



Rajmund Mirdala MENOVÉ KURZY V KRAJINÁCH STREDNEJ EURÓPY



Technická univerzita v Košiciach

Ekonomická fakulta

Rajmund Mirdala

MENOVÉ KURZY
V KRAJINÁCH STREDNEJ EURÓPY

Košice

2011

Autor: Ing. Rajmund Mirdala, PhD.

Recenzenti: doc. Ing. Václav Dufala, CSc.
prof. Ing. Eva Horvátová, CSc.
prof. Ing. Štefan Samson, CSc.

Vydavateľ: Univerzitná knižnica, Technická univerzita v Košiciach, Letná 6,
040 01 Košice

© Ing. Rajmund Mirdala, PhD., 2011

ISBN 978-80-553-0845-6

PREDSLOV

Mnohé krajiny sú v súčasnosti vystavené celému komplexu dôsledkov hospodárskej krízy. Nepriaznivý vývoj národných ekonomík je sprevádzaný nárastom neistoty na medzinárodných finančných trhoch. Neurčité očakávania ekonomických subjektov sa premietajú do zvýšenej nestability menových kurzov. Vplyvom mnohých vonkajších podnetov sa mení aj pôsobenie menových kurzov na domáci ekonomický vývoj. Predmetom odborných diskusií sa preto aj v tejto súvislosti stávajú otázky spojené s vhodnosťou režimov menových kurzov, ktoré jednotlivé krajiny uplatňujú. Možno sa domnievať, že dilema voľby medzi pevnými a pohyblivými menovými kurzami sa v čase nárastu globálnej ekonomickej neistoty a negatívnych tendencií v celosvetovom hospodárstve, stáva opäť vysoko aktuálnou nielen v teoretických, ale aj hospodársko-politických kruhoch.

Pred krajinami strednej Európy stála už niekoľko rokov pred nástupom svetovej hospodárskej krízy výzva spojená s prípravou na zavedenie eura a účasť na projekte spoločnej meny s ostatnými členskými krajinami eurozóny. Spomedzi množstva faktorov, ktoré boli predmetom úvah v súvislosti s vhodnosťou načasovania vstupu krajín strednej Európy do eurozóny, sa ako vysoko aktuálna javila aj otázka dôsledkov straty menovej autonómie. Strata flexibility menového kurzu domácich mien kandidátskych krajín bola postavená do priameho kontrastu ku kurzovej stabilite sporej so vzdaním sa menovej suverenity. Napriek nesporným výhodám spojeným so zafixovaním menového kurzu domácej meny a následným prechodom na euro, sa rizikám spojeným s odtrhnutím vzájomnej previazanosti celkového ekonomického vývoja a vývoja menového kurzu, venuje v empirických štúdiách pomerne malý priestor.

Za obdobie posledných dvoch desaťročí majú krajiny strednej Európy za sebou niekoľko etáp spojených s postupným formovaním režimu menového kurzu. Z komplexného hľadiska možno v týchto krajinách sledovať trend prechodu od rigidnejších smerom k flexibilnejším formám usporiadania systémov menových kurzov. Predmetom monografie bude skúmanie vybraných aspektov menových kurzov krajín strednej Európy počas obdobia využívania relatívne flexibilného usporiadania menových kurzov.

Monografia je rozdelená do šiestich samostatných kapitol. Úvodná, prvá kapitola, *Vybrané aspekty formovania systému menového kurzu*, predstavuje vstup do problematiky skúmania hlavných črt procesu utvárania systémov menových kurzov v krajinách strednej Európy. Na pozadí základných tendencií vo vývoji vybraných makroekonomických proporcií prezentuje vybrané hospodársko-politické súvislosti režimov menových kurzov uplatňovaných jednotlivými krajinami. Druhá kapitola, *Inflácia a úrokové miery*, prezentuje analýzu príčin kolísania nominálnych úrokových sadzieb v krajinách strednej Európy so zámerom objasniť vplyv inflačných očakávaní a očakávaných reálnych úrokových sadzieb na ich vývoj. Posúdenie vzájomného vzťahu medzi vývojom inflácie a úrokovými mierami umožňuje pochopiť význam cenovej (ne)stability pri formovaní očakávaní vývoja úrokových sadzieb. Nosným zameraním tretej kapitoly, *Vplyv inflácie a úrokových sadzieb na menové kurzy*, je analýza väzieb medzi infláciou a úrokovými mierami na jednej strane a menovým kurzom na strane druhej. Objasnenie vplyvu oboch kategórií na vývoj menových kurzov v krajinách strednej Európy prispieva k objasneniu významu stability menového prostredia

pre vývoj menových kurzov. V štvrtej kapitole, *Faktory volatility menových kurzov*, budeme analyzovať vplyv základných makroekonomických šokov (nominálny, dopytový, ponukový) na vývoj menových kurzov. Objasnenie príčin kolísania menových kurzov umožňuje pochopiť ich význam pri prenášaní vplyvu vonkajších štruktúrnych šokov do domácich ekonomík. Náplňou piatej kapitoly, *Menové kurzy a ekonomický vývoj*, je analýza vplyvu menových kurzov krajín strednej Európy na vybrané makroekonomické premenné. Posúdenie pôsobenia menových kurzov na ekonomický vývoj prispieva k ozrejmeniu významu menových kurzov pri determinácii základných parametrov národných ekonomík. V poslednej kapitole, *Menové kurzy a prenášanie vonkajších inflačných tlakov*, posúdime schopnosť menových kurzov tlmiť, prípadne posilňovať pôsobenie negatívnych vonkajších inflačných podnetov na stabilitu domáceho cenového vývoja.

V rámci analýzy vybraných problémov v jednotlivých kapitolách je pozornosť venovaná aj dopadom krízového obdobia na prezentované výsledky, čo vytvára významný priestor pre posúdenie náhlych zmien v podmienkach a predpokladoch posudzovania vybraných aspektov postavenia menových kurzov v krajinách strednej Európy. Slovenská republika, ktorá vstúpila do eurozóny počas krízových rokov, sa súčasne stáva vhodným (z pohľadu ostatných krajín strednej Európy aj komparatívnym) príkladom pre demonštrovanie vybraných dôsledkov spojených so stratou flexibility menového kurzu (demonštrovanie tohto vplyvu je podmienené empirickou opodstatnenosťou a zdôvodniteľnosťou prezentovaných výsledkov). Objasnenie vplyvu krízového obdobia (v prípade Slovenskej republiky aj zavedenie eura) na čiastkové súvislosti vývoja menových kurzov, ktoré sú predmetom jednotlivých kapitol, možno považovať za príspevok do diskusie k opodstatnenosti autonómie menovej politiky v krajinách kandidujúcich na vstup do eurozóny, ako aj možné dôsledky jej straty po zavedení eura v týchto ekonomikách.

Monografia je svojím obsahom zameraná na široký okruh čitateľov. Odporučiť ju možno nielen študentom vysokých škôl ekonomického zamerania, ale aj odbornej verejnosti, ktorá sa zaujíma o problematiku menových kurzov vo vzťahu k ekonomickému vývoju (nielen) v krajinách strednej Európy, ako aj v súvislosti s pôsobením hospodárskej krízy a výzvami spojenými so stratou menovej autonómie po vstupe do eurozóny.

Košice, december 2011

Rajmund Mirdala

OBSAH

Predslov	3
Obsah	5
1. Vybrané aspekty formovania systému menového kurzu	7
1.1. Zhrnutie základných aspektov politiky menových kurzov po roku 1990.....	8
1.2. Vývoj reálneho efektívneho menového kurzu	16
1.3. Vývoj reálneho outputu a inflácie	19
1.4. Zhrnutie.....	20
2. Inflácia a úrokové miery	22
2.1. Vzťah inflácie a úrokových mier v empirických štúdiách.....	23
2.2. Inflácia a úrokové miery v SVAR modeli	25
2.3. Metodologický postup	27
2.4. Odhad vplyvu štruktúrnych šokov na nominálne úrokové miery	28
2.5. Zhrnutie.....	40
3. Vplyv inflácie a úrokových sadzieb na menové kurzy.....	42
3.1. Prehľad štúdií o vplyve inflácie a úrokových sadzieb na menové kurzy.....	44
3.2. Implementácia teoretických východísk do VAR modelu	44
3.3. Vplyv inflačného a menovo-politického šoku na menové kurzy	47
3.4. Zhrnutie.....	56
4. Faktory volatility menových kurzov.....	58
4.1. Exogénne šoky a menové kurzy	58
4.2. Vplyv štruktúrnych šokov na menové kurzy v empirických štúdiách.....	59
4.3. Štruktúrne šoky v SVAR modeli	60
4.4. Vplyv štruktúrnych šokov na vývoj NEER a REER	63
4.5. Zhrnutie.....	80
5. Menové kurzy a ekonomický vývoj	83
5.1. Prehľad literatúry o pôsobení menových kurzov	84
5.2. Pôsobenie menového kurzu v ekonometrickom modeli	85
5.3. Vplyv menového kurzu na makroekonomické premenné	86
5.4. Zhrnutie.....	100
6. Menové kurzy a prenášanie vonkajších inflačných tlakov	103
6.1. Pass-through efekt menového kurzu.....	104

6.2. Pass-through efekt menového kurzu v empirických štúdiách	105
6.3. Ekonometrické vymedzenie pass-through efektu menového kurzu	106
6.4. Pôsobenie pass-through efektu na domáce cenové indexy	108
6.5. Zhrnutie.....	125
7. Záver.....	127
Literatúra	132
Prílohy	139

1. VYBRANÉ ASPEKTY FORMOVANIA SYSTÉMU MENOVÉHO KURZU

Formovanie politiky menových kurzov ekonomík z regiónu strednej Európy (SE) možno považovať za jeden z kľúčových atribútov súvisiacich so základnými hospodársko-politickými rozhodnutiami po začatí transformačného procesu v roku 1989. Napriek špecifickým črtám tohto procesu možno spomenúť viaceré skutočnosti, ktoré mali v tranzitívnych ekonomikách (osobitne v krajinách SE) podobný charakter, napríklad východiskovú pozíciu po roku 1989, vývoj základných makroekonomických proporecí v priebehu prvého desaťročia transformačného procesu a rovnaký cieľ, ktorým bol vstup do Európskej únie (EÚ) a následné prijatie eura.

Menové kurzy krajín SE sa vyvíjali v súlade s rovnakými základnými vzťahmi ako menové kurzy vyspelých ekonomík, zároveň však v týchto ekonomikách prebiehali špecifické procesy, ktoré boli spojené s podstatou hospodárskej transformácie, rozvojom jednotlivých čiastkových trhov, dereguláciou trhov, meniacou sa štruktúrou relatívnych cien a pod. Tieto procesy zásadným spôsobom poznačili podmienky a predpoklady formovania dlhodobých trendov, ktorých pochopenie a zdôvodnenie pritom možno považovať za základné východisko pre zdôvodnenie a implementáciu príslušného režimu menových kurzov v jednotlivých krajinách SE.

S ohľadom na usporiadanie menových kurzov a politiku menových kurzov je podobnosť základných črt v rámci krajín SE po roku 1989 zreteľná predovšetkým na začiatku a na konci obdobia. Na začiatku transformačného procesu aplikovala väčšina tranzitívnych ekonomík (vrátane krajín SE) systém pevného menového kurzu, nakoľko pevná vonkajšia nominálna kotva bola považovaná za najúčinnější nástroj v boji s infláciou a znižovaní nákladov dezinflačného procesu. Tento prístup sa opieral o skutočnosť, že väčšina transformujúcich sa krajín vykazovala znaky malých otvorených ekonomík. Po ukončení prístupového procesu v roku 2004, keď krajiny SE vstúpili do EÚ, sa týmto krajinám podarilo dosiahnuť vyššiu stabilitu menových kurzov ich národných mien vo vzťahu k euru. Ďalšími krokmi v rámci integračného procesu je participácia krajín SE v ERM2 (slovenská koruna vstúpila do ERM2 v novembri roku 2005) a následné prijatie eura (Slovenská republika prijala euro začiatkom roku 2009).

Vzhľadom na určité spoločné črty transformačného procesu v krajinách SE by sa mohlo zdať, že tieto krajiny pristúpia k prijatiu podobných stratégií menových kurzov, ktoré by aplikovali počas celého obdobia až do prijatia eura. Skutočnosť však bola odlišná. Ešte aj v súčasnosti a teda v pomyselnéj záverečnej fáze¹ (z pohľadu charakteru politiky menových kurzov) pred vstupom do ERM2 a následným prijatím eura sa systémy menových kurzov v krajinách SE líšia. Kým Poľsko využíva systém voľného floatingu, Česká republika využíva systém riadeného floatingu, Maďarsko využívalo do mája roku 2008 systém pevného menového kurzu voči EUR so širokými pásmami oscilácie, čím de facto kopirovalo charakter usporiadania menových kurzov v rámci ERM2 (v máji roku 2008 bol zavedený systém menového kurzu s riadenou pohyblivosťou pri zachovaní eura v pozícii referenčnej meny) a Slovenská republika využívala až do prechodu na euro, podobne ako Česká republika,

¹ Keďže Slovenská republika pokročila v procese menovej integrácie najďalej spomedzi všetkých štyroch krajín SE, v jej prípade sa pomyselná záverečná fáza zakončila vstupom do eurozóny začiatkom roku 2009.

systém riadeného floatingu. Od začiatku transformačného procesu pritom tieto krajiny prešli viacerými úpravami svojho systému menového kurzu, najmä smerom od fixovania menového kurzu ku flexibilnejšiemu systému menového kurzu. Tieto zmeny pritom neboli vyvolané (až na určité výnimky) menovými krízami, ale odzrkadľovali aktívne prispôsobovanie stratégií menovej politiky domácich centrálnych bánk aktuálnemu a očakávanému makroekonomickému vývoju, ako aj zámerom súvisiacim s ich budúcimi integračnými ambíciami v podobe prípravy na vstup do EMÚ.

V rámci tejto kapitoly sa zameriame na zhodnotenie hlavných aspektov formovania politiky menových kurzov krajín SE po roku 1989, pričom upozorníme na základné podobnosti a odlišnosti v rámci aplikovaných stratégií menového kurzu v kontexte základných makroekonomických súvislostí.

1.1. Zhrnutie základných aspektov politiky menových kurzov po roku 1990

Medzi hlavné faktory, ktoré ovplyvňovali výber vhodnej stratégie pre systém menového kurzu v krajinách SE na začiatku obdobia transformačného procesu možno zaradiť potrebu stabilizácie makroekonomického prostredia, dostupnosť a objem zahraničných devízových aktív (rezerv), stupeň celkovej ekonomickej otvorenosti (obchodnej a finančnej) a pod. Zatiaľ čo v neskoršom období boli zmeny systémov menových kurzov ovplyvňované schopnosťou týchto krajín aktívne riadiť ekonomickými aktivitami podmienené medzinárodné kapitálové pohyby, v praktickej rovine boli ovplyvňované inštitucionálnymi faktormi spojenými s ich budúcim vstupom do ERM2. Už od svojho vzniku zohrávalo euro významnú úlohu v rámci politiky menových kurzov krajín SE (či už ako nominálna kotva pri fixovaní na euro, referenčná mena alebo jeden z hlavných indikátorov kurzového vývoja). Politike menových kurzov možno pripísať významnú úlohu pri vytváraní priaznivých makroekonomických podmienok najmä v prvej polovici sledovaného obdobia. Úprava základných črt systémov menových kurzov mala súčasne nezanedbateľný vplyv na proces dezinflácie², medzinárodné kapitálové pohyby³ a zahraničnú konkurencieschopnosť krajín SE⁴.

Formovanie stratégií menových kurzov v krajinách SE budeme analyzovať v rámci troch nasledujúcich období:

² Po razantnej liberalizácii cien začiatkom 90-tych rokov a následnej vysokej inflácii, bola požiadavka zmiernenia vysokej vnútornej nerovnováhy a obnovenia stability v domácom cenovom okruhu spojená s nevyhnutným prispôbením základného rámca kľúčových makroekonomických politík.

³ Obnovovanie podmienok vnútornej a vonkajšej rovnováhy v prvej polovici 90-tych rokov možno vnímať ako nevyhnutný predpoklad postupnej liberalizácie transakcií na bežnom a kapitálovom účte platobnej bilancie, čo spoločne so stabilizáciou makroekonomického vývoja a posilňovaním trhových princípov prispievalo k prehlbovaniu medzinárodnej finančnej integrácie krajín SE.

⁴ Stabilizácia očakávaní kurzového vývoja (či už prostredníctvom pevného fixovania menového kurzu voči menového košu (Česká republika a Slovenská republika) alebo kľzavej zmeny fixnej parity (Maďarsko a Poľsko)) spoločne so zvyšovaním alokačnej efektívnosti na domácich trhoch a výrazne nižšími cenami vstupov aj výstupov v porovnaní s trhami Západnej Európy mali pozitívny vplyv na zvyšovanie zahraničnej konkurencieschopnosti krajín SE.

- Stabilizačná fáza (roky 1990-1994) - v rámci tohto obdobia možno za hlavný cieľ politiky menových kurzov krajín SE považovať dosiahnutie a udržanie celkovej makroekonomickej stability.
- Prechodná fáza (roky 1995-1999) - toto obdobie bolo charakteristické nárastom ekonomickej orientácie krajín SE smerom na krajiny EÚ, vysokými prílevmi kapitálu a autonómnejšou hospodárskou politikou.
- Prípravná fáza (roky 2000-ERM2/EUR) - toto obdobie, ktorého ukončenie možno predpokladať po prijatí eura, je charakteristické snahou kandidátskych krajín o priblíženie vlastných systémov menových kurzov podmienkam a požiadavkám ERM2 a prípravou na úspešné prijatie eura podporou prebiehajúceho procesu nominálnej a reálnej konvergencie.

V tabuľke 1.1 uvádzame prehľad stratégií menového kurzu⁵, ktoré jednotlivé krajiny SE aplikovali v rámci jednotlivých skúmaných období.

Tabuľka 1.1 Formovanie systémov menových kurzov v krajinách strednej Európy, obdobie 1990-2010

	stabilizačná fáza (1990-1994)	prechodná fáza (1995-1999)	prípravná fáza (2000-ERM2/EUR)
systémy pevných menových kurzov	ČR Maďarsko Poľsko SR		
prechodné systémy		ČR (1996-1997) Maďarsko Poľsko (1995-2000) SR (1996-1998)	Maďarsko (po r. 2008)
systémy plávajúcich menových kurzov		ČR (po r. 1997) Poľsko (po r. 2000) SR (po r. 1998)	ČR Maďarsko (od r. 2008) Poľsko SR (do konca r. 2008)

Poznámka: Pri členení systémov menových kurzov vychádzame z klasifikácie IMF (AREAER⁶).

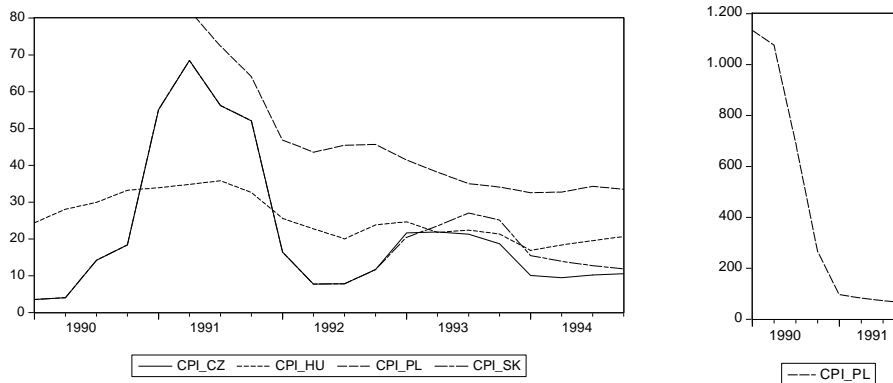
Prameň: Vlastné spracovanie autora.

A Stabilizačná fáza (1990-1994)

Začiatok procesu transformácie bol v bývalých centrálne plánovaných ekonomikách spojený s rozsiahlou liberalizáciou cien, ktorá spoločne s ďalšími faktormi (jednorazová rozsiahla alebo postupná mierna devalvácia národnej meny, liberalizácia obchodu (domáceho aj zahraničného), dopytový šok, narastajúca fiškálna nerovnováha a pod.) prispeli k výraznému rastu cien. Začiatok procesu transformácie bol súčasne charakteristický výrazným poklesom reálnej výkonnosti vo všetkých krajinách SE. V grafe 1.1 uvádzame prehľad vývoja inflácie v krajinách SE v rámci prvého stabilizačného obdobia.

⁵ Prehľad vývoja režimov menových kurzov v krajinách SE uvádzame v prílohe 1.

⁶ AREAER - Annual Report on Exchange Arrangement and Exchange Restrictions.

Graf 1.1 Miera inflácie v krajinách strednej Európy, obdobie 1990-1994

Poznámka: Miera inflácie meraná indexom spotrebiteľských cien (CPI) je vyjadrená v percentách. V rokoch 1990-1992 uvažujeme pre ČR a SR údaje za Československo (resp. ČSFR).

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics⁷ (október 2011).

Na základe grafu 1.1 je zrejmé, že sa pôsobenie silných proinflačných faktorov zo začiatku transformačného obdobia v krajinách SE výraznejšie neprejavilo dlhodobo vysokým rastom cien (s výnimkou Poľska v roku 1990). Krajiny SE súčasne potrebovali spoľahlivú a kredibilnú nominálnu kotvu, ktorá by menovej politike pomohla stabilizovať makroekonomické prostredie týchto krajín. V tomto neformálnom zoskupení krajín (v neskoršom období označovanom aj ako tzv. Višehradská štvorka) bol takouto vonkajšou kotvou systém pevného menového kurzu, ktorý bol považovaný za efektívny nástroj v boji s infláciou a pri znižovaní nákladov dezinflácie⁸.

V rámci systému pevných menových kurzov sa Česká republika, Slovenská republika (do roku 1993 Československo, resp. ČSFR) a Maďarsko rozhodli pre systém pevného menového kurzu naviazaného na menový kôš. V roku 1993 sa Česká republika a Slovenská republika rozhodli zaviesť oscilačné pásmo (Česká republika v rozmedzí $\pm 0,5\%$ a Slovenská republika v rozmedzí $\pm 1,5\%$). Poľsko (koncom roku 1991) sa rozhodlo pre systém pevného menového kurzu s kľzavými zmenami parít (crawling peg) naviazaného na menový kôš. V rámci sledovaného obdobia bol maďarský forint pravidelne devalvovaný a Maďarská národná banka postupne rozširovala oscilačné pásmo z $\pm 0,3\%$ (júl 1992) na $\pm 2,25\%$ (december 1994). Poľský zlotý bol obdobne v rámci sledovaného obdobia periodicky devalvovaný a Poľská národná banka udržiavala poľský zlotý v rámci oscilačného pásma $\pm 0,6\%$ (október 1991).

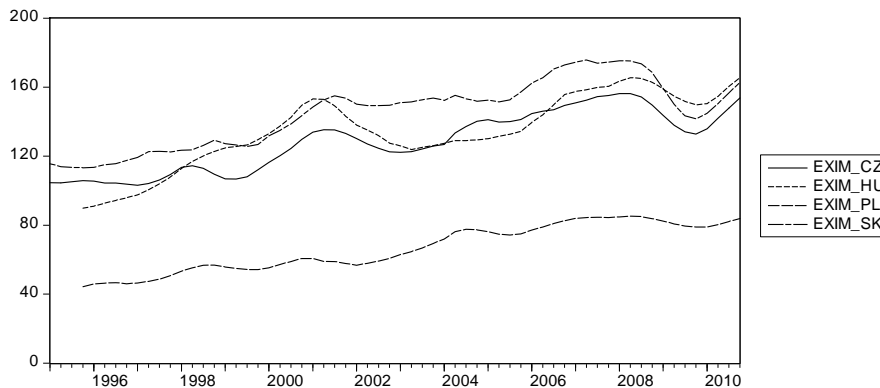
Voľba systému pevného menového kurzu bola taktiež ovplyvňovaná skutočnosťou, že krajiny SE považujeme za malé otvorené ekonomiky, v ktorých menový kurz zohráva

⁷ Na zostavenie jednotlivých grafov sme v rámci celej monografie použili program Eviews 6.

⁸ Systém pevných menových kurzov s kľzavými zmenami parít uplatňovaný v Maďarsku a Poľsku počas 90-tych rokov obmedzoval nadmerné negatívne proinflačné pôsobenie exogénnych faktorov na začiatku tohto obdobia. V neskoršom období (v podmienkach nízkej inflácie) však bol tento kurzový systém prekážkou ďalšieho dezinflačného procesu. Na druhej strane však tento systém menového kurzu obmedzoval priestor na neprimerané reálne nadhodnocovanie maďarského forintu a poľského zlotého (prostredníctvom periodických devalvácií), čo sa stalo naopak problémom českej koruny a slovenskej koruny v 2. polovici 90. rokov.

významnú úlohu pri dezinflačnom procese. Pevný menový kurz tak pôsobí ako určitý katalyzátor vplyvu exogénnych faktorov, ktorých dopad je silnejší v malých otvorených ekonomikách. V grafoch 1.2 a 1.3 uvádzame prehľad formovania vonkajšej ekonomickej otvorenosti krajín SE.

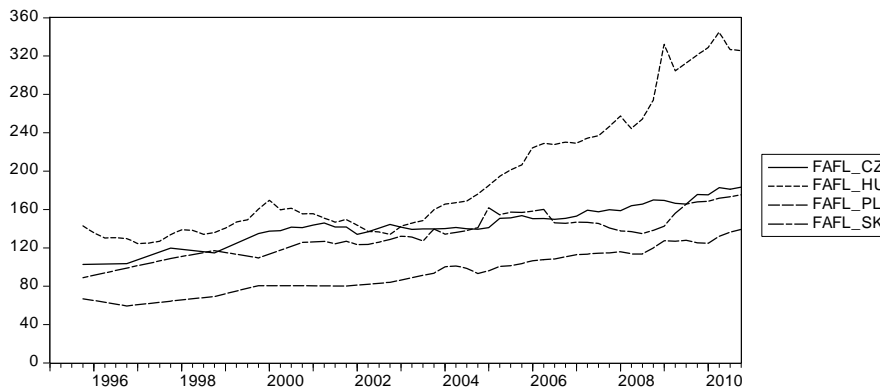
Graf 1.2 Obchodná otvorenosť krajín strednej Európy, obdobie 1995-2010



Poznámka: Podiel exportu a importu (celkového zahranično-obchodného obratu) na HDP (EXIM) je vyjadrený v percentách.

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

Graf 1.3 Finančná otvorenosť krajín strednej Európy, obdobie 1995-2010



Poznámka: Podiel celkových zahraničných finančných aktív a celkových zahraničných finančných pasív na HDP (FAFL) je vyjadrený v percentách.

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

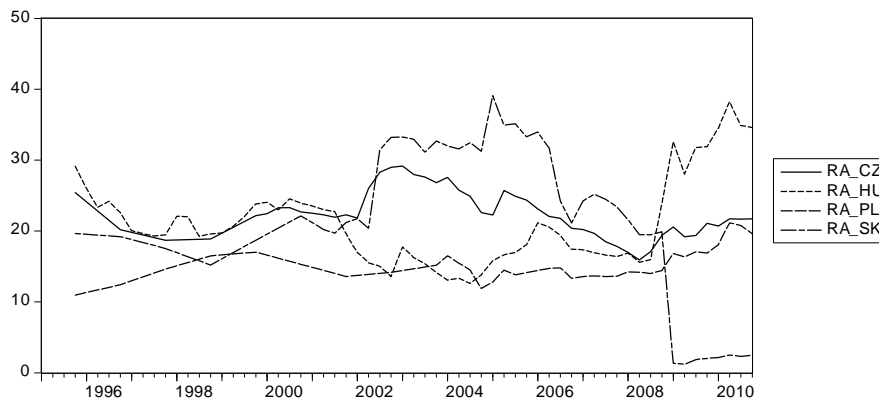
Na základe grafov 1.2 a 1.3 je zrejmé, že krajiny SE sú vysoko otvorené ekonomiky. Za najmenej otvorenú ekonomiku možno považovať Poľsko. Koniec prvej, stabilizačnej fázy bol súčasne obdobím nástupu trendu dlhodobého, takmer nepretržitého zvyšovania zahranično-obchodnej otvorenosti krajín SE (určitú výnimku predstavuje Maďarsko, v ktorom

došlo začiatkom nasledujúceho desaťročia dôsledkom celkovo negatívneho makroekonomického vývoja k zjavnému poklesu vonkajšej obchodnej otvorenosti v podobe zníženia podielu zahranično-obchodného obratu na vytvorenom HDP).

Ekonomická otvorenosť krajín SE je pritom výraznejšia, ak sa zameriame na medzinárodné kapitálové pohyby, čo súvisí predovšetkým s počiatočnou podkapitalizáciou krajín SE a následným významným prílevom zahraničného kapitálu. Hlavným predpokladom zvyšovania celkovej finančnej otvorenosti krajín SE (graf 1.3) bol proces postupnej liberalizácie transakcií na kapitálovom účte platobnej bilancie, ktorý v sledovanej skupine krajín dynamicky prebiehal najmä v druhej polovici 90. rokov.

Dôležitým predpokladom pri rozhodovaní o zavedení a udržaní systému pevného menového kurzu je výška rezervných aktív (osobitne devízových rezerv), ktoré má k dispozícii centrálna banka pre potlačenie prípadných devalvačných tlakov. V grafe 1.4 uvádzame prehľad vývoja rezervných aktív v krajinách SE.

Graf 1.4 Rezervné aktíva v krajinách strednej Európy, obdobie 1995-2010



Poznámka: Podiel rezervných aktív na HDP (RA) je vyjadrený v percentách.

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

Koncom úvodnej, stabilizačnej fázy sa rezervné aktíva pohybovali nad úrovňou desiatich percent HDP. Aj napriek tomu bolo možné vnímať udržateľné dosahovanie úrovne celkových devízových rezerv na menovo bezpečnej hranici (krytie trojmesačného dovozu) za jednu z najzásadnejších výziev pre centrálnu banku krajín SE. Nízka úroveň rezervných aktív (okolo troch percent HDP) bola napríklad v Rumunsku a Slovinsku významným faktorom, dôsledkom ktorého tieto krajiny pristúpili na začiatku obdobia transformácie k zavedeniu systému riadeného floatingu.

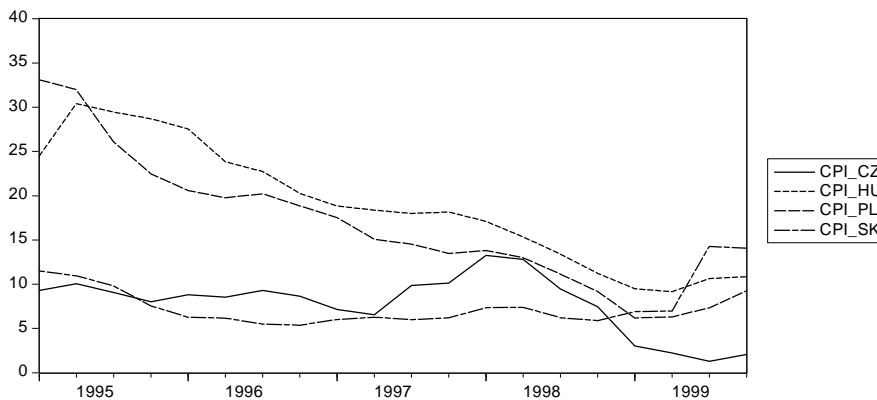
Fixovanie menových kurzov prispelo ku krátkodobej stabilizácii očakávaní o budúcom vývoji menových kurzov v krajinách SE, ako aj zahranično-ekonomických a domácich podmienok pre obnovenie podmienok reálneho ekonomického rastu už krátko po transformačnom šoku. Cenu za kurzovú stabilitu však možno vyjadriť v podobe zvýšených nárokov na zodpovedné hospodársko-politické rozhodnutia, ktoré by zmierňovali riziká

spojené s prehlbovaním vnútornej a vonkajšej nerovnováhy, ku ktorým malé tranzitívne ekonomiky v 90. rokoch pomerne často inklinovali.

B Prechodná fáza (1995-1999)

Obdobie od polovice 90-tych rokov bolo v krajinách SE charakteristické udržaním podmienok pre dosahovanie reálneho ekonomického rastu. Reálnu ekonomickú úroveň pred roka 1989 sa však krajinám SE nepodarilo dosiahnuť (s výnimkou Poľska). Väčšina krajín SE zaznamenala v priebehu rokov 1995-1999 významný pokrok v dezinflačnom procese. Vývoj inflácie v krajinách SE po roku 1995 uvádzame v grafe 1.5.

Graf 1.5 Miera inflácie v krajinách strednej Európy, obdobie 1995-1999



Poznámka: Miera inflácie meraná indexom spotrebiteľských cien (CPI) je vyjadrená v percentách.

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

Z grafu 1.5 je zrejмый dlhodobý pokles miery inflácie v krajinách SE. Mierne výkyvy v rámci celej periódy boli spôsobené jednak vplyvom administratívnych opatrení (deregulácia cien, zmena nepriamych daní), ako aj dôsledkom pôsobenia exogénnych faktorov (vývoj svetových cien energií, nežiadúce fluktuácie menového kurzu po upustení od fixovania menového kurzu).

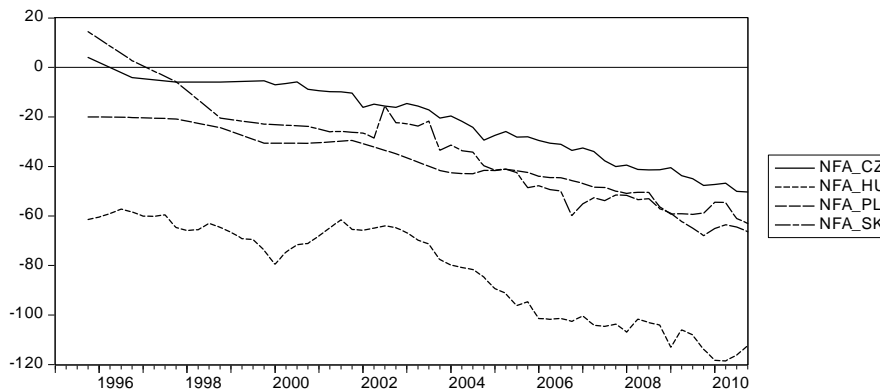
V rámci sledovaného obdobia pristúpila Česká republika najprv k rozšíreniu pásma oscilácie na $\pm 7,5\%$ (február 1996). V máji 1997 prešla Česká republika na systém riadeného floatingu s referenčnou menou v podobe nemeckej marky, ktorá bola neskôr nahradená eutom. Slovenská republika pristúpila k postupnému rozširovaniu pásma oscilácie z $\pm 3\%$ (január 1996) na $\pm 7\%$ (január 1997). V októbri 1998 prešla Slovenská republika na systém riadeného floatingu a od januára 1999 začala Národná banka Slovenska využívať inštitút referenčnej meny v podobe nemeckej marky, neskôr eura. V marci 1995 zaviedla Maďarská národná banka systém pevného menového kurzu s kľzavými zmenami parít (crawling peg) naviazaného na menový kôš. V rámci tohto obdobia bol maďarský forint periodicky devalvovaný a Maďarská národná banka udržiavala maďarsky forint v rámci oscilačného pásma $\pm 2,25\%$. Poľský zlotý bol obdobne v rámci sledovaného obdobia periodicky

devalvovaný a Poľská národná banka postupne rozširovala oscilačné pásmo z $\pm 2\%$ (marec 1995) na $\pm 15\%$ (marec 1999).

Zvýšenie pružnosti usporiadania menových kurzov v Českej republike, Poľsku a Slovenskej republike bolo podmienené kvalitatívnymi zmenami základných ekonomických proporcií týchto ekonomík. Dôsledkom toho mohli tieto krajiny postupne upustiť od previazania pozitívneho makroekonomického vývoja svojich ekonomík s nominálnou kotvou v podobe fixovania menového kurzu domácej meny.

Dôsledkom výrazného pokroku v procese transformácie smerom k trhovým ekonomikám, vrátane silného reálneho ekonomického rastu⁹, úspešného procesu dezinflácie a liberalizácie medzinárodných kapitálových pohybov, zaznamenali krajiny SE aj naďalej pretrvávajúci prílev zahraničného kapitálu, dôsledkom čoho bol narastajúci rozsah medzinárodnej finančnej integrácie týchto krajín (graf 1.3). Pozitívnym faktorom tohto obdobia bolo, že popri dlhových investíciách postupne narastal v rámci prichádzajúceho kapitálu aj podiel portfóliových investícií a priamych zahraničných investícií. Zvýšený podiel majetkových investícií umožnil krajinám SE absorbovať narastajúci prílev zahraničného kapitálu bez súčasného automatického narastania zahraničnej zadlženosti. Zvýšený medzinárodný rating krajín SE prispel k absolútnemu zníženiu nákladov spojených s obsluhou zahraničného dlhu.

Graf 1.6 Čistá zahraničná investičná pozícia krajín strednej Európy, obdobie 1995-2010



Poznámka: Podiel čistých zahraničných finančných aktív na HDP (NFA) je vyjadrený v percentách.

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

Popri pozitívnom vplyve prichádzajúceho kapitálu na vývoj celkovej zásoby kapitálu krajín SE sa táto skutočnosť odrazila v podobe negatívneho vývoja čistej zahraničnej investičnej pozície (graf 1.6), čo len zväzňuje kapitálovú náročnosť celého procesu transformácie týchto tranzitívnych ekonomík.

⁹ S výnimkou rokov 1997-1999 (v prípade Českej republiky), 1999-2000 (v prípade Slovenska) a 2001-2002 (v prípade Poľska).

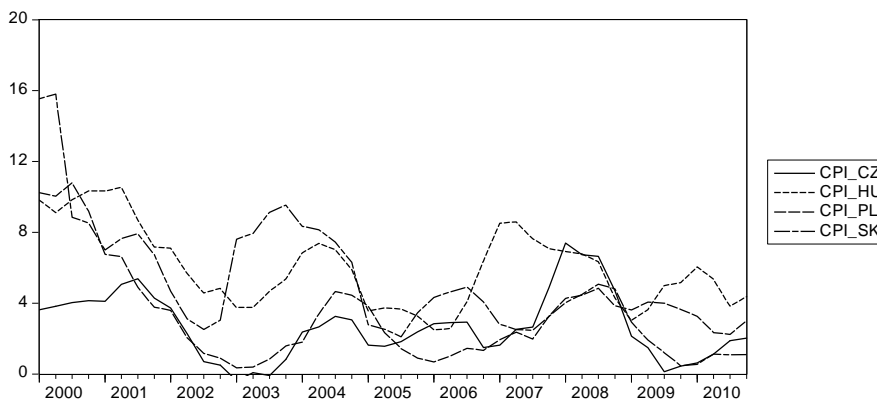
Kľúčovým predpokladom prehlbovania negatívneho trendu vo vývoji medzinárodnej investičnej pozície od konca úvodnej fázy analyzovaného obdobia bol popri nízkej úrovni domácej zásoby kapitálu aj už spomínaný proces postupnej liberalizácie medzinárodných kapitálových pohybov. Výraznú tendenciu vo zvyšovaní záporného salda čistých zahraničných finančných aktív možno od druhej polovice skúmaného obdobia sledovať najmä v Maďarsku.

C Prípravná fáza (2000-ERM2/EUR)

Transformačný proces v krajinách SE nemožno stále považovať za ukončený. Približovanie (konvergencia) krajín SE k starým členským krajinám EÚ bude prebiehať ešte relatívne dlhé obdobie. Aj v tejto súvislosti preto možno za hlavný faktor úpravy usporiadania menových kurzov v rámci tretieho sledovaného obdobia v krajinách SE považovať ich prípravu na plné členstvo v zoskupení krajín tvoriacich EMÚ.

Jednotlivým ekonomikám z regiónu SE sa počas tejto fázy podarilo stabilizovať vývoj domácej miery inflácie na jednociferné úrovni. Významným predpokladom pokračovania a udržania dezinflačného trendu v týchto krajinách bola schopnosť domácich hospodársko-politických autorít zachovať podmienky pre eliminovanie prejavov vnútorných nerovnovážnych tendencií a podporovať efektívnosť domácich cenotvorných mechanizmov (graf 1.7).

Graf 1.7 Miera inflácie v krajinách strednej Európy, obdobie 2000-2010



Poznámka: Miera inflácie meraná indexom spotrebiteľských cien (CPI) je vyjadrená v percentách.

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

Hospodárska kríza ovplyvnila cenový vývoj v krajinách SE. Výrazný pokles inflácie bol v priebehu roku 2009 badateľný najmä v Českej republike a Slovenskej republike. Zreteľné, avšak nie tak výrazné, bolo zníženie inflácie v Poľsku. Naproti tomu Maďarsko zažilo v priebehu 2009 nárast inflácie, čo možno pripísať predovšetkým pôsobeniu vládnych opatrení prijatých v súvislosti s negatívnym fiškálnym vývojom.

Kľúčovou podmienkou vstupu kandidátskej krajiny do EMÚ je účasť národnej meny ašpirujúcej ekonomiky v ERM2 a zotrvanie v tomto systéme počas obdobia minimálne dvoch rokov, pričom národná centrálna banka nemôže počas tohto obdobia pristúpiť k devalvácii domácej meny (revalvácia domácej meny nie je vnímaná ako rozpor s touto požiadavkou). Dôležitým predpokladom vstupu do ERM2 je priblíženie národných menových politík a politík menových kurzov požiadavkám tohto mechanizmu menových kurzov.

V rámci sledovaného obdobia udržiavala Česká republika a Slovenská republika systém riadeného floatingu¹⁰. Poľsko prešlo v tomto období od využívania pevného menového kurzu s kľúčovými zmenami parít na voľný floating (apríl 2000). Maďarsko pristúpilo na začiatku tohto obdobia k rozšíreniu oscilačného pásma na $\pm 15\%$ (máj 2001) pri fixovaní maďarského forintu na euro (január 2000)¹¹. V máji 2008 došlo na základe rozhodnutia Maďarskej národnej banky k uvoľneniu naviazania maďarského forintu na euro s následným prechodom na systém menového kurzu s riadenou pohyblivosťou pri zachovaní eura v pozícii referenčnej meny.

Slovenská koruna vstúpila do ERM2 v novembri roku 2005 (centrálna parita bola stanovená na úrovni 38,4550 SKK/EUR). V marci roku 2007 bola na žiadosť Slovenskej republiky revalvovaná centrálna parita slovenskej koruny v rámci ERM2 (nová úroveň centrálne parity bola stanovená na 35,4424 SKK/EUR). Poslednou formálnou úpravou menového kurzu slovenskej koruny v rámci ERM2 bola jej revalvácia v máji roku 2008 na úroveň 30,1260 SKK/EUR. Základný rámec politiky menových kurzov Českej republiky, Maďarska a Poľska možno k súčasnému obdobiu hodnotiť ako plne kompatibilný s predpokladmi kladenými na účasť meny kandidátskej krajiny v ERM2. Rozhodnutie o vstupe mien týchto krajín do ERM2 preto možno považovať skôr za otázku celkovej pripravenosti na vstup do EMÚ a schopnosti udržateľne plniť konvergenčné kritéria pred samotným prijatím eura.

Hospodárska kríza, ktorá sa v krajinách SE začala prejavovať už v druhej polovici roku 2008, viedla k formálnemu oddialeniu úvah o vstupe národných mien Českej republiky, Maďarska a Poľska do ERM2. Kurzová nestabilita a oslabenie mien týchto krajín voči euru bolo zrejme najmä v priebehu prvej polovice roku 2009. Aj napriek ich potenciálnej schopnosti plniť kritérium kurzovej stability v nasledujúcom období sa dôsledkom výrazného zhoršenia fiškálnych ukazovateľov v Českej republike, Maďarsku a Poľsku, ako aj dôsledkom problémov, do ktorých sa dostala eurozóna vplyvom dlhovej krízy, členstvo mien týchto troch krajín v ERM2 v blízkej budúcnosti nepredpokladá.

1.2. Vývoj reálneho efektívneho menového kurzu

Fixovanie menového kurzu pri silných inflačných tlakoch prispieva k stabilizácii prostredia domáceho cenového okruhu prostredníctvom eliminácie proinflačných podnetov

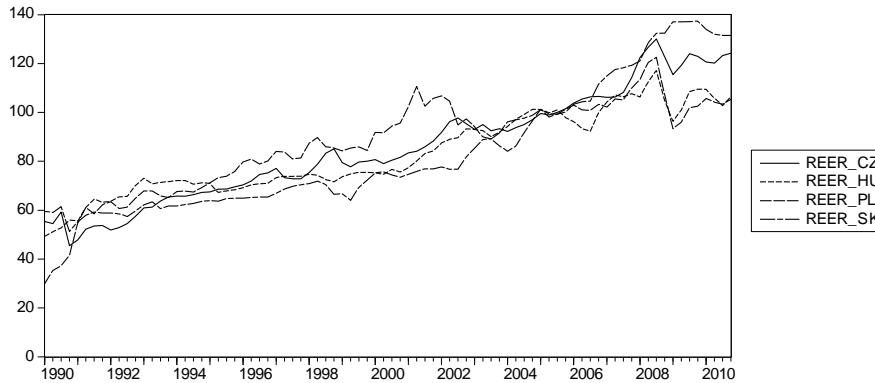
¹⁰ Na základe rozhodnutia ministrov financií krajín Európskej únie došlo 9. júla 2008 k stanoveniu konverzného kurzu slovenskej koruny voči euru na úrovni 30,1260. Aj keď teda formálne zostal menový kurz slovenskej koruny voľne pohyblivý do konca roku 2008, jeho flexibilita sa od júla roku 2008 formálne výrazne obmedzila.

¹¹ Napriek fixovaniu menového kurzu, možno tento kurzový režim HUF pri širokých pásmach oscilácie, vytvárajúcich dostatočný priestor pre pohyblivosť HUF, považovať za výrazne flexibilný.

spojených s nežiaducimi výkyvmi menového kurzu. Zrejmy je aj pozitívny dopad na iné makroekonomické kategórie.

Dlhodobé využívanie systému pevného menového kurzu však v menej výkonných ekonomikách obvykle vedie k reálnemu nadhodnocovaniu menového kurzu. Prehľad vývoja reálneho efektívneho menového kurzu v krajinách SE uvádzame v grafe 1.8.

Graf 1.8 REER v krajinách strednej Európy, obdobie 1990-2010



Poznámka: Reálny efektívny menový kurz (REER) je vyjadrený ako index (2005 = 100).

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

Na základe vývoja reálneho efektívneho menového kurzu (REER) v krajinách SE možno konštatovať prítomnosť dlhodobej tendencie reálneho zhodnocovania menových kurzov týchto krajín. Najmä na začiatku 90. rokov bola tendencia reálneho zhodnocovania menových kurzov krajín SE spojená s ich významným podhodnotením spôsobeným počiatocnými devalváciami. Centrálné banky Maďarska a Poľska sa snažili vyhnúť neprimeranému reálnemu zhodnocovaniu svojich mien periodickými devalváciami. Naproti tomu centrálné banky Českej republiky a Slovenskej republiky (do roku 1993 Československa, resp. ČSFR) po počiatocných výrazných devalváciách koruny československej už ďalej centrálnu paritu svojich menových kurzov neupravovali (s výnimkou 10% devalvácie slovenskej koruny v júli roku 1993).

