



Kointegrácia exportov a importov tovarov a ich vplyv na makroekonomickú výkonnosť

Jozefína Semančíková¹

Ekonomická fakulta Technickej univerzity v Košiciach

V minulých desaťročiach sa zosilňujú tlaky na udržateľnosť vonkajšej rovnováhy, keďže v mnohých svetových ekonomikách pozorujeme prítomnosť a prehlbovanie sa značných nerovnováh bežného účtu a obchodnej bilancie. Práve táto skutočnosť nás motivuje k dôkladnému skúmaniu determinantov obchodnej bilancie ako aproximácie bežného účtu, ktoré môže do značnej miery ovplyvniť vonkajšiu rovnováhu jednotlivých národných ekonomík. Primárnym cieľom je analýza kointegračného, a teda dlhodobého vzťahu medzi exportom a importom, ktorá predstavuje predpoklad krajín k udržateľnej vonkajšej rovnováhe, pričom výsledky potvrdzujú kointegračný vzťah medzi týmito premennými. Následne sú odhadnuté determinanty exportu a importu vybraných európskych krajín, a teda výsledky poukazujú na významný vplyv exportu na import a vice versa. Politiky, ktoré by mohli znížiť vzájomnú závislosť medzi exportom a importom, zahŕňajú diverzifikáciu obchodu aj mimo krajín EÚ, diverzifikáciu produkcie do iných odvetví alebo zníženie energetickej a kapitálovej náročnosti produkcie.

¹ Článok je zhrnutím časti dizertačnej práce s rovnakým názvom, za ktorú autorka získala tretiu cenu v súťaži o cenu guvernéra NBS pre študentov univerzít za výnimočnú dizertačnú, prípadne diplomovú prácu v oblasti menovej ekonomie, makroekonomie alebo finančnej ekonomie.

Úvod

Súčasná svetová ekonomika je charakteristická rastúcou globalizáciou, integráciou krajín do rôznych medzinárodných štruktúr, globálnymi hodnotovými reťazcami či dobiehaním rozvinutých ekonomík rozvojovými. Zároveň rastie liberalizácia pohybu tovarov, služieb a kapitálu a pozorujeme, že rast svetového obchodu výrazne prevyšuje rast svetového HDP. V tejto súvislosti zložky medzinárodného obchodu, a to export a import, hrajú podstatne rastúcu úlohu v súčasnom globálnom svete. Keďže v posledných desaťročiach pozorujeme prehlbovanie vonkajších nerovnováh, hlavne vo vyspelých ekonomikách, našu pozornosť sme upriamili na krajiny Európskej únie reprezentujúcej najdokonalejší stupeň integrácie vo svetovej ekonomike. Práve v tomto zoskupení, kde udržateľnosť vonkajších nerovnováh predstavuje jeden z najdôležitejších hospodárskych cieľov, je dôležitý predpoklad kointegračného, a teda dlhodobého vzťahu medzi exportom a importom, čo zodpovedá udržateľnosti obchodnej bilancie, a ich signifikantné determinanty. Zahraničnoobchodné politiky môžu následne pomocou determinácie zložiek obchodnej bilancie účinnejšie využiť svoje zdroje a prostriedky na dosahovanie hospodárskych cieľov a pomôcť tak k napredovaniu EÚ vo svetovej ekonomike.

METODIKA PRÁCE

Analýzu sme vykonali na panelových údajoch 21 členských krajín EÚ, a to Rakúska, Belgicka, Cypru, Českej republiky, Dánska, Estónska, Fínska, Francúzska, Nemecka, Grécka, Maďarska, Talianska, Litvy, Lotyšska, Holandska, Portugalska, Slovenskej republiky, Slovinska, Španielska, Švédska a Spojeného kráľovstva za obdobie 1. štvrtroka 1995 až

3. štvrtroka 2016. Závislými premennými boli import a export tovarov a HDP ako ukazovateľ makroekonomickej výkonnosti. Údaje sme čerпали z databázy Eurostatu v mene euro. Následne sme údaje deflovovali, sezónne očistili a transformovali na logaritmus na zníženie miery variability vzorky údajov.

