

Vplyv makroekonomických šokov na vývoj menového kurzu a outputu vo vybraných krajinách SVE (v modeli SVAR)

Rajmund MIRDALA*

Exchange Rate and Output Vulnerability to Macroeconomic Shocks in Selected CEECs (SVAR Approach)

Abstract

After the entry to the European monetary union new European Union member countries loose ability to perform sovereign monetary policy. It is usually mentioned that after the adoption the euro these countries will not be able to control the potential inflation pressures under the common monetary policy performed by the European central bank. Another key aspect of the euro adoption is the loss of the ability to manage the exchange rate that is considered to be a very useful absorber of the structural shocks that affect the national economy. At the same time the ability of the exchange rate to absorb or stimulate the potential effects of the exogenous structural shocks to the domestic output development could be different among the new European Union member countries. In the paper we analyze the impact of the main structural macroeconomic (nominal, demand and supply) shocks to the exchange rates (NEER, REER) and output (real GDP) development in the Visegrad countries in the period 1995 – 2007 using the structural vector autoregression (SVAR) model.

Keywords: exchange rates, economic shocks, structural vector autoregression, variance decomposition, impulse-response function

JEL Classification: C32, F31, F33

Úvod

Formovanie kurzovej politiky v podmienkach krajín Vyšehradskej štvorky (V 4) možno považovať za jeden z kľúčových atribútov súvisiacich so základnými hospodárskopolitickými rozhodnutiami po začatí transformačného procesu v roku

* Rajmund MIRDALA, Technická univerzita v Košiciach, Ekonomická fakulta, Katedra ekonomických teórií, Némcovej 32, 040 01 Košice; e-mail: rajmund.mirdala@tuke.sk

1989. Napriek špecifickým črtám tohto procesu možno v tranzitívnych ekonomikách (osobitne v krajinách strednej Európy) spomenúť viaceré podobné prvky, ako napríklad podobnosť východiskovej pozície po roku 1989, podobný vývoj základných makroekonomických proporcií v priebehu prvého desaťročia transformačného procesu a rovnaký cieľ, ktorým bol vstup do EÚ a následné prijatie eura.

Vstupom do EÚ sa otázka formovania základného menového a kurzového rámca dostala v podmienkach tranzitívnych ekonomík do stredobodu hospodárskopolitického rozhodovania. Krajiny V 4 v súčasnosti realizujú vlastnú menovú politiku (jej nezávislosť je však prinajmenšom sporná). Vzhľadom na vysoký stupeň zahraničnoobchodnej a medzinárodnej finančnej otvorenosti týchto ekonomík možno schopnosť ich národných centrálnych bánk aktívne ovplyvňovať vývoj menového kurzu považovať za značne obmedzenú. Otázka vstupu kandidátskych krajín do Európskej menovej únie (EMÚ) je úzko prepojená s budúcim formovaním základného rámca na udržanie makroekonomickej stability. V podmienkach vysokej mobility kapitálu a výrazne obmedzených podmienok na realizáciu nezávislej úrokovej politiky sa preto rozhodnutie o prijatí eura spája aj so zvažovaním potenciálnych dôsledkov vzdania sa flexibilného menového kurzu ako stabilizačného nástroja (napr. pri absorpcii šokov). Flexibilný menový kurz pritom vystupuje ako dôležitý medzičlánok v rámci mechanizmu pôsobenia určitého exogénneho makroekonomického šoku na národné hospodárstvo, prípadne pri prekonávaní dôsledkov vplyvu tohto štruktúrneho šoku.

V príspevku sa zameriame na analýzu pôsobenia základných exogénnych štruktúrnych makroekonomických šokov na vývoj menových kurzov a outputu krajín V 4 v priebehu rokov 1995 – 2007 prostredníctvom aplikácie modelu štruktúrnej vektorovej autoregresie (SVAR – *Structural Vector Autoregression*). Cieľom tejto analýzy je zistiť, do akej miery boli menové kurzy krajín V 4 schopné v rámci sledovaného obdobia tlmiť, prípadne zintenzívňovať prenos vplyvov exogénnych štruktúrnych šokov na vývoj reálneho outputu týchto krajín.¹

1. Flexibilné menové kurzy a ekonomické šoky

Flexibilné menové kurzy môžu spôsobiť výrazné zmeny v medzinárodných relatívnych cenách aj pri len pomaly sa meniacich domácich cenách. Takáto situácia vedie k tomu, že flexibilné menové kurzy sa stávajú potenciálne vhodným katalyzátorom reálnych šokov [6]. Tie si v podmienkach nepružných domácich cien

¹ Prezentovaná analýza nemá byť príspevkom k diskusii o vhodnosti vstupu predmetných ekonomík do EMÚ. Prioritou autora je prezentovať schopnosť menových kurzov krajín V 4 absorbovať, resp. akcelerovať pôsobenie exogénnych štruktúrnych šokov na domáci makroekonomický vývoj.

obvykle vyžadujú úpravy v relatívnych cenách s cieľom zabrániť poklesu reálneho outputu, prípadne prehriatiu ekonomiky. Napríklad náhly pokles domáceho dopytu môže v podmienkach flexibilných menových kurzov viesť k znehodnoteniu domácej meny a tým zvýšiť zahraničný dopyt (vývoz tovarov) [1]. Na druhej strane úprava menového kurzu ako reakcia na menové či finančné šoky vedie k nečakaným zmenám v relatívnych cenách. Napríklad negatívny finančný šok, dôsledkom ktorého je tlak na rast domácich úrokových sadzieb, môže pôsobiť na zhodnotenie menového kurzu domácej meny, čím sa negatívny dopad šoku na celkový output ešte zvýrazní [7]. Naproti tomu, v podmienkach pevných kurzov by mohol byť takýto šok neutralizovaný prostredníctvom zvýšenia likvidity (plynúcej z prebytkov v rámci platobnej bilancie v podmienkach mobility kapitálu) na domácom peňažnom trhu [8]. Súčasne pripomíname, že k takýmto asymetrickým šokom na finančných trhoch by nedošlo v podmienkach menovej únie.

Schopnosť menového kurzu absorbovať asymetrické šoky je významne ovplyvnená jeho schopnosťou pružne upravovať medzinárodné relatívne ceny prostredníctvom vplyvu na dovozné ceny [12].

Využitie flexibility menových kurzov pri absorpcii exogénnych šokov je významne ovplyvnené typmi šokov, ktorým je ekonomika vystavená. Vychádzajúc z Mundellovho-Flemingovho modelu otvorenej ekonomiky možno identifikovať tri základné typy ekonomických šokov: *peňažný* (nominálny) (LM) šok,² *dopytový* (IS) šok³ a *ponukový* (AS) šok.⁴ Tieto štruktúrne šoky možno identifikovať prostredníctvom uplatnenia klasických postulátov dlhodobej neutrality [13]. Na základe týchto predpokladov má relatívny IS šok trvalý efekt na reálny menový kurz, avšak vo vzťahu k outputu je v dlhodobom horizonte neutrálny. Relatívny nominálny šok je v dlhodobom horizonte neutrálny vo vzťahu k reálnemu menovému kurzu a outputu. Šoky IS a LM majú spoločné označenie ako neutrálny šok. Relatívny AS šok má trvalý efekt na output.

2. Teoretický rámec

Skúmanie vplyvu exogénnych ekonomických šokov na vývoj menových kurzov a outputu je v mnohých empirických prácach založené na aplikácii modelu SVAR s dvoma rovnicami, ktorý bol prvýkrát predstavený v práci autorov

² *Peňažný šok*, označovaný aj ako *menový* či *nominálny šok*, zahŕňa napríklad zmeny relatívnej ponuky peňazí a preferencie likvidity, rýchlosti obehu peňazí, rizikovej prémie, ďalej pôsobenie finančnej liberalizácie, špekulatívnych menových útokov a pod.

