



Vplyv reálneho menového kurzu na vývoj ekonomiky SR

Ing. Rajmund Mirdala, PhD.

Ekonomická fakulta Technickej univerzity v Košiciach

Fluktuácia menového kurzu sa v domácej ekonomike prejavuje v podobe vnútorných a vonkajších šokov. Výkyvy menového kurzu takýmto spôsobom vplyvajú na výkonnosť národného hospodárstva. Expozícia krajín voči negatívnym dôsledkom kurzovej volatility tak tvorí jednu z nosných oblastí diskusií týkajúcich sa voľby medzi pevnými a pohyblivými menovými kurzmi. Z tohto dôvodu tak kvantifikácia negatívnych dopadov kurzových pohybov na makroekonomické parametre predstavuje jednu z kľúčových oblastí posudzovania širších aspektov nielen menového kurzu vo vzťahu k domácej ekonomike, ale aj politiky menových kurzov či režimu menového kurzu.

Zhodnotenie (prípadne revalvácia) domácej meny môže utlmiť ekonomické aktivity prostredníctvom počiatočného zníženia cien zahraničných tovarov v porovnaní s domácimi tovarmi. Dôsledkom poklesu zahraničnej konkurencieschopnosti domácich odvetví zhodnotenie menového kurzu zmení relatívnu orientáciu spotrebných výdavkov z domácich statkov na statky zahraničnej produkcie. Negatívny dopad zhodnotenia menového kurzu domácej meny na zahraničnoobchodnú bilanciu výrazne závisí od zmeny dopytovej orientácie (z hľadiska smeru i rozsahu), ale súčasne aj od potenciálu domácej ekonomiky preorientovať vzniknuté prebytočné kapacity do perspektívnych odvetví s rastovým potenciálom.

Zatiaľ čo tradičné pohľady na danú problematiku zdôrazňujú negatívny dopad zhodnotenia domácej meny v podobe poklesu domáceho outputu, alternatívne prístupy naznačujú možnosť vzniku určitých pozitívnych prejavov. Zhodnotenie domácej meny spôsobuje zvýšenie exportných cien a súčasne pokles importných cien. Za predpokladu, že objem exportov prevyšuje objem importov, čistým efektom bude zvýšenie reálneho dôchodku v ekonomike.

Obdobne ponukový kanál môže zvýšiť pozitívny dopad zhodnotenia domácej meny na výkonnosť domácej ekonomiky. V podmienkach ekonomicky menej rozvinutých krajín, keď výrobné vstupy sa vo veľkej miere dovážajú, keďže ich nie je možné v domácich podmienkach ľahko vyrábať, dôjde zhodnotením domácej meny k zníženiu vstupných nákladov firiem. Dôsledkom toho môže pozitívny dopad zo znížených nákladov na obstaranie dovážaných vstupov prevýšiť negatívny efekt utlmujúcich vplyvov vyvolaných nárastom relatívnych cien domácich obchodovateľných tovarov.

Môžeme teda konštatovať, že zhodnotenie domácej meny vedie k zníženiu čistého exportu a k zníženiu nákladov produkcie. Obdobne znehodnotenie domácej meny pôsobí na rast čistého exportu a zvýšenie nákladov produkcie. Kombinovaný efekt dopytového a ponukového kanála

tak determinuje čistý dopad fluktuácie menového kurzu na reálny output a cenovú hladinu.

V reálnych ekonomických podmienkach je nevyhnutné kalkulovať s nezanedbateľnou mierou neurčitosti tak na strane dopytu, ako aj na strane ponuky. Predpokladáme, že obidve zložky sú ovplyvňované racionálnymi očakávaniami ekonomických subjektov. Výkyvy vo výkonnosti ekonomiky budú zrejme dôsledkom neočakávaných šokov na strane dopytu a ponuky.

