17. Blanchard, Oliver (2004) „Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil“, NBER Working Paper 10389, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w10389>
18. Bofinger, Peter (2001) „Monetary Policy: Goals, Institutions, Strategies, and Instruments“, Oxford University Press. Oxford, UK.
19. Bofinger, Peter and Timo Wollmershaeuser (2001) "Managed Floating: Understanding the New International Monetary Order", Wuerzburg Economic Working Paper No. 30, доступно на: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/48479/1/570611571.pdf>
20. Calvo, Guillermo A. and Carlos Alfredo Rodriguez (1977) „A model of exchange rate determination under currency substitution and rational expectations“, Journal of Political Economy, 85, 617–625.
21. Calvo, Guillermo A. and Frederic S. Mishkin (2003) „The Mirage of Exchange Rate Regimes for Emerging Market Countries“, NBER Working Paper 9808, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w9808.pdf>
22. Calvo, Guillermo A. and Carmen M. Reinhart (2002) "Fear of Floating", The Quarterly Journal of Economics, Vol. 117, No. 2 (May, 2002), pp. 379-408.
23. Calvo, Guillermo A. and Carmen M. Reinhart, (2002a) „Fear of floating“, MPRA, Munich Personal RePec Archive, доступно на: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/14000/1/MPRA_paper_14000.pdf
24. Canzoneri, Matthew B., Robert E. Cumby and Behzad T. Diba (1998) "Is the Price Level Determined by the Needs of Fiscal Solvency?", NBER Working Papers 6471, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w6471.pdf>
25. Canzoneri, Matthew B., Robert E. Cumby and Behzad T. Diba (2000) "Fiscal discipline and exchange rate regimes", Economics Department, Georgetown University, доступно на: http://faculty.georgetown.edu/cumbyr/papers/Fiscal_EXRate.PDF
26. Caseli, Francesca G. and Agustin Roitman (2016) „Non-linear Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets“, IMF Working Paper, WP/16/1, доступно на: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2016/wp1601.pdf>
27. Chailloux, Alexandre, Franziska Ohnsorge and David Vavra (2010) "Euroization in Serbia", European Bank for Reconstruction and Development", Working Paper No. 120, доступно на: <http://www.ebrd.com/downloads/research/economics/workingpapers/wp0120.pdf>
28. Cheng, Kevin C. (2006) „A VAR Analysis of Kenya’s Monetary Policy Transmission Mechanism : How Does the Central Bank’s REPO Rate Affect the Economy?“, IMF Working Paper No. 06/300, доступно на: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/A-VAR-Analysis-of-Kenyas-Monetary-Policy-Transmission-Mechanism-How-Does-the-Central-Banks-19477>
29. Chinn, Menzie David (1997) "Paper pushers or paper money? Empirical assessment of fiscal and monetary models of exchange rate determination", Journal of Policy Modeling, 19, pp. 51-78.

30. Chinn, Menzie David and Guy Meredith (2005) "Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons During the post-Bretton Woods Era", NBER Working Paper 11077, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w11077.pdf>
31. Chrystal, Alec K. (1977) „Demand for international media of exchange“, American Economic Review, 67, 840–850.
32. Chutasripanich, Nuttathum and James Yetman (2015) "Foreign exchange intervention: strategies and effectiveness", BIS Working Papers, No 499 доступно на: <https://www.bis.org/publ/work499.pdf>
33. Clarida, Richard, Jordi Gali and Mark Gertler (2000) „Monetary Policy and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory“ The Quarterly Journal of Economic 115 (1): 147-66., доступно на: <https://www.nyu.edu/econ/user/gertlermqje00.pdf>
34. Cooper, Richard N. (1999) „Exchange Rate Choices“, Discussion Paper Number 1877, Harvard Institute of Economic Research, Harvard University, Cambridge, Massachusetts, доступно на: https://scholar.harvard.edu/files/cooper/files/frbb_full.pdf
35. Copeland, Laurence S. (2005) „Exchange Rate and International Finance“, Fourth Edition, Prentice Hall, England.
36. Coricelli, Fabrizio, Balazs Egert and Ronald MacDonald (2006) „Monetary Transmission Mechanism in Central and Eastern Europe: Gliding on a Wind of Change“, BOFIT Discussion Papers 8, Institute for Economies in Transition, Bank of Finland, доступно на: <https://helda.helsinki.fi/bof/bitstream/handle/123456789/8142/126144.pdf;jsessionid=5603DD91923538CC94F7A8CFFC07DD7D?sequence=1>
37. Costa, Sónia (2000) „Monetary Conditions Index“, Banco de Portugal / Economic bulletin / September, доступно на: https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/papers/ab200006_e.pdf
38. Cumby, Robert E. and Maurice Obstfeld (1984) „International Interest Rate and Price Level Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence“, Exchange Rate Theory and Practice, John F. O. Bilson and Richard C. Marston, eds., University of Chicago Press, доступно на: <http://www.nber.org/chapters/c6832.pdf>
39. Cushman, David O. (2000) „The failure of the monetary exchange rate model for the Canadian-U.S. dollar“, Canadian Journal of Economics, 33, 591-603.
40. De Grauwe, Paul and Gunther Schnabl (2004) "Exchange Rate Regime and Macroeconomic Performance in Central and Eastern Europe", CESifo Working Paper 1182, доступно на: https://www.cesifo-group.de/DocDL/cesifo1_wp1182.pdf
41. De Grauwe, Paul and Gunther Schnabl (2005) "Exchange Rate Stability, Inflation and Growth in (South) Eastern and Central Europe", доступно на: http://www.euroframe.org/files/user_upload/euroframe/docs/2006/session5/eurof06_sc_hnabl.pdf
42. De Grauwe, Paul and Magdalena Polan (2005) "Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?", Scandinavian Journal of Economics 107: 239-59
43. Dornbusch, Rudiger (1976) "Expectations and exchange rate dynamics", Journal of Political Economy, 84, 1161–1176., доступно на: https://www.unich.it/~vitale/Dornbusch_overshooting.pdf
44. Dornbusch, Rudiger (1976b) „The theory of flexible exchange rate regimes and macroeconomic policy“, Scandinavian Journal of Economics, 2, 255–275. Исти рад из 1975. доступан на: <https://dspace.mit.edu/bitstream/handle/1721.1/64314/theoryofflexible00dorn.pdf?s>

45. Dornbusch, Rudiger (1980) „Exchange rate economics: Where do we stand?“, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 143–185., доступно на: https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1980/01/1980a_bpea_dornbusch_branson_whitman_kenen_houthacker_hall_lawrence_perry_fellner_brainard_vonfurstenburg.pdf
46. Driskill, Robert (1981) „Exchange rate overshooting, the trade balance, and rational expectations“, *Journal of International Economics*, 11, 361-377.
47. Ђукић, Мирко, Јелена Момчиловић и Љубица Трајчев (2010) „Модел за средњорочне пројекције Народне банке Србије“, *Стручни радови, Народна банка Србије*, доступно на: https://www.nbs.rs/internet/latinica/90/90_0/2011_17_MDj_JM_LjT.pdf
48. Edwards, Sebastian (2001) “Dollarization: Myths and Realities”, *Journal of Policy Modeling*, 23(3), 249-65., доступно на: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.519.4125&rep=rep1&type=pdf>
49. Edwards, Sebastian (2001a) “Dollarization and Economic Performance: An Empirical Investigation”, *NBER Working Paper 8274*, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w8274.pdf>
50. Edwards, Sebastian (2002) „The Great Exchange Rate Debate after Argentina“, *NBER Working Paper 9257*, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w9257.pdf>
51. Edwards, Sebastian and I. Igal Magendzo (2004) „Hard Currency Pegs and Economic Performance“, доступно на: <https://www.imf.org/external/np/res/seminars/2004/calvo/pdf/edward.pdf>
52. Égert, Balázs (2003) „Nominal and Real Convergence in Estonia: The Balassa-Samuelson (Dis)connection“, *William Davidson Institute Working Paper No. 556; Bank of Estonia Working Paper No. 4-2003*, доступно на: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=392261
53. Égert, Balázs, Imed Drine, Kirsten Lommatzsch and Christophe Rault (2002) „The Balassa-Samuelson Effect in Central and Eastern Europe: Myth or Reality?“, *The William Davidson Institute at the University of Michigan Business School, Working Paper Number 483*, доступно на: <https://poseidon01.ssrn.com/delivery.php?ID=708020093087021095081073064084096109027004061032064017118120010026081070099053000056105055050007107031011125114027078035084006083067100028118125113002081025003016040100065111076087019016013096112124020124127103072007065089074019071002081095093&EXT=pdf>
54. Eichengreen, Barry (1994) “International Monetary Arrangements for the 21st Century”, Washington, DC: Brookings Institution.
55. Eichengreen, Barry (2007) “The Cautious Case for Capital Flows”, Prepared for Rating Agency Malaysia’s conference on Free Capital Mobility: What is in Store for Asia, held in Singapore August 2007, доступно на: https://eml.berkeley.edu/~eichengr/sing_rating_agency.pdf
56. Eichengreen, Barry and Andrew Rose (2014) “Capital Controls in the 21st Century”, доступно на: <http://faculty.haas.berkeley.edu/arose/PI.pdf>
57. Eichengreen, Barry, Paul Masson, Miguel Savastano and Sunil Sharma (1999) “Transition Strategies and Nominal Anchors on the Road to Greater Exchange-Rate Flexibility”, *Princeton Essays in International Economics*, International Economics Section, Department of Economics Princeton University, доступно на: https://www.princeton.edu/~ies/IES_Essays/E213.pdf

58. Eichengreen, Bary and Razo-Garcia Raul (2006) „The International Monetary System in the Last and Next 20 years“, Economic Policy, July 2006, pp.393-442.
59. Evans, Martin D. D. and Richard K. Lyons (1999) „Order flow and exchange rate dynamics“, доступно на: http://faculty.georgetown.edu/evansml/wpapers_files/orderflow.pdf
60. Evans, Martin D. D. and Richard K. Lyons (2005) „Meese–Rogoff redux: Micro-based exchange rate forecasting“, American Economic Review, 95, 405–414.
61. Fischer, Stanley (2001) „Exchange Rate Regimes: Is the Bipolar View Correct?“, Journal of Economic Perspectives-Volume 15,Number 2-Spring 2001-Pages 3-24., доступно на: https://people.ucsc.edu/~hutch/241B/EC%20241b%20SYLLABUS%20Winter%202009_files/Fischer_BipolarRegimes2001.pdf
62. Fischer, Stanley (2008) „Mundell-Fleming Lecture: Exchange Rate Systems, Surveillance, and Advice“, IMF Staff Papers, Vol.55, No.3, International Monetary Fund, Washington D.C. доступно на: <https://www.bis.org/review/r071203c.pdf>
63. Fisher, Stanley and Ratna Sahay (2000) “The Transition economies after ten year”, NBER Working paper series 7764, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w7664.pdf>
64. Flood, Robert P. and Andrew K. Rose (1994) “Fixes: Of the Forward Discount Puzzle”, NBER Working Paper 4928, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w4928.pdf>
65. Flood, Robert P. and Andrew K. Rose (2002) „Uncovered Interest Parity in Crisis,, IMF Staff Papers Vol. 49, No. 2 International Monetary Fund, доступно на: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.195.6254&rep=rep1&type=pdf>
66. Frankel, Jeffrey A., Schmuler Sergio and Serven Luis (2000) „Verifiability and the Vanishing Intermediate Exchange Rate Regime“, Brookings Trade Forum 2000, доступно на: <https://sites.hks.harvard.edu/fs/jfrankel/VerifBrookgsTForum03-frankelS&S.pdf>
67. Frankel, Jeffrey A. (1979) “On the mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials”, American Economic Review, 69, 601–622., доступно на: https://www.tdr.wiwi.uni-due.de/fileadmin/fileupload/VWL-INT/TuE_Int_Kap/SS08/Uebung/Frankel_AER1979.pdf
68. Frankel, Jeffrey A. (1982b) “A test of perfect substitutability in the foreign exchange market”, Southern Economic Journal, 49, 406–416.
69. Frankel, Jeffrey A. (1982a) “The mystery of the multiplying marks: A modification of the monetary model”, Review of Economics and Statistics, 64, 515–519.
70. Frankel, Jeffrey A. (1983) “Monetary and portfolio-balance models of exchange rate determination”, in Bhandari, J. (ed.), Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates, Cambridge, MA: MIT Press, pp. 85–115.
71. Frankel, Jeffrey A. (1984) “Tests of Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination, Exchange Rate Theory and Practice”, John F.O. Bilson and Richard C. Marston, eds., University of Chicago Press, доступно на: <http://nber.org/chapters/c6837>
72. Frankel, Jeffrey A. (1986) „International capital mobility and crowding out in the US economy: imperfect integration of financial markets or of goods markets, in R.W. Hafer (ed.), How Open Is the US Economy? Lexington, Mass., and Toronto: Heath, Lexington Books, pp33-67., доступно на: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.199.7006&rep=rep1&type=pdf>

73. Frankel, Jeffrey A. (1999) „No single Currency Regimes is Right for All Countries or All Time“, Princeton Essays in International Finance, No. 215., доступно на: https://www.princeton.edu/~ies/IES_Essays/E215.pdf
74. Frankel, Jeffrey A. (2003) „Experience of and Lessons from Exchange Rate Regimes in Emerging Economies“, NBER Working Paper 10032, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w10032.pdf>
75. Frankel, Jeffrey A. (2011) „Chossing an Exchange Rate Regime“, Harvard Kennedy School, доступно на: https://www.hks.harvard.edu/sites/default/files/centers/mrcbg/files/MRCBG_FWP_2011_16-2011_Frankel_Exchange_Rate.pdf
76. Frankel, Jeffrey A. and Andrew K. Rose (1995) „A panel project on purchasing power parity: mean reversion within and between countries“, NBER Working Paper 5006, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w5006.pdf>
77. Frankel, Jeffrey A. and Jumana Poonawala (2010) “The forward market in emerging currencies: Less biased than in major currencies”, Journal of International Money and Finance, 29(3), 585-598., доступно на: <https://sites.hks.harvard.edu/fs/jfrankel/F&PoonawalaJIMF923.pdf>
78. Frenkel Jacob A. and Richard M. Levich (1979) „Covered Interest Arbitrage and Unexploited Profits? Reply“, Journal of Political Economy, Vol. 87, No. 2, pp. 418-422 Published by University of Chicago Press.
79. Frenkel, Jacob A. (1976) „A monetary approach to the exchange rate: Doctrinal aspects and empirical evidence“, Scandinavian Journal of Economics, 78, 200–224.
80. Frenkel, Jacob A. (1978) „Purchasing power parity doctrinal perspective and evidence from the 1920s“, Journal of International Economics, 8, 169-191.
81. Frenkel, Jacob A. (1981) „The collapse of purchasing power parity during the 1970s“, European Economic Review, 16, 145-165. Рад из 1980., доступан на <http://www.nber.org/papers/w0569.pdf>
82. Frenkel, Jacob A. (1981b) „Flexible exchange rates, prices, and the role of news: Lessons from the 1970s“, Journal of Political Economy, 89, 665–705.
83. Frenkel, Jacob A. and Richard M Levich (1977) "Transaction Costs and Interest Arbitrage: Tranquil versus Turbulent Periods" J.P.E. 85, no. 6 (December 1977): 1209-26.
84. Frenkel, Jacob A. and Richard M. Levich (1975) "Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits?", J.P.E. 83, no. 2 (April 1975): 325-38.
85. Froot, Kenneth A. and Kenneth S. Rogoff (1994) „Perspectives on PPP and long-run real exchange rates“, NBER Working Paper 4952, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w4952.pdf>
86. Ghosh, Atish, Anne-Marie Gulde and Holger C. Wolf (2002) „Exchange Rate Regimes – Choices and Consequences“, The MIT, Cambridge.
87. Ghosh, Madhusudan (1998) „Structural break and cointegration tests of the monetary exchange rate model“, Keio Economic Studies, 35, 67-77., доступно на: http://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/download.php/AA00260492-19980001-0067.pdf?file_id=28533
88. Girton, Lance and Don Roper (1977) „A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar canadian experience“, American Economic Review, 67, 537–548.
89. Hammermann, Felix (2003) „Comparing Monetary Policy Strategies: Towards a Generalized Reaction Function“, Kiel Institute for World Economics Duesternbrooker Weg 120, доступно на: <https://www.files.ethz.ch/isn/102941/kap1170.pdf>

90. Handa, Jagdish (2000) „Monetary Economics“, First published, Routledge, London & New York.
91. Hausmann, Ricardo, Ugo Panizza and Ernesto Stein (2000) “Why Do Countries Float the Way They Float?”, Research Department Inter-American Development Bank, доступно на: <https://publications.iadb.org/bitstream/handle/11319/1321/Why%20Do%20Countries%20Float%20the%20Way%20They%20Float%3f.pdf?sequence=1>
92. Hooper, Peter and John Morton (1982) „Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination“, Journal of International Money and Finance, 1, 39–56.
93. Hung, Juann (1997) „Intervention strategies and exchange rate volatility: a noise trading perspective“, Journal of International Money and Finance, Volume 16, Issue 5, Pages 779-793.
94. Ito, Takatoshi (2007) „The Role of Exchange Rate in Inflation Targeting“ The original version of this paper was prepared for the conference “Challenges to Inflation Targeting in Emerging Countries” at the Bank of Thailand on November 13, 2006., доступно на: [http://www3.grips.ac.jp/~t-ito/BOT\(Final2007May\).pdf](http://www3.grips.ac.jp/~t-ito/BOT(Final2007May).pdf)
95. Јемовић, Мирјана и Борко Крстић (2014) „Crisis concept of collateral policy of the central bank“, University of Niš, Faculty of Economics, доступно на: <http://isc2014.ekonomskifakultet.rs/ISCpdfs/ISC2014-06.pdf>
96. Јемовић, Мирјана и Борко Крстић (2015) „Компаративна анализа политике финансијске стабилности Народне банке Србије и Европске централне банке“, Економске теме, 53(2), 147–165, (2015), доступно на: http://www.economic-themes.com/pdf/et20152_01.pdf
97. Kearney, Colm and Ronald MacDonald (1986) „Intervention and sterilisation under floating exchange rates – the UK 1973 – 1983“, European Economic Review, 30, 345-364.
98. Kriljenko, Jorge I Canales, Cem Karacadag, Roberto Pereira Guimarães, Shogo Ishii (2006) „Official Foreign Exchange Intervention“, IMF Occasional Paper No. 249.
99. Le, Hung V., and Wade D. Pfau (2009) „VAR Analysis Of The Monetary Transmission Mechanism In Vietnam“ Applied Econometrics and International Development Vol.9-1 (2009), доступно на: <http://www.usc.es/economet/journals1/aeid/aeid9115.pdf>
100. Levich, Richard M. (1985) „Empirical studies of exchange rates: Price behavior, rate determination and market efficiency“, Chapter 19, Handbook of International Economics, vol.II, edited by R.W. Jones and P.B. Kenen, Elsevier Science Publishers BV, 1985. pp.979-1040.
101. Levy-Yeyati, Eduardo and Federico Sturzenegger (2003) „To Float or to Fix: Evidence on the Impact of Exchange Rate Regimes on Growth“, American Economic Review 93, 1173-1193., доступно на: <http://dept.ku.edu/~empirics/Courses/Econ915/papers/ex-rate-regime-&-growth.pdf>
102. Levy-Yeyati, Eduardo and Federico Sturzenegger (2005) „Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words“, European Economic Review 49, 1603-1635.
103. Levy-Yeyati, Eduardo and Federico Sturzenegger (2016), “Classifying Exchange Rate Regimes: 15 Years Later”, Harvard Kennedy School, доступно на: <https://research.hks.harvard.edu/publications/getFile.aspx?Id=1408>
104. Lojschová, Adriana (2003) „Estimating the Impact of the Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies“, Institute for Advanced Studies, Vienna, Economics Series 140, доступно на: <https://www.ihs.ac.at/publications/eco/es-140.pdf>

105. Lyons, Richard K. (1995) „Tests of microstructure hypotheses in the foreign exchange market“, *Journal of Financial Economics*, 39, 321–351., исти рад објављен 1993. и доступан на: <http://www.nber.org/papers/w4471.pdf>
106. Lyons, Richard K. (2001) „The microstructure Approach to Exchange Rates“, Cambridge, Massachusetts Institute of Technology, доступан на: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.37.8680&rep=rep1&type=pdf>
107. MacDonald, Ronald (1993) „Long-run purchasing power parity: is it for real?“, *Review of Economics and Statistics*, 75, 690-695.
108. MacDonald, Ronald (2007) „Exchange Rate Economics – Theories and Evidence“, First Edition, Routledge.
109. MacDonald, Ronald and Mark P. Taylor (1991) „The monetary approach to the exchange rate: Long-run relationships and coefficient restrictions“, *Economics Letters*, 37, 179–185.
110. MacDonald, Ronald and Mark P. Taylor (1993) „The monetary approach to the exchange rate: Rational expectations, long-run equilibrium and forecasting“, *IMF Staff Papers*, 40, 89–107.
111. Machow, Andersen and Moller Nordvig (2014) “Inflation – Targeting, Flexible Exchange Rates and Macroeconomic Performance since the Great Recession”, CEPS Working Document, доступно на: <https://www.ceps.eu/publications/inflation-targeting-flexible-exchange-rates-and-macroeconomic-performance-great>
112. Mankju, Gregori N. (2004) „Principi ekonomije“, Treće izdanje, Ekonomski fakultet, Beograd.
113. Маринковић, Срђан (2010) „Микроструктура финансијских тржишта - савремена теорија трговања“, Друго измењено и допуњено издање, Економски факултет Ниш.
114. Meese, Richard A. and Kenneth S. Rogoff (1983a) “Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?”, *Journal of International Economics*, 14, 3–24., доступно на: https://scholar.harvard.edu/files/rogoff/files/51_jie1983.pdf
115. Meese, Richard A. and Kenneth S. Rogoff (1983b) „The out-of-sample failure of empirical exchange rate models: Sampling error or misspecification?“, in Frenkel, J.A. (ed.), *Exchange Rates and International Macroeconomics*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 67–112., доступно на: <http://www.nber.org/chapters/c11377.pdf>
116. Meese, Richard A. and Kenneth S. Rogoff (1988) “Was it real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period”, *Journal of Finance*, 43, 933- 948.
117. Mihaljek, Dubravko and Marc Klau (2008) „Catching-up and inflation in transition economies: the Balassa-Samuels effect revisited“, *BIS Working Papers No 270*, доступно на: <https://www.bis.org/publ/work270.pdf>
118. Miles, Marc A. (1978) „Currency substitution, flexible exchange rates, and monetary independence“, *American Economic Review*, 68, 428–436.
119. Mishkin, Frederic S. (1995) “Symposium on the Monetary Transmission Processes: A Monetarists Perspicive”, *Journal of Economic Perspectives*, Fall 1995, 9, 4: 49-72., доступно на: <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.9.4.3>
120. Mishkin, Frederic S. (1996) „The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy“, *NBER Working Paper 5464*, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w5464.pdf>
121. Mishkin, Frederic S. (1999) "International Experiences with different Monetary Policy Regimes", *NBER Working Paper 6965*, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w6965>

122. Mishkin, Frederic S. (2000) "Inflation Targeting in Emerging Market Countries"; NBER Working Paper 7618, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w7618>
123. Mishkin, Frederic S. (2000a) „From Monetary Targeting to Inflation Targeting: Lessons from the Industrialized Countries“, Prepared for the Bank of Mexico Conference, "Stabilization and Monetary Policy: The International Experience," Mexico City, November 14-15, 2000., доступно на: <https://www0.gsb.columbia.edu/faculty/fmishkin/PDFpapers/00BOMEX.pdf>
124. Mishkin, Frederic S. (2004) „Can Inflation Targeting Work in Emerging Market Countries?“, NBER Working Paper 10646, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w10646.pdf>
125. Mishkin, Frederic S. and Miguel A. Savastano (2000) „Monetary Policy Strategies for Latin America“, NBER Working Paper 7617, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w7617>
126. Mishkin, Frederics S. (2006) „Monetary Policy Strategy: How did we get here?“, NBER Working Paper 12515, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w12515.pdf>
127. Mishkin, Frederics S. (2006) „The Economics of Money, Banking and Financial Markets“, Eighth Edition, The Addison-Wesley Series in Economics, New York.
128. Младеновић Зорица и Александра Нојковић (2015) „Примењена анализа временских серија“, Друго издање, Центар за издавачку делатност, Економски Факултет у Београду.
129. Младеновић-Коматина Марина, Мирјана Палић, и Борис Вукићевић (2005) „Индекс монетарне рестриктивности/експанзивности у Србији“ Стручни радови, Народна банка Србије, доступно на: https://www.nbs.rs/internet/latinica/90/90_0/2005_1_MMK_MP_BV.pdf
130. , Zorica, Kosta Josifidis & Slađana Srdić (2013). “The purchasing power parity in emerging europe: Empirical results based on two-break analysis”, *Panoeconomicus*, 60(2), 179-202., доступно на: <http://www.doiserbia.nb.rs/img/doi/1452-595X/2013/1452-595X1302179M.pdf>
131. Moosa, Imad A. (1999) “Testing the currency substitution model under the German hyperinflation”, *Journal of Economics*, 70, 61–78.
132. Moosa, Imad A. and Razzaque H. Bhatti (2010) “The Theory and Empirics of Exchange Rates”, World Scientific Publishing.
133. Mundell, Robert A. (1968) „The Appropriate Use of Monetary and Fiscal Policy under Fixed Exchange Rates“, доступно на: <http://www.columbia.edu/~ram15/ie/ie-16.html>
134. Mussa, Michael (1986) “Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: Evidence and implications”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* no. 25, pp. 117-214. доступно на: <http://danica.popovic.ekof.bg.ac.rs/Mussa-1986-NominalExchangeRateRegimes%20and%20the%20Behavior%20of%20Real%20Exchange%20Rates.pdf>
135. Mussa, Michael, Paul Masson, Alexander Swoboda, Esteban Jadresic, Paolo Mauro, and Andy Berg (2000) “Exchange Rates Regimes in an Increasingly Integrated World Economy”, *Occasional Paper* 193, Washington, DC, IMF., доступно на: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/op/193/index.HTM>
136. Ng Yuen-Ling, Har Wai-Mun and Tan Geoi-Mei (2008) “Real Exchange Rate and Trade Balance Relationship: An Empirical Study on Malaysia”, *International Journal of Business and Management*, Vol. 3, No. 8 доступно на: <http://www.ccsenet.org/journal/index.php/ijbm/article/view/1342/1314>
137. Obstfeld, Maurice (1983) “Exchange rates, inflation, and the sterilization problem – Germany, 1975 – 1981”, *European Economic Review*, 21, 161-189.