³ *Dopytový šok* môže byť spôsobený napríklad nečakanými zmenami na strane exportu, vládnych výdavkov a pod.

⁴ *Ponukový šok* môže byť spôsobený napríklad zmenami produktivity, šokmi na trhu práce, nečakanými zmenami cien vstupov a pod.

Blanchard a Quah [5]. Ich ekonometrický model skúmal pôsobenie dopytového a ponukového šoku na vývoj nezamestnanosti a outputu (ako endogénnych zložiek modelu), prostredníctvom systematického izolovania špecifických výkyvov vo vývoji týchto kategórií stanovením dlhodobých ohraničení (reštrikcií) do vzťahu medzi ekonomickými šokmi a ekonomickými kategóriami.⁵ Autori Bayoumi a Eichengreen [3] následne aplikovali model SVAR s dvoma rovnicami pri analýze pôsobenia dopytového a ponukového šoku na vývoj cenovej hladiny a outputu, zatiaľ čo autori Clarida a Galí [7] aplikovali tento model pri analýze pôsobenia dopytového a ponukového šoku na vývoj reálneho menového kurzu a outputu.

Základným výstupom práce Bayoumiho a Eichengreena [3] je model, ktorý zahŕňa vektor premenných (X_t) a rovnaký počet exogénnych šokov ε_t . Vektor X_t predstavuje stacionárny proces, ktorý je daný nasledujúcim vzťahom:

$$X_t = A_0\varepsilon_t + A_1\varepsilon_{t-1} + A_2\varepsilon_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} A_i\varepsilon_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} A_iL^i\varepsilon_t \quad (1)$$

kde A_i je polynomiálnou variančno-kovariančnou maticou, ktorá predstavuje funkciu odozvy na šok (IRF – *Impulse-Response Function*) šokov vplývajúcich na vývoj jednotlivých premenných vektora X_t a L predstavuje operátor oneskorenia.

Za premenné vektora X_t autori stanovili zmenu vo veľkosti outputu (Δy_t) a cenovej hladiny (Δp_t) v rámci zvoleného obdobia. Keďže ide o dvojzložkový model, autori uvažovali pôsobenie dvoch typov exogénnych šokov ε_t na vývoj premenných vektora X_t , konkrétne dopytových šokov (ε_d) a ponukových šokov (ε_s). Model tak nadobúda nasledujúcu podobu:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{dt} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Základný rámec modelu predpokladá, že zatiaľ čo ponukové šoky majú permanentný vplyv na vývoj outputu, dopytové šoky ho ovplyvňujú len dočasne (krátkodobo). Obidva typy šokov majú súčasne permanentný vplyv na vývoj cenovej hladiny. Z uvedeného vyplýva, že kumulatívny efekt dopytových šokov na zmenu outputu (Δy_t) musí byť rovný nule. Týmto spôsobom zavádzame do modelu dlhodobé ohraničenie vo forme:

$$\sum_{i=0}^{\infty} a_{11i} = 0 \quad (3)$$

⁵ Dekompozíciou šokov s dočasnými a trvalými dôsledkami na vývoj skúmaných premenných prostredníctvom modelu SVAR sa tak stráca potreba izolovania jednotlivých šokov z individuálnych rovníc reprezentujúcich vývoj sledovaných ekonomických premenných.

čo nám umožňuje rozlíšiť pôsobenie obidvoch typov šokov na endogénne zložky modelu.

Model definovaný vzťahmi (1.2) a (1.3) možno odhadnúť prostredníctvom metódy VAR (*Value at Risk*). Regresiou každej zložky vektora X_t na oneskorených hodnotách všetkých zložiek X možno dostať koeficienty IRF. Odhadované koeficienty budú reprezentované maticou B , pričom vzťah (1) následne nadobúda podobu:

$$\begin{aligned} X_t &= B_1 x_{t-1} + B_2 x_{t-2} + \dots + B_n x_{t-n} + e_t = \sum_{i=1}^n B_i L^i X_t + e_t = B(L) X_t + e_t \\ &= (I - B(L))^{-1} e_t \\ &= (I + B(L) + B(L)^2 + \dots) e_t \\ &= e_t + D_1 e_{t-1} + D_2 e_{t-2} + D_3 e_{t-3} + \dots \end{aligned} \quad (5)$$

kde e_t predstavuje rezíduá získané z rovníc vektorovej autoregresie. V tomto prípade bude e_t predstavovať rezíduá pochádzajúce z regresie oneskorených hodnôt Δy_t a Δp_t na ich súčasných hodnotách (rezíduá možno označiť e_{yt} a e_{pt}).

Ak chceme transformovať rovnicu (5) na model definovaný rovnicami (2) a (3), rezíduá e_t , získané z modelu VAR, je potrebné transformovať na dopytové a ponukové šoky ε_t . Ak stanovíme, že $e_t = C\varepsilon_t$, potom je zrejmé, že na definovanie štyroch koeficientov matice C je potrebné stanoviť celkovo štyri ohraničenia. Dve zo štyroch týchto ohraničení získame normalizáciou, ktorá definuje varianciu šokov ε_{dt} a ε_{st} ako rovnú jednej. Tretie ohraničenie získame z predpokladu, že dopytové a ponukové šoky sú ortogonálne.⁶ Posledné ohraničenie, ktorá následne umožní zostrojiť maticu C , získame stanovením predpokladu, že dopytové šoky majú len dočasný efekt na output (tento predpoklad zavádza rovnica (3)). V podmienkach modelu VAR to znamená, že

$$\sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11i} & d_{12i} \\ d_{21i} & d_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \cdot \\ \cdot & \cdot \end{bmatrix} \quad (6)$$

Zavedenie spomínaných ohraničení nám umožňuje zostaviť maticu C a tým aj identifikovať dopytové a ponukové šoky.

Vzhľadom na cieľ príspevku upravíme tento model tak, že za premenné vektora X_t budeme považovať zmenu (prvú diferenciu) reálneho menového kurzu (Δe_r), nominálneho menového kurzu (Δe_n) a celkového outputu (Δy_n). V rámci nášho trojzložkového modelu budeme uvažovať pôsobenie troch typov exogénnych

⁶ To znamená, že štruktúrne šoky by nemali byť vzájomne korelované. V prípade existencie korelácie medzi šokmi by bolo potrebné zohľadňovať aj vzájomné vzťahy medzi nimi.

šokov ε_t na vývoj premenných vektora X_t , konkrétne nominálnych šokov (ε_m), dopytových šokov (ε_d) a ponukových šokov (ε_s). Model tak nadobúda nasledujúcu podobu:

$$\begin{bmatrix} \Delta er_{rt} \\ \Delta er_{nt} \\ \Delta y_{rt} \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} & a_{13i} \\ a_{21i} & a_{22i} & a_{23i} \\ a_{31i} & a_{32i} & a_{33i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{mt} \\ \varepsilon_{dt} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Identifikáciu jednotlivých štruktúrnych šokov pôsobiacich na premenné vektora uskutočníme prostredníctvom stanovenia nasledujúcich dlhodobých ohraňení, vychádzajúc pritom zo základných makroekonomických súvislostí:

- LM šok ε_{mt} nemá dlhodobý vplyv na vývoj reálneho menového kurzu,
- LM šok ε_{mt} nemá dlhodobý vplyv na vývoj celkového outputu,
- IS šok ε_{dt} nemá dlhodobý vplyv na vývoj celkového outputu,

teda

$$\sum_{i=0}^{\infty} a_{11i} = 0, \quad \sum_{i=0}^{\infty} a_{31i} = 0, \quad \sum_{i=0}^{\infty} a_{32i} = 0 \quad (5)$$

Takto upravený model následne odhadneme prostredníctvom metódy SVAR.