V príspevku sa zameriame na analýzu pôsobenia reálneho menového kurzu Slovenskej republiky na vybrané makroekonomické premenné počas obdobia rokov 2000 až 2007 prostredníctvom využitia VAR modelu. Cieľom tejto analýzy je zistiť, akým spôsobom vplýval reálny menový kurz na základné parametre ekonomiky Slovenskej republiky. Na dosiahnutie stanoveného cieľa zostrojíme VAR model pozostávajúci z reálneho menového kurzu a ďalších piatich ekonomických premenných (reálny output, peňažná zásoba, miera inflácie, krátkodobá úroková miera, saldo bežného účtu platobnej bilancie). Na účely analýzy pôsobenia primitívneho kurzového šoku (t. j. jednorazového pozitívneho šoku menového kurzu) na uvedené ekonomické kategórie použijeme Choleskyho dekompozíciu matice reziduí VAR modelu v redukovanej podobe. Na základe odhadnutého modelu vypočítame *impulse-response* funkcie jednotlivých endogénnych premenných modelu. V rámci analýzy pôsobenia reálneho menového kurzu na vybrané makroekonomické kategórie zohľadníme aj dopad krízových rokov (2008 až 2010) na prezentované výsledky tak, že odhadneme dva modely – model A pre časové obdobie rokov 2000 až 2007 a model B pre časové obdobie rokov 2000 až 2010. Cieľom takéhoto prístupu bude nielen identifikovať podobné a odlišné črty kurzovej determinácie ekonomického vývoja v Slovenskej republike, ale súčasne posúdiť vplyv krízového obdobia (toto obdobie v sebe súčasne zahŕňa efekt prijatia eura, pričom izolované efekty obidvoch vplyvov nemožno jednoznačne posúdiť) na determinatívny potenciál menového kurzu.



PÔSOBENIE MENOVÉHO KURZU V EKONOMETRICKOM MODELI

Na analýzu pôsobenia menového kurzu na ekonomický vývoj v Slovenskej republike využijeme metodológiu VAR. Na identifikáciu štruktúrnych šokov využijeme Choleskyho prístup, ktorý predpokladá reťazenie väzieb medzi endogénnymi premennými modelu. Východiskovú podobu VAR modelu možno zapísať v podobe vektora kľazvého priemeru náhodných zložiek nasledujúcim spôsobom:

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

kde X_t predstavuje $n \times 1$ vektor endogénnych makroekonomických premenných modelu, $A(L)$ je polynóm v tvare $n \times n$, ktorého koeficienty reprezentujú vzťahy medzi endogénnymi premennými na oneskorených hodnotách (tzv. polynóm časového posunu, ktorý predstavuje súhrnné označenie matíc A a časových posunov L), L je operátor oneskorenia, ε_t je $n \times 1$ vektor chýb štruktúrnych šokov modelu.

Vektor X_t endogénnych premenných modelu tvorí šesť zložiek: reálny output ($y_{t,t}$), peňažná zásoba (m_t), jadrová inflácia (p_t), krátkodobé nominálne úrokové miery ($ir_{n,t}$), reálny menový kurz ($er_{t,t}$) a saldo bežného účtu platobnej bilancie¹ (cu_t). V šesťzložkovom modeli ($X_t = [y_{t,t}, m_t, p_t, y_{t,t}, ir_{n,t}, cu_t]$) uvažujeme o pôsobení piatich exogénnych šokov, ktoré ovplyvňujú vývoj endogénnych premenných. Ide o dopytový šok ($\varepsilon_{y,t}$), peňažný šok ($\varepsilon_{m,t}$), inflačný šok ($\varepsilon_{p,t}$), menovopolitický šok ($\varepsilon_{ir_{n,t}}$), kurzový šok ($\varepsilon_{er,t}$) a zahraničnoobchodný šok ($\varepsilon_{cu,t}$).