V dôsledku aplikácie Chowovho, Hausmanovho testu a i. sme v rámci kointegračnej analýzy vychádzali zo základného regresného modelu panelových údajov na základe porovnania modelov Baltagi (2005) a Greene (2003), ktorý sme prispôbili v závislosti od závislej premennej za predpokladu heterogenity koeficientov medzi prierezovými jednotkami v paneli:

Model 1 – M1

$$lx_{it} = \alpha_i + \beta_1 lm_{it1} + \beta_2 lgdp_{it2} + u_{it} \quad (1)$$

Model 2 – M2

$$lm_{it} = \alpha_i + \beta_1 lx_{it1} + \beta_2 lgdp_{it2} + u_{it} \quad (2)$$

Model 3 – M3

$$lgdp_{it} = \alpha_i + \beta_1 lx_{it1} + \beta_2 lm_{it2} + u_{it} \quad (3)$$

kde $i = 1, \dots, N$ je prierezový rozmer; $t = 1, \dots, T$ je časový rozmer; lx , lm , a $lgdp$ sú logaritmy exportu, importu a HDP a sú závislé, resp. nezávislé premenne vzhľadom na to, v akom modeli vystupujú; α_i predstavujú fixné efekty a u_{it} sú chyby odhadu.

Po vykonaní IPS a CIPS testov jednotkového koreňa a testov závislosti medzi prierezovými jednotkami sme pristúpili k testovaniu panelovej kointegrácie na skúmanie potvrdenia existencie kointegračného vzťahu medzi premennými. Testovanie sme vykonali pomocou Pedroniho panelového kointegračného testu (Pedroni, 2004) a zároveň sme dodatočne prezentovali aj výsledky



Westerlundovho panelového kointegračného testu (Westerlund, 2007) s trendom a driftom. Následne sme pristúpili k odhadu kointegračných smerníc vo všetkých troch modeloch s presnejšou determináciou ich koeficientov. Odhady dlhodobých koeficientov sme uskutočnili primárne na základe DOLS estimačnej metódy podobne ako Hossfeld (2010). V snahe potvrdenia robustnosti našich výsledkov voči aplikácii inej estimačnej techniky sme dodatočne prezentovali výsledky získané pomocou FMOLS estimačnej metódy.

Následne, po potvrdení predpokladu dlhobohovej rovnováhy v integračnom zoskupení, sme na účely skúmania nerovnováhy obchodnej bilancie ako aproximácie bežného účtu zamerali našu pozornosť na komponenty obchodnej bilancie, na export a import. Keďže podľa Európskej komisie (2009) obchodná bilancia vysvetľuje väčšinu fluktuácií a medzištátnych rozdielov v bežnom účte, domnievame sa, že obchodná bilancia je zároveň aj vhodnou aproximáciou bilancie bežného účtu analyzovaných krajín za sledované obdobie. Skúmanie sme uskutočnili na základe definovania exportných a importných funkcií, pomocou ktorých sme odhadovali jednotlivé determinanty exportu a importu v snahe bližšie pochopiť, ktoré premenné vplyvajú na vývoj exportu a importu, a tak na vývoj obchodnej bilancie. Analýzu sme vykonali pre rovnakú vzorku krajín pre obdobie 4Q 1995 – 2Q 2016 pre agregátne funkcie a obdobie 1Q 1999 – 2Q 2016 pre dezagregované funkcie. Ako závislé premenné vystupovali export a import tovarov ako zložky obchodnej bilancie. Premenné boli vis-à-vis zvyšku sveta a v reálnych podmienkach. Údaje sme čerpali z databázy Eurostatu a IMF Direction of Trade Statistics. Z analýzy sme z pozorovaní vylúčili krízový rok 2009, ktorý značne skresľoval výsledky estimátorov, a preto sme rozdelili obdobie na predkrízové 4Q 1995 – 4Q 2008 a pokrízové 1Q 2010 – 2Q 2016. V rámci analýzy agregátnych a dezagregovaných funkcií exportu a importu sme vychádzali z odvodenia Autoregressive Distributed Lag (ARDL) dynamického modelu p, q_1, \dots, q_k v nasledujúcej podobe:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^p \delta'_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