Neprimerané reálne zhodnocovanie menového kurzu spoločne s nerovnováhou na bežnom účte platobnej bilancie a vysokými deficitmi verejných financií bolo príčinou dlhodobejšej neudržateľnosti systému pevného menového kurzu v rámci krajín SE a následného vynúteného prechodu na pohyblivý menový kurz. Vývoj na bežnom účte platobnej bilancie je pritom vzhľadom k ich vysokej otvorenosti významným indikátorom zahraničnej konkurencieschopnosti tranzitívnych ekonomík¹². Pokles alebo strata zahraničnej konkurencieschopnosti sa následne prejavuje negatívnym vývojom na bežnom účte. Vývoj na bežnom účte bol v krajinách SE významne poznačený investičnou náročnosťou

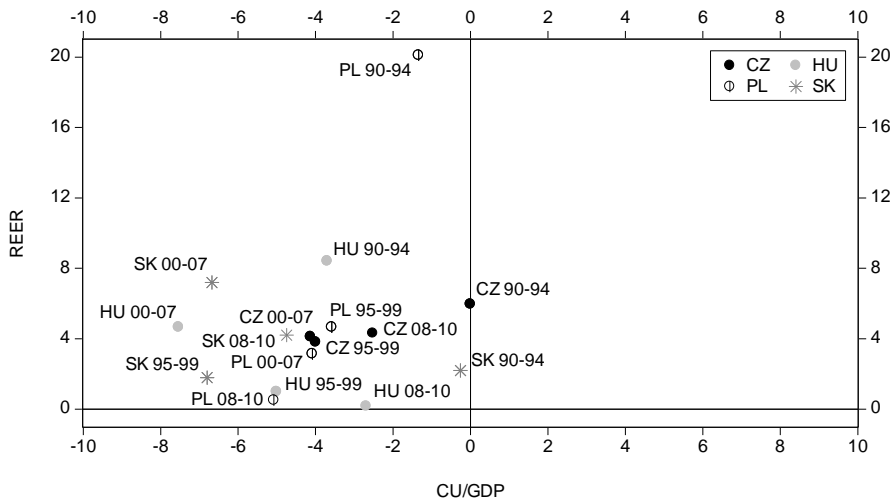
¹² Vzhľadom na dosiahnutý stupeň pokroku v budovaní podmienok trhového hospodárstva počas obdobia vyše dvadsiatich rokov možno krajinu SE v súčasnosti označiť skôr ako konvergujúce ekonomiky.

transformačného procesu. Udržateľnosť vonkajšej rovnováhy je preto ovplyvnená nielen veľkosťou, ale aj štruktúrou prichádzajúcich kapitálových tokov.

Na základe grafu 1.8 je zrejmé, že významný prílev kapitálu v krajinách SE (pozri aj graf 1.6) prispieval k reálnemu zhodnocovaniu ich menových kurzov. Vzhľadom na uplatňovaný systém menového kurzu pritom k reálnemu zhodnocovaniu menového kurzu môže dochádzať prostredníctvom nominálneho zhodnocovania menového kurzu (vplyv tohto faktora sa prejavil najmä v tretej fáze, t.j. po roku 2000), existencie vyššieho inflačného diferenciálu v domácej ekonomike (pôsobenie tohto faktora sme mohli zaznamenať najmä počas druhej fázy, t.j. počas rokov 1995-1999), prípadne kombináciou oboch spôsobov. V prípade, že reálne zhodnocovanie domáceho menového kurzu nie je plne vykrývané rastom produktivity (alebo kvality produktu), dôsledkom je zhoršenie zahraničnej konkurencieschopnosti krajiny¹³.

Vývoj vzájomného vzťahu medzi vývojom reálneho efektívneho menového kurzu a saldom bežného účtu platobnej bilancie v krajinách SE v rámci vybraných časových úsekov obdobia rokov 1990-2010 nám približuje graf 1.8.

Graf 1.8 REER a bežný účet v krajinách strednej Európy, obdobie 1990-2010



Poznámka: Priemerné ročné tempo zmeny reálneho efektívneho menového kurzu (REER), priemer podielov salda bežného účtu platobnej bilancie na HDP (CU/GDP). Priemery boli vypočítané na báze štvrtročných údajov.

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

Z grafu 1.8 je zrejmé, že voľba systému menového kurzu nemala v krajinách SE podstatnejší vplyv na formovanie zahraničnej konkurencieschopnosti. Kľzavá zmena parít v prípade Maďarska a Poľska neprispela v rámci rokov 1995-1999 k obmedzeniu deficitnosti ich bežných účtov. Kým následný prechod na voľný floating umožnil Poľsku znížiť reálne

¹³ V praxi k tomu môže dôjsť napríklad v situácii, keď reálny prírastok miezd prevyšuje rast produktivity v obchodovateľnom sektore.

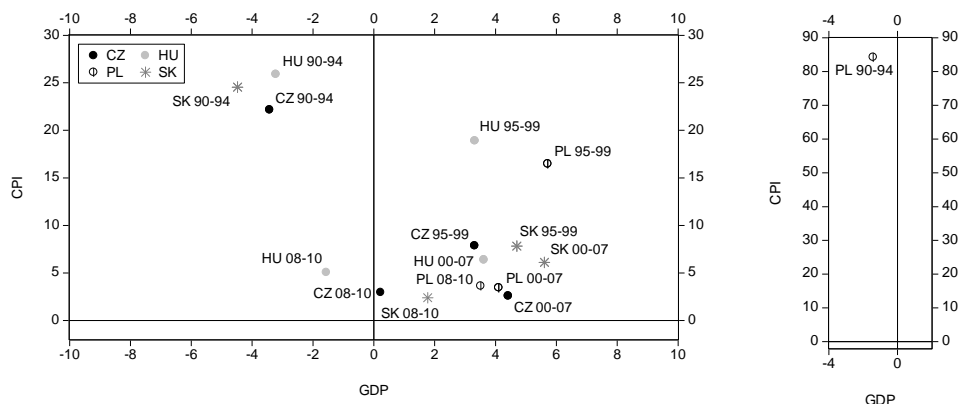
zhodnocovanie zlotého (bez zásadnejšieho dopadu na vývoj bežného účtu), v Maďarsku viedlo zafixovanie forintu na euro k výraznému reálnemu zhodnocovaniu menového kurzu forintu a následnému prehĺbeniu deficitu na bežnom účte. V Českej republike a Slovenskej republike je reálne posilňovanie menových kurzov po roku 2000 spojené s vysokou dynamikou reálneho ekonomického rastu, čo umožnilo týmto krajinám udržať si konkurencieschopné postavenie na medzinárodných trhoch.

Vplyvom hospodárskej krízy sa miera reálneho zhodnocovania REER Maďarska a Poľska výrazne spomalila. Maďarsko, ktorého celková výkonnosť bola v porovnaní s Poľskom ovplyvnená počas hospodárskej krízy vo väčšom rozsahu, dosiahlo počas rokov 2008-2010 výraznejšie zmiernenie negatívneho vývoja na bežnom účte platobnej bilancie. Zlepšenie salda bežného účtu zaznamenala počas krízového obdobia aj Česká republika a to napriek tomu, že okrem počiatočného výraznejšieho znehodnotenia reálneho menového kurzu sa jeho úroveň následne prevažne zhodnocovala. K reálnemu, avšak pomalšiemu zhodnocovaniu REER Slovenskej republiky aj v období hospodárskej krízy prispelo prijatie eura v roku 2009 spoločne s oslabením menových kurzov mien okolitých krajín. Na druhej strane však táto skutočnosť bránila výraznejšiemu zlepšeniu vývoja na bežnom účte platobnej bilancie.

Vplyvom hospodárskej krízy došlo k významnému spomaleniu dynamiky ekonomického rastu vo všetkých štyroch krajinách. Zhoršenie celkovej economickej situácie sa v podobe negatívneho dopytového šoku premietlo do poklesu výkonnosti, rastu nezamestnanosti a poklesu inflácie. Otvorenosť ekonomík, ktorá bola v predkrízovom období vnímaná ako jeden z hlavných kanálov stimulovania procesu konvergenie EKE k starým členským krajinám EÚ, urýchlila prenos utlmujúcich faktorov hospodárskej krízy v rámci tohto zoskupenia krajín.

1.3. Vývoj reálneho outputu a inflácie

Z pohľadu reálnej výkonnosti krajiny možno konštatovať, že systémy pevných menových kurzov sú obvykle spájané s dosahovaním nižšej miery inflácie, ale súčasne nižším, prípadne volatilnejším ekonomickým rastom. Flexibilnejšie systémy menového kurzu sú na druhej strane obvykle spojené s vyššími mierami inflácie, ale súčasne silnejším reálnym ekonomickým rastom. Vzťah medzi vývojom reálneho outputu a miery inflácie v krajinách SE nám ponúka graf 1.9.

Graf 1.9 Reálny HDP a inflácia v krajinách strednej Európy, obdobie 1990-2010

Poznámka: Priemerné ročné tempo rastu cenovej hladiny (CPI), priemerné ročné tempo rastu reálneho produktu (GDP). Priemery boli vypočítané na báze štvrtročných údajov.

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

Na základe grafov 1.1 a 1.9 možno konštatovať, že krajinám SE sa v 1. polovici 90. rokov podarilo významným spôsobom obmedziť silné inflačné tlaky. Súčasne je zrejmé, že ČR a SR¹⁴ dosiahli v tomto období nižšie tempá rastu cenovej hladiny ako Maďarsko a Poľsko¹⁵. Stabilizácia makroekonomických podmienok umožnila krajinám SE vytvoriť vhodné podmienky pre obnovenie reálneho ekonomického rastu pri nižšom tempe inflácie¹⁶. Dezinflačný proces po roku 2000 bol v krajinách SE spojený s nominálnym posilňovaním menových kurzov, čo malo pozitívny vplyv na ďalší pokles inflácie. Štruktúrne zmeny postupne umožnili týmto ekonomikám vytvoriť podmienky pre dosahovanie vysokého ekonomického rastu bez prehlbovania vonkajších nerovnováh (s výnimkou Maďarska, ktoré stále vykazuje vysoké schodky na bežnom účte). Aj napriek tomu je otázka budúceho vyrovnania vývoja na bežnom účte, či jeho prebytkovosti v krajinách SE jednou z najväčších výziev spojených s ich medzinárodným konkurenčným postavením.

1.4. Zhrnutie

Politika menových kurzov mala v krajinách SE osobitný význam pri vytváraní podmienok na dosiahnutie makroekonomickej stability na začiatku procesu transformácie. Ukotvenie ekonomického a menového vývoja o systém pevného menového kurzu umožnil týmto krajinám úspešne riadiť dezinflačný proces. Narastajúca disproporcja medzi vývojom nominálneho a reálneho menového kurzu viedla tieto krajiny k postupnému uvoľňovaniu usporiadania menových kurzov (formou rozširovania oscilačného pásma menového kurzu). Významným motívom tohto postupu bola v súvislosti s ich budúcim členstvom v EMÚ snaha

¹⁴ systém pevných menových kurzov s úzkymi pásmami oscilácie.

¹⁵ systém pevných menových kurzov s kľavými zmenami parít s úzkymi pásmami oscilácie.

¹⁶ Vývoj v rokoch 1995-1999 bol v Českej republike a Slovensku spojený s nerovnovážnym ekonomickým rastom, ktorý nezohľadňoval vnútorné možnosti týchto ekonomik. Následná korekcia v podobe spomalenia tempa ekonomického rastu bola spojená s upustením od fixovania menového kurzu a prechodom na riadený floating.

približovať domáci systém menového kurzu podmienkam a požiadavkám ERM2. Kým vývoj nominálneho menového kurzu v krajinách SE významne ovplyvňoval proces dezinflácie, reálny menový kurz ovplyvňoval formovanie ich medzinárodnej konkurencieschopnosti. Popri rýchlom ekonomickom raste možno za hlavný faktor pozitívneho vývoja na bežnom účte považovať pôsobenie priamych zahraničných investícií, ktorých podiel na prichádzajúcom kapitále do krajín SE najmä počas tretej fázy významne stúpol.

2. INFLÁCIA A ÚROKOVÉ MIERY

Obdobie 90. rokov sa v jednotlivých krajinách SE spája s obnovovaním a udržiavaním podmienok celkovej makroekonomickej rovnováhy. Významnú úlohu v tomto procese zohrávalo aj prispôsobovanie menovo-politických stratégií národných centrálnych bánk zámerom zachovania predpokladov vnútornej a vonkajšej stability národných mien. Voľba základného charakteru výkonu menovej politiky pritom úzko zohľadňovala uplatňovaný režim menového kurzu. Z pohľadu implementovaného systému menových kurzov možno krajiny SE rozdeliť do dvoch skupín.

V čase keď Česká republika a Slovenská republika uplatňovali systém pevného menového kurzu s úzkymi pásmami oscilácie, možno tento menovo-politický prístup v prípade obidvoch krajín označiť ako režim cielenia menového kurzu. Následné rozširovanie fluktuáčného pásma znamenalo posun do tzv. prechodného obdobia (cielenie peňažnej zásoby) smerom k inflačnému cieleniu. Až do roku 1997 (Česká republika), resp. roku 1999 (Slovenská republika) sa základný menovo-politický rámec v obidvoch krajinách opieral o kvantitatívny prístup k menovej politike. Vyššia volatilita krátkodobých úrokových sadzieb, spoločne s málo stabilným priebehom úrokových kriviek znemožňoval národným centrálnym bankám využívať operatívne a flexibilné prispôsobovanie základných úrokových sadzieb k účinnému presadzovaniu menovo-politických zámerov. Prechod na explicitné inflačné cielenie v roku 1998 v Českej republike, resp. implicitné inflačné cielenie v roku 2000 v Slovenskej republike, ktoré bolo následne v roku 2005 nahradené explicitným inflačným cielením, znamenalo v obidvoch krajinách výrazný posun smerom ku kvalitatívnemu riadeniu menovej politiky.

Maďarsko a Poľsko využívali na začiatku transformačného obdobia menovo-politický režim, v rámci ktorého predstavoval pevný menový kurz s kľzavou zmenou parít¹ nominálnu kotvu. V roku 1995 už menové kurzy obidvoch krajín oscilovali v pásme 2 percentuálnych bodov (Poľsko), resp. 2,25 percentuálnych bodov (Maďarsko) obidvoma smermi od centrálnej parity. Pre toto prechodné obdobie smerom k inflačnému cieleniu bolo pre obidve krajiny charakteristické kvantitatívne riadenie menovej politiky. Zatiaľ čo Poľsko zaviedlo inflačné cielenie v roku 2000, Maďarsko v tom istom roku pristúpilo k zafixovaniu menového kurzu forintu na euro s rozšírením fluktuáčného pásma o rok neskôr na 15 percentuálnych bodov obidvoma smermi od centrálnej parity. Aj napriek tomu možno rok 2000 považovať za obdobie postupného prechodu na kvalitatívne riadenie menovej politiky.

Posun smerom ku kvalitatívnemu riadeniu menovej politiky znamenal posilnenie pozície úrokových nástrojov v menovo-politickom inštrumentárii centrálnych bánk krajín SE. Postupný nárast významu krátkodobých úrokových sadzieb možno pripísať stabilizácii inflačných očakávaní a klesajúcej miere inflácie v tretej fáze formovania systémov menových kurzov v krajinách SE. Úrokové miery a infláciu pritom možno považovať za významné

¹ Maďarska centrálna banka zaviedla systém menového kurzu s kľzavými zmenami parít v marci roku 1995 (dovtedy uplatňovala systém pevného menového kurzu s pomerne častými, avšak nepravidelnými úpravami (devalváciami) centrálnej parity), zatiaľ čo poľská centrálna banka začala tento systém menového kurzu využiť už v októbri roku 1991 (dovtedy uplatňovala systém pevného menového kurzu).

determinanty vývoja menového kurzu v krátkom (parita úrokovej miery) aj dlhom období (parita kúpnej sily).

Menovo-politické zámery centrálnych bánk sú v podmienkach kvalitatívneho riadenia menovej politiky vysielané prostredníctvom základných úrokových sadziieb. Ich cieľným ovplyvňovaním pôsobia centrálné banky na krátkodobé úrokové miery, ktorých vývoj odráža situáciu na domácom medzibankovom trhu. Tendencie vo vývoji krátkodobých úrokových sadziieb sa následne premietajú do vývoja ostatných súčastí finančného trhu (peňažný trh, kapitálový trh, derivátový trh, atď.) a tiež klientskych úrokových sadziieb na produkty ponúkané finančnými inštitúciami.

V tejto kapitole sa zameriame na analýzu príčin kolísania nominálnych úrokových sadziieb v krajinách SE s cieľom identifikovať vplyv inflácie a očakávaných reálnych úrokových sadziieb na vývoj úrokových sadziieb na medzibankové depozitá s rôznou dobou splatnosti prostredníctvom využitia metódy štruktúrnej vektorovej autoregresie (SVAR). Odhadnutý model SVAR nám umožní zistiť príspevok obidvoch determinantov k variabilite (t.j. dekompozíciu variancie) úrokových sadziieb a reakciu (t.j. impulse-response funkcie) medzibankových úrokových sadziieb s dobami splatnosti 1, 3 a 6 mesiacov na jednorazové šoky spôsobené obidvoma determinantmi. V rámci použitej metodológie zohľadníme aj vplyv krízového obdobia na prezentované výsledky tak, že za týmto účelom odhadneme dva SVAR modely, pričom v prvom modeli použijeme časové rady za obdobie rokov 2000 až 2007 a v druhom modeli použijeme časové rady za obdobie rokov 2000 až 2010. Porovnaním výsledkov za obidva modely zistíme dopad krízového obdobia na determináciu krátkodobých úrokových sadziieb.

2.1. Vzťah inflácie a úrokových mier v empirických štúdiách

Väzbám medzi infláciou a úrokovými mierami sa v empirických štúdiách venuje pomerne široký priestor. Vývoj obidvoch týchto kategórií je zásadným spôsobom prepojený, pričom tradičný kanál prenosu kauzálnych podnetov predpokladá, že dôsledkom zmien inflácie sa menia aj úrokové miery. Tento mechanizmus je veľmi často využívaný centrálnymi bankami, ktoré v snahe stabilizovať vnútornú kúpnu silu peňazí reagujú na nárast inflácie zvýšením úrokových sadziieb, rešpektujúc pritom tzv. menovo-politické pravidlo. Na druhej strane je však zrejmé, že rastúca inflácia nemusí byť len sprievodným javom neprímerane dynamického ekonomického rastu, keď by zvyšovanie úrokových sadziieb mohlo mať stabilizujúci vplyv a zabránilo tým prehriatiu ekonomiky. Rast inflácie tak nemusí byť sprievodným javom len rastúcich ekonomík, ale dôsledkom vnútorných porúch, prípadne vplyvom pôsobenia vonkajších šokov, môže postihovať aj ekonomiky prechádzajúce procesom stagnácie, či recesie.

Samotná úroková miera pritom nemusí reagovať len na zmeny tempa inflácie. Príčinou je skutočnosť, že nominálne úrokové miery pozostávajú z dvoch zložiek, z ktorých jedna zahŕňa reálnu cenu peňazí a druhá odráža inflačnú prémii. K zmenám úrokových sadziieb tak v praktickej rovine môže často dochádzať nielen pod vplyvom faktorov vyvolávajúcich zmeny v inflácii, ale aj dôsledkom pôsobenia množstva podnetov ovplyvňujúcich veľkosť reálnych úrokových sadziieb. Tento praktický problém nadobúda

osobitný rozmer, ak zohľadníme vplyv očakávaní ekonomických subjektov na vývoj nominálnych úrokových sadzieb. Keďže nominálna cena peňazí je v praktickej rovine ovplyvňovaná množstvom špecifických faktorov, dôsledkom toho nemusí byť zrejmé, či je kolísanie nominálnych úrokových sadzieb zapríčinené zmenami inflačných očakávaní alebo zmenami očakávaných reálnych úrokových sadzieb. Správna identifikácia príčin kolísania vo vývoji nominálnych (osobitne krátkodobých) úrokových sadzieb je pritom kľúčovým faktorom pre výkon menovej politiky. Napríklad nárast nominálnych úrokových sadzieb zapríčinený nárastom inflačných očakávaní môže byť signálom pre centrálnu banku, aby sprísnila svoju menovú politiku. Na druhej strane nárast nominálnych úrokových sadzieb, ktorý odráža vyššie očakávané reálne úrokové sadzby, môže mať odlišné dôsledky na výkon menovej politiky.

Analýze vzájomných vzťahov medzi vývojom inflácie a úrokovými mierami sa v odborných štúdiách venuje pomerne široký priestor. St-Amant (St-Amant, 1996) využil dvojzložkový SVAR model pre analýzu vplyvu očakávanej inflácie a ex-ante reálnych úrokových sadzieb na vývoj úrokových sadzieb z jednoročných a desaťročných štátnych dlhopisov v U.S.A. Konštatuje, že zatiaľ čo od začiatku 70. rokov do polovice 80. rokov bol vývoj úrokových sadzieb ovplyvňovaný najmä inflačnými očakávaniami, v prvej polovici 90. rokov to bolo skôr očakávanie o vývoji reálnych úrokových sadzieb. Deacon a Derry (Deacon a Derry, 1994) prezentoval niekoľko techník využiteľných pre izolovanie trhovej úrokovej miery a inflačných očakávaní z cien štátnych dlhopisov. Engsted (Engsted, 1995) využil kointegračnú analýzu ako aj VAR metodológiu pre skúmanie vlastností časových radov pre úrokové miery a infláciu. Neely a Rapach (Neely a Rapach, 2008) analyzovali časové rady pre vývoj reálnych úrokových sadzieb prostredníctvom využitia rovnovážneho rastového modelu. Osobitnú pozornosť pritom venovali prvkom zotrvačnosti v strednodobom a dlhodobom časovom horizonte. Ragan (Ragan, 1995) skúmal časovú štruktúru nominálnych úrokových sadzieb za účelom odhadu inflačných očakávaní ekonomických subjektov. Výsledky analýzy interpretoval vo vzťahu k vývoju reálnych úrokových sadzieb. Crowder a Hoffman (Crowder a Hoffman, 1996) skúmali vzájomné vzťahy medzi infláciou a úrokovými mierami. Izolovaním permanentných a dočasných vplyvov v rámci VAR modelu analyzovali zdroje nestability (nестacionarity) v časových radoch pre nominálne úrokové miery a infláciu. Lai (Lai, 2004) analyzoval vlastnosti časových radov pre reálne úrokové miery. Osobitnú pozornosť venoval skúmaniu podmienok zachovania stacionarity časových radov s meniacou sa dĺžkou časového obdobia. Garcia a Perron (Garcia a Perron, 1996) skúmali dlhodobé správanie časových radov pre reálne úrokové miery v U.S.A. V rámci ich vývoja identifikovali niekoľko štruktúrnych zlomov, ktorých význam následne posudzovali vo vzťahu k zostaveným priebehom časových radov pre reálne úrokové miery a inflačné očakávania. Lanne (Lanne, 2002) overoval platnosť Fisherovho efektu na dlhodobých časových radoch v U.S.A. Významný priestor venoval skúmaniu dlhodobých väzieb medzi infláciou a nominálnymi úrokovými mierami.

2.2. Inflácia a úrokové miery v SVAR modeli

Teoretickým východiskom analýzy je model SVAR s dvoma rovnicami, ktorý bol prvýkrát predstavený v práci autorov Blanchard a Quah (Blanchard - Quah, 1988). 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 kategórii stanovením dlhodobých ohraničení do vzťahu medzi ekonomickými šokmi a endogénnymi ekonomickými kategóriami².

Vzhľadom na stanovený zámer budeme predpokladať model, ktorý zahŕňa vektor endogénnych premenných X_t a rovnaký počet pôvodných (štruktúrnych) šokov reprezentovaných vektorom ε_t . X_t predstavuje stacionárny proces, ktorý je daný nasledujúcim vzťahom:

$$X_t = A_0\varepsilon_t + A_1\varepsilon_{t-1} + A_2\varepsilon_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} A_i\varepsilon_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} A_iL^i\varepsilon_t \quad (2.1)$$

resp.

$$\begin{bmatrix} ir_{n,t} \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{i^e,t} \\ \varepsilon_{ir^e,t} \end{bmatrix} \quad (2.2)$$

kde A_i je polynomiálnou variančno-kovariančnou maticou, ktorá predstavuje koeficienty impulse-response funkcií (IRF - ang. Impulse-Response Function, slov. funkcia odozvy na šok) šokov vplyvajúcich na vývoj jednotlivých premenných vektora X_t a L predstavuje operátor oneskorenia. Za premenné vektora X_t budeme považovať nominálnu úrokovú mieru ($ir_{n,t}$) a mieru inflácie (p_t) v rámci zvoleného obdobia. Keďže ide o dvojzložkový model ($X_t = [ir_{n,t}, p_t]$), uvažujeme o pôsobení dvoch typov šokov na vývoj endogénnych premenných vektora X_t , konkrétne šoku inflačných očakávaní ($\varepsilon_{i^e,t}$) a šoku očakávaných reálnych úrokových sadzieb ($\varepsilon_{ir^e,t}$). Reziduá vektora ε_t nemožno považovať za korektne identifikované štruktúrne šoky. Pôvodný (štruktúrny) model teda upravíme do nasledovnej (redukovanej) podoby:

² 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.

$$X_t = e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} C_i e_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i e_t \quad (2.3)$$

resp.

$$\begin{bmatrix} i r_{n,t} \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11i} & c_{12i} \\ c_{21i} & c_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{i^e,t} \\ u_{i r^e,t} \end{bmatrix} \quad (2.4)$$

Na základe vzťahov (2.1) a (2.3) je zřejmé, že vzťah medzi pôvodnými šokmi ε_t a rezíduami získanými z rovníc vektorovej autoregresie (e_t) možno formálne pretransformovať do nasledovnej podoby:

$$e_t = A_0 \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Matice C_i získame z odhadov rovnice (2.3). Keďže platí, že $A_i = C_i A_0$, umožňuje nám to identifikovať maticu A_0 . Na jej odhadnutie potrebujeme zdefinovať celkovo štyri ohraničenia. Dve ohraničenia získame normalizáciou, ktorá definuje varianciu šokov $\varepsilon_{i^e,t}$ a $\varepsilon_{i r^e,t}$ ako rovnú jednej. Tretie ohraničenie získame z predpokladu, že obidva štruktúrne šoky sú ortogonálne (t.j., že obidva šoky nie sú vzájomne korelované). Posledné ohraničenie, ktoré nám následne umožní zostrojiť maticu C , získame stanovením predpokladu, že zatiaľ čo šok inflačných očakávaní má trvalý vplyv na nominálne úrokové miery, šok spôsobený očakávanými reálnymi úrokovými mierami má len dočasný (krátkodobý) vplyv. Použitie dlhodobých ohraničení pre identifikáciu pôsobenia exogénnych premenných modelu pritom vychádza z postulátov dlhodobej neutrality vplyvu určitého šoku na vývoj endogénnej premennej modelu. Obidva typy šokov majú súčasne trvalý dopad na vývoj inflácie. Z uvedeného vyplýva, že kumulatívny efekt šokov očakávaných reálnych úrokových sadziieb na vývoj nominálnych úrokových sadziieb musí byť rovný nule. Týmto spôsobom zavádzame do modelu dlhodobé ohraničenie vo forme

$$\begin{bmatrix} i r_{n,t} \\ p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11i} & 0 \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{i^e,t} \\ \varepsilon_{i r^e,t} \end{bmatrix} \quad (2.6)$$

čo nám umožňuje rozlíšiť pôsobenie obidvoch typov šokov na endogénne zložky modelu. Takto upravený model následne odhadneme prostredníctvom metódy SVAR. Za účelom zohľadnenia vplyvu hospodárskej krízy na determináciu nominálnych úrokových sadziieb v krajinách SE odhadneme dva SVAR modely - model A, v ktorom použijeme časové rady za obdobie rokov 2000 až 2007 a model B, v ktorom použijeme časové rady za obdobie rokov 2000 až 2010.

2.3. Metodologický postup

Základným predpokladom použitia údajov na účely ekonometrického spracovania formou 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 a Juseliusov kointegračný test.³ Cieľom tohto testu je overenie existencie stabilných dlhodobých rovnovážnych väzieb medzi endogénnymi premennými modelu. Korektne špecifikovaný VAR model okrem požiadavky na rovnaký rád integrácie endogénnych premenných požaduje, aby tieto premenné neboli vzájomne kointegrované.

Po otestovaní dát môžeme pristúpiť k odhadnutiu modelu prostredníctvom metódy SVAR aplikovaním dlhodobých ohraničení. Odhadnutý model bude základom na dekompozíciu variancie (VC - *Variance Decomposition*) a zobrazenie priebehu impulse-response funkcií. Prostredníctvom dekompozície variancie dokážeme odhadnúť príspevok vplyvu jednotlivých štruktúrnych šokov k nepredpokladaným výkyvom vo vývoji jednotlivých endogénnych premenných modelu. Priebehy impulse-response funkcií nám umožnia posúdiť reakcie endogénnych premenných modelu na jednorazové (prípadne kumulatívne) pozitívne štruktúrne šoky (identifikované prostredníctvom dlhodobých ohraničení).

V našom prípade sa zameriame na odhadnutie vplyvu (príspevkov) jednorazového pozitívneho šoku inflačných očakávaní a jednorazového pozitívneho šoku očakávaných reálnych úrokových sadzieb na variabilitu krátkodobých nominálnych úrokových sadzieb v jednotlivých krajinách SE. Následne odhadneme impulse-response funkcie, ktoré nám umožnia zohľadniť vplyv jednorazového šoku spôsobeného konkrétnym štruktúrnym šokom na budúci vývoj endogénnych premenných modelu v rámci obdobia špecifikovaného zvoleným počtom oneskorení.

³ Stacionarita časových radov modelu už na hodnotách implicitne zakladá predpoklad existencie kointegrácie medzi jednotlivými prvkami modelu. Johansenovým a Juseliusovým 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.

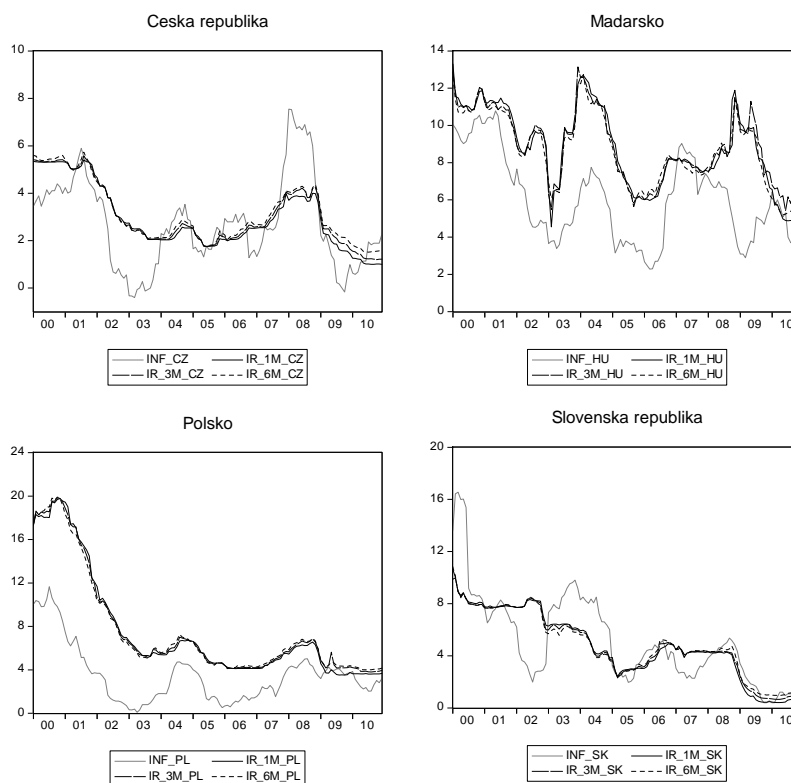
2.4. Odhad vplyvu štruktúrnych šokov na nominálne úrokové miery

V rámci analýzy pôsobenia exogénnych šokov modelu (šok inflačných očakávaní a šok očakávaných reálnych úrokových sadziieb) na vývoj nominálnych úrokových sadziieb sme použili mesačné údaje o vývoji medzibankových úrokových sadziieb v krajinách Višegrádskej štvorky pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti jeden, tri a šesť mesiacov⁴ a mesačné údaje o medziročnom vývoji jadrovej miery inflácie za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A) pozostávajúce z celkovo 96 pozorovaní a za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B) pozostávajúce z celkovo 132 pozorovaní. Časový rad pre vývoj inflácie sme pred samotným testovaním sezónne očistili. Vzhľadom na zámer kapitoly sme sa rozhodli odhadnúť tri samostatné modely pre každú krajinu prostredníctvom metódy SVAR s tým, že v rámci modelov sme postupne alternovali zastúpenie všetkých troch medzibankových úrokových sadziieb pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti 1, 3 a 6 mesiacov osobitne pre model A a model B. Formálny zápis odhadovaných SVAR modelov tak možno zapísať nasledovným spôsobom - model A1 ($X_t = [ir_1m_t, p_t]$), model A2 ($X_t = [ir_3m_t, p_t]$), model A3 ($X_t = [ir_6m_t, p_t]$), B1 ($X_t = [ir_1m_t, p_t]$), B2 ($X_t = [ir_3m_t, p_t]$), B3 ($X_t = [ir_6m_t, p_t]$).

V grafe 2.1 uvádzame prehľad vývoja jadrovej inflácie a úrokových sadziieb PRIBOR, BUBOR, WIBOR a BRIBOR pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti jeden, tri a šesť mesiacov. Trend dlhodobého poklesu miery inflácie je v rámci sledovaného obdobia zrejmy len v podmienkach Poľska a Slovenskej republiky. Jedine v Poľsku je možné sledovať veľmi pevnú vizuálnu previazanosť inflácie s jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami, čo súčasne evokuje relatívne vysokú stabilitu vývoja reálnych úrokových sadziieb. Určité kopírovanie inflácie (aj keď v čase relatívne málo presné) možno sledovať aj v prípade vývoja medzibankových úrokových sadziieb v Maďarsku (do roku 2007), avšak v tomto prípade už nemožno konštatovať stabilný vývoj reálnych úrokových sadziieb. Nominálne úrokové miery v Maďarsku reagovali pomerne citlivo na rast inflácie (určité prestreľovanie je badateľné v rokoch 2003 a 2004), avšak na jej znižovanie reagovali pomerne nepružne. Kopírovanie základných rysov vo vývoji inflácie možno sledovať aj v prípade vývoja medzibankových úrokových sadziieb v Českej republike a Slovenskej republike. Tu je však potrebné upozorniť na dve skutočnosti. Po prvé, v oboch krajinách je zrejma veľmi nízka pružnosť medzibankových úrokových sadziieb predovšetkým na krátkodobé podnety v podobe náhlych výkyvov vo vývoji inflácie. Po druhé, nepružné prispôbovanie sa medzibankového trhu na vývoj inflácie výrazne negatívne ovplyvňovalo vývoj dlhodobých kriviek reálnych úrokových sadziieb, dôsledkom čoho je možné v oboch krajinách evidovať obdobia so zápornými reálnymi úrokovými mierami.

⁴ PRIBOR v prípade českej republiky, BUBOR v prípade Maďarska, WIBOR v prípade Poľska a BRIBOR v prípade Slovenskej republiky.

Graf 2.1 Vývoj inflácie a medzibankových úrokových sadziieb v krajinách strednej Európy⁵ (2000M1-2010M12)



Poznámka: Endogénne premenné modelu - miera inflácie (INF), úrokové miery pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti 1 mesiac (IR_1M), úrokové miery pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti 3 mesiace (IR_3M) a úrokové miery pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti 6 mesiacov (IR_6M) sú vyjadrené v percentách.

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

Nástupom hospodárskej krízy zažili Česká republika, Maďarsko a Slovenská republika počnúc druhým polrokom roku 2008 výrazný dezinflačný trend, zatiaľ čo v Poľsku došlo k menej intenzívnemu poklesu inflácie až v priebehu roku 2009. V Slovenskej republike, ktorá sa v roku 2009 stala členom eurozóny, úrokové miery pomerne výrazne kopírovali vývoj inflácie, pričom však reálne úrokové miery dosahovali prevažne záporné hodnoty. Po počiatočnom znížení prestali úrokové miery v Poľsku v priebehu rokov 2009 a 2010 reagovať na pretrvávajúce znižovanie inflácie. V Českej republike reagovali úrokové miery na základné tendencie vo vývoji inflácie, avšak s podstatne menšou volatilitou. Výrazne divergentný vývoj inflácie a úrokových sadziieb sme mohli najmä v priebehu roku 2009 zaznamenať v Maďarsku.

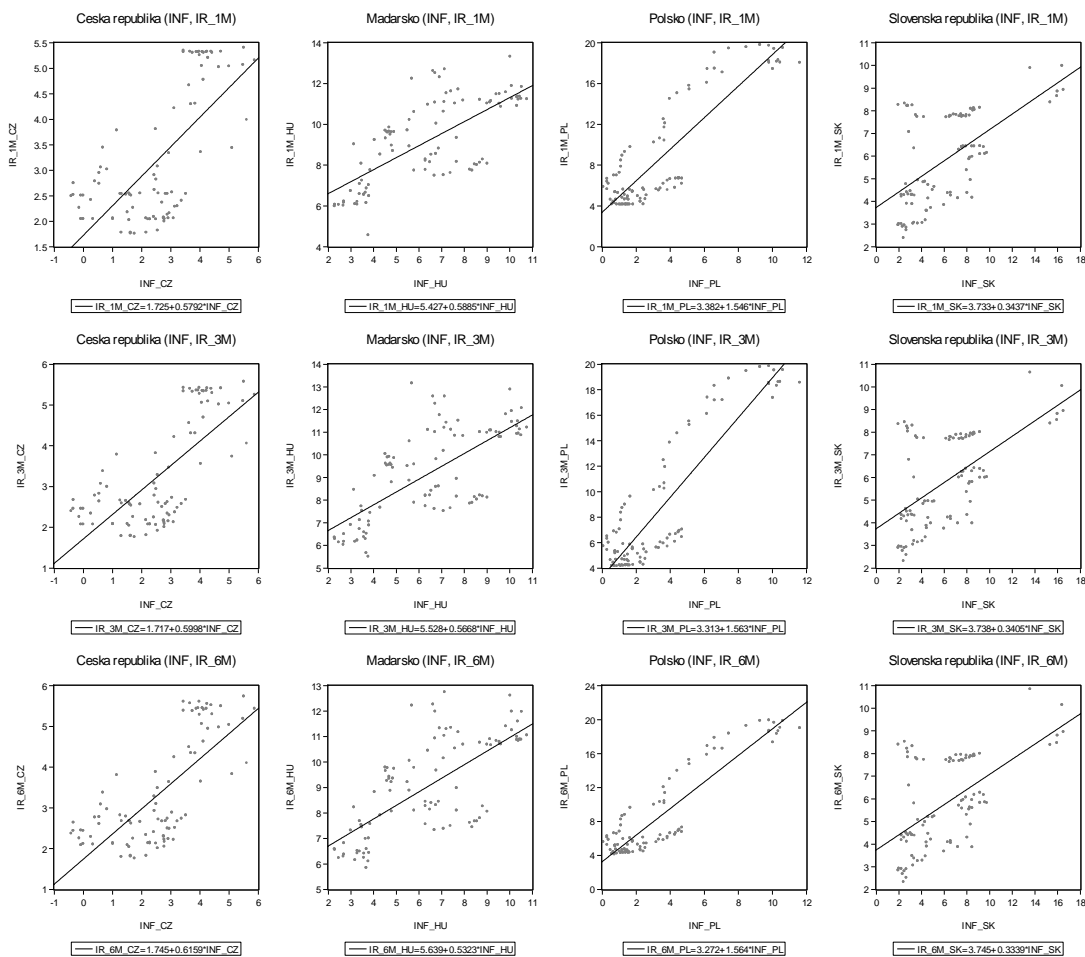
V grafe 2.2 uvádzame vzťahy medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami v Českej republike, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike počas

⁵ V súvislosti so vstupom Slovenskej republiky do eurozóny v roku 2009 sme úrokové miery BRIBOR nahradili úrokovými mierami EURIBOR.

rokov 2000 až 2007. V porovnaní s predchádzajúcim grafom 2.1 možno v tomto prípade sledovať vzájomné vzťahy obidvoch premenných dôslednejšie.

V *Českej republike* dosahovali korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami PRIBOR pri jednomesačných depozitách hodnotu 0,6810, pri trojmesačných depozitách hodnotu 0,7077 a pri šesťmesačných depozitách hodnotu 0,7246. Aj napriek nestabilnému vývoju reálnych úrokových sadzieb možno v tomto prípade konštatovať silnejšie väzby obidvoch premenných s narastajúcou dobou splatnosti medzibankových depozít. V *Maďarsku* dosahovali korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami BUBOR pri jednomesačných depozitách hodnotu 0,7077, pri trojmesačných depozitách hodnotu 0,7022 a pri šesťmesačných depozitách hodnotu 0,7009. V tomto prípade možno konštatovať, že práve kvôli už spomínanej vysokej citlivosti úrokových sadzieb na rast inflácie a súčasne nízkej citlivosti úrokových sadzieb na pokles inflácie je korelácia medzi obidvoma premennými nižšia ako v prípade Českej republiky. Tento vzťah sa s rastúcou dobou splatnosti medzibankových depozít oslaboval len minimálne. dôsledkom čoho možno konštatovať len zanedbateľný vplyv doby splatnosti depozít na vývoj vzájomného úrokových sadzieb a inflácie. V *Polsku* dosahovali korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami WIBOR pri jednomesačných depozitách hodnotu 0,8800, pri trojmesačných depozitách hodnotu 0,8936 a pri šesťmesačných depozitách hodnotu 0,9078. V prípade všetkých troch úrokových sadzieb možno konštatovať ich silnú (spomedzi všetkých štyroch krajín najvýraznejšiu) previazanosť s vývojom inflácie. V *Slovenskej republike* dosahovali korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami BRIBOR pri jednomesačných depozitách hodnotu 0,5951, pri trojmesačných depozitách hodnotu 0,5908 a pri šesťmesačných depozitách hodnotu 0,5808. Spomedzi všetkých štyroch krajín sa previazanosť inflácie a úrokových sadzieb javila v Slovenskej republike ako najslabšia.

Graf 2.2 Vzťah inflácie a medzibankových úrokových sadzieb v krajinách strednej Európy (2000M1-2007M12)



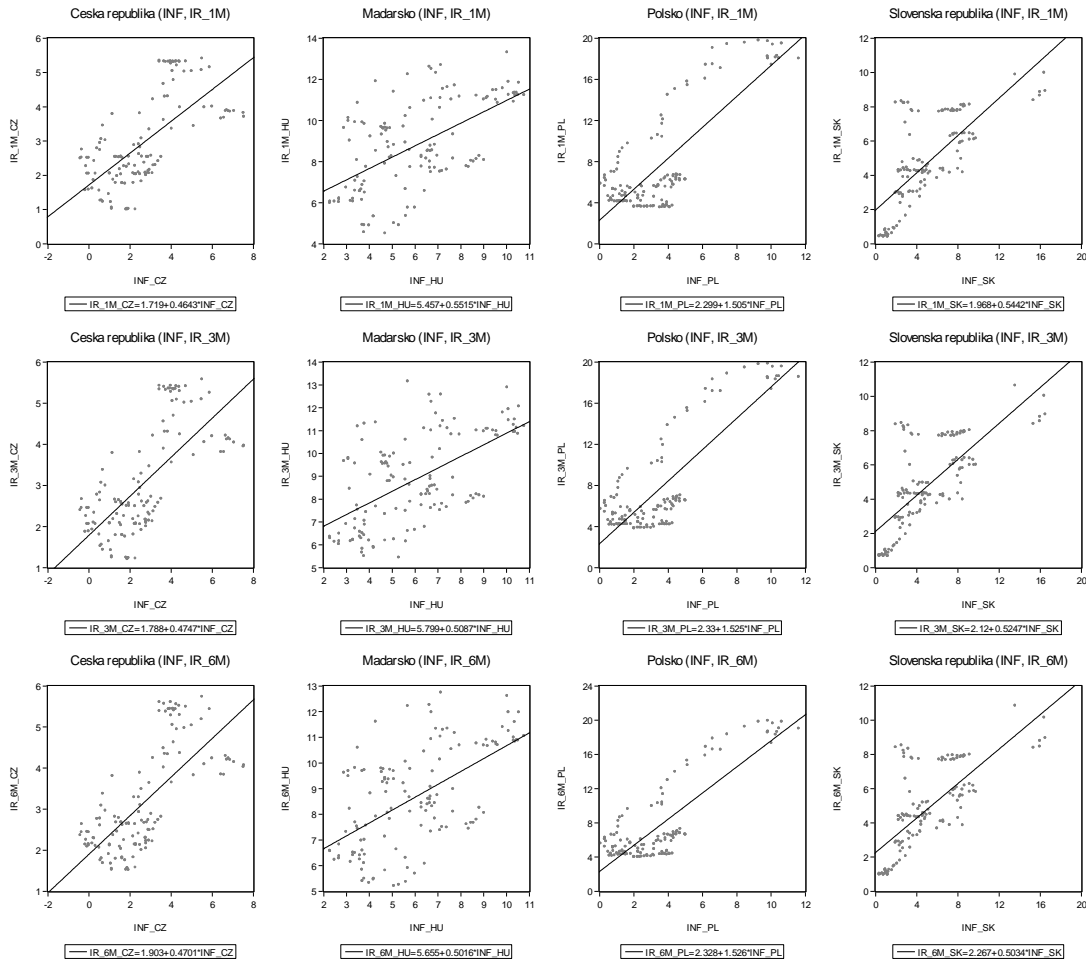
Poznámka: Endogénne premenné modelu - miera inflácie (INF), úrokové miery pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti jeden mesiac (IR_1M), úrokové miery pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti tri mesiace (IR_3M), úrokové miery pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti šesť mesiacov (IR_6M). Korelačné koeficienty⁶ medzi vývojom miery inflácie a úrokovými mierami s jednotlivými dobami splatnosti pre jednotlivé krajiny dosahovali nasledovné hodnoty: CZ (0,6810; 0,7077; 0,7245), HU (0,7077; 0,7022; 0,7009), PL (0,8800; 0,8936; 0,9078), SK (0,5951; 0,5908; 0,5808).

Prameň: Výpočty autora.

V grafe 2.3 uvádzame vzťahy medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami v Českej republike, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike počas rokov 2000 až 2010. Rozšírenie použitých časových radov o roku 2008 až 2010 nám umožní posúdiť vplyv hospodárskej krízy na charakter vzájomných vzťahov medzi vývojom miery inflácie a úrokovými mierami v krajinách SE.

⁶ Zo samotnej povahy oboch kategórií je zjavné, že z výsledkov bolo možné očakávať prítomnosť štatisticky významných korelácií. Cieľom korelačnej analýzy tak nie je interpretácia samotných korelačných koeficientov, ale relatívne porovnanie ich veľkostí medzi jednotlivými krajinami a v rámci krajín pri použití úrokových sadzieb pre depozitá s rôznymi dobami splatnosti.

Graf 2.3 Vzťah inflácie a medzibankových úrokových sadziieb v krajinách strednej Európy (2000M1-2010M12)



Poznámka: Endogénne premenné modelu - miera inflácie (INF), úrokové miery pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti jeden mesiac (IR_1M), úrokové miery pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti tri mesiace (IR_3M), úrokové miery pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti šesť mesiacov (IR_6M). Korelačné koeficienty medzi vývojom miery inflácie a úrokovými mierami s jednotlivými dobami splatnosti pre jednotlivé krajiny dosahovali nasledovné hodnoty: CZ (0,6550; 0,6846; 0,6943), HU (0,5841; 0,5903; 0,5858), PL (0,7969; 0,8225; 0,8380), SK (0,7305; 0,7269; 0,7242).

Prameň: Výpočty autora.