Vzťah medzi rezíduami VAR modelu v redukovanej podobe (e_t) a pôvodnými štruktúrnymi šokmi (ε_t) možno vyjadriť nasledujúcim spôsobom:

$$\begin{bmatrix} e_{y,t} \\ e_{m,t} \\ e_{p,t} \\ e_{ir_{n,t}} \\ e_{er,t} \\ e_{cu,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ \varepsilon_{m,t} \\ \varepsilon_{p,t} \\ \varepsilon_{er,t} \\ \varepsilon_{cu,t} \end{bmatrix} \quad [2]$$

Na identifikáciu primitívnych štruktúrnych šokov použijeme Choleskyho rekurzívny prístup. Zoradenie premenných v modeli zavádza v zmysle predpokladu rekurzivity tieto vzťahy medzi endogénnymi premennými:

- Reálny output nereaguje v úvodnej perióde na šok vyvolaný ktoroukoľvek inou endogénnou premennou modelu.
- Peňažná zásoba nereaguje v úvodnej perióde na inflačný šok, menovopolitický šok, kurzový šok a zahraničnoobchodný šok, pričom na jej vývoj vplýva len dopytový šok.
- Inflácia nereaguje v úvodnej perióde na menovopolitický šok, kurzový šok a zahranično-

obchodný šok, pričom na jej vývoj vplýva len dopytový šok a peňažný šok.

- Úrokové miery nereagujú v úvodnej perióde len na kurzový šok a zahraničnoobchodný šok, pričom na ich vývoj vplýva dopytový šok, peňažný šok a inflačný šok.
- Menový kurz je v úvodnej perióde ovplyvňovaný vývojom všetkých endogénnych premenných modelu s výnimkou zahraničnoobchodného šoku.
- Saldo bežného účtu je v úvodnej perióde ovplyvnené šokmi všetkých endogénnych premenných modelu.

Po úvodnej perióde už jednotlivé premenné modelu vstupujú do vzájomných vzťahov bez dodatočných obmedzení či ohraničení.

Na základe zostaveného VAR modelu odhadneme priebehy *impulse-response* funkcií odrážajúcich pôsobenie jednorazových šokov (v súlade so zámerom príspevku sa pritom zameriame na analýzu pôsobenia jednorazového šoku spôsobeného menovým kurzom, t. j. kurzového šoku) na vývoj endogénnych premenných modelu (reálneho outputu, peňažnej zásoby, inflácie, úrokových sadziieb a salda bežného účtu) v Slovenskej republike.

Pre overenie robustnosti empirických výsledkov ekonometrického modelu zohľadníme aj poradie endogénnych premenných (na tento účel obmeníme zoradenie premenných v snahe posúdiť vplyv tohto kroku na priebeh *impulse-response* funkcií jednotlivých endogénnych premenných modelu). Okrem základného modelu pre Slovenskú republiku – modelu A1, B1 ($X_t = [y_{t,t}, m_t, p_t, ir_{n,t}, er_{t,t}, cu_t]$) – odhadneme aj ďalšie dva modely s obmeneným poradím – model A2, B2 ($X_t = [y_{t,t}, er_{t,t}, m_t, ir_{n,t}, p_t, cu_t]$) a model A3, B3 ($X_t = [y_{t,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{t,t}, cu_t]$).

VPLYV MENOVÉHO KURZU NA MAKROEKONOMICKE PREMENNÉ

Na účely odhadnutia VAR modelu pozostávajúceho zo šiestich endogénnych premenných sme v podmienkach Slovenskej republiky použili štvrtročné údaje za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A) pozostávajúce celkovo z celkovo 32 pozorovaní a za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B) pozostávajúce celkovo zo 44 pozorovaní pre reálny output (nominálny HDP sme očistili od vplyvu inflácie prostredníctvom implicitného cenového deflátoru), peňažnú zásobu, infláciu (použili sme časové rady pre jadrovú infláciu), krátkodobé úrokové miery (použili sme údaje reprezentujúce vývoj úrokových sadziieb pre medzibankové depozity s dobou splatnosti 3 mesiace), REER a saldo bežného účtu platobnej bilancie. Časové rady pre všetky použité ekonomické kategórie využité v modeli sme získali z databázy MMF (International Financial Statistics, október 2011). Pred ich použitím sme časové rady pre reálny output, peňažnú zásobu a mieru inflácie sezónne očistili.

