

Прегледни рад

Примљено: 23. 7. 2015.

UDK 339.74

Ревидирана верзија: 16. 1. 2016.

Одобрено за штампу: 17. 10. 2016.

УТИЦАЈ ДЕВИЗНОГ КУРСА НА ТРГОВИНСКИ БИЛАНС ИЗМЕЂУ СРБИЈЕ И ЕВРОЗОНЕ: ЕФЕКАТ *J* КРИВЕ^а

Предраг Петровић

Институт друштвених наука, Центар за економска истраживања,
Београд, Србија
ppetrovic@idn.org.rs

Апстракт

Овај рад је посвећен истраживању ефекта *J* криве на релацији Србија–еврозона за период 2006–2014. Анализа је спроведена на основу концепта коинтеграције временских серија употребом *ARDL* метода заснованог на граничним критичним вредностима, након чега је робусност добијених налаза проверена оцењивањем *ARDL* модела на нивоу првих диференци. Добијени резултати пружају прилично снажне доказе да између Србије и еврозоне постоји ефекат *J* криве, односно да је краткорочни утицај реалног девизног курса на трговински биланс негативан, а дугорочни позитиван. Ови налази су прилично поуздани, иако нису у потпуности потврђени оцењивањем *ARDL* модела на нивоу првих диференци, будући да је тестирање спроведено употребом критичних вредности симулираних за мале узорке.

Кључне речи: ефекат *J* криве, реални девизни курс, трговински биланс, коинтеграција.

IMPACT OF THE EXCHANGE RATE TO TRADE BALANCE BETWEEN SERBIA AND EUROZONE: THE *J* CURVE EFFECT

Abstract

This paper is dedicated to the research of the effects of the *J* curve in the scope of Serbia – Eurozone trade balance in the period between 2006 and 2014. The analysis has

^а У раду су приказани резултати истраживања које је спроведено у склопу пројекта ИИИИ47010: *Друштвене трансформације у процесу европских интеграција – мултидисциплинарни приступ*, финансираног од стране Министарства просвете, науке и технолошког развоја Републике Србије, за период 2011–2015.

been conducted based on the concept of time series cointegration, using *ARDL* bounds testing approach, after which the robustness of the obtained findings was checked by estimation of the *ARDL* model at the level of first differences. The obtained results provide for quite reliable proofs that the *J* curve effects exist between Serbia and Eurozone, i.e. that short-term influence of real exchange rate to trade balance is negative, while long-term one is positive. These findings are quite reliable, although they are not completely confirmed through the estimation of the *ARDL* model at the first difference levels, since the testing has been conducted using critical values simulated for small samples.

Key words: *J* curve effect, real exchange rate, trade balance, cointegration.

УВОД И ПРИКАЗ ЛИТЕРАТУРЕ

Ниједна мера која је у функцији подстицања извоза није међу економистима и творцима економске политике привукла толику пажњу као политика девизног курса. Политика девизног курса јесте веома значајно средство које централне монетарне власти могу вешто користити како би побољшале свој трговински биланс. Наиме, девалвацијом/депрецијацијом домаће валуте извоз изражен у иностраној валути постаје јефтинији за странце, односно увоз деноминован у домаћој валути постаје скупљи за домаће увознике, што би требало да буде видљиво у повећању извоза и смањењу увоза, односно у побољшању трговинског биланса. Ипак, постоји могућност да се овај ефекат не оствари тренутно, већ да је потребно извесно време како би се трговински токови привикли на шокове реалног девизног курса.

Економисти већ дуго покушавају да разумеју под којим условима депрецијација домаће валуте утиче на побољшање трговинског биланса. Један од кључних налаза јесте да се поменути утицај и те како може разликовати у зависности од дужине временског хоризонта. Иако је дугорочни утицај у великој мери разјашњен Маршал–Лернеровом теоремом, краткорочни ефекат може бити доста компликованији. Наиме, закључени уговори о спољнотрговинским пословима захтевају одређени период да би били у потпуности реализовани, тако да је прилагођавање количина спорије од прилагођавања вредности спољнотрговинских агрегата. У случају депрецијације домаће валуте, фиксна количина увоза кошта више у домаћој валути, а фиксна количина извоза доводи до мањих прихода у иностраној валути. Другим речима, краткорочно, током реализације већ потписаних уговора, депрецијација домаће валуте може за резултат најпре имати погоршање трговинског биланса, а тек би дугорочно, након прилагођавања цена и количина, било остварено његово побољшање. Феномен када реална депрецијација бива најпре праћена погоршањем, а тек затим побољшањем трговинског биланса познат је као ефекат *J* криве.

Ефекат J криве тестиран је у великом броју студија. Њихово резимирање (Bahmani-Oskooee & Hegerty, 2010) довело је до става да анализа дезагреgirаних података по земљама и привредним секторима пружа извесне доказе о емпиријској заснованости ефекта J криве. На основу оваквог приступа закључено је да сектори који имају компаративне предности могу уживати далеко веће користи од девалвације, односно депрецијације девизног курса.

У нешто старијем раду (Bahmani-Oskooee & Ratha, 2004) такође је дат детаљан приказ одговарајућих емпиријских истраживања. Независно од тога да ли се користе агреgirани или билатерални подаци, закључено је да се краткорочни ефекат курса на трговински биланс не може описати ниједним конкретним обрасцем. Осим тога, више доказа у прилог позитивног дугорочног утицаја откривено је у случају билатералних података.