138. Obstfeld, Maurice and Kenneth S. Rogoff (1995) "The Mirage of Fixed Exchange Rates", NBER Working paper series 5191, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w5191.pdf>
139. Odabaşioğlu, Gündoğdu Fatma and Celil Aydın (2015) „The Effectiveness of Monetary Transmission Channels: The Case of Central and Eastern European Transition Economies,, доступно на: https://www.researchgate.net/publication/299425453_The_Effectiveness_of_Monetary_Transmission_Channels_The_Case_of_Central_and_Eastern_European_Transition_Economies
140. Oh, Keun-Yeob (1999) "Are exchange rates cointegrated with monetary model in panel data?", International Journal of Finance and Economics, 4, 147-154.
141. Петровић, Предраг (2014) „Examination of Purchasing Power Parity Hypothesis: Evidence from Unit Root and Cointegration analysis of dinar-euro and dinar-dollar exchange rates“ Industrija, Vol. 42, No. 2. доступно на: <http://scindeks-clanci.ceon.rs/data/pdf/0350-0373/2014/0350-03731402093P.pdf>
142. Reinhart, Carmen M. (2001) „Fear of Floating: Exchange Rate Flexibility Indices“, MPRA, Munich Personal RePec Archive, доступно на: https://www.researchgate.net/publication/23984667_Fear_of_Floating_Exchange_Rate_Flexibility_Indices
143. Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff (2002) „The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation“, NBER Working Paper 8963, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w8963.pdf>
144. Reinhart, Carmen M. and Kenneth S. Rogoff (2004) „The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation“, Quarterly Journal of Economics, Vol. CXIX, Issue 1, доступно на: <http://danica.popovic.ekof.bg.ac.rs/rogoff%20exr%20arrangements.htm>
145. Rogoff, Kenneth S. (1984) „On the effects of sterilized intervention – an analysis of weekly data“, Journal of Monetary Economics, 14, 133-150.
146. Rogoff, Kenneth S. (2002) „Dornbusch's Overshooting Model after Twenty-Five Years“, IMF Working Paper No. 02/39, доступно на: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp0239.pdf>
147. Rogoff, Kenneth S., Aasim M Husain, Ashoka Mody, Robin Brooks, and Nenke Oomes (2003) „Evolution and Performance of Exchange Rate Regimes“, International Monetary Fund, Working Paper, WP/03/243, доступно на: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2003/wp03243.pdf>
148. Sargent, Thomas and Neil Wallace (1981) "Some Unpleasant Monetarist Arithmetic", Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review 5,1-17., доступно на: <https://www.minneapolisfed.org/research/qr/qr531.pdf>
149. Sarno, Lucio and Mark P. Taylor (2001) "Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective and, If So, How Does It Work?", Journal of Economic Literature Vol. XXXIX, pp. 839–868., доступно на: https://www.cass.city.ac.uk/_data/assets/pdf_file/0008/40697/sarno_taylor_jel.pdf
150. Sarno, Lucio and Mark P. Taylor (2002) „The economics of exchange rates“, Cambridge University Press.
151. Shambaugh, Jay C. (2004) „The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy“, The Quarterly Journal of Economics. February, p. 301-352., доступно на: <https://www.federalreserve.gov/events/conferences/irfmp2003/pdf/Shambaugh.pdf>
152. Svensson, Lars E.O. (1996) „Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets“, NBER Working Paper 5797, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w5797.pdf>

153. Svensson, Lars E.O. (1998) „Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule“, NBER Working Paper 6790, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w6790>
154. Svensson, Lars E.O. (1998a) „Open Economy Inflation Targeting“, NBER Working Paper 6545, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w6545>
155. Svensson, Lars E.O. (2000) „How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability?“ NBER Working Paper 7516, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w7516>
156. Svensson, Lars E.O. (2002) „What is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules“, NBER Working Paper 9421, доступно на: <http://www.nber.org/papers/w9421>
157. Svensson, Lars E.O. (2007) „Inflation Targeting“, доступно на: <https://pdfs.semanticscholar.org/4213/3b8389f3098ba80bf99974d5cf17a5dfd5bf.pdf>
158. Тасић, Никола (2008) „Pass-through“ девизног курса на цене у Србији: 2001-2007", Стручни радови, Народна банка Србије, доступно на: https://www.nbs.rs/internet/latinica/90/90_0/2008_10_NT.pdf
159. Taylor, John B. (1993) „Discretion versus Policy Rules in Practice“, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, p.195-214., доступно на: https://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/1993/Discretion_versus_Policy_Rules_in_Practice.pdf
160. Taylor, John B. (1995) “The Monetary Policy Transmission Mechanism, An Empirical Approach”, Journal of Economic Perspective, Fall 1995, 9, 4:11-26., доступно на: <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.9.4.11>
161. Taylor, John B. (1999) "The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank", Journal of Monetary Economics, 43(3), pp. 655-79., доступно на: <https://pdfs.semanticscholar.org/8952/9102604e3cd1361ebfc6afeadc3ec02304ee.pdf>
162. Taylor, John B. (2001) “The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules” доступно на: https://web.stanford.edu/~johntayl/Onlinepaperscombinedbyyear/2001/The_Role_of_the_Exchange_Rate_in_Monetary-Policy_Rules.pdf
163. Taylor, Mark P. (1995) „The Economics of Exchange Rates“, Journal of Economic Literature, Vol. XXXIII (March 1995), pp. 13-47.
164. Taylor, Mark P. and Lucio Sarno (1998) „The behavior of real exchange rates during the post-Bretton Woods period“, Journal of International Economics, 46, 281-312.
165. Tsangarides, Charalambos G. (2010) „Monetary Policy Transmission in Mauritius Using a VAR Analysis“ IMF Working Paper No. 10/36, доступно на: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Monetary-Policy-Transmission-in-Mauritius-Using-a-VAR-Analysis-23594>
166. Verbeek, Marno (2000) „A Guide to Modern Econometrics“, Third edition, John Wiley, Chichester.
167. Виларет, Снежана и Мирјана Палић (2006) „Pass-through ефекат девизног курса на инфлацију у Србији“, Стручни радови, Народна банка Србије, доступно на: https://www.nbs.rs/internet/english/90/90_0/2006_5_SV_MP_e.pdf
168. Wang, Peijie (2009) „The Economics of Foreign Exchange and Global Finance“, Second Edition, Springer, United Kingdom.
169. Wollmershauser, Timo (2003) „A Theory of Managed Floating“, Inaugural-Dissertation, Universitat Wurzburg, доступно на: <https://opus.bibliothek.uni-wuerzburg.de/opus4-wuerzburg/frontdoor/deliver/index/docId/747/file/wollmershaeuser.pdf>

170. Woodford, Michael (1994) "Monetary Policy and Price Level Determinacy in a Cash in-advance Economy", *Economic Theory* 4, 345-80.
171. Zoli, Edda (2005) "How does fiscal policy affect monetary policy in emerging market countries?", BIS Working Papers No 174, доступно на: <https://www.bis.org/publ/work174.pdf>
172. Žumer, Tina (2002) „Estimation of the Balassa-Samuelson effect in Slovenia“, Banka Slovenije, Prikazi in analize X/1 (september 2002), Ljubljana, доступно на: https://bankaslovenije.blob.core.windows.net/publication-files/ZUMER_estimation_balassa.pdf

Коришћени веб-сајтови:

<http://www.nbs.rs>

<http://www.stat.gov.rs>

<http://data.imf.org>

<https://www.ecb.europa.eu>

<https://fred.stlouisfed.org>

ПРИЛОГ

ПРИЛОГ 1: Резултати економетријске анализе уз део 8.1. Политика курса динара у периоду 1994 – 2000. година

Прилог 1.1: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног *Dickey-Fuller*-овог теста за посматране варијабле

Курс динара

Null Hypothesis: LNEX has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.633544	0.8544
Test critical values: 1% level	-3.550396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Релативни индекси цена

Null Hypothesis: LNCPI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.233659	0.6538
Test critical values: 1% level	-3.552666	
5% level	-2.914517	
10% level	-2.595033	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Релативна индустријска производња

Null Hypothesis: LNIP has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.272234	0.0012
Test critical values: 1% level	-3.550396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Релативна новчана маса M2

Null Hypothesis: LNM2 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.853248	0.3517
Test critical values:		
1% level	-3.550396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Релативна каматна стопа

Null Hypothesis: KS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.762438	0.3951
Test critical values:		
1% level	-3.550396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Прилог 1.2: Резултати економетријске анализе за основни монетарни модел с флексибилним ценама на бази првих диференци посматраних варијабли

Dependent Variable: D(LNEX)
 Method: Least Squares
 Date: 06/17/18 Time: 02:02
 Sample (adjusted): 1994M04 1998M12
 Included observations: 57 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.044399	0.008825	5.030761	0.0000
D(LNM2)	-0.272293	0.109592	-2.484599	0.0162
D(LNIP)	0.133988	0.089090	1.503958	0.1385
D(KS)	0.000519	0.000284	1.828654	0.0731
R-squared	0.151752	Mean dependent var		0.033552
Adjusted R-squared	0.103737	S.D. dependent var		0.056886
S.E. of regression	0.053855	Akaike info criterion		-2.937457
Sum squared resid	0.153718	Schwarz criterion		-2.794085

Log likelihood	87.71754	Hannan-Quinn criter.	-2.881738
F-statistic	3.160564	Durbin-Watson stat	1.858248
Prob(F-statistic)	0.032023	Wald F-statistic	6.187895
Prob(Wald F-statistic)	0.001102		

Прилог 1.3: Резултати економетријске анализе за основни монетарни модел с флексибилним ценама

Dependent Variable: LNEX
Method: Least Squares
Date: 05/02/18 Time: 00:09
Sample: 1994M03 1998M12
Included observations: 58
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.707712	0.239088	19.69026	0.0000
LNМ2	0.672819	0.039720	16.93908	0.0000
LNIP	-0.175383	0.169164	-1.036763	0.3045
KS	0.003163	0.000803	3.938261	0.0002

R-squared	0.924073	Mean dependent var	1.156217
Adjusted R-squared	0.919855	S.D. dependent var	0.540457
S.E. of regression	0.153003	Akaike info criterion	-0.850248
Sum squared resid	1.264133	Schwarz criterion	-0.708149
Log likelihood	28.65719	Hannan-Quinn criter.	-0.794897
F-statistic	219.0704	Durbin-Watson stat	0.382510
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	103.7363
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

Прилог 1.4: Резултати економетријске анализе за алтернативну репрезентацију монетарног модела с флексибилним ценама која укључује очекивања о кретању инфлације

Dependent Variable: LNEX
Method: Least Squares
Date: 05/02/18 Time: 00:12
Sample (adjusted): 1994M04 1998M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.210820	0.530383	4.168343	0.0001
LNМ2	0.279423	0.078906	3.541222	0.0008
LNIP	-0.141588	0.222219	-0.637152	0.5268
LNCPI(-1)	0.557753	0.089350	6.242365	0.0000

R-squared	0.934844	Mean dependent var	1.173474
Adjusted R-squared	0.931156	S.D. dependent var	0.528895
S.E. of regression	0.138773	Akaike info criterion	-1.044368
Sum squared resid	1.020666	Schwarz criterion	-0.900996

Log likelihood	33.76449	Hannan-Quinn criter.	-0.988649
F-statistic	253.4762	Durbin-Watson stat	0.225366
Prob(F-statistic)	0.000000		

Прилог 1.5: Резултати економетријске анализе за варијанту монетарног модела с инертним ценама са диференцијалом реалних каматних стопа

Dependent Variable: LNEX
Method: Least Squares
Date: 05/02/18 Time: 00:17
Sample (adjusted): 1994M04 1998M12
Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.583977	0.631768	4.090073	0.0002
LNМ2	0.340601	0.096940	3.513522	0.0009
LNIP	-0.130424	0.222098	-0.587238	0.5596
LNCPI(-1)	0.462296	0.125409	3.686304	0.0005
KS	0.000940	0.000868	1.082921	0.2838
R-squared	0.936281	Mean dependent var		1.173474
Adjusted R-squared	0.931379	S.D. dependent var		0.528895
S.E. of regression	0.138547	Akaike info criterion		-1.031582
Sum squared resid	0.998155	Schwarz criterion		-0.852367
Log likelihood	34.40009	Hannan-Quinn criter.		-0.961933
F-statistic	191.0198	Durbin-Watson stat		0.249638
Prob(F-statistic)	0.000000			

Прилог 1.6: Тестирање постојања јединичног корена применом *Phillips-Perron*-овог теста

Прва диференца курса динара

Null Hypothesis: D(LNEX) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.363796	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.552666	
5% level	-2.914517	
10% level	-2.595033	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.003098
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.003618

Прва диференца новчане масе M2

Null Hypothesis: D(LNM2) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.406334	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.552666	
5% level	-2.914517	
10% level	-2.595033	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.004053
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.003906

Прва диференца индекса цена

Null Hypothesis: D(LNCPI) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.720452	0.0003
Test critical values:		
1% level	-3.552666	
5% level	-2.914517	
10% level	-2.595033	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.000806
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.000878

Прва диференца есконтне стопе

Null Hypothesis: D(KS) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.927766	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.552666	
5% level	-2.914517	
10% level	-2.595033	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	172.4308
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	170.9818

Прилог 1.7: Тестирање значајности доцњи VAR модела

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LNEX LNM2 LNCPI_1 KS
 Exogenous variables: C
 Date: 06/17/18 Time: 02:57
 Sample: 1994M03 1998M12
 Included observations: 52

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-240.7769	NA	0.144137	9.414495	9.564591	9.472038
1	81.71498	582.9660	1.10e-06	-2.373653	-1.623175*	-2.085938*
2	100.0994	30.40507*	1.01e-06*	-2.465363*	-1.114502	-1.947475
3	113.4196	19.98018	1.16e-06	-2.362291	-0.411047	-1.614230
4	120.2505	9.195423	1.74e-06	-2.009633	0.541993	-1.031400
5	136.3095	19.14730	1.91e-06	-2.011903	1.140106	-0.803497

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Прилог 1.8: Тестирање постојања коинтеграционе везе између курса динара, новчане масе M2, индекса цена и есконтне стопе

Date: 06/17/18 Time: 03:04
 Sample (adjusted): 1994M06 1998M12
 Included observations: 55 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LNEX LNM2 LNCPI_1 KS
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.540576	70.04370	47.85613	0.0001
At most 1	0.266312	27.26566	29.79707	0.0953
At most 2	0.146152	10.23371	15.49471	0.2632
At most 3	0.027675	1.543568	3.841466	0.2141

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.540576	42.77804	27.58434	0.0003
At most 1	0.266312	17.03195	21.13162	0.1705
At most 2	0.146152	8.690143	14.26460	0.3129
At most 3	0.027675	1.543568	3.841466	0.2141

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=l):

LNEX	LN2	LNCPI_1	KS
9.733624	-3.531331	-4.553876	0.007545
-1.787777	-4.754622	8.221692	-0.026250
2.842425	-2.558028	0.525720	-0.040081
2.870842	0.272135	-0.945103	-0.017663

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LNEX)	D(LN2)	D(LNCPI_1)	D(KS)
-0.026927	-0.015086	0.007839	0.000459
0.002715	0.013117	0.008615	-0.008366
0.013746	-0.008820	0.004331	0.001066
0.568644	3.033859	3.684443	0.752558

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 89.85471

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNEX	LN2	LNCPI_1	KS
1.000000	-0.362797 (0.07717)	-0.467850 (0.10281)	0.000775 (0.00070)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNEX)	-0.262099 (0.06059)
D(LN2)	0.026423 (0.08446)
D(LNCPI_1)	0.133796 (0.03468)
D(KS)	5.534969 (16.9269)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 98.37068

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNEX	LN2	LNCPI_1	KS
1.000000	0.000000	-0.963732 (0.04146)	0.002445 (0.00080)
0.000000	1.000000	-1.366829 (0.09198)	0.004602 (0.00177)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNEX)	-0.235128 (0.05780)	0.166818 (0.03459)
D(LN2)	0.002973	-0.071952

	(0.08385)	(0.05018)	
D(LNCPI_1)	0.149565	-0.006605	
	(0.03298)	(0.01974)	
D(KS)	0.111105	-16.43293	
	(16.6670)	(9.97443)	

3 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	102.7158
------------------------------	----------------	----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNEX	LN2	LNCPI_1	KS
1.000000	0.000000	0.000000	0.149332
			(0.05089)
0.000000	1.000000	0.000000	0.212927
			(0.07196)
0.000000	0.000000	1.000000	0.152415
			(0.05286)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNEX)	-0.212847	0.146766	0.002709
	(0.05902)	(0.03698)	(0.05396)
D(LNM2)	0.027461	-0.093989	0.100009
	(0.08631)	(0.05408)	(0.07891)
D(LNCPI_1)	0.161875	-0.017684	-0.132836
	(0.03372)	(0.02113)	(0.03083)
D(KS)	10.58386	-25.85783	24.29090
	(16.4722)	(10.3208)	(15.0592)

Прилог 1.9: Модел коригован грешком ка равнотежи, *VEC* (1)

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/17/18 Time: 03:02

Sample (adjusted): 1994M06 1998M12

Included observations: 55 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LNEX(-1)	1.000000
LN2(-1)	-0.362797 (0.07717) [-4.70140]
LNCPI_1(-1)	-0.467850 (0.10281) [-4.55051]
KS(-1)	0.000775 (0.00070) [1.11352]
C	-2.697727

Error Correction:	D(LNEX)	D(LNM2)	D(LNCPI_1)	D(KS)
CointEq1	-0.262099 (0.06059)	0.026423 (0.08446)	0.133796 (0.03468)	5.534969 (16.9269)

		[-4.32556]	[0.31285]	[3.85777]	[0.32699]
D(LNEX(-1))	0.186887 (0.11782) [1.58627]	-0.062589 (0.16422) [-0.38112]	0.021589 (0.06744) [0.32015]	76.17149 (32.9123) [2.31438]	
D(LNM2(-1))	-0.087414 (0.11161) [-0.78319]	0.012685 (0.15558) [0.08153]	0.008177 (0.06389) [0.12800]	37.77823 (31.1797) [1.21163]	
D(LNCPI_1(-1))	1.057261 (0.26530) [3.98515]	-0.411835 (0.36980) [-1.11366]	0.069880 (0.15185) [0.46018]	75.03611 (74.1127) [1.01246]	
D(KS(-1))	0.000290 (0.00051) [0.57274]	0.000120 (0.00070) [0.17051]	-9.56E-05 (0.00029) [-0.33044]	-0.059414 (0.14122) [-0.42073]	
C	9.55E-05 (0.01315) [0.00726]	0.057160 (0.01834) [3.11744]	0.028761 (0.00753) [3.81996]	-5.949054 (3.67468) [-1.61893]	
R-squared	0.351136	0.043109	0.411896	0.158855	
Adj. R-squared	0.284925	-0.054533	0.351886	0.073024	
Sum sq. resids	0.104437	0.202919	0.034216	8150.144	
S.E. equation	0.046167	0.064352	0.026425	12.89688	
F-statistic	5.303313	0.441504	6.863728	1.850788	
Log likelihood	94.28726	76.02115	124.9744	-215.4992	
Akaike AIC	-3.210446	-2.546224	-4.326342	8.054517	
Schwarz SC	-2.991464	-2.327242	-4.107360	8.273498	
Mean dependent	0.034901	0.043045	0.031948	0.531616	
S.D. dependent	0.054595	0.062666	0.032824	13.39524	
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.11E-07			
Determinant resid covariance		4.48E-07			
Log likelihood		89.85471			
Akaike information criterion		-2.249262			
Schwarz criterion		-1.227347			
Number of coefficients		28			

Прилог 1.10: Резултати економетријске анализе за оцену значаја грешке из модела коригованог грешком ка равнотежи, $VEC(I)$

Dependent Variable: D(LNEX)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 06/17/18 Time: 03:07

Sample (adjusted): 1994M06 1998M12

Included observations: 55 after adjustments

D(LNEX) = C(1)*(LNEX(-1) - 0.362797145307*LNM2(-1) - 0.467849997038

*LNCPI_1(-1) + 0.000775193477982*KS(-1) - 2.69772681618) + C(2)

*D(LNEX(-1)) + C(3)*D(LNM2(-1)) + C(4)*D(LNCPI_1(-1)) + C(5)*D(KS(-1)) + C(6)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.262099	0.060593	-4.325561	0.0001
C(2)	0.186887	0.117816	1.586272	0.1191
C(3)	-0.087414	0.111613	-0.783189	0.4373
C(4)	1.057261	0.265300	3.985150	0.0002

C(5)	0.000290	0.000506	0.572741	0.5694
C(6)	9.55E-05	0.013154	0.007262	0.9942
R-squared	0.351136	Mean dependent var	0.034901	
Adjusted R-squared	0.284925	S.D. dependent var	0.054595	
S.E. of regression	0.046167	Akaike info criterion	-3.210446	
Sum squared resid	0.104437	Schwarz criterion	-2.991464	
Log likelihood	94.28726	Hannan-Quinn criter.	-3.125764	
F-statistic	5.303313	Durbin-Watson stat	2.090867	
Prob(F-statistic)	0.000568			

ПРИЛОГ 2: Резултати економетријске анализе уз део 8.3. Улога курса динара у трансмисионом механизму

Први модел - просечни номинални курс динара.

Прилог 2.1: Тестирање значајности доцњи VAR модела за номинални курс динара

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: D(LCPI) D(LEX_AVER) D(MMIR) D(RKS)
 Exogenous variables: C
 Date: 05/04/18 Time: 13:03
 Sample: 2006M09 2017M12
 Included observations: 127

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	651.3500	NA	4.39e-10	-10.19449	-10.10491	-10.15809
1	721.9358	135.6135	1.86e-10	-11.05411	-10.60620*	-10.87213*
2	738.3308	30.46632	1.85e-10	-11.06033	-10.25410	-10.73277
3	766.6096	50.76837	1.53e-10*	-11.25370	-10.08915	-10.78055
4	779.1383	21.70323	1.62e-10	-11.19903	-9.676157	-10.58030
5	799.1619	33.42516*	1.53e-10	-11.26239*	-9.381197	-10.49809
6	809.0765	15.92590	1.70e-10	-11.16656	-8.927042	-10.25667
7	823.7048	22.57593	1.75e-10	-11.14496	-8.547118	-10.08949
8	835.2891	17.14841	1.91e-10	-11.07542	-8.119256	-9.874366

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Прилог 2.2: Резултати економетријске анализе VAR(5) модела за номинални курс динара

Vector Autoregression Estimates
 Date: 05/04/18 Time: 13:09
 Sample (adjusted): 2007M03 2017M12
 Included observations: 130 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	D(LCPI)	D(LEX_AVER)	D(MMIR)	D(RKS)
--	---------	-------------	---------	--------

D(LCPI(-1))	0.137321 (0.09806) [1.40034]	-0.177584 (0.17099) [-1.03854]	2.092973 (5.96387) [0.35094]	7.358080 (6.36168) [1.15663]
D(LCPI(-2))	-0.008990 (0.09734) [-0.09236]	0.268023 (0.16973) [1.57915]	1.364083 (5.91964) [0.23043]	2.913441 (6.31450) [0.46139]
D(LCPI(-3))	0.066505 (0.09541) [0.69707]	-0.056417 (0.16636) [-0.33912]	8.265033 (5.80231) [1.42444]	10.70312 (6.18934) [1.72928]
D(LCPI(-4))	0.158622 (0.09394) [1.68849]	-0.134711 (0.16381) [-0.82236]	-8.410132 (5.71333) [-1.47202]	-1.124360 (6.09442) [-0.18449]
D(LCPI(-5))	0.098251 (0.08990) [1.09290]	-0.035679 (0.15676) [-0.22760]	3.625046 (5.46739) [0.66303]	9.500504 (5.83208) [1.62901]
D(LEX_AVER(-1))	-0.087860 (0.05718) [-1.53655]	0.540027 (0.09971) [5.41622]	8.967219 (3.47749) [2.57864]	13.00282 (3.70945) [3.50532]
D(LEX_AVER(-2))	0.052058 (0.07017) [0.74194]	-0.032835 (0.12235) [-0.26837]	1.835982 (4.26723) [0.43025]	-5.933436 (4.55187) [-1.30352]
D(LEX_AVER(-3))	0.097130 (0.06830) [1.42203]	-0.063087 (0.11910) [-0.52969]	-8.686998 (4.15400) [-2.09124]	-8.469678 (4.43108) [-1.91142]
D(LEX_AVER(-4))	0.054684 (0.06524) [0.83819]	0.031090 (0.11376) [0.27329]	7.649980 (3.96774) [1.92805]	6.569999 (4.23240) [1.55231]
D(LEX_AVER(-5))	-0.022455 (0.05784) [-0.38822]	-0.184593 (0.10086) [-1.83022]	-6.740264 (3.51770) [-1.91610]	-10.55184 (3.75234) [-2.81207]
D(MMIR(-1))	-0.000569 (0.00234) [-0.24279]	-0.006769 (0.00409) [-1.65639]	0.112632 (0.14254) [0.79019]	0.179007 (0.15205) [1.17732]
D(MMIR(-2))	0.001056 (0.00232) [0.45582]	0.014617 (0.00404) [3.61813]	0.151040 (0.14090) [1.07195]	0.116284 (0.15030) [0.77368]
D(MMIR(-3))	0.002239 (0.00240) [0.93405]	-0.003779 (0.00418) [-0.90406]	0.037676 (0.14577) [0.25846]	-0.235870 (0.15549) [-1.51691]
D(MMIR(-4))	0.000289 (0.00250) [0.11576]	-0.003381 (0.00436) [-0.77541]	0.074615 (0.15209) [0.49060]	0.458121 (0.16223) [2.82385]
D(MMIR(-5))	0.001906 (0.00196) [0.97144]	0.003963 (0.00342) [1.15817]	0.086586 (0.11935) [0.72550]	0.144670 (0.12731) [1.13638]
D(RKS(-1))	0.000553 (0.00208)	-0.001357 (0.00362)	0.452217 (0.12638)	0.207555 (0.13481)

	[0.26626]	[-0.37438]	[3.57829]	[1.53964]
D(RKS(-2))	0.002063 (0.00218) [0.94432]	-0.002628 (0.00381) [-0.69000]	0.008593 (0.13285) [0.06468]	-0.031605 (0.14171) [-0.22303]
D(RKS(-3))	-0.000742 (0.00190) [-0.38971]	-0.003905 (0.00332) [-1.17566]	-0.046900 (0.11586) [-0.40481]	0.197364 (0.12358) [1.59701]
D(RKS(-4))	-0.002242 (0.00194) [-1.15447]	0.000283 (0.00339) [0.08348]	-0.120107 (0.11808) [-1.01714]	-0.208803 (0.12596) [-1.65769]
D(RKS(-5))	-0.004183 (0.00182) [-2.29345]	-0.001135 (0.00318) [-0.35701]	-0.050920 (0.11092) [-0.45906]	-0.328320 (0.11832) [-2.77485]
C	0.002389 (0.00109) [2.18802]	0.002628 (0.00190) [1.38019]	-0.061901 (0.06641) [-0.93205]	-0.145690 (0.07084) [-2.05647]
R-squared	0.315197	0.393560	0.507648	0.497907
Adj. R-squared	0.189545	0.282287	0.417309	0.405780
Sum sq. resids	0.005301	0.016119	19.60782	22.31087
S.E. equation	0.006974	0.012161	0.424132	0.452423
F-statistic	2.508495	3.536873	5.619323	5.404570
Log likelihood	472.5148	400.2322	-61.50762	-69.90209
Akaike AIC	-6.946381	-5.834342	1.269348	1.398494
Schwarz SC	-6.483164	-5.371125	1.732565	1.861711
Mean dependent	0.004841	0.003122	-0.081462	-0.073077
S.D. dependent	0.007747	0.014354	0.555625	0.586910
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.00E-10		
Determinant resid covariance		4.94E-11		
Log likelihood		804.6216		
Akaike information criterion		-11.08649		
Schwarz criterion		-9.233618		
Number of coefficients		84		

Прилог 2.3: Економетријски резултати за оцену значаја појединих варијабли VAR(5) модел за номинални курс динара

System: UNTITLED
Estimation Method: Least Squares
Date: 05/05/18 Time: 16:29
Sample: 2007M03 2017M12
Included observations: 130
Total system (balanced) observations 520

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.137321	0.098063	1.400340	0.1621
C(2)	-0.008990	0.097336	-0.092362	0.9265
C(3)	0.066505	0.095407	0.697068	0.4861
C(4)	0.158622	0.093943	1.688488	0.0920
C(5)	0.098251	0.089899	1.092903	0.2750

C(6)	-0.087860	0.057180	-1.536547	0.1251
C(7)	0.052058	0.070165	0.741939	0.4585
C(8)	0.097130	0.068304	1.422034	0.1557
C(9)	0.054684	0.065241	0.838191	0.4024
C(10)	-0.022455	0.057841	-0.388220	0.6980
C(11)	-0.000569	0.002344	-0.242795	0.8083
C(12)	0.001056	0.002317	0.455821	0.6487
C(13)	0.002239	0.002397	0.934048	0.3508
C(14)	0.000289	0.002501	0.115761	0.9079
C(15)	0.001906	0.001962	0.971437	0.3319
C(16)	0.000553	0.002078	0.266263	0.7902
C(17)	0.002063	0.002184	0.944323	0.3455
C(18)	-0.000742	0.001905	-0.389708	0.6969
C(19)	-0.002242	0.001942	-1.154474	0.2489
C(20)	-0.004183	0.001824	-2.293449	0.0223
C(21)	0.002389	0.001092	2.188017	0.0292
C(22)	-0.177584	0.170994	-1.038541	0.2996
C(23)	0.268023	0.169726	1.579154	0.1150
C(24)	-0.056417	0.166362	-0.339122	0.7347
C(25)	-0.134711	0.163811	-0.822359	0.4113
C(26)	-0.035679	0.156759	-0.227604	0.8201
C(27)	0.540027	0.099706	5.416220	0.0000
C(28)	-0.032835	0.122349	-0.268372	0.7885
C(29)	-0.063087	0.119102	-0.529692	0.5966
C(30)	0.031090	0.113762	0.273291	0.7848
C(31)	-0.184593	0.100858	-1.830219	0.0679
C(32)	-0.006769	0.004087	-1.656388	0.0984
C(33)	0.014617	0.004040	3.618129	0.0003
C(34)	-0.003779	0.004179	-0.904063	0.3665
C(35)	-0.003381	0.004361	-0.775412	0.4385
C(36)	0.003963	0.003422	1.158166	0.2474
C(37)	-0.001357	0.003623	-0.374377	0.7083
C(38)	-0.002628	0.003809	-0.690004	0.4906
C(39)	-0.003905	0.003322	-1.175655	0.2404
C(40)	0.000283	0.003386	0.083479	0.9335
C(41)	-0.001135	0.003180	-0.357008	0.7213
C(42)	0.002628	0.001904	1.380190	0.1682
C(43)	2.092973	5.963868	0.350942	0.7258
C(44)	1.364083	5.919636	0.230434	0.8179
C(45)	8.265033	5.802311	1.424438	0.1550
C(46)	-8.410132	5.713326	-1.472020	0.1417
C(47)	3.625046	5.467389	0.663031	0.5077
C(48)	8.967219	3.477493	2.578645	0.0102
C(49)	1.835982	4.267227	0.430252	0.6672
C(50)	-8.686998	4.153997	-2.091238	0.0371
C(51)	7.649980	3.967736	1.928046	0.0545
C(52)	-6.740264	3.517701	-1.916099	0.0560
C(53)	0.112632	0.142538	0.790189	0.4298
C(54)	0.151040	0.140902	1.071953	0.2843
C(55)	0.037676	0.145771	0.258462	0.7962
C(56)	0.074615	0.152088	0.490604	0.6240
C(57)	0.086586	0.119347	0.725499	0.4685
C(58)	0.452217	0.126378	3.578288	0.0004
C(59)	0.008593	0.132851	0.064678	0.9485
C(60)	-0.046900	0.115856	-0.404814	0.6858
C(61)	-0.120107	0.118084	-1.017139	0.3097
C(62)	-0.050920	0.110921	-0.459064	0.6464
C(63)	-0.061901	0.066414	-0.932046	0.3518
C(64)	7.358080	6.361677	1.156626	0.2481
C(65)	2.913441	6.314495	0.461389	0.6447
C(66)	10.70312	6.189344	1.729282	0.0845
C(67)	-1.124360	6.094424	-0.184490	0.8537