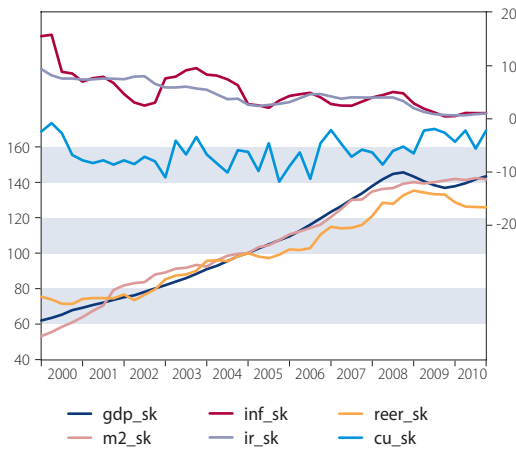
Pred samotným odhadnutím modelov sme časové rady otestovali na prítomnosť jednotkového koreňa a kointegráciu. Na základe výsledkov

¹ Kvôli zjednodušeniu interpretácie aproximujeme saldo zahranično-obchodnej bilancie saldom bežného účtu platobnej bilancie.





Graf 1 Vývoj reálneho HDP, peňažnej zásoby, inflácie, úrokových sadzieb, REER a salda bežného účtu platobnej bilancie (2000Q1 – 2010Q4)



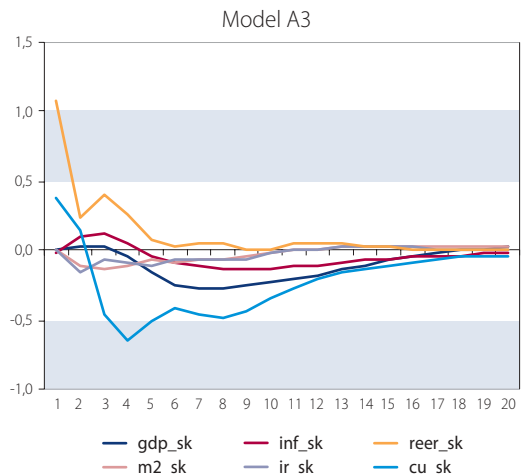
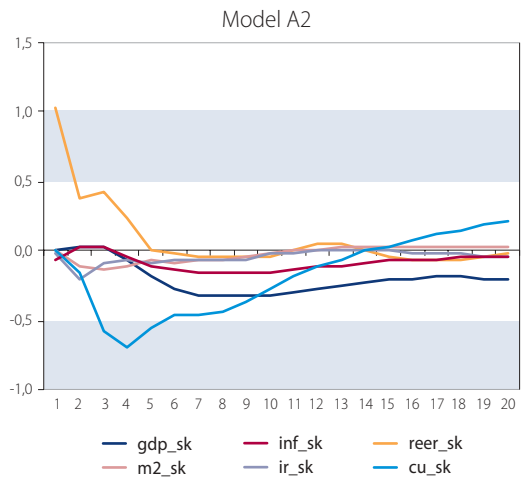
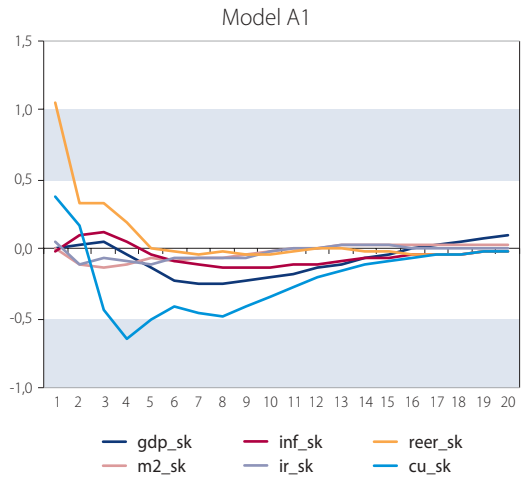
Zdroj: Graf autora na základe údajov z MMF International Financial Statistics (október 2011).