Такође, трговина САД-а са различитим спољнотрговинским партнерима била је и те како инспиративна (Bahmani-Oskooee, Harvey & Hegerty, 2014). Аутори овог истраживања тестирали су присуство посматраног ефекта у односу САД–Чиле, и то одвојено за укупну трговину и 49 привредних сектора, служећи се годишњим временским серијама за период 1980–2011. Добијени резултати показују да само у девет случајева постоје докази о присуству J криве. Осим тога, анализа дезагреgirаних података открива да величина појединих сектора не игра значајну улогу, али да је у случају производа са вишим степеном финализације (разних готових производа) позитиван дугорочни утицај девизног курса далеко присутнији.

Истраживање билатералне дезагреgirане трговине између САД-а и Сингапура (Bahmani-Oskooee & Harvey, 2014) понудило је доста налаза у прилог ефекта J криве. Наиме, посматрајући 64 привредна сектора, аутори су издвојили 48 сектора са статистички значајним краткорочним и 24 сектора за статистички значајним дугорочним утицајем девизног курса. Осим тога, ефекат J криве пронађен је у 27 сектора.

Анализа дезагреgirаних података за Кореју, који се односе на 148 привредних сектора и период 1971–2011, открила је присуство ефекта J криве у 58 сектора (Bahmani-Oskooee & Zhang, 2014). Такође, примена *ARDL* теста коинтеграције на кварталне податке за Лаос (1993–2010) доказује присуство ефекта J криве (Kyophilavong, Shahbaz & Salah Uddin, 2013).

Насупрот томе, испитивање овог ефекта између Пакистана и Саудијске Арабије (1973–2010) није успело да открије никакве доказе о његовом присуству (Suleman, Raza Cheema, Faraz Riaz, Muhammad Yousaf & Shehzadi, 2014). Такође, анализа трговине Пакистана са десет његових најзначајнијих трговинских партнера (1972–2003) потврђује значајан позитиван утицај девизног курса на трговински биланс, али не и ефекат J криве (Hameed & Kanwal, 2009).

Посматрани образац утицаја откривен је и у случају Филипина (Harvey, 2013). Наиме, употреба *ARDL* метода коинтеграције је на кварталним подацима за период 1973–2011. за резултат имала налазе који подупиру образац *J* криве у трговини Филипина са Аустралијом, Саудијском Арабијом, Тајландом и Кином.

У студији која се односи на трговину између Кине и Уједињеног Краљевства и период 1978–2010. (Bahmani-Oskooee & Zhang, 2013) уочен је статистички значајан краткорочни утицај курса у 38 сектора, статистички значајан позитиван дугорочни ефекат у 7 случајева и релација облика *J* криве у 12 сектора. Ипак, у четири највеће привредне гране (са највећим уделом у укупној билатералној трговини) није откривен никакав дугорочни утицај девизног курса.

С друге стране, можда донекле и неочекивано, анализа трговине између САД-а и Мексика (1962–2004) за 102 привредна сектора открила је статистички значајан краткорочни утицај у 59 привредних грана, статистички значајан позитиван дугорочни утицај у 24 индустрије и ефекат *J* криве само у 7 случајева (Bahmani-Oskooee & Hegerty, 2011). Мало доказа за присуство *J* криве откривено је и када је реч о трговини између Канаде и Мексика (Bahmani-Oskooee, Bolhassani & Hegerty, 2011). Од укупно анализираних 27 грана привреде (1973–2006), образац *J* криве, према некој од дефиниција, пронађен је само у 8 случајева.

Слично је и са трговином између Јапана и САД-а (Bahmani-Oskooee & Hegerty, 2009). Наиме, резултати истраживања за 117 сектора привреде (1973–2006) показали су истовремено доминантан позитиван утицај девизног курса у кратком року и позитиван дугорочни утицај у 41 привредној грани, указујући на веома брзо побољшање трговинског биланса након депрецијације јена. Ефекат *J* криве откривен је у свега 14 случајева.

Овај рад је посвећен истраживању ефекта *J* криве између Србије и еврозоне у периоду од 2006. до 2014. године. Анализа је спроведена како би се тестирала полазна хипотеза да се утицај девизног курса на трговински биланс манифестује по обрасцу *J* криве.

Рад је сачињен од четири дела. У првом делу је објашњена суштина ефекта *J* криве и дат је преглед емпиријске литературе која је посвећена овом феномену. Други део рада обухвата приказ методологије и најзначајније информације које се тичу података коришћених током истраживања. У трећем делу су приказани резултати емпиријске анализе, а у четвртном најважнији закључци.

МЕТОДОЛОГИЈА И ПОДАЦИ

Методички оквир на коме се заснива ово емпиријско истраживање почива на два уобичајена приступа. Први обухвата оцењивање

ауторегресионог модела дистрибуираних временских доцњи (*ARDL*) на нивоу серија, односно њихових стационарних трансформација (диференци) уколико се ради о некоинтегрисаним $I(1)$ процесима. Општа спецификација оваквог модела може се исказати као:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^{p1} \beta(i)y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p2} \delta(i)x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

у којој y_t , c , x_t и ε_t представљају зависну променљиву, константу, експланаторну варијаблу и случајну грешку, тим редоследом. Свакако, могуће су различите варијације модела (1), у смислу да је у модел по потреби могуће укључити линеарни временски тренд, као и већи број објашњавајућих променљивих са различитом дужином временске доцње. Примена *ARDL* модела у сврху тестирања ефекта J криве веома је једноставна. Најпре је потребно оценити модел (1) у коме је зависна променљива трговински биланс, а експланаторне варијабле реални девизни курс и домаћи/инострани реални БДП тако да модел има задовољавајућа статистичка својства. Присуство ефекта J криве било би емпиријски потврђено уколико би регресиони коефицијенти за девизни курс били значајни и негативни на краћим доцњама, односно значајни и позитивни на дужим доцњама (Bahmani-Oskooee et al., 2014, стр. 620).