C(68)	9.500504	5.832081	1.629007	0.1040
C(69)	13.00282	3.709453	3.505320	0.0005
C(70)	-5.933436	4.551866	-1.303517	0.1931
C(71)	-8.469678	4.431082	-1.911424	0.0566
C(72)	6.569999	4.232397	1.552311	0.1213
C(73)	-10.55184	3.752344	-2.812066	0.0051
C(74)	0.179007	0.152046	1.177324	0.2397
C(75)	0.116284	0.150301	0.773678	0.4395
C(76)	-0.235870	0.155494	-1.516905	0.1300
C(77)	0.458121	0.162233	2.823847	0.0050
C(78)	0.144670	0.127308	1.136383	0.2564
C(79)	0.207555	0.134808	1.539639	0.1244
C(80)	-0.031605	0.141713	-0.223025	0.8236
C(81)	0.197364	0.123584	1.597009	0.1110
C(82)	-0.208803	0.125960	-1.657691	0.0981
C(83)	-0.328320	0.118320	-2.774847	0.0058
C(84)	-0.145690	0.070844	-2.056471	0.0403

Determinant residual covariance 4.94E-11

Equation: $D(LCPI) = C(1)*D(LCPI(-1)) + C(2)*D(LCPI(-2)) + C(3)*D(LCPI(-3)) + C(4)*D(LCPI(-4)) + C(5)*D(LCPI(-5)) + C(6)*D(LEX_AVER(-1)) + C(7)*D(LEX_AVER(-2)) + C(8)*D(LEX_AVER(-3)) + C(9)*D(LEX_AVER(-4)) + C(10)*D(LEX_AVER(-5)) + C(11)*D(MMIR(-1)) + C(12)*D(MMIR(-2)) + C(13)*D(MMIR(-3)) + C(14)*D(MMIR(-4)) + C(15)*D(MMIR(-5)) + C(16)*D(RKS(-1)) + C(17)*D(RKS(-2)) + C(18)*D(RKS(-3)) + C(19)*D(RKS(-4)) + C(20)*D(RKS(-5)) + C(21)$

Observations: 130

R-squared	0.315197	Mean dependent var	0.004841
Adjusted R-squared	0.189545	S.D. dependent var	0.007747
S.E. of regression	0.006974	Sum squared resid	0.005301
Durbin-Watson stat	1.986489		

Equation: $D(LEX_AVER) = C(22)*D(LCPI(-1)) + C(23)*D(LCPI(-2)) + C(24)*D(LCPI(-3)) + C(25)*D(LCPI(-4)) + C(26)*D(LCPI(-5)) + C(27)*D(LEX_AVER(-1)) + C(28)*D(LEX_AVER(-2)) + C(29)*D(LEX_AVER(-3)) + C(30)*D(LEX_AVER(-4)) + C(31)*D(LEX_AVER(-5)) + C(32)*D(MMIR(-1)) + C(33)*D(MMIR(-2)) + C(34)*D(MMIR(-3)) + C(35)*D(MMIR(-4)) + C(36)*D(MMIR(-5)) + C(37)*D(RKS(-1)) + C(38)*D(RKS(-2)) + C(39)*D(RKS(-3)) + C(40)*D(RKS(-4)) + C(41)*D(RKS(-5)) + C(42)$

Observations: 130

R-squared	0.393560	Mean dependent var	0.003122
Adjusted R-squared	0.282287	S.D. dependent var	0.014354
S.E. of regression	0.012161	Sum squared resid	0.016119
Durbin-Watson stat	2.060772		

Equation: $D(MMIR) = C(43)*D(LCPI(-1)) + C(44)*D(LCPI(-2)) + C(45)*D(LCPI(-3)) + C(46)*D(LCPI(-4)) + C(47)*D(LCPI(-5)) + C(48)*D(LEX_AVER(-1)) + C(49)*D(LEX_AVER(-2)) + C(50)*D(LEX_AVER(-3)) + C(51)*D(LEX_AVER(-4)) + C(52)*D(LEX_AVER(-5)) + C(53)*D(MMIR(-1)) + C(54)*D(MMIR(-2)) + C(55)*D(MMIR(-3)) + C(56)*D(MMIR(-4)) + C(57)*D(MMIR(-5)) + C(58)*D(RKS(-1)) + C(59)*D(RKS(-2)) + C(60)*D(RKS(-3)) + C(61)*D(RKS(-4)) + C(62)*D(RKS(-5)) + C(63)$

Observations: 130

R-squared	0.507648	Mean dependent var	-0.081462
Adjusted R-squared	0.417309	S.D. dependent var	0.555625
S.E. of regression	0.424132	Sum squared resid	19.60782
Durbin-Watson stat	1.931832		

$$\begin{aligned} \text{Equation: } D(\text{RKS}) = & C(64)*D(\text{LCPI}(-1)) + C(65)*D(\text{LCPI}(-2)) + C(66) \\ & *D(\text{LCPI}(-3)) + C(67)*D(\text{LCPI}(-4)) + C(68)*D(\text{LCPI}(-5)) + C(69) \\ & *D(\text{LEX_AVER}(-1)) + C(70)*D(\text{LEX_AVER}(-2)) + C(71)*D(\text{LEX_AVER}(-3)) \\ & + C(72)*D(\text{LEX_AVER}(-4)) + C(73)*D(\text{LEX_AVER}(-5)) + C(74) \\ & *D(\text{MMIR}(-1)) + C(75)*D(\text{MMIR}(-2)) + C(76)*D(\text{MMIR}(-3)) + C(77) \\ & *D(\text{MMIR}(-4)) + C(78)*D(\text{MMIR}(-5)) + C(79)*D(\text{RKS}(-1)) + C(80)*D(\text{RKS}(-2)) \\ & + C(81)*D(\text{RKS}(-3)) + C(82)*D(\text{RKS}(-4)) + C(83)*D(\text{RKS}(-5)) + \\ & C(84) \end{aligned}$$

Observations: 130

R-squared	0.497907	Mean dependent var	-0.073077
Adjusted R-squared	0.405780	S.D. dependent var	0.586910
S.E. of regression	0.452423	Sum squared resid	22.31087
Durbin-Watson stat	1.802662		

Прилог 2.4: Економетријски резултати тестирања утицаја номиналног курса динара на цене

Dependent Variable: D(LCPI)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 05/05/18 Time: 16:21

Sample (adjusted): 2007M03 2017M12

Included observations: 130 after adjustments

$$\begin{aligned} D(\text{LCPI}) = & C(1)*D(\text{LCPI}(-1)) + C(2)*D(\text{LCPI}(-2)) + C(3)*D(\text{LCPI}(-3)) + C(4) \\ & *D(\text{LCPI}(-4)) + C(5)*D(\text{LCPI}(-5)) + C(6)*D(\text{LEX_AVER}(-1)) + C(7) \\ & *D(\text{LEX_AVER}(-2)) + C(8)*D(\text{LEX_AVER}(-3)) + C(9)*D(\text{LEX_AVER}(-4)) + \\ & C(10)*D(\text{LEX_AVER}(-5)) + C(11)*D(\text{MMIR}(-1)) + C(12)*D(\text{MMIR}(-2)) + \\ & C(13)*D(\text{MMIR}(-3)) + C(14)*D(\text{MMIR}(-4)) + C(15)*D(\text{MMIR}(-5)) + C(16) \\ & *D(\text{RKS}(-1)) + C(17)*D(\text{RKS}(-2)) + C(18)*D(\text{RKS}(-3)) + C(19)*D(\text{RKS}(-4)) \\ & + C(20)*D(\text{RKS}(-5)) + C(21) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.137321	0.098063	1.400340	0.1643
C(2)	-0.008990	0.097336	-0.092362	0.9266
C(3)	0.066505	0.095407	0.697068	0.4872
C(4)	0.158622	0.093943	1.688488	0.0942
C(5)	0.098251	0.089899	1.092903	0.2768
C(6)	-0.087860	0.057180	-1.536547	0.1273
C(7)	0.052058	0.070165	0.741939	0.4597
C(8)	0.097130	0.068304	1.422034	0.1579
C(9)	0.054684	0.065241	0.838191	0.4038
C(10)	-0.022455	0.057841	-0.388220	0.6986
C(11)	-0.000569	0.002344	-0.242795	0.8086
C(12)	0.001056	0.002317	0.455821	0.6494
C(13)	0.002239	0.002397	0.934048	0.3523
C(14)	0.000289	0.002501	0.115761	0.9081
C(15)	0.001906	0.001962	0.971437	0.3335
C(16)	0.000553	0.002078	0.266263	0.7905
C(17)	0.002063	0.002184	0.944323	0.3471
C(18)	-0.000742	0.001905	-0.389708	0.6975
C(19)	-0.002242	0.001942	-1.154474	0.2508
C(20)	-0.004183	0.001824	-2.293449	0.0237
C(21)	0.002389	0.001092	2.188017	0.0308

R-squared	0.315197	Mean dependent var	0.004841
Adjusted R-squared	0.189545	S.D. dependent var	0.007747
S.E. of regression	0.006974	Akaike info criterion	-6.946381
Sum squared resid	0.005301	Schwarz criterion	-6.483164
Log likelihood	472.5148	Hannan-Quinn criter.	-6.758161

F-statistic	2.508495	Durbin-Watson stat	1.986489
Prob(F-statistic)	0.001282		

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.034179	(5, 109)	0.0794
Chi-square	10.17089	5	0.0705

Null Hypothesis: C(6)=C(7)=C(8)=C(9)=C(10)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(6)	-0.087860	0.057180
C(7)	0.052058	0.070165
C(8)	0.097130	0.068304
C(9)	0.054684	0.065241
C(10)	-0.022455	0.057841

Restrictions are linear in coefficients.

Прилог 2.5: Економетријски резултати тестирања утицаја каматне стопе на тржишту новца на номинални курс динара

Dependent Variable: D(LEX_AVER)
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 05/05/18 Time: 16:26
Sample (adjusted): 2007M03 2017M12
Included observations: 130 after adjustments

$$D(\text{LEX_AVER}) = C(22)*D(\text{LCPI}(-1)) + C(23)*D(\text{LCPI}(-2)) + C(24)*D(\text{LCPI}(-3)) + C(25)*D(\text{LCPI}(-4)) + C(26)*D(\text{LCPI}(-5)) + C(27)*D(\text{LEX_AVER}(-1)) + C(28)*D(\text{LEX_AVER}(-2)) + C(29)*D(\text{LEX_AVER}(-3)) + C(30)*D(\text{LEX_AVER}(-4)) + C(31)*D(\text{LEX_AVER}(-5)) + C(32)*D(\text{MMIR}(-1)) + C(33)*D(\text{MMIR}(-2)) + C(34)*D(\text{MMIR}(-3)) + C(35)*D(\text{MMIR}(-4)) + C(36)*D(\text{MMIR}(-5)) + C(37)*D(\text{RKS}(-1)) + C(38)*D(\text{RKS}(-2)) + C(39)*D(\text{RKS}(-3)) + C(40)*D(\text{RKS}(-4)) + C(41)*D(\text{RKS}(-5)) + C(42)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(22)	-0.177584	0.170994	-1.038541	0.3013
C(23)	0.268023	0.169726	1.579154	0.1172
C(24)	-0.056417	0.166362	-0.339122	0.7352
C(25)	-0.134711	0.163811	-0.822359	0.4127
C(26)	-0.035679	0.156759	-0.227604	0.8204
C(27)	0.540027	0.099706	5.416220	0.0000
C(28)	-0.032835	0.122349	-0.268372	0.7889
C(29)	-0.063087	0.119102	-0.529692	0.5974
C(30)	0.031090	0.113762	0.273291	0.7851
C(31)	-0.184593	0.100858	-1.830219	0.0699
C(32)	-0.006769	0.004087	-1.656388	0.1005
C(33)	0.014617	0.004040	3.618129	0.0005
C(34)	-0.003779	0.004179	-0.904063	0.3680
C(35)	-0.003381	0.004361	-0.775412	0.4398

C(36)	0.003963	0.003422	1.158166	0.2493
C(37)	-0.001357	0.003623	-0.374377	0.7089
C(38)	-0.002628	0.003809	-0.690004	0.4917
C(39)	-0.003905	0.003322	-1.175655	0.2423
C(40)	0.000283	0.003386	0.083479	0.9336
C(41)	-0.001135	0.003180	-0.357008	0.7218
C(42)	0.002628	0.001904	1.380190	0.1704
<hr/>				
R-squared	0.393560	Mean dependent var	0.003122	
Adjusted R-squared	0.282287	S.D. dependent var	0.014354	
S.E. of regression	0.012161	Akaike info criterion	-5.834342	
Sum squared resid	0.016119	Schwarz criterion	-5.371125	
Log likelihood	400.2322	Hannan-Quinn criter.	-5.646121	
F-statistic	3.536873	Durbin-Watson stat	2.060772	
Prob(F-statistic)	0.000011			

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.215645	(5, 109)	0.0015
Chi-square	21.07823	5	0.0008

Null Hypothesis: C(32)=C(33)=C(34)=C(35)=C(36)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(32)	-0.006769	0.004087
C(33)	0.014617	0.004040
C(34)	-0.003779	0.004179
C(35)	-0.003381	0.004361
C(36)	0.003963	0.003422

Restrictions are linear in coefficients.

Прилог 2.6: Економетријски резултати тестирања утицаја референтне каматне стопе НБС на каматну стопу на тржишту новца

Dependent Variable: D(MMIR)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 05/05/18 Time: 16:32

Sample (adjusted): 2007M03 2017M12

Included observations: 130 after adjustments

$$D(MMIR) = C(43)*D(LCPI(-1)) + C(44)*D(LCPI(-2)) + C(45)*D(LCPI(-3)) + C(46)*D(LCPI(-4)) + C(47)*D(LCPI(-5)) + C(48)*D(LEX_AVER(-1)) + C(49)*D(LEX_AVER(-2)) + C(50)*D(LEX_AVER(-3)) + C(51)*D(LEX_AVER(-4)) + C(52)*D(LEX_AVER(-5)) + C(53)*D(MMIR(-1)) + C(54)*D(MMIR(-2)) + C(55)*D(MMIR(-3)) + C(56)*D(MMIR(-4)) + C(57)*D(MMIR(-5)) + C(58)*D(RKS(-1)) + C(59)*D(RKS(-2)) + C(60)*D(RKS(-3)) + C(61)*D(RKS(-4)) + C(62)*D(RKS(-5)) + C(63)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(43)	2.092973	5.963868	0.350942	0.7263
C(44)	1.364083	5.919636	0.230434	0.8182

C(45)	8.265033	5.802311	1.424438	0.1572
C(46)	-8.410132	5.713326	-1.472020	0.1439
C(47)	3.625046	5.467389	0.663031	0.5087
C(48)	8.967219	3.477493	2.578645	0.0113
C(49)	1.835982	4.267227	0.430252	0.6679
C(50)	-8.686998	4.153997	-2.091238	0.0388
C(51)	7.649980	3.967736	1.928046	0.0565
C(52)	-6.740264	3.517701	-1.916099	0.0580
C(53)	0.112632	0.142538	0.790189	0.4311
C(54)	0.151040	0.140902	1.071953	0.2861
C(55)	0.037676	0.145771	0.258462	0.7965
C(56)	0.074615	0.152088	0.490604	0.6247
C(57)	0.086586	0.119347	0.725499	0.4697
C(58)	0.452217	0.126378	3.578288	0.0005
C(59)	0.008593	0.132851	0.064678	0.9485
C(60)	-0.046900	0.115856	-0.404814	0.6864
C(61)	-0.120107	0.118084	-1.017139	0.3113
C(62)	-0.050920	0.110921	-0.459064	0.6471
C(63)	-0.061901	0.066414	-0.932046	0.3534
<hr/>				
R-squared	0.507648	Mean dependent var	-0.081462	
Adjusted R-squared	0.417309	S.D. dependent var	0.555625	
S.E. of regression	0.424132	Akaike info criterion	1.269348	
Sum squared resid	19.60782	Schwarz criterion	1.732565	
Log likelihood	-61.50762	Hannan-Quinn criter.	1.457569	
F-statistic	5.619323	Durbin-Watson stat	1.931832	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.858434	(5, 109)	0.0183
Chi-square	14.29217	5	0.0139

Null Hypothesis: C(58)=C(59)=C(60)=C(61)=C(62)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(58)	0.452217	0.126378
C(59)	0.008593	0.132851
C(60)	-0.046900	0.115856
C(61)	-0.120107	0.118084
C(62)	-0.050920	0.110921

Restrictions are linear in coefficients.

Други модел - номинални ефективни курс динара.

Прилог 2.7: Тестирање значајности доцњи VAR модела за номинални ефективни курс динара

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(LCPI) D(LNEEX) D(MMIR) D(RKS)
 Exogenous variables: C
 Date: 05/04/18 Time: 14:14
 Sample: 2006M09 2017M12
 Included observations: 127

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	632.5092	NA	5.91e-10	-9.897782	-9.808202	-9.861387
1	703.5788	136.5431	2.48e-10	-10.76502	-10.31712*	-10.58304*
2	722.1445	34.50008	2.39e-10	-10.80543	-9.999199	-10.47787
3	749.8568	49.75128	1.99e-10	-10.98987	-9.825322	-10.51673
4	765.2208	26.61474	2.02e-10	-10.97985	-9.456983	-10.36113
5	784.7569	32.61145*	1.92e-10*	-11.03554*	-9.154347	-10.27123
6	795.5953	17.40978	2.10e-10	-10.95426	-8.714740	-10.04437
7	809.7312	21.81595	2.19e-10	-10.92490	-8.327060	-9.869429
8	819.6142	14.63003	2.45e-10	-10.82857	-7.872408	-9.627517

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Прилог 2.8: Резултати економетријске анализе VAR(5) модела за номинални ефективни курс динара

Vector Autoregression Estimates
 Date: 05/04/18 Time: 14:19
 Sample (adjusted): 2007M03 2017M12
 Included observations: 130 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	D(LCPI)	D(LNEEX)	D(MMIR)	D(RKS)
D(LCPI(-1))	0.146938 (0.09941) [1.47809]	0.187583 (0.21248) [0.88284]	1.229680 (6.15498) [0.19979]	5.307537 (6.35502) [0.83517]
D(LCPI(-2))	0.010145 (0.09701) [0.10457]	-0.113078 (0.20735) [-0.54535]	1.582212 (6.00638) [0.26342]	3.197523 (6.20159) [0.51560]
D(LCPI(-3))	0.049632 (0.09371) [0.52963]	0.121314 (0.20030) [0.60567]	8.470311 (5.80212) [1.45986]	12.91063 (5.99069) [2.15512]
D(LCPI(-4))	0.167033 (0.09250) [1.80573]	0.148571 (0.19771) [0.75146]	-6.342967 (5.72719) [-1.10752]	-1.856680 (5.91332) [-0.31398]
D(LCPI(-5))	0.103991 (0.08850) [1.17508]	-0.039648 (0.18915) [-0.20961]	2.586748 (5.47924) [0.47210]	9.738856 (5.65732) [1.72146]
D(LNEEX(-1))	0.100256 (0.04719)	0.471670 (0.10087)	-9.322453 (2.92193)	-12.95767 (3.01689)

	[2.12439]	[4.67610]	[-3.19052]	[-4.29504]
D(LNEEX(-2))	-0.053228 (0.05787) [-0.91986]	0.032215 (0.12368) [0.26047]	-0.243870 (3.58275) [-0.06807]	6.314663 (3.69919) [1.70704]
D(LNEEX(-3))	-0.119295 (0.05655) [-2.10963]	0.052641 (0.12086) [0.43554]	5.929177 (3.50113) [1.69351]	7.030216 (3.61492) [1.94478]
D(LNEEX(-4))	-0.037791 (0.05536) [-0.68267]	-0.116338 (0.11832) [-0.98324]	-3.612770 (3.42748) [-1.05406]	-5.000018 (3.53887) [-1.41288]
D(LNEEX(-5))	0.032251 (0.05118) [0.63017]	-0.065129 (0.10939) [-0.59541]	4.133530 (3.16865) [1.30451]	9.020022 (3.27164) [2.75704]
D(MMIR(-1))	-0.000753 (0.00228) [-0.33067]	0.006848 (0.00487) [1.40698]	0.068405 (0.14098) [0.48520]	0.137708 (0.14557) [0.94602]
D(MMIR(-2))	0.000858 (0.00225) [0.38087]	-0.014381 (0.00481) [-2.98709]	0.175486 (0.13946) [1.25831]	0.129610 (0.14400) [0.90010]
D(MMIR(-3))	0.002268 (0.00231) [0.98298]	0.005759 (0.00493) [1.16783]	0.007980 (0.14285) [0.05586]	-0.230837 (0.14749) [-1.56513]
D(MMIR(-4))	0.000352 (0.00239) [0.14726]	0.002629 (0.00511) [0.51486]	0.159750 (0.14790) [1.08013]	0.531975 (0.15271) [3.48366]
D(MMIR(-5))	0.001538 (0.00189) [0.81488]	-0.004511 (0.00404) [-1.11781]	0.033130 (0.11690) [0.28342]	0.110227 (0.12069) [0.91327]
D(RKS(-1))	0.000637 (0.00208) [0.30601]	0.003844 (0.00445) [0.86355]	0.479760 (0.12895) [3.72059]	0.256838 (0.13314) [1.92911]
D(RKS(-2))	0.001617 (0.00218) [0.74205]	0.000812 (0.00466) [0.17425]	0.038270 (0.13491) [0.28367]	-0.008224 (0.13930) [-0.05904]
D(RKS(-3))	-0.000365 (0.00190) [-0.19189]	0.002497 (0.00406) [0.61437]	-0.050752 (0.11773) [-0.43107]	0.151308 (0.12156) [1.24471]
D(RKS(-4))	-0.002018 (0.00191) [-1.05869]	-0.001834 (0.00407) [-0.45015]	-0.148369 (0.11799) [-1.25744]	-0.230458 (0.12183) [-1.89166]
D(RKS(-5))	-0.003946 (0.00180) [-2.19056]	0.002028 (0.00385) [0.52670]	-0.071345 (0.11153) [-0.63969]	-0.359246 (0.11515) [-3.11968]
C	0.002280 (0.00109) [2.09635]	-0.003345 (0.00232) [-1.43906]	-0.068132 (0.06734) [-1.01179]	-0.149422 (0.06953) [-2.14912]

R-squared	0.340594	0.342221	0.508636	0.530533
Adj. R-squared	0.219602	0.221528	0.418478	0.444393
Sum sq. resids	0.005105	0.023320	19.56846	20.86112
S.E. equation	0.006843	0.014627	0.423707	0.437477
F-statistic	2.815016	2.835463	5.641584	6.158915
Log likelihood	474.9713	376.2269	-61.37703	-65.53492
Akaike AIC	-6.984173	-5.465029	1.267339	1.331307
Schwarz SC	-6.520956	-5.001812	1.730556	1.794524
Mean dependent	0.004841	-0.003274	-0.081462	-0.073077
S.D. dependent	0.007747	0.016578	0.555625	0.586910

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.30E-10
Determinant resid covariance	6.42E-11
Log likelihood	787.6436
Akaike information criterion	-10.82529
Schwarz criterion	-8.972418
Number of coefficients	84

Прилог 2.9: Економетријски резултати за оцену значаја појединих варијабли VAR(5) модела за номинални ефективни курс динара

System: UNTITLED
Estimation Method: Least Squares
Date: 05/05/18 Time: 17:54
Sample: 2007M03 2017M12
Included observations: 130
Total system (balanced) observations 520

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.146938	0.099411	1.478085	0.1401
C(2)	0.010145	0.097011	0.104572	0.9168
C(3)	0.049632	0.093712	0.529629	0.5966
C(4)	0.167033	0.092501	1.805734	0.0716
C(5)	0.103991	0.088497	1.175081	0.2406
C(6)	0.100256	0.047193	2.124389	0.0342
C(7)	-0.053228	0.057866	-0.919858	0.3582
C(8)	-0.119295	0.056548	-2.109628	0.0355
C(9)	-0.037791	0.055358	-0.682670	0.4952
C(10)	0.032251	0.051178	0.630168	0.5289
C(11)	-0.000753	0.002277	-0.330671	0.7411
C(12)	0.000858	0.002252	0.380874	0.7035
C(13)	0.002268	0.002307	0.982976	0.3262
C(14)	0.000352	0.002389	0.147261	0.8830
C(15)	0.001538	0.001888	0.814876	0.4156
C(16)	0.000637	0.002083	0.306011	0.7597
C(17)	0.001617	0.002179	0.742046	0.4585
C(18)	-0.000365	0.001902	-0.191895	0.8479
C(19)	-0.002018	0.001906	-1.058686	0.2903
C(20)	-0.003946	0.001801	-2.190560	0.0290
C(21)	0.002280	0.001088	2.096348	0.0366
C(22)	0.187583	0.212477	0.882839	0.3778
C(23)	-0.113078	0.207347	-0.545354	0.5858
C(24)	0.121314	0.200296	0.605673	0.5450
C(25)	0.148571	0.197709	0.751463	0.4528
C(26)	-0.039648	0.189150	-0.209610	0.8341
C(27)	0.471670	0.100868	4.676104	0.0000
C(28)	0.032215	0.123681	0.260472	0.7946
C(29)	0.052641	0.120863	0.435544	0.6634

C(30)	-0.116338	0.118320	-0.983243	0.3260
C(31)	-0.065129	0.109385	-0.595411	0.5519
C(32)	0.006848	0.004867	1.406984	0.1601
C(33)	-0.014381	0.004814	-2.987086	0.0030
C(34)	0.005759	0.004931	1.167832	0.2435
C(35)	0.002629	0.005106	0.514857	0.6069
C(36)	-0.004511	0.004035	-1.117806	0.2643
C(37)	0.003844	0.004451	0.863548	0.3883
C(38)	0.000812	0.004657	0.174248	0.8618
C(39)	0.002497	0.004064	0.614368	0.5393
C(40)	-0.001834	0.004073	-0.450148	0.6528
C(41)	0.002028	0.003850	0.526700	0.5987
C(42)	-0.003345	0.002325	-1.439056	0.1509
C(43)	1.229680	6.154978	0.199786	0.8417
C(44)	1.582212	6.006382	0.263422	0.7923
C(45)	8.470311	5.802120	1.459865	0.1450
C(46)	-6.342967	5.727187	-1.107519	0.2687
C(47)	2.586748	5.479242	0.472100	0.6371
C(48)	-9.322453	2.921925	-3.190517	0.0015
C(49)	-0.243870	3.582749	-0.068068	0.9458
C(50)	5.929177	3.501127	1.693505	0.0911
C(51)	-3.612770	3.427477	-1.054061	0.2924
C(52)	4.133530	3.168653	1.304507	0.1927
C(53)	0.068405	0.140984	0.485197	0.6278
C(54)	0.175486	0.139462	1.258305	0.2090
C(55)	0.007980	0.142845	0.055864	0.9555
C(56)	0.159750	0.147899	1.080127	0.2807
C(57)	0.033130	0.116895	0.283416	0.7770
C(58)	0.479760	0.128947	3.720588	0.0002
C(59)	0.038270	0.134911	0.283669	0.7768
C(60)	-0.050752	0.117734	-0.431068	0.6666
C(61)	-0.148369	0.117993	-1.257436	0.2093
C(62)	-0.071345	0.111530	-0.639690	0.5227
C(63)	-0.068132	0.067338	-1.011787	0.3122
C(64)	5.307537	6.355020	0.835172	0.4041
C(65)	3.197523	6.201594	0.515597	0.6064
C(66)	12.91063	5.990693	2.155115	0.0317
C(67)	-1.856680	5.913325	-0.313982	0.7537
C(68)	9.738856	5.657321	1.721461	0.0859
C(69)	-12.95767	3.016890	-4.295042	0.0000
C(70)	6.314663	3.699191	1.707039	0.0885
C(71)	7.030216	3.614917	1.944780	0.0524
C(72)	-5.000018	3.538873	-1.412884	0.1584
C(73)	9.020022	3.271637	2.757036	0.0061
C(74)	0.137708	0.145566	0.946023	0.3447
C(75)	0.129610	0.143995	0.900099	0.3686
C(76)	-0.230837	0.147488	-1.565127	0.1183
C(77)	0.531975	0.152706	3.483659	0.0005
C(78)	0.110227	0.120695	0.913274	0.3616
C(79)	0.256838	0.133138	1.929110	0.0544
C(80)	-0.008224	0.139296	-0.059042	0.9529
C(81)	0.151308	0.121561	1.244708	0.2139
C(82)	-0.230458	0.121828	-1.891664	0.0592
C(83)	-0.359246	0.115155	-3.119675	0.0019
C(84)	-0.149422	0.069527	-2.149116	0.0322