V *Českej republike* dosahovali počas rokov 2000 až 2010 korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami PRIBOR pri jednomesačných depozitách hodnotu 0,6550, pri trojmesačných depozitách hodnotu 0,6846 a pri šesťmesačných depozitách hodnotu 0,6943. Pri porovnaní zistených hodnôt s koreláciou medzi infláciou a úrokovými mierami v predkrízovom období možno konštatovať, že počas hospodárskej krízy sa intenzita vzťahov medzi obidvoma kategóriami oslabila, pričom najvýraznejšie sa tento efekt prejavil pri vzťahu inflácie a úrokových sadziieb na depozitá s dobou splatnosti šesť mesiacov. V *Madarsku* dosahovali počas rokov 2000 až 2010 korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými

mierami BUBOR pri jednomesačných depozitách hodnotu 0,5841, pri trojmesačných depozitách hodnotu 0,5903 a pri šesťmesačných depozitách hodnotu 0,5858. Na základe porovnania zistených hodnôt s korelačnými koeficientmi medzi infláciou a úrokovými mierami v predkrízovom období je zrejmé, že počas hospodárskej krízy sa intenzita vzťahov medzi obidvoma kategóriami výrazne oslabil, pričom najvýraznejšie sa tento efekt prejavil pri vzťahu inflácie a úrokových sadzieb na depozitá s dobou splatnosti jeden mesiac. V *Poľsku* dosahovali počas rokov 2000 až 2010 korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami WIBOR pri jednomesačných depozitách hodnotu 0,7969, pri trojmesačných depozitách hodnotu 0,8225 a pri šesťmesačných depozitách hodnotu 0,8380. Počas rokov 2008 až 2010 tak došlo k miernemu oslabeniu vzťahov medzi obidvoma veličinami, pričom najvýraznejšie sa tento efekt prejavil pri korelácii medzi mierou inflácie a úrokovými mierami na depozitá s dobou splatnosti jeden mesiac. V *Slovenskej republike* dosahovali počas rokov 2000 až 2010 korelačné koeficienty medzi vývojom inflácie a jednotlivými medzibankovými úrokovými mierami BRIBOR pri jednomesačných depozitách hodnotu 0,7305, pri trojmesačných depozitách hodnotu 0,7269 a pri šesťmesačných depozitách hodnotu 0,7242. Na rozdiel od ostatných krajín SE došlo jedine v podmienkach Slovenskej republiky počas krízového obdobia k posilneniu vzájomnej previazanosti vo vývoji inflácie a úrokových sadzieb. Popri nízkej inflácii počas krízového obdobia možno túto skutočnosť pripísať aj výraznému zníženiu úrokových sadzieb po vstupe Slovenskej republiky do eurozóny.

Pred samotným odhadnutím modelu pristúpime k otestovaniu časových radov prostredníctvom testov jednotkového koreňa a Johansenovho a Juseliusovho testu kointegrácie.

V tabuľke (príloha 2a) uvádzame prehľad súhrnných výsledkov testu jednotkového koreňa endogénnych premenných modelov A a B pre všetky štyri krajiny. Testy jednotkového koreňa sme uskutočnili prostredníctvom ADF a PP testu. Na základe výsledkov testov jednotkového koreňa možno konštatovať, že časové rady pre vývoj inflácie a úrokových sadzieb pre medzibankové depozitá s jednotlivými dobami splatnosti obsahovali na svojich hodnotách jednotkový koreň a teda sa javili ako nestacionárne v prípade všetkých krajín SE s výnimkou Maďarska, kde sa medzibanková úroková miera na trojmesačné depozitá javila na základe ADF testu ako stacionárna už na svojich hodnotách (modely A a B) a Poľska, kde sa miera inflácie javila na základe PP testu ako stacionárna už na svojich hodnotách (model A). Pri testovaní na prvých diferenciách sme však už mohli v prípade všetkých endogénnych zložiek modelov A a B pre obidva krajiny zamietnuť nulovú hypotézu o prítomnosti jednotkového koreňa. Miera inflácie (v prípade Českej republiky, Maďarska a Slovenskej republiky), ako aj všetky tri úrokové miery (v prípade Českej republiky, Maďarska (okrem úrokových sadzieb na medzibankové depozitá s dobou splatnosti tri mesiace), Poľska a Slovenskej republiky) sa tak javili ako integrované rádu 1 ($I(1)$), a teda stacionárne na svojich prvých diferenciách.

V tabuľke (príloha 2b) uvádzame prehľad výsledkov Johansenovho a Juseliusovho testu kointegrácie pre všetky tri modely v rámci všetkých štyroch krajín, pričom sme na otestovanie zvolili štyri oneskorenia (doporučené na základe SIC a AIC). Na základe výsledkov testov kointegrácie pre modely A a B možno konštatovať, že jednotlivé endogénne premenné sa

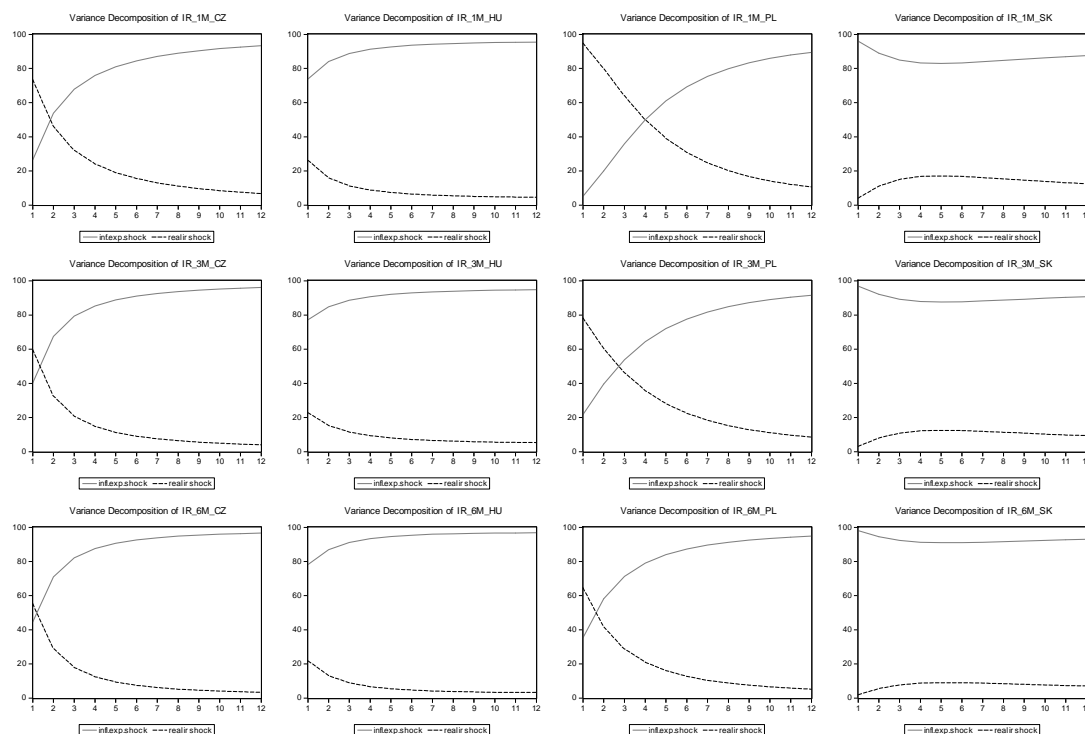
v rámci všetkých troch modelov pre jednotlivé krajiny nejavili ako vzájomne kointegrované. V prípade Českej republiky, Maďarska a Slovenska (pre modely A a B) nám výsledky trace statistics (štatistika testu stopy matice), ako aj maximum eigenvalue statistics (štatistika testu maxima charakteristických hodnôt) potvrdili (v prípade obidvoch testov prezentujeme výsledky pri 5 percentnej hladine významnosti), že lineárnou kombináciou premenných jednotlivých modelov nie je možné získať žiadnu kointegrujúcu rovnicu. Určité obavy v nás vyvolávali výsledky testov jednotkového koreňa v prípade Poľska (model A), kde vidno už na prvý pohľad vizuálne veľmi podobný vývoj inflácie a jednotlivých medzibankových úrokových sadzieb, čo nám indikoval aj zistený vysoký stupeň vzájomnej korelácie. Výsledky trace statistics nám v modeli A1 s jednomesačnou medzibankovou úrokovou mierou WIBOR indikovali prítomnosť jednej kointegrujúcej rovnice. Tento výsledok nám však nepotvrdili výsledky maximum eigenvalue statistics. Pri zvýšení počtu oneskorení na päť období nám výsledky trace statistics už indikovali stratu kointegračných väzieb medzi vývojom inflácie a jednomesačnej úrokovej miery WIBOR. V prípade zvyšných dvoch modelov pre Poľsko nám výsledky obidvoch štatistík indikovali neexistenciu kointegrácie medzi endogénnymi premennými modelu.

Testovanie stability VAR modelov prinieslo nasledovné zistenia. Jednotlivé VAR modely sa pre všetky štyri krajiny SE javili ako stabilné (stacionárne), nakoľko sa inverzné korene jednotlivých modelov nachádzali vo vnútri jednotkového kruhu, hoci niekoľko koreňov sa nachádzalo (v absolútnych hodnotách) blízko jednotky (príloha 2c). Na reziduách modelu nebola zistená prítomnosť autokorelácie, heteroskedasticity a autoregresne podmienenej heteroskedasticity. Použili sme aj Jarque-Berrov test normality, na základe ktorého možno konštatovať, že reziduá modelu majú normálne rozdelenie.

Na základe výsledkov testov jednotkového koreňa a testov kointegrácie sme sa rozhodli odhadnúť modely A a B pre všetky tri úrokové miery v prípade jednotlivých krajín SE používajúc pritom dáta na úrovniach prvých diferencií. Odhadované SVAR modely nám poslúžia pre zostavenie dekompozície variancie jednotlivých úrokových sadzieb PRIBOR, BUBOR, WIBOR a BRIBOR, ako aj zostavenie priebehu impulse-response funkcií týchto úrokových sadzieb.

V grafe 2.4 uvádzame výsledky dekompozície variancie všetkých štyroch úrokových sadzieb (PRIBOR, BUBOR, WIBOR a BRIBOR) pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti jeden, tri a šesť mesiacov v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A).

Graf 2.4 Dekompozícia variancie úrokových sadzieb krajín strednej Európy (2000M1-2007M12)

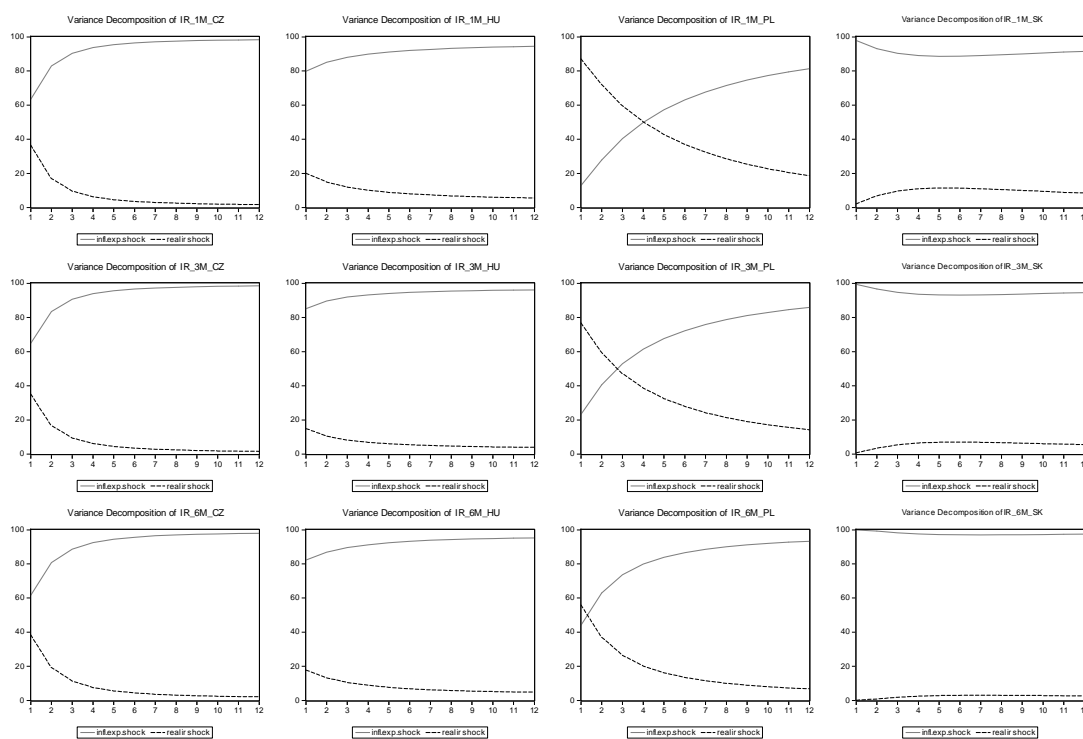


Prameň: Výpočty autora.

Na základe výsledkov dekompozície variancie krátkodobých úrokových sadzieb v Českej republike, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A) možno konštatovať, že vývoj týchto úrokových sadzieb bol dominantne ovplyvňovaný šokom spôsobeným inflačnými očakávaniami. Z výsledkov je taktiež zrejmé, že vplyv očakávaného vývoja reálnych úrokových sadzieb (šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb) na vývoj všetkých troch úrokových sadzieb s rôznymi dobami splatnosti bol s narastajúcim časovým odstupom zanedbateľný. V prípade *Maďarska* a *Slovenskej republiky* boli nominálne úrokové miery ovplyvňované takmer výlučne jednorazovým pozitívnym šokom inflačných očakávaní. Zatiaľ čo vplyv tohto šoku sa v Maďarsku najvýznamnejšie prejavoval pri medzibankových úrokových mierach na šesťmesačné depozitá, v Slovenskej republike to bolo pri depozitách s najkratšou dobou splatnosti. S narastajúcou dobou splatnosti sa význam tohto šoku na variabilite krátkodobých úrokových sadzieb v Maďarsku znižoval, zatiaľ čo v Slovenskej republike mierne rástol. Dekompozícia variancie nám v prípade *Českej republiky* a najmä *Poľska* ponúkala odlišné výsledky ako v predchádzajúcich dvoch krajinách. Šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb mal v rámci krátkeho časového odstupu významný vplyv (najmä v Poľsku) na variabilitu nominálnych úrokových sadzieb. Jeho vplyv bol najvýraznejší počas prvých troch mesiacov a s odstupom času sa pomerne výrazne oslaboval. Na šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb pritom najcitlivejšie reagovali úrokové miery na medzibankové depozitá s najkratšou dobou splatnosti.

V grafe 2.5 uvádzame výsledky dekompozície variance krátkodobých úrokových sadziieb (PRIBOR, BUBOR, WIBOR a BRIBOR) pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti jeden, tri a šesť mesiacov v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

Graf 2.5 Dekompozícia variance úrokových sadziieb krajín strednej Európy (2000M1-2010M12)



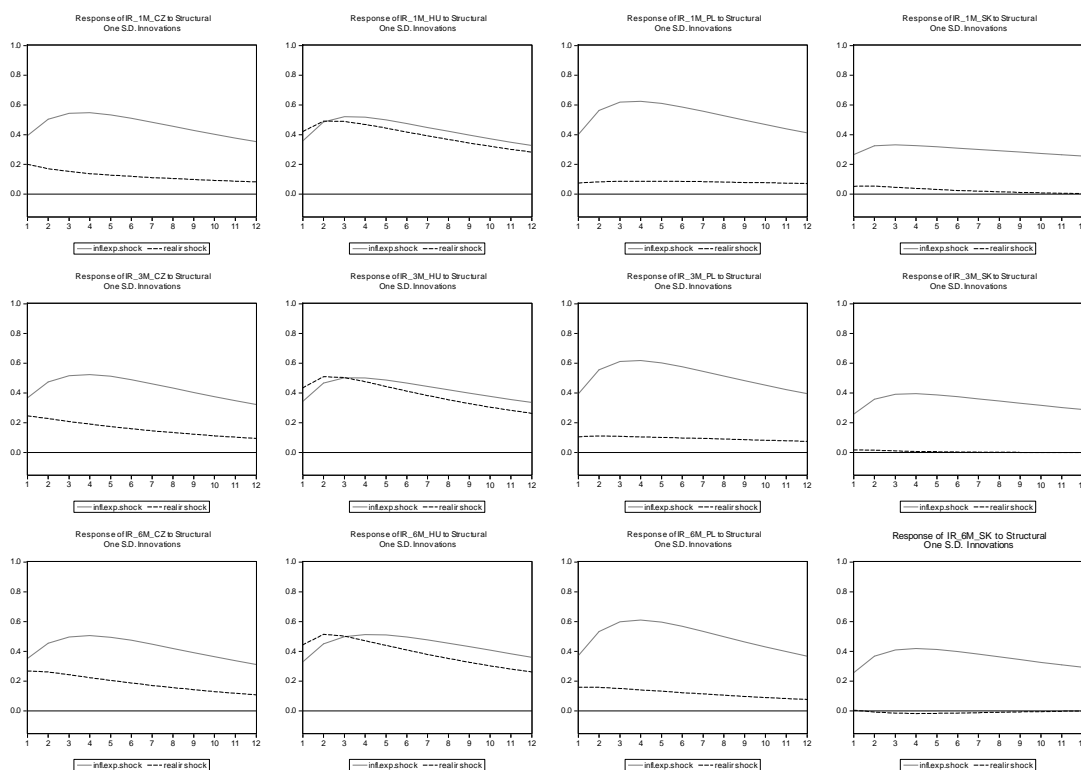
Prameň: Výpočty autora.

Rozšírenie obdobia pre analýzu dekompozície variance krátkodobých úrokových sadziieb v Českej republike, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike o krízové roky 2008 až 2010 (model B) viedlo k zmene príspevkov oboch identifikovaných šokov na vývoj krátkodobých úrokových sadziieb. Vo všetkých štyroch krajinách sme mohli zaznamenať nárast vplyvu šoku inflačných očakávaní v krátkom období, najmä počas prvých troch mesiacov od pôsobenia šoku. Príspevok šoku inflačných očakávaní k variabilite krátkodobých úrokových sadziieb sa vplyvom krízového obdobia najvýraznejšie zvýšil v *Českej republike* v prípade úrokových sadziieb na medzibankové depozitá s najkratšou dobou splatnosti. Obdobný výsledok sme mohli zaznamenať aj v prípade *Maďarska* a *Poľska*, kde však intenzita rastu vplyvu šoku inflačných očakávaní na vývoj úrokových sadziieb nebola až taká výrazná. Aj v podmienkach týchto dvoch ekonomík sa zmena najvýraznejšie prejavila pri jednomesačných úrokových mierach. Aj v *Slovenskej republike* došlo pri rozšírení analyzovaného obdobia k badateľným zmenám v dekompozícii variance krátkodobých úrokových sadziieb. Oslabovanie vplyvu šoku inflačných očakávaní nebolo počas prvých štyroch mesiacov od pôsobenia šoku tak výrazné, ako počas predkrízového obdobia. Šok

inflačných očakávaní si zachoval dominantný vplyv pri determinácii vývoja krátkodobých úrokových sadzieb, a to s rastúcou intenzitou pri zvyšujúcej sa dobe splatnosti medzibankových depozít.

V grafe 2.6 uvádzame priebeh impulse-response funkcií odzrkadľujúci vplyv jednorazového pozitívneho šoku spôsobeného inflačnými očakávaniami a jednorazového pozitívneho šoku očakávaných reálnych úrokových sadzieb na vývoj štyroch úrokových sadzieb PRIBOR, BUBOR, WIBOR a BRIBOR pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti jeden, tri a šesť mesiacov v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A).

Graf 2.6 Priebeh impulse-response funkcií úrokových sadzieb krajín strednej Európy (2000M1-2007M12)



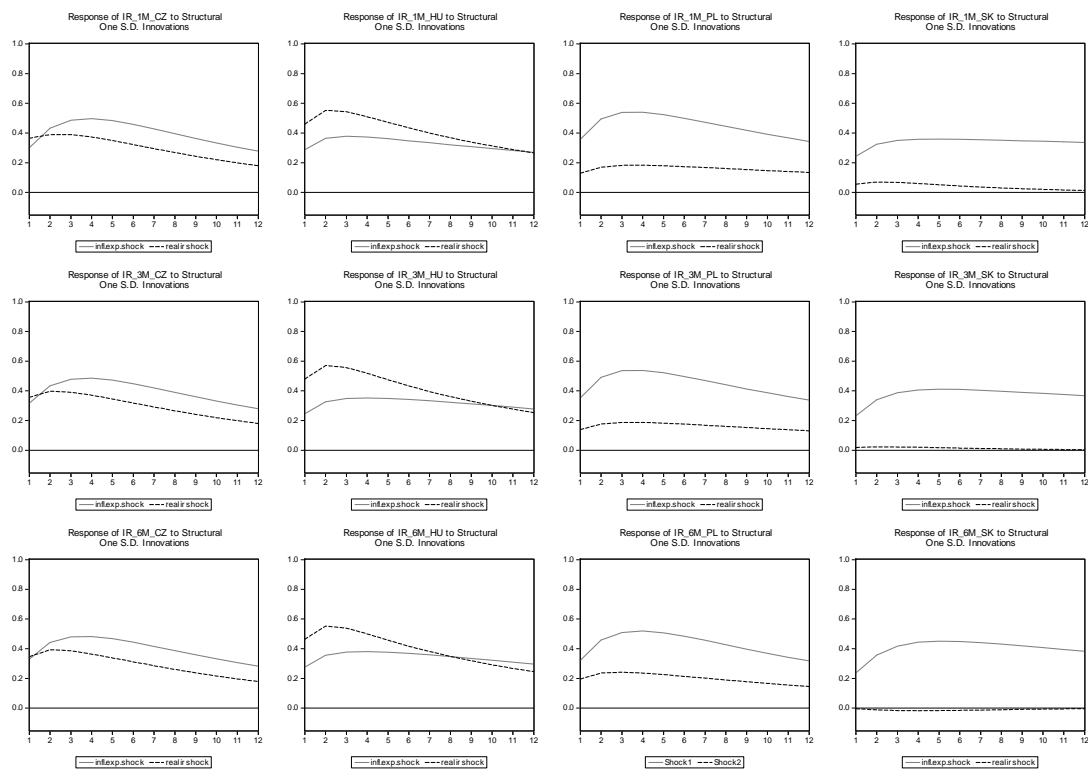
Prameň: Výpočty autora.

Na základe priebehu impulse-response funkcií zostavených na základe odhadnutého modelu za obdobie rokov 2000 až 2007 (model B) možno konštatovať, že na obidva jednorazové pozitívne šoky reagovali úrokové sadzby PRIBOR, BUBOR, WIBOR a BRIBOR čo do smeru podobným spôsobom, avšak s výrazne sa líšiacou intenzitou (najmä v prípade šoku reálnych úrokových sadzieb). V prípade všetkých štyroch krajín možno konštatovať, že jednorazový pozitívny šok inflačných očakávaní spôsobil zvýšenie nominálnych úrokových sadzieb. Rastový vplyv tohto šoku sa najvýraznejšie prejavil v Poľsku, s mierne nižšou intenzitou aj v Českej republike a Maďarsku. Najmenej pružne

reagovali úrokové miery na šok inflačných očakávaní v Slovenskej republike. Vo všetkých štyroch krajinách pritom možno sledovať tendenciu narastania vplyvu tohto šoku počas približne prvých štyroch mesiacov od jeho pôsobenia. Intenzita inflačného šoku sa následne mierne a relatívne pomaly vytrácala, pričom v dlhom časovom období sa šok javil vo vzťahu k vývoju nominálnych úrokových sadzieb ako neutrálny. Jednorazový pozitívny šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb mal vo vzťahu k šoku inflačných očakávaní relatívne porovnateľný vplyv na vývoj nominálnych úrokových sadzieb len v prípade *Maďarska*. Jeho rastový vplyv pritom kulminoval už po dvoch mesiacoch a následne sa jeho efekt postupne mierne vytrácal a v dlhom časovom období sa šok javil ako neutrálny. Najvýznamnejší vplyv tohto šoku sme zaznamenali pri úrokových mierach na depozitá s najdlhšou dobou splatnosti. V *Českej republike* mal šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb porovnateľne nižší rastový dopad na nominálne úrokové miery ako šok inflačných očakávaní. V prípade všetkých troch úrokových sadzieb sa intenzita šoku postupne vytrácala a v dlhom časovom období šok úplne zanikol. Aj v tomto prípade mal tento šok najvýznamnejší vplyv na determináciu vývoja dlhodobejšej úrokovej miery. Málo výrazné sa javilo pôsobenie šoku očakávaných reálnych úrokových sadzieb na vývoj nominálnych úrokových sadzieb v *Pol'sku*. Úrokové miery na depozitá s najdlhšou dobou splatnosti pritom reagovali na tento šok citlivejšie ako krátkodobé úrokové miery. V dlhom období sa šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb javil ako neutrálny vo vzťahu ku všetkým trom nominálnym úrokovým mieram. V podmienkach *Slovenskej republiky* sa vplyv šoku reálnych úrokových sadzieb javil ako neutrálny vo vzťahu k trojmesačným a šesťmesačným úrokovým mieram už v krátkom období. Mierny vplyv sme zaznamenali len v prípade úrokových sadzieb na depozitá s najkratšou dobou splatnosti.

V grafe 2.7 uvádzame priebeh impulse-response funkcií pôsobenia jednorazového pozitívneho šoku inflačných očakávaní a jednorazového pozitívneho šoku očakávaných reálnych úrokových sadzieb na vývoj štyroch úrokových sadzieb PRIBOR, BUBOR, WIBOR a BRIBOR pre medzibankové depozitá s dobou splatnosti jeden, tri a šesť mesiacov v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

Graf 2.7 Priebeh impulse-response funkcií úrokových sadzieb krajín strednej Európy (2000M1-2010M12)



Prameň: Výpočty autora.

Rozšírenie obdobia pre analýzu priebehu impulse-response funkcií krátkodobých úrokových sadzieb v Českej republike, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike o krízové roky 2008 až 2010 (model B) spôsobilo zmeny v reakciách nominálnych úrokových sadzieb na obidva identifikované šoky. Vplyvom krízového obdobia došlo v *Maďarsku* k zvýšeniu vplyvu šoku očakávaných reálnych úrokových sadzieb na vývoj všetkých troch nominálnych úrokových sadzieb. Okrem toho došlo k citeľnému zníženiu vplyvu šoku inflačných očakávaní, pričom tento efekt sa výraznejšie prejavil pri úrokových mierach na depozitá s najkratšou dobou splatnosti. V *Českej republike* sme mohli v krátkom období (do šiestich mesiacov od šoku) zaznamenať mierne zníženie prorastového pôsobenia šoku inflačných očakávaní na vývoj nominálnych úrokových sadzieb. Súčasne je zrejme pomerne výrazné zvýšenie citlivosti všetkých troch nominálnych úrokových sadzieb na vplyv šoku očakávaných reálnych úrokových sadzieb. Dôsledkom jeho vplyvu sa jednotlivé úrokové miery okamžite zvýšili a s odstupom času sa intenzita šoku mierne oslabovala. Vplyv jednorazového pozitívneho šoku očakávaných reálnych úrokových sadzieb na jednotlivé úrokové miery sa v *Poľsku* zvýšil len nepatrne. V porovnaní s predkrízovým obdobím sa rastový vplyv najviac prejavil pri úrokových mierach na depozitá s najkratšou dobou splatnosti. Aj napriek miernemu zníženiu prorastového pôsobenia jednorazového pozitívneho šoku inflačných očakávaní na vývoj nominálnych úrokových sadzieb bol vplyv tohto šoku na ich vývoj aj naďalej dominantný. V *Slovenskej republike* sme na rozdiel od predchádzajúcich

troch ekonomík nezaznamenali vplyvom krízového obdobia zníženie intenzity rastového vplyvu jednorazového pozitívneho šoku inflačných očakávaní na vývoj nominálnych úrokových sadziieb. Obdobne zanedbateľné sa javilo aj nepatrné zvýšenie prorastového vplyvu šoku očakávaných reálnych úrokových sadziieb na vývoj nominálnych úrokových sadziieb na depozitá s dobou splatnosti jeden a tri mesiace.

2.5. Zhrnutie

Prezentované výsledky dekompozície variancie krátkodobých úrokových sadziieb naznačujú, že v rámci predkrízového obdobia možno vysoký vplyv inflačných očakávaní na vývoj úrokových sadziieb v Českej republike (dominantný vplyv však možno sledovať až s odstupom približne štyroch mesiacov od šoku), Maďarsku a Slovenskej republike považovať za logický dôsledok relatívne krátkodobých, avšak miestami výrazných výkyvov vo vývoji cenovej hladiny. Keďže sme za referenčnú hodnotu vývoja cenovej hladiny považovali sezónne očistenú jadrovú infláciu (t.j. infláciu produkovanú samotným trhom bez deformujúcich vplyvov netrhových či sezónnych faktorov), možno vysokú citlivosť nominálnych úrokových sadziieb na zmenu inflačných očakávaní v podmienkach výrazne nestabilného vývoja inflácie považovať za opodstatnený jav. Tento predpoklad kauzálnych súvislostí medzi vývojom inflácie a úrokovými mierami nám na druhej strane dokladuje aj odlišná dekompozícia variancie v Poľsku. Zjavný, aj keď miestami prerušovaný, trend dlhodobého znižovania inflácie v Poľsku mal pozitívny vplyv na formovanie inflačných očakávaní ekonomických subjektov. V podmienkach stabilizovaných inflačných očakávaní preto možno považovať za opodstatnené, ak je variabilita nominálnych úrokových sadziieb výrazne spájaná s očakávanými zmenami vo výške reálnych úrokových sadziieb.

Utlmenie inflačných tlakov počas hospodárskej krízy, spojené so zmenami relatívnych cien na jednej strane a výrazné zníženie úrokových sadziieb ovplyvnené politikou nízkych úrokových sadziieb zo strany centrálnych bánk na strane druhej, viedlo k zhoršeniu schopnosti ekonomických subjektov predvídať budúci vývoj inflácie. V tejto súvislosti sme mohli zaznamenať zníženie previazanosti medzi vývojom krátkodobých úrokových sadziieb a vývojom inflácie vo všetkých krajinách okrem Slovenskej republiky. Na druhej strane však obdobie hospodárskej krízy zvýraznilo vo všetkých štyroch ekonomikách SE význam inflačných očakávaní, ktorých podiel sa osobitne pri krátkodobej determinácii vývoja sledovaných úrokových sadziieb zvýšil.

Z výsledkov priebehu impulse-response funkcií krátkodobých úrokových sadziieb je zrejmé, že v rámci predkrízového obdobia možno výrazný prorastový vplyv inflačných očakávaní na vývoj úrokových sadziieb sledovať vo všetkých štyroch krajinách SE. V Poľsku, kde sa na základe korelačnej analýzy javil vzájomný vzťah medzi vývojom inflácie a úrokovými mierami ako najvýraznejší, bolo prorastové pôsobenie jednorazového pozitívneho šoku inflačných očakávaní najintenzívnejšie. Mierne nižší, avšak stále významný vplyv na rast nominálnych úrokových sadziieb sme mohli zaznamenať v podmienkach Českej republiky a Maďarska. V Slovenskej republike, kde sme na rozdiel od Poľska zistili najmenšiu vzájomnú koreláciu vo vývoji inflácie a úrokových sadziieb, sa jednorazový pozitívny šok inflačných očakávaní premietol do nárastu nominálnych úrokových sadziieb

s najmenšou intenzitou spomedzi všetkých štyroch krajín SE. Na základe našich výsledkov sa čiastočne potvrdil aj permanentný efekt šoku inflačných očakávaní na vývoj nominálnych úrokových sadzieb. Efekt tohto jednorazového pozitívneho šoku sa síce v dlhodobom časovom horizonte postupne vytrácal, avšak aj s odstupom mnohých rokov boli dôsledkom jeho pôsobenia nominálne úrokové miery na medzibankovom trhu zvýšené.

Vplyvom krízového obdobia sa rastový vplyv inflačných očakávaní na vývoj nominálnych úrokových sadzieb v jednotlivých krajinách SE mierne oslabil. Aj v tomto prípade bol dopad najcitlivejší pri úrokových mierach na depozitá s najkratšou dobou splatnosti. Mierne oslabenie negatívneho vplyvu inflačných očakávaní na vývoj úrokových sadzieb možno pripísať adaptácii očakávaní ekonomických subjektov spojených s výrazným spomalením dynamiky ekonomického rastu počas krízového obdobia. V podmienkach nízkych, prípadne až záporných reálnych úrokových sadzieb možno považovať za opodstatnené výrazné zvýšenie citlivosti nominálnych úrokových sadzieb na jednorazový pozitívny šok očakávaných reálnych úrokových sadzieb.

Na základe našich zistení možno zhrnúť, že v podmienkach ekonomiky s dlhodobo klesajúcimi úrokovými mierami a dôsledkom toho aj stabilnými inflačnými očakávaniami ekonomických subjektov vidieť, že na variabilite nominálnych úrokových sadzieb sa významnejšie podieľajú aj očakávania ekonomických subjektov spojené s budúcim vývojom reálnych úrokových sadzieb. Na druhej strane v ekonomikách, ktoré sú dôsledkom nestabilného vývoja inflácie vystavené nadmernému kolísaniu krivky reálnych úrokových sadzieb, prípadne určité obdobie zaznamenávajú dokonca negatívne reálne úrokové miery, sa vplyv inflačných očakávaní javí ako dominantný faktor vývoja nominálnych úrokových sadzieb, dôsledkom čoho sa vplyv očakávaných zmien vo vývoji reálnych úrokových sadzieb javí ako zanedbateľný.

3. VPLYV INFLÁCIE A ÚROKOVÝCH SADZIEB NA MENOVÉ KURZY

Po vstupe krajín z regiónu SE do EÚ v roku 2004 sa prijatie eura stalo pre tieto ekonomiky jednou z najväčších bezprostredne súvisiacich hospodársko-politických výziev na obdobie nasledujúcich rokov. Slovenská republika sa stala členom EMÚ v roku 2009, zatiaľ čo Česká republika, Maďarsko a Poľsko doposiaľ oficiálne bližšie nekonkretizovali dĺžku obdobia, ktorú považujú za nevyhnutnú pre prípravu ich ekonomík na zavedenie eura. Schopnosť všetkých troch krajín udržateľne plniť maastrichtské konvergenčné kritériá sa pritom výrazne zhoršila nástupom hospodárskej krízy. Súčasne sa aj samotná kredibilita eurozóny v očiach širokej verejnosti znížila vplyvom dlhovej krízy a jej negatívnych dôsledkov na stabilitu eura.

Jedným z podstatných faktorov rozhodujúcich o načasovaní vstupu kandidátskej krajiny do eurozóny je jej schopnosť udržateľne plniť kritéria nominálnej a reálnej konvergenencie nielen počas dostatočne dlhého obdobia pred samotným prijatím eura, ale aj po vstupe do eurozóny. Napríklad autori Herrmann a Jochem (Herrmann - Jochem, 2003) zdôrazňujú, že medzi nominálnou a reálnou konvergenciou existuje vzájomne protichodný vzťah, dôsledkom čoho sa posilňovanie nominálnej konvergenencie počas krátko, prípadne stredne dlhého obdobia, premieta do zhoršovania schopnosti krajiny zaznamenávať pokrok aj v oblasti vývoja reálnej konvergenencie. Odporcovia rýchleho rozširovania eurozóny o nové členské krajiny sústreďujú svoju kritiku na oblasť vysokej citlivosti kandidátskych krajín z neformálnej skupiny európskych tranzitívnych ekonomík na vonkajšie makroekonomické šoky po strate národnej menovej suverenity a s tým súvisiacej schopnosti ovplyvňovať vývoj menového kurzu domácej meny (Mirdala, 2008). Na druhej strane však mnohí autori zdôrazňujú, že centrálné banky v európskych tranzitívnych ekonomikách majú len obmedzenú možnosť kontrolovať v strednom, či dlhom období trajektóriu vývoja menových kurzov domácich mien. Nie všetky kandidátske krajiny súčasne podporujú scenár skorého prijatia eura, pretože pozitívne pôsobenie okamžitých efektov môže byť v dlhom období sprevádzané zhoršením medzinárodnej konkurenčnej pozície (Šikulová, 2009).

Vzhľadom na nárast neistoty na medzinárodných devízových trhoch spojený so zvýšenou citlivosťou a fluktuáciou menových kurzov národných mien (nielen) krajín SE počas krízového obdobia, niektorí autori (napr. Stavárek, 2008) zdôrazňujú, že prechod domáceho režimu menového kurzu smerom ku kvázi fixnému režimu ERM2 by v takýchto podmienkach mohol niektorým krajinám napomôcť zmierniť potenciálne tlaky na devízovom trhu. V podmienkach pretrvávajúcich tlakov a neistoty na devízových trhoch môže byť schopnosť kandidátskych krajín udržateľne plniť kritérium kurzovej stability výrazne obmedzená. Kurzová stabilita, ako jeden z kľúčových indikátorov celkovej vonkajšej makroekonomickej rovnováhy, je úzko prepojená s podmienkami a predpokladmi udržiavania vnútornej rovnováhy ekonomiky. Vývoj inflácie a úrokových sadziieb, ktorým sme venovali bližšiu pozornosť v rámci predchádzajúcej kapitoly, má významný vplyv na formovanie krátkodobých aj dlhodobých očakávaní ekonomických subjektov ohľadne predpokladanej trajektórie vývoja menového kurzu. Z tohto hľadiska ich preto možno považovať za významné determinanty menového kurzu.

Jedným zo záverov úvodnej kapitoly bolo konštatovanie, že dosiahnutie makroekonomickej stability v krajinách SE už krátko po transformačnom šoku na začiatku 90. rokov, bolo čiastočne podporené uplatňovanou politikou menových kurzov. Rigidné systémy pevných menových kurzov (Česká republika a Slovenská republika), resp. pevných menových kurzov s kľzavými zmenami parít (Maďarsko a Poľsko), boli v rámci niekoľkých etáp v priebehu 90. rokov „spružňované“ formou postupného rozširovania oscilačného pásma a následným prechodom na systém menových kurzov s riadenou pohyblivosťou (Česká republika, Poľsko a Slovenská republika), resp. na systém pevného menového kurzu so širokými pásmami oscilácie (Maďarsko), čo vytváralo národným menám jednotlivých krajín širší priestor pre reflektovanie vplyvu spektra determinantov na vývoj situácie na devízovom trhu. Uvedený trend vo formovaní politiky menových kurzov v krajinách SE, spoločne s výrazným zvýšením citlivosti domácich komerčných bánk na vývoj úrokových sadzieb (jeden z faktorov stability bankového sektora) umožnil domácim centrálnym bankám pristúpiť k postupnej harmonizácii národného menovo-politického inštrumentária s portfóliom nástrojov Európskej centrálnej banky (ECB). V podmienkach prípravy na budúce členstvo v EMÚ sa tak otázka kurzovej stability spájala so schopnosťou národných centrálnych bánk udržiavať podmienky pre zachovanie stabilného menového vývoja aktívnym ovplyvňovaním domácich úrokových sadzieb. V trhových podmienkach sa pritom aktivity centrálnych bánk vo vzťahu k vývoju menového kurzu domácej meny spájajú práve s pôsobením na pohyb domácich úrokových sadzieb formou nepriamych intervencií menového kurzu.

Perspektíva účasti na projekte spoločnej meny sa okrem dĺžky obdobia, počas ktorého by mala kandidátska krajina aj napriek strate menovej autonómie, preukázať schopnosť dostatočne benefitovať z účasti v eurozóne, sa spája aj s jej pripravenosťou na spoločnú menovú politiku ECB. Hlavný kanál prenosu menovo-politických zámerov ECB je pritom založený na úrokovom transmisnom mechanizme. Vývoj úrokových sadzieb, ktorých význam sa v rámci inštrumentária nástrojov národných centrálnych bánk jednotlivých krajín SE výrazne zvyšoval po opustení menej flexibilných režimov menových kurzov na konci 90. rokov, tak v tomto zoskupení krajín možno vnímať ako súčasť prebiehajúceho procesu konvergenencie nových členských krajín EÚ k starým členským krajinám EÚ.

V tejto kapitole budeme analyzovať vplyv krátkodobých úrokových sadzieb a inflácie na menové kurzy krajín SE. Cieľom takéhoto prístupu bude individuálne posúdiť a následne vzájomne porovnať prepojenosť medzi na jednej strane vývojom jedného zo základných ukazovateľov vnútornej ekonomickej rovnováhy (miery inflácie) a kľúčovým nástrojom menovej politiky (úrokových sadzieb) a na strane druhej nominálnym menovým kurzom. Pre tento účel využijeme odhad VAR modelu, pričom na identifikáciu matice štruktúrnych šokov použijeme Choleskyho dekompozíciu matice rezíduí modelu v redukovanej podobe. Zostavený model nám umožní vypočítať dekompozíciu variancie nominálneho menového kurzu, pomocou ktorej zistíme príspevky menovo-politického šoku (t.j. šoku krátkodobých úrokových sadzieb) a inflačného šoku k variabilite nominálneho menového kurzu a tiež impulse-response funkcie nominálneho menového kurzu, pomocou ktorých dokážeme odhadnúť reakciu nominálneho menového kurzu na menovo-politický šok a inflačný šok. V rámci zvoleného metodologického prístupu zohľadníme aj vplyv krízového obdobia na

prezentované výsledky tak, že odhadneme dva VAR modely, pričom v prvom modeli použijeme časové rady za obdobie rokov 2000 až 2007 a v druhom modeli použijeme časové rady za obdobie rokov 2000 až 2010. Porovnaním výsledkov za obidva modely zistíme dopad krízového obdobia na pôsobenie krátkodobých úrokových sadzieb a inflácie na nominálne menové kurzy krajín SE.

3.1. Prehľad štúdií o vplyve inflácie a úrokových sadzieb na menové kurzy

Kara a Nelson (Kara a Nelson, 2002) skúmali vzájomnú prepojenosť medzi vývojom inflácie a menovým kurzom. Došli k záveru, že flexibilita menového kurzu vo Veľkej Británii prispievala k pružnému prispôsobovaniu relatívnych cien. Indikovali pomerne silnú previazanosť medzi vývojom inflácie a menového kurzu. Kollmann (Kollmann, 2001) skúmal volatilitu menových kurzov v Japonsku, Nemecku a Veľkej Británii na podnety vznikajúce v dôsledku zmien v ekonomickom cykle. Adrangi, Allender a Raffie (Adrangi, Allender a Raffie, 2011) skúmali na príklade troch krajín prítomnosť nelineárnych črt vo vzájomných vzťahoch medzi infláciou a menovými kurzami. Wu (Wu, 1996) skúmala dlhodobú platnosť parity kúpnej sily prostredníctvom kointegračnej analýzy, výsledky ktorej naznačujú, že prítomnosť dlhodobých rovnovážnych vzťahov medzi infláciou a menovými kurzami nie je možné vylúčiť.

Fung a Kasumovich (Fung a Kasumovich, 1998) využili VAR model pre skúmanie menovo-politických šokov na vývoj vybraných ekonomických kategórií v šiestich významných svetových ekonomikách. Hnatkovska, Lahiri a Vegh (Hnatkovska, Lahiri a Vegh, 2008) aplikovali VAR metodológiu pri skúmaní reakcií nominálnych menových kurzov na zmeny úrokových sadzieb. Na vzorke desiatich krajín zistili, že vzťahy medzi úrokovými mierami a menovými kurzami sú výrazne premenlivé a najmä v krátkom období pomerne nestabilné. Eichenbaum a Evans (Eichenbaum a Evans, 1995) skúmali prostredníctvom impulse-response funkcií dopady zmien v úrokových mierach na bilaterálny menový kurz USD/JPY. Na tento účel zostavili štruktúrny vector-error correction model (VECM), ktorý identifikovali prostredníctvom implementácie krátkodobých a dlhodobých ohraničení. V obidvoch prípadoch zistili pri reakciách na pohyby úrokových sadzieb krátkodobé výrazne prestreľovanie rovnovážnych úrovní zo strany menových kurzov. Kraay (Kraay, 2003) skúmal schopnosť úrokových sadzieb (v prípade ich výrazného zvýšenia) brániť špekulatívnym úrokom na domáce meny. Calvo a Reinhart (Calvo a Reinhart, 2002) zistili, že v rozvíjajúcich sa ekonomikách medzi obidvoma premennými neexistujú systematické väzby. Drazen a Hubrich (Drazen a Hubrich, 2006) na príklade krízy ERM v roku 1992 demonštrovali efekty zmien v úrokových mierach v krátkom a dlhom období v nestabilných trhových podmienkach. Došlo k záveru, že menové kurzy reagovali na zvýšenie úrokových sadzieb krátkodobým posilnením, ktoré však bolo nasledované dlhodobým depreciačným trendom.

3.2. Implementácia teoretických východísk do VAR modelu

Prístup, ktorý využijeme pri analýze vplyvu inflácie a úrokových sadzieb na vývoj menových kurzov, je založený na VAR metodológii. Na identifikáciu štruktúrnych šokov,

ktoré vplyvajú na endogénne premenné modelu, implementujeme rekurzívnu Choleskyho dekompozíciu variančno-kovariančnej matice rezíduí modelu. Rekurzívna identifikačná schéma pritom odráža predpoklad opodstatnenosti zoradenia endogénnych premenných modelu, medzi ktorými uvažuje existenciu kauzálneho reťazca väzieb.

Použitý model, ktorý predstavuje vektor kľzavého priemeru náhodných zložiek, má vo východiskovej podobe nasledovný tvar:

$$X_t = A(L)X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

kde X_t predstavuje $n \times 1$ vektor endogénnych makroekonomických premenných modelu, $A(L)$ je polynóm predstavujúci koeficienty (odrážajú odozvu jednotlivých zložiek vektora X_t na štruktúrne šoky na oneskorených hodnotách) matíc v tvare $n \times n$, L je operátor oneskorenia, ε_t je $n \times 1$ vektor chýb štruktúrnych šokov modelu, ktoré sú identicky distribuované z normálneho rozdelenia, sériálovo nekorrelované a vzájomne ortogonálne:

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma_\varepsilon = I, \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = [0] \quad \forall t \neq s \quad (3.2)$$

Vektor X_t endogénnych premenných modelu pozostáva z nasledovných piatich zložiek: reálny output ($y_{r,t}$), jadrová inflácia (p_t), peňažná zásoba (m_t), krátkodobé nominálne úrokové miery ($ir_{n,t}$) a nominálny menový kurz ($er_{n,t}$). V rámci nášho päťzložkového modelu ($X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}]$) uvažujeme o pôsobení piatich exogénnych šokov, ktoré ovplyvňujú vývoj endogénnych premenných - dopytový šok ($\varepsilon_{y,t}$), inflačný šok ($\varepsilon_{p,t}$), peňažný šok ($\varepsilon_{m,t}$), menovo-politický šok ($\varepsilon_{ir_{n,t}}$) a kurzový šok ($\varepsilon_{er_{n,t}}$).