Ипак, уколико примена тестова јединичног корена покаже да се ради о нестационарним процесима, први наредни корак јесте тестирање коинтеграције између посматраних временских серија. Тестирање коинтеграције спроведено је применом *ARDL* теста заснованог на граничним критичним вредностима (Pesaran, Shin & Smith, 2001). Овај метод има једну велику предност у односу на остале, чешће коришћене, конвенционалне тестове коинтеграције, а то је да се може поуздано примењивати и када се не зна са сигурношћу да ли су регресори $I(0)$ или $I(1)$ процеси. Такође, велика предност јесте и то што је за спровођење процедуре тестирања неопходно подесити једну једначину, а не полазати *VAR*, модел као приликом примене Јохансеновог теста.

Први корак у примени ове процедуре јесте оцењивање нерестриктивног модела са корекцијом ка равнотежи чији је општи облик:

$$\Delta y_t = c + \phi t + \alpha y_{t-1} + \varphi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p1} \beta(i)\Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p2} \delta(i)\Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

у коме y_t , c , t , x_t и ε_t , тим редоследом, представљају зависну променљиву, константу, линеарни временски тренд, експланаторну варијаблу и случајну грешку. Овај модел такође има различите варијације будући да се може оцењивати са детерминистичком компонентом (константа и тренд) и без ње, са једном објашњавајућом варијаблом

или са више њих, са вештачким променљивим или без њих, при чему дужина временске доцње за различите варијабле може бити иста или различита без утицаја на асимптотске карактеристике теста (Pesaran et al., 2001, стр. 299). Дакле, први корак јесте оцењивање модела (2) са линеарним временским трендом и без њега, са различитом дужином временске доцње за различите променљиве, у коме је зависна варијабла трговински биланс, а експланаторне променљиве реални девизни курс и реални БДП (домаћи и инострани). Овај модел мора да поседује добра статистичка својства, што значи некорелисану, хомоскедастичну и нормално расподељену случајну грешку, статистички значајне регресоре, стабилне регресионе коефицијенте и задовољавајућу спецификацију.¹ Да би модел могао да се конзистентно оцени применом метода ОНК, веома важан услов јесте да y_t не утиче на x_t (Pesaran et al., 2001, стр. 293, 308). Такође, ниједна варијабла не сме да има већи ред интегрисаности од један (Pesaran et al., 2001, стр. 291, 294).

Испитивање присуства коинтеграције своди се на тестирање нулте хипотезе $H_0: \alpha = \varphi = 0$ насупротив алтернативне $H_1: \alpha \neq 0, \varphi \neq 0$ помоћу Валдовог (*Wald*) F теста. Алтернативно, тестирање се може спровести и провером статистичке значајности параметра α применом t односа. Обе тест статистике, уколико је нулта хипотеза тачна, имају нестандардну асимптотску расподелу вероватноће. Тестирање се заснива на примени два сета асимптотских критичних вредности, који се односе на екстремне случајеве да су сви регресори $I(0)$, односно $I(1)$ процеси. Ова процедура тестирања позната је као тестирање засновано на граничним критичним вредностима (*bounds testing procedure*), а спроводи се тако што се израчуната вредност $F(t)$ тест статистике пореди са горњом критичном вредношћу на одабраном нивоу значајности. Уколико је израчуната вредност $F(t)$ тест статистике статистички значајна, односно већа од горње критичне вредности на одабраном нивоу значајности, одбацује се нулта и прихвата се алтернативна хипотеза, на основу чега се закључује да су серије нестационарне и коинтегрисане. Друга могућност јесте да израчуната вредност $F(t)$ тест статистике буде мања од доње критичне вредности, што имплицира прихватње нулте хипотеза уз закључак да су серије стационарне, па тиме по дефиницији не могу бити коинтегрисане. Коначно, израчуната вредност $F(t)$ тест статистике може да падне између граничних критичних вредности када није могуће извести поуздан закључак уколико се тачно не зна који је ред интегрисаности временских серија. Ако тест укаже на присуство коинтеграције,

¹ За поуздану примену теста неопходно је да случајна грешка не буде аутокорелисана (Pesaran et al., 2001, стр. 308).

коинтеграциони вектор се оцењује на основу нерестриктивног модела (2) тако што се, сходно дугорочној равнотежи, прве диференце анулирају, а затим се коинтеграциони коефицијенти нормализују дељењем са α , што значи да се нормализовани коинтеграциони вектор за варијабле c , t , x_t добија као $-(c/\alpha)$, $-(\phi/\alpha)$, $-(\varphi/\alpha)$, тим редоследом. Након оцењивања коинтеграционог вектора, на основу спецификације нерестриктивног модела са корекцијом ка равнотежи (модела 2), оцењује се регуларни (рестриктивни) модел који садржи резидуал коинтеграционе једначине, чиме се моделирају краткорочни утицаји. Уколико резултати моделирања покажу да је барем један регресиони коефицијент за прву диференцу девизног курса статистички значајан и негативан, а да је истовремено одговарајући коинтеграциони коефицијент позитиван, може се закључити да постоји ефекат J криве.

Временске серије релевантне за анализу јесу трговински биланс између Србије и еврозоне, реални билатерални девизни курс динара према евр, реални БДП Србије и реални БДП еврозоне (Табела 1).