kde $1, \dots, N$ je počet prierezových jednotiek; $t = 1, \dots, T$ je počet pozorovaní; X_{it} je $k \times 1$ vektor vysvetľujúcich premenných; δ_{ij} je $k \times 1$ vektor koeficientov; λ_{ij} sú skaláre a μ_i je individuálny efekt. Následne agregátne exportné a importné funkcie vyzerali takto:

$$\begin{aligned} lx_{it} = & \lambda_i lx_{i,t-1} + \delta_{10i} lreer_{it} + \delta_{11i} lreer_{i,t-1} \\ & + \delta_{20i} lfd_{it} + \delta_{21i} lfd_{i,t-1} + \delta_{30i} lm_{it} \\ & + \delta_{31i} lm_{i,t-1} + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} lm_{it} = & \lambda_i lm_{i,t-1} + \delta_{10i} lreer_{it} + \delta_{11i} lreer_{i,t-1} \\ & + \delta_{20i} ldd_{it} + \delta_{21i} ldd_{i,t-1} + \delta_{30i} lx_{it} \\ & + \delta_{31i} lx_{i,t-1} + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

kde lx je logaritmus exportu vyjadrený proti cenovej konkurencieschopnosti ako premennej $lreer$, zahraničnému dopytu ako premennej lfd a importu ako lm . lm sme ako determinujúcu premennú exportu zahrnuli do rovnice (5) z dôvodu, že v dnešnej dobe globalizácie a globálnych hodnotových reťazcov sú do krajín importované aj medziprodukty, ktorým krajiny pridávajú určitú domácu pridanú hodnotu, a tie sú ďalej vyvážené ako súčasť exportu danej krajiny. Podobne lm v rovnici (6) vyjadruje logaritmus importu proti cenovej konkurencieschopnosti ako premennej $lreer$, domácomu dopytu ako premennej lfd a premennej exportu ako lx . Na meranie cenovej konkurencieschopnosti sme využili dva ukazovatele reálneho efektívneho výmenného kurzu (REER) meraného voči skupine 37 obchodných partnerov deflovaného indexom spotrebiteľských cien (CPI) a jednotkovými nákladmi práce pre celú ekonomiku (ULCT), podobne ako v štúdiách Comunale a Hessel (2014) a Darvas (2012).

Platí, že ak sú premenné integrované rádu $I(1)$ a kointegrované, potom je error term proces $I(0)$ pre všetky i . Základným znakom kointegrovaných premenných je ich odpoveď na akúkoľvek odchýlku z dlhobohovej rovnováhy, čo naznačuje ECM model. V tomto modeli je krátkodobá dynamika premenných v systéme ovplyvnená odchýlkou z rovnováhy. Z toho dôvodu je bežnou praxou reparametrizácia rovnice (4) do EC rovnice:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} = & \phi_i (y_{i,t-j} - \theta_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

kde parameter ϕ_i predstavuje error-correcting rýchlosť člena prispôsobenia. Ak platí, že $\phi_i = 0$, dlhodobý vzťah nie je prítomný. Tento parameter by mal byť významne negatívny pri základnom predpoklade, že premenné vykazujú návrat k dlhobohovej rovnováhe. Významný je práve vektor θ_i , ktorý obsahuje dlhodobé vzťahy medzi premennými.