Odhadovaný VAR model v redukovanej podobe (štruktúrne šoky z výrazu (3.1) nie je možné správne identifikovať bez stanovenia dodatočných predpokladov, preto je pri ich identifikácii potrebné vychádzať z redukovanej podoby modelu) možno zapísať nasledovným spôsobom:

$$X_t = C(L)Y_{t-1} + e_t \quad (3.3)$$

kde $C(L)$ je polynóm, ktorého koeficienty reprezentujú vzťahy medzi endogénnymi premennými na oneskorených hodnotách (tzv. polynóm časového posunu, ktorý predstavuje súhrnné označenie matíc C a časových posunov L , e_t je $n \times 1$ vektor normálne rozdelených

šokov (v redukovanej podobe), ktoré sú seriálovo nekorelované, avšak môžu byť korelované vzájomne medzi sebou:

$$E(e_t) = 0, \quad \Sigma_u = E(e_t e_t') = A_0 E(\varepsilon_t \varepsilon_t') A_0' = A_0 A_0', \quad E(e_t e_s') = [0] \quad \forall t \neq s \quad (3.4)$$

Vzťah medzi rezíduami z redukovanej podoby VAR modelu (e_t) a štruktúrnymi šokmi (ε_t), možno zapísať v nasledovnom tvare:

$$e_t = A_0 \varepsilon_t \quad (3.5)$$

Ako sme už uviedli v úvode tejto kapitoly, na správnu identifikáciu pôvodných (primitívnych) štruktúrnych šokov použijeme rekurzívny prístup, t.j. Choleskyho dekompozíciu inovácií. Predpoklad rekurzivity (pôvodné štruktúrne šoky sú objasnené prostredníctvom rezíduí modelu v redukovanej podobe) je tak možné uplatniť len za predpokladu, že existuje presne $n^2 - [(n^2 - n)/2]$ vzťahov medzi premennými modelu, kde n predstavuje počet premenných modelu. Uplatnenie predpokladu rekurzivity teda vyžaduje uplatnenie dodatočných $(n^2 - n)/2$ ohraničení v rámci modelu. Choleskyho dekompozícia definuje maticu A_0 z výrazu (3.5) ako dolnú triangulárnu maticu (t. j. všetky koeficienty matice A_0 , ktoré ležia nad hlavnou diagonálou, sú rovné nule).

Dolná triangularita matice A_0 zavádza do modelu rekurzívnu schému medzi premennými modelu, na základe ktorej určité štruktúrne šoky nemajú vplyv na vybrané endogénne premenné modelu. Ak je teda matica A_0 dolnou triangulárnou maticou, je zřejmé, že poradie endogénnych premenných modelu bude ovplyvňovať výsledky odhadovaného modelu, keďže tým pripúšťame reťazenie väzieb, a navyše len medzi určitými premennými modelu. Vzhľadom na charakter zvoleného identifikačného prístupu je taktiež potrebné zdôrazniť, že po úvodnej perióde už jednotlivé premenné modelu vstupujú do vzájomných vzťahov bez dodatočných obmedzení či ohraničení. Model súčasne predpokladá, že štruktúrne šoky nie sú vzájomne korelované.

Vzťah (3.5) môže následne prepísať do nasledovnej podoby:

$$\begin{bmatrix} e_{y_r,t} \\ e_{p,t} \\ e_{m,t} \\ e_{ir_n,t} \\ e_{er_n,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y_r,t} \\ \varepsilon_{p,t} \\ \varepsilon_{m,t} \\ \varepsilon_{ir_n,t} \\ \varepsilon_{er_n,t} \end{bmatrix} \quad (3.6)$$

Zoradenie premenných v modeli zavádza v zmysle predpokladu rekurzivity nasledovné vzťahy medzi endogénnymi premennými:

- Reálny output nereaguje v úvodnej perióde na šok vyvolaný ktoroukoľvek inou endogénnou premennou modelu.
- Inflácia nereaguje v úvodnej perióde na peňažný šok, menovo-politický šok a kurzový šok, pričom na jej vývoj vplýva len dopytový šok.
- Peňažná zásoba nereaguje v úvodnej perióde na menovo-politický šok a kurzový šok, pričom na jej vývoj vplýva dopytový šok a inflačný šok.
- Úrokové miery nereagujú v úvodnej perióde len na kurzový šok, pričom na ich vývoj vplýva dopytový šok, inflačný šok a peňažný šok.
- Menový kurz je v úvodnej perióde ovplyvnený šokmi všetkých endogénnych premenných modelu.

Na základe korektne odhadnutého VAR modelu možno následne pristúpiť ku zostaveniu a analýze dekompozície variancie odrážajúcej príspevky jednorazových šokov identifikovaných prostredníctvom Choleskyho zoradenia k variabilite endogénnych premenných modelu a priebehu impulse-response funkcií odrážajúcich reakcie endogénnych premenných modelu na jednorazové pozitívne šoky. Vzhľadom na zámer, ktorý sme špecifikovali v úvode kapitoly, sa budeme v rámci analýzy venovať len interpretácii reakcie nominálneho menového kurzu v jednotlivých krajinách SE na jednorazový pozitívny inflačný a menovo-politický (úrokový) šok.

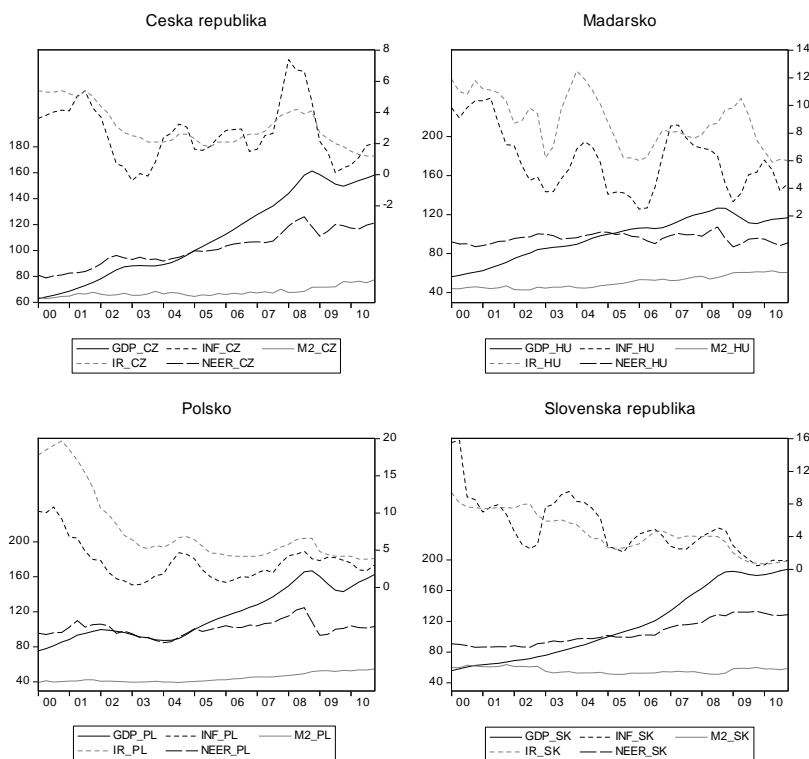
Pre overenie robustnosti empirických výsledkov ekonometrického modelu zohľadníme aj poradie endogénnych premenných (pre tento účel obmeníme zoradenie premenných v snahe posúdiť vplyv tohto kroku na dekompozíciu variancie a priebeh impulse-response funkcií nominálnych menových kurzov). Okrem základného modelu pre jednotlivé krajiny SE - $(X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}])$, odhadneme aj nasledovné dva modely s obmeneným poradím - $(X_t = [y_{r,t}, ir_{n,t}, m_t, p_t, er_{n,t}])$, $(X_t = [y_{r,t}, er_{n,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}])$.

3.3. Vplyv inflačného a menovo-politického šoku na menové kurzy

Na odhad prezentovaného VAR modelu pozostávajúceho z piatich endogénnych premenných za každú z krajín zo skupiny SE sme použili štvrtročné údaje za obdobie rokov

2000 až 2007 (model A) pozostávajúce celkovo z 32 pozorovaní¹ a za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B) pozostávajúce celkovo zo 44 pozorovaní pre reálny output (použili sme implicitným cenovým deflátorom očistený nominálny HDP), infláciu (použili sme časové rady pre jadrovú infláciu), peňažnú zásobu, krátkodobé úrokové miery (použili sme údaje o vývoji úrokových sadzieb na medzibankovom trhu pre depozitá s dobou splatnosti 3 mesiace) a nominálny efektívny menový kurz (NEER). Odhad dvoch modelov pre jednotlivé krajiny SE je v intenciách hlavného cieľa tejto kapitoly podmienený zámerom analyzovať pôsobenie úrokových sadzieb a inflácie na menové kurzy sledovaných ekonomík pri súčasnom zohľadnení vplyvu krízového obdobia na endogénne premenné modelov. Časové rady pre všetky ekonomické kategórie zahrnuté do modelu 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.

Graf 3.1 Vývoj reálneho HDP, inflácie, peňažnej zásoby, úrokových sadzieb, NEER v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



Poznámka: Endogénne premenné modelu - hrubý domáci produkt (GDP), peňažná zásoba (M2) a nominálny efektívny menový kurz (NEER) sú vyjadrené ako index (ľavá os v grafoch) (2005 = 100). Inflácia (INF) a úrokové miery (IR) sú vyjadrené v percentách (pravá os v grafoch).

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

¹ Počet pozorovaní sa pri použití štvrťročných údajov môže javiť na účely korektného odhadnutia SVAR modelu ako relatívne nízky. Údaje pre vývoj celkového output sa však obvykle vykazujú práve v štvrťročnej periodicite, čo ovplyvnilo aj našu voľbu frekvencie použitých údajov.

Graf 3.1 zachytáva vývoj reálneho outputu, miery inflácie, peňažnej zásoby, krátkodobých úrokových sadzieb a NEER vo všetkých štyroch krajinách SE.

Pred samotným odhadnutím modelov v podmienkach jednotlivých krajín SE sme časové rady otestovali na prítomnosť jednotkového koreňa a kointegráciu. V tabuľke (príloha 3a) uvádzame prehľad súhrnných výsledkov testu jednotkového koreňa endogénnych premenných modelov A a B pre jednotlivé krajiny SE. Na základe výsledkov testov stacionarity možno konštatovať, že časové rady endogénnych premenných boli v prípade jednotlivých krajín $I(1)$. Výnimkou boli inflácia² (v prípade Poľska prostredníctvom PP testu pre model A) a úrokové miery (v prípade Maďarska prostredníctvom ADF testu pre modely A a B), ktoré sa javili ako $I(0)$. 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 a Juseliusov test kointegrácie. Pre komplexnosť výsledkov, ako aj vzhľadom na ekonomickú opodstatnenosť, sme sa do tohto testu rozhodli zaradiť aj časové rady $I(0)$. Počet oneskorení pre testovanie prítomnosti kointegračných väzieb bol stanovený na základe SIC na dve obdobia. V tabuľke (príloha 3b) uvádzame prehľad výsledkov Johansenovho a Juseliusovho testu kointegrácie pre všetky štyri krajiny SE. Na základe výsledkov kointegračných testov môžeme konštatovať, že výsledky trace statistics (pri 5 percentnej hladine významnosti) nám v prípade všetkých krajín nepotvrdili kointegráciu medzi endogénnymi premennými, zatiaľ čo výsledky maximum eigenvalue statistics (pri 5 percentnej hladine významnosti) nám potvrdili prítomnosť jednej kointegračnej rovnice v prípade Poľska (v modeli A). Pri zvýšení počtu oneskorení na tri obdobia nám výsledky maximum eigenvalue statistics už indikovali stratu kointegračných väzieb medzi endogénnymi premennými modelu. Výsledky testov kointegrácie nám teda jednoznačne nepotvrdili, že by medzi endogénnymi zložkami modelu neexistovali dlhodobé kointegračné väzby v prípade jednotlivých krajín SE. Pre 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 modely sa taktiež javili ako stabilné (stacionárne) v prípade všetkých krajín SE, nakoľko sa inverzné korene modelov nachádzali vo vnútri jednotkového kruhu, hoci niekoľko koreňov sa nachádzalo (v absolútnych hodnotách) blízko jednotky (príloha 3c).

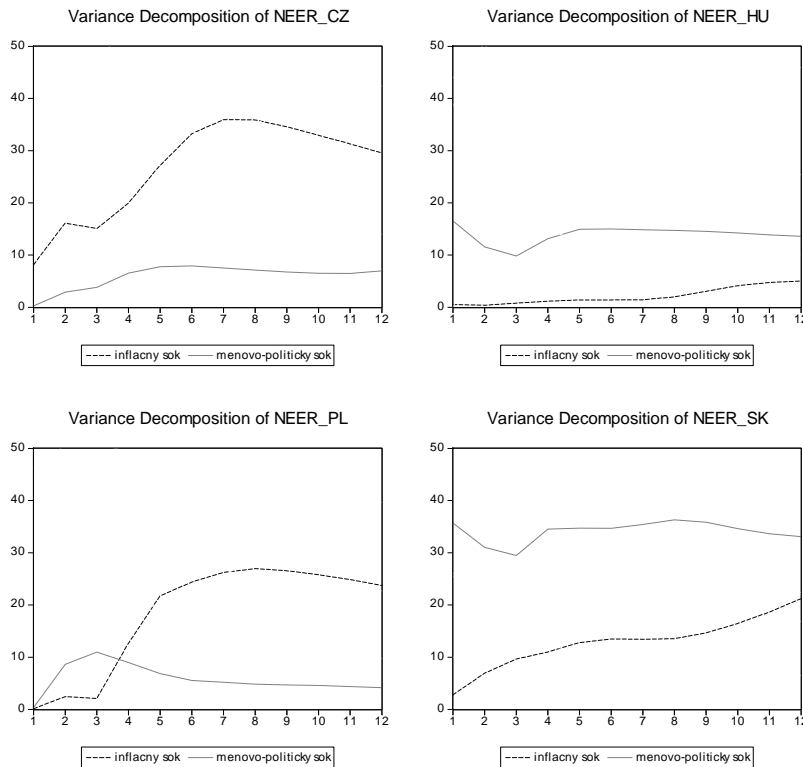
Na základe výsledkov testov jednotkového koreňa a testov kointegrácie sme sa rozhodli odhadnúť modely A a B pre jednotlivé krajiny SE s dátami vyjadrenými v prvých diferenciách. Odhadovaný model VAR nám umožní odhadnúť dekompozíciu variancie a priebeh impulse-response funkcií nominálnych menových kurzov krajín SE a následne interpretovať pôsobenie inflačného a menovo-politického šoku na ich vývoj. Zmena poradia endogénnych premenných v jednotlivých modeloch A a B pre všetky štyri ekonomiky nemala zásadnejší vplyv na výsledky dekompozície variancie ani priebehu impulse-response funkcií

² V zátvorke je uvedená krajina a testy, ktoré potvrdili stacionaritu časového radu už na hodnotách. Pre testovanie stacionarity boli použité dva testy - ADF a PP test.

NEER. Z tohto dôvodu preto v grafoch 3.2 až 3.5 uvádzame výsledky len pre model z východiskovým zoradením endogénnych premenných tak, ako sme to uviedli v metodologickej časti tejto kapitoly.

V grafe 3.2 uvádzame dekompozíciu variance NEER³ krajín SE, ktorá nám približuje príspevky menovo-politického šoku a inflačného šoku k ich variabilite za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A).

Graf 3.2 Dekompozícia variance NEER krajín strednej Európy (2000Q1-2007Q4)

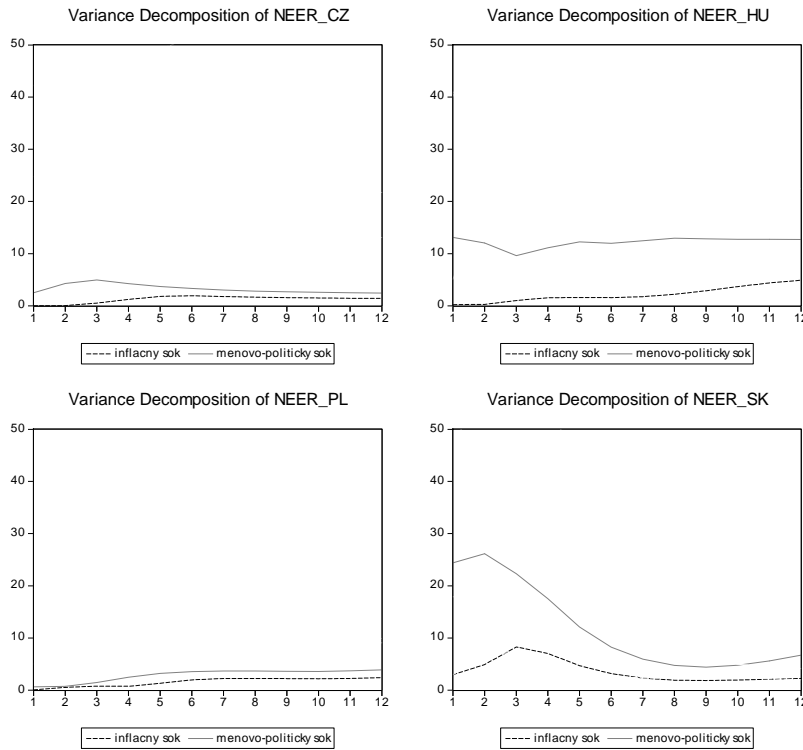


Prameň: Výpočty autora.

³ Hodnoty NEER (označujú sa aj ako kompozitné či multilaterálne menové kurzy) sú kalkulované ako geometricky vážené priemery bilaterálnych menových kurzov. Nárast hodnôt NEER v čase zodpovedá zhodnoteniu meny. Implementácia NEER (platí to aj pre REER, ktoré využívame v rámci 5. kapitoly) nám v porovnaní s bilaterálnymi menovými kurzami umožní komplexnejšie posúdiť determináciu vývoja menových kurzov jednotlivých krajín SE. Pri hodnotení rôznych ekonomických aspektov súvisiacich so zmenami menového kurzu je použitie multilaterálneho menového kurzu lepšou alternatívou v porovnaní s bilaterálnymi menovými kurzami v prípade, ak ide o krajinu s diverzifikovanými obchodnými partnermi. Súčasne nám to v prípade Slovenskej republiky umožní predísť prípadným problémom s analýzou dopadu jednotlivých šokov na vývoj bilaterálneho menového kurzu tejto ekonomiky kvôli inštitucionálnej zmene spojenjej s prijatím eura na začiatku roku 2009. Keďže využitie NEER a REER v rámci analýzy zahŕňajúcej aj roky 2009 a 2010, ktoré podmienene reflektujú nemennosť bilaterálneho menového kurzu SKK a EUR, pohyby NEER a REER vyvolané pôsobením exogénnych šokov je tak vhodné interpretovať aj vplyv šokov na zmenu konkurenčnej pozície Slovenskej republiky na medzinárodných trhoch (osobitne v eurozóne).

Z výsledkov dekompozície variancie NEER v Českej republike, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike v modeli A (obdobie rokov 2000 až 2007) je zrejmé, že príspevky inflačného šoku a menovo-politického šoku k variabilite NEER sa v jednotlivých krajinách vzájomne líšili. Najvýznamnejší vplyv inflačného šoku na vývoj NEER sme mohli zaznamenať v *Českej republike*. Počiatočný mierne rastúci trend začal výrazne akcelerovať s odstupom troch štvrtrokov, pričom následne kulminoval po približne siedmich štvrtrokoch od pôsobenia jednorazového pozitívneho inflačného šoku. Aj keď sa s odstupom času vplyv inflačného šoku na vývoj NEER mierne oslaboval, aj v dlhom období ho možno považovať za dominantný determinant NEER. Napriek pretrvávajúcemu rastu významu jednorazového pozitívneho menovo-politického šoku pri determinácii vývoja NEER počas prvých piatich štvrtrokov jeho pôsobenia sa celkový vplyv úrokových sadzieb na variabilitu NEER javil ako pomerne nízky. Na druhej strane však možno konštatovať, že podiel vplyvu tohto šoku na vývoj NEER bol aj s dlhším časovým odstupom relatívne stabilný. Dekompozícia variancie NEER v podmienkach *Maďarska* naznačuje pomerne zanedbateľný vplyv inflačného šoku na variabilitu NEER v krátkom období. K miernemu nárastu významu jednorazového pozitívneho inflačného šoku na vývoj NEER dochádza až s odstupom približne siedmich štvrtrokov. Podobne ako v Českej republike, tak aj v Maďarsku sa inflačný šok javil ako významný determinant vývoja NEER v dlhom období. Vplyv jednorazového pozitívneho menovo-politického šoku na vývoj NEER sa javil s odstupom približne piatich štvrtrokov ako relatívne stabilný. Napriek nepatrnému znižovaniu podielu tohto šoku na variabilite NEER v krátkom období sa príspevok tohto šoku k determinácii NEER v dlhom období javil v dlhom období pomerne stabilný. Výrazne rastúci vplyv jednorazového pozitívneho inflačného šoku na vývoj NEER sme s odstupom približne troch štvrtrokov mohli zaznamenať v *Poľsku*. Prínos tohto šoku k variabilite NEER kulminoval s odstupom dvoch rokov, pričom aj napriek následnému miernemu znižovaniu jeho vplyvu, ho z dlhodobého hľadiska môžeme zaradiť medzi dominantné determinanty vývoja NEER. Mierne zvyšovanie významu menovo-politického šoku pri determinácii NEER sme mohli zaznamenať počas prvých troch štvrtrokov. Popri miernom znižovaní jeho významu s narastajúcim časovým odstupom možno tento šok v dlhom časovom období vnímať ako málo podstatný pri ovplyvňovaní vývoja NEER. Najvýraznejší vplyv jednorazového pozitívneho menovo-politického šoku sme ako v krátkom, tak aj dlhom období mohli zaznamenať v podmienkach *Slovenskej republiky*. Aj napriek tomu sa s narastajúcim časovým odstupom význam tohto šoku pri determinácii vývoja NEER mierne znižoval, dôsledkom čoho považujeme úrokové miery za menej podstatný faktor vývoja NEER. Bezprostredný význam jednorazového pozitívneho inflačného šoku pri pôsobení na vývoj NEER sa javil ako pomerne nízky. S narastajúcim odstupom sa však jeho význam pomerne výrazne zvyšoval, pričom v dlhom období možno inflačný šok považovať za jeden z rozhodujúcich determinantov variability NEER.

V grafe 3.3 uvádzame prehľad dekompozície variancie NEER v jednotlivých krajinách SE, ktorá nám približuje príspevky menovo-politického šoku a inflačného šoku k ich variabilite za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

Graf 3.3 Dekompozícia variance NEER krajín strednej Európy (2000Q1-2010Q4)

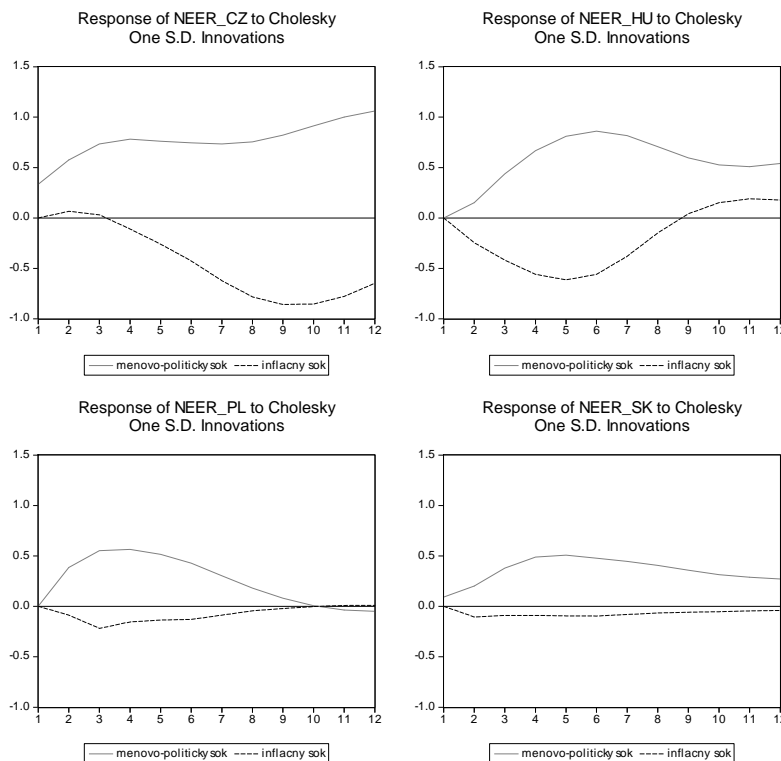
Prameň: Výpočty autora.

Rozšírenie obdobia pre analýzu dekompozície variance NEER v Českej republike, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike o krízové roky 2008 až 2010 viedlo k zmene príspevkov oboch identifikovaných šokov na vývoj NEER. S výnimkou Maďarska, kde zmena nebola až tak významná, sme po rozšírení obdobia pre analýzu dekompozície variance NEER mohli vo zvyšných troch krajinách zaznamenať výrazný pokles vplyvu jednorazového pozitívneho inflačného šoku aj jednorazového pozitívneho menovo-politického šoku na variabilitu NEER. V Českej republike došlo vplyvom krízového obdobia k výraznému zníženiu pôsobenia jednorazového pozitívneho inflačného šoku na vývoj NEER. Nábeh šoku sa prejavil mierne oneskorene s odstupom vyše dvoch mesiacov, avšak aj napriek následnému miernemu zvýšeniu jeho vplyvu sa jeho podiel na determinácii NEER javil aj s dlhším časovým odstupom ako zanedbateľný. Počiatočný vplyv jednorazového pozitívneho menovo-politického šoku na vývoj NEER bol v porovnaní s predkrízovým obdobím mierne vyšší, pričom kulminoval približne po troch štvrtrokoch. Následný mierny a pokles a stabilizácia jeho váhy na nízkej úrovni v dlhom období ho podobne ako inflačný šok zaradila medzi málo významné faktory NEER. Dekompozícia NEER v Maďarsku sa pod vplyvom rozšírenia analyzovaného obdobia a krízové roky zmenila len mierne. Relatívne malý pokles podielu menovo-politického šoku na variancii NEER sme mohli zaznamenať už v prvom štvrtroku. Príspevok šoku zostal následne stabilizovaný a jeho podiel sa následne výraznejšie nezmenil ani v dlhom období. Význam jednorazového pozitívneho inflačného šoku sa ani dôsledkom zmenených podmienok nelíšil v porovnaní s predkrízovým obdobím, a teda v krátkom období

s javil ako zanedbateľný, zatiaľ čo jeho vplyv na variabilitu NEER narastal s odstupom času, najmä v dlhom období. Podobne ako v Českej republike, aj v *Polsku* sa rozšírením obdobia pre analýzu dekompozície variance NEER o roky poznačené hospodárskou krízou, príspevky obidvoch šokov výrazne znížili. Ich okamžitý vplyv bol takmer celkom zanedbateľný a k miernemu nárastu ich významu došlo až s odstupom troch (menovo-politický šok), resp. štyroch (inflačný šok) štvrťrokov. Bez ohľadu na to, však možno príspevok obidvoch šokov k variabilite NEER v dlhom období považovať za málo podstatný. Aj napriek zníženiu vplyvu menovo-politického šoku v rámci rozšíreného obdobia pre analýzu dekompozície variance NEER v *Slovenskej republike*, zostal jeho vplyv na variabilitu NEER v krátkom období pomerne výrazný. Jeho príspevok kulminoval pomerne rýchlo, už v druhom štvrťroku, pričom následne výrazne klesal. Na rozdiel od predkrízového obdobia sa vplyv tohto šoku na vývoj NEER v dlhom období podstatne znížil. Vo veľmi krátkom období (v treťom štvrťroku) kulminoval aj príspevok inflačného šoku na variabilitu NEER. Analýza v rámci rozšíreného časového obdobia súčasne naznačuje len malý príspevok inflačného šoku k variancii NEER s narastajúcim časovým odstupom.

V grafe 3.4 uvádzame priebeh impulse-response funkcií odzrkadľujúci vplyv jednorazového pozitívneho menovo-politického šoku a inflačného šoku na vývoj NEER v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A).

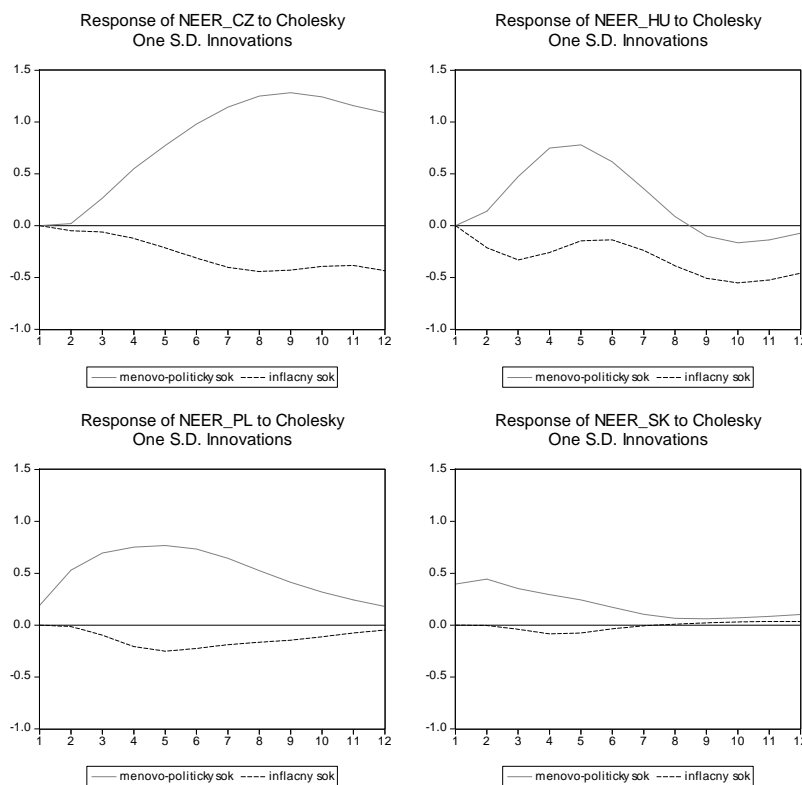
Graf 3.4 Priebeh impulse-response funkcií NEER krajín strednej Európy (2000Q1-2007Q4)



Prameň: Výpočty autora.

Na základe priebehu impulse-response funkcií možno sledovať určité podobné (smerovanie reakcií NEER na exogénne šoky) a súčasne odlišné (intenzita reakcií NEER na exogénne šoky) črty pôsobenia menovo-politického a inflačného šoku na vývoj NEER v jednotlivých krajinách SE. Dôsledkom jednorazového pozitívneho menovo-politického šoku došlo v *Českej republike* k okamžitému zvýšeniu (zhodnoteniu) NEER a následne sme počas približne prvých troch štvrtrokov od šoku mohli zaznamenať ďalšie mierne zhodnocovanie NEER. Prorastový vplyv tohto šoku pritom kulminoval po štrnástich štvrtrokoch, pričom následne sa jeho pozitívny vplyv na vývoj NEER postupne vytrácal a s odstupom takmer dvadsiatich štvrtrokov sa jeho efekt úplne vytratil. Naproti tomu sa jednorazový pozitívny inflačný šok spočiatku javil vo vzťahu k vývoju NEER neutrálne. Jeho vplyv sa začal prejavovať až s odstupom vyše troch štvrtrokov, pričom jeho negatívne pôsobenie kulminovalo po deviatich štvrtrokoch. Efekt šoku sa následne pomerne dynamicky vytrácal. V podmienkach *Mad'arska* sa vplyvom jednorazového pozitívneho menovo-politického šoku začal NEER okamžite pomerne výrazne zvyšovať, pričom tento rastový efekt kulminoval s odstupom šiestich štvrtrokov. Na rozdiel od *Českej republiky* sa však jeho vplyv na NEER nevytratil ani v dlhom časovom období. Obdobne pružnú reakciu sme mohli zaznamenať aj v prípade reakcie NEER na jednorazový pozitívny inflačný šok. Odrazom pôsobenia tohto šoku bolo pomerne výrazne klesanie NEER počas prvých piatich štvrtrokov. Na rozdiel od menovo-politického šoku sa však efekt inflačného šoku pomerne rýchlo vytratil (deviaty štvrtrok). Jednorazový pozitívny menovo-politický šok viedol počas prvých štyroch štvrtrokov k pomerne výraznému zvýšeniu NEER v *Poľsku*. Jeho vplyv sa následne oslaboval a s odstupom približne desiatich štvrtrokov úplne zanikol. Dôsledkom jednorazového pozitívneho inflačného šoku sa NEER s odstupom vyše jedného štvrtroka mierne znížil. Málo výrazný negatívny vplyv tohto šoku kulminoval už po troch štvrtrokoch. Jeho vplyv sa následne veľmi miernym tempom oslaboval, pričom zanikol o približne jeden štvrtrok skôr ako efekt menovo-politického šoku. K okamžitému, avšak len miernemu zvýšeniu NEER došlo dôsledkom jednorazového menovo-politického šoku v podmienkach *Slovenskej republiky*. Aj keď celkovo pozitívny vplyv tohto šoku na vývoj NEER pretrvával vyše päť rokov, od približne piateho štvrtroka sa jeho rastové pôsobenie postupne znižovalo. Jednorazový pozitívny inflačný šok viedol s odstupom vyše jedného štvrtroka k miernemu zníženiu NEER. Efekt šoku sa ani s odstupom času nejvil výrazný, jeho negatívne pôsobenie však pretrvávalo takmer pätnásť štvrtrokov.

V grafe 3.5 uvádzame priebeh impulse-response funkcií zachytávajúci vplyv jednorazového menovo-politického šoku a inflačného šoku na vývoj NEER v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

Graf 3.5 Priebeh impulse-response funkcií NEER krajín strednej Európy (2000Q1-2010Q4)

Prameň: Výpočty autora.

Po zohľadnení rokov 2008 až 2010 pri analýze vplyvu jednorazového menovo-politického a jednorazového inflačného šoku na vývoj NEER v jednotlivých krajinách SE je zrejmé, že krízové roky sa premietli do podstatných zmien pôsobenia obidvoch šokov. V *Českej republike* sme vplyvom krízového obdobia mohli zaznamenať zvýšenie citlivosti NEER na jednorazový pozitívny menovo-politický šok. Napriek mierne oneskorenej reakcii (rastový vplyv sa dostavil až s odstupom takmer dvoch štvrtrokov) sa vplyvom tohto šoku NEER v priebehu nasledujúcich desiatich štvrtrokov výrazne zvýšil. V porovnaní s predkrízovým obdobím sa však rastový vplyv tohto šoku vytratil rýchlejšie (s odstupom šesnástich štvrtrokov). Naproti tomu negatívne pôsobenie jednorazového pozitívneho inflačného šoku nedosiahlo svojou intenzitou stav z predkrízového obdobia. NEER sa teda vplyvom inflačného šoku znížil čo do rozsahu menej výrazne, pričom súčasne k jeho badateľnejšiemu poklesu došlo s mierne dlhším časovým odstupom (takmer štyri štvrtroky). Na rozdiel od situácie z predkrízového obdobia sa však negatívny vplyv inflačného šoku na vývoj NEER javil ako dlhodobý a k jeho zániku nedošlo ani s dlhým časovým odstupom. Dôsledkom jednorazového pozitívneho menovo-politického šoku sa NEER *Maďarska* zvýšil. V porovnaní s predkrízovým obdobím bola rastová sila tohto šoku porovnateľná, dôsledkom kratšej nábehovej fázy sa však jej plný efekt prejavil skôr (po štyroch štvrtrokoch). Na druhej strane sa však rastové pôsobenie tohto šoku aj pomerne rýchlo vytratil, keď celkový efekt

menovo-politického šoku na vývoj NEER zanikol už po takmer deviatich štvrťrokoch. Vplyvom krízového obdobia sa intenzita pôsobenia jednorazového inflačného šoku na vývoj NEER v krátkom období (počas prvých šiestich štvrťrokov) zmiernila. Avšak zatiaľ čo v predkrízovom období sa jeho efekt vytratil po približne deviatich štvrťrokoch, vplyvom rozšírenia analyzovaného obdobia sa negatívne pôsobenie tohto šoku na vývoj NEER podstatne predĺžilo, pričom k jeho zániku došlo až po vyše sedemnástich štvrťrokoch. Reakcia NEER *Pol'ska* na jednorazový pozitívny menovo-politický šok bola v porovnaní s predkrízovým obdobím výraznejšia. Vplyvom tohto šoku došlo k okamžitému zvýšeniu NEER, pričom jeho prorastový efekt kulminoval s dlhším časovým oneskorením (približne v piatom štvrťroku). Súčasne sa vplyv menovo-politického šoku na NEER javil ako trvácnejší, keďže k jeho zániku došlo až s odstupom vyše štrnástich štvrťrokov. Mierne oneskorená bola reakcia NEER na jednorazový pozitívny inflačný šok. Negatívny dopad šoku kulminoval po približne piatich štvrťrokoch a k jeho zániku došlo po miernom znižovaní vplyvu s odstupom trinástich štvrťrokov. Jednorazový pozitívny menovo-politický šok spôsobil okamžité zvýšenie NEER v *Slovenskej republike*. Rastový vplyv šoku sa však následne vytrácal a zanikol po približne deviatich štvrťrokoch. Intenzita pôsobenia jednorazového pozitívneho inflačného šoku na vývoj NEER bola takmer zanedbateľná. Málo zreteľné zníženie NEER možno sledovať počas tretieho až šiesteho štvrťroka od šoku.

3.4. Zhrnutie

Na základe prezentovaných výsledkov analýzy vplyvu inflácie a úrokových sadzieb na NEER možno konštatovať, že obidve premenné patrili počas predkrízového obdobia medzi významné determinanty vývoja menových kurzov v jednotlivých krajinách SE. Kým menovo-politický (úrokový) šok mal tendenciu zhodnocovať NEER, inflačný šok vplýval na vývoj NEER negatívne. Nárast neistoty na devízových trhoch, spojený so zhoršením základných parametrov všetkých štyroch ekonomík, viedol s výnimkou Maďarska k výraznému zníženiu vplyvu týchto „tradičných“ indikátorov vývoja menových kurzov v ostatných krajinách. Na druhej strane sme vplyvom krízového obdobia mohli zaznamenať aj mierne zmeny v reakciách NEER jednotlivých krajín SE na jednorazový inflačný aj menovo-politický šok.

Zistené skutočnosti možno v prípade jednotlivých krajín SE zhrnúť nasledovným spôsobom:

- Pozitívny menovo-politický šok mal počas predkrízového obdobia výrazne prorastový a vcelku trvácny vplyv na vývoj NEER v *Českej republike*. Na druhej strane je však z výsledkov dekompozície variancie zrejmé, že podiel tohto šoku bol na celkovej variabilite NEER pomerne nízky. Vplyvom krízového obdobia sa síce rastový vplyv menovo-politického šoku na NEER zvýraznil, jeho príspevok k vývoju NEER sa však výrazne znížil. Krízové obdobie prispelo k zreteľnému zníženiu negatívneho pôsobenia inflačného šoku na vývoj NEER, pričom sa súčasne aj znížil príspevok tohto šoku k variabilite NEER. Na druhej strane sa však negatívny vplyv inflačného šoku na vývoj NEER nevytratil ani s dlhým časovým odstupom, dôsledkom čoho sa javil ako permanentný.

- Rastový efekt menovo-politického šoku bol počas predkrízového obdobia v *Maďarsku* spojený s relatívne vysokou mierou stability jeho prispievania k variabilite NEER. Vplyv

tohto šoku sa pritom nevytratil ani s dlhým časovom odstupom, dôsledkom čoho sa javil ako permanentný. Vplyvom krízového obdobia sa prorastové pôsobenie tohto šoku na vývoj NEER výrazne skrátilo a súčasne sa mierne znížil aj príspevok šoku k vývoju NEER. Naproti tomu sme v prípade inflačného šoku mohli počas krízového obdobia zaznamenať zreteľné predĺženie jeho negatívneho pôsobenia na vývoj NEER. Súčasne je však zrejmé, že príspevky inflačného šoku k variabilite NEER boli počas predkrízového obdobia, aj počas neho, výrazne nízke.

- V *Poľsku*, podobne ako v *Maďarsku*, mal menovo-politický šok v predkrízovom období počas prvých troch štvrtrokov na vývoj NEER výrazný prorastový vplyv. Spoločne s nárastom prorastového pôsobenia tohto šoku na NEER sa pritom počas prvých troch štvrtrokov zvyšoval aj jeho príspevok k variabilite NEER. Aj keď sa vplyvom rozšírenia analyzovaného obdobia o krízové roky trvácnosť rastového vplyv šoku badateľne zvýšila, jeho príspevok k variabilite, osobitne v krátkom období, výrazne poklesol. Inflačný šok mal na vývoj NEER mierne negatívny vplyv, pričom dôsledkom krízového obdobia došlo k oddialeniu jeho pôsobenia približne o jeden štvrtrok. Súčasne sa výrazne znížil príspevok šoku k variabilite NEER, čo možno sledovať najmä s odstupom viac ako troch štvrtrokov od šoku.

- Menovo-politický šok mal v podmienkach *Slovenskej republiky* pozitívny vplyv na vývoj NEER. Dôsledkom zohľadnenia vplyvu rokov poznačených hospodárskou krízou sa prorastový efekt šoku výrazne skrátil, pričom však bol počas prvých dvoch štvrtrokov výraznejší. Kým v predkrízovom období sa príspevky tohto šoku k variabilite NEER udržiavali stabilne na pomerne vysokej úrovni aj s dlhším časovým odstupom, vplyvom krízového obdobia sa podiel šoku na variabilite NEER výrazne znižoval s narastajúcim časovým odstupom. Inflačný šok mal v predkrízovom období vo vzťahu k NEER mierne negatívny vplyv. Dôsledkom krízového obdobia sa jeho negatívne pôsobenie utlmilo, dôsledkom čoho sa javil viac-menej neutrálny. Súčasne sa s narastajúcim časovým odstupom výrazne znížil príspevok tohto šoku k variabilite NEER.

Infláciu aj úrokové miery možno na základe uskutočnenej analýzy považovať za významné indikátory vývoja NEER vo všetkých štyroch krajinách SE. Vplyvom krízového obdobia sa však význam týchto dvoch kategórií pri objasňovaní vývoja NEER výrazne znížil, čo len zdôrazňuje pokles hodnoty informácií obsiahnutých v ich zmenách pre rozhodnutia subjektov na devízových trhoch. Nárast neistoty a pokles informačnej hodnoty zmien inflácie a úrokových sadzieb možno vnímať ako odraz negatívneho vývoja a neurčitosti krátkodobých očakávaní v sledovaných ekonomikách.

4. FAKTORY VOLATILITY MENOVÝCH KURZOV

Vstupom do EÚ sa otázka formovania základného menového a kurzového rámca dostala v podmienkach krajín SE do stredobodu hospodársko-politického rozhodovania. S výnimkou Slovenskej republiky, ostatné krajiny SE 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 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.

4.1. Exogénne šoky a menové kurzy

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 (Borghijs a Kuijs, 2004). Tie si v podmienkach nepružných domácich cien 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) (Artis a Ehrman, 2000). 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 (Clarida a Gali, 1994). 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 (Dibooglu a Kutun, 2001). 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 (Hufner a Schroder, 2002). 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,¹ dopytový (IS) šok² a ponukový (AS) šok.³ Tieto štruktúrne šoky možno identifikovať prostredníctvom uplatnenia klasických postulátov dlhodobej neutrality (Karunaratne, 2002). 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 neutrálné šoky. Relatívny AS šok má trvalý efekt na output.

V tejto kapitole sa zameriame na analýzu pôsobenia základných exogénnych štruktúrnych makroekonomických šokov na vývoj menových kurzov krajín SE počas obdobia rokov 2000 až 2007 prostredníctvom aplikácie SVAR modelu. Cieľom tejto analýzy je zistiť, do akej miery boli menové kurzy krajín SE schopné v rámci predkrízového obdobia tlmiť, prípadne zintenzívňovať prenos vplyvov exogénnych štruktúrnych šokov na makroekonomický vývoj v sledovanej skupine krajín.⁴ Na dosiahnutie sledovaného zámeru použijeme SVAR model, pričom na identifikáciu matice štruktúrnych šokov použijeme dlhodobé ohraničenia odrážajúce empiricky podložené predpoklady o existencii dlhodobej neutrality medzi štruktúrnymi šokmi a vybranými endogénnymi premennými modelu. Odhadnutý model nám umožní zostaviť dekompozíciu variancie nominálneho a reálneho menového kurzu, pomocou ktorej zistíme príspevky štruktúrnych šokov k variabilite nominálneho a reálneho menového kurzu krajín SE. Súčasne zostavíme priebehy impulse-response funkcií nominálneho a reálneho menového kurzu, pomocou ktorých odhadneme reakcie nominálneho a reálneho menového kurzu na štruktúrne šoky v rámci sledovanej skupiny krajín. Súčasťou analýzy bude aj zohľadnenie vplyvu krízových rokov na prezentované výsledky tak, že pre tento účel odhadneme dva SVAR modely, pričom v prvom modeli použijeme časové rady za obdobie rokov 2000 až 2007 a v druhom modeli použijeme časové rady za obdobie rokov 2000 až 2010. Porovnaním výsledkov za obidva modely zistíme vplyv krízového obdobia na zmeny v charaktere pôsobenia štruktúrnych šokov na nominálne a reálne menové kurzy krajín SE.

4.2. Vplyv štruktúrnych šokov na menové kurzy v empirických štúdiách

Empirické štúdie skúmajúce pôsobenie štruktúrnych šokov na vývoj menových kurzov sú v prevažnej miere založené na využívaní štruktúrnych VAR modelov, v rámci ktorých sú štruktúrne šoky identifikované prostredníctvom dlhodobých (zriedkavejšie krátkodobých) ohraničeníach, ktoré umožňujú rozložiť vplyvu pôsobiace na menového kurzy na dočasné a trvalé komponenty.

¹ 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.

² Dopytový šok môže byť spôsobený napríklad nečakanými zmenami na strane exportu, vládnych výdavkov a pod.

³ Ponukový šok môže byť spôsobený napríklad zmenami produktivity, šokmi na trhu práce, nečakanými zmenami cien vstupov a pod.

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

Kutan a Dibooglu (Kutan a Dibooglu, 1998) skúmali zdroje volatility reálnych a nominálnych menových kurzov v Poľsku a Maďarsku ich dekompozíciou na nominálne a reálne šoky. Fidrmuc a Korhonen (Fidrmuc a Korhonen, 2001) analyzovali vzájomnú koreláciu medzi ponukovými a dopytovými šokmi Českej republiky, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republiky. Hamori a Hamori (Hamori a Hamori, 2007) uskutočnili analýzu zdrojov (ponukové, dopytové a nominálne šoky) pohybov nominálneho a reálneho menového kurzu eura. Stazka (Stazka, 2006) skúmala zdroje fluktuácií reálnych menových kurzov v deviatich krajinách strednej a východnej Európy. Chwdhury (Chowdhury, 2004) analyzovali príčiny (reálne a nominálne šoky) fluktuácií bilaterálnych menových kurzov vo vybraných rozvíjajúcich sa ekonomikách voči USD. Enders a Bong-Soo (Enders a Bong-Soo, 1997) uskutočnili dekompozíciu reálnych a nominálnych menových kurzov na zložky pozostávajúce z reálnych a nominálnych faktorov. Do analýzy zahrnuli bilaterálne menové kurzy USD/CAD a JPY/DEM. Lastrapes (Lastrapes, 1992) skúmal zdroje (nominálne a reálne šoky) fluktuácií reálnych a nominálnych menových kurzov v U.S.A., Nemecku, Veľkej Británii, Japonsku, Taliansku a Kanade, pričom na identifikáciu štruktúrnych šokov implementoval krátkodobé ohraňovania.

4.3. Štruktúrne šoky v SVAR modeli

Skúmanie vplyvu exogénnych ekonomických šokov na vývoj menových kurzov a outputu je v mnohých empirických prácach založené na aplikácii dvojzložkového SVAR modelu prezentovaného v práci autorov Blanchard a Quah (Blanchard - Quah, 1988). Autori Bayoumi a Eichengreen (Bayoumi - Eichengreen, 1992) následne využili SVAR model s dvoma rovnicami pri analýze pôsobenia dopytového a ponukového šoku na vývoj cenovej hladiny a outputu, zatiaľ čo autori Clarida a Gali (Clarida a Gali, 1994) aplikovali tento model pri analýze pôsobenia dopytového a ponukového šoku na vývoj reálneho menového kurzu a outputu.