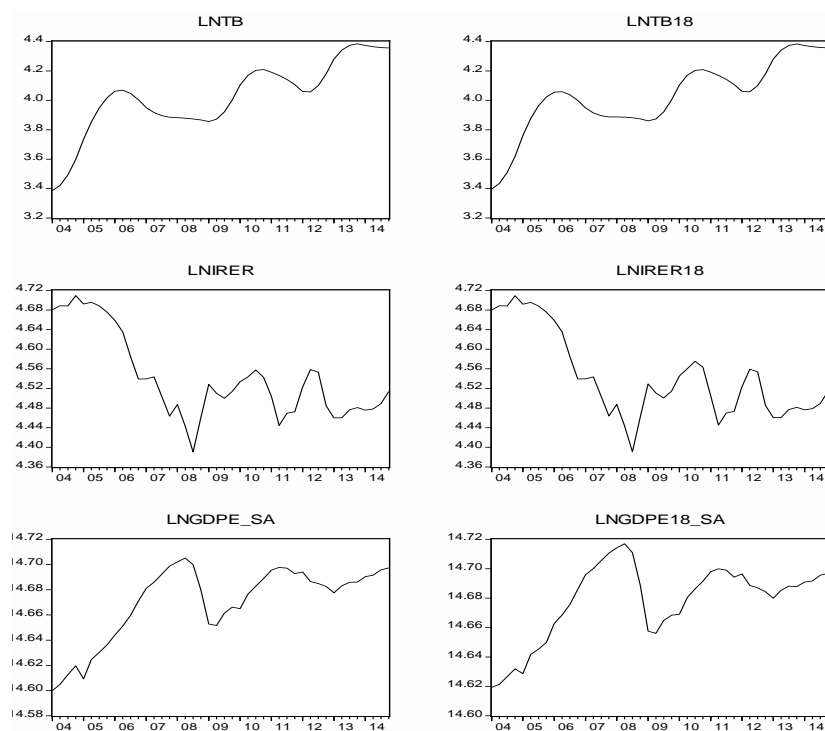
Табела 1. Временске серије које су коришћене током анализе

Серија	Ознака	Извор
Покривеност увоза извозом	<i>LNTB</i>	Прорачун аутора на основу података преузетих са http://webrzs.stat.gov.rs/WebSite/public/ReportView.aspx
Индекс реалног девизног курса	<i>LNIRER</i>	Прорачун аутора на основу података преузетих са http://webrzs.stat.gov.rs/WebSite/public/ReportView.aspx ; http://www.nbs.rs/internet/cirilica/index.html ; http://ec.europa.eu/eurostat/data/database
Реални БДП Србије	<i>LNGDPS_SA</i>	http://webrzs.stat.gov.rs/WebSite/public/ReportView.aspx
Реални БДП еврозоне	<i>LNGDPE_SA</i>	http://ec.europa.eu/eurostat/data/database

Извор: Аутор

Идеалне околности за истраживање имали бисмо да се број земаља чланица еврозоне није мењао, чиме би била обезбеђена конзистентност временских серија. Овај услов, нажалост, није задовољен, тако да је истраживање могуће спровести или за сталан број чланица, на пример 18, или за њихов променљив број онако како се евро-

зона постепено ширила. Ипак, поређење релевантних временских серија за поменуте две опције показује да се ради о готово идентичним процесима (Слика 1),² што омогућава да се истраживање сузи само на једну од наведених могућности – на променљив број чланица.



Извор: Аутор

Слика 1. Поређење временских серија за сталан и променљив број чланица еврозоне

² Вредности коефицијента корелације за покривеност увоза извозом, реални дивизи курс и реални БДП у периоду 2004q1 – 2014q4 (2006q1 – 2014q4) тим редоследом износе 0,9997; 0,998 и 0,98 (0,9998; 0,995 и 0,93).

Иако су подаци расположиви за период 2004q1–2014q4, због упоредивости модела са различитом дужином временске доцње, првих осам кварталних опсервација је жртвовано. Тиме је постигнуто то да се сви модели оцењују на основу идентичног узорка од 36 кварталних опсервација (2006q1–2014q4), тако да су статистичке перформансе модела потпуно упоредиве (Pesaran et al., 2001, стр. 308).

Све временске серије коришћене током анализе представљају логаритамске трансформације оригиналних података. Покривеност увоза извозом израчуната је на основу дезагрегираних годишњих података о извозу и увозу између Србије и еврозоне. Дезагрегирање је вршено помоћу програмског пакета *ECOTRIM*, применом *Boot*, *Feibes*, *Lisman* метода који минимизира суму квадираних првих диференци дезагрегиране временске серије. Реални билатерални девизни курс формулисан је као индекс, тако да вредност изнад сто указује на депрецијацију. Обе серије реалног БДП-а јесу десезониране уланчане мере обима са референтном 2010. годином.

ЕМПИРИЈСКИ РЕЗУЛТАТИ

Почетни корак у емпиријској анализи свакако јесте формално тестирање нестационарности временских серија, које је спроведено употребом стандардних тестова јединичног корена, односно проширеним Дики–Фулеровим тестом (*ADF*), Елиот–Ротенберг–Стоковим тестом (*DF-GLS*), Филипс–Пероновим тестом (*PP*) и Кјатовски–Филипс–Шмит–Шиновим тестом (*KPSS*). Добијени резултати (Табела 2), као и увид у корелограме временских серија, показују да се највероватније ради о $I(1)$ процесима, због чега је даљи ток истраживања смислено усмерити ка тестирању коинтеграције. Недоумицу делимично ствара чињеница да одређени тестови (*ADF* и *PP*) показују да је реални БДП Србије (*LNGDPS_SA*) стационарна серија на нивоу значајности од 5%, а нестационарна на нивоу значајности од 1%. Такође, *PP* тест указује на то да би прва диференца покривености увоза извозом могла бити $I(1)$ серија, што је одбачено имајући у виду резултате осталих тестова, као и њен корелограм. Будући да би реални БДП Србије могао бити стационарна серија, док су преостале три серије (*LNTB*, *LNIRER*, *LNGDPE_SA*) готово извесно нестационарни процеси, *ARDL* тест коинтеграције заснован на граничним критичним вредностима представља оптималан методички оквир јер се као услов за његову поуздану примену не захтева да све варијабле недвосмислено буду $I(1)$ процеси.