Poznámka: Endogénne premenné modelu – hrubý domáci produkt (GDP), peňažná zásoba (M2), reálny efektívny menový kurz (REER) sú vyjadrené ako index (ľavá os v grafe) (2005 = 100). Inflácia (INF) a úrokové miery (IR) sú vyjadrené v percentách (pravá os v grafe). Saldo bežného účtu platobnej bilancie (CU) je vyjadrené ako percentuálny podiel na HDP (pravá os v grafe).

testov stacionarity možno konštatovať, že všetky časové rady endogénnych premenných sa javili ako I(1). Vychádzajúc z výsledkov testov jednotkového koreňa sme následne otestovali časové rady na prítomnosť kointegrácie s cieľom zistiť, či medzi endogénnymi premennými modelu existujú dlhodobé väzby, t. j. či lineárnou kombináciou ľubovoľných dvoch premenných môžeme dostať stacionárny proces. Na tento účel sme použili Johansenov test kointegrácie. Počet oneskorení pre testovanie prítomnosti kointegračných väzieb bol stanovený na základe SIC (Schwarzovho informačného kritéria) na dve obdobia. Na základe výsledkov kointegračných testov môžeme konštatovať, že výsledky štatistiky testu stopy matice (*trace statistics*) aj maximum štatistiky testu maxima charakteristických hodnôt (*eigenvalue statistics*) nám nepotvrdili kointegráciu medzi endogénnymi premennými. Výsledky testov kointegrácie nám teda potvrdili, že medzi endogénnymi zložkami modelu neexistujú dlhodobé kointegračné väzby. Na základe výsledkov testov jednotkového koreňa a testov stacionarity sme sa rozhodli odhadnúť model s dátami vyjadrenými v prvých diferenciách.

Na otestovanie stability modelu sme využili viacero testov. Na rezíduách modelu nebola zistená prítomnosť autokorelácie, heteroskedasticity a autoregresne podmienenej heteroskedasticity. Taktiež sme použili Jarque-Berrov test normality, pričom sme zistili, že rezíduá modelu majú normálne rozdelenie. VAR model sa tiež javil ako stabilný (stacionárny), keďže inverzné korene modelu sa nachádzali vo vnútri jednotkového kruhu, hoci niekoľko koreňov sa nachádzalo (v absolútnych hodnotách) blízko jednotky.

Graf 2 Vplyv REER na reálny HDP, peňažnú zásobu, infláciu, úrokové sadzby, REER a saldo bežného účtu platobnej bilancie (2000Q1 – 2007Q4) (v %)



Zdroj: Výpočty autora.

Graf 1 zachytáva vývoj reálneho outputu, peňažnej zásoby, miery inflácie, krátkodobých úrokových sadzieb, REER a salda bežného účtu platobnej bilancie v Slovenskej republike.

Obmena zoradenia endogénnych premenných v obidvoch modeloch neprinesla zásadnejšie rozdiely vo výsledkoch oproti východiskovému zo-



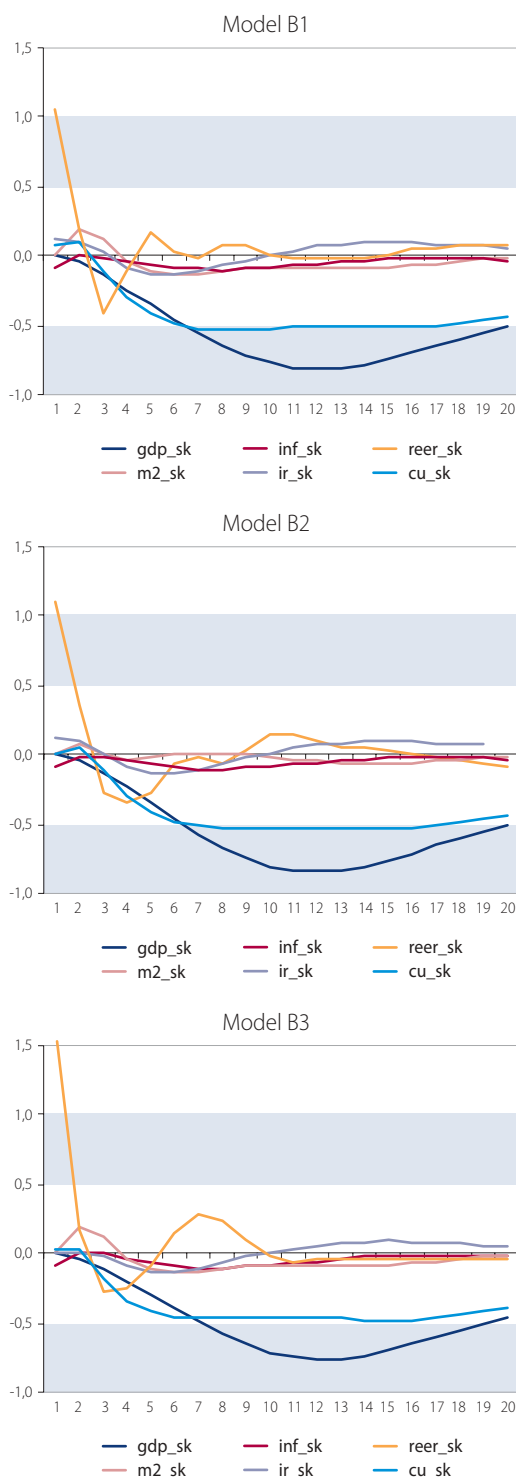
radeniu. Okrem základného modelu pre obdvia časové obdobia (modely A1 a B1) prezentujeme aj výsledky pre modely so zmeneným poradím endogénnych premenných (modely A2 a B2, resp. A3 a B3).