3. Údaje a metodologický postup

V rámci analýzy pôsobenia vybraných exogénnych ekonomických šokov na menové kurzy a celkový output sme použili štvrťročné údaje o vývoji nominálnych a reálnych menových kurzov a HDP⁷ v krajinách V 4 za obdobie 3. štvrťroka 1995 až 3. štvrťroka 2007 (celkovo tak ide o 55 pozorovaní⁸). V snahe posúdiť komplexné pôsobenie nominálnych, dopytových a ponukových šokov na kurzového pohyby mien krajín V 4 sme namiesto bilaterálnych kurzov týchto mien voči euru [16]), použili údaje o vývoji nominálnych efektívnych menových kurzov (NEER – *Nominal Effective Exchange Rate*) a reálnych efektívnych menových kurzov (REER – *Real Effective Exchange Rate*).⁹

⁷ Vzhľadom na to, že ide o štvrťročné údaje, ktoré sú v prípade vývoja reálneho HDP poznačené sezónnosťou, použili sme údaje sezónne očistené.

⁸ Počet pozorovaní sa pri použití štvrťročných údajov môže javiť na účely korektného odhadnutia modelu SVAR ako relatívne nízky. Údaje pre vývoj celkového outputu sa však obvykle vykazujú práve v štvrťročnej periodicite, čo ovplyvnilo aj našu voľbu frekvencie použitých údajov.

⁹ Zdrojom údajov o vývoji NEER a REER (označujú sa aj ako kompozitné či multilaterálne menové kurzy) bola databáza BIS. Hodnoty NEER sú kalkulované ako geometricky vážené priemery bilaterálnych výmenných kurzov. Hodnoty REER sú rovnako kalkulované ako geometricky vážené priemery bilaterálnych výmenných kurzov, navyše upravené o relatívne spotrebiteľské ceny [2]. Nárast hodnôt NEER a REER v čase zodpovedá zhodnoteniu meny.

Základným predpokladom použitia údajov na účely ekonometrického spracovania formou štruktúrnej vektorovej autoregresie je ich stacionarita. O časových radoch, ktoré sú na svojich základných hodnotách stacionárne, hovoríme, že sú integrované rádu 0 – $I(0)$. Vzhľadom na to, že väčšina makroekonomických časových radov je na úrovni základných hodnôt nestacionárna, budeme zisťovať ich stacionaritu na úrovni prvých, resp. druhých diferencií. Analyzované časové rady tak budú následne integrované rádu 1 – $I(1)$, resp. rádu 2 – $I(2)$.

Stacionaritu časových radov budeme zisťovať prostredníctvom testu jednotkového koreňa použitím rozšíreného Dickeyho-Fullerovho testu (ADF – *Augmented Dickey-Fuller Test*) a Phillipsovho-Perronovho testu (PP – *Phillips-Perron Test*). Počet oneskorení určíme na základe Schwarzovho (SIC – *Schwarz Information Criterion*), prípadne Akaikeovho informačného kritéria (AIC – *Akaike Information Criterion*). Obidva testy overujú nulovú hypotézu, že časový rad obsahuje jednotkový koreň. V prípade potvrdenia hypotézy je časový rad nestacionárny. Test jednotkového koreňa uskutočníme na hodnotách a na prvých diferenciách časových radov.

Po overení stacionarity časových radov a zistení rádu integrácie endogénnych zložiek modelu uskutočníme Johansenov kointegračný test.¹⁰ Cieľom tohto testu je overenie existencie stabilných dlhodobých rovnovážnych väzieb medzi endogénnymi premennými modelu. Korektne špecifikovaný model SVAR okrem požiadavky na rovnaký rád integrácie endogénnych premenných požaduje, aby tieto premenné neboli vzájomne kointegrované.

Po otestovaní dát môžeme pristúpiť k odhadnutiu modelu (4) prostredníctvom metódy SVAR aplikovaním dlhodobých ohraničení (5). Odhadnutý model bude základom na dekompozíciu variancie (VC – *Variance Decomposition*) a zobrazenie priebehu IRF. Prostredníctvom dekompozície variancie dokážeme odhadnúť podiel vplyvu jednotlivých štruktúrnych šokov na očakávanom vývoji jednotlivých endogénnych premenných modelu.

V našom prípade sa zameriame na odhadnutie vplyvu nominálnych, dopytoch a ponukových šokov na variabilitu očakávaného vývoja NEER, REER a HDP. Následne odhadneme IRF, ktorá nám umožní zohľadniť vplyv jednorazového šoku spôsobeného konkrétnym štruktúrnym šokom na budúci vývoj endogénnych premenných modelu v rámci obdobia špecifikovaného zvoleným počtom oneskorení.

¹⁰ Stacionarita časových radov modelu už na hodnotách implicitne zakladá predpoklad o existencii kointegrácie medzi jednotlivými prvkami modelu. Johansenovym kointegračným testom zisťujeme, či je možné lineárnou kombináciou dvoch nestacionárnych časových radov (rady $I(1)$ a $I(2)$) získať stacionárny proces. V prípade existencie takejto lineárnej kombinácie ju budeme označovať ako *kointegračná rovnica*, ktorá bude vyjadrovať existenciu dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi zložkami modelu.

V prípade korektnej identifikácie šokov by sme mali dôjsť k nasledovným záverom:

- Pozitívny relatívny ponukový šok vedie k rastu outputu. Krátkodobý vplyv na vývoj hodnôt NEER a REER je nejednoznačný. Z dlhodobého hľadiska by malo dôjsť k nárastu reálneho outputu, zatiaľ čo vplyv na hodnoty NEER a REER je opäť nejednoznačný.

- Pozitívny relatívny dopytový šok by mal viesť k rastu reálneho dopytu. V krátkodobom horizonte by malo dôjsť k zhodnoteniu NEER aj REER (v dôsledku nepružných cien) a k nárastu reálneho outputu. Eventuálne možno očakávať rast cenovej hladiny, v dôsledku čoho sa v dlhodobom horizonte output vráti na svoju pôvodnú úroveň, pričom súčasne dôjde k zhodnoteniu REER.

- Pozitívny relatívny nominálny šok vedie k poklesu domácich úrokových sadzieb (vo vzťahu k zahraničným úrokovým sadzbám). Z krátkodobého hľadiska tak dôjde k znehodnoteniu NEER aj REER a rastu reálneho outputu. V dlhodobom horizonte sa output vráti na svoju pôvodnú úroveň, v dôsledku čoho nedochádza k zmene úrovne REER.

4. Výsledky analýzy a ich interpretácia

Štvrtročné údaje sme za krajiny V 4 spracovali programom Eviews 6.0.

Z grafu 1 je zrejмый trend dlhodobého rastu reálneho HDP vo všetkých štyroch ekonomikách. Vývoj NEER bol vo všetkých sledovaných ekonomikách poznačený využívaným systémom menového kurzu.¹¹ V krajinách V 4 (s výnimkou Maďarska) sa REER počas významnej časti sledovaného obdobia dlhodobo posilňoval.