Determinant residual covariance 6.42E-11

$$\text{Equation: } D(\text{LCPI}) = C(1)*D(\text{LCPI}(-1)) + C(2)*D(\text{LCPI}(-2)) + C(3)*D(\text{LCPI}(-3)) + C(4)*D(\text{LCPI}(-4)) + C(5)*D(\text{LCPI}(-5)) + C(6)*D(\text{LNEEX}(-1)) + C(7)*D(\text{LNEEX}(-2)) + C(8)*D(\text{LNEEX}(-3)) + C(9)*D(\text{LNEEX}(-4)) + C(10)$$

$$*D(LNEEX(-5)) + C(11)*D(MMIR(-1)) + C(12)*D(MMIR(-2)) + C(13)$$

$$*D(MMIR(-3)) + C(14)*D(MMIR(-4)) + C(15)*D(MMIR(-5)) + C(16)$$

$$*D(RKS(-1)) + C(17)*D(RKS(-2)) + C(18)*D(RKS(-3)) + C(19)*D(RKS(-4)) + C(20)*D(RKS(-5)) + C(21)$$

Observations: 130

R-squared	0.340594	Mean dependent var	0.004841
Adjusted R-squared	0.219602	S.D. dependent var	0.007747
S.E. of regression	0.006843	Sum squared resid	0.005105
Durbin-Watson stat	2.000810		

Equation: $D(LNEEX) = C(22)*D(LCPI(-1)) + C(23)*D(LCPI(-2)) + C(24)$
 $*D(LCPI(-3)) + C(25)*D(LCPI(-4)) + C(26)*D(LCPI(-5)) + C(27)$
 $*D(LNEEX(-1)) + C(28)*D(LNEEX(-2)) + C(29)*D(LNEEX(-3)) + C(30)$
 $*D(LNEEX(-4)) + C(31)*D(LNEEX(-5)) + C(32)*D(MMIR(-1)) + C(33)$
 $*D(MMIR(-2)) + C(34)*D(MMIR(-3)) + C(35)*D(MMIR(-4)) + C(36)$
 $*D(MMIR(-5)) + C(37)*D(RKS(-1)) + C(38)*D(RKS(-2)) + C(39)*D(RKS(-3)) + C(40)*D(RKS(-4)) + C(41)*D(RKS(-5)) + C(42)$

Observations: 130

R-squared	0.342221	Mean dependent var	-0.003274
Adjusted R-squared	0.221528	S.D. dependent var	0.016578
S.E. of regression	0.014627	Sum squared resid	0.023320
Durbin-Watson stat	2.042782		

Equation: $D(MMIR) = C(43)*D(LCPI(-1)) + C(44)*D(LCPI(-2)) + C(45)$
 $*D(LCPI(-3)) + C(46)*D(LCPI(-4)) + C(47)*D(LCPI(-5)) + C(48)$
 $*D(LNEEX(-1)) + C(49)*D(LNEEX(-2)) + C(50)*D(LNEEX(-3)) + C(51)$
 $*D(LNEEX(-4)) + C(52)*D(LNEEX(-5)) + C(53)*D(MMIR(-1)) + C(54)$
 $*D(MMIR(-2)) + C(55)*D(MMIR(-3)) + C(56)*D(MMIR(-4)) + C(57)$
 $*D(MMIR(-5)) + C(58)*D(RKS(-1)) + C(59)*D(RKS(-2)) + C(60)*D(RKS(-3)) + C(61)*D(RKS(-4)) + C(62)*D(RKS(-5)) + C(63)$

Observations: 130

R-squared	0.508636	Mean dependent var	-0.081462
Adjusted R-squared	0.418478	S.D. dependent var	0.555625
S.E. of regression	0.423707	Sum squared resid	19.56846
Durbin-Watson stat	1.972028		

Equation: $D(RKS) = C(64)*D(LCPI(-1)) + C(65)*D(LCPI(-2)) + C(66)$
 $*D(LCPI(-3)) + C(67)*D(LCPI(-4)) + C(68)*D(LCPI(-5)) + C(69)$
 $*D(LNEEX(-1)) + C(70)*D(LNEEX(-2)) + C(71)*D(LNEEX(-3)) + C(72)$
 $*D(LNEEX(-4)) + C(73)*D(LNEEX(-5)) + C(74)*D(MMIR(-1)) + C(75)$
 $*D(MMIR(-2)) + C(76)*D(MMIR(-3)) + C(77)*D(MMIR(-4)) + C(78)$
 $*D(MMIR(-5)) + C(79)*D(RKS(-1)) + C(80)*D(RKS(-2)) + C(81)*D(RKS(-3)) + C(82)*D(RKS(-4)) + C(83)*D(RKS(-5)) + C(84)$

Observations: 130

R-squared	0.530533	Mean dependent var	-0.073077
Adjusted R-squared	0.444393	S.D. dependent var	0.586910
S.E. of regression	0.437477	Sum squared resid	20.86112
Durbin-Watson stat	1.811471		

Прилог 2.10: Економетријски резултати тестирања утицаја номиналног ефективног курса на цене

Dependent Variable: D(LCPI)
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 05/05/18 Time: 17:56
Sample (adjusted): 2007M03 2017M12
Included observations: 130 after adjustments

$$D(LCPI) = C(1)*D(LCPI(-1)) + C(2)*D(LCPI(-2)) + C(3)*D(LCPI(-3)) + C(4)*D(LCPI(-4)) + C(5)*D(LCPI(-5)) + C(6)*D(LNEEX(-1)) + C(7)*D(LNEEX(-2)) + C(8)*D(LNEEX(-3)) + C(9)*D(LNEEX(-4)) + C(10)*D(LNEEX(-5)) + C(11)*D(MMIR(-1)) + C(12)*D(MMIR(-2)) + C(13)*D(MMIR(-3)) + C(14)*D(MMIR(-4)) + C(15)*D(MMIR(-5)) + C(16)*D(RKS(-1)) + C(17)*D(RKS(-2)) + C(18)*D(RKS(-3)) + C(19)*D(RKS(-4)) + C(20)*D(RKS(-5)) + C(21)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.146938	0.099411	1.478085	0.1423
C(2)	0.010145	0.097011	0.104572	0.9169
C(3)	0.049632	0.093712	0.529629	0.5974
C(4)	0.167033	0.092501	1.805734	0.0737
C(5)	0.103991	0.088497	1.175081	0.2425
C(6)	0.100256	0.047193	2.124389	0.0359
C(7)	-0.053228	0.057866	-0.919858	0.3597
C(8)	-0.119295	0.056548	-2.109628	0.0372
C(9)	-0.037791	0.055358	-0.682670	0.4963
C(10)	0.032251	0.051178	0.630168	0.5299
C(11)	-0.000753	0.002277	-0.330671	0.7415
C(12)	0.000858	0.002252	0.380874	0.7040
C(13)	0.002268	0.002307	0.982976	0.3278
C(14)	0.000352	0.002389	0.147261	0.8832
C(15)	0.001538	0.001888	0.814876	0.4169
C(16)	0.000637	0.002083	0.306011	0.7602
C(17)	0.001617	0.002179	0.742046	0.4597
C(18)	-0.000365	0.001902	-0.191895	0.8482
C(19)	-0.002018	0.001906	-1.058686	0.2921
C(20)	-0.003946	0.001801	-2.190560	0.0306
C(21)	0.002280	0.001088	2.096348	0.0384
R-squared	0.340594	Mean dependent var		0.004841
Adjusted R-squared	0.219602	S.D. dependent var		0.007747
S.E. of regression	0.006843	Akaike info criterion		-6.984173
Sum squared resid	0.005105	Schwarz criterion		-6.520956
Log likelihood	474.9713	Hannan-Quinn criter.		-6.795953
F-statistic	2.815016	Durbin-Watson stat		2.000810
Prob(F-statistic)	0.000313			

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.952149	(5, 109)	0.0154
Chi-square	14.76075	5	0.0114

Null Hypothesis: C(6)=C(7)=C(8)=C(9)=C(10)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(6)	0.100256	0.047193
C(7)	-0.053228	0.057866
C(8)	-0.119295	0.056548
C(9)	-0.037791	0.055358
C(10)	0.032251	0.051178

Restrictions are linear in coefficients.

Прилог 2.11: Економетријски резултати тестирања утицаја каматне стопе на тржишту новца на номинални ефективни курс динара

Dependent Variable: D(LNEEX)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 05/05/18 Time: 17:59

Sample (adjusted): 2007M03 2017M12

Included observations: 130 after adjustments

$$D(LNEEX) = C(22)*D(LCPI(-1)) + C(23)*D(LCPI(-2)) + C(24)*D(LCPI(-3)) + C(25)*D(LCPI(-4)) + C(26)*D(LCPI(-5)) + C(27)*D(LNEEX(-1)) + C(28)*D(LNEEX(-2)) + C(29)*D(LNEEX(-3)) + C(30)*D(LNEEX(-4)) + C(31)*D(LNEEX(-5)) + C(32)*D(MMIR(-1)) + C(33)*D(MMIR(-2)) + C(34)*D(MMIR(-3)) + C(35)*D(MMIR(-4)) + C(36)*D(MMIR(-5)) + C(37)*D(RKS(-1)) + C(38)*D(RKS(-2)) + C(39)*D(RKS(-3)) + C(40)*D(RKS(-4)) + C(41)*D(RKS(-5)) + C(42)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(22)	0.187583	0.212477	0.882839	0.3793
C(23)	-0.113078	0.207347	-0.545354	0.5866
C(24)	0.121314	0.200296	0.605673	0.5460
C(25)	0.148571	0.197709	0.751463	0.4540
C(26)	-0.039648	0.189150	-0.209610	0.8344
C(27)	0.471670	0.100868	4.676104	0.0000
C(28)	0.032215	0.123681	0.260472	0.7950
C(29)	0.052641	0.120863	0.435544	0.6640
C(30)	-0.116338	0.118320	-0.983243	0.3277
C(31)	-0.065129	0.109385	-0.595411	0.5528
C(32)	0.006848	0.004867	1.406984	0.1623
C(33)	-0.014381	0.004814	-2.987086	0.0035
C(34)	0.005759	0.004931	1.167832	0.2454
C(35)	0.002629	0.005106	0.514857	0.6077
C(36)	-0.004511	0.004035	-1.117806	0.2661
C(37)	0.003844	0.004451	0.863548	0.3897
C(38)	0.000812	0.004657	0.174248	0.8620
C(39)	0.002497	0.004064	0.614368	0.5403
C(40)	-0.001834	0.004073	-0.450148	0.6535
C(41)	0.002028	0.003850	0.526700	0.5995
C(42)	-0.003345	0.002325	-1.439056	0.1530

R-squared	0.342221	Mean dependent var	-0.003274
Adjusted R-squared	0.221528	S.D. dependent var	0.016578
S.E. of regression	0.014627	Akaike info criterion	-5.465029
Sum squared resid	0.023320	Schwarz criterion	-5.001812
Log likelihood	376.2269	Hannan-Quinn criter.	-5.276808
F-statistic	2.835463	Durbin-Watson stat	2.042782
Prob(F-statistic)	0.000284		

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.148383	(5, 109)	0.0108
Chi-square	15.74191	5	0.0076

Null Hypothesis: C(32)=C(33)=C(34)=C(35)=C(36)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(32)	0.006848	0.004867
C(33)	-0.014381	0.004814
C(34)	0.005759	0.004931
C(35)	0.002629	0.005106
C(36)	-0.004511	0.004035

Restrictions are linear in coefficients.

Прилог 2.12: Економетријски резултати тестирања утицаја референтне каматне стопе НБС на каматну стопу на тржишту новца

Dependent Variable: D(MMIR)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 05/05/18 Time: 18:02

Sample (adjusted): 2007M03 2017M12

Included observations: 130 after adjustments

$$D(MMIR) = C(43)*D(LCPI(-1)) + C(44)*D(LCPI(-2)) + C(45)*D(LCPI(-3)) + C(46)*D(LCPI(-4)) + C(47)*D(LCPI(-5)) + C(48)*D(LNEEX(-1)) + C(49)*D(LNEEX(-2)) + C(50)*D(LNEEX(-3)) + C(51)*D(LNEEX(-4)) + C(52)*D(LNEEX(-5)) + C(53)*D(MMIR(-1)) + C(54)*D(MMIR(-2)) + C(55)*D(MMIR(-3)) + C(56)*D(MMIR(-4)) + C(57)*D(MMIR(-5)) + C(58)*D(RKS(-1)) + C(59)*D(RKS(-2)) + C(60)*D(RKS(-3)) + C(61)*D(RKS(-4)) + C(62)*D(RKS(-5)) + C(63)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(43)	1.229680	6.154978	0.199786	0.8420
C(44)	1.582212	6.006382	0.263422	0.7927
C(45)	8.470311	5.802120	1.459865	0.1472
C(46)	-6.342967	5.727187	-1.107519	0.2705
C(47)	2.586748	5.479242	0.472100	0.6378
C(48)	-9.322453	2.921925	-3.190517	0.0019
C(49)	-0.243870	3.582749	-0.068068	0.9459
C(50)	5.929177	3.501127	1.693505	0.0932
C(51)	-3.612770	3.427477	-1.054061	0.2942
C(52)	4.133530	3.168653	1.304507	0.1948
C(53)	0.068405	0.140984	0.485197	0.6285
C(54)	0.175486	0.139462	1.258305	0.2110
C(55)	0.007980	0.142845	0.055864	0.9556
C(56)	0.159750	0.147899	1.080127	0.2825
C(57)	0.033130	0.116895	0.283416	0.7774
C(58)	0.479760	0.128947	3.720588	0.0003
C(59)	0.038270	0.134911	0.283669	0.7772
C(60)	-0.050752	0.117734	-0.431068	0.6673
C(61)	-0.148369	0.117993	-1.257436	0.2113
C(62)	-0.071345	0.111530	-0.639690	0.5237
C(63)	-0.068132	0.067338	-1.011787	0.3139

R-squared	0.508636	Mean dependent var	-0.081462
Adjusted R-squared	0.418478	S.D. dependent var	0.555625
S.E. of regression	0.423707	Akaike info criterion	1.267339
Sum squared resid	19.56846	Schwarz criterion	1.730556
Log likelihood	-61.37703	Hannan-Quinn criter.	1.455559

F-statistic	5.641584	Durbin-Watson stat	1.972028
Prob(F-statistic)	0.000000		

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.973939	(5, 109)	0.0148
Chi-square	14.86970	5	0.0109

Null Hypothesis: C(58)=C(59)=C(60)=C(61)=C(62)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(58)	0.479760	0.128947
C(59)	0.038270	0.134911
C(60)	-0.050752	0.117734
C(61)	-0.148369	0.117993
C(62)	-0.071345	0.111530

Restrictions are linear in coefficients.

Трећи модел – реални ефективни курс динара

Прилог 2.13: Тестирање значајности доцњи VAR модела за реални ефективни курс динара

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: D(LCPI) D(LIP) D(LREER) D(RKS)
Exogenous variables: C
Date: 05/04/18 Time: 15:19
Sample: 2006M09 2017M12
Included observations: 127

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	815.1722	NA	3.33e-11	-12.77437	-12.68478	-12.73797
1	862.8579	91.61659	2.02e-11	-13.27335	-12.82545*	-13.09137
2	888.4241	47.50896	1.74e-11	-13.42400	-12.61778	-13.09644
3	915.7933	49.13525	1.46e-11	-13.60304	-12.43850	-13.12990
4	941.0789	43.80185	1.26e-11	-13.74927	-12.22640	-13.13055*
5	959.4398	30.64958	1.22e-11	-13.78645	-11.90526	-13.02215
6	983.7203	39.00186	1.08e-11	-13.91686	-11.67734	-13.00697
7	1001.364	27.23007*	1.07e-11*	-13.94275*	-11.34490	-12.88727
8	1017.137	23.34862	1.09e-11	-13.93917	-10.98300	-12.73811

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Прилог 2.14: Резултати економетријске анализе VAR(7) модела за реални ефективни курс динара

Vector Autoregression Estimates

Date: 05/04/18 Time: 15:15

Sample (adjusted): 2007M05 2017M12

Included observations: 128 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	D(LCPI)	D(LIP)	D(LREER)	D(RKS)
D(LCPI(-1))	0.082999 (0.10930) [0.75933]	1.493622 (1.08202) [1.38040]	-0.219259 (0.22375) [-0.97991]	22.52737 (6.98990) [3.22284]
D(LCPI(-2))	0.116590 (0.10771) [1.08244]	-0.621027 (1.06624) [-0.58245]	-0.268168 (0.22049) [-1.21624]	-0.130892 (6.88794) [-0.01900]
D(LCPI(-3))	0.161793 (0.10258) [1.57728]	-3.462151 (1.01543) [-3.40956]	0.032411 (0.20998) [0.15435]	1.933648 (6.55969) [0.29478]
D(LCPI(-4))	0.249533 (0.10048) [2.48330]	-0.252299 (0.99471) [-0.25364]	0.467672 (0.20570) [2.27360]	5.575511 (6.42584) [0.86767]
D(LCPI(-5))	0.160358 (0.10219) [1.56926]	-1.819191 (1.01156) [-1.79840]	0.158840 (0.20918) [0.75933]	-2.990147 (6.53474) [-0.45758]
D(LCPI(-6))	0.009646 (0.09950) [0.09694]	3.537600 (0.98501) [3.59145]	0.060589 (0.20369) [0.29746]	-0.369468 (6.36317) [-0.05806]
D(LCPI(-7))	0.019941 (0.10414) [0.19148]	0.654665 (1.03094) [0.63502]	0.294798 (0.21319) [1.38280]	1.217102 (6.65989) [0.18275]
D(LIP(-1))	0.001900 (0.01073) [0.17710]	-0.370252 (0.10618) [-3.48700]	0.002687 (0.02196) [0.12239]	-0.295417 (0.68593) [-0.43068]
D(LIP(-2))	0.003080 (0.01041) [0.29597]	-0.439902 (0.10301) [-4.27044]	0.008867 (0.02130) [0.41624]	0.168007 (0.66546) [0.25247]
D(LIP(-3))	0.003057 (0.01134) [0.26967]	-0.249253 (0.11222) [-2.22116]	-0.039209 (0.02321) [-1.68963]	0.861819 (0.72493) [1.18883]
D(LIP(-4))	0.000159 (0.01072) [0.01482]	-0.348933 (0.10611) [-3.28829]	0.002253 (0.02194) [0.10267]	0.268374 (0.68550) [0.39150]
D(LIP(-5))	0.013418 (0.01075) [1.24858]	-0.182385 (0.10638) [-1.71440]	-0.002360 (0.02200) [-0.10726]	1.522374 (0.68724) [2.21518]
D(LIP(-6))	0.034564 (0.01016)	-0.115137 (0.10060)	0.014257 (0.02080)	0.074772 (0.64988)

	[3.40111]	[-1.14450]	[0.68532]	[0.11505]
D(LIP(-7))	0.007116 (0.00953) [0.74693]	-0.078351 (0.09431) [-0.83078]	0.009491 (0.01950) [0.48664]	-0.741861 (0.60925) [-1.21767]
D(LREER(-1))	0.050545 (0.04516) [1.11936]	0.625202 (0.44700) [1.39867]	0.374194 (0.09244) [4.04818]	-9.618417 (2.88761) [-3.33093]
D(LREER(-2))	-0.050763 (0.05182) [-0.97960]	1.081739 (0.51297) [2.10877]	0.005626 (0.10608) [0.05303]	2.130642 (3.31381) [0.64296]
D(LREER(-3))	-0.103071 (0.05230) [-1.97071]	-0.035761 (0.51774) [-0.06907]	0.073850 (0.10706) [0.68978]	9.839257 (3.34461) [2.94183]
D(LREER(-4))	-0.063261 (0.05482) [-1.15393]	-0.088630 (0.54269) [-0.16332]	-0.136962 (0.11222) [-1.22044]	-7.347817 (3.50578) [-2.09592]
D(LREER(-5))	-0.059473 (0.05449) [-1.09148]	0.349655 (0.53939) [0.64824]	-0.104024 (0.11154) [-0.93260]	9.909432 (3.48448) [2.84388]
D(LREER(-6))	0.068764 (0.05525) [1.24466]	-0.544120 (0.54690) [-0.99492]	0.012837 (0.11309) [0.11351]	-7.136471 (3.53298) [-2.01996]
D(LREER(-7))	-0.027980 (0.05100) [-0.54867]	-0.550493 (0.50482) [-1.09048]	-0.255406 (0.10439) [-2.44660]	3.987225 (3.26114) [1.22265]
D(RKS(-1))	-0.001586 (0.00155) [-1.02130]	0.015747 (0.01537) [1.02445]	0.008075 (0.00318) [2.54044]	0.448385 (0.09930) [4.51554]
D(RKS(-2))	0.003438 (0.00149) [2.30983]	-0.004720 (0.01473) [-0.32037]	-0.002564 (0.00305) [-0.84164]	0.009823 (0.09519) [0.10319]
D(RKS(-3))	0.000158 (0.00143) [0.11069]	-0.000560 (0.01412) [-0.03969]	0.001586 (0.00292) [0.54323]	0.080210 (0.09123) [0.87924]
D(RKS(-4))	-0.001023 (0.00141) [-0.72673]	0.002252 (0.01394) [0.16160]	0.004945 (0.00288) [1.71586]	-0.025099 (0.09003) [-0.27879]
D(RKS(-5))	-0.002486 (0.00126) [-1.97371]	-0.030712 (0.01247) [-2.46307]	0.000408 (0.00258) [0.15829]	-0.101977 (0.08055) [-1.26598]
D(RKS(-6))	0.000954 (0.00133) [0.71566]	0.000665 (0.01320) [0.05041]	-0.000883 (0.00273) [-0.32337]	0.113839 (0.08526) [1.33519]
D(RKS(-7))	0.000120 (0.00120) [0.09935]	0.009174 (0.01193) [0.76921]	-0.008538 (0.00247) [-3.46186]	-0.062011 (0.07705) [-0.80482]

C	0.000897 (0.00124) [0.72203]	0.002437 (0.01230) [0.19814]	-0.002512 (0.00254) [-0.98793]	-0.163850 (0.07944) [-2.06249]
R-squared	0.434463	0.535473	0.482425	0.535236
Adj. R-squared	0.274514	0.404091	0.336041	0.403787
Sum sq. resids	0.004375	0.428738	0.018334	17.89212
S.E. equation	0.006648	0.065808	0.013609	0.425122
F-statistic	2.716250	4.075707	3.295600	4.071827
Log likelihood	476.5411	183.1080	384.8415	-55.69327
Akaike AIC	-6.992830	-2.407938	-5.560023	1.323332
Schwarz SC	-6.346667	-1.761775	-4.913860	1.969495
Mean dependent	0.004818	0.000847	0.000348	-0.054688
S.D. dependent	0.007805	0.085249	0.016701	0.550570
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.99E-12		
Determinant resid covariance		1.79E-12		
Log likelihood		1004.790		
Akaike information criterion		-13.88735		
Schwarz criterion		-11.30269		
Number of coefficients		116		

Прилог 2.15: Економетријски резултати за оцену значаја појединих варијабли VAR(5) модела за реални ефективни курс динара

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 05/05/18 Time: 19:10
 Sample: 2007M05 2017M12
 Included observations: 128
 Total system (balanced) observations 512

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.082999	0.109305	0.759330	0.4481
C(2)	0.116590	0.107710	1.082442	0.2797
C(3)	0.161793	0.102577	1.577280	0.1155
C(4)	0.249533	0.100484	2.483301	0.0134
C(5)	0.160358	0.102187	1.569259	0.1174
C(6)	0.009646	0.099504	0.096939	0.9228
C(7)	0.019941	0.104144	0.191476	0.8483
C(8)	0.001900	0.010726	0.177102	0.8595
C(9)	0.003080	0.010406	0.295972	0.7674
C(10)	0.003057	0.011336	0.269668	0.7876
C(11)	0.000159	0.010720	0.014818	0.9882
C(12)	0.013418	0.010747	1.248579	0.2126
C(13)	0.034564	0.010163	3.401108	0.0007
C(14)	0.007116	0.009527	0.746931	0.4555
C(15)	0.050545	0.045155	1.119359	0.2637
C(16)	-0.050763	0.051820	-0.979603	0.3279
C(17)	-0.103071	0.052301	-1.970710	0.0495
C(18)	-0.063261	0.054822	-1.153933	0.2492
C(19)	-0.059473	0.054489	-1.091477	0.2757
C(20)	0.068764	0.055247	1.244656	0.2140
C(21)	-0.027980	0.050996	-0.548672	0.5835
C(22)	-0.001586	0.001553	-1.021298	0.3077
C(23)	0.003438	0.001488	2.309827	0.0214
C(24)	0.000158	0.001427	0.110687	0.9119
C(25)	-0.001023	0.001408	-0.726733	0.4678

C(26)	-0.002486	0.001260	-1.973709	0.0491
C(27)	0.000954	0.001333	0.715665	0.4746
C(28)	0.000120	0.001205	0.099351	0.9209
C(29)	0.000897	0.001242	0.722026	0.4707
C(30)	1.493622	1.082022	1.380398	0.1682
C(31)	-0.621027	1.066238	-0.582447	0.5606
C(32)	-3.462151	1.015426	-3.409556	0.0007
C(33)	-0.252299	0.994706	-0.253642	0.7999
C(34)	-1.819191	1.011563	-1.798396	0.0729
C(35)	3.537600	0.985005	3.591453	0.0004
C(36)	0.654665	1.030937	0.635019	0.5258
C(37)	-0.370252	0.106181	-3.487001	0.0005
C(38)	-0.439902	0.103011	-4.270439	0.0000
C(39)	-0.249253	0.112217	-2.221163	0.0269
C(40)	-0.348933	0.106114	-3.288290	0.0011
C(41)	-0.182385	0.106384	-1.714401	0.0872
C(42)	-0.115137	0.100601	-1.144497	0.2531
C(43)	-0.078351	0.094310	-0.830784	0.4066
C(44)	0.625202	0.446996	1.398675	0.1627
C(45)	1.081739	0.512971	2.108770	0.0356
C(46)	-0.035761	0.517738	-0.069072	0.9450
C(47)	-0.088630	0.542687	-0.163317	0.8704
C(48)	0.349655	0.539389	0.648243	0.5172
C(49)	-0.544120	0.546897	-0.994921	0.3204
C(50)	-0.550493	0.504817	-1.090479	0.2762
C(51)	0.015747	0.015371	1.024454	0.3062
C(52)	-0.004720	0.014734	-0.320368	0.7489
C(53)	-0.000560	0.014122	-0.039687	0.9684
C(54)	0.002252	0.013936	0.161598	0.8717
C(55)	-0.030712	0.012469	-2.463065	0.0142
C(56)	0.000665	0.013198	0.050410	0.9598
C(57)	0.009174	0.011927	0.769210	0.4422
C(58)	0.002437	0.012298	0.198143	0.8430
C(59)	-0.219259	0.223753	-0.979912	0.3277
C(60)	-0.268168	0.220489	-1.216242	0.2246
C(61)	0.032411	0.209982	0.154351	0.8774
C(62)	0.467672	0.205697	2.273597	0.0235
C(63)	0.158840	0.209183	0.759333	0.4481
C(64)	0.060589	0.203691	0.297456	0.7663
C(65)	0.294798	0.213189	1.382799	0.1675
C(66)	0.002687	0.021957	0.122387	0.9027
C(67)	0.008867	0.021302	0.416236	0.6775
C(68)	-0.039209	0.023206	-1.689626	0.0919
C(69)	0.002253	0.021943	0.102667	0.9183
C(70)	-0.002360	0.021999	-0.107256	0.9146
C(71)	0.014257	0.020803	0.685315	0.4935
C(72)	0.009491	0.019503	0.486635	0.6268
C(73)	0.374194	0.092435	4.048179	0.0001
C(74)	0.005626	0.106078	0.053034	0.9577
C(75)	0.073850	0.107064	0.689777	0.4907
C(76)	-0.136962	0.112223	-1.220443	0.2230
C(77)	-0.104024	0.111541	-0.932603	0.3516
C(78)	0.012837	0.113094	0.113510	0.9097
C(79)	-0.255406	0.104392	-2.446604	0.0149
C(80)	0.008075	0.003179	2.540439	0.0115
C(81)	-0.002564	0.003047	-0.841638	0.4005
C(82)	0.001586	0.002920	0.543233	0.5873
C(83)	0.004945	0.002882	1.715857	0.0870
C(84)	0.000408	0.002579	0.158290	0.8743
C(85)	-0.000883	0.002729	-0.323375	0.7466
C(86)	-0.008538	0.002466	-3.461862	0.0006
C(87)	-0.002512	0.002543	-0.987931	0.3238