Naša analýza bola orientovaná na odhad determinantov majúcich vplyv na dopyt po exporte a importe. Následne, po vykonaní reparametrizácie nášho ARDL dynamického panelového modelu do podoby ECM, exportná a importná funkcia mala nasledujúci tvar:

$$\begin{aligned} \Delta lx_{it} = & \phi_i (lx_{i,t-1} - \theta_{01} - \theta_{1i} lreer_{it} \\ & - \theta_{2i} lfd_{it} - \theta_{3i} lm_{it}) + \delta_{11i}^* \Delta lreer_{it} \\ & + \delta_{21i}^* \Delta lfd_{it} + \delta_{31i}^* \Delta lm_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \Delta lm_{it} = & \phi_i (lm_{i,t-1} - \theta_{01} - \theta_{1i} lreer_{it} \\ & - \theta_{2i} ldd_{it} - \theta_{3i} lx_{it}) + \delta_{11i}^* \Delta lreer_{it} \\ & + \delta_{21i}^* \Delta ldd_{it} + \delta_{31i}^* \Delta lx_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

Pre odhad ARDL dynamického panelového modelu sme využívali MG a PMG estimačné metódy.



Vhodnosť určitej estimačnej metódy sme získali na základe Hausmanovho testu.

Následne sme sa zamerali prevažne na krajiny, pri ktorých sme potvrdili kointegračný vzťah medzi exportom a importom a tento vzťah bol významný, keďže vysoká závislosť medzi exportom a importom môže prispieť k zhoršeniu vývoja obchodnej bilancie, ako aj bežného účtu, a predstavovať potenciálne riziko ohrozenia udržateľnosti vonkajšej rovnováhy. Na determináciu kointegračného vzťahu sme využili kointegračnú regresnú podobu ARDL modelu od autorov Pesaran a Shin (1999), ktorú sme získali transformáciou klasickú rovnicu ARDL do diferencií a substitúvaním dlhodobých koeficientov. Následne, Pesaran, Shin a Smith (2001) prezentovali metódu determinácie dlhodobého vzťahu medzi vysvetľovanou premennou a jej regresormi. Bounds test transformuje klasickú ARDL rovnicu do danej podoby:

$$\Delta y_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{i,t-j} \beta_{ji}^* - \rho y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t-1} \delta_j + \epsilon_t \quad (10)$$

VÝSLEDKY

V rámci analýzy sme najprv pristúpili k testovaniu kointegračných vzťahov exportu, importu a HDP prostredníctvom štyroch hypotéz medzinárodného obchodu a rastu v panelových údajoch 21 členských krajín EÚ na skúmanie predpokladu dlhodobej rovnováhy. Analýza bola založená na odhade troch OWEC modelov skúmajúcich platnosť hypotéz medzinárodného obchodu. Práve pri existencii kointegračného vzťahu je napriek krátkodobým fluktuáciám predpoklad na dosahovanie vyrovnanej obchodnej bilancie analyzovaných krajín v dlhom období, a teda aj dlhodobej rovnováhy bežného účtu. V analýze sme vykonali dva panelové kointegračné testy, a to Pedroniho a Westerlundov test, v ktorých sme pozorovali rozdielne výsledky v závislosti od zahrnutia konštanty a driftu do modelu. Následne sme prezentovali výsledky kointegračných smerníc pre stanovené tri modely pomocou Group-mean FMOLS a DOLS estimátorov, na základe ktorých zobrazujeme grafické znázornenie výsledkov panelových kointegračných vzťahov a ich smeru. Empirické zistenia z panelovej kointegračnej analýzy naznačujú, že analyzované premenné predstavujú dôležité faktory determinujúce dlhodobé správanie premenných s jediným rozdielom, že export nie je významným koeficientom pri determinovaní dlhodobého správania HDP. Naše výsledky potvr-