V grafe 2 uvádzame priebehy *impulse-response* funkcií odrážajúcich vplyv REER na jednotlivé premenné v Slovenskej republike za obdobie rokov 2000 až 2007 (modely A1, A2, A3).

Na základe výsledkov priebehu *impulse-response* funkcií v Slovenskej republike možno konštatovať, že negatívne pôsobenie jednorazového pozitívneho kurzového šoku (šoku v REER) na vývoj reálneho outputu sa v modeli so základným zoradením endogénnych premenných prejavilo s časovým oneskorením vyše troch štvrtrokov. Negatívny efekt šoku sa pritom s narastajúcim časovým odstupom postupne vytrácal (úplne zanikol až po vyše dvadsiatich štvrtrokoch). Ako podstatný faktor negatívneho pôsobenia reálneho menového kurzu na celkový output možno vnímať zhoršenie vývoja čistého exportu (ako následok pôsobenia kurzového šoku) s časovým odstupom približne dvoch štvrtrokov. Okamžitý pozitívny vplyv kurzového šoku na vývoj bežného účtu pritom možno vnímať ako odraz krátkodobo nižších elasticít importu a exportu na zmenu relatívnych cien importu a exportu. Zhoršenie salda bežného účtu s narastajúcim časovým oneskorením pritom odráža platnosť Marshallovej-Lernerovej podmienky, predpokladajúcej dostatočne vysoké elasticity exportu a importu na zmeny menového kurzu. Negatívne pôsobenie kurzového šoku na vývoj bežného účtu sa podobne ako v prípade reálneho outputu javilo ako dočasné. Jednorazový pozitívny kurzový šok spôsobil mierny a dočasný pokles peňažnej zásoby. Efekt šoku sa však už po takmer troch štvrtrokoch začal postupne vytrácať. Pozitívny vplyv kurzového šoku na vývoj domácej miery inflácie sme mohli zaznamenať až s časovým odstupom vyše štyroch štvrtrokov, čo naznačuje pomalšie prenášanie cenových efektov medzi indexom cien dovozu a domácim cenovým indexom. Na druhej strane sa však efekt šoku vytrácal len relatívne pomaly a k zániku jeho dezinflačného pôsobenia došlo až s dlhším časovým odstupom. Vplyv kurzového šoku na vývoj krátkodobej úrokovej miery sa javil ako pomerne málo výrazný. K postupnému znižovaniu úrokovej miery dochádzalo približne od konca prvého štvrtroka. Efekt šoku sa začal zmierňovať od konca druhého štvrtroka a k jeho zániku došlo po vyše jedenástich štvrtrokoch. Vplyvom samotného pozitívneho kurzového šoku sa REER krátkodobo posilnil, pričom na svoju východiskovú úroveň sa vrátil po približne jednom roku.