Základným výstupom práce Bayoumiho a Eichengreena (Bayoumi - Eichengreen, 1992) 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:

$$X_t = A_0\varepsilon_t + A_1\varepsilon_{t-1} + A_2\varepsilon_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} A_i\varepsilon_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} A_iL^i\varepsilon_t \quad (4.1)$$

kde A_i je polynomiálnou variančno-kovariančnou maticou, ktorá predstavuje impulse-response funkcie 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 ($\varepsilon_{d,t}$) a ponukových šokov ($\varepsilon_{s,t}$). Model tak nadobúda nasledujúcu podobu:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{d,t} \\ \varepsilon_{s,t} \end{bmatrix} \quad (4.2)$$

Základný rámec modelu predpokladá, že zatiaľ čo ponukové šoky majú permanentný (trvalý) 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:

$$\sum_{i=0}^{\infty} a_{11i} = 0 \quad (4.3)$$

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

Model definovaný vzťahmi (4.2) a (4.3) možno odhadnúť prostredníctvom metódy VAR. Regresiou každej zložky vektora X_t na oneskorených hodnotách všetkých zložiek X možno dostať koeficienty impulse-response funkcií. Odhadované koeficienty budú reprezentované maticou B , pričom vzťah (4.1) následne nadobúda podobu:

$$\begin{aligned} X_t &= B_1 x_{t-1} + B_2 x_{t-2} + \dots + B_n x_{t-n} + e_t = \sum_{i=1}^n B_i L^i X_t + e_t = B(L) X_t + e_t \\ &= (I - B(L))^{-1} e_t \\ &= (I + B(L) + B(L)^2 + \dots) e_t \\ &= e_t + D_1 e_{t-1} + D_2 e_{t-2} + D_3 e_{t-3} + \dots \end{aligned} \quad (4.4)$$

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 $e_{y,t}$ a $e_{p,t}$).

Ak chceme transformovať rovnicu (4.4) na model definovaný rovnicami (4.2) a (4.3), rezíduá e_t , získané z VAR modelu, je potrebné transformovať na dopytové a ponukové šoky ε_t . Vzťah medzi rezíduami modelu a štruktúrnymi šokmi možno vyjadriť nasledovným spôsobom:

$$e_t = C\varepsilon_t \quad (4.5)$$

Vychádzajúc zo vzťahu (4.5) 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 $\varepsilon_{d,t}$ a $\varepsilon_{s,t}$ ako rovnú jednej. Tretie ohraničenie získame z predpokladu, že dopytové a ponukové šoky sú ortogonálne (v prípade existencie korelácie medzi šokmi by bolo potrebné zohľadňovať aj vzájomné vzťahy medzi nimi). Posledné ohraničenie, ktoré nám následne umožní zostaviť maticu C , získame zavedením predpokladu, že dopytové šoky majú len dočasný efekt na output (tento predpoklad zavádza rovnica (4.3)). V podmienkach modelu VAR to znamená, že

$$\sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11i} & d_{12i} \\ d_{21i} & d_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \cdot \\ \cdot & \cdot \end{bmatrix} \quad (4.6)$$

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

Vzhľadom na cieľ vymedzený v úvode tejto kapitoly upravíme tento model tak, že za premenné vektora X_t budeme považovať reálny menový kurz ($er_{r,t}$), nominálny menový kurz ($er_{n,t}$) a celkový reálny output ($y_{r,t}$). V rámci nášho trojzložkového modelu ($X_t = [\Delta er_{r,t}, \Delta er_{n,t}, y_{r,t}]$) budeme uvažovať pôsobenie troch typov exogénnych šokov ε_t na vývoj premenných vektora X_t , konkrétne nominálnych šokov ($\varepsilon_{m,t}$), dopytových šokov ($\varepsilon_{d,t}$) a ponukových šokov ($\varepsilon_{s,t}$). Model tak nadobúda nasledujúcu podobu:

$$\begin{bmatrix} \Delta er_{r,t} \\ \Delta er_{n,t} \\ \Delta y_{r,t} \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} & a_{13i} \\ a_{21i} & a_{22i} & a_{23i} \\ a_{31i} & a_{32i} & a_{33i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{m,t} \\ \varepsilon_{d,t} \\ \varepsilon_{s,t} \end{bmatrix} \quad (4.7)$$

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

- LM šok $\varepsilon_{m,t}$ nemá dlhodobý vplyv na vývoj reálneho menového kurzu.
- LM šok $\varepsilon_{m,t}$ nemá dlhodobý vplyv na vývoj celkového outputu.
- IS šok $\varepsilon_{d,t}$ nemá dlhodobý vplyv na vývoj celkového outputu.

teda

$$\sum_{i=0}^{\infty} a_{11i} = 0, \sum_{i=0}^{\infty} a_{31i} = 0, \sum_{i=0}^{\infty} a_{32i} = 0 \quad (4.8)$$

Takto upravený model následne odhadneme prostredníctvom metódy SVAR. Následne zostavíme dekompozíciu variancie a priebehy impulse-response funkcií. Vzhľadom na cieľ tejto kapitoly sa pritom sústreďujeme na objasnenie príspevkov jednotlivých štruktúrnych šokov k variabilite vývoja nominálneho a reálneho menového kurzu krajín SE. Súčasne budeme analyzovať reakciu nominálneho a reálneho menového kurzu na podnety vyslané jednorazovými štruktúrnymi šokmi.

4.4. Vplyv štruktúrnych šokov na vývoj NEER a REER

V rámci analýzy pôsobenia vybraných exogénnych ekonomických šokov na menové kurzy sme použili štvrtročné údaje o vývoji nominálnych menových kurzov, reálnych menových kurzov a reálneho outputu v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A) (celkovo ide o 32 pozorovaní) a za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B) (celkovo ide o 44 pozorovaní). V snahe posúdiť komplexné pôsobenie nominálnych, dopytových a ponukových šokov na kurzové pohyby mien krajín SE sme namiesto bilaterálnych menových kurzov voči euru (Staszka, 2006) použili údaje o vývoji NEER a REER (reálny efektívny menový kurz)⁵. Údaje pre vývoj reálneho outputu sme získali úpravou časových radov pre nominálny HDP⁶, ktoré sme prostredníctvom implicitného cenového deflátoru očistili o vplyv inflácie. Časové rady pre všetky ekonomické kategórie zahrnuté do modelu sme získali z databázy MMF (International Financial Statistics, október 2011).

V rámci interpretácie výsledkov sa vzhľadom na zámer tejto kapitoly sústreďujeme na odhadnutie vplyvu nominálnych, dopytových a ponukových šokov na vývoj NEER a REER, čo nám umožní posúdiť príspevky jednotlivých štruktúrnych šokov k variabilite vývoja menových kurzov. Následne odhadneme funkcie odozvy NEER a REER na exogénne šoky, ktoré nám umožnia zohľadniť vplyv jednorazového pozitívneho šoku spôsobeného konkrétnym štruktúrnym šokom na vývoj NEER a REER v rámci obdobia špecifikovaného zvoleným počtom oneskorení.

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

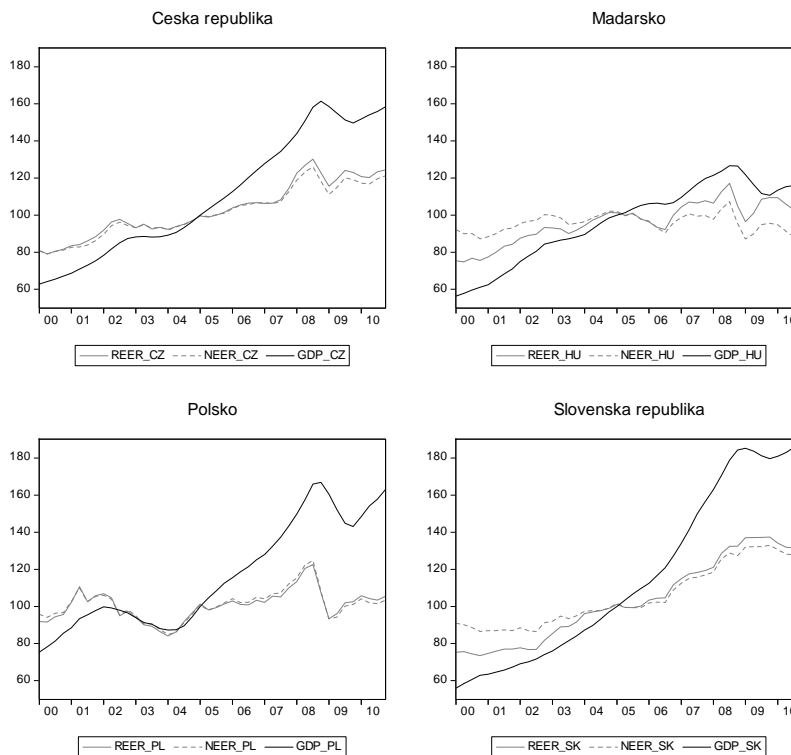
- Pozitívny relatívny nominálny šok vedie k poklesu domácich úrokových sadzieb (vo vzťahu k zahraničným úrokovým sadzbám). Z krátkodobého hľadiska tak dôjde k znehodnoteniu NEER aj REER a rastu reálneho outputu. V dlhodobom horizonte sa output vráti na svoju pôvodnú úroveň, v dôsledku čoho nedochádza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

⁵ Hodnoty REER sú kalkulované ako geometricky vážené priemery bilaterálnych výmenných kurzov upravené o relatívne spotrebiteľské ceny. Nárast hodnôt REER v čase zodpovedá, podobne ako v prípade NEER, zhodnoteniu domácej meny.

⁶ Vzhľadom na to, že ide o štvrtročné údaje, ktoré sú v prípade vývoja reálneho HDP poznačené sezónnosťou, použili sme údaje sezónne očistené.

- 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 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.

Graf 4.1 Vývoj NEER, REER a reálneho HDP v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



Poznámka: Endogénne premenné modelu - reálny efektívny menový kurz (REER), nominálny efektívny menový kurz (NEER), celkový output (GDP). Ukazovatele sú vyjadrené ako index (2005 = 100).

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

Z grafu 4.1 je zrejмый trend dlhodobého rastu reálneho HDP počas predkrízového obdobia vo všetkých štyroch ekonomikách. Vývoj NEER bol vo všetkých sledovaných ekonomikách počas predkrízového obdobia poznačený využívaným systémom menového kurzu⁷. V krajinách SE (s výnimkou Maďarska) sa REER počas významnej časti

⁷ Prechod na riadený floating v prípade Českej republiky (1997) a Slovenskej republiky (1998) vytvoril v spojení s pozitívnym makroekonomickým vývojom priestor na dlhodobé posilňovanie ich NEER (s výnimkou krátkodobých odchýlok).

predkrízového obdobia dlhodobo posilňoval. Vplyvom hospodárskej krízy sa trend posilňovania NEER a REER, ako aj rastu reálneho outputu zastavil.

Odhadnutiu modelov pre obidve časové obdobia predchádza testovanie údajov na stacionaritu a kointegráciu. V tabuľke (príloha 4a) uvádzame výsledky testov jednotkového koreňa časových radov endogénnych prvkov modelu. 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 prostredníctvom ADF testu pri REER v Maďarsku (model A) a Poľsku (model A). Ostatné časové rady sa javili ako integrované rádu 1, a teda boli stacionárne na svojich prvých diferenciách. Uvedené skutočnosti nám však nepotvrdil PP test.

V tabuľke (príloha 4b) uvádzame výsledky Johansenovho a Juseliusovho testu kointegrácie (pri 5 percentnej hladine významnosti), 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 SE. Kým v prípade Českej republiky a Maďarska obidve metódy Johansenovho a Juseliusovho testu kointegrácie - trace statistics a maximum eigenvalue statistics potvrdili neexistenciu dlhodobého vzťahu medzi premennými modelu (pre modely A a B), v prípade Poľska a Slovenskej republiky výsledky trace statistics indikujú prítomnosť jednej kointegrujúcej rovnice (pre Poľsko v modeli A a pre Slovenskú republiku v modeli B), 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 prezentovaných modelov aj v prípade Poľska a Slovenskej republiky.

Na overenie stability VAR modelov sme použili viacero testov. Jednotlivé VAR modely sa javili ako stabilné (stacionárne), keďže sa ich inverzné korene nachádzali vo vnútri jednotkového kruhu, hoci niekoľko koreňov sa nachádzalo (v absolútnych hodnotách) blízko jednotky (príloha 4c). Na rezíduách modelu nebola zistená prítomnosť autokorelácie, heteroskedasticity a autoregresne podmienenej heteroskedasticity. Použili sme aj Jarque-Berrov test normality, na základe ktorého možno konštatovať, že rezíduá modelu majú normálne rozdelenie.

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 SE vzájomne kointegrované.

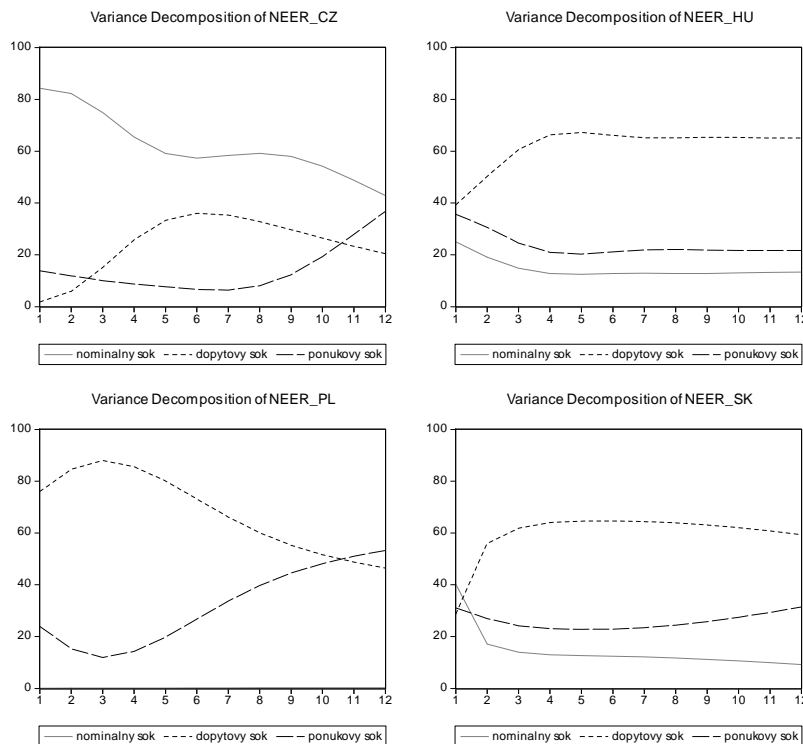
Poľsko prešlo na riadený floating v roku 2000 a jeho NEER bol od tohto obdobia (s výnimkou rokov 2003 až 2005) stabilný.

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. Zavedenie riadeného floatingu v máji roku 2008 s ponechaním eura v pozícii referenčnej meny však už bolo sprevádzané pôsobením hospodárskej krízy, ako významného destabilizačného faktora na vývoj menového kurzu.

Po otestovaní dát smer pristúpili k odhadnutiu SVAR modelu pre obidve zvolené obdobia. Keďže Johansenove a Juseliusove testy kointegrácie nepreukázali existenciu dlhodobých väzieb medzi endogénnymi zložkami modelu, na odhadnutie SVAR modelov sme pre jednotlivé krajiny použili dáta vyjadrené v prvých diferenciách.

Odhadované SVAR modely použijeme na zostavenie dekompozície variance jednotlivých endogénnych zložiek modelu, ako aj zostavenie priebehu impulse-response funkcií v podmienkach krajín SE. Z výsledkov dekompozície variance NEER (model A) v krajinách SE uvádzaných v grafe 4.2 je zrejmé, že jednotlivé typy štruktúrnych šokov (nominálny, dopytový a ponukový šok) pôsobili na vývoj NEER v Českej republike, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike odlišne.

Graf 4.2 Dekompozícia variance NEER krajín strednej Európy (2000Q1-2007Q4)

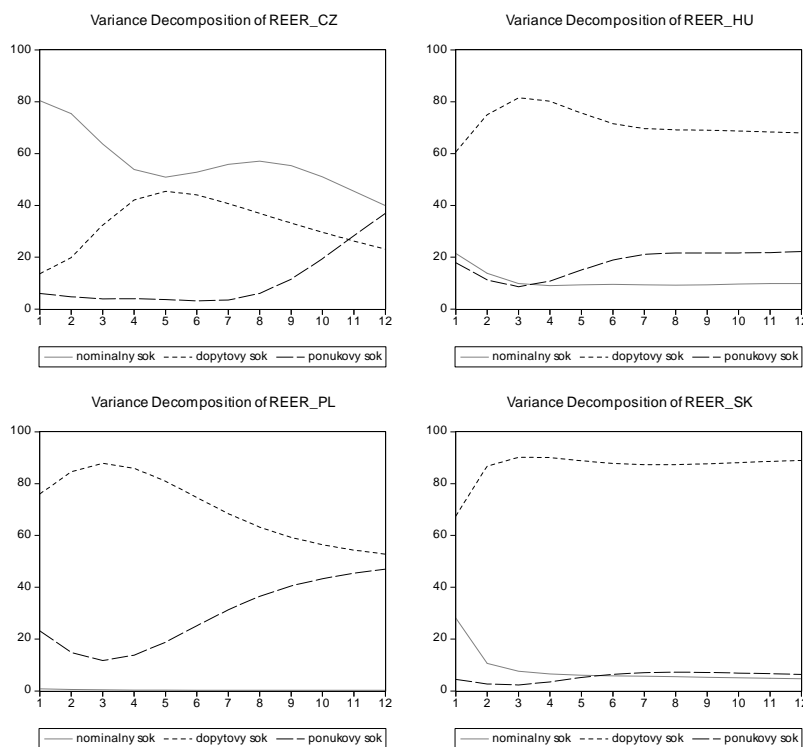


Prameň: Výpočty autora.

Najvýznamnejší vplyv nominálneho šoku na vývoj NEER sme mohli zaznamenať v *Českej republike*. Príspevok tohto šoku k variabilite NEER pritom s odstupom času nepretržite klesal, pričom z dlhodobého hľadiska sa jeho vplyv na vývoj NEER javil ako málo podstatný. Takmer zanedbateľný bol okamžitý vplyv dopytového šoku na variabilitu NEER. S narastajúcim časovým odstupom sa však prínos tohto šoku k variabilite NEER výrazne zvýšil, pričom po dosiahnutí svojho ultima v šiestom štvrťroku sa jeho význam následne postupne znižoval. Príspevok ponukového šoku k variabilite NEER sa v krátkom období javil ako najslabší, pričom sme až s časovým odstupom takmer ôsmich štvrťrokov mohli

zaznamenať pomerne dynamické narastanie jeho vplyvu na vývoj NEER. Na rozdiel od Českej republiky sa v *Maďarsku* význam nominálneho šoku pri objasňovaní pohybov NEER javil v rámci predkrízového obdobia ako nízky a s odstupom približne štyroch štvrtrokov aj stabilizovaný. Obdobný trend vo vývoji vplyvu na NEER sme mohli zaznamenať aj v prípade ponukového šoku. Najvýraznejšie príspevky k variabilite NEER dosahoval v rámci predkrízového obdobia dopytový šok, ktorého význam počas prvých štyroch štvrtrokov ešte narástol. Podobne ako v *Maďarsku*, tak aj v *Poľsku* bol vývoj NEER najvýznamnejšie ovplyvňovaný dopytovým šokom. Na rozdiel od *Maďarska* však od približne tretieho štvrtroka príspevok tohto šoku k variabilite NEER v *Poľsku* dlhodobo klesal. Od tretieho štvrtroka sme mohli zaznamenať zvyšovanie podielu ponukového šoku na variabilite NEER. Pomerne zaujímavým zistením je takmer úplne absentujúci vplyv nominálneho šoku na vývoj NEER a to ako v krátkom, tak aj v dlhom období. Podobne ako v *Poľsku*, aj v *Slovenskej republike* mal najvýznamnejší vplyv na vývoj NEER dopytový šok, keď sa jeho význam pri determinácii NEER významne zvýšil počas prvých dvoch štvrtrokov. Aj keď sa okamžitý príspevok nominálneho šoku k variabilite NEER sa javil pomerne vysoký, v priebehu prvých dvoch štvrtrokov jeho príspevok výrazne poklesol a s dlhším časovým odstupom naďalej postupne klesal. Vplyv ponukového šoku na vývoj NEER sa v krátkom období javil pomerne stabilný, pričom s narastajúcim časovým odstupom sa jeho význam mierne zvyšoval.

Graf 4.3 Dekompozícia variácie REER krajín strednej Európy (2000Q1-2007Q4)



Prameň: Výpočty autora.

V grafe 4.3 prezentovaná dekompozícia variancie REER (model A) v krajinách SE, podobne ako v prípade dekompozície variancie NEER (model A), prináša pre jednotlivé krajiny SE vzájomne odlišné závery. Napriek zrejším odlišnostiam v konštrukcii NEER a REER možno v prípade jednotlivých krajín sledovať určité podobné črty príspevkov jednotlivých identifikovaných šokov k ich variabilite.

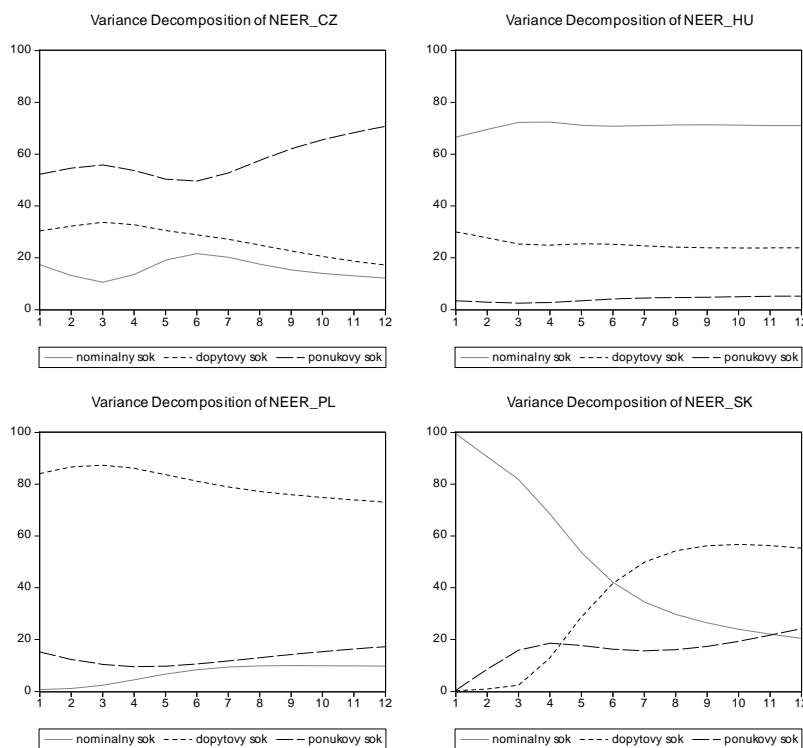
Dominantným determinantom REER v *Českej republike* sa v krátkom období, podobne ako v prípade dekompozície variancie NEER, javil nominálny šok. Jeho príspevok k variabilite REER sa pritom s narastajúcim časovým odstupom oslaboval. Celkovo však bol význam tohto šoku vo vzťahu k vývoju REER mierne nižší ako v prípade NEER. Okamžitý príspevok dopytového šoku k variabilite REER bol v porovnaní s NEER mierne vyšší. Jeho efekt pritom výrazne rástol počas prvých piatich štvrťrokov, pričom s narastajúcim časovým odstupom a osobitne v dlhom období bol vplyv tohto šoku na vývoj REER málo významný. Význam ponukového šoku sa vo vzťahu k vývoju REER javil v krátkom období o niečo nižší ako v prípade NEER. Po vyše siedmich štvrťrokoch sa začal príspevok tohto šoku k variabilite REER výrazne zvyšovať. V rámci dekompozície variancie REER v *Maďarsku* sa krátkodobý význam dopytového šoku javil mierne vyšší v porovnaní s jeho príspevkom k variabilite NEER. Po približne troch štvrťrokoch mierneho zvyšovania vplyvu sa jeho význam postupne znižoval, avšak aj v dlhom období možno tento šok považovať za dominantný faktor vývoja REER. Príspevky nominálneho a ponukového šoku k variabilite REER sa javili relatívne nižšie ako v prípade NEER. Počas prvých troch štvrťrokov sa pritom význam obidvoch šokov ešte mierne znižoval. Zatiaľ čo podiel nominálneho šoku sa už následne nemenil ani v dlhom období, v prípade ponukového šoku sme mohli od tretieho do približne siedmeho štvrťroku zaznamenať mierny nárast jeho vplyvu. Rozklad variability REER v *Poľsku* ponúkal v krátkom období takmer identický obraz ako v prípade NEER. Dominantný vplyv na krátkodobú variabilitu mal dopytový šok, ktorého význam sa po vyše štyroch štvrťrokoch s narastajúcim časovým odstupom znižoval. Významný nárast vplyvu sme pritom po približne troch štvrťrokoch mohli následne zaznamenať v prípade ponukového šoku. Príspevok nominálneho šoku k variabilite REER sa bez ohľadu na časový odstup javil ako zanedbateľný. Pôsobením dopytového šoku možno objasniť podstatnú časť variability REER v *Slovenskej republike*. Po náraste vplyvu počas prvých dvoch štvrťrokov sa už následne s narastajúcim časovým odstupom javil vplyv tohto šoku na vývoj REER ako stabilný. Badateľne nižší príspevok k variabilite REER (v porovnaní s NEER) sme mohli zaznamenať v prípade nominálneho šoku. Výrazný pokles vplyvu na vývoj REER sme mohli taktiež zaznamenať pri ponukovom šoku. Pôsobenie obidvoch šokov sa pritom s narastajúcim časovým odstupom javilo ako stabilizované.

Dekompozícia variancie NEER a REER odhadnutého SVAR modelu pre predkrízové obdobie odkryla niekoľko zaujímavých súvislostí. V prípade všetkých krajín SE (s výnimkou Poľska), zohrávali nominálne a ponukové šoky v krátkom období významnejšiu úlohu pri ovplyvňovaní vývoja REER v porovnaní s vplyvom na vývoj NEER. Na druhej strane príspevky nominálnych šokov k variabilite NEER boli výraznejšie v Maďarsku a Slovenskej republike ako v prípade REER. Jedine v Poľsku sa význam nominálneho šoku pri objasňovaní vývoja NEER aj REER javil ako zanedbateľný bez ohľadu na časový odstup, pričom

príspevky dopytového a ponukového šoku k variancii NEER a REER sa javili v krátkom období ako takmer identické.

V grafe 4.4 uvádzame dekompozíciu variancie NEER krajín SE, ktorá nám približuje príspevky nominálneho, dopytového a ponukového šoku k jeho variabilite za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

Graf 4.4 Dekompozícia variancie NEER krajín strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



Prameň: Výpočty autora.

Na základe dekompozície variancie NEER (model B) v *Českej republike* možno konštatovať, že dôsledkom rozšírenia analyzovaného obdobia o krízové roky sa príspevky jednotlivých štruktúrnych šokov k variabilite NEER výrazne zmenili. Význam nominálneho šoku, ktorého pôsobenie malo najväčší vplyv pri objasňovaní vývoja NEER počas predkrízového obdobia, sa v rámci modelu B výrazne znížil (najmä v krátkom období). Dopytový šok, ktorého okamžitý vplyv na variabilitu NEER bol v modeli A minimálny (k zvyšovaniu jeho vplyvu došlo až s odstupom času), sa v modeli B podstatne zvýšil, pričom s odstupom vyše štyroch štvrtrokov sa jeho príspevek k variancii NEER postupne dlhodobo znižoval. Ponukový šok, ktorého význam bol pri objasňovaní vývoja NEER počas predkrízového obdobia spomedzi všetkých troch štruktúrnych šokov najnižší, mal v modeli B, v krátkom období, ale aj s dlhším časovým odstupom, dominantný vplyv na vývoj NEER. Aj v *Maďarsku* sme po rozšírení analyzovaného obdobia o krízové roky mohli zaznamenať výrazné zmeny v prispievaní jednotlivých štruktúrnych šokov k vývoju NEER. Podstatná časť

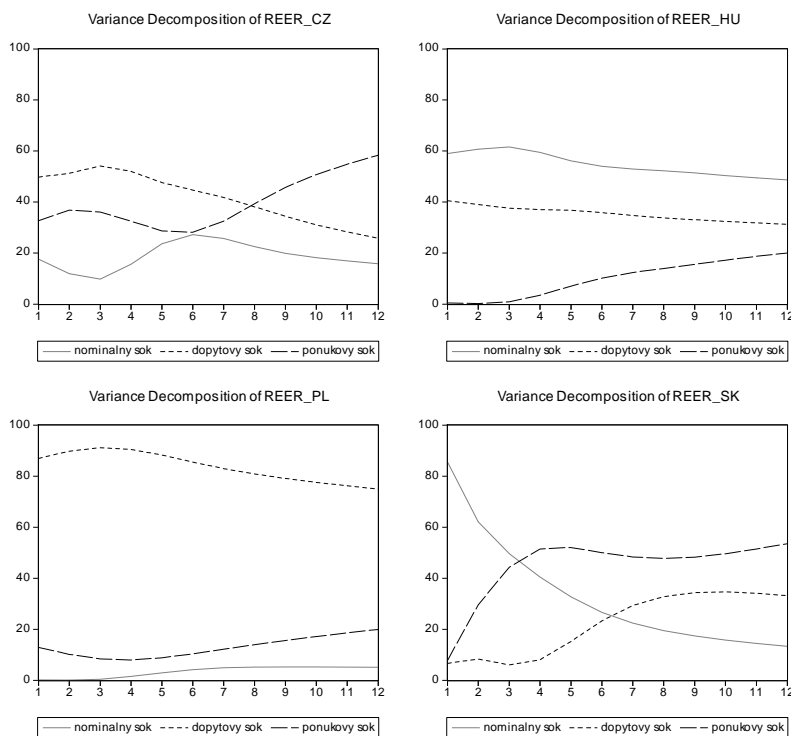
variability NEER bola odrazom pôsobenia nominálneho šoku (jeho vplyv bol pritom počas predkrízového obdobia najnižší), ktorého podiel sa ani s narastajúcim časovým odstupom výrazne nemenil. K výraznému zníženiu vplyvu (v porovnaní s predkrízovým obdobím) došlo v prípade dopytového šoku, pričom nárast rozdielu jeho prispievania k variabilite NEER bol zreteľný najmä počas prvých štyroch štvrtrokov. Podstatne zníženie vplyvu na vývoj NEER sme mohli zaznamenať aj v prípade ponukového šoku, ktorého význam sa aj s narastajúcim časovým odstupom javil ako málo podstatný. Vplyvom krízového obdobia došlo v *Polsku* k miernemu zvýšeniu krátkodobého prispievania dopytového šoku k variabilite NEER. Na rozdiel od predkrízového obdobia si tento šok zachoval dominantné postavenie pri ovplyvňovaní vývoja NEER aj s narastajúcim časovým odstupom. K miernemu zníženiu krátkodobej determinácie NEER došlo v prípade ponukového šoku, pričom rozdiel v jeho prispievaní k vývoju NEER (v porovnaní s predkrízovým obdobím) sa výrazne zvyšoval s narastajúcim časovým odstupom. Tiahle zvyšovanie príspevku k variabilite NEER sme s narastajúcim časovým odstupom mohli zaznamenať v prípade nominálneho šoku, ktorého vplyv sa v rámci predkrízového obdobia javil ako zanedbateľný. Krízové obdobie malo za následok výrazný nárast krátkodobého vplyvu nominálneho šoku na vývoj NEER v *Slovenskej republike*, pričom sa však jeho pôsobenie s narastajúcim časovým odstupom podstatne znížilo. Dopytový šok, ktorý mal v rámci predkrízového obdobia najvýraznejší vplyv na vývoj NEER v krátkom aj dlhom období, sa počas prvých troch štvrtrokov takmer vôbec nepodieľal na determinácii vývoja NEER v modeli B. Jeho príspevok následne výrazne stúpol, pričom kulminoval s časovým odstupom približne ôsmich štvrtrokov. Príspevok ponukového šoku k vývoju NEER sa vplyvom krízových rokov s dlhším časovým odstupom výraznejšie nezmenil, avšak počas prvých troch štvrtrokov bol jeho vplyv na variabilitu NEER podstatne nižší.

V grafe 4.5 uvádzame dekompozíciu variancie REER krajín SE, ktorá nám približuje príspevky nominálneho, dopytového a ponukového šoku k ich variabilite za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

Pokles významu nominálneho šoku pri ovplyvňovaní vývoja REER v podmienkach *Českej republiky* po zohľadnení vplyvu krízového obdobia bol čo do rozsahu porovnateľný s NEER. Podstatné zvýšenie (najmä krátkodobého) vplyvu na vývoj REER sme mohli zaznamenať v prípade dopytového šoku. S dlhším časovým odstupom sa jeho príspevok k variabilite REER znižoval. Obdobne aj v prípade ponukového šoku, ktorého podiel na variancii REER bol počas predkrízového obdobia najmä s krátkym časovým odstupom pomerne nízky, sme v rámci modelu B zistili výrazné zvýšenie ako krátkodobého, tak aj dlhodobého vplyvu na vývoj REER. V porovnaní s predkrízovým obdobím sme v modeli B v prípade *Maďarska* mohli zaznamenať nárast príspevku nominálneho šoku k variabilite REER (zvýšenie jeho vplyvu však nedosahovalo úroveň ako v prípade NEER). Na druhej strane však došlo k výraznému poklesu významu dopytového (čo do rozsahu však miernejšieho ako v prípade NEER) a počas prvých piatich štvrtrokov aj ponukového šoku. Vplyv ponukového šoku na vývoj REER sa však následne s narastajúcim časovým odstupom dynamicky zvyšoval. Podobne ako v prípade dekompozície variancie NEER v modeli A v *Polsku*, tak aj v podmienkach rozšíreného obdobia, sme mohli zaznamenať výraznú podobnosť príspevkov identifikovaných štruktúrnych šokov k variabilite REER. Aj v tomto

prípade došlo vplyvom krízového obdobia k miernemu zvýšeniu krátkodobého vplyvu dopytového šoku, pričom jeho význam výrazne vzrástol najmä s narastajúcim časovým odstupom.

Graf 4.5 Dekompozícia variancie REER krajín strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



Prameň: Výpočty autora.

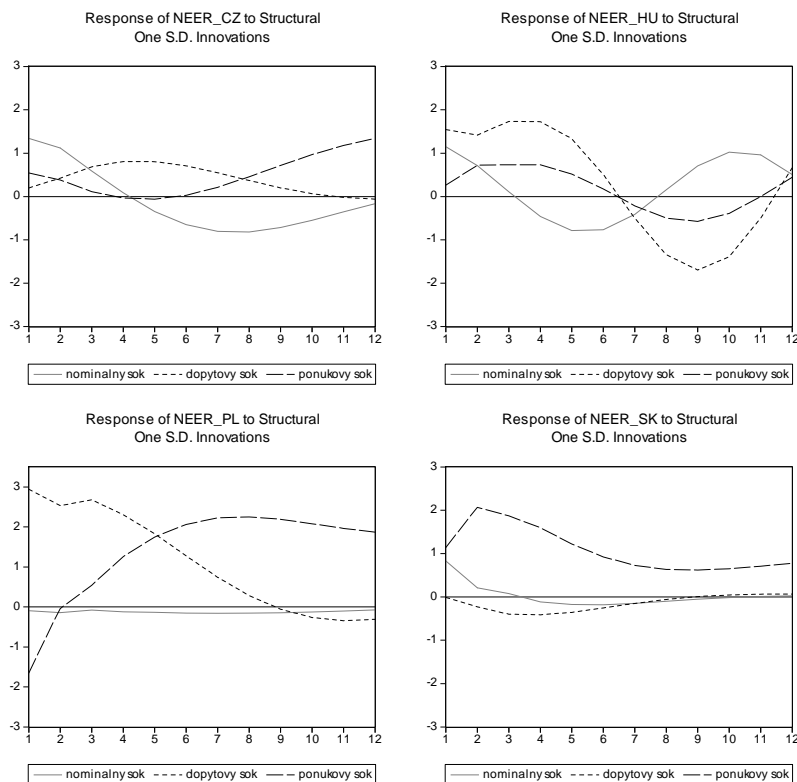
Na druhej strane podobne ako v prípade NEER došlo k podstatnému oslabeniu ponukového šoku na vývoj REER v dlhom období. K miernemu zvýšeniu vplyvu na variabilitu REER došlo s dlhším časovým odstupom v prípade nominálneho šoku. Vplyvom krízového obdobia sa význam nominálneho šoku pri determinácii vývoja REER v *Slovenskej republike* výrazne zvýšil (avšak nie tak intenzívne ako v prípade NEER). Aj v tomto prípade sa dominantný vplyv tohto šoku pri objasňovaní vývoja REER prejavil len počas krátkeho obdobia od jeho vzniku, pričom s narastajúcim časovým odstupom jeho význam pomerne rýchlo klesal. S odstupom takmer štyroch štvrtí rokov došlo v modeli B k narastaniu príspevku dopytového šoku k variabilite REER, tento nárast však bol čo do intenzity v porovnaní s NEER miernejší. Aj napriek tomu sa však význam tohto šoku pri objasňovaní vývoja REER v porovnaní s predkrízovým obdobím výrazne znížil. Pomerne významný nárast vplyvu na vývoj REER sme v rámci rozšíreného obdobia už s krátkym časovým odstupom mohli zaznamenať v prípade ponukového šoku (jeho význam sa javil ako vyšší aj v porovnaní s NEER v modeli B).

Závery prezentovanej dekompozície variancie NEER a REER v krajinách SE po zahrnutí krízového obdobia možno, po zohľadnení príspevkov nominálnych, dopytových a

ponukových šokov k variabilite NEER počas predkrízového obdobia, zhrnúť nasledovným spôsobom. Vo všetkých krajinách, s výnimkou Poľska⁸, sa vplyvom krízového obdobia výrazne zmenila krátkodobá determinácia trajektórie vývoja NEER a REER. Napriek značným rozdielom v zaznamenaných príspevkoch jednotlivých štruktúrnych šokov k variabilite NEER a REER v Českej republike, Maďarsku, Poľsku (až s dlhším časovým odstupom) a Slovenskej republike možno výrazné zníženie váh v predkrízovom období dominantných šokov a súčasne posilnenie vplyvu v predkrízovom období menej významných šokov vnímať ako prvok nestability súvisiaci so zmenou očakávaní a nárastom neistoty na finančných trhoch počas krízového obdobia. Zvýšenie volatility menových kurzov krajín SE prispelo k zhoršeniu predikovatelnosti ich vývoja osobitne v krátkom období, odrazom čoho bola aj zmena citlivosti NEER a REER na pôsobenie štruktúrnych šokov.

V grafe 4.6 uvádzame priebeh impulse-response funkcií odzrkadľujúci vplyv jednorazového pozitívneho nominálneho, dopytového a ponukového šoku na vývoj NEER v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A).

Graf 4.6 Priebeh impulse-response funkcií NEER krajín strednej Európy (2000Q1-2007Q4)



Prameň: Výpočty autora.

⁸ Podstatnú zmenu v príspevkoch štruktúrnych šokov k variabilite NEER a REER sme v prípade Poľska zaznamenali až s narastajúcim časovým odstupom a teda najmä v dlhom období.

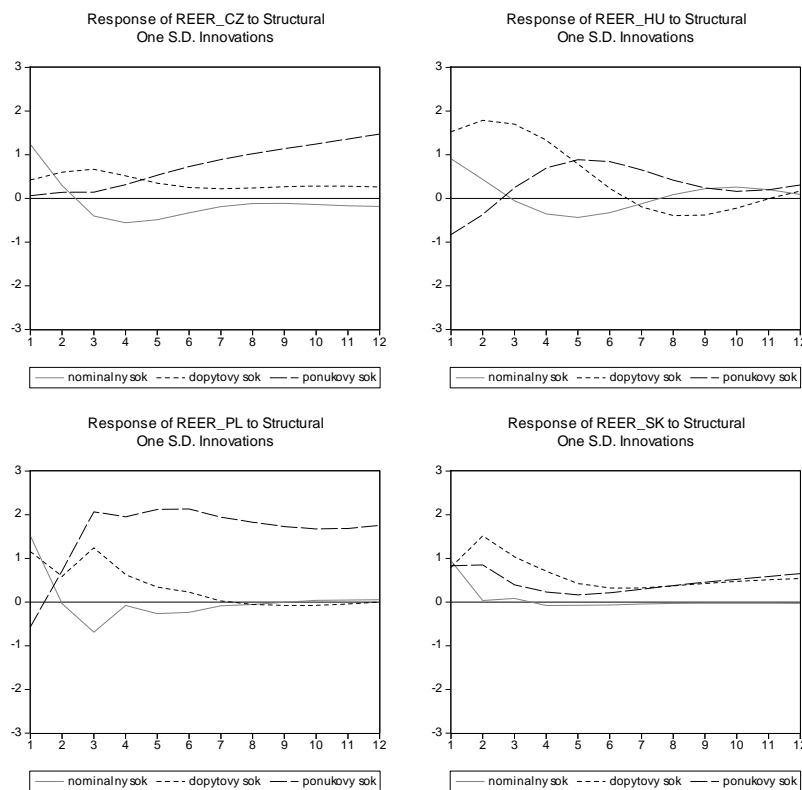
Na základe priebehu impulse-response funkcií možno sledovať určité podobné (smerovanie reakcií NEER na štruktúrne šoky) a súčasne odlišné (intenzita reakcií NEER na štruktúrne šoky) črty pôsobenia nominálneho, dopytového a ponukového šoku na vývoj NEER v jednotlivých krajinách SE. Dôsledkom jednorazového pozitívneho nominálneho šoku došlo v *Českej republike* k okamžitému zvýšeniu (zhodnoteniu) NEER. Apreciačný vplyv nominálneho šoku sa však vytratil s časovým odstupom približne štyroch štvrtrokov. Napriek následnému negatívnemu pôsobeniu nominálneho šoku⁹ na vývoj NEER sa jeho pôsobenie v dlhom období javilo ako neutrálne. K okamžitému, avšak miernejšiemu zhodnoteniu NEER došlo aj dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho ponukového šoku. Aj keď sa krátkodobý efekt tohto šoku s odstupom vyše troch štvrtrokov vytratil, v dlhom časovom období pôsobil na vývoj NEER apreciačne, pričom sa tento efekt javil ako permanentný. Postupným zhodnocovaním reagoval NEER na jednorazový pozitívny dopytový šok. Efekt šoku kulminoval s odstupom takmer štyroch štvrtrokov, pričom jeho vplyv na NEER sa úplne vytratil po takmer jedenástich štvrtrokoch. Obdobný ako v *Českej republike*, aj keď z krátkodobého hľadiska skôr destabilizačný, sa javil vplyv jednorazového pozitívneho nominálneho šoku na vývoj NEER v *Maďarsku*. Dôsledkom jednorazového pozitívneho dopytového šoku sa NEER zhodnotil, pričom prorastové pôsobenie tohto šoku sa z odstupom vyše štyroch štvrtrokov začalo postupne oslabovať. Celkový efekt šoku sa v dlhom časovom období postupne vytrácal (z dlhodobého hľadiska sa voči NEER javil ako neutrálny). Krátkodobo pozitívny vplyv na vývoj NEER sme mohli zaznamenať aj dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho ponukového šoku. Apreciačné pôsobenie tohto šoku sa vytrátilo po vyše šiestich štvrtrokoch. K úplnému neutralizovaniu vplyvu ponukového šoku na vývoj NEER však došlo až v dlhom časovom období. Priebeh impulse-response funkcií NEER v *Polsku* indikoval takmer úplne neutrálne pôsobenie jednorazového pozitívneho nominálneho šoku na vývoj NEER nielen v dlhom, ale aj krátkom období. Výrazne pozitívne pôsobenie sme mohli zaznamenať v prípade jednorazového pozitívneho dopytového šoku, ktorý viedol k okamžitému zhodnoteniu NEER. Prorastové pôsobenie tohto šoku sa však s odstupom vyše troch štvrtrokov začalo postupne vytrácať s tým, že po vyše deviatich štvrtrokoch úplne zaniklo. S časovým odstupom približne dvoch štvrtrokov sa dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho ponukového šoku začal NEER zhodnocovať. Jeho efekt sa však v dlhom období úplne vytratil, na základe čoho možno všetky tri štruktúrne šoky považovať vo vzťahu k NEER za dlhodobo neutrálne. Vplyvom pôsobenia jednorazového pozitívneho nominálneho šoku došlo ku krátkodobému zhodnoteniu NEER v *Slovenskej republike*. S odstupom približne troch štvrtrokov sa rastový vplyv tohto šoku vytratil, pričom v rámci následného tiahleho zmierňovania celkového pôsobenia nominálneho šoku s NEER mierne znehodnotil. Pôsobenie šoku pritom úplne zaniklo s časovým odstupom takmer desiatich štvrtrokov. Jedine v *Slovenskej republike* sa dôsledkom jednorazového pozitívneho dopytového šoku NEER krátkodobo znehodnotil (s odstupom jedného štvrtroka). Jeho negatívne pôsobenie pritom úplne zaniklo približne v rovnakom čase, ako v prípade nominálneho šoku. Obidva šoky sa v dlhom časovom období javili vo vzťahu k vývoju NEER

⁹ Zatiaľ čo kolísavý priebeh impulse-response funkcií v krátkom období možno interpretovať ako destabilizačné pôsobenie exogénneho šoku na endogénnu premennú modelu, obdobný priebeh impulse-response funkcií v strednom, prípadne dlhom období (s podstatne dlhšími oscilačnými prechodmi) možno vnímať ako proces prirodzeného obnovovania (hľadania) pôvodnej rovnovážnej úrovne.

ako neutrálne. K pomerne výraznému okamžitému zhodnoteniu NEER došlo dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho ponukového šoku. Jeho efekt sa pritom začal s odstupom takmer dvoch štvrt'rokov oslabovať, pričom úplne nezanikol ani v dlhom časovom období. Podobne ako v Českej republike sa prorastový dopad na vývoj REER javil ako permanentný.

V grafe 4.7 uvádzame priebeh impulse-response funkcií odzrkadľujúci vplyv jednorazového pozitívneho nominálneho, dopytového a ponukového šoku na vývoj REER v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A).

Graf 4.7 Priebeh impulse-response funkcií REER krajín strednej Európy (2000Q1-2007Q4)



Prameň: Výpočty autora.