Tabuľka 1 Výsledky odhadu agregátnej exportnej funkcie v predkrízovom období

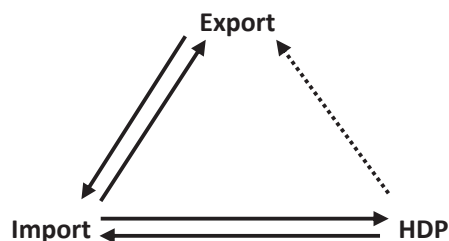
Premenná	PMG		MG	
	Odhadované dlhodobé elasticity			
Ireer_CPI	-0,328*** (0,000)		-0,107 (0,560)	
Ireer_ULCT		-0,298*** (0,000)		-0,154 (0,230)
Ild	0,372*** (0,000)	0,502*** (0,000)	0,475* (0,070)	0,389** (0,046)
Im	0,710*** (0,000)	0,785*** (0,000)	0,805*** (0,000)	0,827*** (0,000)
	Odhadované krátkodobé elasticity			
ECT	-0,166*** (0,000)	-0,171*** (0,000)	-0,415*** (0,000)	-0,431*** (0,000)
Ireer_CPI D1.	0,149*** (0,001)		0,140 (0,722)	
Ireer_ULCT D1.		0,056 (0,341)		0,027 (0,718)
Ild D1.	-0,345*** (0,003)	-0,375*** (0,001)	-0,351* (0,060)	-0,389** (0,016)
Im D1.	0,656*** (0,000)	0,636*** (0,000)	0,452*** (0,000)	0,421*** (0,000)
Konštant	0,207*** (0,000)	-0,107*** (0,000)	-0,203* (0,060)	0,231 (0,737)

Zdroj: Vlastné spracovanie autorky.

Poznámka: P-hodnoty sú uvedené v zátvorkách. Na výpočet sme použili počet oneskorení 1. ECT je odhad rýchlosti prispôsobenia. Premenné s indexom D1. predstavujú ich prvú diferenciu. Premenné sú uvedené v logaritmovanej podobe (index „I“ pred premennou). Ild je premenná zahraničného dopytu, Im je premenná importu, Ireer_CPI je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný CPI, Ireer_ULCT je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný ULCT pre celú ekonomiku. ***, ** a * predstavujú významnosť na úrovni 1, 5 a 10 %.



Grafické zobrazenie dlhodobého vzťahu na základe odhadov FMOLS a DOLS



Zdroj: Vlastné spracovanie autorky.

dzujú hlavne hypotézy ILG a GLI. Hypotézu ELG a GLE pre analyzovaný panel nepotvrdzujeme.

Po potvrdení dlhodobého vzťahu medzi exportom a importom sme pristúpili k analýze odhadu agregátnej importnej a exportnej funkcie a následne k odhadu dezagregovaných funkcií s cieľom bližšie špecifikovať, ktoré faktory vplyvajú na export a import, na ich kauzálne vzťahy, a tak na vývoj obchodnej bilancie.

V tabuľke 1 uvádzame odhady na základe dvoch estimačných metód, a to PMG a MG. Takmer vo všetkých prezentovaných prípadoch boli výsledné hodnoty citlivé na použitú metódu estimácie vo veľkosti a významnosti koeficientov. Najdôleži-

tejším zistením, ktoré v tabuľke 1 v predkrízovom období podľa odhadov PMG estimačnej metódy pozorujeme, je významnosť importu v krátkom období s koeficientmi 0,656 a 0,636 aj v dlhom období s koeficientmi 0,710 a 0,785 na vývoj exportu v porovnaní s ostatnými analyzovanými premennými.

V porovnaní s predkrízovým obdobím sme dostali v tabuľke 2 prezentujúcej pokrízové obdobie mierne odlišné výsledky. Pozorovali sme hlavne rastúci vplyv importu z dlhodobého hľadiska s koeficientmi 0,883 a 0,822, keďže koeficienty sa značne zvýšili, zatiaľ čo v krátkom období došlo k poklesu jeho vplyvu, čo pozorujeme v hodnotách koeficientov 0,421 a 0,270.

V oboch tabuľkách mali výsledky koeficientov ECT očakávaný negatívny znak, čo poukazuje na návrat premenných k dlhodobej rovnováhe.

Následne sme pristúpili k odhadom dlhodobých a krátkodobých koeficientov agregátnej importnej funkcie v predkrízovom období, ktoré sú znázornené v tabuľke 3. Výsledky na základe MG estimačnej metódy poukazujú na premennú domáceho dopytu ako dominantného faktora v dlhom období s koeficientmi 0,857 a 1,546 a zároveň v krátkom období s koeficientmi 0,712 a 0,784, nasledovanej významným vplyvom exportu na vývoj importu, t. j. koeficienty 0,682 v dlhom období a 0,359 a 0,368 v krátkom období.