V tabuľke 1 uvádzame výsledky testov jednotkového koreňa časových radov endogénnych prvkov modelu.¹²

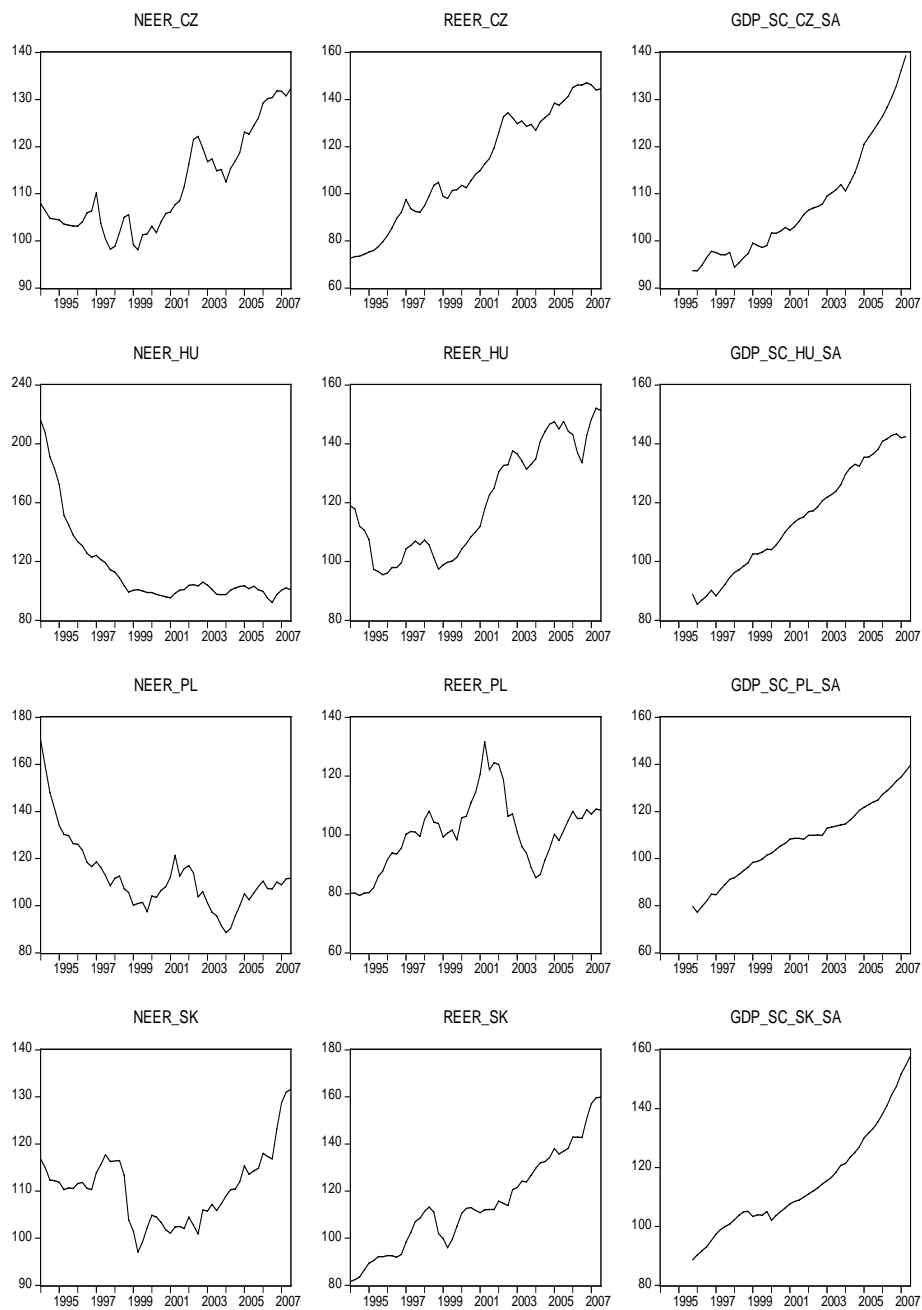
¹¹ Kým v prípade Maďarska a Poľska bolo znehodnocovanie NEER v 90. rokoch poznačené kľzavou zmenou centrálnej parity (*crawling peg*), ktorú využívali ich centrálné banky, v prípade Českej republiky a Slovenskej republiky bola relatívna stabilita NEER v 90. rokoch poznačená fixovaním výmenného kurzu v rámci stanoveného pásma oscilácie. Prechod na riadený floating v prípade Českej republiky (1997) a Slovenskej republiky (1998) vytvoril v spojení s pozitívnym makroekonomickým vývojom priestor na dlhodobé posilňovanie (s výnimkou krátkodobých odchýlok) ich NEER.

Poľsko prešlo na riadený floating v roku 2000 a jeho NEER bol od tohto obdobia (s výnimkou rokov 2003 až 2005) stabilný.

Maďarsko zafixovalo svoj výmenný kurz v roku 2000 na EUR a v roku 2001 rozšírilo fluktučné pásmo na $\pm 15\%$, čo možno považovať za dlhodobý predpoklad stabilného vývoja jeho NEER.

¹² Z dôvodu priestorovej náročnosti neuvádzame detailné výsledky testov jednotkového koreňa jednotlivých časových radov, v prípade záujmu ich však môžeme poskytnúť.

Graf 1
Vývoj NEER, REER a HDP v krajinách V 4



Poznámka: Rok 2000 = 100.

Prameň: Zostavené autorom na základe [2; 18].

T a b u ľ k a 1

Výsledky testov jednotkového koreňa

	NEER_CZ		REER_CZ		GDP_SC_CZ_SA	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
Hodnoty	0.303	0.075	-0.924	-0.911	4.383	6.447
1. diferencie	-5.592*	-5.427*	-5.271*	-5.106*	-4.356*	-4.460*

	NEER_HU		REER_HU		GDP_SC_HU_SA	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
Hodnoty	-6.497*	-9.457*	-0.426	-0.148	0.157	0.202
1. diferencie	-3.565*	-3.373*	-4.639*	-4.610*	-7.885*	-8.339*

	NEER_PL		REER_PL		GDP_SC_PL_SA	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
Hodnoty	-5.314*	-4.747*	-1.774	-2.020	0.835	0.789
1. diferencie	-5.975*	-5.966	-6.202*	-6.422*	-7.473*	-7.303*

	NEER_SK		REER_SK		GDP_SC_SK_SA	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
Hodnoty	-0.582	-0.293	-0.004	0.407	4.737	3.373
1. diferencie	-5.201*	-5.199*	-5.073*	-4.971*	-4.902*	-4.926*

Poznámka: Údaje predstavujú výsledky *t*-štatistiky. Nulovú hypotézu možno zamietnuť pri 1 % hladine významnosti (*), 5 % hladine významnosti (**), 10 % hladine významnosti (***)

Prameň: Autorove výpočty na základe [2; 18].

Na základe výsledku testov jednotkového koreňa sme prostredníctvom ADF testu zistili, že väčšina časových radov obsahovala jednotkový koreň, a teda bola nestacionárna na svojich hodnotách. Stacionaritu na hodnotách sme zistili len pri NEER v Maďarsku a Poľsku. Ostatné časové rady sa javili ako integrované rádu 1, a teda boli stacionárne na svojich prvých diferenciách. Uvedené skutočnosti nám potvrdil aj PP test.

V tabuľke 2 uvádzame výsledky Johansenových testov kointegrácie, pričom sme na otestovanie zvolili dve oneskorenia (odporúčané na základe SIC a AIC).

Výsledky testov kointegrácie nám jednoznačne nepotvrdili, že by medzi endogénnymi zložkami modelu neexistovala kointegrácia v prípade všetkých krajín V 4. Kým v prípade Českej republiky a Maďarska obidve metódy Johansenovho testu kointegrácie – *trace statistics* (štatistika testu stopy matice) a *maximum eigenvalue statistics* (štatistika testu maxima charakteristických hodnôt) potvrdili neexistenciu dlhodobého vzťahu medzi premennými modelu, v prípade Poľska a Slovenska výsledky *trace statistics* indikujú prítomnosť jednej kointegrujúcej rovnice, zatiaľ čo *maximum eigenvalue statistics* potvrdzuje neexistenciu žiadnej kointegrujúcej rovnice. V prípade Poľska prítomnosť jednej kointegrujúcej rovnice zodpovedá výsledkom testov jednotkového koreňa (jedna premenná je $I(0)$).

V prípade Slovenska však prítomnosť jednej kointegrujúcej rovnice nezodpovedá výsledkom testov jednotkového koreňa (všetky premenné sú I(1)). Testovanie kointegrácie po miernom zvýšení počtu oneskorení na tri obdobia však už preukázalo neexistenciu kointegrácie medzi premennými modelu aj v prípade Poľska a Slovenska.