Priebeh impulse-response funkcií REER v jednotlivých krajinách SE naznačuje určité podobné črty pôsobenia jednorazových štruktúrnych šokov v porovnaní s NEER tak, ako sme ich popísali v grafe 4.6. K znehodnoteniu REER (toto očakávanie sme sformulovali na úvod tejto kapitoly) dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho nominálneho šoku došlo v Českej republike až s odstupom vyše dvoch štvrt'rokov po tom, čo sa dôsledkom pôsobenia tohto šoku REER okamžite mierne zhodnotil. S narastajúcim časovým odstupom sa negatívny vplyv nominálneho šoku postupne vytrácal a po vyše siedmich štvrt'rokoch takmer úplne

zanikol¹⁰. Jednorazový pozitívny dopytový šok viedol k okamžitému miernemu zhodnoteniu REER, avšak jeho prorastové pôsobenie čo do intenzity a trvácnosti bolo porovnateľne nižšie ako v prípade NEER. Zatiaľ čo v prípade NEER sa dopytový šok javil v dlhom období ako neutrálny, pri REER sa jeho apreciačné pôsobenie už s časovým odstupom približne šiestich štvrtrokov javilo ako permanentné. Dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho ponukového šoku došlo po počiatočnom miernom zhodnotení REER k výraznému a z dlhodobého hľadiska aj trvalému zhodnocovaniu REER. V podmienkach *Maďarska* sa predpokladané znehodnotenie REER vplyvom pôsobenia jednorazového pozitívneho nominálneho šoku dostavilo až s časovým odstupom takmer troch štvrtrokov. Depreciačné pôsobenie tohto šoku pritom pretrvávalo pomerne krátko (s odstupom takmer ôsmich štvrtrokov sa úplne vytratilo). Z dlhodobého hľadiska sa pritom nominálny šok javil ako vzťahu k REER ako neutrálny. Jednorazový pozitívny dopytový šok mal za následok okamžité zhodnotenie REER, ktoré bolo čo do intenzity počas prvých troch štvrtrokov výraznejšie ako v prípade NEER. Prorastové pôsobenie tohto šoku na vývoj REER sa vytratilo s časovým odstupom takmer siedmich štvrtrokov. Aj v prípade tohto šoku sa jeho dlhodobé pôsobenie na vývoj REER javilo ako neutrálné. Na rozdiel od NEER sa apreciačné pôsobenie jednorazového pozitívneho ponukového šoku na vývoj REER dostavilo až s časovým odstupom približne troch štvrtrokov. Celkový efekt šoku kulminoval po približne piatich štvrtrokoch, pričom aj napriek následnému poklesu rastového vplyvu sa jeho efekt na REER úplne nevytratil ani v dlhom časovom období, dôsledkom čoho sa javil ako permanentný. Dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho nominálneho šoku v *Poľsku* došlo s časovým odstupom takmer dvoch štvrtrokov k miernemu znehodnoteniu REER. Depreciačné pôsobenie šoku však malo len krátkodobý charakter po približne ôsmich štvrtrokoch sa úplne vytratilo indikujúc tak dlhodobú neutralitu šoku voči vývoju REER (na rozdiel od NEER, kde sa šok javil ako neutrálny už v krátkom období). Prorastové pôsobenie jednorazového pozitívneho dopytového šoku na vývoj REER nedosahovalo svojou intenzitou ani trvácnosťou vplyv šoku na NEER. S odstupom siedmich štvrtrokov sa efekt šoku úplne vytratil a z dlhodobého hľadiska sa tak javil vo vzťahu k REER ako neutrálny. Výrazné apreciačné pôsobenie na vývoj REER sme mohli zaznamenať (podobne ako pri NEER) v prípade jednorazového pozitívneho ponukového šoku. Jeho vplyv sa však v dlhom časovom období nevytratil, dôsledkom čoho možno jeho vplyv na REER v dlhom časovom období označiť ako permanentný. Okamžité mierne prorastové pôsobenie jednorazového pozitívneho nominálneho šoku na vývoj REER v *Slovenskej republike* sa vytratilo už s časovým odstupom jedného štvrtroku. Následne sa už tento šok javil vo vzťahu k REER ako neutrálny. Na rozdiel od NEER sa dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho dopytového šoku REER okamžite zhodnotil. Napriek postupnému oslabovaniu vplyvu tohto šoku s odstupom dvoch štvrtrokov sa jeho apreciačné pôsobenie nevytratil ani v dlhom časovom období. V prípade jednorazového pozitívneho ponukového šoku zareagoval REER obdobne, t.j. okamžitým zhodnotením. Aj pri znižovaní jeho prorastového pôsobenia s odstupom druhého až piateho štvrtroku však vplyv šoku na vývoj REER nezanikol ani v dlhom časovom období, dôsledkom čoho sa podobne ako dopytový šok javil jeho dopad na REER ako permanentný.

¹⁰ Očakávanie dlhodobej neutrality vplyvu jednorazového pozitívneho nominálneho šoku na vývoj REER je pritom založené na empiricky podloženom predpoklade, ktorý sme využili pri identifikácii štruktúrnych šokov formou dlhodobých ohraničení aplikovaných na neohraničený VAR model.

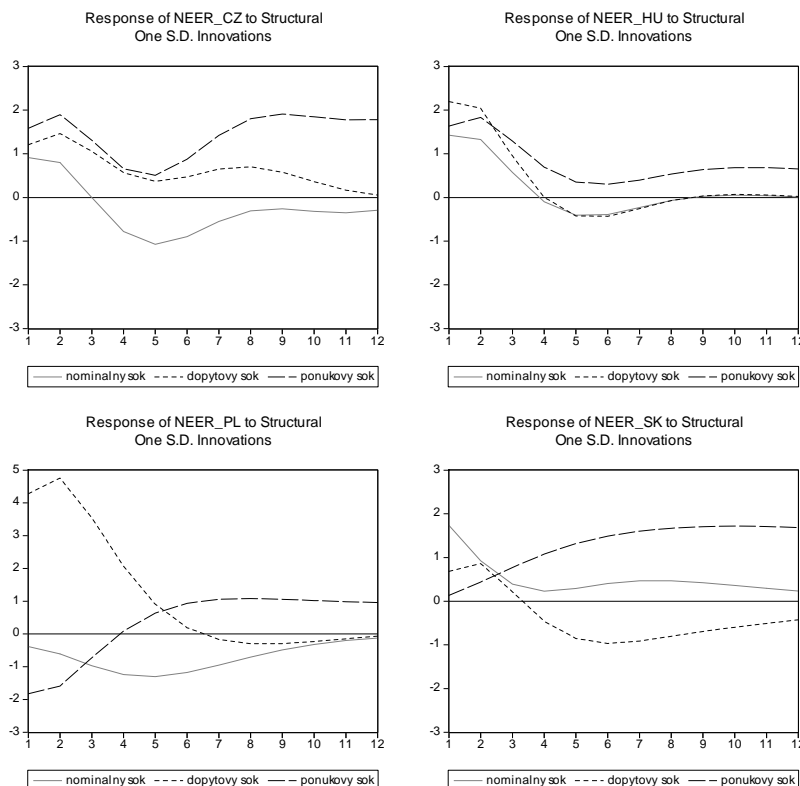
Závery odhadnutého priebehu impulse-response funkcií NEER a REER v krajinách SE odrážajúce pôsobenie nominálnych, dopytových a ponukových šokov na vývoj NEER a REER počas predkrízového obdobia (model A) možno zhrnúť nasledovným spôsobom. Nominálne šoky mali tendenciu znehodnocovať NEER a REER vo všetkých krajinách s výnimkou Poľska (NEER) a Slovenskej republiky (REER), pričom sa však negatívny vplyv šoku dostavil pre jednotlivé krajiny až s meniacim sa časovým odstupom. Nominálny šok súčasne ovplyvňoval, v súlade s našimi predpokladmi, vývoj NEER a REER len v krátkom období a z dlhodobého hľadiska sa javil ako neutrálny. Pôsobenie nominálnych šokov na menové kurzy odráža nielen pružnosť väzieb medzi menovými kurzami a úrokovými mierami, ale aj objemovými peňažnými kategóriami a úrokovými mierami. Dopytové šoky pôsobili s výnimkou Slovenskej republiky (NEER) apreciačne na vývoj NEER a REER v krátkom období, pričom z dlhodobého hľadiska sa však javili, s výnimkou Českej republiky (REER), ako neutrálny. Krátkodobé pôsobenie dopytových šokov na menové kurzy je podmienené flexibilitou cien, ktorých pružné prispôsobovanie prispieva k zmierňovaniu tlakov na pohyby nominálnych menových kurzov v dlhom období. Ponukové šoky mali tendenciu zhodnocovať NEER a REER nielen v krátkom období, ale aj s dlhým časovým odstupom. Ich permanentné apreciačné pôsobenie sa pritom preukázalo v prípade REER vo všetkých štyroch ekonomikách a v prípade NEER v Českej republike a Slovenskej republike. 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.

V grafe 4.8 uvádzame priebeh impulse-response funkcií odzrkadľujúci vplyv jednorazového pozitívneho nominálneho, dopytového a ponukového šoku na vývoj NEER v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

Po zohľadnení rokov 2008 až 2010 pri analýze vplyvu nominálneho, dopytového a ponukového šoku na vývoj NEER možno konštatovať, že destabilizačný vplyv identifikovaných štruktúrnych šokov na vývoj menových kurzov krajín z regiónu SE sa prevažne mierne zvýšil (reakcie NEER na jednotlivé šoky sú väčšinou výraznejšie). Jednorazový pozitívny dopytový šok viedol v *Českej republike* k okamžitému zhodnoteniu NEER (v predkrízovom období sa NEER vplyvom tohto šoku posilňoval postupne), pričom pôsobenie šoku sa s odstupom dvoch štvrtrokov začalo postupne oslabovať. Rastový vplyv šoku sa úplne vytratil s časovým odstupom dvanástich štvrtrokov. Vplyvom jednorazového pozitívneho nominálneho šoku sa s odstupom približne troch štvrtrokov (o niečo skôr ako v predkrízovom období) začal NEER znehodnocovať. Krátkodobý efekt šoku bol pritom výraznejší, avšak trval kratšie (v porovnaní s modelom A). Na druhej strane sa však jeho negatívny vplyv na vývoj NEER nevytratil ani v dlhom časovom období, dôsledkom čoho sa javil ako permanentný. Pôsobenie jednorazového pozitívneho ponukového šoku sa v rámci rozšíreného obdobia mierne posilnilo. Krátkodobý vplyv šoku poklesol s časovým odstupom približne piatich štvrtrokov, avšak jeho apreciačný vplyv pretrvával aj v dlhom období, čím sa javil, podobne ako nominálny šok, ako permanentný. Vplyvom krízového obdobia sa dlhodobejšie dopady štruktúrnych šokov na vývoj NEER v *Maďarsku* oslabili. Dôsledkom

jednorazového pozitívneho nominálneho šoku sa NEER okamžite posilnil, pričom k jeho znehodnoteniu došlo až s časovým odstupom takmer štyroch štvrtrokov.

Graf 4.8 Priebeh impulse-response funkcií NEER krajín strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



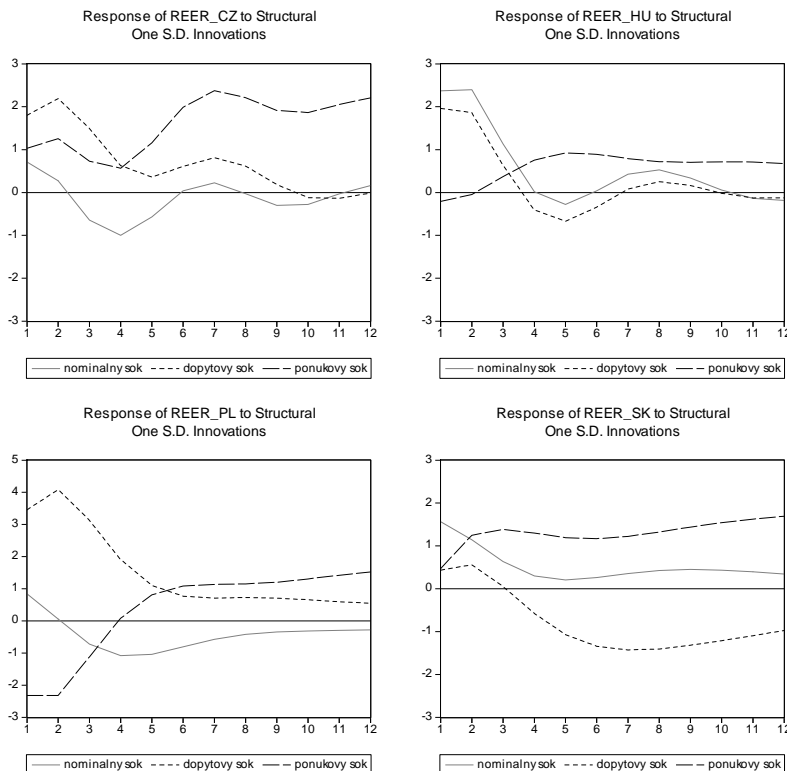
Prameň: Výpočty autora.

Depreciačný efekt šoku pritom trval len pomerne krátko a s odstupom ôsmich štvrtrokov sa úplne vytratil. K pomerne výraznému okamžitému zhodnoteniu NEER došlo dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho dopytového šoku. S odstupom takmer štyroch štvrtrokov sa rastový vplyv úplne vytratil. Dopytový a nominálny šok sa z dlhodobého hľadiska javili vo vzťahu k NEER ako neutrálne. Jednorazový pozitívny ponukový šok spôsobil okamžitý nárast NEER. Aj keď sa v priebehu nasledujúcich piatich štvrtrokov pôsobenie šoku výrazne oslabilo, k jeho zániku úplne nedošlo, pričom v dlhom období zostal NEER vplyvom ponukového šoku trvale zhodnotený. Zatiaľ čo v predkrízovom období sa nominálny šok v *Pol'sku* javil vo vzťahu k vývoju NEER už v krátkom období ako neutrálny, vplyvom krízového obdobia sa v priebehu prvých piatich štvrtrokov NEER postupne znehodnocoval. Dôsledkom následného oslabovania jeho vplyvu sa s časovým odstupom takmer trinástich štvrtrokov jeho efekt úplne vytratil, čím sa v dlhom období javil ako neutrálny. Jednorazový pozitívny dopytový šok spôsobil okamžité výrazne zhodnotenie NEER, pričom sa však jeho prorastové pôsobenie zaniklo s časovým odstupom šiestich štvrtrokov. V dlhom časovom období sa dopytový šok, podobne ako nominálny šok, javil ako

neutrálny. Dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho ponukového šoku sa NEER okamžite znehodnotil, pričom čistý apreciačný vplyv šoku sa dostavil až s časovým odstupom štyroch štvrtrokov. Pozitívne pôsobenie šoku na NEER sa nevytrácalo ani v dlhom časovom období a tak ho možno považovať za permanentné. V podmienkach *Slovenskej republiky* sa dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho nominálneho šoku NEER okamžite zhodnotil. Aj keď sa vplyv šoku počas prvých štyroch štvrtrokov výrazne oslabil, k jeho úplnému zániku došlo až s časovým odstupom takmer štrnástich štvrtrokov. Predpokladané negatívne pôsobenie tohto šoku na vývoj NEER sa pritom neprejavilo. Jednorazový pozitívny dopytový šok spôsobil krátkodobé zhodnotenie NEER. S dlhším časovým odstupom však vplyvom tohto šoku došlo k tiahlemu znehodnoteniu NEER. Depreciačné pôsobenie dopytového šoku sa pritom vytratilo po približne pätnástich štvrtrokoch, pričom v dlhom období sa už šok javil vo vzťahu k NEER ako neutrálny. Na rozdiel od predkrízového obdobia sa vplyvom jednorazového pozitívneho ponukového šoku NEER výraznejšie posilňoval až s narastajúcim časovým odstupom. Aj po rozšírení analyzovaného obdobia o krízové roky sa efekt šoku v dlhom období javil ako permanentný.

V grafe 4.9 uvádzame priebeh impulse-response funkcií odzrkadľujúci vplyv jednorazového pozitívneho nominálneho, dopytového a ponukového šoku na vývoj REER v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

Graf 4.9 Priebeh impulse-response funkcií REER krajín strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



Prameň: Výpočty autora.

Rozšírenie analyzovaného obdobia o krízové roky sa prejavilo zvýšením krátkodobej citlivosti REER na identifikované štruktúrne šoky v jednotlivých krajinách SE. Nárast krátkodobej fluktuácie REER bolo prevažne spojené s posilnením intenzity pri zachovaní smerovania odoziev REER na pôsobenie štruktúrnych šokov. Dôsledkom jednorazového pozitívneho nominálneho šoku došlo v *Českej republike* s odstupom približne dvoch štvrtrokov k znehodnoteniu REER. Negatívny dopad šoku na vývoj REER však trval v porovnaní s predkrízovým obdobím kratšie (zanikol po približne šiestich štvrtrokoch) a v dlhom časovom období sa tiež javil ako neutrálny. Pomerne výrazné zhodnotenie REER bolo spojené s pôsobením jednorazového pozitívneho dopytového šoku. Prorastové pôsobenie šoku sa však už s odstupom dvoch štvrtrokov začalo vytrácať, pričom po približne desiatich štvrtrokoch sa už dopytový šok javil vo vzťahu k REER ako neutrálny. Jednorazový pozitívny ponukový šok viedol k okamžitému zhodnoteniu REER (v rámci predkrízového obdobia bol okamžitý vplyv šoku minimálny), pričom prorastový efekt šoku sa začal s odstupom štyroch štvrtrokov ešte viac posilňovať. Podobne ako v predkrízovom období, aj v tomto prípade sa dlhodobý prorastový vplyv na vývoj REER javil ako permanentný. Dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho nominálneho šoku došlo v *Maďarsku* k okamžitému posilneniu REER. Apreciačný vplyv šoku sa pomerne rýchlo vytratil (s časovým odstupom štyroch štvrtrokov), pričom k úplnému neutralizovaniu jeho vplyvu na REER došlo až dlhým časovým odstupom. Reakcia REER na jednorazový pozitívny dopytový šok výrazne kopírovalo reakciu na nominálny šok (avšak s miernym predstihom). Krátkodobý prorastový efekt šoku sa vytratil už po vyše troch štvrtrokoch, pričom v dlhom časovom období sa dopytový šok javil, podobne ako nominálny šok, vo vzťahu k vývoju REER ako neutrálny. Apreciačné pôsobenie jednorazového pozitívneho ponukového šoku sa prejavilo, v porovnaní s predkrízovým obdobím, mierne skôr (už po dvoch štvrtrokoch). Zatiaľ čo v modeli A sa efekt šoku po piatich štvrtrokoch postupne vytrácal, v rámci rozšíreného obdobia sa pozitívny vplyv ponukového šoku zachoval aj s narastajúcim časovým odstupom, pričom sa v dlhom období javil ako permanentný. Negatívny vplyv jednorazového pozitívneho nominálneho šoku na vývoj REER sa v *Polsku* prejavil, podobne ako v predkrízovom období, s odstupom dvoch štvrtrokov. Depreciačné pôsobenie šoku však v modeli B pretrvávalo podstatne dlhšie obdobie. Napriek postupnému znižovaniu vplyvu šoku na vývoj REER sa jeho efekt úplne vytratil až v dlhom období (s odstupom vyše dvadsiatich štvrtrokov). Výrazne rastový vplyv na vývoj REER mal jednorazový pozitívny dopytový šok (podstatne výraznejší ako v predkrízovom období). Napriek postupnému zmierneniu rastového pôsobenia šoku od konca druhého štvrtroka sa jeho efekt nevytratil ani v dlhom časovom období, dôsledkom čoho možno jeho dopad na vývoj REER hodnotiť ako permanentný. Dôsledkom jednorazového pozitívneho ponukového šoku došlo k zhodnoteniu REER až s odstupom takmer štyroch štvrtrokov (t.j. podstatne neskôr ako v predkrízovom období). Aj v modeli B sa rastový vplyv na vývoj REER javil ako permanentný (v porovnaní s modelom A však miernejší). Reakcia REER na jednorazový pozitívny nominálny, ako aj dopytový šok v *Slovenskej republike* výrazne kopírovala reakciu NEER na obidva šoky (na rozdiel od NEER však bola reakcia REER mierne trvácnejšia). V porovnaní s predkrízovým obdobím sme aj v tomto prípade (t.j. podobne ako pri NEER) mohli konštatovať vyššiu citlivosť REER na obidva štruktúrne šoky. Zatiaľ čo efekt nominálneho šoku sa nevytratil ani v dlhom časovom období, dôsledkom čoho sa javil

relatívne vo vzťahu k vývoju REER ako permanentný, depreciačné pôsobenie dopytového šoku na vývoj REER sa úplne vytratilo v dlhom časovom období. Jednorazový pozitívny ponukový šok viedol k okamžitému miernemu zhodnoteniu REER. Kým v predkrízovom období sa krátkodobý efekt šoku po dvoch štvrtrokoch mierne oslaboval, v rámci rozšíreného obdobia sa rastový efekt dosiahnutý po približne troch štvrtrokoch s narastajúcim časovým odstupom zachoval a v dlhom časovom období dokonca naďalej mierne posilňoval (aj v tomto prípade sa vo vzťahu k REER javil ako permanentný).

Záveru odhadnutého priebehu impulse-response funkcií NEER a REER v krajinách SE odrážajúce pôsobenie nominálnych, dopytových a ponukových šokov na vývoj NEER a REER v rámci obdobia rozšíreného o krízové roky (model B) možno zhrnúť nasledovným spôsobom. Nominálne šoky pôsobili na vývoj NEER a REER negatívne (depreciačne) vo všetkých krajinách s výnimkou Slovenskej republiky (pre NEER aj REER) a čiastočne aj Maďarska (v prípade NEER). Negatívny vplyv tohto šoku bol pritom výraznejší (v porovnaní s predkrízovým obdobím) najmä v krátkom časovom období, čo len odzrkadľuje zvýšenie citlivosti menových kurzov na krátkodobé fluktuácie úrokových sadzieb v podmienkach zníženej vypovedacej hodnoty existujúcich referenčných indikátorov kurzového vývoja v predkrízovom období. Súčasne sme v prípade Českej republiky (NEER) a Slovenskej republiky (NEER a REER) mohli zaznamenať trvalé pôsobenie nominálneho šoku. Výrazne zvýšenie krátkodobej oscilácie sme mohli zaznamenať v prípade reakcií menových kurzov (NEER aj REER) na pôsobenie dopytových šokov. Aj v tomto prípade sa dĺžka trvania počiatočného a súčasne dominantného efektu tohto štruktúrneho šoku skrátila. Kým v Českej republike, Maďarsku a Poľsku mal dopytový šok apreciačný vplyv na vývoj NEER a REER, prevažná časť efektu dopytového šoku v Slovenskej republike sa prejavovala znehodnotením NEER aj REER. Reakcia menových kurzov na ponukové šoky vykazovala vo všetkých krajinách výrazne podobné črty predovšetkým v dlhom období. Spoločným znakom pôsobenia ponukových šokov na menové kurzy vo všetkých štyroch ekonomikách bolo ich permanentné pôsobenie. Ich prorastové pôsobenie na vývoj NEER a REER v krátkom období pritom bolo v Českej republike a Slovenskej republike výraznejšie v modeli B, zatiaľ čo v Maďarsku a Poľsku to bolo v modeli A.

4.5. Zhrnutie

Analýza pôsobenia základných makroekonomických šokov (nominálneho, dopytového a ponukového šoku) na vývoj menových kurzov v skupine krajín z regiónu SE v rámci základného aj rozšíreného obdobia nám umožnila odhaliť odlišnosti v determinácii vývoja menových kurzov nielen z pohľadu jednotlivých krajín, ale súčasne prihliadnuť aj na špecifiká, ktoré do skúmanej problematiky vniesla hospodárska kríza. Prezentované výsledky analýzy dekompozície variancie a priebehu impulse-response funkcií NEER a REER v Českej republike, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike naznačujú, že pôsobenie štruktúrnych šokov na vývoj menových kurzov sa v rámci predkrízového obdobia vzájomne líšilo. Krízové obdobie prispelo nielen k zmene podielov jednotlivých štruktúrnych šokov na variabilite vývoja menových kurzov jednotlivých krajín, ale aj k zvýšeniu najmä ich krátkodobej citlivosti na jednotlivé šoky.

Pozitívne nominálne šoky pôsobili (podľa očakávania) v rámci predkrízového obdobia na vývoj menových kurzov krajín SE prevažne negatívne (s výnimkou NEER v Poľsku, kde sa efekt šoku javil ako minimálny a celkovo pôsobil skôr neutrálne a REER v Slovenskej republike, kde mal šok tendenciu pôsobiť skôr neutrálne). Depreciačný efekt sa pritom začal prejavovať v podmienkach jednotlivých krajín s miernym časovým odstupom a súčasne len v krátkom období. Súčasne je však potrebné zdôrazniť, že váha, resp. príspevok nominálneho šoku k variabilite NEER bola s výnimkou Českej republiky v ostatných krajinách pomerne nízka. Celkové pôsobenie nominálneho šoku na znehodnotenie menových kurzov tak nebolo v Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike významné, pričom v dlhom období sa nominálny šok javil vo vzťahu k vývoju menových kurzov všetkých štyroch ekonomík ako neutrálny. Vplyvom krízového obdobia sa negatívny (s výnimkou Slovenskej republiky) vplyv nominálneho šoku na vývoj menových kurzov prevažne zvýraznil a prejavil sa mierne skôr ako v predkrízovom období. Na druhej strane sme súčasne mohli zaznamenať podstatné zmeny vo prispievaní nominálnych šokov k variabilite menových kurzov. Kým v Českej republike sa váha tohto šoku pri objasňovaní variability menových kurzov výrazne znížila, v Poľsku sa význam šoku mierne zvýšil s narastajúcim časovým odstupom (to sa už ale negatívne pôsobenie šoku na vývoj menových kurzov postupne vytrácalo). Na druhej strane však v Maďarsku a Slovenskej republike (najmä v krátkom období) došlo k výraznému zvýšeniu vplyvu nominálneho šoku na vývoj menových kurzov.

V predkrízovom období mali pozitívne dopytové šoky tendenciu zhodnocovať menové kurzy (okrem NEER v Slovenskej republike) a tým znižovať relatívnu vonkajšiu konkurencieschopnosť krajín SE. Ich apreciačné pôsobenie malo prevažne krátkodobý a dočasný charakter (okrem REER v Českej republike a Slovenskej republike, kde sa vplyv šoku javil ako permanentný). Prorastové pôsobenie dopytového šoku v krátkom období bolo v jednotlivých krajinách SE spojené s významným podielom tohto šoku na variabilite menových kurzov. Vplyvom krízového obdobia sa apreciačný efekt dopytového šoku na menové kurzy krajín SE zvýraznil. Súčasne sme však v Maďarsku a Slovenskej republike mohli zaznamenať zníženie významu tohto šoku pri objasňovaní variability menových kurzov najmä v krátkom období, zatiaľ čo v Českej republike sa krátkodobý príspevok tohto šoku zvýšil a v Poľsku mierne vzrástol.

Menové kurzy krajín SE reagovali v rámci predkrízového obdobia na pôsobenie ponukových šokov prevažne pozitívne. Rozloženie apreciačného pôsobenia ponukových šokov sa medzi krajinami vzájomne líšilo. Kým napríklad v Českej republike, Poľsku a čiastočne aj Slovenskej republike sa príspevok ponukového šoku k variabilite menových kurzov zvyšoval s narastajúcim časovým odstupom, v Maďarsku sa význam šoku v krátkom období mierne znížil a v dlhom období zostal stabilný. V rámci obdobia rozšíreného o krízové roky sa citlivosť menových kurzov krajín SE na ponukové šoky zvýšila najmä v dlhom období, pričom s výnimkou Českej republiky (NEER) sa zvýšil nielen význam týchto šokov pri objasňovaní trajektórie pohybu menových kurzov, ale súčasne sa prorastové pôsobenie ponukových šokov javilo ako trvalé, permanentné.

Pôsobenie štruktúrnych šokov na vývoj menových kurzov krajín SE prevažne korešpondovalo s našimi očakávaniami založenými na empirických predpokladoch. Za pomerne zaujímavé považujeme zistenie, že nominálne a reálne menové kurzy jednotlivých

krajín vykazovali pomerne významnú podobnosť v prispievaní štruktúrnych šokov k ich variabilite, ako aj smerovaní ich reakcií na tieto šoky. Štruktúrne šoky mali na menové kurzy prevažne krátkodobý, dočasný charakter (až na uvádzané výnimky) a v dlhom časovom období sa javili ako neutrálne. Za zásadné pritom možno považovať zistenie, že v rámci rozšíreného obdobia, ktoré v rámci uskutočnenej analýzy zohľadňovalo vplyv krízového obdobia, mali pozitívne ponukové šoky tendenciu zhodnocovať reálne aj nominálne menové kurzy všetkých štyroch krajín SE.

Skúmanie determinácie menových kurzov exogénnymi štruktúrnymi šokmi prispieva nielen k objasneniu zdrojov nepredpokladaných výkyvov v ich vývoji, ale súčasne otvára možnosť pre analýzu pôsobenia efektov vonkajších vplyvov, ktoré sa prostredníctvom podmienených zmien vo vývoji menových kurzov prenášajú do domácich ekonomík. Analýze vplyvu fluktuácií menových kurzov na vybrané aspekty ekonomického vývoja krajín SE sa budeme venovať v kapitolách 5 a 6. Význam flexibility menových kurzov pri tlmení negatívnych dopadov štruktúrnych šokov na makroekonomický vývoj môže prispieť k analýze širších efektov fixovania menových kurzov domácich mien vo fáze prípravy na vstup do EMÚ (v podobe účasti mien krajín SE v ERM2) a následného prijatia eura. Vzdanie sa menovej suverenity vstupom do EMÚ však 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 tiež môže javiť ako sporná - či už v dôsledku minimálne dvojročného pôsobenia meny danej krajiny v ERM2 pred samotným vstupom do EMÚ, alebo v dôsledku pozitívnych očakávaní, ktoré môžu prispieť k neodôvodnenému posilňovaniu menového kurzu.

5. MENOVÉ KURZY A EKONOMICKÝ VÝVOJ

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 ohľadne dilemy voľby medzi pevnými a pohyblivými menovými kurzami. Z tohto dôvodu preto kvantifikácia negatívnych dopadov kurzových pohybov na makroekonomické parametre tak 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, zmení zhodnotenie menového kurzu 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 čo do smeru aj 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 (Mendoza, 1992) 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, kedy výrobné vstupy sú vo veľkej miere dovážané, nakoľko 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 efektov vyvolaných nárastom relatívnych cien domácich obchodovateľných tovarov.

Môžeme teda konštatovať, že zhodnotenie domácej meny vedie k zníženiu čistého exportu a zníženiu nákladov produkcie. Obdobne, znehodnotenie domácej meny pôsobí na rast čistého exportu a zvýšenie nákladov produkcie. Kombinovaný efekt dopytového a ponukového kanálu tak determinuje čistý dopad fluktuácie menového kurzu na reálny output a cenovú hladinu.

V reálnych ekonomických podmienkach je nevyhnutné kalkulovať s nezanedbateľnou mierou neurčitosti ako na strane dopytu, tak 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 tejto kapitole sa zameriame na analýzu pôsobenia menových kurzov krajín SE na vybrané makroekonomické premenné počas obdobia rokov 2000 až 2007 prostredníctvom využitia VAR modelu. Cieľom tejto analýzy je zistiť, akým spôsobom vplývali menové kurzy na základné parametre ekonomík v rámci sledovanej skupiny krajín. Na dosiahnutie stanoveného cieľa zostrojíme VAR model pozostávajúci z menového kurzu a ďalších piatich ekonomických premenných (reálny output, peňažná zásoba, miera inflácie, krátkodobá úroková miera, saldo bežného účtu platobnej bilancie). Pre účely analýzy pôsobenia primitívneho kurzového šoku (t.j. jednorazového pozitívneho šoku menového kurzu) na uvedené ekonomické kategórie použijeme Choleskyho dekompozíciu matice rezíduí VAR modelu v redukovanej podobe. Na základe odhadnutého modelu vypočítame impulse-response funkcie jednotlivých endogénnych premenných modelu. V rámci analýzy pôsobenia menového kurzu na vybrané makroekonomické kategórie zohľadníme aj dopad krízových rokov (2008 až 2010) na prezentované výsledky tak, že odhadneme dva modely pre každú krajinu - model A, pre časové obdobie rokov 2000 až 2007 a model B pre časové obdobie rokov 2000-2010. Cieľom takéhoto prístupu bude nielen identifikovať podobné a odlišné črty kurzovej determinácie ekonomického vývoja v jednotlivých krajinách SE, ale súčasne posúdiť vplyv krízového obdobia na determinačný potenciál menových kurzov.

5.1. Prehľad literatúry o pôsobení menových kurzov

Aguirre a Calderón (Aguirre a Calderón, 2005) analyzovali vplyv reálneho menového kurzu na vývoj reálneho outputu na vzorke 60 krajín prostredníctvom kointegračnej analýzy na panelových údajoch. Burdekin a Siklos (Burdekin a Siklos, 1999) skúmali vplyv zmien v systéme menového kurzu na vývoj inflácie vo Veľkej Británii, U.S.A., Kanade a Švédsku. Domac, Peters a Yuzefowich (Domac, Peters a Yuzefowich, 2001) analyzovali vzájomnú prepojenosť medzi režimom menového kurzu a makroekonomickým vývojom v tranzitívnych ekonomikách (Česká republika, Estónsko, Maďarsko, Poľsko a Slovinsko). Ghosh, Gulde, Ostry a Wolf (Ghosh, Gulde, Ostry a Wolf, 1996) skúmali vplyv alternatívnych režimov menových kurzov na vývoj inflácie a ekonomický rast na vzorke 145 krajín počas obdobia 30 rokov. Levy-Yeyati a Sturzenegger (Levy-Yeyati a Sturzenegger, 2001) analyzovali vplyv menových kurzov na mieru inflácie, peňažnú zásobu, reálne úrokové miery a reálny output na vzorke 154 krajín počas rokov 1974-1979. Arratibel, Furceri, Martin a Zdzienicka (Arratibel, Furceri, Martin a Zdzienicka, 2011) skúmali pôsobenie menových kurzov na reálny output, priame zahraničné investície, domáce úvery a saldo bežného účtu na vzorke 9 krajín z regiónu strednej a východnej Európy. Lee a Chinn (Lee a Chinn, 1998) na príklade 7 najvýznamnejších priemyselných ekonomík analyzovali vplyv reálneho menového kurzu na vývoj bežného účtu platobnej bilancie. Sek a Chuah (Sek a Chuah, 2011) skúmali pôsobenie zmien menového kurzu na dynamiku bežného účtu platobnej bilancie v 6 východoázijských krajinách. Arghyrou a Chortareas (Arghyrou a Chortareas, 2008) analyzovali dopady zmien menového kurzu na vývoj rovnováhy bežného účtu v podmienkach 11 krajín eurozóny. Obstfeld a Rogoff (Obstfeld a Rogoff, 2005) sa zamerali na odhad pôsobenia výraznej redukcie globálnych nerovnováh na bežných účtoch na vývoj menových kurzov (USD, EUR a meny ázijských krajín) v modeli s rôznymi alternatívnymi scenármi.

5.2. Pôsobenie menového kurzu v ekonometrickom modeli

Pre analýzu pôsobenia menových kurzov na ekonomický vývoj v krajinách SE využijeme VAR metodológiu, pričom teoretickým východiskom pre zadenovanie základného modelu bude prístup prezentovaný v kapitole 3 (v kapitole 3 možno nájsť aj bližší popis metodológie využitej v tejto kapitole). Pre identifikáciu štruktúrnych šokov využijeme Choleskyho prístup, ktorý predpokladá reťazenie väzieb medzi endogénnymi premennými modelu. Východiskovú podobu VAR modelu možno zapísať v podobe vektora kľzavého prímeru náhodných zložiek nasledovným spôsobom:

$$X_t = A_0\varepsilon_t + A_1\varepsilon_{t-1} + A_2\varepsilon_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} A_i\varepsilon_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} A_iL^i\varepsilon_t = A(L)\varepsilon_t \quad (5.1)$$

kde X_t predstavuje $n \times 1$ vektor endogénnych makroekonomických premenných modelu, $A(L)$ je polynóm variančno-kovariančných matíc v tvare $n \times n$, L je operátor oneskorenia, ε_t je $n \times 1$ vektor chýb štruktúrnych šokov modelu.

Vektor X_t endogénnych premenných modelu pozostáva z nasledovných šiestich zložiek: reálny output ($y_{r,t}$), peňažná zásoba (m_t), jadrová inflácia (p_t), krátkodobé nominálne úrokové miery ($ir_{n,t}$), nominálny menový kurz ($er_{n,t}$) a saldo bežného účtu platobnej bilancie¹ (cu_t). V šesťzložkovom modeli ($X_t = [y_{r,t}, m_t, p_t, ir_{n,t}, er_{n,t}, cu_t]$) uvažujeme o pôsobení piatich exogénnych šokov, ktoré ovplyvňujú vývoj endogénnych premenných - dopytový šok ($\varepsilon_{y,t}$), peňažný šok ($\varepsilon_{m,t}$), inflačný šok ($\varepsilon_{p,t}$), menovo-politický šok ($\varepsilon_{ir_{n,t}}$), kurzový šok ($\varepsilon_{er_{n,t}}$) a zahranično-obchodný šok ($\varepsilon_{cu_{n,t}}$).

Vzťah medzi rezíduami VAR modelu v redukovanej podobe (e_t) a pôvodnými štruktúrными šokmi (ε_t), možno vyjadriť nasledovným spôsobom:

$$\begin{bmatrix} e_{y_{r,t}} \\ e_{m,t} \\ e_{p,t} \\ e_{ir_{n,t}} \\ e_{er_{n,t}} \\ e_{cu_{n,t}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y_{r,t}} \\ \varepsilon_{m,t} \\ \varepsilon_{p,t} \\ \varepsilon_{ir_{n,t}} \\ \varepsilon_{er_{n,t}} \\ \varepsilon_{cu_{n,t}} \end{bmatrix} \quad (5.2)$$

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

Podobne ako v kapitole 3, tak sme aj v tomto prípade sme na identifikáciu primitívnych štruktúrnych šokov použili Choleskyho rekurzívny prístup. Zoradenie premenných v modeli zavádza v zmysle predpokladu rekurzivity nasledovné 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, menovo-politický šok, kurzový šok a zahranično-obchodný šok, pričom na jej vývoj vplýva len dopytový šok.
- Inflácia nereaguje v úvodnej perióde na menovo-politický 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 zahranično-obchodný 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 zahranično-obchodného 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 kapitoly 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 sadzieb a salda bežného účtu) v podmienkach krajín SE.

Pre overenie robustnosti empirických výsledkov ekonometrického modelu zohľadníme aj poradie endogénnych premenných (pre tento účel obmeníme zoradenie premenných v snahe posúdiť vplyv tohto kroku na priebeh impulse-response funkcií jednotlivých endogénnych premenných modelu). Okrem základného modelu pre jednotlivé krajiny SE - $(X_t = [y_{r,t}, m_t, p_t, ir_{n,t}, er_{n,t}, cu_t])$, odhadneme aj nasledovné dva modely s obmenením poradím - $(X_t = [y_{r,t}, er_{n,t}, m_t, ir_{n,t}, p_t, cu_t])$, $(X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}, cu_t])$.

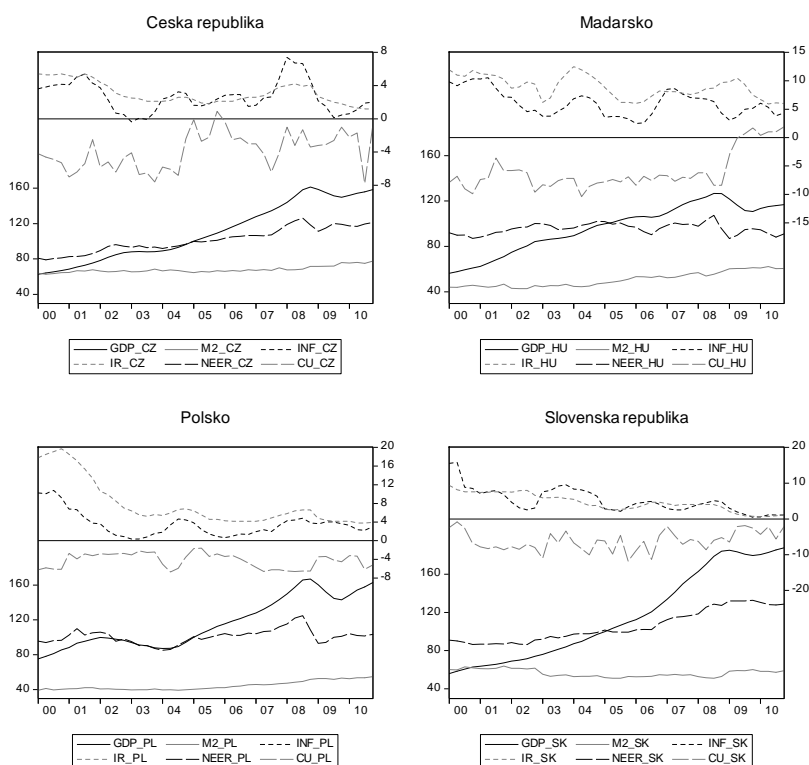
5.3. Vplyv menového kurzu na makroekonomické premenné

Za účelom odhadnutia VAR modelu pozostávajúceho zo šiestich endogénnych premenných sme pre každú krajinu SE 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 o vplyv inflácie prostredníctvom implicitného cenového deflátoru), peňažnú zásobu, infláciu (použili sme časové rady pre jadrovú infláciu), krátkodobé úrokové miery (použili sme údaje reprezentujúce vývoj úrokových sadzieb pre medzibankové depozitá

s dobou splatnosti 3 mesiace), NEER a saldo bežného účtu platobnej bilancie. Odhad dvoch modelov pre jednotlivé krajiny SE je v intenciách hlavného cieľa tejto kapitoly podmienený zámerom analyzovať pôsobenie menového kurzu (NEER) na reálny output, peňažnú zásobu, mieru inflácie, úrokové miery a saldo bežného účtu sledovaných ekonomík, pri súčasnom zohľadnení vplyvu krízového obdobia na endogénne premenné modelov. 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.

Graf 5.1 zachytáva vývoj reálneho outputu, peňažnej zásoby, miery inflácie, krátkodobých úrokových sadzieb, NEER a salda bežného účtu platobnej bilancie v jednotlivých krajinách SE.

Graf 5.1 Vývoj reálneho HDP, peňažnej zásoby, inflácie, úrokových sadzieb, NEER a salda bežného účtu platobnej bilancie v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



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

Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

Využitie údajov pre odhad VAR modelov pre jednotlivé krajiny SE si vyžaduje ich otestovanie na prítomnosť jednotkového koreňa a kointegráciu. V tabuľke (príloha 5a) uvádzame súhrnné výsledky testov jednotkového koreňa jednotlivých endogénnych

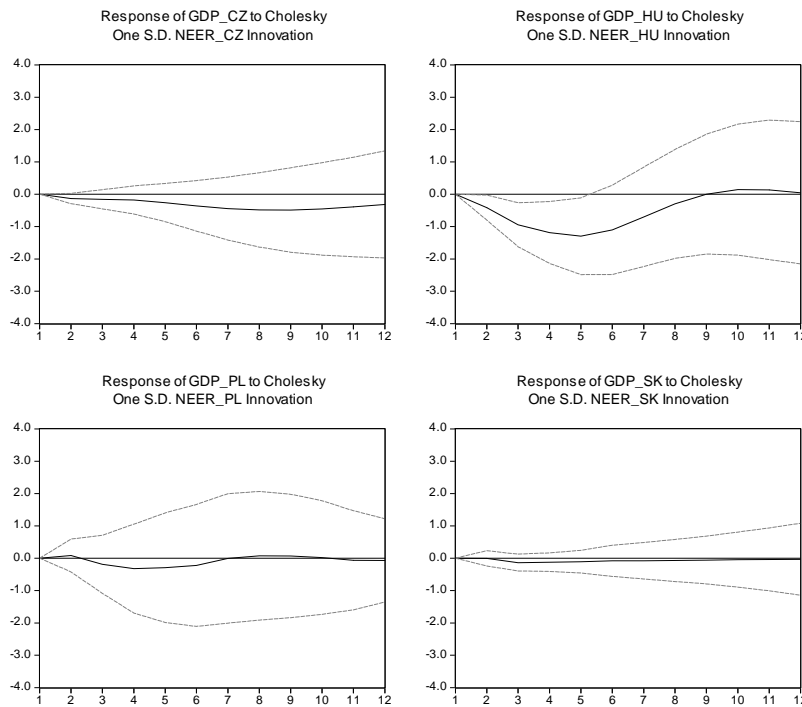
premenných modelov A a B v Českej republike, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike. Výsledky testov jednotkového koreňa naznačujú, že časové rady endogénnych premenných modelov sa v prípade jednotlivých krajín SE javili ako $I(1)$. Výnimkou boli úrokové miery (v Maďarsku nám tento výsledok indikoval ADF test pre modely A a B) a inflácia² (v Poľsku nám tento výsledok indikoval PP test pre model A), ktoré sa javili ako $I(0)$. Pre otestovanie časových radov na prítomnosť kointegrácie sme použili Johansenov a Juseliusov test kointegrácie s cieľom zistiť, či medzi endogénnymi premennými modelu existujú dlhodobé väzby. Vzhľadom na ekonomickú opodstatnenosť sme sa do testu kointegrácie rozhodli zaradiť aj časové rady $I(0)$. Počet oneskorení sme na základe SIC stanovili na dve obdobia. V tabuľke (príloha 5b) uvádzame prehľad výsledkov Johansenovho a Juseliusovho testu kointegrácie pre všetky štyri krajiny SE. Výsledky trace statistics aj maximum eigenvalue statistics (pri 5 percentnej hladine významnosti) nám pri zvolenom počte oneskorení v prípade všetkých štyroch ekonomík potvrdili, že medzi endogénnymi premennými jednotlivých modelov neexistujú dlhodobé rovnovážne väzby.

Stabilitu modelov pre jednotlivé krajiny SE sme overovali prostredníctvom testovania rezíduí na prítomnosť autokorelácie, heteroskedasticity a autoregresne podmienenej heteroskedasticity. Jarque-Berrov test normality indikoval, že rezíduá modelu majú normálne rozdelenie. Všetky VAR modely sa taktiež javili ako stabilné (stacionárne), keďže inverzné korene modelov sa nachádzali vo vnútri jednotkového kruhu, hoci niekoľko koreňov sa nachádzalo (v absolútnych hodnotách) blízko jednotky (príloha 5c).

V modeloch A a B sme sa na základe výsledkov testov stacionarity časových radov a kointegrácie rozhodli použiť údaje vyjadrené v prvých diferenciách. Prostredníctvom zostavených modelov vypočítame priebehy impulse-response funkcií endogénnych premenných, ktoré nám umožnia posúdiť pôsobenie jednorazového pozitívneho kurzového šoku na vývoj reálneho outputu, peňažnej zásoby, inflácie, úrokových sadzieb a salda bežného účtu platobnej bilancie. V grafoch 5.2 až 5.6 sa preto zameriame len na analýzu pôsobenia kurzového šoku na endogénne premenné modelu A a v grafoch 5.7 až 5.11 uvádzame výsledky dopadu kurzového šoku na endogénne premenné v modeli B. Obmena zoradenia endogénnych premenných v jednotlivých modeloch (aj v jednotlivých krajinách) neprinesla zásadnejšie rozdiely vo výsledkoch oproti východiskovému zoradeniu. Z tohto dôvodu prezentujeme iba výsledky modelu so základným zoradením endogénnych premenných tak, ako sme to uvideli v metodologickej časti kapitoly.

V grafe 5.2 uvádzame priebehy impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv NEER na HDP v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A).

² V zátvorke je uvedená krajina a testy, ktoré potvrdili stacionaritu časového radu už na hodnotách. Pre testovanie stacionarity boli použité dva testy - ADF a PP test.