Tabuľka 2 Výsledky odhadu agregátnej exportnej funkcie v pokrízovom období

Premenná	PMG		MG	
	Odhadované dlhodobé elasticity			
Ireer_CPI	-0,193*** (0,000)		-0,452** (0,042)	
Ireer_ULCT		-0,087* (0,087)		-0,279* (0,071)
lfd	-0,276*** (0,000)	-0,125*** (0,000)	-0,220 (0,169)	-0,280 (0,033)
Im	0,883*** (0,000)	0,822*** (0,000)	0,691*** (0,000)	0,663*** (0,000)
	Odhadované krátkodobé elasticity			
ECT	-0,350*** (0,000)	-0,399*** (0,000)	-0,640*** (0,000)	-0,669*** (0,000)
Ireer_CPI D1.	-0,075 (0,519)		0,037 (0,773)	
Ireer_ULCT D1.		-0,121 (0,175)		0,002 (0,984)
lfd D1.	-0,132 (0,532)	-0,142 (0,585)	-0,100 (0,722)	-0,102 (0,738)
Im D1.	0,421*** (0,000)	0,270*** (0,000)	0,283*** (0,000)	0,159*** (0,001)
Konštanta	1,482*** (0,000)	1,219*** (0,000)	4,332*** (0,000)	4,369*** (0,000)

Zdroj: Vlastné spracovanie autorky.

Poznámka: P-hodnoty sú uvedené v zátvorkách. Na výpočet sme použili počet oneskorení 1. ECT je odhad rýchlosti prispôsobenia. Premenné s indexom D1. predstavujú ich prvé diferencie. Premenné sú uvedené v logaritmovanej podobe (index „I“ pred premennou). lfd je premenná zahraničného dopytu, Im je premenná importu, Ireer_CPI je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný CPI, Ireer_ULCT je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný ULC pre celú ekonomiku. ***, ** a * predstavujú významnosť na úrovni 1, 5 a 10 %.



Tabuľka 3 Výsledky odhadu agregátnej importnej funkcie v predkrízovom období

Premenná	PMG		MG	
	Odhadované dlhodobé elasticity			
Ireer_CPI	0,147*		0,190	
	(0,095)		(0,668)	
Ireer_ULCT		0,058		0,616
		(0,439)		(0,436)
Idd	0,804***	0,811***	0,857***	1,546*
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,079)
Ix	0,861***	0,862***	0,682***	0,434
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,211)
	Odhadované krátkodobé elasticity			
ECT	-0,114***	-0,123***	-0,394***	-0,366***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ireer_CPI D1.	-0,388**		-0,310***	
	(0,000)		(0,000)	
Ireer_ULCT D1.		-0,406***		-0,305***
		(0,000)		(0,000)
Idd D1.	0,923***	0,950***	0,712***	0,784***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ix D1.	0,531***	0,519***	0,359***	0,368***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Konštanta	-0,934***	-0,967***	-1,256***	-1,557***
	(0,000)	(0,000)	(0,001)	(0,001)

Zdroj: Vlastné spracovanie autorky.

Poznámka: P-hodnoty sú uvedené v zátvorkách. Na výpočet sme použili počet oneskorení 1. ECT je odhad rýchlosti prispôsobenia. Premenné s indexom D1. predstavujú ich prvé diferencie. Premenné sú uvedené v logaritmovanej podobe (index „I“ pred premennou). Idd je premenná domáceho dopytu, Ix je premenná exportu, Ireer_CPI je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný CPI, Ireer_ULC je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný ULC pre celú ekonomiku. ***, ** a * predstavujú významné úrovne 1, 5 a 10 %.