Jednorazový pozitívny kurzový šok determinoval vývoj jednotlivých premenných v podmienkach Slovenskej republiky prevažne v súlade s empirickými predpokladmi. Efekt šoku kulminoval pri všetkých premenných, s výnimkou reálneho outputu, s časovým odstupom do jedného roka. Zmena poradia endogénnych premenných (modely A1, A2 a A3) nemala zásadnejší vplyv na smerovanie ich reakcií na pôsobenie jednorazového

Graf 3 Vplyv REER na reálny HDP, peňažnú zásobu, infláciu, úrokové sadzby, REER a saldo bežného účtu platobnej bilancie (2000Q1 – 2010Q4) (v %)



Zdroj: Výpočty autora.

ho pozitívneho kurzového šoku. Mierne odlišnosti sme však mohli zaznamenať v intenzite výkyvov najmä pri doznievaní efektu kurzového šoku.

V grafe 3 prezentujeme priebehy *impulse-response* funkcií odrážajúcich vplyv REER na jednotlivé premenné v Slovenskej republike za obdobie rokov 2000 až 2010 (modely B1, B2, B3).



2 Už počas obdobia pred vstupom Slovenskej republiky do eurozóny mali krátkodobé úrokové miery na medzibankovom trhu depozitov tendenciu konvergovať k úrokovým mieram v eurozóne, čo možno považovať za výrazný faktor ich zníženej citlivosti na exogénne šoky už pred samotným prijatím eura.

Krízové obdobie prispelo v podmienkach Slovenskej republiky k zvýšeniu volatility jednotlivých endogénnych premenných (s výnimkou inflácie a úrokových sadzieb) na jednorazový pozitívny kurzový šok. Vplyvom krízového obdobia možno na základe priebehu *impulse-response* funkcií sledovať výraznejšie zmeny v reakciách reálneho outputu na jednorazový pozitívny kurzový šok. Na rozdiel od predkrízového obdobia sme v modeli B mohli vplyvom kurzového šoku zaznamenať postupné znižovanie reálneho outputu, pričom negatívny efekt šoku kulminoval až po takmer dvanástich štvrtrokoch. Následne sa dopad kurzového šoku postupne vytrácal a celkovo sa tak javil ako dočasný. V porovnaní s predkrízovým obdobím sa zhoršovanie vývoja na bežnom účte dôsledkom pôsobenia pozitívneho kurzového šoku javilo v krátkom období ako menej dynamické. Na druhej strane sa však efekt šoku postupne vytrácal až s podstatným časovým odstupom v dlhom období. Pozitívny kurzový šok viedol s časovým odstupom takmer štyroch štvrtrokov k miernemu zníženiu peňažnej zásoby (s výnimkou modelu B2, kde sa pokles peňažnej zásoby javil počas prvých desiatich štvrtrokov ako zanedbateľný). Negatívne pôsobenie šoku tak malo v porovnaní s predkrízovým obdobím oneskorenejší, avšak obdobne trvácny efekt. Pozitívny kurzový šok viedol k okamžitému, i keď pomerne málo výraznému poklesu miery inflácie. Efekt šoku sa však s narastajúcim časovým odstupom znižoval a k jeho úplnému zániku došlo, podobne ako v modeli A, až v dlhšom časovom období. Krátkodobé pôsobenie pozitívneho kurzového šoku na vývoj úrokovej miery sa javilo, podobne ako v prípade inflácie, ako mierne oneskorené. Vplyvom samotného pozitívneho kurzového šoku sa REER krátkodobou posilnil, pričom však apreciačný efekt v porovnaní s predkrízovým obdobím pretrvával podstatne kratšie obdobie, pričom návrat k pôvodnej úrovni (počas obdobia približne desiatich štvrtrokov) bol sprevádzaný vyššou mierou volatility.

Vplyv jednorazového pozitívneho kurzového šoku na vývoj reálneho outputu a bežného účtu sa javil v rámci rozšíreného obdobia ako výraznejší a trvácnejší, zatiaľ čo vplyv na peňažnú zásobu, úrokové miery a infláciu sa javil ako málo výrazný. Zmena poradia endogénnych premenných (modely B1, B2 a B3) nemala zásadnejší vplyv na smerovanie ich reakcií na pôsobenie jednorazového

pozitívneho kurzového šoku. Mierne odlišnosti sme však mohli zaznamenať vo volatilitate reakcií jednotlivých premenných na pôsobenie jednorazového kurzového šoku.