C(88)	22.52737	6.989905	3.222844	0.0014
C(89)	-0.130892	6.887938	-0.019003	0.9848
C(90)	1.933648	6.559688	0.294777	0.7683
C(91)	5.575511	6.425840	0.867670	0.3861
C(92)	-2.990147	6.534737	-0.457577	0.6475
C(93)	-0.369468	6.363171	-0.058064	0.9537
C(94)	1.217102	6.659894	0.182751	0.8551
C(95)	-0.295417	0.685931	-0.430681	0.6669
C(96)	0.168007	0.665455	0.252469	0.8008
C(97)	0.861819	0.724928	1.188834	0.2352
C(98)	0.268374	0.685499	0.391501	0.6956
C(99)	1.522374	0.687245	2.215185	0.0273
C(100)	0.074772	0.649885	0.115054	0.9085
C(101)	-0.741861	0.609247	-1.217670	0.2241
C(102)	-9.618417	2.887611	-3.330925	0.0009
C(103)	2.130642	3.313815	0.642957	0.5206
C(104)	9.839257	3.344608	2.941826	0.0035
C(105)	-7.347817	3.505779	-2.095916	0.0367
C(106)	9.909432	3.484475	2.843881	0.0047
C(107)	-7.136471	3.532979	-2.019959	0.0441
C(108)	3.987225	3.261138	1.222648	0.2222
C(109)	0.448385	0.099298	4.515539	0.0000
C(110)	0.009823	0.095185	0.103194	0.9179
C(111)	0.080210	0.091226	0.879239	0.3798
C(112)	-0.025099	0.090028	-0.278786	0.7806
C(113)	-0.101977	0.080552	-1.265979	0.2063
C(114)	0.113839	0.085260	1.335189	0.1826
C(115)	-0.062011	0.077049	-0.804823	0.4214
C(116)	-0.163850	0.079443	-2.062491	0.0398

Determinant residual covariance 1.79E-12

Equation: $D(LCPI) = C(1)*D(LCPI(-1)) + C(2)*D(LCPI(-2)) + C(3)*D(LCPI(-3)) + C(4)*D(LCPI(-4)) + C(5)*D(LCPI(-5)) + C(6)*D(LCPI(-6)) + C(7)*D(LCPI(-7)) + C(8)*D(LIP(-1)) + C(9)*D(LIP(-2)) + C(10)*D(LIP(-3)) + C(11)*D(LIP(-4)) + C(12)*D(LIP(-5)) + C(13)*D(LIP(-6)) + C(14)*D(LIP(-7)) + C(15)*D(LREER(-1)) + C(16)*D(LREER(-2)) + C(17)*D(LREER(-3)) + C(18)*D(LREER(-4)) + C(19)*D(LREER(-5)) + C(20)*D(LREER(-6)) + C(21)*D(LREER(-7)) + C(22)*D(RKS(-1)) + C(23)*D(RKS(-2)) + C(24)*D(RKS(-3)) + C(25)*D(RKS(-4)) + C(26)*D(RKS(-5)) + C(27)*D(RKS(-6)) + C(28)*D(RKS(-7)) + C(29)$

Observations: 128

R-squared	0.434463	Mean dependent var	0.004818
Adjusted R-squared	0.274514	S.D. dependent var	0.007805
S.E. of regression	0.006648	Sum squared resid	0.004375
Durbin-Watson stat	1.949338		

Equation: $D(LIP) = C(30)*D(LCPI(-1)) + C(31)*D(LCPI(-2)) + C(32)*D(LCPI(-3)) + C(33)*D(LCPI(-4)) + C(34)*D(LCPI(-5)) + C(35)*D(LCPI(-6)) + C(36)*D(LCPI(-7)) + C(37)*D(LIP(-1)) + C(38)*D(LIP(-2)) + C(39)*D(LIP(-3)) + C(40)*D(LIP(-4)) + C(41)*D(LIP(-5)) + C(42)*D(LIP(-6)) + C(43)*D(LIP(-7)) + C(44)*D(LREER(-1)) + C(45)*D(LREER(-2)) + C(46)*D(LREER(-3)) + C(47)*D(LREER(-4)) + C(48)*D(LREER(-5)) + C(49)*D(LREER(-6)) + C(50)*D(LREER(-7)) + C(51)*D(RKS(-1)) + C(52)*D(RKS(-2)) + C(53)*D(RKS(-3)) + C(54)*D(RKS(-4)) + C(55)*D(RKS(-5)) + C(56)*D(RKS(-6)) + C(57)*D(RKS(-7)) + C(58)$

Observations: 128

R-squared	0.535473	Mean dependent var	0.000847
Adjusted R-squared	0.404091	S.D. dependent var	0.085249
S.E. of regression	0.065808	Sum squared resid	0.428738
Durbin-Watson stat	1.979680		

$$\text{Equation: } D(\text{LREER}) = C(59)*D(\text{LCPI}(-1)) + C(60)*D(\text{LCPI}(-2)) + C(61)*D(\text{LCPI}(-3)) + C(62)*D(\text{LCPI}(-4)) + C(63)*D(\text{LCPI}(-5)) + C(64)*D(\text{LCPI}(-6)) + C(65)*D(\text{LCPI}(-7)) + C(66)*D(\text{LIP}(-1)) + C(67)*D(\text{LIP}(-2)) + C(68)*D(\text{LIP}(-3)) + C(69)*D(\text{LIP}(-4)) + C(70)*D(\text{LIP}(-5)) + C(71)*D(\text{LIP}(-6)) + C(72)*D(\text{LIP}(-7)) + C(73)*D(\text{LREER}(-1)) + C(74)*D(\text{LREER}(-2)) + C(75)*D(\text{LREER}(-3)) + C(76)*D(\text{LREER}(-4)) + C(77)*D(\text{LREER}(-5)) + C(78)*D(\text{LREER}(-6)) + C(79)*D(\text{LREER}(-7)) + C(80)*D(\text{RKS}(-1)) + C(81)*D(\text{RKS}(-2)) + C(82)*D(\text{RKS}(-3)) + C(83)*D(\text{RKS}(-4)) + C(84)*D(\text{RKS}(-5)) + C(85)*D(\text{RKS}(-6)) + C(86)*D(\text{RKS}(-7)) + C(87)$$

Observations: 128

R-squared	0.482425	Mean dependent var	0.000348
Adjusted R-squared	0.336041	S.D. dependent var	0.016701
S.E. of regression	0.013609	Sum squared resid	0.018334
Durbin-Watson stat	2.000479		

$$\text{Equation: } D(\text{RKS}) = C(88)*D(\text{LCPI}(-1)) + C(89)*D(\text{LCPI}(-2)) + C(90)*D(\text{LCPI}(-3)) + C(91)*D(\text{LCPI}(-4)) + C(92)*D(\text{LCPI}(-5)) + C(93)*D(\text{LCPI}(-6)) + C(94)*D(\text{LCPI}(-7)) + C(95)*D(\text{LIP}(-1)) + C(96)*D(\text{LIP}(-2)) + C(97)*D(\text{LIP}(-3)) + C(98)*D(\text{LIP}(-4)) + C(99)*D(\text{LIP}(-5)) + C(100)*D(\text{LIP}(-6)) + C(101)*D(\text{LIP}(-7)) + C(102)*D(\text{LREER}(-1)) + C(103)*D(\text{LREER}(-2)) + C(104)*D(\text{LREER}(-3)) + C(105)*D(\text{LREER}(-4)) + C(106)*D(\text{LREER}(-5)) + C(107)*D(\text{LREER}(-6)) + C(108)*D(\text{LREER}(-7)) + C(109)*D(\text{RKS}(-1)) + C(110)*D(\text{RKS}(-2)) + C(111)*D(\text{RKS}(-3)) + C(112)*D(\text{RKS}(-4)) + C(113)*D(\text{RKS}(-5)) + C(114)*D(\text{RKS}(-6)) + C(115)*D(\text{RKS}(-7)) + C(116)$$

Observations: 128

R-squared	0.535236	Mean dependent var	-0.054688
Adjusted R-squared	0.403787	S.D. dependent var	0.550570
S.E. of regression	0.425122	Sum squared resid	17.89212
Durbin-Watson stat	1.906692		

Прилог 2.16: Економетријски резултати тестирања утицаја привредне активности на цене

Dependent Variable: D(LCPI)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 05/05/18 Time: 19:11

Sample (adjusted): 2007M05 2017M12

Included observations: 128 after adjustments

$$D(\text{LCPI}) = C(1)*D(\text{LCPI}(-1)) + C(2)*D(\text{LCPI}(-2)) + C(3)*D(\text{LCPI}(-3)) + C(4)*D(\text{LCPI}(-4)) + C(5)*D(\text{LCPI}(-5)) + C(6)*D(\text{LCPI}(-6)) + C(7)*D(\text{LCPI}(-7)) + C(8)*D(\text{LIP}(-1)) + C(9)*D(\text{LIP}(-2)) + C(10)*D(\text{LIP}(-3)) + C(11)*D(\text{LIP}(-4)) + C(12)*D(\text{LIP}(-5)) + C(13)*D(\text{LIP}(-6)) + C(14)*D(\text{LIP}(-7)) + C(15)*D(\text{LREER}(-1)) + C(16)*D(\text{LREER}(-2)) + C(17)*D(\text{LREER}(-3)) + C(18)*D(\text{LREER}(-4)) + C(19)*D(\text{LREER}(-5)) + C(20)*D(\text{LREER}(-6)) + C(21)*D(\text{LREER}(-7)) + C(22)*D(\text{RKS}(-1)) + C(23)*D(\text{RKS}(-2)) + C(24)*D(\text{RKS}(-3)) + C(25)*D(\text{RKS}(-4)) + C(26)*D(\text{RKS}(-5)) + C(27)*D(\text{RKS}(-6)) + C(28)*D(\text{RKS}(-7)) + C(29)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.082999	0.109305	0.759330	0.4495
C(2)	0.116590	0.107710	1.082442	0.2817
C(3)	0.161793	0.102577	1.577280	0.1179
C(4)	0.249533	0.100484	2.483301	0.0147
C(5)	0.160358	0.102187	1.569259	0.1198
C(6)	0.009646	0.099504	0.096939	0.9230
C(7)	0.019941	0.104144	0.191476	0.8485
C(8)	0.001900	0.010726	0.177102	0.8598

C(9)	0.003080	0.010406	0.295972	0.7679
C(10)	0.003057	0.011336	0.269668	0.7880
C(11)	0.000159	0.010720	0.014818	0.9882
C(12)	0.013418	0.010747	1.248579	0.2148
C(13)	0.034564	0.010163	3.401108	0.0010
C(14)	0.007116	0.009527	0.746931	0.4569
C(15)	0.050545	0.045155	1.119359	0.2657
C(16)	-0.050763	0.051820	-0.979603	0.3297
C(17)	-0.103071	0.052301	-1.970710	0.0515
C(18)	-0.063261	0.054822	-1.153933	0.2513
C(19)	-0.059473	0.054489	-1.091477	0.2777
C(20)	0.068764	0.055247	1.244656	0.2162
C(21)	-0.027980	0.050996	-0.548672	0.5845
C(22)	-0.001586	0.001553	-1.021298	0.3096
C(23)	0.003438	0.001488	2.309827	0.0230
C(24)	0.000158	0.001427	0.110687	0.9121
C(25)	-0.001023	0.001408	-0.726733	0.4691
C(26)	-0.002486	0.001260	-1.973709	0.0512
C(27)	0.000954	0.001333	0.715665	0.4759
C(28)	0.000120	0.001205	0.099351	0.9211
C(29)	0.000897	0.001242	0.722026	0.4720
R-squared	0.434463	Mean dependent var	0.004818	
Adjusted R-squared	0.274514	S.D. dependent var	0.007805	
S.E. of regression	0.006648	Akaike info criterion	-6.992830	
Sum squared resid	0.004375	Schwarz criterion	-6.346667	
Log likelihood	476.5411	Hannan-Quinn criter.	-6.730291	
F-statistic	2.716250	Durbin-Watson stat	1.949338	
Prob(F-statistic)	0.000151			

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.350100	(7, 99)	0.0291
Chi-square	16.45070	7	0.0213

Null Hypothesis: C(8)=C(9)=C(10)=C(11)=C(12)=C(13)=C(14)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	0.001900	0.010726
C(9)	0.003080	0.010406
C(10)	0.003057	0.011336
C(11)	0.000159	0.010720
C(12)	0.013418	0.010747
C(13)	0.034564	0.010163
C(14)	0.007116	0.009527

Restrictions are linear in coefficients.

Прилог 2.17: Економетријски резултати тестирања утицаја реалног ефективног курса динара на кретање привредне активности

Dependent Variable: D(LIP)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 05/05/18 Time: 19:15

Sample (adjusted): 2007M05 2017M12

Included observations: 128 after adjustments

$$D(LIP) = C(30)*D(LCPI(-1)) + C(31)*D(LCPI(-2)) + C(32)*D(LCPI(-3)) + C(33)*D(LCPI(-4)) + C(34)*D(LCPI(-5)) + C(35)*D(LCPI(-6)) + C(36)*D(LCPI(-7)) + C(37)*D(LIP(-1)) + C(38)*D(LIP(-2)) + C(39)*D(LIP(-3)) + C(40)*D(LIP(-4)) + C(41)*D(LIP(-5)) + C(42)*D(LIP(-6)) + C(43)*D(LIP(-7)) + C(44)*D(LREER(-1)) + C(45)*D(LREER(-2)) + C(46)*D(LREER(-3)) + C(47)*D(LREER(-4)) + C(48)*D(LREER(-5)) + C(49)*D(LREER(-6)) + C(50)*D(LREER(-7)) + C(51)*D(RKS(-1)) + C(52)*D(RKS(-2)) + C(53)*D(RKS(-3)) + C(54)*D(RKS(-4)) + C(55)*D(RKS(-5)) + C(56)*D(RKS(-6)) + C(57)*D(RKS(-7)) + C(58)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(30)	1.493622	1.082022	1.380398	0.1706
C(31)	-0.621027	1.066238	-0.582447	0.5616
C(32)	-3.462151	1.015426	-3.409556	0.0009
C(33)	-0.252299	0.994706	-0.253642	0.8003
C(34)	-1.819191	1.011563	-1.798396	0.0752
C(35)	3.537600	0.985005	3.591453	0.0005
C(36)	0.654665	1.030937	0.635019	0.5269
C(37)	-0.370252	0.106181	-3.487001	0.0007
C(38)	-0.439902	0.103011	-4.270439	0.0000
C(39)	-0.249253	0.112217	-2.221163	0.0286
C(40)	-0.348933	0.106114	-3.288290	0.0014
C(41)	-0.182385	0.106384	-1.714401	0.0896
C(42)	-0.115137	0.100601	-1.144497	0.2552
C(43)	-0.078351	0.094310	-0.830784	0.4081
C(44)	0.625202	0.446996	1.398675	0.1650
C(45)	1.081739	0.512971	2.108770	0.0375
C(46)	-0.035761	0.517738	-0.069072	0.9451
C(47)	-0.088630	0.542687	-0.163317	0.8706
C(48)	0.349655	0.539389	0.648243	0.5183
C(49)	-0.544120	0.546897	-0.994921	0.3222
C(50)	-0.550493	0.504817	-1.090479	0.2781
C(51)	0.015747	0.015371	1.024454	0.3081
C(52)	-0.004720	0.014734	-0.320368	0.7494
C(53)	-0.000560	0.014122	-0.039687	0.9684
C(54)	0.002252	0.013936	0.161598	0.8720
C(55)	-0.030712	0.012469	-2.463065	0.0155
C(56)	0.000665	0.013198	0.050410	0.9599
C(57)	0.009174	0.011927	0.769210	0.4436
C(58)	0.002437	0.012298	0.198143	0.8433
R-squared	0.535473	Mean dependent var		0.000847
Adjusted R-squared	0.404091	S.D. dependent var		0.085249
S.E. of regression	0.065808	Akaike info criterion		-2.407938
Sum squared resid	0.428738	Schwarz criterion		-1.761775
Log likelihood	183.1080	Hannan-Quinn criter.		-2.145399
F-statistic	4.075707	Durbin-Watson stat		1.979680
Prob(F-statistic)	0.000000			

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.186049	(7, 99)	0.0418
Chi-square	15.30234	7	0.0323

Null Hypothesis: C(44)=C(45)=C(46)=C(47)=C(48)=C(49)=
C(50)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(44)	0.625202	0.446996
C(45)	1.081739	0.512971
C(46)	-0.035761	0.517738
C(47)	-0.088630	0.542687
C(48)	0.349655	0.539389
C(49)	-0.544120	0.546897
C(50)	-0.550493	0.504817

Restrictions are linear in coefficients.

Прилог 2.18: Економетријски резултати тестирања утицаја референтне каматне стопе НБС на реални ефективни курс динара

Dependent Variable: D(LREER)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 05/05/18 Time: 19:19

Sample (adjusted): 2007M05 2017M12

Included observations: 128 after adjustments

$$D(LREER) = C(59)*D(LCPI(-1)) + C(60)*D(LCPI(-2)) + C(61)*D(LCPI(-3)) + C(62)*D(LCPI(-4)) + C(63)*D(LCPI(-5)) + C(64)*D(LCPI(-6)) + C(65)*D(LCPI(-7)) + C(66)*D(LIP(-1)) + C(67)*D(LIP(-2)) + C(68)*D(LIP(-3)) + C(69)*D(LIP(-4)) + C(70)*D(LIP(-5)) + C(71)*D(LIP(-6)) + C(72)*D(LIP(-7)) + C(73)*D(LREER(-1)) + C(74)*D(LREER(-2)) + C(75)*D(LREER(-3)) + C(76)*D(LREER(-4)) + C(77)*D(LREER(-5)) + C(78)*D(LREER(-6)) + C(79)*D(LREER(-7)) + C(80)*D(RKS(-1)) + C(81)*D(RKS(-2)) + C(82)*D(RKS(-3)) + C(83)*D(RKS(-4)) + C(84)*D(RKS(-5)) + C(85)*D(RKS(-6)) + C(86)*D(RKS(-7)) + C(87)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(59)	-0.219259	0.223753	-0.979912	0.3295
C(60)	-0.268168	0.220489	-1.216242	0.2268
C(61)	0.032411	0.209982	0.154351	0.8776
C(62)	0.467672	0.205697	2.273597	0.0251
C(63)	0.158840	0.209183	0.759333	0.4495
C(64)	0.060589	0.203691	0.297456	0.7667
C(65)	0.294798	0.213189	1.382799	0.1698
C(66)	0.002687	0.021957	0.122387	0.9028
C(67)	0.008867	0.021302	0.416236	0.6781
C(68)	-0.039209	0.023206	-1.689626	0.0942
C(69)	0.002253	0.021943	0.102667	0.9184
C(70)	-0.002360	0.021999	-0.107256	0.9148
C(71)	0.014257	0.020803	0.685315	0.4947
C(72)	0.009491	0.019503	0.486635	0.6276
C(73)	0.374194	0.092435	4.048179	0.0001

C(74)	0.005626	0.106078	0.053034	0.9578
C(75)	0.073850	0.107064	0.689777	0.4919
C(76)	-0.136962	0.112223	-1.220443	0.2252
C(77)	-0.104024	0.111541	-0.932603	0.3533
C(78)	0.012837	0.113094	0.113510	0.9099
C(79)	-0.255406	0.104392	-2.446604	0.0162
C(80)	0.008075	0.003179	2.540439	0.0126
C(81)	-0.002564	0.003047	-0.841638	0.4020
C(82)	0.001586	0.002920	0.543233	0.5882
C(83)	0.004945	0.002882	1.715857	0.0893
C(84)	0.000408	0.002579	0.158290	0.8746
C(85)	-0.000883	0.002729	-0.323375	0.7471
C(86)	-0.008538	0.002466	-3.461862	0.0008
C(87)	-0.002512	0.002543	-0.987931	0.3256

R-squared	0.482425	Mean dependent var	0.000348
Adjusted R-squared	0.336041	S.D. dependent var	0.016701
S.E. of regression	0.013609	Akaike info criterion	-5.560023
Sum squared resid	0.018334	Schwarz criterion	-4.913860
Log likelihood	384.8415	Hannan-Quinn criter.	-5.297484
F-statistic	3.295600	Durbin-Watson stat	2.000479
Prob(F-statistic)	0.000007		

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.009881	(7, 99)	0.0066
Chi-square	21.06917	7	0.0037

Null Hypothesis: C(80)=C(81)=C(82)=C(83)=C(84)=C(85)=
C(86)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(80)	0.008075	0.003179
C(81)	-0.002564	0.003047
C(82)	0.001586	0.002920
C(83)	0.004945	0.002882
C(84)	0.000408	0.002579
C(85)	-0.000883	0.002729
C(86)	-0.008538	0.002466

Restrictions are linear in coefficients.

ПРИЛОГ 3: Резултати економетријске анализе уз део 9.1. Кретање курса динара и инфлације

Прилог 3.1: Тестирање постојања јединичног корена применом *Phillips-Perron*-овог теста

Null Hypothesis: DCPI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.093388	0.0016
Test critical values:		
1% level	-3.501445	
5% level	-2.892536	
10% level	-2.583371	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.002109
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.002087

Null Hypothesis: DEXR has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.399041	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.501445	
5% level	-2.892536	
10% level	-2.583371	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.005626
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.007311

Прилог 3.2: Резултати економетријске анализе оцена ефекта курса динара на цене методом најмањих квадрата

Период 1994-2017

Dependent Variable: DCPI
 Method: Least Squares
 Date: 04/27/18 Time: 19:47
 Sample (adjusted): 1994Q3 2017Q4
 Included observations: 94 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008051	0.005408	1.488735	0.1400
DEXR	0.271475	0.052821	5.139516	0.0000
DCPI(-1)	0.604632	0.067255	8.990122	0.0000

R-squared	0.612266	Mean dependent var	0.048289
Adjusted R-squared	0.603745	S.D. dependent var	0.065279
S.E. of regression	0.041092	Akaike info criterion	-3.514595
Sum squared resid	0.153661	Schwarz criterion	-3.433426
Log likelihood	168.1860	Hannan-Quinn criter.	-3.481808
F-statistic	71.84863	Durbin-Watson stat	2.565174
Prob(F-statistic)	0.000000		

Период 1994-2000

Dependent Variable: DCPI
Method: Least Squares
Date: 04/27/18 Time: 12:31
Sample (adjusted): 1994Q3 2000Q4
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014248	0.022795	0.625021	0.5381
DEXR	0.168753	0.098159	1.719183	0.0990
DCPI(-1)	0.804122	0.152330	5.278801	0.0000

R-squared	0.570632	Mean dependent var	0.116104
Adjusted R-squared	0.533296	S.D. dependent var	0.085080
S.E. of regression	0.058123	Akaike info criterion	-2.744345
Sum squared resid	0.077700	Schwarz criterion	-2.599180
Log likelihood	38.67649	Hannan-Quinn criter.	-2.702543
F-statistic	15.28355	Durbin-Watson stat	1.261729
Prob(F-statistic)	0.000060		

Период 2002-2017

Dependent Variable: DCPI
Method: Least Squares
Date: 04/29/18 Time: 02:41
Sample: 2002Q1 2017Q4
Included observations: 64

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008774	0.003025	2.900076	0.0052
DEXR	0.136931	0.063250	2.164910	0.0343
DCPI(-1)	0.423419	0.115798	3.656541	0.0005

R-squared	0.204135	Mean dependent var	0.018148
Adjusted R-squared	0.178041	S.D. dependent var	0.016431
S.E. of regression	0.014897	Akaike info criterion	-5.529564
Sum squared resid	0.013537	Schwarz criterion	-5.428366
Log likelihood	179.9460	Hannan-Quinn criter.	-5.489697
F-statistic	7.823070	Durbin-Watson stat	2.226717
Prob(F-statistic)	0.000945		

Период 2009-2017

Dependent Variable: DCPI
 Method: Least Squares
 Date: 04/27/18 Time: 12:36
 Sample: 2009Q1 2017Q4
 Included observations: 36

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003276	0.003166	1.034721	0.3083
DEXR	0.218870	0.092377	2.369304	0.0238
DCPI(-1)	0.570365	0.155886	3.658864	0.0009
R-squared	0.308073	Mean dependent var		0.012322
Adjusted R-squared	0.266138	S.D. dependent var		0.014781
S.E. of regression	0.012662	Akaike info criterion		-5.820702
Sum squared resid	0.005291	Schwarz criterion		-5.688742
Log likelihood	107.7726	Hannan-Quinn criter.		-5.774645
F-statistic	7.346436	Durbin-Watson stat		2.044041
Prob(F-statistic)	0.002296			

Прилог 3.3: Резултати економетријске анализе ефекта курса динара на цене на основу VAR(1) модела

Период 1994-2017

Vector Autoregression Estimates
 Date: 04/29/18 Time: 03:38
 Sample (adjusted): 1994Q3 2017Q4
 Included observations: 94 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	DCPI	DEXR
DCPI(-1)	0.539750 (0.07944) [6.79476]	0.084847 (0.13987) [0.60662]
DEXR(-1)	0.243198 (0.06238) [3.89896]	0.404525 (0.10983) [3.68326]
C	0.012341 (0.00555) [2.22350]	0.020943 (0.00977) [2.14305]
R-squared	0.571330	0.196058
Adj. R-squared	0.561908	0.178389
Sum sq. resids	0.169884	0.526691
S.E. equation	0.043207	0.076078
F-statistic	60.64217	11.09611
Log likelihood	163.4686	110.2883
Akaike AIC	-3.414225	-2.282729
Schwarz SC	-3.333056	-2.201560
Mean dependent	0.048289	0.041947
S.D. dependent	0.065279	0.083931

Determinant resid covariance (dof adj.)	9.15E-06
Determinant resid covariance	8.57E-06
Log likelihood	281.5745
Akaike information criterion	-5.863287
Schwarz criterion	-5.700949
Number of coefficients	6

Период 2002-2017

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/29/18 Time: 03:42

Sample: 2002Q1 2017Q4

Included observations: 64

Standard errors in () & t-statistics in []

	DCPI	DEXR
DCPI(-1)	0.306803 (0.10612) [2.89106]	-0.435996 (0.22117) [-1.97132]
DEXR(-1)	0.235777 (0.05802) [4.06386]	0.317853 (0.12092) [2.62869]
C	0.009884 (0.00262) [3.77221]	0.015373 (0.00546) [2.81528]
R-squared	0.325577	0.133079
Adj. R-squared	0.303465	0.104656
Sum sq. resids	0.011472	0.049828
S.E. equation	0.013713	0.028581
F-statistic	14.72383	4.681998
Log likelihood	185.2443	138.2460
Akaike AIC	-5.695136	-4.226437
Schwarz SC	-5.593938	-4.125239
Mean dependent	0.018148	0.010624
S.D. dependent	0.016431	0.030205
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.50E-07	
Determinant resid covariance	1.37E-07	
Log likelihood	324.1476	
Akaike information criterion	-9.942113	
Schwarz criterion	-9.739717	
Number of coefficients	6	

Период 2009-2017

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/29/18 Time: 03:44

Sample: 2009Q1 2017Q4

Included observations: 36

Standard errors in () & t-statistics in []

	DCPI	DEXR
--	------	------

DCPI(-1)	0.382259 (0.12937) [2.95473]	-0.708090 (0.21430) [-3.30423]
DEXR(-1)	0.239746 (0.05894) [4.06767]	0.455837 (0.09763) [4.66902]
C	0.004561 (0.00253) [1.80534]	0.011881 (0.00418) [2.83940]
R-squared	0.460747	0.473992
Adj. R-squared	0.428065	0.442112
Sum sq. resid	0.004124	0.011315
S.E. equation	0.011178	0.018517
F-statistic	14.09786	14.86832
Log likelihood	112.2600	94.09156
Akaike AIC	-6.069998	-5.060642
Schwarz SC	-5.938038	-4.928682
Mean dependent	0.012322	0.008637
S.D. dependent	0.014781	0.024791
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.28E-08
Determinant resid covariance		3.60E-08
Log likelihood		206.3642
Akaike information criterion		-11.13134
Schwarz criterion		-10.86742
Number of coefficients		6

ПРИЛОГ 3.А: Резултати економетријске анализе уз део 9.1.1. Компаративна анализа ефекта курса на цене у различитим режимима монетарне политике

Прилог 3.А.1: Резултати економетријске анализе оцена ефекта курса на цене методом најмањих квадрата - за Србију, Румунију, Чешку, Пољску, Мађарску, Македонију и Хрватску

Оцена ефекта курса на цене за Србију методом најмањих квадрата

Dependent Variable: DCPI_S
Method: Least Squares
Date: 04/30/18 Time: 00:17
Sample (adjusted): 2000Q3 2017Q4
Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008705	0.006286	1.384760	0.1707
DEXR_S	0.266647	0.125470	2.125182	0.0373
DCPI_S(-1)	0.567978	0.094920	5.983785	0.0000
R-squared	0.383762	Mean dependent var		0.030699
Adjusted R-squared	0.365367	S.D. dependent var		0.055249
S.E. of regression	0.044014	Akaike info criterion		-3.366724
Sum squared resid	0.129792	Schwarz criterion		-3.270359
Log likelihood	120.8353	Hannan-Quinn criter.		-3.328447