Tabuľka 4 Výsledky odhadu agregátnej importnej funkcie v pokrízovom období

Premenná	PMG		MG	
	Odhadované dlhodobé elasticity			
Ireer_CPI	-0,078		-0,134	
	(0,631)		(0,668)	
Ireer_ULCT		-0,550***		-0,206
		(0,000)		(0,236)
Idd	0,498***	0,689***	0,296	0,352*
	(0,000)	(0,000)	(0,251)	(0,095)
Ix	0,117	0,215***	-0,003	0,664***
	(0,223)	(0,004)	(0,997)	(0,000)
	Odhadované krátkodobé elasticity			
ECT	-0,129***	-0,142***	-0,387***	-0,491***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ireer_CPI D1.	-0,006		-0,056	
	(0,942)		(0,542)	
Ireer_ULCT D1.		0,151		0,002**
		(0,828)		(0,030)
Idd D1.	0,959***	0,925***	0,830***	0,749***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Ix D1.	0,624***	0,613***	0,378***	0,297***
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Konštanta	0,470***	0,403***	-0,833	-0,868
	(0,000)	(0,000)	(0,308)	(0,257)

Zdroj: Vlastné spracovanie autorky.

Poznámka: P-hodnoty sú uvedené v zátvorkách. Na výpočet sme použili počet oneskorení 1. ECT je odhad rýchlosti prispôsobenia. Premenné s indexom D1. predstavujú ich prvé diferencie. Premenné sú uvedené v logaritmovanej podobe (index „I“ pred premennou). Idd je premenná domáceho dopytu, Ix je premenná exportu, Ireer_CPI je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný CPI, Ireer_ULC je reálny efektívny výmenný kurz voči 37 partnerom deflovaný ULC pre celú ekonomiku. ***, ** a * predstavujú významné úrovne 1, 5 a 10 %.



Výsledky týkajúce sa pokrízového obdobia v tabuľke 4 sme interpretovali na základe PMG estimačnej metódy. V rámci krátkoobdobia sme pozorovali významné zmeny, ktoré nastali vo zvýšení odhadovaných koeficientov exportu s koeficientmi 0,624 a 0,613 a domáceho dopytu s hodnotami koeficientov 0,959 a 0,925, a teda ich silnejšieho vplyvu na vývoj importu. Tieto zmeny možno vidieť aj v dlhom období, významnosť týchto premenných sa však oslabuje. Zároveň majú obe tabuľky očakávaný negatívny znak výsledkov koeficientov *ECT*, čo poukazuje na návrat premenných k dlhodobej rovnováhe.

V dôsledku obmedzeného rozsahu tohto článku výsledky odhadovaných koeficientov dezagregovaných exportných a importných rovníc neuvádzame. Ich výsledky však jednoznačne poukazujú na významný vplyv kategórie medziproduktov exportu na vývoj importu a naopak. Následne, po potvrdení signifikantnosti vzájomného krátkodobého a dlhodobého vzťahu medzi exportom a importom a poukázani signifikantnosti kategórie medziproduktov v dôsledku silnejšej fragmentácie produkcie vo vybraných krajinách EÚ, sme pristúpili k analýze jednotlivých ekonomík pre zmiernenie závislosti medzi exportom a importom tovarov v analyzovanej vzorke krajín, ktorá môže zohrať úlohu udržateľnosť vonkajšej rovnováhy. Naším zámerom bolo oddeliť tie krajiny, v prípade ktorých sme kointegračný vzťah potvrdili, a teda tieto krajiny spĺňali predpoklad dlhodobej rovnováhy. Kointegračný vzťah sa nám podarilo potvrdiť v dvanástich krajinách, a to v Českej republike, Slovenskej republike, Maďarsku, Slovinsku, Litve, Lotyšsku, Estónsku, Nemecku, Francúzsku, Švédsku, Spojenom kráľovstve a Taliansku. Identifikovaním základných charakteristík obchodných tokov týchto krajín sme boli schopní poukázať na politiky, ktoré by mohli znížiť vzájomnú závislosť medzi dovozmi a vývozmi,

a to napr. v diverzifikácii obchodu aj mimo krajín EÚ, v diverzifikácii produkcie do iných odvetví alebo v znížení energetickej a kapitálovej náročnosti produkcie.