T a b u ľ k a 2

Výsledky Johansenových testov kointegrácie

Počet kointegrujúcich rovníc	Česká republika		Maďarsko		Poľsko		Slovensko	
	trace statistics	maximum eigenvalue statistics	trace statistics	maximum eigenvalue statistics	trace statistics	maximum eigenvalue statistics	trace statistics	maximum eigenvalue statistics
žiadna	28.326	19.766	28.327	15.673	37.462*	20.185	31.455*	20.872
maximálne jedna	8.560	7.022	12.654	11.226	13.277	12.733	10.583	9.786
maximálne dve	1.539	1.539	1.428	1.428	0.544	0.544	0.798	0.798

Poznámka: * Zamieta nulovú hypotézu o neexistencii kointegračného vzťahu pri 5 % hladine významnosti. Údaje v tabuľke predstavujú hodnoty *trace statistics* a *maximum eigenvalue statistics*. Kritické hodnoty pre *trace statistics* pri 5 % hladine významnosti sú pre nulovú hypotézu o neexistencii kointegračného vzťahu 29,797; pre nulovú hypotézu o existencii maximálne jednej kointegrujúcej rovnice 15,495 a pre nulovú hypotézu o existencii maximálne dvoch kointegrujúcich rovníc 3,841. Kritické hodnoty pre *maximum eigenvalue statistics* pri 5 % hladine významnosti sú pre nulovú hypotézu o neexistencii kointegračného vzťahu 21,132; pre nulovú hypotézu o existencii maximálne jednej kointegrujúcej rovnice 14,265 a pre nulovú hypotézu o existencii maximálne dvoch kointegrujúcich rovníc 3,841.

Prameň: Autorove výpočty na základe [2; 18].

Výsledky testov kointegrácie (*trace statistics*) nám preukázali, že medzi endogénnymi zložkami modelu neexistuje dlhodobý rovnovážny vzťah. Premenné modelu tak v rámci analyzovaného obdobia sledovali rovnaký stochastický trend. Možno teda konštatovať, že všetky tri premenné neboli v podmienkach krajín V 4 vzájomne kointegrované.

Po otestovaní dát smer pristúpili k odhadnutiu modelu SVAR. Keďže Johansenove testy kointegrácie nepreukázali existenciu dlhodobých väzieb medzi endogénnymi zložkami modelu, na odhadnutie modelu SVAR sme použili dáta vyjadrené v prvých diferenciách.¹³

Odhadovaný model SVAR použijeme na zostavenie dekompozície variancie jednotlivých endogénnych zložiek modelu, ako aj zostavenie priebehu IRF v podmienkach krajín V 4.

Z výsledkov dekompozície variancie NEER v krajinách V 4 uvádzaných v tabuľke 3 je zrejmé, že jednotlivé typy štruktúrnych šokov pôsobili na vývoj NEER v krajinách V 4 odlišne.

¹³ Vzhľadom na priestorovú náročnosť v príspevku neuvádzame výsledné koeficienty matice C odhadovaného modelu SVAR pre jednotlivé krajiny V 4, v prípade záujmu ich však môže autor poskytnúť.

Tabuľka 3
Výsledky dekompozície variancie (NEER)

Česká republika (NEER_CZ)				Maďarsko (NEER_HU)			
obdobie (Q)	LM šok (%)	IS šok (%)	AS šok (%)	obdobie (Q)	LM šok (%)	IS šok (%)	AS šok (%)
1	38.159	47.185	14.657	1	7.317	90.655	2.028
2	26.350	62.270	11.380	2	9.983	89.061	0.956
4	17.193	75.082	7.724	4	11.254	87.194	1.551
6	17.573	75.304	7.124	6	10.671	86.608	2.721
8	17.576	72.410	10.014	8	11.183	85.869	2.948
10	16.253	66.757	16.990	10	12.637	84.436	2.926
14	12.408	51.229	36.364	14	14.084	82.819	3.097
18	8.701	35.948	55.351	18	14.088	82.826	3.086

Poľsko (NEER_PL)				Slovensko (NEER_SK)			
obdobie (Q)	LM šok (%)	IS šok (%)	AS šok (%)	obdobie (Q)	LM šok (%)	IS šok (%)	AS šok (%)
1	10.455	88.023	1.523	1	42.041	11.150	46.809
2	6.770	92.240	0.990	2	31.597	4.564	63.839
4	5.775	92.194	2.030	4	22.083	3.451	74.466
6	8.891	87.314	3.795	6	19.254	3.023	77.722
8	11.909	83.298	4.793	8	16.167	2.440	81.392
10	13.311	81.730	4.959	10	12.041	1.903	86.057
14	13.350	81.069	5.582	14	7.123	1.161	91.715
18	13.818	78.024	8.158	18	4.600	0.914	94.486

Prameň: Autorove výpočty na základe [2; 18].

V Maďarsku a Poľsku bol vývoj NEER v prvých štvrtrokoch determinovaný predovšetkým pôsobením dopytových šokov, a aj napriek časom slabnúcej sile si zachoval výrazne dominantný vplyv. V Českej republike bol vývoj NEER podobne najvýznamnejšie ovplyvnený dopytovými šokmi (ich vplyv dominoval s odstupom 18 mesiacov a potom klesal), avšak najmä v prvých štvrtrokoch sme mohli sledovať významný vplyv nominálnych šokov (ich sila sa však s odstupom času výraznejšie oslabila), pričom v dlhodobom horizonte už dominovali ponukové šoky. V Slovenskej republike bol naproti tomu vývoj NEER silne ovplyvnený ponukovými šokmi, ktorých význam časom zásadne narástol pri súčasnom oslabovaní vplyvu nominálnych šokov.

V tabuľke 4 prezentovaná dekompozícia variancie REER v krajinách V 4, podobne ako v prípade dekompozície variancie NEER, prináša pre jednotlivé krajiny V 4 vzájomne odlišné závery. Rovnako ako v predchádzajúcom prípade, aj pri dekompozícii variancie REER sme našli určité podobné črty v prípade Maďarska a Poľska. V prvých štvrtrokoch bol ich REER výrazne ovplyvňovaný dopytovými šokmi, s postupne slabnúcim, avšak stále významným vplyvom. S odstupom dlhšieho času už v Maďarsku pri determinácii REER dominovali ponukové šoky, v Poľsku aj naďalej dopytové šoky. V Českej republike pôsobili na vývoj REER dominantne dopytové šoky s najskôr silnejúcim, po 28 mesiacoch už slabnúcim vplyvom. Relatívne silný vplyv nominálnych šokov na vývoj REER sa podobne ako v prípade NEER pomerne rýchlo oslabil. V Slovenskej

republiky mali, v porovnaní s ostatnými krajinami, dopytové šoky najmenej výrazný vplyv na vývoj REER. Podobne ako pri NEER, aj v prípade REER Slovenska jednoznačne dominovali ponukové šoky.

Tabuľka 4
Výsledky dekompozície variancie (REER)

Česká republika (REER_CZ)				Maďarsko (REER_HU)			
obdobie (Q)	LM šok (%)	IS šok (%)	AS šok (%)	obdobie (Q)	LM šok (%)	IS šok (%)	AS šok (%)
1	30.818	60.988	8.194	1	14.379	84.833	0.789
2	18.475	77.282	4.243	2	19.734	75.711	4.556
4	10.450	85.786	3.764	4	22.401	61.408	16.191
6	11.720	82.969	5.311	6	20.770	52.226	27.004
8	12.770	81.908	5.323	8	19.009	47.601	33.390
10	13.109	82.000	4.891	10	18.378	45.421	36.201
14	13.299	81.870	4.831	14	17.951	43.168	38.881
18	13.101	79.564	7.335	18	17.152	41.288	41.560

Poľsko (REER_PL)				Slovensko (REER_SK)			
obdobie (Q)	LM šok (%)	IS šok (%)	AS šok (%)	obdobie (Q)	LM šok (%)	IS šok (%)	AS šok (%)
1	5.167	94.508	0.326	1	57.015	5.250	37.735
2	3.431	95.183	1.386	2	48.623	2.801	48.576
4	9.344	83.985	6.672	4	40.776	7.609	51.615
6	17.840	70.492	11.666	6	36.852	11.736	51.413
8	23.753	61.593	14.654	8	33.786	11.873	54.341
10	26.373	57.819	15.808	10	27.480	10.144	62.376
14	26.316	58.062	15.622	14	16.384	7.162	76.454
18	26.449	57.956	15.595	18	9.946	5.507	84.547

Prameň: Autorove výpočty na základe [2; 18].