F-statistic	20.86212	Durbin-Watson stat	2.729713
Prob(F-statistic)	0.000000		

Оцена ефекта курса на цене за Румунију методом најмањих квадрата

Dependent Variable: DCPI_R
Method: Least Squares
Date: 04/30/18 Time: 00:06
Sample (adjusted): 2000Q3 2017Q1
Included observations: 67 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002547	0.001679	1.516430	0.1343
DEXR_R	0.096592	0.039659	2.435548	0.0177
DCPI_R(-1)	0.754732	0.061388	12.29451	0.0000
R-squared	0.789401	Mean dependent var		0.019484
Adjusted R-squared	0.782819	S.D. dependent var		0.021878
S.E. of regression	0.010196	Akaike info criterion		-6.289939
Sum squared resid	0.006653	Schwarz criterion		-6.191221
Log likelihood	213.7130	Hannan-Quinn criter.		-6.250876
F-statistic	119.9473	Durbin-Watson stat		2.492158
Prob(F-statistic)	0.000000			

Оцена ефекта курса на цене за Чешку методом најмањих квадрата

Dependent Variable: DCPI_CZ
Method: Least Squares
Date: 04/30/18 Time: 00:09
Sample (adjusted): 2000Q3 2017Q4
Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005015	0.001149	4.363793	0.0000
DEXR_CZ	-0.046549	0.047030	-0.989783	0.3258
DCPI_CZ(-1)	-0.001008	0.130212	-0.007741	0.9938
R-squared	0.016540	Mean dependent var		0.005240
Adjusted R-squared	-0.012817	S.D. dependent var		0.007986
S.E. of regression	0.008037	Akaike info criterion		-6.767505
Sum squared resid	0.004328	Schwarz criterion		-6.671141
Log likelihood	239.8627	Hannan-Quinn criter.		-6.729228
F-statistic	0.563406	Durbin-Watson stat		1.969684
Prob(F-statistic)	0.571940			

Оцена ефекта курса на цене за Пољску методом најмањих квадрата

Dependent Variable: DCPI_P
Method: Least Squares

Date: 04/30/18 Time: 00:10
 Sample (adjusted): 2000Q3 2017Q4
 Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004032	0.001047	3.849989	0.0003
DEXR_P	-0.026609	0.020670	-1.287320	0.2024
DCPI_P(-1)	0.263576	0.114603	2.299911	0.0246
R-squared	0.111940	Mean dependent var		0.005503
Adjusted R-squared	0.085431	S.D. dependent var		0.007203
S.E. of regression	0.006888	Akaike info criterion		-7.076088
Sum squared resid	0.003179	Schwarz criterion		-6.979723
Log likelihood	250.6631	Hannan-Quinn criter.		-7.037811
F-statistic	4.222675	Durbin-Watson stat		1.989418
Prob(F-statistic)	0.018742			

Оцена ефекта курса на цене за Мађарску методом најмањих квадрата

Dependent Variable: DCPI_H
 Method: Least Squares
 Date: 04/30/18 Time: 00:09
 Sample (adjusted): 2000Q3 2017Q4
 Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006022	0.001656	3.635844	0.0005
DEXR_H	-0.019544	0.037452	-0.521843	0.6035
DCPI_H(-1)	0.393087	0.115856	3.392876	0.0012
R-squared	0.177485	Mean dependent var		0.009997
Adjusted R-squared	0.152932	S.D. dependent var		0.010159
S.E. of regression	0.009350	Akaike info criterion		-6.464945
Sum squared resid	0.005857	Schwarz criterion		-6.368581
Log likelihood	229.2731	Hannan-Quinn criter.		-6.426668
F-statistic	7.228744	Durbin-Watson stat		1.760441
Prob(F-statistic)	0.001437			

Оцена ефекта курса на цене за Македонију методом најмањих квадрата

Dependent Variable: DCPI_M
 Method: Least Squares
 Date: 04/30/18 Time: 00:18
 Sample (adjusted): 2000Q3 2017Q4
 Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004206	0.001501	2.801665	0.0066
DEXR_M	0.162840	0.279350	0.582925	0.5619
DCPI_M(-1)	0.080156	0.115258	0.695446	0.4892
R-squared	0.012385	Mean dependent var		0.004640

Adjusted R-squared	-0.017096	S.D. dependent var	0.011463
S.E. of regression	0.011561	Akaike info criterion	-6.040501
Sum squared resid	0.008955	Schwarz criterion	-5.944137
Log likelihood	214.4175	Hannan-Quinn criter.	-6.002224
F-statistic	0.420089	Durbin-Watson stat	1.773814
Prob(F-statistic)	0.658707		

Оцена ефекта курса на цене за Хрватску методом најмањих квадрата

Dependent Variable: DCPI_C
Method: Least Squares
Date: 04/30/18 Time: 00:08
Sample (adjusted): 2000Q3 2017Q4
Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005038	0.001234	4.081718	0.0001
DEXR_C	-0.045411	0.111047	-0.408939	0.6839
DCPI_C(-1)	0.020705	0.133401	0.155209	0.8771
R-squared	0.004397	Mean dependent var		0.005160
Adjusted R-squared	-0.025322	S.D. dependent var		0.008508
S.E. of regression	0.008616	Akaike info criterion		-6.628592
Sum squared resid	0.004973	Schwarz criterion		-6.532228
Log likelihood	235.0007	Hannan-Quinn criter.		-6.590315
F-statistic	0.147961	Durbin-Watson stat		1.967607
Prob(F-statistic)	0.862746			

Прилог 3.A.2: Резултати економетријске анализе ефекта курса на цене на основу VAR(1) модела - за Хрватску, Румунију, Македонију, Мађарску, Пољску, Чешку и Србију

Оцењени VAR модел за ефекат курса на цене за Хрватску

Vector Autoregression Estimates
Date: 04/29/18 Time: 22:00
Sample: 2001Q1 2017Q4
Included observations: 68
Standard errors in () & t-statistics in []

	DCPI_C	DEXR_C
DCPI_C(-1)	0.045906 (0.11422) [0.40192]	-0.487555 (0.13674) [-3.56567]
DEXR_C(-1)	0.347068 (0.09632) [3.60330]	-0.034387 (0.11531) [-0.29821]
C	0.004875 (0.00111) [4.38387]	0.002320 (0.00133) [1.74295]

R-squared	0.166871	0.163680
Adj. R-squared	0.141236	0.137947
Sum sq. resids	0.004085	0.005855
S.E. equation	0.007928	0.009491
F-statistic	6.509569	6.360726
Log likelihood	233.9867	221.7494
Akaike AIC	-6.793727	-6.433806
Schwarz SC	-6.695808	-6.335887
Mean dependent	0.005008	-6.00E-05
S.D. dependent	0.008555	0.010222
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.66E-09
Determinant resid covariance		5.17E-09
Log likelihood		455.7478
Akaike information criterion		-13.22788
Schwarz criterion		-13.03204
Number of coefficients		6

Оцењени VAR модел за ефекат курса на цене за Румунију

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/29/18 Time: 22:10

Sample (adjusted): 2001Q1 2017Q1

Included observations: 65 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	DCPI_R	DEXR_R
DCPI_R(-1)	0.738427 (0.07536) [9.79925]	0.526547 (0.22904) [2.29897]
DEXR_R(-1)	0.047219 (0.04285) [1.10191]	0.200983 (0.13024) [1.54313]
C	0.003112 (0.00179) [1.73500]	-0.001083 (0.00545) [-0.19869]
<hr/>		
R-squared	0.703095	0.198139
Adj. R-squared	0.693517	0.172272
Sum sq. resids	0.006877	0.063533
S.E. equation	0.010532	0.032011
F-statistic	73.41048	7.660062
Log likelihood	205.2708	133.0127
Akaike AIC	-6.223717	-4.000390
Schwarz SC	-6.123361	-3.900034
Mean dependent	0.017522	0.011225
S.D. dependent	0.019025	0.035185
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.05E-07
Determinant resid covariance		9.59E-08
Log likelihood		340.7369
Akaike information criterion		-10.29960
Schwarz criterion		-10.09888
Number of coefficients		6

Оцењени VAR модел за ефекат курса на цене за Македонију

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/29/18 Time: 22:07

Sample: 2001Q1 2017Q4

Included observations: 68

Standard errors in () & t-statistics in []

	DCPI_M	DEXR_M
DCPI_M(-1)	0.210202 (0.11792) [1.78255]	0.030403 (0.04857) [0.62594]
DEXR_M(-1)	-0.367701 (0.26661) [-1.37919]	-0.470979 (0.10981) [-4.28889]
C	0.003711 (0.00145) [2.55575]	0.000142 (0.00060) [0.23718]
R-squared	0.068548	0.221724
Adj. R-squared	0.039888	0.197777
Sum sq. resids	0.007840	0.001330
S.E. equation	0.010983	0.004524
F-statistic	2.391760	9.258951
Log likelihood	211.8230	272.1383
Akaike AIC	-6.141854	-7.915833
Schwarz SC	-6.043934	-7.817914
Mean dependent	0.004661	0.000187
S.D. dependent	0.011209	0.005051
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.47E-09
Determinant resid covariance		2.25E-09
Log likelihood		483.9802
Akaike information criterion		-14.05824
Schwarz criterion		-13.86240
Number of coefficients		6

Оцењени VAR модел за ефекат курса на цене за Мађарску

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/29/18 Time: 22:04

Sample: 2001Q1 2017Q4

Included observations: 68

Standard errors in () & t-statistics in []

	DCPI_H	DEXR_H
DCPI_H(-1)	0.444728 (0.10962) [4.05704]	-1.036252 (0.37547) [-2.75987]

DEXR_H(-1)	0.092997 (0.03463) [2.68561]	0.073329 (0.11861) [0.61824]
C	0.005044 (0.00155) [3.26404]	0.012491 (0.00529) [2.36013]
R-squared	0.237129	0.121623
Adj. R-squared	0.213656	0.094596
Sum sq. resids	0.005209	0.061114
S.E. equation	0.008952	0.030663
F-statistic	10.10220	4.500077
Log likelihood	225.7258	142.0061
Akaike AIC	-6.550758	-4.088414
Schwarz SC	-6.452838	-3.990494
Mean dependent	0.009648	0.002448
S.D. dependent	0.010095	0.032225
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.44E-08
Determinant resid covariance		6.80E-08
Log likelihood		368.1398
Akaike information criterion		-10.65117
Schwarz criterion		-10.45533
Number of coefficients		6

Оцењени VAR модел за ефекат курса на цене за Пољску

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/29/18 Time: 22:09

Sample: 2001Q1 2017Q4

Included observations: 68

Standard errors in () & t-statistics in []

	DCPI_P	DEXR_P
DCPI_P(-1)	0.281874 (0.11797) [2.38939]	-0.815448 (0.70381) [-1.15861]
DEXR_P(-1)	0.034674 (0.02046) [1.69459]	0.187981 (0.12208) [1.53987]
C	0.003665 (0.00104) [3.53890]	0.005258 (0.00618) [0.85097]
R-squared	0.100863	0.065695
Adj. R-squared	0.073197	0.036947
Sum sq. resids	0.003004	0.106928
S.E. equation	0.006798	0.040559
F-statistic	3.645781	2.285213
Log likelihood	244.4401	122.9858
Akaike AIC	-7.101179	-3.528994
Schwarz SC	-7.003259	-3.431075
Mean dependent	0.005187	0.001148
S.D. dependent	0.007062	0.041330

Determinant resid covariance (dof adj.)	7.31E-08
Determinant resid covariance	6.68E-08
Log likelihood	368.7825
Akaike information criterion	-10.67007
Schwarz criterion	-10.47424
Number of coefficients	6

Оцењени VAR модел за ефекат курса на цене за Чешку

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/29/18 Time: 22:02

Sample: 2001Q1 2017Q4

Included observations: 68

Standard errors in () & t-statistics in []

	DCPI_CZ	DEXR_CZ
DCPI_CZ(-1)	0.054300 (0.12475) [0.43529]	-0.929308 (0.30529) [-3.04397]
DEXR_CZ(-1)	0.008633 (0.04511) [0.19137]	0.289730 (0.11040) [2.62433]
C	0.004910 (0.00119) [4.14212]	0.001556 (0.00290) [0.53628]
R-squared	0.003206	0.220130
Adj. R-squared	-0.027465	0.196134
Sum sq. resids	0.004343	0.026014
S.E. equation	0.008174	0.020006
F-statistic	0.104521	9.173626
Log likelihood	231.9046	171.0449
Akaike AIC	-6.732488	-4.942497
Schwarz SC	-6.634568	-4.844578
Mean dependent	0.005151	-0.004538
S.D. dependent	0.008064	0.022313
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.63E-08	
Determinant resid covariance	2.41E-08	
Log likelihood	403.4666	
Akaike information criterion	-11.69019	
Schwarz criterion	-11.49435	
Number of coefficients	6	

Оцењени VAR модел за ефекат курса на цене за Србију

Vector Autoregression Estimates

Date: 04/29/18 Time: 22:12
Sample: 2001Q1 2017Q4
Included observations: 68
Standard errors in () & t-statistics in []

	DCPI_S	DEXR_S
DCPI_S(-1)	0.315396 (0.04667) [6.75811]	-0.050914 (0.06067) [-0.83926]
DEXR_S(-1)	0.186999 (0.08998) [2.07813]	0.319587 (0.11697) [2.73220]
C	0.012037 (0.00296) [4.06032]	0.008443 (0.00385) [2.19102]
R-squared	0.432505	0.112599
Adj. R-squared	0.415044	0.085294
Sum sq. resids	0.026766	0.045228
S.E. equation	0.020292	0.026378
F-statistic	24.76927	4.123809
Log likelihood	170.0766	152.2411
Akaike AIC	-4.914018	-4.389445
Schwarz SC	-4.816099	-4.291526
Mean dependent	0.023108	0.010263
S.D. dependent	0.026532	0.027581
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.83E-07
Determinant resid covariance		2.59E-07
Log likelihood		322.7082
Akaike information criterion		-9.314947
Schwarz criterion		-9.119108
Number of coefficients		6

ПРИЛОГ 4: Резултати економетријске анализе уз део 9.2. Паритет куповне моћи и *Balassa-Samuelson*-ов ефекат - компаративна анализа

Апсолутна верзија ПКМ

Прилог 4.1: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног *Dickey-Fuller*-овог теста

Null Hypothesis: REALEXR has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.705880	0.4272
Test critical values:		
1% level	-3.453234	
5% level	-2.871510	
10% level	-2.572154	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Релативна верзија ПКМ

Прилог 4.2: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног *Dickey-Fuller*-овог теста

Номинални курс динара

Null Hypothesis: D(LNEXR) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.70372	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.453234	
5% level	-2.871510	
10% level	-2.572154	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LNEXR,2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/17/18 Time: 20:28
 Sample (adjusted): 1994M05 2017M12
 Included observations: 284 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNEXR(-1))	-0.646627	0.055250	-11.70372	0.0000
C	0.008651	0.002219	3.898920	0.0001
R-squared	0.326932	Mean dependent var		-0.000312
Adjusted R-squared	0.324545	S.D. dependent var		0.042703
S.E. of regression	0.035096	Akaike info criterion		-3.854433
Sum squared resid	0.347351	Schwarz criterion		-3.828736
Log likelihood	549.3294	Hannan-Quinn criter.		-3.844130
F-statistic	136.9769	Durbin-Watson stat		1.972220
Prob(F-statistic)	0.000000			

Релативне цене

Null Hypothesis: D(P) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.873608	0.0026
Test critical values:		
1% level	-3.453567	
5% level	-2.871656	
10% level	-2.572233	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(P,2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/17/18 Time: 20:27
 Sample (adjusted): 1994M09 2017M12
 Included observations: 280 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(P(-1))	-0.239072	0.061718	-3.873608	0.0001
D(P(-1),2)	-0.237053	0.071912	-3.296446	0.0011
D(P(-2),2)	-0.259519	0.069772	-3.719533	0.0002
D(P(-3),2)	-0.136394	0.064957	-2.099739	0.0367
D(P(-4),2)	-0.214824	0.058899	-3.647345	0.0003
C	0.003556	0.001546	2.299766	0.0222
R-squared	0.259748	Mean dependent var		1.79E-05
Adjusted R-squared	0.246239	S.D. dependent var		0.024156
S.E. of regression	0.020972	Akaike info criterion		-4.870042
Sum squared resid	0.120514	Schwarz criterion		-4.792153
Log likelihood	687.8058	Hannan-Quinn criter.		-4.838800
F-statistic	19.22881	Durbin-Watson stat		2.039565
Prob(F-statistic)	0.000000			

Прилог 4.2.a: Испитивање *Engle-Granger*-ове каузалности у кретању промена курса динара и релативних инфлација

Тест са 2 доцње

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 06/19/18 Time: 22:41
 Sample: 1994M03 2017M12
 Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause DLNEXR	283	3.20144	0.0422
DLNEXR does not Granger Cause DP		21.3901	2.E-09

Тест са 4 доцње

Pairwise Granger Causality Tests
 Date: 06/19/18 Time: 22:49
 Sample: 1994M03 2017M12
 Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause DLNEXR	281	0.89112	0.4697
DLNEXR does not Granger Cause DP		9.99541	1.E-07

Тест са 6 доцњи

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 06/19/18 Time: 22:50

Sample: 1994M03 2017M12

Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause DLNEXR	279	0.61818	0.7157
DLNEXR does not Granger Cause DP		8.76650	1.E-08

Тест са 8 доцњи

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 06/19/18 Time: 22:50

Sample: 1994M03 2017M12

Lags: 8

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause DLNEXR	277	1.42159	0.1875
DLNEXR does not Granger Cause DP		6.49136	1.E-07

Тест са 10 доцњи

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 06/19/18 Time: 22:51

Sample: 1994M03 2017M12

Lags: 10

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause DLNEXR	275	2.69105	0.0038
DLNEXR does not Granger Cause DP		6.21991	2.E-08

Тест са 12 доцњи

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 06/19/18 Time: 22:51

Sample: 1994M03 2017M12

Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DP does not Granger Cause DLNEXR	273	2.90727	0.0009
DLNEXR does not Granger Cause DP		6.95614	7.E-11

Прилог 4.3: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата

Dependent Variable: DLNEXR
 Method: Least Squares
 Date: 06/19/18 Time: 23:12
 Sample (adjusted): 1994M04 2017M12
 Included observations: 285 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007744	0.002420	3.200395	0.0015
D(LNCPI_S-LNCPI_EU)	0.422557	0.079440	5.319205	0.0000
R-squared	0.090891	Mean dependent var		0.013820
Adjusted R-squared	0.087679	S.D. dependent var		0.037700
S.E. of regression	0.036010	Akaike info criterion		-3.803065
Sum squared resid	0.366965	Schwarz criterion		-3.777433
Log likelihood	543.9367	Hannan-Quinn criter.		-3.792790
F-statistic	28.29394	Durbin-Watson stat		1.542004
Prob(F-statistic)	0.000000			

Прилог 4.4: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног *Dickey-Fuller*-овог теста

Null Hypothesis: RESID_ZA_KOINT_DLNEXR_DP has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.54293	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.453234	
5% level	-2.871510	
10% level	-2.572154	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RESID_ZA_KOINT_DLNEXR_DP)
 Method: Least Squares
 Date: 06/19/18 Time: 23:19
 Sample (adjusted): 1994M05 2017M12
 Included observations: 284 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID_ZA_KOINT_DLNEXR_DP(-1)	-0.779541	0.057561	-13.54293	0.0000
C	-0.000282	0.002069	-0.136294	0.8917
R-squared	0.394084	Mean dependent var		-0.000294
Adjusted R-squared	0.391935	S.D. dependent var		0.044715
S.E. of regression	0.034868	Akaike info criterion		-3.867474
Sum squared resid	0.342850	Schwarz criterion		-3.841777

Log likelihood	551.1814	Hannan-Quinn criter.	-3.857172
F-statistic	183.4109	Durbin-Watson stat	1.922270
Prob(F-statistic)	0.000000		

Прилог 4.4.а: Тестирање значајности доцњи VAR модела

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: DLNEXR DP
 Exogenous variables: C
 Date: 06/20/18 Time: 00:09
 Sample: 1994M03 2017M12
 Included observations: 273

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1148.722	NA	7.70e-07	-8.400894	-8.374451	-8.390279
1	1244.976	190.3930	3.92e-07	-9.076749	-8.997420*	-9.044904
2	1247.179	4.324605	3.97e-07	-9.063581	-8.931366	-9.010508
3	1255.086	15.40914	3.86e-07	-9.092206	-8.907105	-9.017903
4	1255.439	0.681894	3.96e-07	-9.065485	-8.827498	-8.969952
5	1267.520	23.18972	3.73e-07	-9.124692	-8.833818	-9.007929
6	1274.749	13.76916	3.65e-07	-9.148346	-8.804587	-9.010354
7	1276.516	3.338783	3.71e-07	-9.131983	-8.735338	-8.972762
8	1285.473	16.79990	3.58e-07	-9.168303	-8.718772	-8.987853
9	1285.725	0.468419	3.68e-07	-9.140844	-8.638426	-8.939163
10	1311.278	47.17392	3.14e-07	-9.298738	-8.743434	-9.075828
11	1319.469	15.00306	3.05e-07	-9.329446	-8.721256	-9.085307
12	1334.198	26.76040*	2.82e-07*	-9.408047*	-8.746971	-9.142678*

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion
 SC: Schwarz information criterion
 HQ: Hannan-Quinn information criterion

Прилог 4.4.б: Тестирање постојања коинтеграционе везе између промена курса динара и релативних инфлација

Date: 06/20/18 Time: 00:12
 Sample (adjusted): 1995M04 2017M12
 Included observations: 273 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: DLNEXR DP
 Lags interval (in first differences): 1 to 11

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
------------------------------	------------	--------------------	------------------------	---------

None *	0.174187	60.05905	15.49471	0.0000
At most 1 *	0.028204	7.810290	3.841466	0.0052

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.174187	52.24876	14.26460	0.0000
At most 1 *	0.028204	7.810290	3.841466	0.0052

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=l):

DLNEXR	DP
-65.79937	86.31232
40.56148	18.39885

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(DLNEXR)	-0.004145	-0.004409
D(DP)	-0.007029	0.000859

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 1330.293

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

DLNEXR	DP
1.000000	-1.311750 (0.12783)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(DLNEXR)	0.272722 (0.11577)
D(DP)	0.462532 (0.06729)

Прилог 4.4.в: Модел коригован грешком ка равнотежи, *VEC* (11)

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/20/18 Time: 00:13

Sample (adjusted): 1995M04 2017M12

Included observations: 273 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq: CointEq1

DLNEXR(-1)	1.000000	
DP(-1)	-1.311750 (0.12783) [-10.2620]	
C	0.005861	
Error Correction:	D(DLNEXR)	D(DP)
CointEq1	0.272722 (0.11577) [2.35578]	0.462532 (0.06729) [6.87386]
D(DLNEXR(-1))	-1.026816 (0.13586) [-7.55775]	-0.361001 (0.07897) [-4.57144]
D(DLNEXR(-2))	-1.010443 (0.13748) [-7.34962]	-0.355338 (0.07991) [-4.44671]
D(DLNEXR(-3))	-0.846955 (0.13468) [-6.28848]	-0.393722 (0.07828) [-5.02944]
D(DLNEXR(-4))	-0.834668 (0.13233) [-6.30725]	-0.423820 (0.07692) [-5.51000]
D(DLNEXR(-5))	-0.877341 (0.12628) [-6.94772]	-0.355729 (0.07340) [-4.84660]
D(DLNEXR(-6))	-0.665058 (0.12360) [-5.38079]	-0.305960 (0.07184) [-4.25888]
D(DLNEXR(-7))	-0.666172 (0.11017) [-6.04679]	-0.297624 (0.06404) [-4.64784]
D(DLNEXR(-8))	-0.462859 (0.10238) [-4.52089]	-0.242790 (0.05951) [-4.07992]
D(DLNEXR(-9))	-0.470580 (0.09313) [-5.05285]	-0.281220 (0.05413) [-5.19510]
D(DLNEXR(-10))	-0.305722 (0.08018) [-3.81271]	-0.106069 (0.04661) [-2.27584]
D(DLNEXR(-11))	-0.089698 (0.06192) [-1.44868]	-0.139461 (0.03599) [-3.87513]
D(DP(-1))	0.252147 (0.15287) [1.64938]	0.115845 (0.08886) [1.30373]

D(DP(-2))	0.328147 (0.14179) [2.31440]	-0.042365 (0.08241) [-0.51407]
D(DP(-3))	0.332086 (0.13904) [2.38845]	0.059051 (0.08081) [0.73069]
D(DP(-4))	0.173310 (0.13571) [1.27710]	-0.071300 (0.07888) [-0.90393]
D(DP(-5))	0.070831 (0.12901) [0.54904]	0.083489 (0.07499) [1.11340]
D(DP(-6))	0.118580 (0.12455) [0.95207]	0.151912 (0.07239) [2.09842]
D(DP(-7))	-0.008270 (0.12221) [-0.06767]	0.027008 (0.07103) [0.38022]
D(DP(-8))	-0.147866 (0.11543) [-1.28098]	0.079742 (0.06709) [1.18851]
D(DP(-9))	-0.422833 (0.10761) [-3.92921]	0.055194 (0.06255) [0.88241]
D(DP(-10))	-0.238324 (0.09891) [-2.40948]	-0.058160 (0.05749) [-1.01164]
D(DP(-11))	-0.257270 (0.08847) [-2.90788]	-0.116182 (0.05142) [-2.25928]
C	-0.001704 (0.00177) [-0.96498]	-0.000743 (0.00103) [-0.72433]
<hr/>		
R-squared	0.510971	0.483768
Adj. R-squared	0.465800	0.436084
Sum sq. resids	0.210421	0.071089
S.E. equation	0.029070	0.016897
F-statistic	11.31184	10.14527
Log likelihood	591.0777	739.2051
Akaike AIC	-4.154416	-5.239598
Schwarz SC	-3.837099	-4.922282
Mean dependent	-0.000629	-9.10E-05
S.D. dependent	0.039773	0.022501
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.41E-07
Determinant resid covariance		2.01E-07
Log likelihood		1330.293
Akaike information criterion		-9.379438
Schwarz criterion		-8.718362
Number of coefficients		50

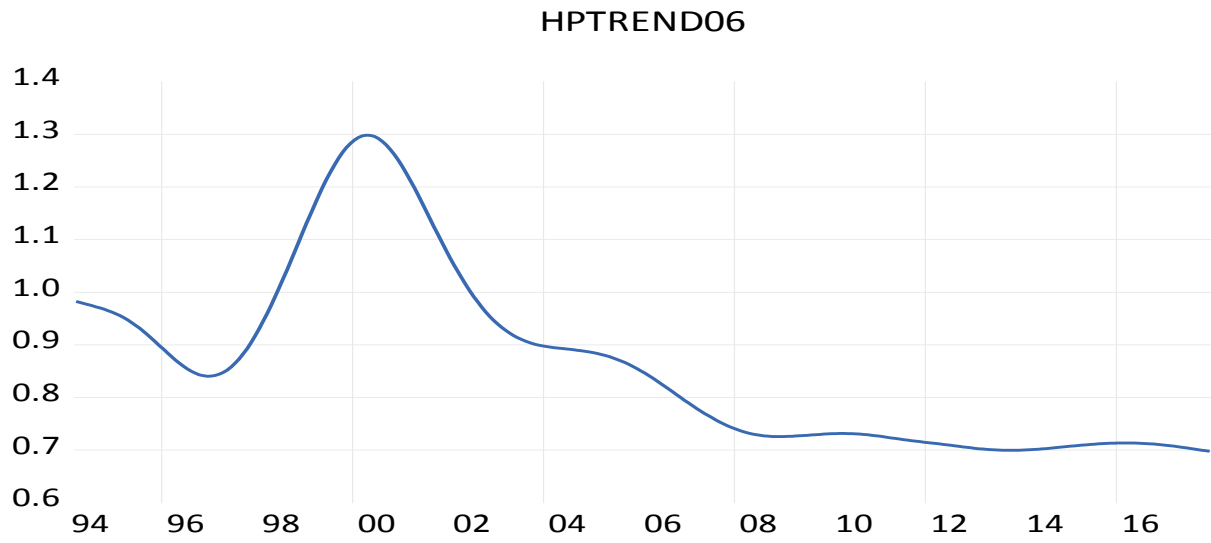
Dependent Variable: D(DLNEXR)
 Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
 Date: 06/20/18 Time: 00:14
 Sample (adjusted): 1995M04 2017M12
 Included observations: 273 after adjustments

$$D(DLNEXR) = C(1)*(DLNEXR(-1) - 1.31174997552*DP(-1) + 0.00586144807754) + C(2)*D(DLNEXR(-1)) + C(3)*D(DLNEXR(-2)) + C(4)*D(DLNEXR(-3)) + C(5)*D(DLNEXR(-4)) + C(6)*D(DLNEXR(-5)) + C(7)*D(DLNEXR(-6)) + C(8)*D(DLNEXR(-7)) + C(9)*D(DLNEXR(-8)) + C(10)*D(DLNEXR(-9)) + C(11)*D(DLNEXR(-10)) + C(12)*D(DLNEXR(-11)) + C(13)*D(DP(-1)) + C(14)*D(DP(-2)) + C(15)*D(DP(-3)) + C(16)*D(DP(-4)) + C(17)*D(DP(-5)) + C(18)*D(DP(-6)) + C(19)*D(DP(-7)) + C(20)*D(DP(-8)) + C(21)*D(DP(-9)) + C(22)*D(DP(-10)) + C(23)*D(DP(-11)) + C(24)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.272722	0.115767	2.355784	0.0193
C(2)	-1.026816	0.135863	-7.557752	0.0000
C(3)	-1.010443	0.137482	-7.349625	0.0000
C(4)	-0.846955	0.134684	-6.288480	0.0000
C(5)	-0.834668	0.132335	-6.307251	0.0000
C(6)	-0.877341	0.126277	-6.947721	0.0000
C(7)	-0.665058	0.123598	-5.380793	0.0000
C(8)	-0.666172	0.110170	-6.046788	0.0000
C(9)	-0.462859	0.102382	-4.520893	0.0000
C(10)	-0.470580	0.093132	-5.052851	0.0000
C(11)	-0.305722	0.080185	-3.812711	0.0002
C(12)	-0.089698	0.061917	-1.448676	0.1487
C(13)	0.252147	0.152874	1.649378	0.1003
C(14)	0.328147	0.141785	2.314396	0.0215
C(15)	0.332086	0.139039	2.388446	0.0177
C(16)	0.173310	0.135707	1.277095	0.2028
C(17)	0.070831	0.129009	0.549041	0.5835
C(18)	0.118580	0.124550	0.952066	0.3420
C(19)	-0.008270	0.122207	-0.067670	0.9461
C(20)	-0.147866	0.115432	-1.280975	0.2014
C(21)	-0.422833	0.107613	-3.929214	0.0001
C(22)	-0.238324	0.098911	-2.409476	0.0167
C(23)	-0.257270	0.088473	-2.907880	0.0040
C(24)	-0.001704	0.001765	-0.964984	0.3355

R-squared	0.510971	Mean dependent var	-0.000629
Adjusted R-squared	0.465800	S.D. dependent var	0.039773
S.E. of regression	0.029070	Akaike info criterion	-4.154416
Sum squared resid	0.210421	Schwarz criterion	-3.837099
Log likelihood	591.0777	Hannan-Quinn criter.	-4.027039
F-statistic	11.31184	Durbin-Watson stat	1.930308
Prob(F-statistic)	0.000000		

Прилог 4.5: Оцењени дугорочни тренд реалног курса динара *HP* филтером



ПРИЛОГ 5: Резултати економетријске анализе уз део 9.3. Курс динара и каматни диференцијал

Прилог 5.1: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата

Dependent Variable: DEXRMG
 Method: Least Squares
 Date: 05/08/18 Time: 13:52
 Sample (adjusted): 2006M09 2017M12
 Included observations: 136 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009341	0.012895	-0.724350	0.4701
IRD	0.005206	0.001534	3.393670	0.0009
R-squared	0.079145	Mean dependent var		0.030575
Adjusted R-squared	0.072273	S.D. dependent var		0.064005
S.E. of regression	0.061649	Akaike info criterion		-2.720121
Sum squared resid	0.509281	Schwarz criterion		-2.677288
Log likelihood	186.9683	Hannan-Quinn criter.		-2.702715
F-statistic	11.51699	Durbin-Watson stat		0.104770
Prob(F-statistic)	0.000907			

Тестирање вредности коефицијената, $\beta_0 = 0$ и $\beta_1 = 1$

Wald Test:
 Equation: EQ01NA_BAZI_MG_PROMENE_KURSA

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1253727.	(2, 134)	0.0000
Chi-square	2507453.	2	0.0000

Null Hypothesis: C(1)=0, C(2)=1
 Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-0.009341	0.012895
-1 + C(2)	-0.994794	0.001534

Restrictions are linear in coefficients.