Експериментисање са великим бројем различитих спецификација нерестриктивног модела са корекцијом ка равнотежи, имајући у виду вредности функција информационог критеријума и статистичку значајност регресора, за резултат је имало оцењивање једначине приказане у Табели 3.

Табела 2. Резултати тестова јединичног корена

Серија	Број доцњи	Детерминистичка компонента	ADF	DF-GLS	PP	KPSS
LNTB	2	к+тренд	-3,50 (-3,52)	-2,10 (-3,19)	-2,69 (-3,52)	0,17 (0,15)
Δ LNTB	9	к	-3,52 (-2,95)	-2,55 (-1,95)	-2,24 (-2,93)	0,14 (0,46)
LNIRER	2	к	-1,91 (-2,94)	-0,99 (-1,95)	-1,78 (-2,93)	0,53 (0,46)
Δ LNIRER	1	-	-5,24 (-1,95)	-5,04 (-1,95)	-4,61 (-1,95)	0,16 (0,46)
LNGDPS_SA	4	к	-3,13 (-2,94)	-0,36 (-1,95)	-3,47 (-2,93)	0,64 (0,46)
Δ LNGDPS_SA	3	-	-2,37 (-1,95)	-2,63 (-1,95)	-5,56 (-1,95)	0,51 (0,46)
LNGDPE_SA	1	к	-2,37 (-2,93)	-0,87 (-1,95)	-2,29 (-2,93)	0,55 (0,46)
Δ LNGDPE_SA	0	-	-3,78 (-1,95)	-3,90 (-1,95)	-3,77 (-1,95)	0,19 (0,46)

Напомена: Критичне вредности на нивоу значајности од 5% дате су у заградама. Тестирање је спроведено употребом програмског пакета *EViews 5.1*. Извор: Аутор

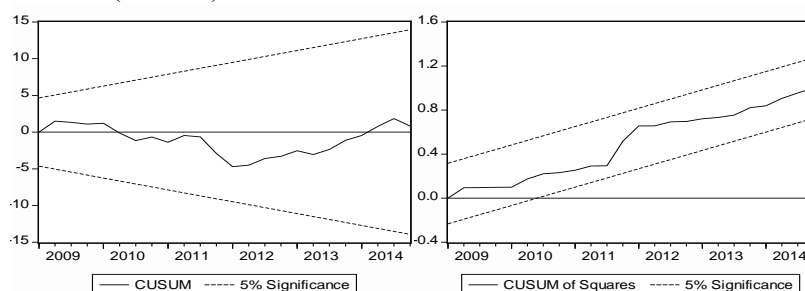
Табела 3. Резултати оцењивања нерестриктивног модела

	Оцене	t односи	Ниво значајности
C	11,73	4,75	0,0001
TREND	0,003	4,40	0,0002
LNTB ₋₁	-0,16	-3,73	0,0010
LNIRER ₋₁	0,12	1,96	0,0616
LNGDPS_SA ₋₁	0,18	0,88	0,3885
LNGDPE_SA ₋₁	-0,96	-3,68	0,0012
Δ LNTB ₋₁	1,005	10,41	0,0000
Δ LNTB ₋₂	-0,39	-2,799	0,0099
Δ LNIRER	-0,097	-1,89	0,0703
Δ LNGDPS_SA	0,47	2,64	0,0143
Δ LNGDPE_SA	-1,098	-3,29	0,0031
Δ LNGDPE_SA ₋₁	1,48	4,90	0,0001
Кор. R ²			0,97
AIC			-6,75
SBC			-6,23
JB		1,29	(0,53)
Q (9)		9,14	(0,43)
LM (9)		10,19	(0,34)
WH		15,05	(0,77)
RESET		0,19	(0,67)

Напомена: *AIC*, *SBC*, *JB*, *Q*, *LM*, *WH* и *RESET* наведеним редоследом означавају Акејкову функцију информационог критеријума, Шварцову функцију информационог критеријума, Жарк-Берв тест нормалности резидуала, Бокс-Љунгов тест аутокорељације, Годфри-Бројшов тест аутокорељације, Вајтов тест хетероскедастичности и Рамзејев тест грешке спецификације регресије. У заградама поред тест-статистика дате су њихове *p* вредности.

Оцењивање је спроведено употребом програмског пакета *EViews 5.1*. Извор: Аутор

Добијени модел има разумно добра статистичка својства. Сви регресори, изузимајући БДП Србије на нивоу серије, статистички су сигнификантни барем на нивоу значајности од 10%, случајна грешка је нормално расподељена, хомоскедастична и није аутокорељисана, вредност коригованог коефицијента детерминације јесте висока, линеарна спецификација добро описује податке, а регресиони коефицијенти су стабилни (Слика 2).



Извор: Аутор

Слика 2. Стабилност регресионих коефицијената у нерестриktivном моделу

Тестирање коинтеграције спроведено је на основу критичних вредности симулираних за мале узорке, датих према Нарајан (Narayan, 2005, стр. 1989–1990). Горње критичне вредности за величину узорка од 35 опсервација и случај да нулта хипотеза обухвата (не обухвата) коефицијент уз линеарни временски тренд, на нивоу значајности од 1%, износе 6,926 и 7,730. Будући да су добијене вредности F тест-статистике (20,39 и 24,62) веће од наведених критичних вредности, закључује се да су посматране временске серије коинтегрисане. Нормализовањем коинтеграционих коефицијената добија се следећа дугорочна равнотежна релација:

$$LNTB=73,31+0,02T+0,75LNIRER+1,13LNGDPS_SA-5,99LNGDPE_SA. \quad (3)$$

Од нарочитог значаја за ову анализу јесте вредност и посебно предзнак коинтеграционог коефицијента за реални девизни курс. Оцењена коинтеграциона једначина показује да депрецијација курса од 1% за резултат има побољшање трговинског биланса од 0,75%, што значи да девизни курс у дугом року има очекиван позитиван ефекат на трговински биланс.