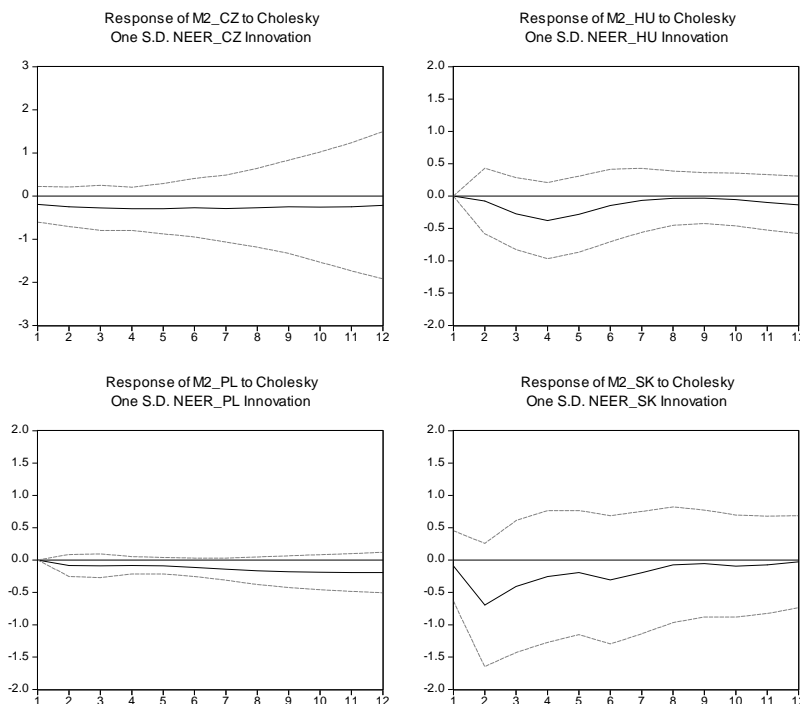
Graf 5.2 Vplyv NEER na HDP v krajinách strednej Európy (2000Q1-2007Q4)

Prameň: Výpočty autora.

Na základe výsledkov priebehu impulse-response funkcií v jednotlivých krajinách SE možno konštatovať, že jednorazový pozitívny kurzový šok mal za následok pokles reálneho outputu vo všetkých štyroch ekonomikách. V rámci jednotlivých krajín SE však možno vnímať určité rozdiely v intenzite, trvácnosti, ako aj v dĺžke nábehovej fázy apreciačného kurzového šoku. V *Českej republike* začal vplyvom pozitívneho kurzového šoku reálny output mierne klesať s časovým odstupom takmer dvoch štvrtrokov. Vplyv šoku bol pomerne mierny, pričom jeho celkovo negatívny efekt kulminoval s časovým odstupom siedmich štvrtrokov. Z dlhodobého hľadiska sa celkové pôsobenie šoku relatívne k vývoju reálneho outputu javilo ako neutrálne. Pozitívny kurzový šok spôsobil v *Maďarsku* počas prvých piatich štvrtrokov pomerne výrazné zníženie reálneho outputu. Približne s rovnakým následným časovým odstupom efekt šoku úplne zanikol. Mierne oneskorene, s odstupom takmer troch štvrtrokov, zareagoval reálny output na jednorazový kurzový šok v *Poľsku*. Negatívne pôsobenie šoku však bolo pomerne málo výrazné a s odstupom takmer siedmich štvrtrokov úplne zaniklo. Aj v prípade Poľska sa kurzový šok javil v dlhom období vo vzťahu k reálnemu outputu ako neutrálny. V podmienkach *Slovenskej republiky* sa negatívne pôsobenie jednorazového pozitívneho kurzového šoku na vývoj reálneho outputu prejavilo len minimálne (medzi tretím až siedmym štvrtrokom od šoku). Aj v tomto prípade sa prejavila dlhodobá neutralita šoku.

V grafe 5.3 prezentujeme priebeh impulse-response funkcií odzrkadľujúcich vplyv NEER na peňažnú zásobu v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A).

Graf 5.3 Vplyv NEER na peňažnú zásobu v krajinách strednej Európy (2000Q1-2007Q4)

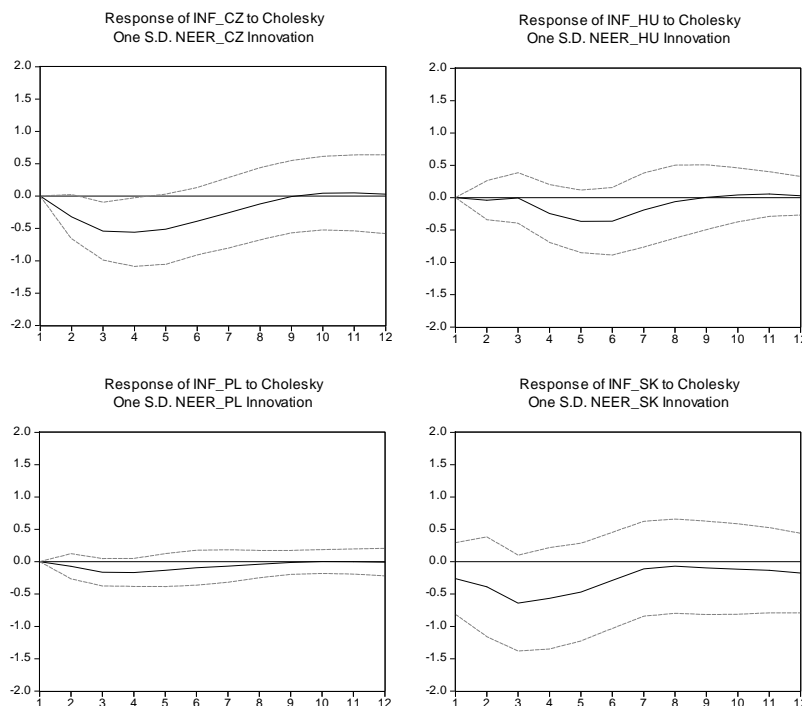


Prameň: Výpočty autora.

Priebehy impulse-response funkcií v jednotlivých krajinách SE indikujú negatívne pôsobenie kurzového šoku na vývoj peňažnej zásoby. Jednorazový pozitívny kurzový šok viedol k okamžitému poklesu peňažnej zásoby v *Českej republike*. Vplyv šoku sa javil byť pomerne trvácny. Aj keď sa jeho efekt s narastajúcim časovým odstupom výraznejšie nezvyšoval, kulminačný bod dosiahol po približne štyroch štvrtrokoch. Oslabovanie negatívneho vplyvu kurzového šoku bolo málo výrazné, dôsledkom čoho sa jeho dopad na vývoj peňažnej zásoby vytratil až v dlhom časovom období. V *Maďarsku* dôsledkom jednorazového pozitívneho kurzového šoku došlo s časovým odstupom dvoch štvrtrokov k postupnému znižovaniu peňažnej zásoby. Negatívny efekt šoku kulminoval po približne štyroch štvrtrokoch, pričom po ôsmich štvrtrokoch sa jeho efekt takmer úplne vytratil. V dlhom časovom období sa kurzový šok javil vo vzťahu k vývoju peňažnej zásoby ako neutrálny. Vplyvom pozitívneho kurzového šoku došlo v *Poľsku* s časovým odstupom vyše dvoch štvrtrokov k miernemu a tiahlemu poklesu peňažnej zásoby. Aj keď sa klesajúca tendencia vo vývoji peňažnej zásoby zastavila po takmer deviatich štvrtrokoch, negatívny dopad kurzového šoku sa nevytratil ani v dlhom časovom období, dôsledkom čoho sa jeho vplyv javil ako permanentný. Pomerne výraznú negatívnu reakciu na jednorazový kurzový šok sme mohli zaznamenať v podmienkach *Slovenskej republiky*. Aj napriek uvedenému sa pôsobenie šoku začalo s časovým odstupom dvoch štvrtrokov postupne vytrácať. Po takmer dvanástich štvrtrokoch sa negatívny dopad na vývoj peňažnej zásoby úplne vytratil, dôsledkom čoho sa pozitívny kurzový šok javil v dlhom období ako neutrálny.

V grafe 5.4 uvádzame priebeh impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv NEER na infláciu v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A).

Graf 5.4 Vplyv NEER na infláciu v krajinách strednej Európy (2000Q1-2007Q4)

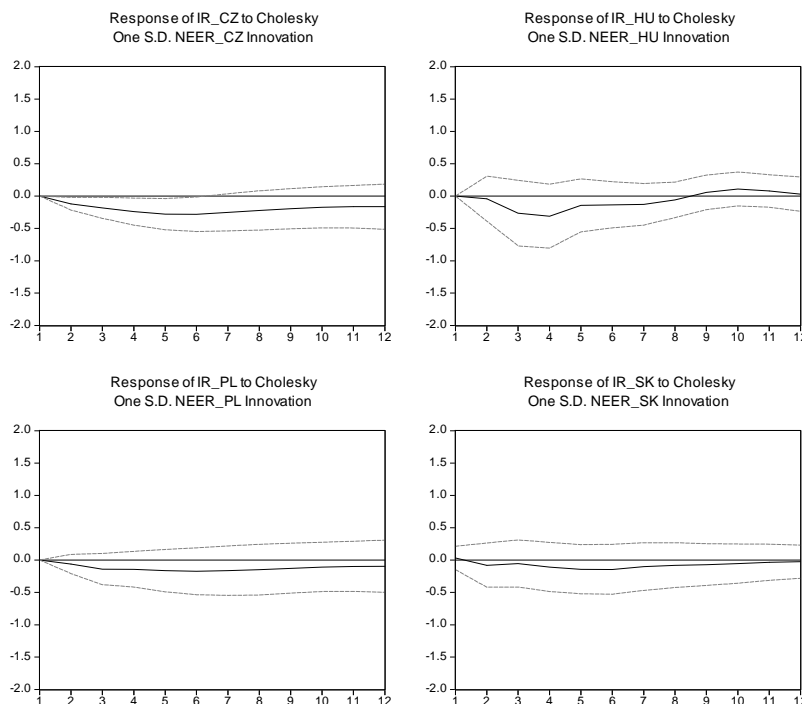


Prameň: Výpočty autora.

Na základe priebehov impulse-response funkcií možno konštatovať, že jednorazový pozitívny kurzový šok mal tendenciu spomaľovať vývoj inflácie v jednotlivých krajinách SE. Dôsledkom pôsobenia kurzového šoku došlo v *Českej republike* počas prvého až tretieho štvrťroku k pomerne citelnému zníženiu miery inflácie. Pozitívny vplyv kurzového šoku však mal len dočasný charakter, pričom k jeho zániku došlo s časovým odstupom takmer ôsmich štvrťrokov. V dlhom časovom období sa kurzový šok javil vo vzťahu k vývoju inflácie ako neutrálny. V *Maďarsku* došlo vplyvom pozitívneho kurzového šoku k poklesu miery inflácie až s odstupom vyše troch štvrťrokov. Efekt šoku kulminoval po piatich štvrťrokoch, pričom následne sa jeho efekt postupne vytrácal a po takmer deviatich štvrťrokoch úplne zanikol. Pomerne málo výrazné bolo pôsobenie jednorazového pozitívneho kurzového šoku na vývoj inflácie v *Poľsku*. Mierny pokles inflácie sme mohli zaznamenať s časovým odstupom vyše jedného štvrťroka. Efekt šoku sa následne postupne znižoval a po približne deviatich štvrťrokoch sa úplne vytratil. K okamžitému zníženiu inflácie došlo vplyvom kurzového šoku jedine v *Slovenskej republike*. Pozitívny vplyv šoku pritom kulminoval po približne troch štvrťrokoch a k jeho zániku došlo po takmer ôsmich štvrťrokoch. Z dlhodobého hľadiska sa vplyv kurzového šoku na vývoj inflácie javil ako neutrálny.

V grafe 5.5 prezentujeme priebeh impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv NEER na úrokové miery v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A).

Graf 5.5 Vplyv NEER na úrokové miery v krajinách strednej Európy (2000Q1-2007Q4)



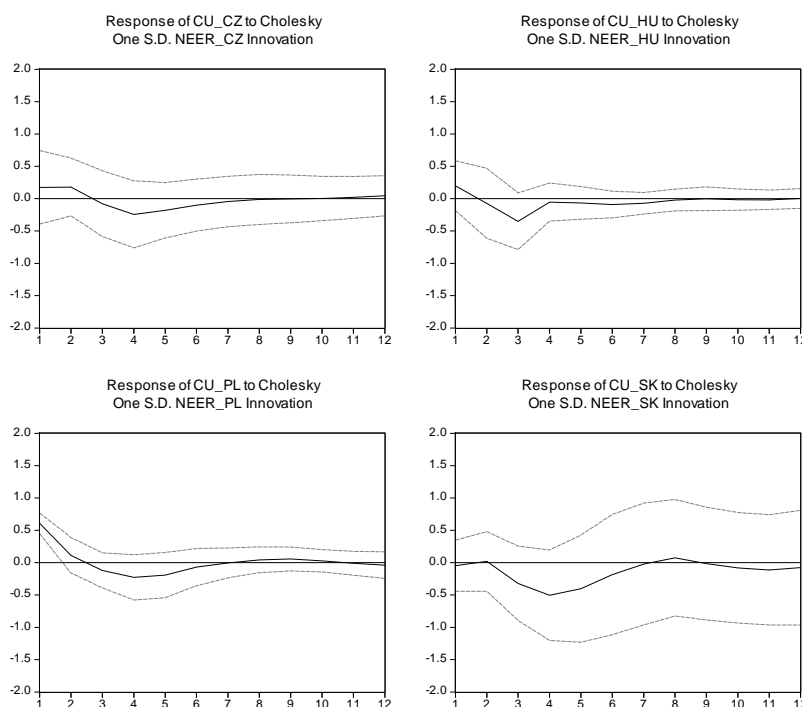
Prameň: Výpočty autora.

Z výsledkov priebehov impulse-response funkcií krátkodobých úrokových sadziieb v podmienkach jednotlivých krajín SE možno konštatovať, že jednorazový pozitívny kurzový šok mal tendenciu znižovať úrokové sadzby. V *Českej republike* sme pokles krátkodobej úrokovej miery mohli zaznamenať počas takmer prvých piatich štvrťrokov. Aj keď sa pozitívny dopad šoku na vývoj úrokovej miery následne postupne znižoval, jeho celkový vplyv sa úplne vytratil až dvadsiatich štvrťrokoch. Pozitívny kurzový šok spôsobil s časovým odstupom dvoch štvrťrokov pokles úrokovej miery aj v *Maďarsku*. Vplyv šoku mal však v tomto prípade podstatne krátkodobejší charakter, pričom kulminoval už po takmer dvoch štvrťrokoch. Následne sa jeho pôsobenie postupne vytrácalo a po takmer deviatich štvrťrokoch úplne zaniklo. Z dlhodobého hľadiska sa javil kurzový šok relatívne vo vzťahu k vývoju krátkodobej úrokovej miery ako neutrálny. V *Polsku* došlo dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho kurzového šoku s odstupom takmer dvoch štvrťrokov k postupnému a pomerne tiahlemu miernemu znižovaniu krátkodobej úrokovej miery. Pozitívny vplyv šoku kulminoval s časovým odstupom až šiestich štvrťrokov. Následne sa jeho efekt znižoval a po približne štrnástich štvrťrokoch sa úplne vytratil. Najmenej výrazný sa javil vplyv kurzového šoku na vývoj krátkodobej úrokovej miery v *Slovenskej republike*. K postupnému znižovaniu úrokovej miery dochádzalo od približne druhého štvrťroka. Po

šiestich štvrtrokoch sa efekt šoku začal zmiernovať a k jeho zániku došlo po vyše desiatich štvrtrokoch.

V grafe 5.6 uvádzame priebeh impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv NEER na bežný účet platobnej bilancie v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A).

Graf 5.6 Vplyv NEER na bežný účet platobnej bilancie v krajinách strednej Európy (2000Q1-2007Q4)



Prameň: Výpočty autora.

Priebehy impulse-response funkcií odrážajúce pôsobenie pozitívneho kurzového šoku na vývoj bežného účtu platobnej bilancie v jednotlivých krajinách SE v modeli A možno zhrnúť nasledovným spôsobom. Jednorazový apreciačný kurzový šok viedol v *Českej republike* s časovým odstupom takmer troch mesiacov k zhoršeniu vývoja na bežnom účte. Negatívne pôsobenie kurzového šoku malo na vývoj bežného účtu len dočasný charakter, nakoľko jeho vplyv sa úplne vytratil po približne ôsmich štvrtrokoch. Pozitívny kurzový šok sa premietol do zhoršenia salda bežného účtu v *Maďarsku*. Efekt šoku kulminoval po troch štvrtrokoch, pričom od štvrtého štvrtroku sa jeho deficitotvorné pôsobenie veľmi miernym tempom znižovalo. K úplnému neutralizovaniu jeho vplyvu došlo po takmer deviatich štvrtrokoch. Z dlhodobého hľadiska sa kurzový šok javil vo vzťahu k vývoju salda bežného účtu ako neutrálny. Obdobný priebeh pôsobenia kurzového šoku ako v *Českej republike* a *Maďarsku* sme mohli zaznamenať aj v *Poľsku*. Vplyv šoku sa v podobe zhoršenia vývoja na bežnom účte prejavilo až s časovým oneskorením vyše dvoch mesiacov. Negatívny trend vo vývoji salda bežného účtu pritom pretrvával len v krátkom období a po takmer siedmich

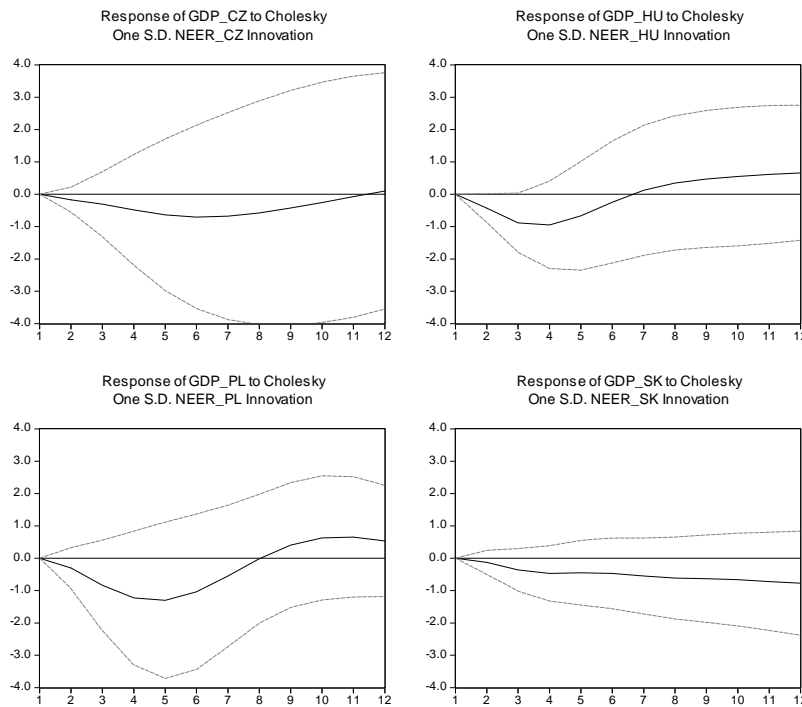
mesiacoch zanikol. S časovým odstupom vyše dvoch štvrt'rokov sa dôsledkom pozitívneho kurzového šoku zhoršil vývoj na bežnom účte aj v *Slovenskej republike*. Efekt šoku bol pomerne výrazný a kulminoval po približne štyroch štvrt'rokoch. V relatívne krátkom období, po siedmich štvrt'rokoch, negatívny vplyv šoku zanikol.

Záveru odhadnutého priebehu impulse-response funkcií jednotlivých endogénnych premenných v krajinách SE odrážajúce pôsobenie jednorazového pozitívneho kurzového šoku počas predkrízového obdobia (model A) možno zhrnúť nasledovným spôsobom. Kurzový šok mal tendenciu pôsobiť na reálny output negatívne. V Českej republike, Poľsku a Slovenskej republike sa počiatočná reakcia reálneho outputu javila ako veľmi mierna, avšak výrazné rozdiely sme mohli zaznamenať v dĺžke trvania negatívneho efektu kurzového šoku. K najvýraznejšiemu poklesu reálneho outputu došlo vplyvom kurzového šoku v Maďarsku (výkonnosť maďarskej ekonomiky pritom bola spomedzi všetkých štyroch krajín v rámci sledovaného obdobia najnižšia pri najvyšších priemerných schodkoch bežného účtu), pričom sa však tento vplyv javil ako dočasný. Podľa očakávania³ bol apreciačný kurzový šok spojený s poklesom peňažnej zásoby vo všetkých štyroch ekonomikách. S výnimkou Maďarska sa efekt kurzového šoku na peňažnú zásobu javil z časového hľadiska dlhodobejší (v Poľsku dokonca permanentný), ako jeho vplyv na reálny output. Podstatne citlivejšia, avšak krátkodobejšia, bola reakcia inflácie na pozitívny kurzový šok. V menších ekonomikách, akými sú Česká republika a Slovenská republika, pritom náhly kurzový šok pôsobil na infláciu s menším časovým oneskorením a výraznejšie. Dôsledkom pôsobenia pozitívneho kurzového šoku došlo k poklesu krátkodobej úrokovej miery s malým časovým oneskorením oproti reakcii miery inflácie vo všetkých krajinách, s výnimkou Maďarska. Vplyv kurzového šoku na úrokové miery sa pritom javil ako trvácnejší v porovnaní s jeho pôsobením na mieru inflácie. V súlade s našimi očakávaniami pôsobil apreciačný kurzový šok na vývoj bežného účtu platobnej bilancie. Aj keď následkom zhoršenia vonkajšej cenovej konkurencieschopnosti (posilnenie domácej meny v dôsledku kurzového šoku) došlo k zhoršeniu salda na bežnom účte, efekt šoku v čase sa medzi jednotlivými krajinami líšil. Vo všetkých ekonomikách, bola počiatočná reakcia salda bežného účtu na pozitívny kurzový šok, kladná (resp. neutrálna v prípade Slovenskej republiky). Počiatočný krátkodobý pozitívny vplyv na vývoj bežného účtu možno vnímať ako efekt obrátenej J-krivky⁴, kedy časť importov a exportov nereaguje v krátkom období na zmeny cien importu a exportu pružne. Aj keď sa saldo bežného účtu platobnej bilancie vplyvom kurzového šoku zhoršilo, s odstupom času vo všetkých štyroch ekonomikách, negatívny efekt sa javil ako dočasný.

V grafe 5.7 prezentujeme priebeh impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv NEER na HDP v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

³ V súlade s priebehom odoziev jednotlivých endogénnych premenných možno zníženie peňažnej zásoby v jednotlivých krajinách SE objasniť ako poklesom transakčného dopytu po peniazoch, miery inflácie, tak aj zhoršením salda bežného účtu platobnej bilancie.

⁴ Tradičný výklad reakcie salda bežného účtu platobnej bilancie na zmenu menového kurzu v čase vychádza z predpokladu, že dôsledkom nízkej pružnosti exportov a importov na zmeny cien exportov a importov vyvolané devalváciou domácej meny, dôjde v krátkom období k zhoršeniu salda na bežnom účte (prevaha objemového efektu), pričom pozitívny efekt na vývoj bežného účtu sa dostaví až s narastajúcim časovým odstupom (prevaha cenového efektu).

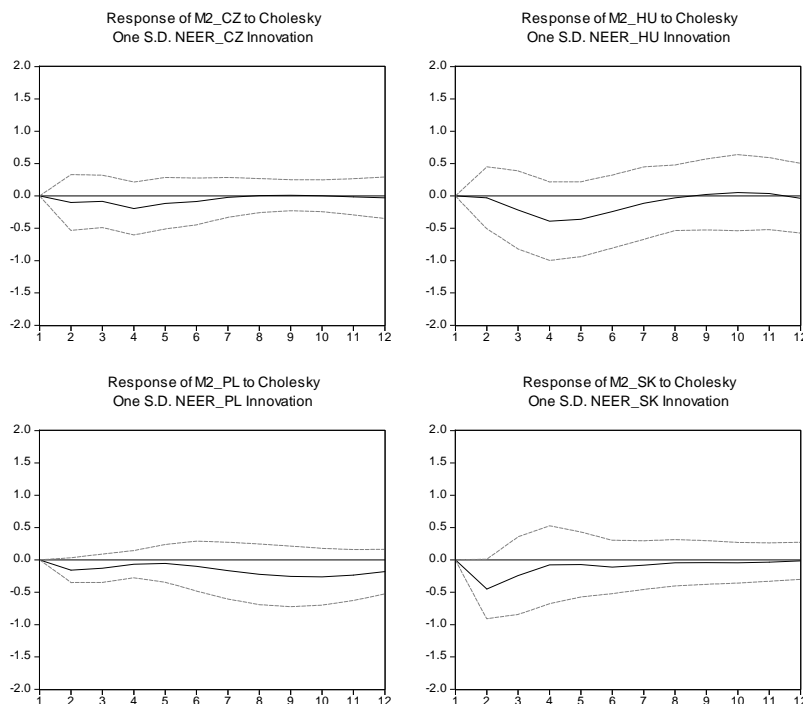
Graf 5.7 Vplyv NEER na HDP v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)

Prameň: Výpočty autora.

Vplyvom krízového obdobia možno na základe priebehu impulse-response funkcií v krajinách SE sledovať výraznejšie zmeny v reakciách reálneho outputu na jednorazový pozitívny kurzový šok. Pôsobenie pozitívneho kurzového šoku sa v *Českej republike* začalo prejavovať poklesom reálneho outputu s odstupom vyše jedného štvrťroka. Negatívny vplyv šoku síce v porovnaní s modelom A trval kratšie, avšak v krátkom období bol intenzívnejší. Efekt šoku pritom kulminoval po približne šiestich štvrťrokoch a k jeho úplnému zániku došlo po takmer jedenástich štvrťrokoch. Nábehová fáza pôsobenia pozitívneho kurzového šoku na vývoj reálneho outputu v *Maďarsku* v modeli B bola porovnateľná s predkrízovým obdobím. Negatívny vplyv šoku však kulminoval skôr (po štyroch štvrťrokoch) a trval kratšie, pričom k jeho zániku došlo po takmer siedmich štvrťrokoch. V *Polsku* sme dôsledkom rozšírenia analyzovaného obdobia o krízové roky mohli zaznamenať najvýraznejšiu zmenu v reakcii reálneho outputu na jednorazový pozitívny kurzový šok. S časovým odstupom vyše jedného štvrťroka došlo k postupnému výraznému poklesu reálneho outputu. Efekt šoku kulminoval po približne piatich štvrťrokoch. Po ôsmich štvrťrokoch sa negatívne pôsobenie kurzového šoku na vývoj reálneho outputu vytratilo a šok sa v dlhom období javil ako neutrálny. Na rozdiel od predkrízového obdobia sme v *Slovenskej republike* v modeli B mohli vplyvom kurzového šoku s odstupom takmer dvoch štvrťrokov zaznamenať postupný pokles reálneho outputu. S narastajúcim časovým odstupom sa však vplyv šoku nevytrácal (klesajúca tendencia vo vývoji reálneho outputu sa pritom zastavila po necelých pätnástich štvrťrokoch) a v dlhom časovom období sa preto javil ako permanentný.

V grafe 5.8 uvádzame priebeh impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv NEER na peňažnú zásobu v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

Graf 5.8 Vplyv NEER na peňažnú zásobu v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



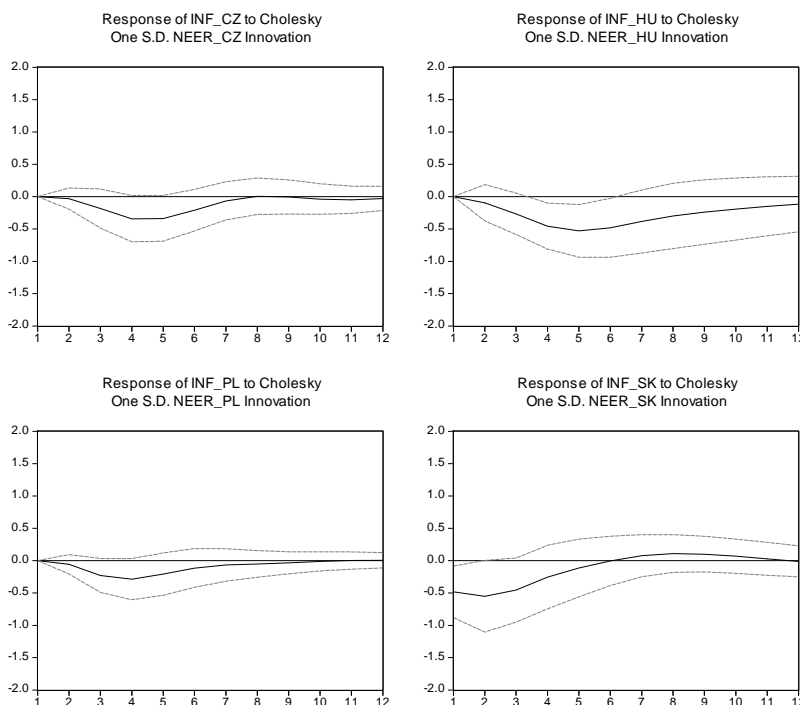
Prameň: Výpočty autora.

Rozšírenie obdobia pre analýzu priebehov impulse-response funkcií odrážajúcich pôsobenie jednorazového pozitívneho kurzového šoku na vývoj peňažnej zásoby v krajinách SE viedlo k nasledovným zisteniam. Trvanlivosť pôsobenia pozitívneho kurzového šoku v *Českej republike* sa v modeli B výrazne skrátila (efekt šoku sa vytratil už po takmer ôsmich štvrtrokoch). Počiatočný krátkodobý vplyv šoku súčasne narastal postupne, pričom jeho negatívny efekt kulminoval po približne štyroch štvrtrokoch. Po takmer ôsmich štvrtrokoch sa pôsobenie šoku úplne vytratil. Negatívny vplyv kurzového šoku na vývoj peňažnej zásoby v *Maďarsku* sa vplyvom krízového obdobia mierne oneskoril. V kulminačnom bode, ktorý dosiahol po vyše štyroch mesiacoch, bol jeho negatívny efekt o niečo vyšší ako v predkrízovom období. V dlhom časovom období sa kurzový šok javil relatívne k vývoju peňažnej zásoby ako neutrálny. Pôsobením jednorazového pozitívneho kurzového šoku začala peňažná zásoba v *Poľsku* mierne klesať s odstupom vyše jedného štvrtroka. Efekt šoku kulminoval po približne deviatich štvrtrokoch (jeho krátkodobý negatívny vplyv bol však v porovnaní s predkrízovým obdobím menej stabilný), pričom následne sa jeho negatívny vplyv mierne oslaboval a v dlhom období úplne zanikol. Pozitívny kurzový šok viedol v *Slovenskej republike* počas prvých dvoch štvrtrokov k miernemu zníženiu peňažnej zásoby. Negatívne pôsobenie šoku však v malo v porovnaní s predkrízovým obdobím krátkodobejší

efekt, keď počas druhého až štvrtého štvrťroka došlo k jeho výraznému oslabeniu. Vplyv šoku sa úplne vytratil po približne ôsmich štvrťrokoch, pričom v dlhom časovom období sa už vo vzťahu k vývoju peňažnej zásoby javil ako neutrálny.

V grafe 5.9 prezentujeme priebeh impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv NEER na infláciu v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

Graf 5.9 Vplyv NEER na infláciu v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



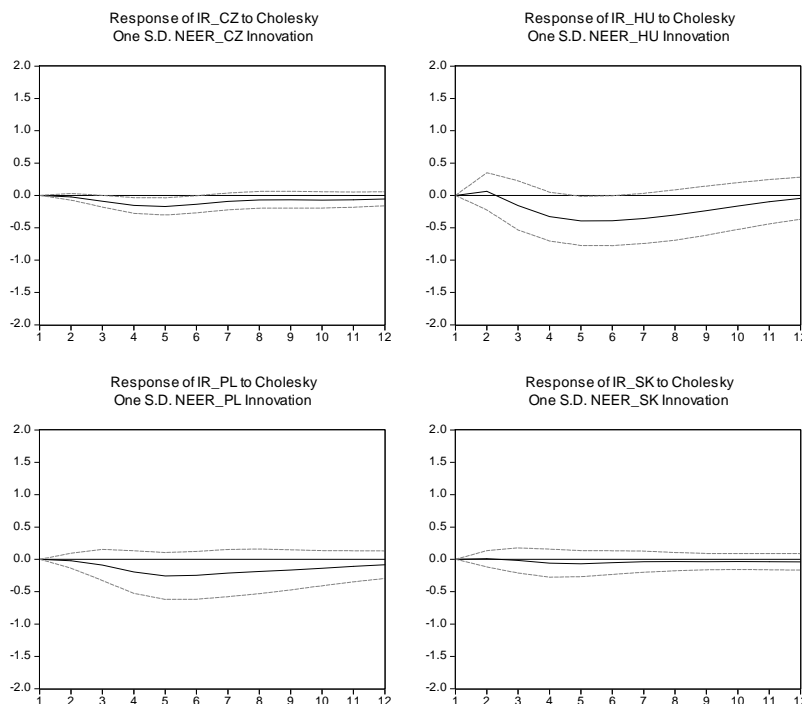
Prameň: Výpočty autora.

Analýza priebehu impulse-response funkcií miery inflácie v jednotlivých krajinách SE v rámci rozšíreného obdobia indikovala zreteľné zmeny v reakciách inflácie na jednorazový pozitívny kurzový šok. Miera inflácie v *Českej republike* zareagovala na kurzový šok s odstupom takmer dvoch štvrťrokov postupným klesaním. Celkový dezinflačný efekt sa pritom javil byť miernejší a krátkodobejší. Pozitívny vplyv kurzového šoku na vývoj inflácie sa vytratil po vyše siedmich štvrťrokoch a z dlhodobého hľadiska sa preto javil ako dočasný. Vplyvom pozitívneho kurzového šoku sme s odstupom vyše jedného štvrťroka mohli v *Maďarsku* zaznamenať znižovanie miery inflácie. Efekt šoku kulminoval po približne piatich štvrťrokoch a následne sa miernym tempom postupne vytrácal, pričom v dlhom časovom období sa javil ako neutrálny. S miernym oneskorením (dva štvrťroky) zareagovala miera inflácie v *Poľsku* na jednorazový pozitívny kurzový šok. Dezinflačný vplyv šoku sa javil len ako dočasný, keď po kulminácii v štvrtom štvrťroku sa jeho pozitívny vplyv na vývoj inflácie následne vytrácal a po siedmich štvrťrokoch úplne zanikol. Pozitívny kurzový šok viedol k okamžitému, pomerne výraznému poklesu miery inflácie v *Slovenskej republike*.

Efekt šoku sa však s narastajúcim časovým odstupom znižoval a k jeho úplnému zániku došlo po približne šiestich štvrťrokoch. Pôsobenie šoku na vývoj inflácie sa v dlhom období javilo ako neutrálne.

V grafe 5.10 uvádzame priebeh impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv NEER na úrokové miery v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

Graf 5.10 Vplyv NEER na úrokové miery v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



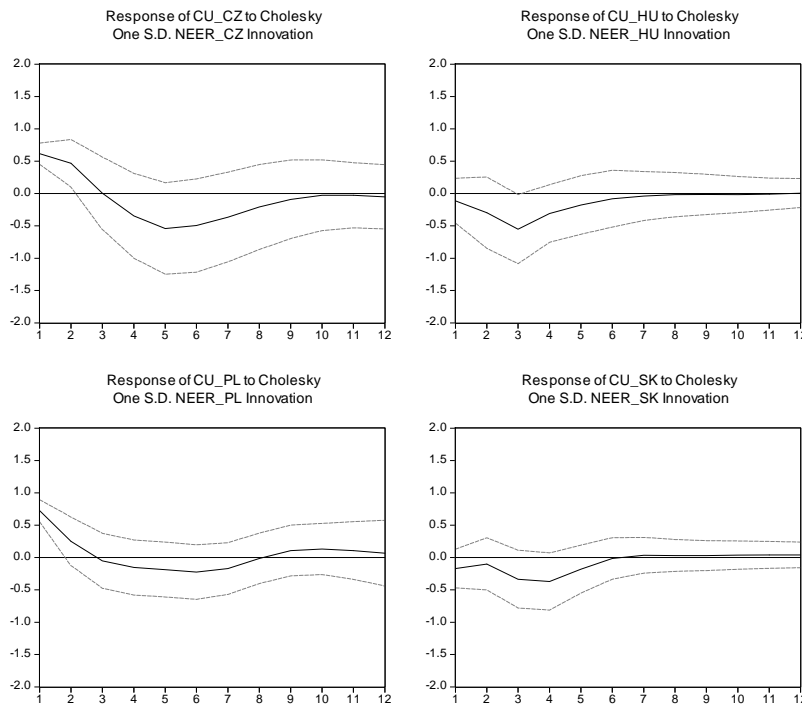
Prameň: Výpočty autora.

Analýza priebehu impulse-response funkcií krátkodobých úrokových sadziieb v rámci obdobia rozšíreného o krízové roky priniesla nasledovné zistenia. S časovým odstupom približne dvoch štvrťrokov došlo v *Českej republike* vplyvom kurzového šoku k pomerne málo výraznému poklesu krátkodobej úrokovej miery. Po vyše piatich štvrťrokoch od vzniku šoku sa jeho pozitívny vplyv začal postupne vytrácať, avšak k jeho úplnému zániku došlo až po takmer osemnástich štvrťrokoch. Obdobne aj v *Maďarsku* sme s odstupom vyše dvoch štvrťrokov mohli zaznamenať tendenciu k znižovaniu úrokovej miery dôsledkom pôsobenia pozitívneho kurzového šoku. Vplyv šoku sa javil byť pomerne výrazný, pričom kulminoval po vyše piatich štvrťrokoch. Celkový efekt šoku sa následne s narastajúcim časovým odstupom znižoval a po vyše dvanástich štvrťrokoch úplne zanikol. V dlhom časovom období sa kurzový šok javil ako neutrálny. Jednorazový pozitívny kurzový šok viedol v *Poľsku* s odstupom vyše dvoch štvrťrokov k poklesu krátkodobej úrokovej miery. Vplyv šoku sa následne mierne posilňoval, pričom po dosiahnutí svojho ultima po približne piatich

štvrtrokoch sa už jeho vplyv naďalej oslaboval a po približne štrnástich štvrtrokoch úplne zanikol. Krátkodobé pôsobenie pozitívneho kurzového šoku na vývoj krátkodobej úrokovej miery sa v podmienkach *Slovenskej republiky* javilo ako zanedbateľné už v krátkom období. K veľmi malému poklesu úrokovej miery došlo medzi tretím až piatym štvrtrokom od pôsobenia šoku. Aj keď minimálny, avšak pozitívny vplyv kurzového šoku na krátkodobú úrokovú mieru sa zachoval aj v dlhom časovom období, dôsledkom čoho možno efekt šoku považovať za permanentný.

V grafe 5.11 prezentujeme priebeh impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv NEER na bežný účet platobnej bilancie v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B).

Graf 5.11 Vplyv NEER na bežný účet platobnej bilancie v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



Prameň: Výpočty autora.

Výsledky analýzy pôsobenia pozitívneho kurzového šoku na vývoj bežného účtu platobnej bilancie v jednotlivých krajinách SE v rámci modelu B možno zhrnúť nasledovným spôsobom. Dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho kurzového šoku došlo v *Českej republike* k mierne oneskorenému, avšak celkovo pomerne výraznému zhoršeniu bilancie na bežnom účte. Efekt šoku kulminoval po približne piatich štvrtrokoch, pričom k jeho zániku došlo s časovým odstupom vyše desiatich štvrtrokov. K pomerne výraznému zhoršeniu salda bežného účtu došlo v *Maďarsku* vplyvom pôsobenia pozitívneho kurzového šoku. Počas dvoch nasledovných štvrtrokov sa negatívny dopad šoku na saldo bežného účtu výrazne

zhoršil. Pôsobenie šoku sa následne vytrácalo a k obnoveniu rovnováhy na bežnom účte došlo po necelých ôsmich štvrtrokoch. V rámci rozšíreného obdobia vykazovala nábehová fáza pôsobenia pozitívneho kurzového šoku na bežný účet *Pol'ska* výrazne podobné črty s predkrízovým obdobím. Zhoršenie vývoja na bežnom účte však vplyvom kurzového šoku pretrvávalo dlhšie, pričom negatívny trend sa úplne vytratil s časovým odstupom ôsmich štvrtrokov. Vplyvom pozitívneho kurzového šoku došlo k zhoršeniu bilancie bežného účtu aj v *Slovenskej republike*. Okamžitý negatívny efekt sa pritom s odstupom jedného štvrtroka ďalej prehĺbil, pričom celkovo kulminoval s časovým odstupom štyroch štvrtrokov. Vplyv kurzového šoku sa v krátkom období pomerne rýchlo vytratil. Vo všetkých štyroch krajinách sa pôsobenie kurzového šoku na vývoj salda bežného účtu platobnej bilancie v rámci rozšíreného obdobia javilo v dlhom období ako neutrálne.

Rozšírenie obdobia o krízové roky pre účely analýzy pôsobenia pozitívneho kurzového šoku na vybrané ekonomické premenné krajín SE bolo sprevádzané prevažne zvýšenou citlivosťou sledovaných ekonomických premenných na exogénny šok, ako aj skrátením obdobia, počas ktorého pretrvával efekt exogénneho šoku. V rámci rozšíreného obdobia sa citlivosť reálneho outputu na kurzový šok výrazne zvýšila v *Pol'sku* (negatívny, avšak len dočasný vplyv). Nárast negatívneho dopadu sme mohli zaznamenať aj v *Českej republike* a *Slovenskej republike* (v porovnaní s *Pol'skom* však mal miernejší, ale tiahlejší charakter), pričom v *Slovenskej republike* sa efekt šoku javil dokonca ako permanentný. V *Maďarsku* sa vplyv kurzového šoku na reálny output javil ako celkovo miernejší a krátkodobejší. V *Maďarsku* a *Pol'sku* sa veľkosť efektu pozitívneho kurzového šoku na vývoj peňažnej zásoby výraznejšie nezmenil, avšak najmä v *Maďarsku* sa vplyv prejavil s predstihom približne jedného štvrtroka oproti modelu A. V *Českej republike* aj *Slovenskej republike* bola nábehová fáza pôsobenia kurzového šoku na vývoj peňažnej zásoby miernejšia a samotné trvanie šoku kratšie, dôsledkom čoho sa celkové pôsobenie šoku v porovnaní s predkrízovým obdobím javilo ako menej intenzívne. Ani vplyv pozitívneho kurzového šoku na vývoj miery inflácie nemožno pri porovnaní modelov A a B medzi jednotlivými krajinami SE hodnotiť jednotne. Na druhej strane sme však v charaktere pôsobenia pozitívneho kurzového šoku na vývoj úrokových sadzieb v modeli B mohli zaznamenať výrazne podobné črty ako v prípade peňažnej zásoby. V *Českej republike* a *Slovenskej republike* sa pôsobenie kurzového šoku na vývoj miery inflácie a krátkodobej úrokovej miery v modeli B javilo ako menej výrazné a trvalo kratšie obdobie (v *Slovenskej republike* bol dokonca vplyv na úrokovú mieru v modeli B minimálny). V *Maďarsku* sa negatívny vplyv kurzového šoku prejavil v rozšírenom období skôr a bol výraznejší (čo do intenzity aj trvácnosti). V *Pol'sku* sa efekt kurzového šoku vplyvom krízového obdobia zvýraznil, avšak trval kratšie obdobie. Krízové roky zvýraznili deficitotvorný vplyv kurzového šoku na vývoj bežného účtu platobnej bilancie v jednotlivých krajinách SE, s výnimkou *Slovenskej republiky*.

5.4. Zhrnutie

Menové kurzy ovplyvňovali vývoj základných ekonomických premenných v krajinách SE v súlade s empirickými predpokladmi. Súčasne je zrejmé, že napriek podobnosti základných tendencií v reakciách na pozitívny kurzový šok, ktoré sme mohli zaznamenať

v prípade reálneho outputu, peňažnej zásoby, miery inflácie, krátkodobej úrokovej miery a salda bežného účtu platobnej bilancie existujú určité rozdiely v intenzite a trvácnosti efektu exogénneho šoku.

Negatívne pôsobenie kurzového šoku na reálny output v krátkom období sa počas predkrízového obdobia javilo ako málo výrazné (s výnimkou Maďarska). Napriek tomu, že poľská ekonomika dosahovala najnižšiu úroveň vonkajšej obchodnej otvorenosti, negatívny dopad kurzového šoku na reálny output sa počas rozšíreného obdobia javil ako najvýraznejší. Pokles reálneho outputu Slovenskej republiky, ktorá v roku 2009 prijala euro, sa vplyvom kurzového šoku javil dokonca ako trvalý. Výrazná zmena podmienok, ktorú na domáce trhy vniesla hospodárska kríza, vytvorila priestor pre pôsobenie vonkajších a vnútorných asynchrónnych vplyvov, ktorých zmiešaný efekt sa preniesol do medzi jednotlivými krajinami SE vzájomne sa líšiacej reakcie reálneho outputu.

Porovnanie reakcií reálneho outputu a peňažnej zásoby v rámci oboch modelov (modelov A a B) pri jednotlivých krajinách SE naznačuje, že zmeny v reálnom outpute vyvolané pôsobením pozitívneho kurzového šoku nekorešpondovali 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.

Reakcie mier inflácie a úrokových sadzieb sa v jednotlivých krajinách pre obidva modely javili, odhliadnuc od miernych časových posunov v reakciách na kurzový šok, ako pomerne úzko previazané. Výnimkou v tomto prípade je Slovenská republika, kde aj napriek výraznejšej okamžitej reakcii miery inflácie na pozitívny kurzový šok, došlo dôsledkom jeho pôsobenia v rámci rozšíreného obdobia len k minimálnemu poklesu úrokovej miery. Možno predpokladať, že nízka citlivosť krátkodobej úrokovej miery v Slovenskej republike bola v rámci modelu B spôsobená nahradením domácej (trojmesačnej) medzibankovej úrokovej miery v modeli medzibankovou mierou EURIBOR (viď kapitola 2.4) kvôli vstupu krajiny do eurozóny⁵ v roku 2009.

Negatívne pôsobenie kurzového šoku na vývoj salda bežného účtu platobnej bilancie v jednotlivých krajinách SE bolo umocnené zahrnutím krízových rokov pre analyzované obdobie v rámci modelu B. V Českej republike a Poľsku sme súčasne mohli zaznamenať výrazný prejav efektu, ktorý je známy ako J-krivka. Aj v tomto prípade možno nárast významu tohto asynchrónneho efektu v rámci rozšíreného obdobia (v rámci modelu A sme tento efekt mohli zaevidovať aj v podmienkach Maďarska) spojiť s nárastom neistoty na domácich a zahraničných trhoch, ktorá sa prejavila zvýšenou nepružnosťou ekonomických subjektov na náhly pozitívny kurzový šok. Zvýšenie významu kurzového šoku pri determinácii vývoja bežného účtu odráža aj predĺženie jeho deficitotvorného efektu

⁵ Už počas obdobia pred vstupom Slovenskej republiky do eurozóny mali krátkodobé úrokové miery na medzibankovom trhu depozít tendenciu konvergovať k úrokovým mieram v eurozóne, čo možno považovať za výrazný faktor ich zníženej citlivosti na exogénne šoky už pred samotným prijatím eura.

v jednotlivých krajinách, s výnimkou Slovenskej republiky, kde sa efekt šoku v modeli B skrátil a celkovo znížil. Túto skutočnosť možno čiastočne pripísať vplyvu zavedenia eura a s tým súvisiacej stabilizácii kurzových očakávaní ekonomických subjektov v období krátko pred prechodom na euro.