Tabuľka 5
Výsledky dekompozície variancie (HDP)

Česká republika (GDP_SC_CZ_SA)				Maďarsko (GDP_SC_HU_SA)			
obdobie (Q)	LM šok (%)	IS šok (%)	AS šok (%)	obdobie (Q)	LM šok (%)	IS šok (%)	AS šok (%)
1	16.144	8.015	75.841	1	54.825	5.872	39.304
2	8.765	7.440	83.796	2	50.986	4.598	44.417
4	3.964	6.897	89.139	4	43.447	2.919	53.634
6	2.572	6.068	91.360	6	32.806	3.761	63.433
8	1.940	5.165	92.895	8	24.044	4.977	70.978
10	1.542	4.405	94.053	10	18.496	4.979	76.525
14	1.066	3.365	95.569	14	12.800	3.785	83.415
18	0.813	2.740	96.447	18	10.170	3.011	86.819

Poľsko (GDP_SC_PL_SA)				Slovensko (GDP_SC_SK_SA)			
obdobie (Q)	LM šok (%)	IS šok (%)	AS šok (%)	obdobie (Q)	LM šok (%)	IS šok (%)	AS šok (%)
1	45.171	0.246	54.583	1	1.691	26.848	71.461
2	42.038	4.230	53.732	2	0.800	16.785	82.415
4	46.557	3.541	49.902	4	0.744	9.793	89.463
6	46.916	2.360	50.724	6	0.704	7.615	91.682
8	42.766	2.128	55.106	8	0.544	6.476	92.980
10	36.134	2.582	61.284	10	0.414	5.577	94.010
14	23.521	3.119	73.360	14	0.280	4.232	95.488
18	15.803	2.539	81.658	18	0.212	3.406	96.381

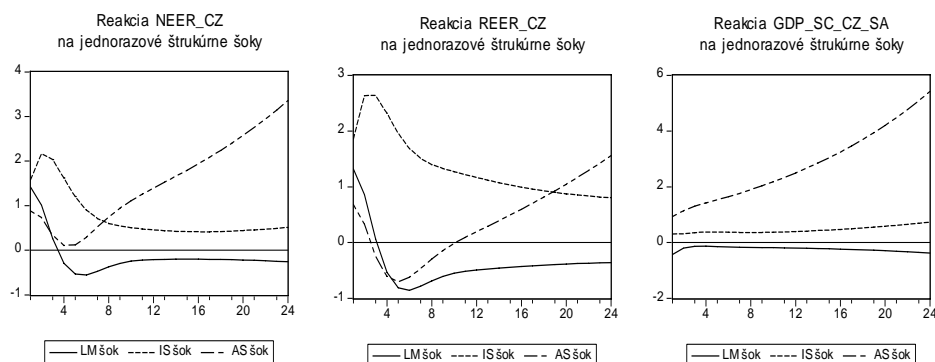
Prameň: Autorove výpočty na základe [2; 18].

Dlhodobá neutralita nominálnych šokov pri ovplyvňovaní REER, ktorá predstavovala jedno z troch ohraňení modelu SVAR pri identifikácii štruktúrnych šokov, sa najzreteľnejšie prejavovala v prípade Slovenska.

Dekompozícia variancie HDP v krajinách V 4 prezentovaná v tabuľke 5, na rozdiel od prípadov dekompozície variancie NEER a REER, prináša pre jednotlivé krajiny V 4 celkovo odlišné závery. Celkové výsledky sú v prípade všetkých krajín významne poznačené uplatnením zvyšných dvoch ohraňení modelu SVAR (predpoklad dlhodobej neutrality nominálnych a dopytových šokov vo vzťahu k vývoju reálneho HDP) umožňujúcich identifikáciu štruktúrnych šokov. V prípade Českej republiky a Slovenska predstavovali ponukové šoky už v prvých štvrtrokoch výrazne dominantný determinant vývoja HDP s postupne silnejúcim vplyvom. V prípade Maďarska a Poľska zohrávali ešte v prvých štvrtrokoch významnú úlohu pri ovplyvňovaní vývoja HDP nominálne šoky, ich pôsobenie sa však pomerne rýchlo oslabovalo.

Dekompozícia variancie endogénnych zložiek modelu SVAR odhalila niekoľko zaujímavých súvislostí. V prípade všetkých krajín V 4 (s výnimkou Českej republiky), zohrávali nominálne šoky významnejšiu úlohu pri ovplyvňovaní vývoja REER v porovnaní s vplyvom na vývoj NEER. V prípade Maďarska a Poľska zohrávali nominálne šoky významnú úlohu aj pri krátkodobom ovplyvňovaní vývoja HDP. Dopytové šoky zohrávali v krajinách V 4 (s výnimkou Slovenska) významnú úlohu pri ovplyvňovaní vývoja NEER aj REER.

G r a f 2
Priebeh IRF (Česká republika)

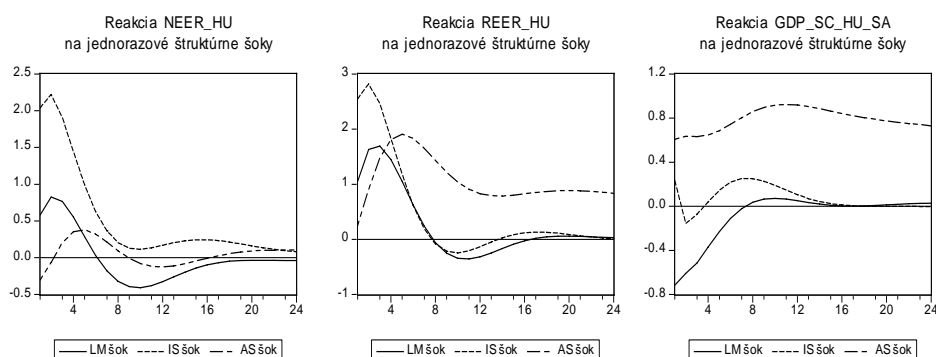


Prameň: Autorove výpočty na základe [2; 18].

Na základe priebehu IRF v podmienkach Českej republiky možno konštatovať zanedbateľný vplyv jednorazového pozitívneho nominálneho šoku na vývoj endogénnych zložiek modelu. Krátkodobo síce mierne rozkolísal vývoj NEER aj REER, tento efekt sa ale časom vytrácal. Jednorazový pozitívny dopytový šok spôsobil

zhodnotenie NEER aj REER, pôsobenie tohto efektu sa však v dlhodobejšom horizonte obdobne vytrácalo. Jednorazový pozitívny ponukový šok viedol podľa očakávania k permanentnému zvyšovaniu reálneho outputu. Dlhodobý vplyv ponukového šoku na posilňovanie NEER a REER indikuje, že prírastky konkurencieschopnosti v dôsledku kladných technologických šokov umožňujú odklon od získavania konkurencieschopnosti na čisto cenovej báze a posun výmenných kurzov bližšie k parite kúpnej sily.