Прилог 5.2: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата

Dependent Variable: DEXRMG
 Method: Least Squares
 Date: 05/08/18 Time: 14:08
 Sample: 2006M09 2017M12
 Included observations: 136

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	-0.031504	0.011437	-2.754526	0.0067
IRD	-0.003374	0.001778	-1.897981	0.0599
EMBI	0.000237	3.33E-05	7.134541	0.0000

R-squared	0.334026	Mean dependent var	0.030575
Adjusted R-squared	0.324012	S.D. dependent var	0.064005
S.E. of regression	0.052624	Akaike info criterion	-3.029468
Sum squared resid	0.368318	Schwarz criterion	-2.965218
Log likelihood	209.0038	Hannan-Quinn criter.	-3.003358
F-statistic	33.35380	Durbin-Watson stat	0.169147
Prob(F-statistic)	0.000000		

Тестирање вредности коефицијената, $\beta_0 = 0$ и $\beta_1 = 1$

Wald Test:
Equation: EQ01_NA_BAZI_MG_SA_EMBI

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-2.754526	133	0.0067
F-statistic	7.587414	(1, 133)	0.0067
Chi-square	7.587414	1	0.0059

Null Hypothesis: C(1)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-0.031504	0.011437

Restrictions are linear in coefficients.

Wald Test:
Equation: EQ01_NA_BAZI_MG_SA_EMBI

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-564.3547	133	0.0000
F-statistic	318496.3	(1, 133)	0.0000
Chi-square	318496.3	1	0.0000

Null Hypothesis: C(2)=1
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2)	-1.003374	0.001778

Restrictions are linear in coefficients.

Тестирање коинтеграционе везе између курса динара, диференцијала каматних стопа и премије ризика

Прилог 5.3: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног *Dickey-Fuller*-овог теста

Прва диференца номиналног курса динара

Null Hypothesis: D(LNEXR) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.166042	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.475500	
5% level	-2.881260	
10% level	-2.577365	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Прва диференца диференцијала каматних стопа

Null Hypothesis: D(IRD) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.940506	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.479656	
5% level	-2.883073	
10% level	-2.578331	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Прва диференца премије ризика

Null Hypothesis: D(EMBI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.726492	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.479656	
5% level	-2.883073	
10% level	-2.578331	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Прилог 5.4: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата

Dependent Variable: LNXR
 Method: Least Squares
 Date: 05/08/18 Time: 14:14
 Sample: 2006M09 2017M12
 Included observations: 136

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.816476	0.024887	193.5309	0.0000
IRD	-0.040129	0.003869	-10.37272	0.0000
EMBI	0.000374	7.24E-05	5.161475	0.0000
R-squared	0.461401	Mean dependent var		4.647249
Adjusted R-squared	0.453302	S.D. dependent var		0.154870
S.E. of regression	0.114509	Akaike info criterion		-1.474508
Sum squared resid	1.743949	Schwarz criterion		-1.410258
Log likelihood	103.2665	Hannan-Quinn criter.		-1.448398
F-statistic	56.96858	Durbin-Watson stat		0.064564
Prob(F-statistic)	0.000000			

Прилог 5.5: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног *Dickey-Fuller*-овог теста

Null Hypothesis: REZSAEMBI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.658224	0.4501
Test critical values:		
1% level	-3.479281	
5% level	-2.882910	
10% level	-2.578244	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Прилог 5.6: Тестирање значајности доцњи VAR модела

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LNXR IRD EMBI
 Exogenous variables: C
 Date: 06/17/18 Time: 05:12
 Sample: 2005M09 2017M12
 Included observations: 128

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1022.954	NA	1838.869	16.03054	16.09738	16.05770
1	-403.0647	1201.036	0.131574	6.485385	6.752763	6.594022
2	-354.3271	92.14441	0.070735	5.864486	6.332397*	6.054601
3	-341.7197	23.24489	0.066900	5.808121	6.476565	6.079713

4	-319.9198	39.17181*	0.054836*	5.608121*	6.477099	5.961191*
5	-311.4553	14.81284	0.055399	5.616489	6.686000	6.051037
6	-303.8171	13.00880	0.056742	5.637767	6.907812	6.153793
7	-297.1487	11.04452	0.059066	5.674198	7.144777	6.271702
8	-287.9193	14.85362	0.059145	5.670613	7.341725	6.349595

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Прилог 5.7: Тестирање постојања коинтеграционе везе између курса динара, диференцијала каматних стопа и премије ризика

Date: 06/17/18 Time: 05:30

Sample (adjusted): 2006M11 2017M12

Included observations: 134 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LNXR IRD EMBI

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.261166	53.47170	29.79707	0.0000
At most 1	0.074266	12.91240	15.49471	0.1181
At most 2	0.019010	2.571902	3.841466	0.1088

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.261166	40.55931	21.13162	0.0000
At most 1	0.074266	10.34049	14.26460	0.1905
At most 2	0.019010	2.571902	3.841466	0.1088

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=l):

LNXR	IRD	EMBI
-1.922523	-0.378583	0.009750
5.063086	0.462142	-0.002159
-7.622186	-0.114052	0.001936

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LNEXR)	0.003797	-5.00E-05	0.001286
D(IRD)	0.030012	-0.127842	0.003744
D(EMBI)	-18.45559	-5.244160	4.990939

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -384.3674

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNEXR	IRD	EMBI
1.000000	0.196920	-0.005071
	(0.03381)	(0.00069)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNEXR)	-0.007300
	(0.00191)
D(IRD)	-0.057698
	(0.08000)
D(EMBI)	35.48130
	(8.70411)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -379.1971

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNEXR	IRD	EMBI
1.000000	0.000000	0.003587
		(0.00080)
0.000000	1.000000	-0.043969
		(0.00567)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNEXR)	-0.007553	-0.001461
	(0.00539)	(0.00059)
D(IRD)	-0.704973	-0.070443
	(0.21695)	(0.02393)
D(EMBI)	8.929666	4.563426
	(24.3919)	(2.69064)

Date: 06/17/18 Time: 23:48
Sample (adjusted): 2007M01 2017M12
Included observations: 132 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LNEXR IRD EMBI
Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.139858	36.98995	29.79707	0.0062
At most 1 *	0.103078	17.10308	15.49471	0.0284
At most 2	0.020568	2.743293	3.841466	0.0977

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.139858	19.88688	21.13162	0.0739
At most 1 *	0.103078	14.35978	14.26460	0.0483
At most 2	0.020568	2.743293	3.841466	0.0977

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=l):

LNEXR	IRD	EMBI
2.886006	0.500176	-0.012849
-6.178343	-0.500954	0.002146
-7.036303	-0.040534	0.001125

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LNEXR)	D(IRD)	D(EMBI)
-0.003137	-0.027159	8.562334
-0.000610	0.128674	1.719614
0.001064	0.013003	5.570886

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -343.9191

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNEXR	IRD	EMBI
1.000000	0.173311 (0.03986)	-0.004452 (0.00091)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNEXR)	-0.009055 (0.00286)
D(IRD)	-0.078381 (0.10925)
D(EMBI)	24.71095 (11.6994)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -336.7392

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNEXR	IRD	EMBI
1.000000	0.000000	0.003261 (0.00078)
0.000000	1.000000	-0.044506 (0.00710)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNEXR)	-0.005286 (0.00676)	-0.001264 (0.00070)
D(IRD)	-0.873370 (0.24550)	-0.078044 (0.02549)
D(EMBI)	14.08659	3.421226

(27.6231) (2.86760)

Прилог 5.8: Модел коригован грешком ка равнотежи, *VEC* (1)

Vector Error Correction Estimates

Date: 06/17/18 Time: 05:35

Sample (adjusted): 2006M11 2017M12

Included observations: 134 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LNEXR(-1)	1.000000		
IRD(-1)	0.196920 (0.03381) [5.82493]		
EMBI(-1)	-0.005071 (0.00069) [-7.32039]		
C	-4.259435		
Error Correction:	D(LNEXR)	D(IRD)	D(EMBI)
CointEq1	-0.007300 (0.00191) [-3.81525]	-0.057698 (0.08000) [-0.72125]	35.48130 (8.70411) [4.07639]
D(LNEXR(-1))	0.151275 (0.07931) [1.90746]	4.923759 (3.31575) [1.48496]	909.7791 (360.771) [2.52176]
D(IRD(-1))	-0.008362 (0.00184) [-4.55334]	0.501945 (0.07678) [6.53746]	9.745112 (8.35405) [1.16651]
D(EMBI(-1))	0.000109 (1.9E-05) [5.83301]	0.001051 (0.00078) [1.34938]	0.385790 (0.08478) [4.55063]
C	0.001805 (0.00103) [1.75206]	-0.056623 (0.04308) [-1.31433]	-2.145940 (4.68750) [-0.45780]
R-squared	0.400769	0.375674	0.243050
Adj. R-squared	0.382188	0.356315	0.219579
Sum sq. resids	0.017122	29.92952	354323.3
S.E. equation	0.011521	0.481676	52.40890
F-statistic	21.56898	19.40570	10.35521
Log likelihood	410.5319	-89.70513	-718.1062
Akaike AIC	-6.052714	1.413509	10.79263
Schwarz SC	-5.944586	1.521638	10.90076
Mean dependent	0.002891	-0.090970	-0.955935
S.D. dependent	0.014657	0.600369	59.32538

Determinant resid covariance (dof adj.)	0.069758
Determinant resid covariance	0.062237
Log likelihood	-384.3674
Akaike information criterion	6.005483
Schwarz criterion	6.394745
Number of coefficients	18

Прилог 5.9: Резултати економетријске анализе за оцену значаја грешке из модела коригованог грешком ка равнотежи, *VEC (1)*

Dependent Variable: D(LNEXR)
Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)
Date: 06/17/18 Time: 05:35
Sample (adjusted): 2006M11 2017M12
Included observations: 134 after adjustments
D(LNEXR) = C(1)*(LNEXR(-1) + 0.196919889062*IRD(-1) -
0.00507135282124*EMBI(-1) - 4.25943468356) + C(2)*D(LNEXR(-1))
+ C(3)*D(IRD(-1)) + C(4)*D(EMBI(-1)) + C(5)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.007300	0.001913	-3.815248	0.0002
C(2)	0.151275	0.079307	1.907459	0.0587
C(3)	-0.008362	0.001836	-4.553341	0.0000
C(4)	0.000109	1.86E-05	5.833009	0.0000
C(5)	0.001805	0.001030	1.752059	0.0821
R-squared	0.400769	Mean dependent var		0.002891
Adjusted R-squared	0.382188	S.D. dependent var		0.014657
S.E. of regression	0.011521	Akaike info criterion		-6.052714
Sum squared resid	0.017122	Schwarz criterion		-5.944586
Log likelihood	410.5319	Hannan-Quinn criter.		-6.008775
F-statistic	21.56898	Durbin-Watson stat		2.005401
Prob(F-statistic)	0.000000			

Прилог 5.10: Модел коригован грешком ка равнотежи, *VEC (3)*

Vector Error Correction Estimates
Date: 06/17/18 Time: 05:29
Sample (adjusted): 2007M01 2017M12
Included observations: 132 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LNEXR(-1)	1.000000
IRD(-1)	0.173311 (0.03986) [4.34751]
EMBI(-1)	-0.004452 (0.00091) [-4.89402]

C	-4.287013		
Error Correction:	D(LNEXR)	D(IRD)	D(EMBI)
CointEq1	-0.009055 (0.00286) [-3.16122]	-0.078381 (0.10925) [-0.71747]	24.71095 (11.6994) [2.11216]
D(LNEXR(-1))	0.170763 (0.09069) [1.88287]	6.951910 (3.45915) [2.00972]	622.6675 (370.447) [1.68086]
D(LNEXR(-2))	-0.067889 (0.09210) [-0.73713]	5.913611 (3.51278) [1.68346]	651.9104 (376.190) [1.73293]
D(LNEXR(-3))	-0.105119 (0.08267) [-1.27158]	-12.73868 (3.15306) [-4.04010]	-1760.766 (337.668) [-5.21449]
D(IRD(-1))	-0.007947 (0.00232) [-3.42224]	0.410891 (0.08857) [4.63909]	22.62984 (9.48529) [2.38578]
D(IRD(-2))	0.004489 (0.00257) [1.74978]	0.212902 (0.09785) [2.17580]	-10.23051 (10.4790) [-0.97629]
D(IRD(-3))	-0.005363 (0.00236) [-2.27109]	0.054836 (0.09007) [0.60879]	-3.131113 (9.64624) [-0.32459]
D(EMBI(-1))	9.62E-05 (2.0E-05) [4.76314]	0.001623 (0.00077) [2.10629]	0.399886 (0.08252) [4.84567]
D(EMBI(-2))	-2.96E-06 (2.2E-05) [-0.13329]	-0.001806 (0.00085) [-2.12969]	-0.168910 (0.09084) [-1.85949]
D(EMBI(-3))	3.39E-05 (2.2E-05) [1.55695]	0.000231 (0.00083) [0.27850]	0.208472 (0.08886) [2.34610]
C	0.002436 (0.00109) [2.23649]	-0.014393 (0.04154) [-0.34645]	1.326016 (4.44910) [0.29804]
R-squared	0.434198	0.473646	0.438436
Adj. R-squared	0.387437	0.430146	0.392026
Sum sq. resids	0.015732	22.88631	262476.1
S.E. equation	0.011403	0.434906	46.57493
F-statistic	9.285566	10.88834	9.446971
Log likelihood	409.0006	-71.65054	-688.5774
Akaike AIC	-6.030313	1.252281	10.59966
Schwarz SC	-5.790079	1.492514	10.83989
Mean dependent	0.003133	-0.069924	-0.697727
S.D. dependent	0.014569	0.576121	59.73236
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.047754	
Determinant resid covariance		0.036782	

Log likelihood	-343.9191
Akaike information criterion	5.756350
Schwarz criterion	6.542569
Number of coefficients	36

Прилог 5.11: Резултати економетријске анализе за оцену значаја грешке из модела коригованог грешком ка равнотежи, *VEC* (3)

Dependent Variable: D(LNEXR)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 06/17/18 Time: 05:33

Sample (adjusted): 2007M01 2017M12

Included observations: 132 after adjustments

$$D(LNEXR) = C(1) * (LNEXR(-1) + 0.173310771805 * IRD(-1) - 0.00445207637041 * EMBI(-1) - 4.28701303835) + C(2) * D(LNEXR(-1)) + C(3) * D(LNEXR(-2)) + C(4) * D(LNEXR(-3)) + C(5) * D(IRD(-1)) + C(6) * D(IRD(-2)) + C(7) * D(IRD(-3)) + C(8) * D(EMBI(-1)) + C(9) * D(EMBI(-2)) + C(10) * D(EMBI(-3)) + C(11)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.009055	0.002864	-3.161218	0.0020
C(2)	0.170763	0.090693	1.882866	0.0621
C(3)	-0.067889	0.092099	-0.737128	0.4625
C(4)	-0.105119	0.082668	-1.271575	0.2060
C(5)	-0.007947	0.002322	-3.422244	0.0008
C(6)	0.004489	0.002565	1.749778	0.0827
C(7)	-0.005363	0.002362	-2.271094	0.0249
C(8)	9.62E-05	2.02E-05	4.763137	0.0000
C(9)	-2.96E-06	2.22E-05	-0.133291	0.8942
C(10)	3.39E-05	2.18E-05	1.556946	0.1221
C(11)	0.002436	0.001089	2.236491	0.0272
R-squared	0.434198	Mean dependent var		0.003133
Adjusted R-squared	0.387437	S.D. dependent var		0.014569
S.E. of regression	0.011403	Akaike info criterion		-6.030313
Sum squared resid	0.015732	Schwarz criterion		-5.790079
Log likelihood	409.0006	Hannan-Quinn criter.		-5.932693
F-statistic	9.285566	Durbin-Watson stat		1.992887
Prob(F-statistic)	0.000000			

Тестирање статистичког значаја утицаја диференцијала каматних стопа на курс

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.149064	(3, 121)	0.0001
Chi-square	24.44719	3	0.0000

Null Hypothesis: C(7)=C(6)=C(5)=0

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(7)	-0.005363	0.002362
C(6)	0.004489	0.002565
C(5)	-0.007947	0.002322

Restrictions are linear in coefficients.

Тестирање статистичког значаја утицаја премије ризика на курс

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.595241	(3, 121)	0.0000
Chi-square	25.78572	3	0.0000

Null Hypothesis: C(10)=C(9)=C(8)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(10)	3.39E-05	2.18E-05
C(9)	-2.96E-06	2.22E-05
C(8)	9.62E-05	2.02E-05

Restrictions are linear in coefficients.

ПРИЛОГ 6: Резултати економетријске анализе уз део 9.4. Курс динара и фискална политика

Прилог 6.1: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата

Dependent Variable: LNREER
Method: Least Squares
Date: 05/10/18 Time: 22:05
Sample: 2010M01 2015M12
Included observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.934758	0.048433	101.8875	0.0000
LNNBS-LNECB	1.661178	0.399520	4.157930	0.0001
LNEMBI	-0.121395	0.036529	-3.323229	0.0014
R-squared	0.200690	Mean dependent var		4.798402
Adjusted R-squared	0.177521	S.D. dependent var		0.043907
S.E. of regression	0.039819	Akaike info criterion		-3.568155
Sum squared resid	0.109405	Schwarz criterion		-3.473294
Log likelihood	131.4536	Hannan-Quinn criter.		-3.530391
F-statistic	8.662208	Durbin-Watson stat		0.248802
Prob(F-statistic)	0.000440			

Прилог 6.2: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног *Dickey-Fuller*-овог теста

Null Hypothesis: REZZ has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.379770	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.531592	
5% level	-2.905519	
10% level	-2.590262	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Прилог 6.3: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата

Dependent Variable: LNREER
Method: Least Squares
Date: 05/11/18 Time: 00:14
Sample: 2010M01 2015M12
Included observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.966171	0.049238	100.8603	0.0000
LNNBS	1.077692	0.470293	2.291533	0.0250
LNECB	-3.515240	0.926358	-3.794686	0.0003
LNEMBI	-0.141405	0.036688	-3.854268	0.0003

R-squared	0.254029	Mean dependent var	4.798402
Adjusted R-squared	0.221119	S.D. dependent var	0.043907
S.E. of regression	0.038750	Akaike info criterion	-3.609441
Sum squared resid	0.102104	Schwarz criterion	-3.482959
Log likelihood	133.9399	Hannan-Quinn criter.	-3.559088
F-statistic	7.718804	Durbin-Watson stat	0.254283
Prob(F-statistic)	0.000164		

Прилог 6.4: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног *Dickey-Fuller*-овог теста

Null Hypothesis: REZZ2 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.273870	0.0200
Test critical values:		
1% level	-3.530030	
5% level	-2.904848	
10% level	-2.589907	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

ПРИЛОГ 7: Резултати економетријске анализе уз део 9.5. Курс динара, платни биланс и мобилност капитала

Прилог 7.1: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата

Dependent Variable: LNTB
 Method: Least Squares
 Date: 05/13/18 Time: 21:05
 Sample: 2004Q1 2017Q4
 Included observations: 56

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.48082	4.260239	-2.929605	0.0050
LNSR	0.077587	0.513152	0.151198	0.8804
LNEU	2.708887	1.114955	2.429593	0.0186
REXR	-1.246243	0.455998	-2.733002	0.0086
R-squared	0.563296	Mean dependent var		-0.562654
Adjusted R-squared	0.538101	S.D. dependent var		0.260519
S.E. of regression	0.177057	Akaike info criterion		-0.555943
Sum squared resid	1.630154	Schwarz criterion		-0.411275
Log likelihood	19.56640	Hannan-Quinn criter.		-0.499855
F-statistic	22.35790	Durbin-Watson stat		0.655338
Prob(F-statistic)	0.000000			

Прилог 7.2: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата

Dependent Variable: LNTB
 Method: Least Squares
 Date: 05/13/18 Time: 22:00
 Sample: 2004Q1 2017Q4
 Included observations: 56

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-11.25613	1.787361	-6.297623	0.0000
LNSR	0.051123	0.228936	0.223307	0.8242
LNEU	1.072827	0.553412	1.938568	0.0580
LNEXR	1.198463	0.084709	14.14802	0.0000
R-squared	0.897010	Mean dependent var		-0.562654
Adjusted R-squared	0.891069	S.D. dependent var		0.260519
S.E. of regression	0.085984	Akaike info criterion		-2.000572
Sum squared resid	0.384445	Schwarz criterion		-1.855904
Log likelihood	60.01601	Hannan-Quinn criter.		-1.944484
F-statistic	150.9686	Durbin-Watson stat		1.654340
Prob(F-statistic)	0.000000			

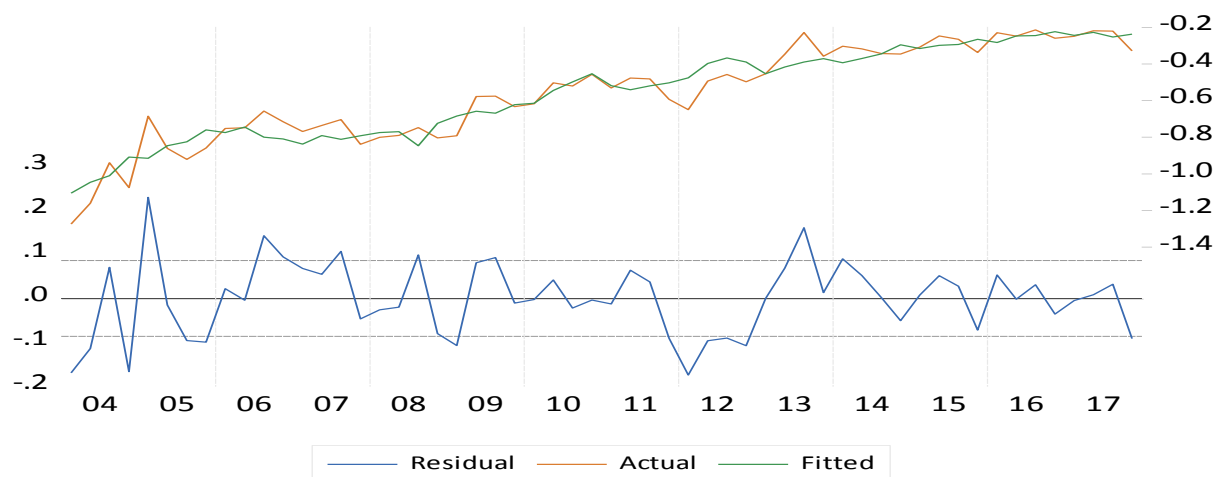
Прилог 7.3: Тестирање постојања јединичног корена применом проширеног *Dickey-Fuller*-овог теста

Null Hypothesis: TEST has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

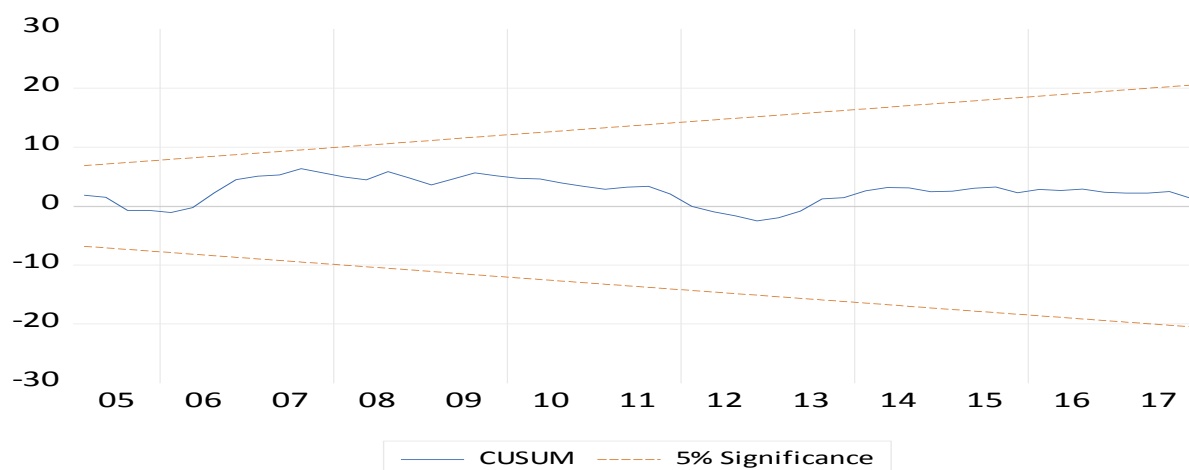
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.595758	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.555023	
5% level	-2.915522	
10% level	-2.595565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Графички приказ оцењеног и стварног кретања и резидуала из оцењеног модела



Графички приказ тестиране стабилности оцењеног модела



Прилог 7.4: Тестирање значајности доцњи VAR модела

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LNTB LNSR LNEU LNNEXR
 Exogenous variables: C
 Date: 06/17/18 Time: 15:10
 Sample: 2004Q1 2017Q4
 Included observations: 51