С друге стране, често се сматра да домаћи и инострани БДП врше негативан, односно позитиван утицај на трговински биланс домаће земље (Bahmani-Oskooee et al., 2014, стр. 621; Bahmani-Oskooee et al., 2011, стр. 1581). То је превасходно због тога што се раст домаће привреде, посредством агрегатне тражње, лако може огледати у повећању увоза, док се раст економске активности у иностранству, аналогно, може

одсликати у ширењу извоза. Ипак, утицај ових варијабли није тако једноставан и потпуно предвидив, и то из најмање два разлога. Први се тиче чињенице да раст БДП-а није увек инспирисан повећањем тражње. Наиме, уколико фактори који фигуришу на страни понуде, попут раста продуктивности и смањења јединичних утрошака производних фактора, доведу до повећања економичности, смањења јединичних трошкова, раста ценовне конкурентности, и, на крају, укупне привредне активности, онда је сасвим смислено очекивати да повећање домаћег дохотка интензивније утиче не само на раст извоза него и на повећање увоза, што за последицу има побољшање трговинског биланса. Други разлог се односи на то да се раст БДП-а може остварити у привредним секторима који имају велико учешће у укупном увозу, због чега долази до уводне супституције и последичног побољшања трговинског биланса. Оцењени коинтеграциони коефицијенти недвосмислено показују да је економски раст и у Србији и у еврозони доминантно мотивисан факторима на страни понуде. Наиме, повећање БДП-а Србије (евроzone) од 1% доводи до раста (пада) покривености увоза извозом од 1,13% (5,99%).

Табела 4. Резултати оцењивања рестриктивног модела

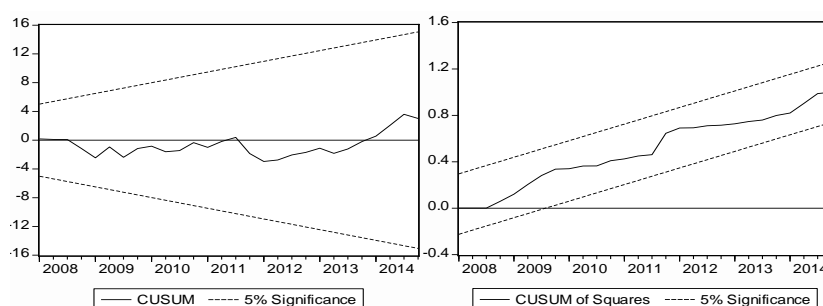
	Оцене	<i>t</i> односи	Ниво значајности
C	-0,07	-9,99	0,0000
ECT ₁	-0,16	-10,56	0,0000
ΔLNTB ₁	1,01	14,77	0,0000
ΔLNTB ₂	-0,40	-6,52	0,0000
ΔLNIRER	-0,09	-2,19	0,0373
ΔLNGDPS_SA	0,44	4,03	0,0004
ΔLNGDPE_SA	-1,12	-5,14	0,0000
ΔLNGDPE_SA ₁	1,49	6,11	0,0000
Кор. R ²		0,97	
AIC		-6,92	
SBC		-6,57	
JB		0,79 (0,67)	
Q (9)		8,47 (0,49)	
LM (9)		7,45 (0,59)	
WH		14,53 (0,41)	
RESET		0,13 (0,72)	

Напомена: AIC, SBC, JB, Q, LM, WH и RESET, тим редоследом, означавају Акејкову функцију информационог критеријума, Шварцову функцију информационог критеријума, Жарк-Беров тест нормалности резидуала, Бокс-Љунгов тест аутокорељације, Годфри-Бројшов тест аутокорељације, Вајтов тест хетероскедастичности и Рамзејев тест грешке спецификације регресије. У заградама поред тест-статистика дате су њихове *p* вредности. Резидуал коинтеграционе једначине означен је са ECT. Оцењивање је спроведено употребом програмског пакета EViews 5.1. Извор: Аутор

Чињеница да су посматране временске серије коинтегрисане пружа могућност да се на основу спецификације нерестриктивног модела формулише регуларни (рестриктивни) модел са корекцијом

ка равнотежи како би се оценио краткорочни утицај реалног девизног курса. Основне статистичке особине рестриктивног модела приказане су у Табели 4.

Дијагностички тестови показују добре статистичке особине. Случајна грешка је нормално расподељена, хомоскедастична и није аутокорелисана. Такође, сви регресори су статистички значајни (изузев курса на нивоу значајности од 1%), линеарна спецификација је одговарајућа, вредност коригованог коефицијента детерминације је веома висока, а регресиони коефицијенти су стабилни (Слика 3).