ZÁVER

V článku sme prezentovali problém udržateľnosti vonkajšej rovnováhy, ktorej ukazovateľom bola obchodná bilancia. Na základe testovania kointegrácie vybraných krajín EÚ s využitím OWEC modelov možno konštatovať, že existuje predpoklad na dosahovanie vyrovanej obchodnej bilancie, a teda aj dlhodobej rovnováhy bežného účtu i napriek ich krátkodobým fluktuáciám. Výsledky kointegračných testov zároveň potvrdzujú platnosť dvoch zo štyroch hypotéz medzinárodného obchodu, a to importom ťahaný rast a naopak, zatiaľ čo hypotézy exportom ťahaný rast a naopak sa nám nepodarilo potvrdiť. Výsledky kointegračného testu navyše potvrdili významný vzťah medzi jednotlivými zložkami medzinárodného obchodu, na základe čoho sme identifikovali ich hlavné determinanty, ktoré môžu značne ovplyvniť ich vývoj, a tak aj vývoj obchodnej bilancie a vonkajšej rovnováhy. Potvrdili sme významný dopad importu na vývoj exportu a naopak, pričom v ovplyvňovaní importu zohrával domáci dopyt dominantnú úlohu. Následne, na základe ARDL kointegračného testu pre každú z analyzovaných ekonomík, sme rozdelili vzorku na dve skupiny, kde sme sa zamerali na základe identifikácie základných charakteristík medzinárodného obchodu na krajiny, kde bol predpoklad dlhodobej rovnováhy splnený, a teda vzájomná závislosť exportu a importu mohla značne ovplyvniť vonkajšiu rovnováhu. Výsledky analýzy poukazovali hlavne na politiky orientujúce sa na diverzifikáciu obchodu aj mimo krajín EÚ, na diverzifikáciu produkcie do iných odvetví alebo na zníženie energetickej a kapitálovej náročnosti produkcie.

Literatúra

- Baltagi, B. H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data* (3.ed.). Chichester: John Wiley & Sons Ltd. 316 s. ISBN-10 0-470-01456-3.
- Comunale, M. – Hessel, J. 2014. *Current Account Imbalances in the Euro Area: Competitiveness or Financial Cycle?* [online]. www.dnb.nl. 2014. [cit. 2017-05-01]. DNB Working paper No. 443. Dostupné na: <https://www.dnb.nl/binaries/Wor-king%20Paper%20443_tcm46-313481.pdf>.
- Darvas, Z. 2012. *Intra-Euro Rebalancing is Inevitable, but Insufficient* [online]. www.bruegel.org. 2012. [cit. 2017-04-12]. Bruegel Policy Contributions 2012/15. Dostupné na: <http://bruegel.org/wp-content/uploads/imported/publications/pc_2012_15_2_.pdf>.
- European Commission. 2009. *Special report : Competitiveness developments within euro area* [online]. Brussels: European Union, 2009. [cit. 2017-03-16]. *Quarterly Report on the euro area* Vol. 8(1). ISSN 1830-6403. Dostupné na: <http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/pages/publication14650_en.pdf>.
- Greene, W. H. 2003. *Econometric Analysis*. 5. vyd. New Jersey: Prentice-Hall. 827 pp. ISBN 0-13-066189-9.
- Hossfeld, O. 2010. *Equilibrium real effective exchange rates and real exchange rate misalignments : time series vs. panel estimates* [online]. www.econstor.eu. 2010. [cit. 2017-03-07]. FIW Working paper No. 65. Dostupné na: <https://www.econstor.eu/handle/10419/121070>.
- Pedroni, P. 2004. Panel cointegration. asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. In: *Econometric Theory*, vol. 20, no. 3, pp. 597-625. ISSN 0266-4666.
- Pesaran, M. H. – Shin, Y. 1999. *An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis*. In: *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom, S. (ed.). Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
- Pesaran, M. H. – Shin, Y. – Smith, R. P. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. In: *Journal of applied econometrics*, vol. 16, no. 3, pp. 289-326. ISSN 1099-1255.
- Westerlund, J. 2007. Testing for error correction in panel data. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 69, no. 6, pp. 709-748. ISSN 1468-0084.