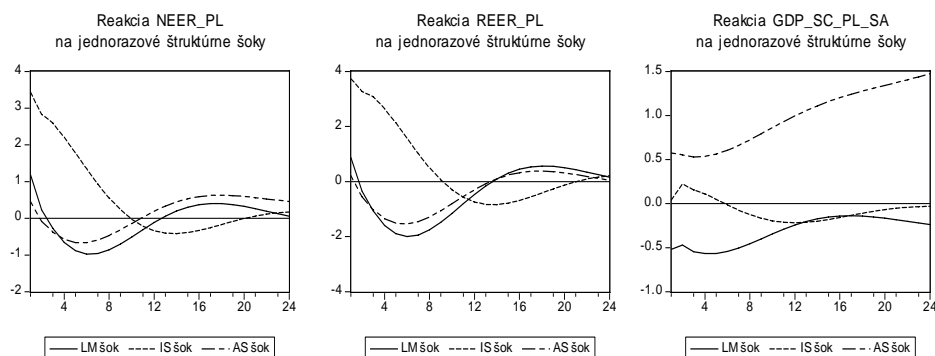
G r a f 3
Priebeh IRF (Maďarsko)



Prameň: Autorove výpočty na základe [2; 18].

Priebeh IRF v podmienkach Maďarska naznačuje pri pôsobení jednorazového nominálneho a ponukového šoku na vývoj endogénnych zložiek modelu SVAR podobné závery ako v prípade Českej republiky. Obidva šoky sa javia z dlhodobého hľadiska ako neutrálne, bez permanentného pôsobenia na vývoj NEER, REER a HDP. Z krátkodobého hľadiska viedol jednorazový pozitívny nominálny šok najprv k zhodnoteniu a s odstupom približne pol roka k znehodnocovaniu NEER a REER. Počiatkový negatívny vplyv nominálneho šoku na vývoj reálneho outputu sa s odstupom približne dvoch rokov vytratil. Podobne ako v prípade Českej republiky, aj v Maďarsku viedol jednorazový pozitívny dopytový šok najprv k zhodnoteniu NEER a REER. Tento efekt sa však s odstupom približne dvoch až troch rokov vytratil. Jednorazový pozitívny ponukový šok nemal okrem počiatkového mierneho rozkolísania dlhodobý vplyv na vývoj NEER. Naproti tomu REER zareagoval postupným posilňovaním, a neskôr oslabovaním. Z dlhodobého hľadiska zotrval REER po pôsobení jednorazového pozitívneho ponukového šoku mierne posilnený. Na rozdiel od Českej republiky však pozitívny ponukový šok nevedol k permanentnému zvyšovaniu reálneho outputu, aj keď pod jeho vplyvom zostal reálny output mierne zvýšený (v podstatne dlhšom časovom horizonte, ako prezentuje graf 3, sa tento efekt postupne vytratil).

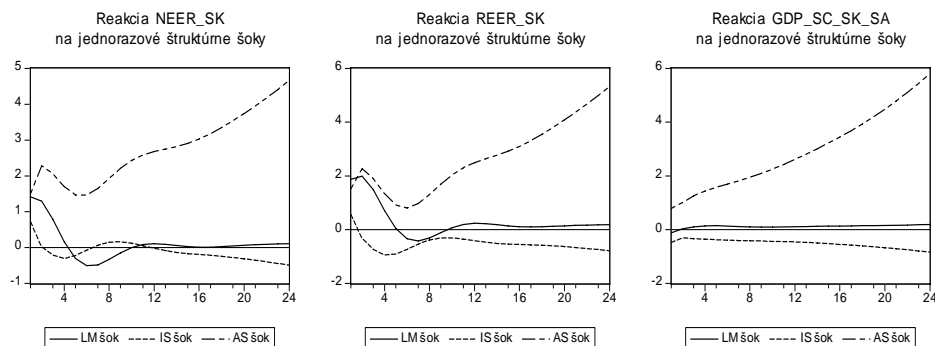
Graf 4
Priebeh IRF (Poľsko)



Prameň: Autorove výpočty na základe [2; 18].

Jednorazový pozitívny nominálny šok viedol na základe priebehu IRF v podmienkach Poľska k znehodnoteniu NEER a REER (podobne ako v Českej republike). Negatívny dopad nominálneho šoku na vývoj NEER a REER sa vytratil až po viac ako troch rokoch. Podobne negatívne pôsobil tento šok aj na vývoj reálneho outputu, pričom z dlhodobého hľadiska sa tento efekt postupne vytrácal. Pozitívny dopytový šok viedol k postupnému znehodnocovaniu NEER a REER počas obdobia približne troch rokov. Po následnom miernom posilňovaní sa vplyv tohto šoku na vývoj NEER a REER vytratil. V dôsledku vplyvu pozitívneho dopytového šoku došlo k miernemu rozkolísaniu vývoja reálneho outputu, z dlhodobého hľadiska však možno konštatovať celkovú neutralitu tohto šoku. Pozitívny ponukový šok viedol (podobne ako v prípade Českej republiky) k dlhodobému zvyšovaniu reálneho outputu. Jednorazový pozitívny ponukový šok nemal okrem mierneho rozkolísania dlhodobý vplyv na vývoj NEER a REER.

Graf 5
Priebeh IRF (Slovensko)



Prameň: Autorove výpočty na základe [2; 18].

Na základe priebehu IRF možno v podmienkach Slovenska konštatovať neutralitu vplyvu jednorazového nominálneho šoku na vývoj reálneho outputu. Z krátkodobého hľadiska prispel tento šok k miernej volatilitate vo vývoji NEER a REER, z dlhodobého hľadiska však bolo jeho pôsobenie podobne neutrálne. Z krátkodobého hľadiska sa pôsobenie pozitívneho dopytového šoku na vývoj endogénnych zložiek modelu javilo ako neutrálne (popri konštatovaní mierne negatívneho vplyvu na vývoj NEER a REER v priebehu prvých dvoch rokov). Z dlhodobého hľadiska však tento šok viedol k postupnému znehodnocovaniu NEER a REER, ako aj k poklesu reálneho outputu. Podobne ako v prípade Českej republiky, aj v podmienkach Slovenska viedol pozitívny ponukový šok k dlhodobému zhodnocovaniu NEER a REER. Pozitívny jednorazový ponukový šok viedol (podobne ako v prípade Českej republiky a Poľska) k dlhodobému zvyšovaniu reálneho outputu.

Záver

V príspevku sme uskutočnili analýzu pôsobenia základných makroekonomických šokov (nominálneho, dopytového a ponukového) na vývoj menových kurzov a outputu v krajinách V 4.

Pri konfrontácii našich výsledkov získaných z priebehu IRF s teoretickými predpokladmi, ktoré sme pre očakávané závery sformulovali v časti 3, môžeme uviesť nasledovné zistenia. Pozitívny ponukový šok viedol vo všetkých krajinách (s výnimkou Maďarska) k rastu outputu. Vplyv ponukového šoku na vývoj NEER a REER však nebol jednoznačný. V Českej republike a na Slovensku viedol ponukový šok k dlhodobému posilňovaniu NEER a REER. V Maďarsku spôsobil ponukový šok dlhodobé posilnenie REER, na vývoj NEER však nemal dlhodobý vplyv. Vplyv ponukového šoku na dlhodobý vývoj NEER a REER sa v prípade Poľska nepreukázal.

Pozitívny dopytový šok viedol vo všetkých štyroch ekonomikách ku krátkodobému posilneniu NEER a REER, avšak s rôznou intenzitou (najvýraznejšie v Poľsku, najmenej výrazne na Slovensku). Z dlhodobého hľadiska pôsobil dopytový šok skôr neutrálne na vývoj NEER a REER v krajinách V 4 (s určitou výnimkou v prípade Českej republiky a Slovenska). Vplyv dopytového šoku na vývoj outputu bol v jednotlivých krajinách odlišný. Z krátkodobého hľadiska sa output mierne posilnil vo všetkých krajinách, s výnimkou Slovenska. Efekt dopytového šoku na vývoj outputu bol však z dlhodobého hľadiska nejednoznačný.