Извор: Аутор

Слика 3. Стабилност регресионих коефицијената у рестриктивном моделу

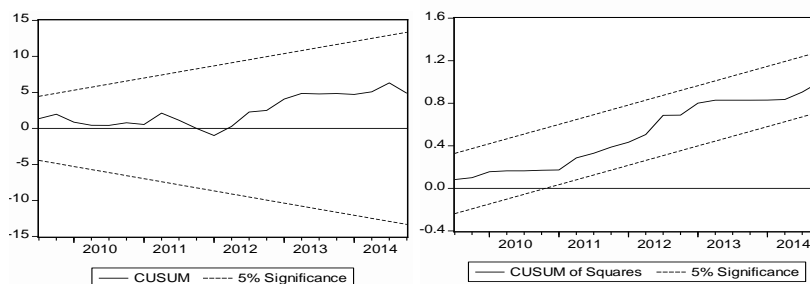
Коефицијент за резидуал коинтеграционе једначине је очекивано негативан и убедљиво статистички значајан. Његова вредност показује да се, у *ceteris paribus* условима, 16% одступања од дугорочне равнотеже коригује у сваком наредном временском периоду. Овакав налаз, сходно Грејнцеровој теорему репрезентације, потврђује претходни закључак да су релевантне серије коинтегрисане. Регресиони коефицијент за реални девизни курс указује на негативан краткорочни утицај ове варијабле.

Иако је тестирање показало присуство коинтеграције, што је потврђено и оцењивањем рестриктивног модела са прилично добрим статистичким карактеристикама, ради провере робусности досадашњих налаза анализа је настављена оцењивањем *ARDL* модела на нивоу првих диференци, што би иначе био једини могући приступ да временске серије нису коинтегрисане. Испробавање великог броја модела са различитом дужином временске доцње за резултат је имало оцењивање једначине приказане у Табели 5.

Табела 5. Резултати оцењивања ARDL модела првих диференци

	Оцене	<i>t</i> односи	Ниво значајности
C	0,007	4,14	0,0004
Δ LNTB ₋₁	1,39	13,13	0,0000
Δ LNTB ₋₂	-0,81	-6,38	0,0000
Δ LNTB ₋₄	-0,27	-2,39	0,0257
Δ LNTB ₋₅	0,66	4,60	0,0001
Δ LNTB ₋₆	-0,38	-4,61	0,0001
Δ LNIRER	0,12	2,44	0,0232
Δ LNIRER ₋₁	0,19	4,34	0,0003
Δ LNIRER ₋₂	0,12	2,64	0,0151
Δ LNIRER ₋₃	0,21	3,97	0,0006
Δ LNIRER ₋₅	0,17	3,14	0,0048
Δ LNKDPS_SA	0,59	4,93	0,0001
Δ LNKDPS_SA ₋₂	0,56	3,84	0,0009
Δ LNKDPE_SA ₋₃	-1,12	-5,41	0,0000
Кор. R ²		0,97	
AIC		-6,88	
SBC		-6,26	
JB		0,66 (0,72)	
Q (9)		4,72 (0,86)	
LM (9)		5,78 (0,76)	
WH		29,27 (0,30)	
RESET		0,53 (0,47)	

Напомена: AIC, SBC, JB, Q, LM, WH и RESET наведеним редоследом означавају Акејкову функцију информационог критеријума, Шварцову функцију информационог критеријума, Жарк–Беров тест нормалности резидуала, Бокс–Љунгов тест аутокорељације, Годфри–Бројшов тест аутокорељације, Вајтов тест хетероскедастичности и Рамзејев тест грешке спецификације регресије. У заградама поред тест-статистика дате су њихове *p* вредности. Оцењивање је спроведено употребом програмског пакета EViews 5.1. Извор: Аутор



Извор: Аутор

Слика 4. Стабилност регресионих коефицијената у ARDL моделу првих диференци

Модел има добре особине према свим дијагностичким тестовима, што значи нормално расподељену и хомоскедастичну случајну грешку која није аутокорељисана, добру спецификацију, статистички

значајне регресоре, високу вредност коефицијента детерминације и стабилне регресионе коефицијенте (Слика 4).

Сви регресиони коефицијенти који се односе на девизни курс позитивни су и статистички значајни, што је у извесној мери у супротности са налазима коинтеграционе анализе. Према оба приступа, дугорочни утицај девизног курса на трговински биланс је позитиван, док је краткорочни ефекат негативан једино у случају коинтеграционе анализе. Имајући у виду да је концепт коинтеграције основни приступ у анализи нестационарних временских серија, а да се моделирању њихових стационарних трансформација (диференци) приступа тек када серије нису коинтегрисане, закључујемо да између Србије и еврозоне постоје снажни аргументи који иду у прилог ефекта J криве.

ЗАКЉУЧАК

Резултати емпиријског истраживања пружају прилично снажне доказе за прихватање полазне хипотезе да се утицај девизног курса на трговински биланс између Србије и еврозоне манифестује по обрасцу J криве. Наиме, тестирање коинтеграције, оцењивање коинтеграционог вектора и последично формулисање рестриктивног модела са корекцијом ка равнотежи указују на чињеницу да је утицај реалног девизног курса на трговински биланс негативан у кратком, а позитиван у дугом року. Ови налази су прилично поуздани, иако нису у потпуности потврђени оцењивањем $ARDL$ модела на нивоу првих диференци, будући да је тестирање спроведено употребом критичних вредности симулираних за мале узорке.

Основни допринос ове анализе садржан је у чињеници да је она једина, аутору позната, студија ефекта J криве за Србију и еврозону. Нема сумње да би даља истраживања требало усредсредити на тестирање посматраног феномена на нивоу дезагрегираних трговинских података, што би омогућило да се његово присуство доведе у везу са величином привредних сектора и степеном финализације производа.

Најважнија препорука која би се могла упутити монетарним властима била би да је позитиван ефекат девизног курса на трговински биланс готово изванредан, али да се он остварује са одређеним временским кашњењем, током кога је утицај негативан. Дакле, Народна банка Србије би требало да приликом повремених интервенција на међубанкарском девизном тржишту, анализирајући утицај политике курса на читав макроекономски систем, има у виду и образац посредством кога се промене курса одражавају на спољнотрговинске токове.