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	279.0899	NA	2.43e-10	-10.78784	-10.63632	-10.72994
1	417.1688	249.0834	2.03e-12	-15.57525	-14.81767	-15.28575
2	455.6843	63.43724	8.49e-13	-16.45821	-15.09456	-15.93712
3	498.4001	63.65499	3.07e-13	-17.50589	-15.53618	-16.75320
4	549.3920	67.98922*	8.27e-14	-18.87812	-16.30235*	-17.89384
5	571.3803	25.86853	7.24e-14*	-19.11295*	-15.93112	-17.89708*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Прилог 7.5: Тестирање постојања коинтеграционе везе између односа извоз/увоз, привредне активности у Србији, привредне активности у ЕУ и номиналног курса динара

Date: 06/17/18 Time: 15:12

Sample (adjusted): 2005Q1 2017Q4

Included observations: 52 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LNTB LNSR LNEU LNNEXR

Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.597209	102.3282	47.85613	0.0000
At most 1 *	0.506364	55.04262	29.79707	0.0000
At most 2 *	0.269630	18.33290	15.49471	0.0182
At most 3	0.037625	1.994275	3.841466	0.1579

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.597209	47.28557	27.58434	0.0001
At most 1 *	0.506364	36.70971	21.13162	0.0002
At most 2 *	0.269630	16.33863	14.26460	0.0232
At most 3	0.037625	1.994275	3.841466	0.1579

Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=l):

LNTB	LNSR	LNEU	LNNEXR
5.933971	-30.42349	28.11322	-7.115128
-24.34623	12.07972	42.82100	20.89601
13.71926	9.088559	15.50968	-22.39475
-0.664372	24.19058	-52.82934	-4.082580

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LNTB)	0.002179	0.013016	-0.034070	0.001056
D(LNSR)	0.017414	0.004984	-4.41E-05	-0.000320
D(LNEU)	0.004733	-0.003170	-0.001915	-0.000263
D(LNNEXR)	-0.000506	-0.001989	0.002193	0.004304

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 519.7215

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNTB	LNSR	LNEU	LNNEXR
1.000000	-5.127003	4.737674	-1.199050
	(0.89107)	(1.61474)	(0.23466)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNTB)	0.012930
	(0.06580)
D(LNSR)	0.103333
	(0.01541)
D(LNEU)	0.028083
	(0.00683)
D(LNNEXR)	-0.003005
	(0.02191)

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 538.0764

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNTB	LNSR	LNEU	LNNEXR
1.000000	0.000000	-2.454894	-0.821774
		(0.43489)	(0.06835)
0.000000	1.000000	-1.402880	0.073586
		(0.28643)	(0.04502)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNTB)	-0.303953	0.090936
	(0.27279)	(0.35634)
D(LNSR)	-0.018000	-0.469589
	(0.06185)	(0.08079)
D(LNEU)	0.105269	-0.182280
	(0.02582)	(0.03372)
D(LNNEXR)	0.045415	-0.008617
	(0.09218)	(0.12041)

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 546.2457

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNTB	LNSR	LNEU	LNNEXR
1.000000	0.000000	0.000000	-1.289035
			(0.07291)
0.000000	1.000000	0.000000	-0.193436
			(0.04581)
0.000000	0.000000	1.000000	-0.190338

(0.03219)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNTB)	-0.771371 (0.26793)	-0.218714 (0.31861)	0.090182 (0.50195)
D(LNSR)	-0.018604 (0.07051)	-0.469989 (0.08384)	0.702280 (0.13209)
D(LNEU)	0.079001 (0.02806)	-0.199682 (0.03337)	-0.032402 (0.05258)
D(LNNEXR)	0.075503 (0.10460)	0.011316 (0.12438)	-0.065384 (0.19595)

Прилог 7.6: Модел коригован грешком ка равнотежи, *VEC* (3)

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/14/18 Time: 14:46

Sample (adjusted): 2005Q1 2017Q4

Included observations: 52 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1				
LNTB(-1)	1.000000				
LNSR(-1)	7.176557 (1.79416) [3.99995]				
LNEU(-1)	-8.637799 (3.48729) [-2.47694]				
LNNEXR(-1)	-1.134840 (0.45976) [-2.46835]				
VV(-1)	2.693550 (0.44122) [6.10474]				
C	12.45271				

Error Correction:	D(LNTB)	D(LNSR)	D(LNEU)	D(LNNEXR)	D(VV)
CointEq1	-0.017699 (0.02559) [-0.69177]	-0.037251 (0.00684) [-5.44651]	-0.010771 (0.00268) [-4.02541]	-0.010769 (0.00861) [-1.25129]	-0.224339 (0.07854) [-2.85629]
D(LNTB(-1))	-0.511121 (0.16204) [-3.15434]	0.115647 (0.04332) [2.66990]	0.038175 (0.01695) [2.25272]	-0.064677 (0.05451) [-1.18661]	-0.393085 (0.49742) [-0.79024]
D(LNTB(-2))	-0.222762 (0.18334) [-1.21502]	0.053066 (0.04901) [1.08277]	-0.000811 (0.01917) [-0.04230]	-0.055486 (0.06167) [-0.89969]	-1.019337 (0.56282) [-1.81113]
D(LNTB(-3))	-0.045015 (0.14935) [-0.30140]	-0.014093 (0.03992) [-0.35300]	-0.031189 (0.01562) [-1.99679]	0.036735 (0.05024) [0.73120]	-0.343429 (0.45849) [-0.74905]

D(LNSR(-1))	0.911728 (0.54653) [1.66820]	-0.416772 (0.14610) [-2.85270]	-0.086065 (0.05716) [-1.50578]	0.195799 (0.18384) [1.06504]	1.502819 (1.67775) [0.89574]
D(LNSR(-2))	0.285977 (0.34001) [0.84109]	-0.786887 (0.09089) [-8.65761]	-0.105359 (0.03556) [-2.96301]	0.281072 (0.11437) [2.45752]	0.993838 (1.04376) [0.95217]
D(LNSR(-3))	0.631663 (0.50968) [1.23934]	-0.520234 (0.13625) [-3.81837]	-0.136753 (0.05330) [-2.56560]	0.193601 (0.17145) [1.12923]	0.942088 (1.56461) [0.60212]
D(LNEU(-1))	-3.325423 (1.65855) [-2.00502]	-0.989723 (0.44336) [-2.23234]	-0.303642 (0.17345) [-1.75058]	-0.529838 (0.55790) [-0.94969]	-3.490786 (5.09142) [-0.68562]
D(LNEU(-2))	-1.582716 (1.75190) [-0.90343]	-0.117850 (0.46831) [-0.25165]	0.163046 (0.18322) [0.88992]	-1.514030 (0.58931) [-2.56917]	-6.236211 (5.37800) [-1.15958]
D(LNEU(-3))	-0.185398 (1.70480) [-0.10875]	-0.709212 (0.45572) [-1.55624]	-0.236219 (0.17829) [-1.32492]	-0.875845 (0.57346) [-1.52729]	-4.123220 (5.23340) [-0.78787]
D(LNNEXR(-1))	0.982942 (0.56570) [1.73757]	-0.125534 (0.15122) [-0.83014]	-0.064229 (0.05916) [-1.08567]	0.254423 (0.19029) [1.33703]	-0.153208 (1.73658) [-0.08822]
D(LNNEXR(-2))	0.560026 (0.59552) [0.94040]	-0.167996 (0.15919) [-1.05530]	0.098524 (0.06228) [1.58196]	-0.360596 (0.20032) [-1.80009]	-3.043640 (1.82813) [-1.66489]
D(LNNEXR(-3))	0.528627 (0.58473) [0.90406]	-0.085535 (0.15631) [-0.54723]	-0.024739 (0.06115) [-0.40456]	0.232523 (0.19669) [1.18217]	3.117712 (1.79500) [1.73689]
D(VV(-1))	-0.057158 (0.07821) [-0.73086]	0.043142 (0.02091) [2.06365]	0.007156 (0.00818) [0.87493]	0.045490 (0.02631) [1.72919]	0.374068 (0.24008) [1.55811]
D(VV(-2))	-0.022385 (0.06025) [-0.37154]	0.052977 (0.01611) [3.28933]	0.004516 (0.00630) [0.71670]	0.009075 (0.02027) [0.44778]	-0.029696 (0.18495) [-0.16056]
D(VV(-3))	-0.101768 (0.05563) [-1.82935]	0.006765 (0.01487) [0.45493]	-0.005069 (0.00582) [-0.87135]	-0.006102 (0.01871) [-0.32608]	0.087204 (0.17078) [0.51064]
C	0.009442 (0.01597) [0.59139]	0.019318 (0.00427) [4.52654]	0.005281 (0.00167) [3.16280]	0.012476 (0.00537) [2.32307]	0.048059 (0.04901) [0.98058]
R-squared	0.520581	0.953088	0.927248	0.488644	0.506488
Adj. R-squared	0.301418	0.931643	0.893991	0.254881	0.280882
Sum sq. resids	0.209477	0.014969	0.002291	0.023703	1.974049
S.E. equation	0.077363	0.020680	0.008091	0.026023	0.237490
F-statistic	2.375313	44.44262	27.88060	2.090339	2.245013
Log likelihood	69.58918	138.1940	186.9946	126.2438	11.26527
Akaike AIC	-2.022661	-4.661306	-6.538252	-4.201684	0.220566
Schwarz SC	-1.384754	-4.023399	-5.900345	-3.563777	0.858473
Mean dependent	0.014355	0.003353	0.002497	0.008396	0.000000

S.D. dependent	0.092560	0.079098	0.024849	0.030148	0.280056
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.96E-15				
Determinant resid covariance	2.70E-16				
Log likelihood	563.0799				
Akaike information criterion	-18.19538				
Schwarz criterion	-14.81823				
Number of coefficients	90				

Прилог 7.7: Резултати економетријске анализе за оцену значаја грешке из модела коригованог грешком ка равнотежи, *VEC* (3)

Dependent Variable: D(LNTB)

Method: Least Squares (Gauss-Newton / Marquardt steps)

Date: 05/14/18 Time: 15:47

Sample (adjusted): 2005Q1 2017Q4

Included observations: 52 after adjustments

$$\begin{aligned}
 D(LNTB) = & C(1) * (LNTB(-1) + 7.17655652464 * LNSR(-1) - 8.63779873245 \\
 & * LNEU(-1) - 1.13484012733 * LNNEXR(-1) + 2.69355023811 * VV(-1) + \\
 & 12.4527092675) + C(2) * D(LNTB(-1)) + C(3) * D(LNTB(-2)) + C(4) \\
 & * D(LNTB(-3)) + C(5) * D(LNSR(-1)) + C(6) * D(LNSR(-2)) + C(7) * D(LNSR(-3)) \\
 & + C(8) * D(LNEU(-1)) + C(9) * D(LNEU(-2)) + C(10) * D(LNEU(-3)) + \\
 & C(11) * D(LNNEXR(-1)) + C(12) * D(LNNEXR(-2)) + C(13) * D(LNNEXR(-3)) \\
 & + C(14) * D(VV(-1)) + C(15) * D(VV(-2)) + C(16) * D(VV(-3)) + C(17)
 \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.017699	0.025585	-0.691768	0.4936
C(2)	-0.511121	0.162037	-3.154342	0.0033
C(3)	-0.222762	0.183340	-1.215017	0.2325
C(4)	-0.045015	0.149354	-0.301399	0.7649
C(5)	0.911728	0.546532	1.668205	0.1042
C(6)	0.285977	0.340008	0.841088	0.4060
C(7)	0.631663	0.509677	1.239339	0.2235
C(8)	-3.325423	1.658549	-2.005019	0.0527
C(9)	-1.582716	1.751902	-0.903427	0.3725
C(10)	-0.185398	1.704799	-0.108750	0.9140
C(11)	0.982942	0.565698	1.737574	0.0911
C(12)	0.560026	0.595521	0.940397	0.3535
C(13)	0.528627	0.584727	0.904058	0.3721
C(14)	-0.057158	0.078206	-0.730864	0.4697
C(15)	-0.022385	0.060249	-0.371538	0.7125
C(16)	-0.101768	0.055631	-1.829353	0.0759
C(17)	0.009442	0.015965	0.591392	0.5581

R-squared	0.520581	Mean dependent var	0.014355
Adjusted R-squared	0.301418	S.D. dependent var	0.092560
S.E. of regression	0.077363	Akaike info criterion	-2.022661
Sum squared resid	0.209477	Schwarz criterion	-1.384754
Log likelihood	69.58918	Hannan-Quinn criter.	-1.778103
F-statistic	2.375313	Durbin-Watson stat	1.609944
Prob(F-statistic)	0.016133		

Тестирање статистичког значаја утицаја привредне активности у Србији на однос извоз/увоз

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.175789	(3, 35)	0.3329
Chi-square	3.527367	3	0.3172

Null Hypothesis: $C(5)=C(6)=C(7)=0$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(5)	0.911728	0.546532
C(6)	0.285977	0.340008
C(7)	0.631663	0.509677

Restrictions are linear in coefficients.

Тестирање статистичког значаја утицаја привредне активности у ЕУ на однос извоз/увоз

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.489758	(3, 35)	0.2342
Chi-square	4.469275	3	0.2150

Null Hypothesis: $C(8)=C(9)=C(10)=0$

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(8)	-3.325423	1.658549
C(9)	-1.582716	1.751902
C(10)	-0.185398	1.704799

Restrictions are linear in coefficients.

Тестирање статистичког значаја утицаја номиналног курса динара на однос извоз/увоз

Wald Test:
Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.571448	(3, 35)	0.0698
Chi-square	7.714343	3	0.0523

Null Hypothesis: $C(11)=C(12)=C(13)=0$
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(11)	0.982942	0.565698
C(12)	0.560026	0.595521
C(13)	0.528627	0.584727

Restrictions are linear in coefficients.

ПРИЛОГ 8: Резултати економетријске анализе уз део 10.2.1. *Taylor*-ово правило без укљученог курса

Прилог 8.1: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата на основу логаритамске вредности

Dependent Variable: LNRKS
 Method: Least Squares
 Date: 05/21/18 Time: 16:16
 Sample: 2009M01 2017M12
 Included observations: 108

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.073585	0.002761	26.64904	0.0000
LNOCEKCILJ	1.259975	0.177507	7.098175	0.0000
LNGDP_GAP	-0.213873	0.138888	-1.539895	0.1266
R-squared	0.324465	Mean dependent var		0.082423
Adjusted R-squared	0.311598	S.D. dependent var		0.030264
S.E. of regression	0.025110	Akaike info criterion		-4.503736
Sum squared resid	0.066202	Schwarz criterion		-4.429232
Log likelihood	246.2017	Hannan-Quinn criter.		-4.473527
F-statistic	25.21622	Durbin-Watson stat		0.060586
Prob(F-statistic)	0.000000			

Прилог 8.2: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата на основу првих диференци

Dependent Variable: DRKS
 Method: Least Squares
 Date: 05/21/18 Time: 17:14
 Sample (adjusted): 2009M02 2017M12
 Included observations: 107 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001061	0.000340	-3.118746	0.0023
DOCEKCILJ	0.178309	0.087074	2.047785	0.0431
DGDGPAP	0.206520	0.056212	3.673942	0.0004
R-squared	0.146776	Mean dependent var		-0.001106
Adjusted R-squared	0.130367	S.D. dependent var		0.003771
S.E. of regression	0.003516	Akaike info criterion		-8.435202
Sum squared resid	0.001286	Schwarz criterion		-8.360263
Log likelihood	454.2833	Hannan-Quinn criter.		-8.404823
F-statistic	8.945281	Durbin-Watson stat		1.440481
Prob(F-statistic)	0.000260			

ПРИЛОГ 8.А: Резултати економетријске анализе уз део 10.2.2. Taylor-ово правило са укљученим курсом)

Прилог 8.А.1: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата на основу логаритамске вредности

Dependent Variable: LNRKS
 Method: Least Squares
 Date: 05/21/18 Time: 22:13
 Sample (adjusted): 2009M02 2017M12
 Included observations: 107 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.070399	0.002644	26.62227	0.0000
LNOCEKCILJ	1.531294	0.183738	8.334105	0.0000
LNGDP_GAP	-0.248753	0.132439	-1.878249	0.0632
LNRERGAP	0.235486	0.197154	1.194430	0.2351
LNRERGAP(-1)	-0.071717	0.190488	-0.376492	0.7073
R-squared	0.415099	Mean dependent var		0.081766
Adjusted R-squared	0.392162	S.D. dependent var		0.029622
S.E. of regression	0.023095	Akaike info criterion		-4.652833
Sum squared resid	0.054403	Schwarz criterion		-4.527934
Log likelihood	253.9266	Hannan-Quinn criter.		-4.602201
F-statistic	18.09716	Durbin-Watson stat		0.095553
Prob(F-statistic)	0.000000			

Прилог 8.А.2: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата на основу првих диференци

Dependent Variable: DRKS
 Method: Least Squares
 Date: 05/21/18 Time: 22:13
 Sample (adjusted): 2009M03 2017M12
 Included observations: 106 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001068	0.000347	-3.079486	0.0027
DOCEKCILJ	0.181218	0.089676	2.020808	0.0459
DGDPGAP	0.205307	0.056943	3.605503	0.0005
DREXGAP	0.027661	0.048766	0.567212	0.5718
DREXGAP(-1)	-0.030701	0.048080	-0.638543	0.5246
R-squared	0.149967	Mean dependent var		-0.001116
Adjusted R-squared	0.116302	S.D. dependent var		0.003787
S.E. of regression	0.003560	Akaike info criterion		-8.392114
Sum squared resid	0.001280	Schwarz criterion		-8.266480
Log likelihood	449.7820	Hannan-Quinn criter.		-8.341194
F-statistic	4.454729	Durbin-Watson stat		1.410486
Prob(F-statistic)	0.002342			

ПРИЛОГ 9: Резултати економетријске анализе уз део 11.2. Интервенције Народне банке Србије и курс динара

Прилог 9.1: Економетријски резултати оцењене једначине методом најмањих квадрата

Dependent Variable: EXR
 Method: Least Squares
 Date: 05/20/18 Time: 23:32
 Sample (adjusted): 2006M10 2017M12
 Included observations: 135 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000333	0.001140	0.291874	0.7708
DIRD	0.187468	0.203646	0.920558	0.3590
INT	-5.33E-05	7.22E-06	-7.374801	0.0000
R-squared	0.311635	Mean dependent var		0.002672
Adjusted R-squared	0.301205	S.D. dependent var		0.014822
S.E. of regression	0.012390	Akaike info criterion		-5.921814
Sum squared resid	0.020265	Schwarz criterion		-5.857253
Log likelihood	402.7225	Hannan-Quinn criter.		-5.895578
F-statistic	29.87930	Durbin-Watson stat		1.538651
Prob(F-statistic)	0.000000			

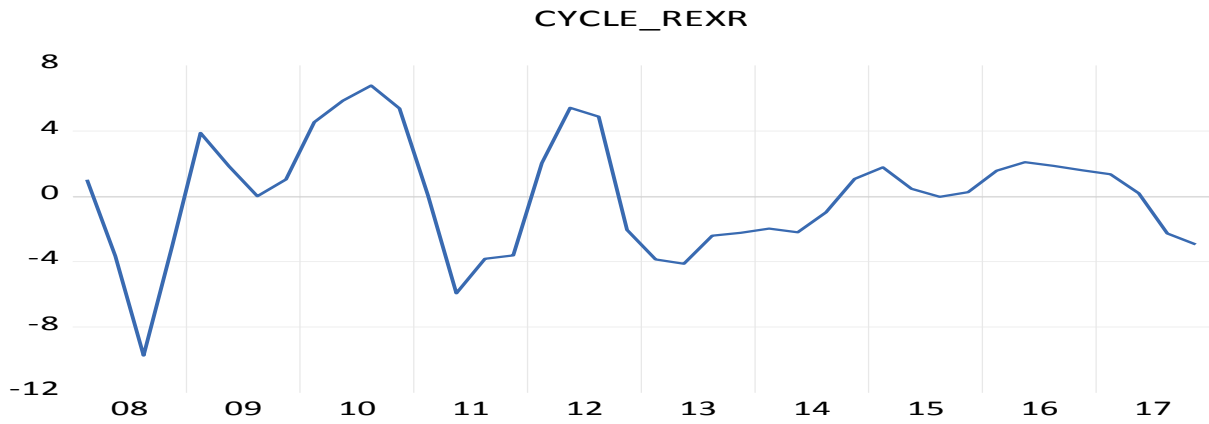
Прилог 9.2: Економетријски резултати оцењене једначине, $GARCH(1,1)$ модел

Dependent Variable: EXR
 Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)
 Date: 05/20/18 Time: 16:09
 Sample (adjusted): 2006M10 2017M12
 Included observations: 135 after adjustments
 Failure to improve likelihood (non-zero gradients) after 39 iterations
 Coefficient covariance computed using outer product of gradients
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
 $GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*DPROMET$

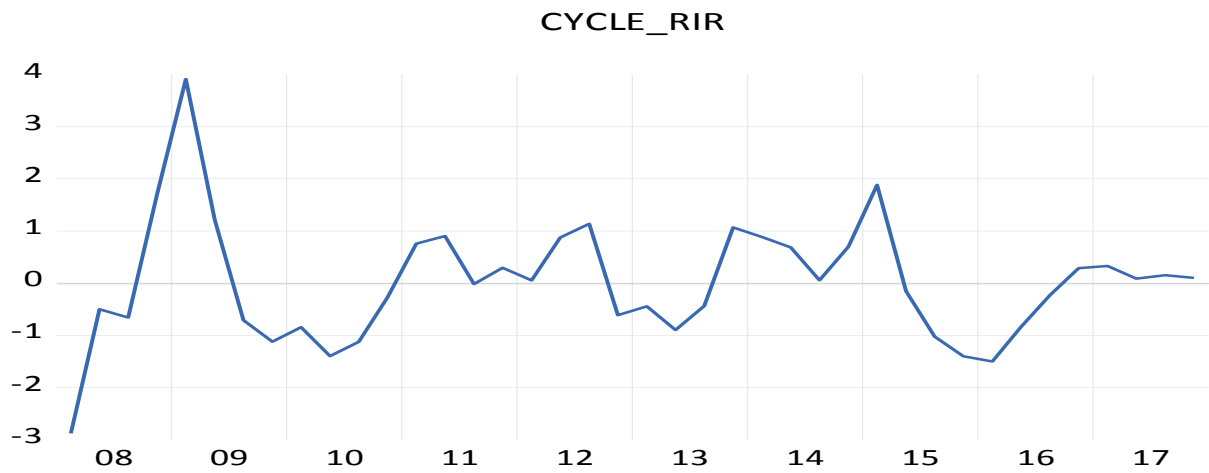
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000475	0.000811	0.585400	0.5583
DIRD	-0.099746	0.129970	-0.767458	0.4428
INT	-4.03E-05	7.35E-06	-5.480459	0.0000
Variance Equation				
C	3.46E-05	1.62E-05	2.128912	0.0333
RESID(-1)^2	0.090074	0.031390	2.869482	0.0041
GARCH(-1)	0.561790	0.166521	3.373698	0.0007
DPROMET	9.02E-05	3.09E-05	2.922376	0.0035
R-squared	0.278137	Mean dependent var		0.002672
Adjusted R-squared	0.267200	S.D. dependent var		0.014822
S.E. of regression	0.012688	Akaike info criterion		-6.260476
Sum squared resid	0.021251	Schwarz criterion		-6.109832
Log likelihood	429.5822	Hannan-Quinn criter.		-6.199259
Durbin-Watson stat	1.480663			

ПРИЛОГ 10: Графички приказ економетријских оцена уз део 12. Индекс монетарних услова

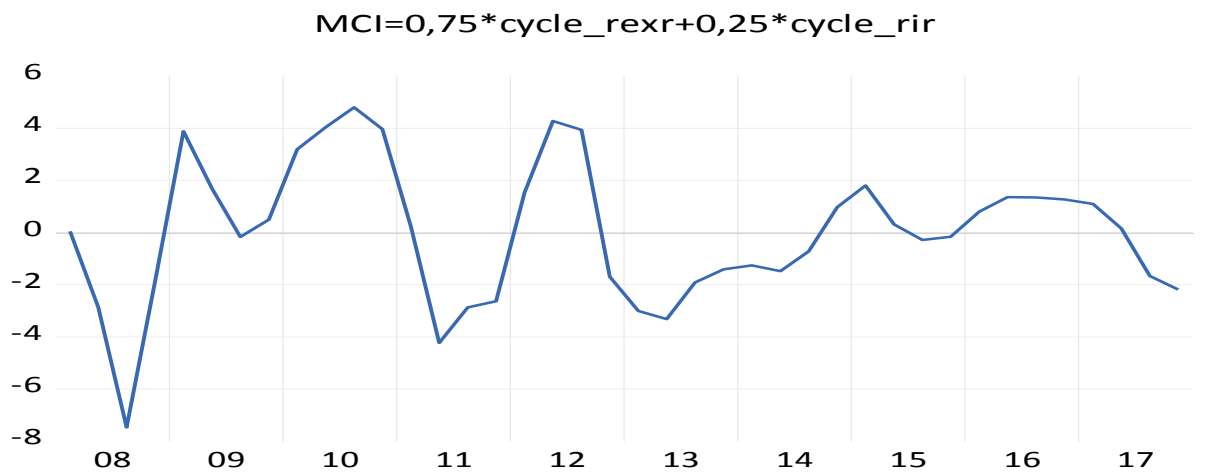
Циклично одступање реалног курса динара од дугорочног тренда



Циклично одступање реалне каматне стопе од дугорочног тренда



Конструисани индекс монетарних услова



БИОГРАФИЈА

Веселин Пјешчић, рођен 1971. године у Гацку. Дипломирао на Економском факултету у Београду 1996. године, на смеру Финансије, банкарство и осигурање. Магистрирао је на матичном факултету 2001. године, на тему “Независност централне банке и макроекономска стабилност”.

Након завршених студија ангажован на Економском институту у Београду, у Центру за финансијски консалтинг. Од марта 1997. до марта 1998. године радио у Беобанка осигурању, у Сектору за развој и истраживање. Од марта 1998. године стално запослен у Народној банци Југославије, односно Народној банци Србије, где од 2003. до 2012. године обавља функцију генералног директора Сектора за послове монетарног система и политике, а од 2012. године обавља функцију вицегувернера задуженог за монетарну политику.

Од 2000. до 2012. године стални члан редакције стручног часописа „Месечне анализе и прогнозе“ (МАП), у издању Института економских наука у Београду, а потом и часописа „Макроекономске анализе и трендови“ (МАТ), у издању Економског института у Београду. Боравио на бројним стручним усавшавањима и скуповима у земљи и иностранству. Аутор је већег броја радова објављених у земљи.



Универзитет у Нишу
Економски факултет

ИЗЈАВА О АУТОРСТВУ

Изјављујем да је докторска дисертација, под насловом **Могућности и ограничења политике девизног курса у контексту циљања инфлације**, која је одбрањена на Економском факултету Универзитета у Нишу:

- резултат сопственог истраживачког рада;
- да ову дисертацију, ни у целини, нити у деловима, нисам пријављивао на другим факултетима, нити универзитетима;
- да нисам повредио ауторска права, нити злоупотребио интелектуалну својину других лица.

Дозвољавам да се објаве моји лични подаци, који су у вези са ауторством и добијањем академског звања доктора наука, као што су име и презиме, година и место рођења и датум одбране рада, и то у каталогу Библиотеке, Дигиталном репозиторијуму Универзитета у Нишу, као и у публикацијама Универзитета у Нишу.

У Нишу, / / 2018. год.

Аутор дисертације: Веселин М. Пјешчић

Потпис аутора дисертације _____



Универзитет у Нишу
Економски факултет

**ИЗЈАВА О ИСТОВЕТНОСТИ ШТАМПАНОГ И ЕЛЕКТРОНСКОГ ОБЛИКА
ДОКТОРСКЕ ДИСЕРТАЦИЈЕ**

Име и презиме аутора: Веселин М. Пјешчић

Наслов дисертације: **Могућности и ограничења политике девизног курса у
контексту циљања инфлације**

Ментор: проф. др Борко Крстић

Изјављујем да је штампани облик моје докторске дисертације истоветан електронском облику, који сам предао за уношење у Дигитални репозиторијум Универзитета у Нишу.

У Нишу, 27/06/2018. год.

Потпис аутора дисертације _____



Универзитет у Нишу
Економски факултет

ИЗЈАВА О КОРИШЋЕЊУ

Овлашћујем Универзитетску библиотеку „Никола Тесла“ да, у Дигитални репозиторијум Универзитета у Нишу, унесе моју докторску дисертацију, под насловом: **Могућности и ограничења политике девизног курса у контексту циљања инфлације.**

Дисертацију са свим прилозима предао сам у електронском облику, погодном за трајно архивирање.

Моју докторску дисертацију, унету у Дигитални репозиторијум Универзитета у Нишу, могу користити сви који поштују одредбе садржане у одабраном типу лиценце Креативне заједнице (Creative Commons), за коју сам се одлучио.

1. Ауторство (CC BY)
2. Ауторство – некомерцијално (CC BY-NC)
3. Ауторство – некомерцијално – без прераде (CC BY-NC-ND)
4. Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима (CC BY-NC-SA)
5. Ауторство – без прераде (CC BY-ND)
6. Ауторство – делити под истим условима (CC BY-SA)

У Нишу, 27/06/2018. год.

Аутор дисертације: Веселин М. Пјешчић

Потпис аутора дисертације _____