ZHRNUTIE

Porovnanie reakcií reálneho outputu a peňažnej zásoby v rámci obidvoch modelov (modelov A a B) naznačuje, že zmeny v reálnom outpute vyvolané pôsobením pozitívneho kurzového šoku nekorešponovali s charakterom zmien v peňažnej zásobe spôsobených tým istým šokom. Pôsobenie menového kurzu na vývoj reálneho outputu tak mohlo byť súčasne poznačené disproporčnými zmenami v peňažnej zásobe a v konečnom dôsledku aj v transakčnom dopyte po peniazoch. Na druhej strane možno pripustiť, že zmeny v peňažnej zásobe sú ovplyvňované aj vývojom inflácie, úrokových sadzieb a iných faktorov reprezentujúcich popri transakčnom dopyte po peniazoch aj iné motívy držby peňazí.

Vývoj peňažnej zásoby kopíroval základné tendencie vo vývoji salda bežného účtu platobnej bilancie v obidvoch modeloch, pričom v rámci predkrízového obdobia sa tento vzťah javil ako užší. V predkrízovom období reakcia peňažnej zásoby na pôsobenie kurzového šoku mierne predbiehala reakciu inflácie (inflácia tak mohla byť ovplyvňovaná nielen vývojom cien dovozu, ale aj transakčným dopytom po peniazoch).

Reakcia úrokových sadzieb na pozitívny kurzový šok sa javila ako viac volatilná a menej prepojená s vývojom reálneho outputu, peňažnej zásoby a inflácie, pričom možno predpokladať, že nižšia citlivosť krátkodobej úrokovej miery v Slovenskej republike bola v rámci modelu B spôsobená nahradením domácej (trojmesačnej) medzibankovej úrokovej miery v modeli medzibankovou mierou EURIBOR kvôli vstupu krajiny do eurozóny² v roku 2009.

Negatívne pôsobenie kurzového šoku na vývoj salda bežného účtu platobnej bilancie sa vplyvom krízového obdobia prehĺbilo. Rozdiely sme pritom mohli zaznamenať ani nie tak v intenzite samotného negatívneho dôsledku, ako v jeho trvácnosti. Napriek stabilizácii kurzových očakávaní po prechode na euro sa tak vplyvom krízového obdobia citlivosť slovenskej ekonomiky na náhle výkyvy reálneho menového kurzu mierne zvýšila.

Literatúra:

1. AGUIRRE, A., CALDERÓN, C. (2005) *Real Exchange Rate Misalignments and Economic Performance*, [Central Bank of Chile, Working Paper No. 315/2005] Chile, Central Bank of Chile, 56 p.
2. ARRATIBEL, O., FURCERI, D., MARTIN, R., ZDZIENICKA, A. (2011) *The effect of nominal exchange rate volatility on real macroeconomic performance in the CEE countries*, *Economic Systems*, 35(2): 261-277.
3. BEN ARFA, N. (2009) *Analysis of Shocks Affecting Europe: EMU and some Central and Eastern Acceding Countries*, *Panaeconomicus*, 56(1): 21-38.
4. DOMAC, I., PETERS, K., YUZE-FOWICH, Y. (2001) *Does the Exchange Rate Regime Affect Macroeconomics Performance? Evidence from Transition Economies*, [The World Bank, Policy Research Working Paper No. 2642/2001] Washington, The World Bank, 72 p.
5. GHOSH, A.R., GULDE, A.M., OSTRY, J.D., WOLF, H.C. (1996) *Does the Exchange Rate Regime Matter for Inflation and Growth*, [International Monetary Fund, Economic Issues No. 2/1996] Washington D.C., International Monetary Fund, 19 p.
6. LEVY-YEYATI, E., STURZENEGGER, F. (2001) *Exchange Rate Regimes and Economic Performance*, [International Monetary Fund, Staff Paper No. 47/2001, Special Issue] Washington D.C., International Monetary Fund, 37 p.