ЛИТЕРАТУРА

- Bahmani-Oskooee, M., & Harvey, H. (2014). U.S.-Singapore commodity trade and the J-Curve. *Asian Economic and Financial Review*, 4(10), 1473–1484.
- Bahmani-Oskooee, M., & Hegerty, S.W. (2009). The Japanese–U.S. trade balance and the yen: Evidence from industry data. *Japan and the World Economy*, 21, 161–171. doi:10.1016/j.japwor.2008.02.001
- Bahmani-Oskooee, M., & Hegerty, S.W. (2010). The J-and S-Curves: A survey of the recent literature. *Journal of Economic Studies*, 37(6), 580–596. doi 10.1108/01443581011086639
- Bahmani-Oskooee, M., & Hegerty, S.W. (2011). The J-Curve and NAFTA: Evidence from commodity trade between the US and Mexico. *Applied Economics*, 43, 1579–1593. doi 10.1080/00036840802360328
- Bahmani-Oskooee, M., & Ratha, A. (2004). The J-Curve: A literature review. *Applied Economics*, 36, 1377–1398. doi 10.1080/0003684042000201794
- Bahmani-Oskooee, M., & Zhang, R. (2013). The J-Curve: Evidence from commodity trade between UK and China. *Applied Economics*, 45(31), 4369–4378. doi 10.1080/00036846.2013.783680
- Bahmani-Oskooee, M., & Zhang, R. (2014). Is there J-Curve effect in the commodity trade between Korea and rest of the world?. *Economic Change and Restructuring*, 47, 227–250.
- Bahmani-Oskooee, M., Bolhassani, M., & Hegerty, S.W. (2011). Industry trade between Canada and Mexico: Will a weakening peso help Mexican manufacturing in the long run?. *North American Journal of Economics and Finance*, 22, 89–101. doi:10.1016/j.najef.2010.09.002
- Bahmani-Oskooee, M., Harvey, H., & Hegerty, S.W. (2014). Industry trade and exchange-rate fluctuations: Evidence from the U.S. and Chile. *International Review of Economics and Finance*, 29, 619–626. doi 10.1016/j.iref.2013.10.001
- Hameed, A., & Kanwal, S. (2009). Existence of a J-Curve-the case of Pakistan. *Journal of Economic Cooperation and Development*, 30(2), 75–98.
- Harvey, H. (2013). Exchange rate sensitivity in the Philippines: Does the J-Curve exist?. *Asian Journal of Business and Management Sciences*, 2(10), 51–61.
- Kyophilavong, P., Shahbaz, M., & Salah Uddin, G. (2013). Does J-Curve phenomenon exist in case of Laos? An ARDL Approach. *MPRA Paper No. 48084*. <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/48084>.
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37, 1979–1990. doi: 10.1080/00036840500278103
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. doi:10.1002/jae.616
- Suleman, S., Raza Cheema, A., Faraz Riaz, M., Muhammd Yousaf, M., & Shehzadi, A. (2014). Time series investigation of J-Curve of Pakistan with Saudi Arabia. *Journal of Finance and Economics*. 2(6), 210–214. doi:10.12691/jfe-2-6-2

IMPACT OF THE EXCHANGE RATE TO TRADE BALANCE BETWEEN SERBIA AND EUROZONE: THE J CURVE EFFECT

Predrag Petrović

Institute of Social Sciences, Center for Economic Research, Belgrade, Serbia

Summary

None of the measures intended to incite export have attracted such attention among the economists and economic policy makers as the exchange rate policy. The exchange rate policy is indeed an important tool that can be effectively used by central monetary authorities in order to improve their trade balance. Namely, devaluation/depreciation of domestic currency makes the export expressed in a foreign currency become cheaper for foreigners, i.e. the import expressed in domestic currency become more expensive for domestic importers, which should be effectuated in an increase of export and decrease of import, i.e. in the improvement of trade balance. Yet, there is a possibility that this effect is not instantly realised, but that it requires certain time to accommodate trade flows to the shocks of real exchange rate. The contracts concluded on foreign trade business require certain period of time to be fully implemented, so that the adjustment of quantities is slower than the adjustment of values of foreign trade aggregates. In the event of depreciation of domestic currency, fixed import quantity costs more in domestic currency, while fixed export quantity results in smaller revenue in foreign currency. In other words, during the implementation of the already concluded contracts, depreciation of domestic currency can in short run result firstly in deterioration of trade balance, with the improvement only in the long run, after the prices and quantities have been accommodated. The phenomenon when real depreciation is firstly followed by deterioration, then by the improvement in terms of trade balance is known as the J curve effect.

This paper is dedicated to the research of the mentioned effect between Serbia and Eurozone in the period between 2006 and 2014. The analysis has been conducted based on the concept of time series cointegration, using the ARDL bounds testing approach, after which the robustness of the obtained findings was checked by the estimation of the ARDL model at the level of first differences. The obtained results provide for quite reliable proofs that J curve effects exist between Serbia and Eurozone. The estimated cointegration equation and appropriate restricted error correction model demonstrate that the short-run influence of real exchange rate to trade balance is negative, while the long-run one is positive. These findings are quite reliable, although they are not completely confirmed through the estimation of the ARDL model at the first difference levels, since the testing has been conducted using critical values simulated for small samples.

The main contribution of this analysis is reflected in the fact that it is the only study known to the author of the J curve effect that pertains to the relation Serbia – Eurozone. Therefore, the National Bank of Serbia should bear in mind in occasional interventions at the interbank foreign exchange market, analysing the influence of the exchange rate policy to the overall macroeconomic system, also a pattern by the means of which changes in the exchange rate would be transmitted to foreign trade flows.