Pozitívny nominálny šok viedol vo všetkých štyroch ekonomikách ku krátkodobému oslabovaniu NEER a REER (najvýraznejšie v Poľsku, najmenej výrazne v Maďarsku). Dlhodobý vplyv dopytového šoku na vývoj NEER a REER sa nepreukázal v žiadnej krajine. Predpokladaný krátkodobý vplyv nominálneho šoku na vývoj outputu sa nepreukázal v žiadnej krajine. Krátkodobý negatívny vplyv

tohto šoku sa potvrdil v prípade Maďarska a Poľska. Z dlhodobého hľadiska pôsobil nominálny šok na vývoj HDP neutrálne.

Analýza zdrojov nepredpokladaných výkyvov vo vývoji NEER, REER a HDP v podmienkach krajín V 4 v období 1995 – 2007 nám umožňuje prijať určité zovšeobecňujúce závery: (1) jednorazové nominálne šoky mali vplyv na krátkodobú volatilitu NEER; (2) dopytové šoky prispeli k výraznejšej krátkodobej volatilitu REER (s výnimkou Slovenska); (3) výmenný kurz reagoval pomerne málo intenzívne na tie vonkajšie šoky, ktoré ovplyvňovali vývoj reálneho outputu.

Na základe zistených skutočností tak možno konštatovať nasledovné: (1) NEER dokázal v podmienkach Maďarska a Poľska tlmieť krátkodobé dopady nominálnych šokov na vývoj HDP (ak súčasne zohľadníme relatívne vysokú citlivosť HDP týchto krajín na pôsobenie nominálnych šokov); (2) REER vo všetkých krajinách V 4 (s výnimkou Slovenska) prispel k prenosu dopytových šokov na vývoj HDP; (3) celkovo nízka citlivosť HDP v krajinách V 4 (s výnimkou Slovenska v prvých dvoch štvrtrokoch) na pôsobenie dopytových šokov spôsobila, že HDP týchto krajín nebol významnejšie vystavený vplyvu dopytových šokov.

Napriek existujúcim podobným vybraným črtám vo vzťahoch medzi exogénnymi šokmi a endogénnymi premennými vo všetkých štyroch analyzovaných ekonomikách možno vo výsledkoch nášho modelu sledovať aj určité zásadnejšie rozdiely. Medzi ne môžeme zaradiť odlišné dôsledky vplyvu jednorazového ponukového šoku (napr. porovnanie na jednej strane Českej republiky a Slovenska s Maďarskom), prípadne podobnosť reakcií endogénnych premenných na vybrané dvojice exogénnych šokov (napr. reakcia NEER a REER na nominálny a ponukový šok v prípade Poľska a reakcia NEER a REER na nominálny a dopytový šok v prípade Maďarska). Z tohto pohľadu možno za určitú slabinu menších SVAR modelov považovať predpoklad o existencii nízkeho počtu základných štruktúrnych šokov. Ak by sme uvažovali o pôsobení viacerých typov šokov, z ktorých každý by mal odlišný vplyv na jednotlivé endogénne premenné modelu, potom by použitie dlhodobých reštrikcií viedlo k identifikácii lineárnych kombinácií pôvodných šokov. To by naznačovalo, že identifikované šoky nemusia byť nevyhnutne ortogonálne. Použitie robustnejších SVAR modelov by tak tiež umožnilo efektívnejšie eliminovať problém, keď identifikovaný štruktúrny šok vzniká ako zmes dvoch alebo viacerých druhov inovácií, z ktorých každý má odlišný vplyv na jednu alebo viaceré endogénne premenné modelu.

Využitie flexibility menových kurzov pri tlmení negatívnych dopadov makroekonomických šokov sa vo svetle našich výsledkov javí ako málo účinné. Vzdanie sa menovej suverenity vstupom do EMÚ tak nemusí nevyhnutne znamenať zvýšenie rizika negatívneho pôsobenia makroekonomických šokov na vývoj outputu vo vybranej vzorke krajín. Samotná flexibilita menových kurzov kandidátskych krajín pred vstupom do EMÚ sa môže javiť ako sporná – či už v dôsledku minimálne

dvojiročného pôsobenia meny danej krajiny v ERM II pred samotným vstupom do EMÚ, alebo v dôsledku pozitívnych očakávaní, ktoré môžu prispieť k neodôvodnenému posilňovaniu menového kurzu.

Literatúra

- [1] ARTIS, M. J. – EHRMAN, M.: The Exchange Rate – A Shock-absorber or Source of Shocks? A Study of Four Open Economies. [EUI Working Papers, RSC, No. 2000/38; CEPR Discussion Papers, No. 2550.] London: The Centre for Economic Policy Research 2000.
- [2] Bank for International Settlements: BIS Effective Exchange Rate Indices. <<http://www.bis.org/statistics/eer/index.htm>>.
- [3] BAYOUMI, T. – EICHENGREEN, B.: Shocking Aspects of European Monetary Unification. [NBER Working Paper, No. 3949.] Cambridge: National Bureau of Economic Research 1992.
- [4] BENČÍK, M.: Aplikácia modelu vektorovo autoregresných procesov na posúdenie vhodnosti menovej integrácie Slovenska. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 52, 2004, č. 9, s. 1051 – 1063.
- [5] BLANCHARD, O. J. – QUAH, D.: The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Disturbances. [NBER Working Paper, No. 2737.] Cambridge: National Bureau of Economic Research 1988.
- [6] BORGHIJS, A. – KUIJS, A.: Exchange Rates in Central Europe. [IMF Working Paper, No. 04/02.] Washington, DC: International Monetary Fund 2004.
- [7] CLARIDA, R. – GALI, J.: Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks? *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 1994, s. 1 – 56.
- [8] DIBOGLU, S. – KUTAN, A.: Sources of Real and Nominal Exchange Rate Fluctuations in Transition Economies: The Case of Poland and Hungary. *Journal of Comparative Economics*, 29, 2001, s. 257 – 275.
- [9] FIDRMUC, J. – HORVÁTH, R.: Volatility of Exchange Rates in Selected New EU Members: Evidence from Daily Data. [CESifo Working Paper, No. 2107.] Munich: ESifo GmbH 2007.
- [10] FIDRMUC, J. – KORHONEN, I.: Similarity of Supply and Demand Shocks between the Euro Area and the CEECs. [BOFIT Discussion Papers, 14/2001.] Helsinki: Bank of Finland, Institute for Economies in Transition 2001.
- [11] GONDA, V.: Európska menová únia v kontexte globalizačných procesov svetového hospodárstva. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 54, 2006, č. 4, s. 352 – 367.
- [12] HUFNER, F. P. – SCHRODER, M.: Exchange Rate Pass-through to Consumer Prices: A European Perspective. [Discussion Paper, No. 02-20.] Mannheim: Centre for European Economic Research 2002.
- [13] KARUNARATNE, N. D.: Microeconomic Shocks, Depreciation and Inflation: An Australian perspective. [Discussion Paper, No. 298.] Brisbane: The University of Queensland, School of Economics 2002.
- [14] MUNDELL, R.: A Theory of Optimum Currency Areas. *The American Economic Review*, 51, 1961, č. 4, s. 657 – 665.
- [15] OBSTFELD, M.: Floating Exchange Rates: Experience and Prospects. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1985, č. 2, s. 369 – 450.
- [16] STAZKA, A.: Sources of Real Exchange Rate Fluctuation in Central and Eastern Europe. [CESifo Working Paper, No. 1876.] Munich: CESifo GmbH 2006.
- [17] LISÝ, J. – MUCHOVÁ, E.: Formovanie a fungovanie Európskej menovej únie ako otvorený teoretický problém. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 52, 2004, č. 4, s. 429 – 448.
- [18] OECD – Statistics v4.4 – Frequently Requested Statistics. <http://www.oecd.org/document/15/0,3343,en_2649_201185_1873295_1_1_1_1,00.html>.
- [19] STAVÁREK, D.: Analýza vzájomných vzťahov medzi devízovými kurzmi stredoevropských mien. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 55, 2007, č. 7, s. 646 – 658.