6. MENOVÉ KURZY A PRENÁŠANIE VONKAJŠÍCH INFLAČNÝCH TLAKOV

Schopnosť menového kurzu prenášať pôsobenie vonkajších šokov na domácu ekonomiku predstavuje v odborných kruhoch jednu z najdiskutovanejších tém a to nielen v súvislosti s prebiehajúcim procesom menovej integrácie v podmienkach jednotného trhu EÚ, ale aj negatívnymi dôsledkami hospodárskej krízy. Krajiny SE, ktoré prijali záväzok participovať na projekte spoločnej meny, eure, prirodzene zvažujú pozitívne a negatívne aspekty participácie na jednotnej mene. Osobitnú pozornosť pritom kandidátske krajiny venujú časovej náročnosti jednotlivých krokov vedúcich k ich pripravenosti na vzdanie sa menovej suverenity. Termín predpokladaného vstupu Českej republiky, Maďarska a Poľska do EMÚ sa v kontexte ich pripravenosti, výrazne poznamenanej dôsledkami hospodárskej krízy (udržateľnosť plnenia maastrichtských konvergenčných kritérií sa v týchto krajinách výrazne zhoršila), ako aj samotných vnútorných problémov eurozóny (osobitne dlhovej krízy, ktorá poznamenala výkonnosť eurozóny a stabilitu eura), javí v tomto čase ako pomerne neistý. Na druhej strane je však vhodné v kandidátskych krajinách⁴¹ analyzovať široké spektrum efektov spojených so stratou menovej autonómie a osobitne vplyvov rezultujúcich zo vzdania sa flexibility menových kurzov národných mien po prijatí eura. Aj keď sú menové kurzy týchto krajín výrazne ovplyvňované vývojom menového kurzu eura na medzinárodných devízových trhoch, ich pohyblivosť im umožňuje odrážať pôsobenie podnetov spojených s domácim ekonomickým vývojom.

Spomedzi mnohých podnetov, ktoré menový kurz prenáša z vonkajšieho ekonomického prostredia do domácej ekonomiky, sa v rámci tejto kapitoly zameriame na analýzu vplyvu vonkajších cenových podnetov na vývoj domácich cenových indexov. Zásadnú úlohu v rámci tohto cenového transmisného mechanizmu, označovaného ako tzv. pass-through efekt, zohráva menový kurz. Rozsah pass-through efektu menového kurzu pritom zvýrazňuje jeho význam pri absorbovaní, prípadne akcelerácii vonkajších cenových podnetov osobitne v situáciách, keď je menový kurz domácej meny menej senzitívny na pôsobenie vonkajších nominálnych premenných. Poznanie mechanizmu prenosu vonkajších vplyvov do vývoja domácej cenovej hladiny pritom možno považovať za kľúčový aspekt rozhodovania o voľbe vhodného systému menových kurzov. S ohľadom na skupinu ekonomík z regiónu SE, ktorej v súvislosti s pôsobením pass-through efektu venujeme pozornosť, môže analýza pass-through efektu menového kurzu ich národných mien prispieť k diskusii o možných dôsledkoch straty menovej autonómie⁴².

V rámci tejto kapitoly budeme analyzovať schopnosť menových kurzov tmiť, prípadne posilňovať prenos vonkajších inflačných tlakov do domáceho prostredia v jednotlivých krajinách SE. Cieľom takto sformulovaného zámeru bude posúdiť vonkajší cenový absorpčný, resp. akceleračný potenciál menových kurzov vo vzťahu k cenovému vývoju v domácom cenovom okruhu vo všetkých štyroch ekonomikách. Na tento účel

⁴¹ Keďže Slovenská republika sa stala členom eurozóny až v roku 2009 a teda významnú časť obdobia zahrnutého do analýzy vybraných efektov menových kurzov bola v pozícii kandidátskej krajiny, zaradíme ju v rámci tejto kapitoly do skupiny krajín, v ktorej budeme posudzovať vybrané dopady vyplývajúce zo strany menovej autonómie.

⁴² V podmienkach Slovenskej republiky nám analýza pass-through efektu menového kurzu v rámci modelov A a B umožní zohľadniť nielen vplyv krízového obdobia na prezentované výsledky, ale čiastočne aj efekt prijatia eura.

využijeme neohraničený VAR model korektne identifikovaný prostredníctvom Choleskyho dekompozície matice rezíduí v redukovanej podobe. Takýto prístup nám umožní izolovať štruktúrne šoky pôsobiace na jednotlivé endogénne premenné modelu. Následne vypočítame dekompozíciu variancie a priebehy impulse-response funkcií endogénnych premenných so zámerom posúdiť rozsah pass-through efektu menových kurzov, t.j. pôsobenie menových kurzov pri prenášaní vonkajších inflačných tlakov zo zahraničných cien dovozu (použijeme index cien dovážaných tovarov denominovaných v zahraničnej mene) na domáce cenové indexy (využijeme index spotrebiteľských cien, index cien výrobcov a jednotkové náklady práce). Pre otestovanie robustnosti výsledkov implementujeme do modelov pre jednotlivé krajiny rôzne poradie endogénnych premenných. Súčasťou analýzy bude odhad modelov pre jednotlivé krajiny SE s dvoma rôznymi časovými úsekmi pre analýzu pass-through efektu menových kurzov. V modeli A použijeme časové rady za obdobie rokov 2000 až 2007 a v modeli B použijeme časové rady za obdobie rokov 2000 až 2010. Porovnanie výsledkov v oboch modeloch nám umožní posúdiť vplyv krízového obdobia na charakter a veľkosť pass-through efektu menových kurzov v jednotlivých krajinách SE.

6.1. Pass-through efekt menového kurzu

Pass-through efekt vo svojej tradičnej podobe zachytáva vzájomnú prepojenosť medzi vývojom nominálneho menového kurzu a domácou infláciou. Pre komplexnejší odhad pass-through efektu je vhodné do analýzy zahrnúť rôzne cenové indexy, čo umožňuje posúdiť efekt kurzového šoku na ceny na rôznych úrovniach distribučného cenového reťazca (t.j. ako sa cenový podnet prejavuje na reakciách rôznych cenových indexov). V empirických štúdiách je pass-through efekt skúmaný v dvoch rovinách. V prvej fáze možno skúmať vplyv zmien menového kurzu na ceny dovozu (denominované v domácej mene). V druhom kroku následne dochádza ku skúmaniu reakcií domácich cenových indexov na podnety vysielané dovoznými cenami.

V rámci kapitoly sa zameriame na rozšírenú analýzu upraveného pass-through efektu menových kurzov, ktorú rozdelíme na dva kroky. Okrem posúdenia vplyvu kurzového šoku na vybrané domáce cenové indexy (CPI, PPI a ULC) zahrnieme do analýzy predpoklad samotného vzniku kurzového šoku. Vychádzame pritom z relevantnej úvahy, že príčinou zmeny menového kurzu, ktorej efekt v domácom cenovom okruhu budeme následne skúmať, bol vplyv vonkajšieho cenového indexu (pre tento účel sme zvolili index zahraničných cien dovozu⁴³, t.j. cien dovozu denominovaných v zahraničnej mene). Následne predpokladáme, že náhla zmena (zvýšenie) zahraničného cenového indexu spôsobí zhodnotenie menového kurzu domácej meny⁴⁴. Ak by k zhodnoteniu menového kurzu domácej meny nedošlo, zvýšenie zahraničných cien dovozu by sa premietlo do nárastu domácich cien. Posilnenie menového

⁴³ V empirických štúdiách sa pre tento zámer pomerne často využívajú najmä indexy zachytávajúce pohyby svetových (zahraničných) cien energií, cien kľúčových importných komodít, medziproduktov alebo finálnych výrobkov.

⁴⁴ Na základe tejto úvahy sa pri zvýšení zahraničných cien dovozu premietnu nižšie výdavky na import do poklesu dopytu po zahraničnej mene, následkom čoho dôjde k zhodnoteniu domácej meny. Súčasne možno predpokladať, že menový kurz nezareaguje na šok zahraničných cien dovozu posilnením okamžite, kvôli oneskorenej reakcii ekonomických subjektov na strane dovozu tovarov, resp. „správnym“, všeobecne očakávaným smerom kvôli neurčitým očakávaniam ekonomických subjektov.

kurzu domácej meny tak v tomto prípade prispeje k zmierneniu, resp. úplnému eliminovaniu negatívnych tlakov v domácom cenovom okruhu spôsobených zahraničným inflačným impulzom.

V prvom kroku je potrebné odhadnúť príspevky zahraničného cenového indexu k variabilite menového kurzu prostredníctvom dekompozície jeho variancie. To nám umožní posúdiť, aký význam možno pripísať zahraničnému cenovému indexu pri objasňovaní nepredpokladaných výkyvov vo vývoji menového kurzu. Následne zostavíme priebeh impulse-response funkcie menového kurzu, čo nám umožní zistiť reakciu menového kurzu na jednorazový, prípadne kumulatívny (pozitívny) šok spôsobený zahraničným cenovým indexom. Možno konštatovať, že menový kurz absorbuje, či neutralizuje vonkajší cenový šok tým výraznejšie, čím dynamickejšie zareaguje (správnym smerom, t.j. v tomto prípade apreciáciou) na jeho podnet⁴⁵. Analogicky potom menový kurz prenesie, či akceleruje vonkajší cenový šok tým viac, čím výraznejšie zareaguje na jeho podnet. Vysoký (nízky) príspevok vonkajšieho cenového šoku k variabilite menového kurzu následne absorpčný, resp. akceleračný efekt menového kurzu na domáce cenové indexy zvýši (zníži).

V druhom kroku vypočítame príspevky menového kurzu k variabilite domácich cenových indexov. Odhad priebehov impulse-response funkcií jednotlivých domácich cenových indexov nám umožní zistiť ich reakciu na jednorazový, prípadne kumulatívny (pozitívny) šok spôsobený menovým kurzom. Keďže podnetom k zmene v domácich indexoch je apreciačný kurzový šok, očakávame pozitívny dopad na domáce cenové indexy. Intenzita pass-through efektu menových kurzov je potom o to výraznejšia, o čo menej dynamicky poklesnú domáce cenové indexy vplyvom kurzového šoku.

6.2. Pass-through efekt menového kurzu v empirických štúdiách

Pôsobenie exogénnych šokov na menové kurzy sa stalo významným predmetom akademických diskusií krátko po rozpade Bretton-Woodskeho systému pevných menových kurzov na začiatku 70. rokov 20. storočia. Neistota na medzinárodných devízových trhoch spoločne s vyššou volatilitou menových kurzov viedla k nárastu citlivosti domácich ekonomík na tendencie vo vývoji v ekonomikách ich významných obchodných partnerov, ako aj na fluktuácie kurzov mien najvýznamnejších svetových ekonomík. Nárast pozornosti vyvolalo skúmanie prepojenia, známeho ako pass-through efekt menových kurzov, medzi pohybmi menových kurzov a cenovými prispôbeniami v sektore obchodovateľných tovarov (Lian, 2007). Toshitaka (Toshitaka, 2006) skúmal pass-through efekt menových kurzov v šiestich najvýznamnejších svetových priemyselných krajinách prostredníctvom stochastického modelu s premenlivým časovým parametrom. Autor rozdelil analýzu do dvoch rovín. Najprv analyzoval pôsobenie fluktuácií menových kurzov na (domáce) ceny importu (tzv. prvoúrovňový pass-through efekt) a následne analyzoval vplyv zmien v dovozných cenách na vývoj spotrebiteľských cien (tzv. druhoúrovňový pass-through efekt). Takatoshi (Takatoshi et al., 2005) skúmal pass-through efekt zmien menového kurzu na vývoj domácej cenovej

⁴⁵ K úplnému absorbovaniu zahraničnému cenového šoku menovým kurzom by došlo v prípade, ak by sa percentuálna miera zhodnotenia menového kurzu vyrovnala percentuálnemu zvýšeniu zahraničného cenového indexu.

hladiny vo východoázijských krajinách prostredníctvom jednoduchého jednorovnicového modelu a tiež VAR modelu. Autori pritom využili Choleskyho dekompozíciu na identifikáciu štruktúrnych šokov s cieľom analyzovať efekty kurzového šoku na domácu infláciu. Došli k záveru, že zatiaľ čo pass-through efekt na dovozné ceny dosahoval pomerne vysokú úroveň v krízou postihnutých ekonomikách, veľkosť pass-through efektu na index spotrebiteľských cien bol vo všeobecnosti pomerne nízky. Takatoshi a Kiyotaka (Takatoshi a Kiyotaka, 2006) odhadli päť a sedem zložkový VAR model. Zaradenie vysokého počtu premenných najmä v druhom modeli, ktorý zahŕňal aj tri cenové indexy, zdôvodnili snahou overiť robustnosť modelu, ako aj objasniť priamy pass-through efekt medzi jednotlivými cenovými indexmi. Cortinhas (Cortinhas, 2007), ktorý skúmal pass-through efekt menového kurzu na VAR modeloch s vyšším počtom endogénnych premenných, došiel pri viacnásobnom alternovaní poradia v zoradení endogénnych premenných k pomerne zmiešaným výsledkom. Zdôvodnil to existenciou odlišnej intenzity priameho pass-through efektu medzi jednotlivými cenovými indexmi. Ca' Zorzi et al. (Ca' Zorzi et al., 2007) pri skúmaní pass-through efektu na vzorke dvanástich rozvíjajúcich sa ekonomík z Ázie, Latinskej Ameriky a strednej a východnej Európy zistili, že intenzita pass-through efektu menových kurzov sa v rámci distribučného cenového reťazca postupne oslabuje, t.j. je nižšia pri spotrebiteľských cenách ako pri dovozných cenách. Chew - Ouliaris - Tan (Chew, Ouliaris a Tan, 2011) využili pri skúmaní pass-through efektu VECM, pričom pri jeho odhade zohľadnili asymetrické efekty hospodárskeho cyklu.

6.3. Ekonometrické vymedzenie pass-through efektu menového kurzu

Za účelom analýzy prenosu vonkajších inflačných tlakov na vývoj domácich cenových indexov využijeme VAR metodológiu, ktorú sme predstavili v kapitole 3 (v kapitole 3 možno nájsť aj bližší popis metodológie využitej v tejto kapitole). Pre identifikáciu štruktúrnych šokov využijeme Cholskyho dekompozíciu variančno-kovariančnej matice rezíduí modelu v redukovanej podobe. Neohraničený VAR model možno zapísať v podobe vektora kľzavého priemeru náhodných zložiek nasledovným spôsobom:

$$CX_t = A(L)X_{t-1} + B\varepsilon_t \quad (6.1)$$

kde $X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, p_t]$ je $n \times 1$ vektor endogénnych premenných modelu (ip_t - index zahraničných cien dovozu, m_t - peňažná zásoba, $er_{n,t}$ - nominálny menový kurz, $y_{g,t}$ - produkčná medzera, p_t - domáci cenový index), $A(L)$ je polynóm variančno-kovariančných matíc v tvare $n \times n$ vyjadrujúci vzťahy medzi endogénnymi premennými na oneskorených hodnotách, matice B a C majú tvar $n \times n$ (vlastnosti matíc B a C upresníme neskôr v súvislosti s identifikáciou štruktúrnych šokov), L je operátor oneskorenia, ε_t je $n \times 1$ vektor chýb štruktúrnych šokov modelu. V rámci použitého päťzložkového modelu uvažujeme o pôsobení nasledovných piatich exogénnych šokov - zahraničný cenový šok

($\varepsilon_{ip,t}$), peňažný šok ($\varepsilon_{m,t}$), kurzový šok ($\varepsilon_{er_n,t}$), šok produkčnej medzery ($\varepsilon_{y_g,t}$) a domáci cenový šok ($\varepsilon_{p,t}$).

Vynásobením výrazu (6.1) inverznou maticou C^{-1} získavame redukovanú podobu VAR modelu (táto úprava je nevyhnutná, nakoľko štruktúrne šoky z výrazu (6.1) nie je možné správne identifikovať bez stanovenia dodatočných predpokladov):

$$X_t = C^{-1}A(L)X_{t-1} + C^{-1}B\varepsilon_t = D(L)X_{t-1} + e_t \quad (6.2)$$

kde $D(L)$ je opätovne matica reprezentujúca vzťahy medzi endogénnymi premennými na oneskorených hodnotách a e_t je $n \times 1$ vektor normálne rozdelených šokov (šokov v redukovanej podobe).

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

$$C^{-1}B\varepsilon_t = e_t \text{ or } B\varepsilon_t = Ce_t \quad (6.3)$$

Po implementácii Choleskyho rekurzívnej schémy pre identifikáciu štruktúrnych šokov VAR modelu možno vzťah (6.3) zapísať v nasledovnom tvare:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{ip,t} \\ \varepsilon_{m,t} \\ \varepsilon_{er_n,t} \\ \varepsilon_{y_g,t} \\ \varepsilon_{p,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{ip,t} \\ e_{m,t} \\ e_{er_n,t} \\ e_{y_g,t} \\ e_{p,t} \end{bmatrix} \quad (6.4)$$

zo vzťahu (6.4) je zrejmé, že matice B je dolnou triangulárnou maticou (t.j. všetky koeficienty matice B , ktoré ležia nad hlavnou diagonálou, sú rovné nule) a matica C je jednotkovou maticou (t.j. všetky koeficienty matice C , ktoré ležia mimo hlavnej diagonály, sú rovné nule).

Choleskyho zoradenie endogénnych premenných (túto identifikačnú schému sme použili aj v kapitolách 3 a 5) zavádza v zmysle predpokladu rekurzivity nasledovné vzťahy medzi endogénnymi premennými modelu:

- Zahraničné ceny dovozu nereagujú v úvodnej perióde na šok vyvolaný ktoroukoľvek inou endogénnou premennou modelu.
- Peňažná zásoba nereaguje v úvodnej perióde na kurzový šok, šok produkčnej medzery a domáci cenový šok, pričom na jej vývoj vplýva len zahraničný cenový šok.
- Menový kurz nereaguje v úvodnej perióde na šok produkčnej medzery a domáci cenový šok, pričom na jej vývoj vplýva len zahraničný cenový šok a peňažný šok.
- Produkčná medzera nereaguje v úvodnej perióde len na domáci cenový šok, pričom na jej vývoj vplýva zahraničný cenový šok, peňažný šok a kurzový šok.
- Domáca cenová hladina je v úvodnej perióde ovplyvňovaná vývojom všetkých endogénnych premenných modelu.

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

Predstavený VAR model nám umožní vypočítať priebehy impulse-response funkcií jednotlivých endogénnych premenných modelu (v súlade so zámerom kapitoly sa pritom zameriame na interpretáciu výsledkov dekompozície variancie a impulse-response funkcií menového kurzu a domácich cenových indexov) so zámerom posúdiť rozsah a charakter pass-through efektu v jednotlivých krajinách SE. Pass-through efekt menového kurzu budeme súčasne skúmať pre tri základné domáce cenové indexy. Za týmto účelom odhadneme pre každú krajinu tri modely, v ktorých budeme vzájomne alternovať na pozícii domáceho cenového indexu nasledovné tri indexy - index spotrebiteľských cien, index cien výrobcov a index jednotkových nákladov práce (model A1 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, cpi_t]$), model A2 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ppi_t]$) a model A3 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ulc_t]$).

Pre overenie robustnosti empirických výsledkov prezentovaného modelu obmeníme zoradenie premenných v snahe posúdiť vplyv tohto kroku na priebeh impulse-response funkcií menového kurzu a domácich cenových indexov v jednotlivých krajinách SE. Okrem základného modelu pre jednotlivé krajiny SE - $X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, p_t]$, odhadneme aj nasledovné dva modely, v ktorých vzájomne obmeníme poradie endogénnych premenných - $X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, p_t]$, $X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, p_t]$.

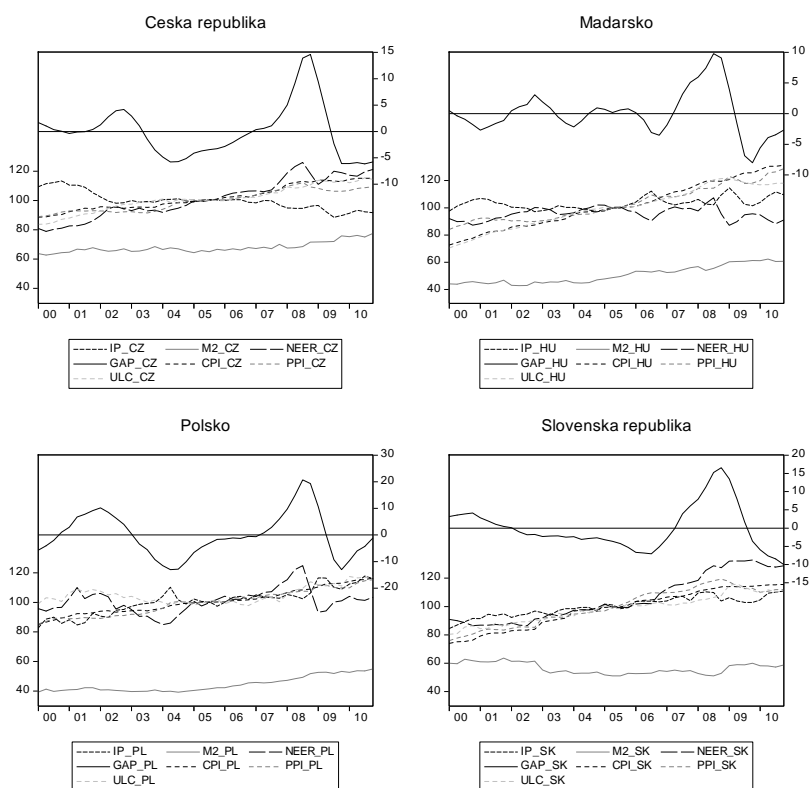
6.4. Pôsobenie pass-through efektu na domáce cenové indexy

Pre zostavenie VAR modelu pozostávajúceho z piatich endogénnych premenných pre jednotlivé krajiny SE sme 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 zahraničné ceny dovozu (použili sme index cien dovozu, ktoré boli denominované v zahraničnej mene), peňažnú zásobu, menový kurz (použili sme NEER), produkčnú medzeru (na jej výpočet sme použili Hodrick-Prescottov filter aplikovaný na štvrtročné údaje o vývoji reálneho HDP, ktoré sme získali očistením časových radov pre nominálny HDP o vplyv inflácie prostredníctvom implicitného cenového deflátoru) a domáce ceny (použili sme tri rôzne cenové indexy - CPI, PPI a ULC). Odhad modelov pre jednotlivé krajiny SE pri použití údajov pre dve rôzne časové obdobia je v zmysle hlavného

zámeru tejto kapitoly podmienený snahou odhadnúť vplyv menového kurzu na prenášanie vonkajších inflačných tlakov (t.j. pass-through efekt menového kurzu) do domáceho cenového okruhu reprezentovaného rôznymi cenovými indexmi. Časové rady pre všetky použité premenné sme získali z databázy MMF (International Financial Statistics, október 2011). Pred ich použitím sme časové rady pre reálny output, peňažnú zásobu a jednotlivé cenové indexy sezónne očistili.

Graf 6.1 zobrazuje vývoj indexu zahraničných dovozných cien, peňažnej zásoby, NEER, produkčnej medzery, indexu spotrebiteľských cien, indexu cien výrobcov a indexu jednotkových nákladov práce v jednotlivých krajinách SE.

Graf 6.1 Vývoj indexu zahraničných dovozných cien, peňažnej zásoby, NEER, produkčnej medzery, indexu spotrebiteľských cien, indexu cien výrobcov a indexu jednotkových nákladov práce v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



Poznámka: Endogénne premenné modelu - index zahraničných cien dovozu (IP), peňažná zásoba (M2), nominálny efektívny menový kurz (NEER), index spotrebiteľských cien (CPI), index cien výrobcov (PPI) a index jednotkových nákladov práce (ULC) sú vyjadrené ako index (ľavá os v grafoch) (2005 = 100). Produkčná medzera je vyjadrená ako percentuálny podiel na HDP (pravá os v grafoch).
Prameň: Zostavené autorom na základe: MMF - International Financial Statistics (október 2011).

Pred odhadnutím modelov pre jednotlivé krajiny SE sme na použité časové rady aplikovali testy stacionarity a kointegrácie. V tabuľke (príloha 6a) uvádzame súhrnné výsledky testov jednotkového koreňa jednotlivých endogénnych premenných modelov A a B v Českej republike, Maďarsku, Poľsku a Slovenskej republike. Z výsledkov jednotlivých

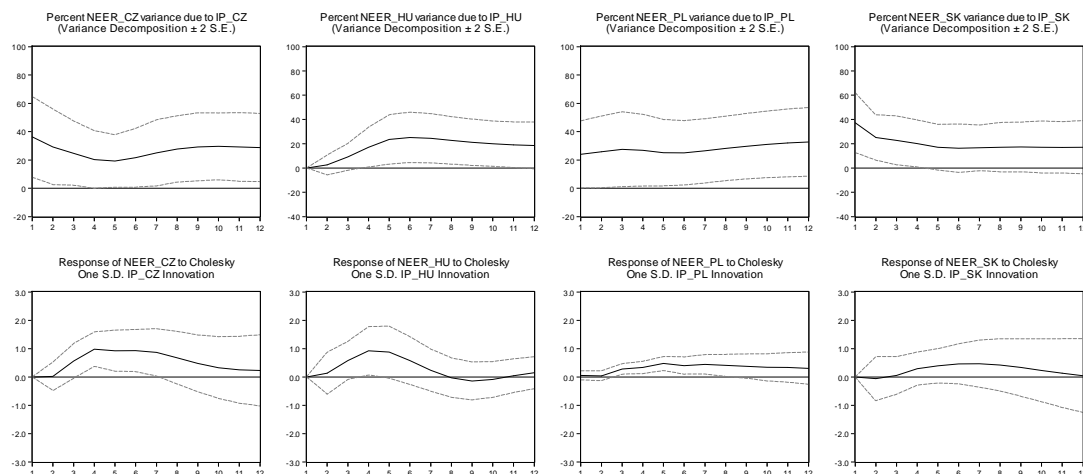
testov pre použité časové rady je zrejmé, že takmer všetky endogénne premenné sa javili ako $I(1)$. Stacionaritu časových radov už na hodnotách nám indikovali obidva použité testy (ADF a PP) v prípade produkčnej medzery v Maďarsku a Poľsku a to pre premenné v rámci obidvoch modelov A a B (t.j. pre časové obdobia 2000-2007 a 2000-2010). Časové rady pre produkčnú medzeru sa tak v obidvoch krajinách javili ako $I(0)$. Prítomnosť dlhodobých rovnovážnych väzieb medzi endogénnymi premennými jednotlivých modelov sme zisťovali prostredníctvom Johansenovho a Juseliusovho testu kointegrácie. Vzhľadom na ekonomickú opodstatnenosť sme sa do testu kointegrácie rozhodli zaradiť aj časové rady $I(0)$. Otestovanie prítomnosti kointegračných väzieb sme uskutočnili pri počte troch oneskorení, ktoré nám indikovalo SIC. Výsledky testov kointegrácie pre jednotlivé krajiny SE uvádzame v tabuľke (príloha 6b). Johansenov a Juseliusov test kointegrácie nám v prípade Českej republiky a Slovenskej republiky indikoval pomerne jednoznačné výsledky. Obidve testovacie procedúry, t.j. trace statistics aj maximum eigenvalue statistics (pri 5 percentnej hladine významnosti) nám v prípade obidvoch ekonomík naznačovali, že medzi endogénnymi premennými v rámci všetkých modelov neexistujú dlhodobé rovnovážne väzby. Výsledky obidvoch testov tak korešpondovali s výsledkami testov jednotkového koreňa. Naproti tomu výsledky trace statistics a maximum eigenvalue statistics naznačovali prítomnosť jednej kointegrujúcej rovnice (Maďarsko - modely A2, A3, B2 a Poľsko - modely A1, A2, B2, B3). Pri zvýšení počtu oneskorení na štyri obdobia sa však už prítomnosť kointegrácie medzi endogénnymi premennými jednotlivých modelov v Maďarsku a Poľsku nepotvrdila.

Na overenie stability VAR modelov pre jednotlivé krajiny SE sme testovali rezíduá na prítomnosť autokorelácie, heteroskedasticity a autoregresne podmienenej heteroskedasticity. Jarque-Berrov test normality indikoval, že rezíduá modelu majú normálne rozdelenie. Všetky VAR modely sa taktiež javili ako stabilné (stacionárne), keďže inverzné korene modelov sa nachádzali vo vnútri jednotkového kruhu, hoci niekoľko koreňov sa nachádzalo (v absolútnych hodnotách) blízko jednotky (príloha 6c).

Na základe výsledkov testov sme sa rozhodli použiť v modeloch A a B údaje vyjadrené v prvých diferenciách. Jednotlivé modely nám umožnia odhadnúť veľkosť pass-through efektu menových kurzov v jednotlivých krajinách SE prostredníctvom zostavenia dekompozície variancie a vypočítania priebehu impulse-response funkcií menových kurzov a troch základných domácich cenových indexov. V grafoch 6.2 až 6.5 prezentujeme analýzu pass-through efektu v krajinách SE v modeli A (obdobie rokov 2000 až 2007) a v grafoch 6.6 až 6.9 prezentujeme analýzu pass-through efektu v krajinách SE v modeli B (obdobie rokov 2000 až 2010). Obmena poradia endogénnych premenných v jednotlivých modeloch (aj v jednotlivých krajinách) priniesla len málo významné rozdiely vo výsledkoch oproti východiskovému zoradeniu. Z tohto dôvodu prezentujeme iba výsledky modelov so základným zoradením endogénnych premenných tak, ako sme to uviedli v metodologickej časti kapitoly. K zisteným rozdielom sa pristavíme v rámci zhrnutia výsledkov k modelom A a B pre všetky štyri ekonomiky.

V grafe 6.2 uvádzame výsledky dekompozície variancie a priebehu impulse-response funkcií odrážajúce vplyv indexu zahraničných cien dovozu na NEER v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A1⁴⁶).

Graf 6.2 Vplyv indexu zahraničných cien dovozu na NEER v krajinách strednej Európy (2000Q1-2007Q4)



Prameň: Výpočty autora.

Výsledky dekompozície variancie NEER naznačujú, že relatívny význam zahraničných cien dovozu pri determinácii NEER sa v jednotlivých krajinách SE stabilizoval až s dlhším časovým odstupom. Najvýraznejšie rozdiely v príspevkoch jednorazového šoku zahraničných cien dovozu sme mohli zaznamenať počas prvého roka jeho pôsobenia. Kým v *Českej republike* a *Slovenskej republike* sa vplyv šoku na variabilitu NEER v priebehu prvých piatich štvrtrokov mierne oslaboval, v *Pol'sku* sa javil ako stabilizovaný (potom, čo počas prvých troch štvrtrokoch mierne rástol) a v *Maďarsku* s odstupom vyše jedného štvrtroka jeho význam pomerne dynamicky rástol. V dlhom časovom období sa vplyv šoku zahraničných cien dovozu na vývoj NEER javil ako stabilný.

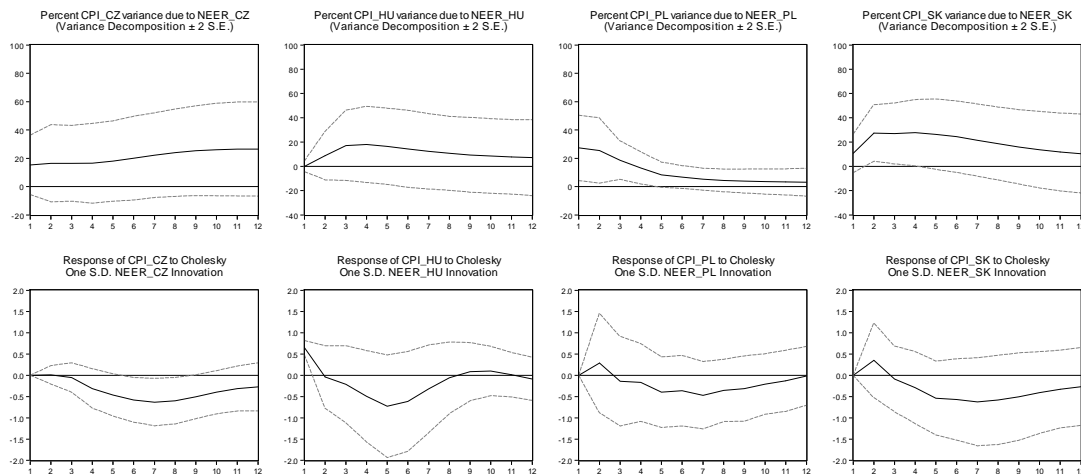
Priebehy impulse-response funkcií NEER v jednotlivých krajinách SE pomerne výrazne korešpondujú s predpokladom, ktorý sme sformulovali v kapitole 6.1. Dôsledkom pôsobenia jednorazového pozitívneho šoku zahraničných cien dovozu sa NEER všetkých štyroch ekonomikách zhodnotil až s miernym časovým odstupom. V *Českej republike* sa NEER pod vplyvom šoku zhodnotil s časovým odstupom takmer dvoch štvrtrokov. Pozitívny dopad šoku pritom kulminoval po štyroch štvrtrokoch, pričom následne sa jeho vplyv postupne vytrácal. Napriek zreteľnému oslabovaniu apreciačného pôsobenia šoku však zostal NEER v dlhom časovom období zhodnotený, dôsledkom čoho možno vplyv šoku hodnotiť ako permanentný. Pôsobenie pozitívneho šoku zahraničných cien dovozu viedlo s časovým

⁴⁶ Keďže obmieňanie premenných pre jednotlivé domáce cenové indexy nemalo zásadnejší vplyv na dekompozíciu variancie a priebeh impulse-response funkcie NEER pre všetky štyri ekonomiky, v grafe 6.2 prezentujeme výsledky analýzy pre NEER, ktoré sme získali z modelu A1.

odstupom vyše jedného štvrťroka v *Maďarsku* k zhodnoteniu NEER. Intenzita pôsobenia šoku kulminovala, podobne ako v *Českej republike*, po štyroch štvrťrokoch. Efekt šoku sa však následne vytrácal dynamickejšie a k jeho úplnému zániku došlo po približne ôsmich štvrťrokoch. V dlhom časovom období sa pôsobenie šoku javilo relatívne vo vzťahu k vývoju NEER ako neutrálne. Zhodnoteniu NEER sme po vyše dvoch štvrťrokoch mohli zaznamenať aj v *Poľsku*. Apreciačný efekt šok sa však javil ako málo výrazný, pričom jeho vplyv pozvoľna kulminoval po približne piatich štvrťrokoch. Následné oslabovanie vplyvu šoku na vývoj NEER bolo tiahle a pomalé, dôsledkom čoho došlo k jeho úplnému vytrateniu až v dlhom časovom období. Najmenej výrazný vplyv pozitívneho šoku zahraničných cien dovozu sme zistili v prípade *Slovenskej republiky*. Jeho prorastový vplyv sa dostavil až s časovým odstupom takmer troch štvrťrokov. Celkovo málo výrazné pôsobenie cenového šoku kulminovalo po šiestich štvrťrokoch. Následne sa efekt šoku postupne vytrácal a úplne zanikol po vyše dvanástich štvrťrokoch. V dlhom časovom období sa jeho pôsobenie na vývoj NEER javilo ako neutrálne.

V grafe 6.3 prezentujeme výsledky dekompozície variancie a priebehu impulse-response funkcií odrážajúce vplyv NEER na index spotrebiteľských cien v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A1).

Graf 6.3 Vplyv NEER na index spotrebiteľských cien v krajinách strednej Európy (2000Q1-2007Q4)



Prameň: Výpočty autora.

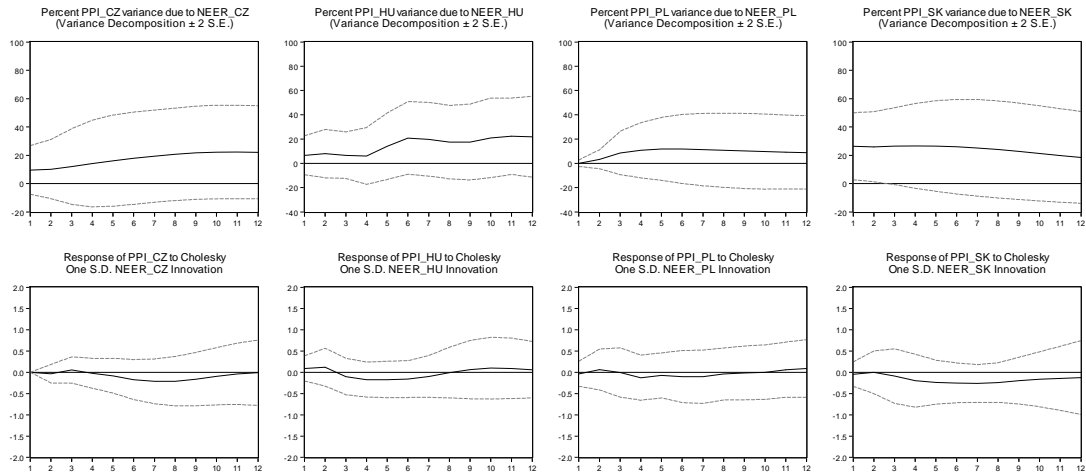
Na základe prezentovaných výsledkov dekompozície variancie možno konštatovať, že príspevky NEER k variabilite domácej cenovej hladiny (v tomto prípade reprezentovanej indexom spotrebiteľských cien) sa medzi jednotlivými krajinami SE líšili. V *Českej republike* sa príspevok NEER k variabilite indexu spotrebiteľských cien javil v krátkom období ako stabilný. S časovým odstupom vyše štyroch štvrťrokov začal tento príspevok postupne narastať, pričom k jeho stabilizácii došlo až po vyše trinástich štvrťrokoch. Okamžitý príspevok NEER k variabilite indexu spotrebiteľských cien v *Maďarsku* bol minimálny.

K postupnému narastaniu jeho vplyvu pritom došlo s časovým odstupom jedného štvrťroka. Význam NEER pri ovplyvňovaní vývoja indexu spotrebiteľských cien kulminoval po štyroch štvrťrokoch, pričom dôsledkom následného dlhodobého znižovania vplyvu sa vývoj NEER javil v dlhom období ako nepodstatný relatívne vo vzťahu k indexu spotrebiteľských cien. Pomerne významný sa javil okamžitý príspevok kurzového šoku k vývoju spotrebiteľskej inflácie v *Pol'sku*. Význam NEER pri objasňovaní variability indexu spotrebiteľských cien však s narastajúcim časovým odstupom klesal, pričom podobne ako v *Maďarsku* sa z dlhodobého hľadiska javil ako irelevantný. Mierny nárast vplyvu na index spotrebiteľských cien zaznamenal v priebehu jedného štvrťroka NEER v prípade *Slovenskej republiky*. Podiel kurzového šoku na variabilite indexu spotrebiteľských cien však s časovým odstupom vyše štyroch štvrťrokov postupne klesal, pričom podobne ako v predchádzajúcich ekonomikách sa jeho význam pri objasňovaní nepredpokladaných pohybov vo vývoji spotrebiteľskej inflácie v dlhom období javil ako zanedbateľný.

Analýza priebehu impulse-response funkcií naznačuje, že NEER mal prevažne pozitívny vplyv na vývoj cenovej hladiny meranej indexom spotrebiteľských cien. Jednorazový pozitívny kurzový šok viedol s časovým odstupom takmer troch štvrťrokov k poklesu miery cenovej hladiny v *Českej republike*. Pozitívny vplyv šoku kulminoval po približne siedmich štvrťrokoch a následne sa jeho efekt postupne vytrácal. V dlhom časovom období sa jeho dopad na vývoj cenovej hladiny úplne vytratil. V dlhom časovom období sa tak javil ako neutrálny. S časovým odstupom takmer dvoch štvrťrokov sa cenová hladina vplyvom kurzového šoku znížila aj v *Maďarsku*. Až do piateho štvrťroka bol pritom pozitívny vplyv šoku pomerne výrazný. Efekt šoku sa následne pomerne dynamicky vytrácal a s odstupom vyše ôsmich štvrťrokov úplne zanikol. Oneskorené zníženie cenovej hladiny dôsledkom pozitívneho kurzového šoku sme mohli zaznamenať aj v *Pol'sku*. Po takmer troch štvrťrokoch sa cenová hladina vplyvom šoku začala znižovať, pričom pozitívny vplyv šoku kulminoval po približne siedmich štvrťrokoch. Pozitívne pôsobenie šoku sa pritom úplne vytratil po dvanástich štvrťrokoch, dôsledkom čoho sa kurzový šok javil v dlhom časovom období ako neutrálny. V *Slovenskej republike* sa dôsledkom pôsobenia pozitívneho kurzového šoku cenová hladina znížila po takmer troch štvrťrokoch. Pomerne výrazný pokles cenovej hladiny kulminoval po siedmich štvrťrokoch. Pozitívny efekt šoku sa následne oslaboval, pričom jeho dočasný pozitívny vplyv na vývoj cenovej hladiny úplne zanikol po takmer šestnástich štvrťrokoch.

V grafe 6.4 uvádzame výsledky dekompozície variancie a priebehu impulse-response funkcií odrážajúce vplyv NEER na index cien výrobcov v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A2).

Graf 6.4 Vplyv NEER na index cien výrobcov v krajinách strednej Európy (2000Q1-2007Q4)



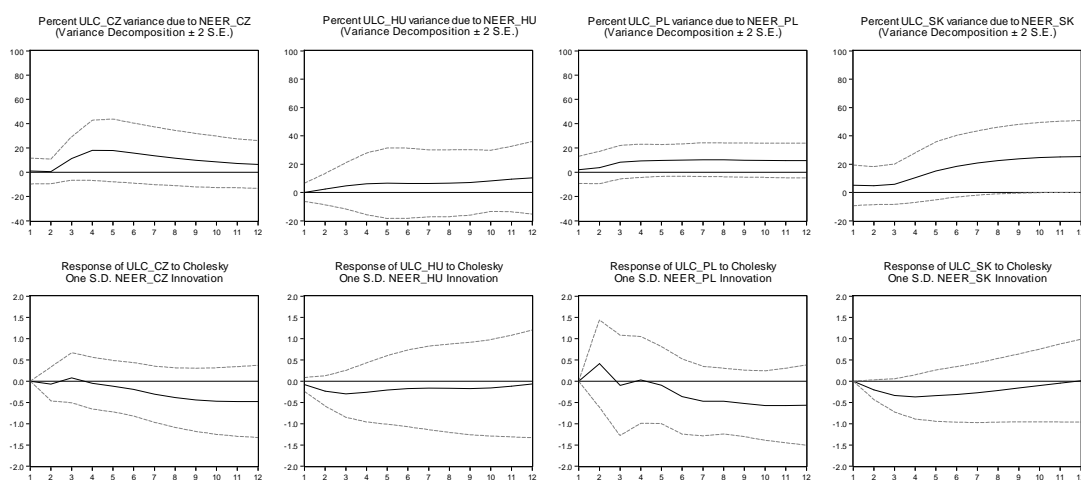
Prameň: Výpočty autora.

Z výsledkov dekompozície variancie cenovej hladiny na báze indexu cien výrobcov je, podobne ako v prípade spotrebiteľskej inflácie, zrejme, že podiel kurzového šoku na vývoji cenovej hladiny sa v jednotlivých krajinách SE odlišoval. V *Českej republike* sme, podobne ako v grafe 6.3, mohli konštatovať postupný nárast príspevku NEER k variabilite cenovej hladiny. Aj keď sa počiatkový význam NEER pri objasňovaní nepredpokladaných pohybov vo vývoji cenovej hladiny javil ako mierne nižší (v porovnaní s grafom 6.3), s narastajúcim časovým odstupom rástol. V dlhom časovom období sa jeho podiel stabilizoval, pričom vzhľadom na jeho veľkosť možno konštatovať, že predstavoval pomerne významný determinant vývoja cenovej hladiny na úrovni cien výrobcov. Počiatkový príspevok NEER k variabilite indexu cien výrobcov sa v *Maďarsku* javil ako relatívne nízky. S časovým odstupom štyroch štvrtrokov sa však jeho význam vzrástol, pričom následne už zotrval na relatívne stabilnej úrovni. Aj v prípade Maďarska tak možno konštatovať významnú úlohu kurzového šoku pri determinácii vývoja cenovej hladiny na úrovni výrobcov v dlhom období. Podobne ako v Maďarsku, tak aj v *Polsku* sa počiatkový vplyv kurzového šoku na vývoj cenovej hladiny na báze cien výrobcov javil ako zanedbateľný (toto zistenie sa odlišuje aj pri porovnaní s grafom 6.3, kde sa počiatkový význam NEER pri determinácii vývoja cenovej hladiny javil ako pomerne významný). Počas nasledovných piatich štvrtrokov sa však príspevok NEER k variabilite indexu cien výrobcov postupne zvyšoval. S narastajúcim časovým odstupom význam kurzového šoku pri objasňovaní variability cenovej hladiny veľmi miernym tempom klesal, pričom v dlhom období sa NEER javil ako málo významný determinant. Podiel kurzového šoku na determinácii vývoja cenovej hladiny sa v *Slovenskej republike* javil už v krátkom období ako významný. Podobne ako pri indexe spotrebiteľských cien, tak aj v tomto prípade sa príspevok NEER k variabilite cenovej hladiny na úrovni cien výrobcov s odstupom času znižoval, avšak miernejším tempom. V dlhom časovom období sa jeho význam javil obdobne ako zanedbateľný.

Priebeh impulse-response funkcií cenovej hladiny na báze indexu cien výrobcov odráža v jednotlivých krajinách SE porovnateľne nižší vplyv jednorazového pozitívneho kurzového šoku ako v prípade indexu spotrebiteľských cien. K zníženiu cenovej hladiny došlo v *Českej republike* dôsledkom pôsobenia kurzového šoku až s časovým odstupom takmer štyroch štvrťrokov. Pomerne nepružná reakcia cenového indexu mala v krátkom období aj pomerne nevýrazný priebeh. Pozitívny efekt šoku kulminoval po vyše siedmich štvrťrokoch. S narastajúcim časovým odstupom sa jeho pôsobenie postupne vytrácala a k jeho úplnému zániku došlo po takmer dvanástich štvrťrokoch. Podstatne skôr zareagovala cenová hladina na pozitívny kurzový šok v *Maďarsku*. Po takmer troch štvrťrokoch došlo k jej miernemu zníženiu. Nevýrazné pôsobenie šoku pretrvávalo ešte nasledujúcich päť štvrťrokov. Z dlhodobého hľadiska sa kurzový šok javil vo vzťahu k cenovej hladine ako neutrálny. Po troch štvrťrokoch sa dôsledkom pôsobenia pozitívneho kurzového šoku znížila cenová hladina aj v *Poľsku*. Efekt šoku sa pritom spomedzi všetkých štyroch ekonomík javil ako najmenej výrazný. Jeho pozitívne pôsobenie sa pritom vytratilo po vyše deviatich štvrťrokoch. V dlhom časovom období už pritom pozitívny kurzový šok nemal vplyv na vývoj cenovej hladiny. Cenová hladina v *Slovenskej republike* vplyvom kurzového šoku poklesla po necelých troch štvrťrokoch. Pozitívne pôsobenie šoku kulminovalo po približne siedmich štvrťrokoch. K úplnému zániku šoku došlo po vyše šestnástich štvrťrokoch, pričom v dlhom časovom období sa jeho pôsobenie javilo relatívne vo vzťahu k cenovej hladine ako neutrálné.

V grafe 6.5 prezentujeme výsledky dekompozície variancie a priebehu impulse-response funkcií odrážajúce vplyv NEER na index jednotkových nákladov práce v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2007 (model A3).

Graf 6.5 Vplyv NEER na index jednotkových nákladov práce v krajinách strednej Európy (2000Q1-2007Q4)



Prameň: Výpočty autora.

Na základe výsledkov dekompozície variancie indexu jednotkových nákladov práce možno konštatovať, že počiatočný okamžitý príspevok NEER k variabilite cenového indexu sa vo všetkých štyroch ekonomikách javil ako zanedbateľný. S časovým odstupom približne dvoch štvrtrokov sa príspevok kurzového šoku k vývoju cenovej hladiny začal zreteľne zvyšovať v *Českej republike*. Vplyv NEER na cenovú hladinu kulminoval medzi štvrtým a piatym štvrtrokom od šoku, pričom následne začal jeho význam postupne klesať, dôsledkom čoho sa NEER javil v dlhom období ako málo podstatný faktor vývoja jednotkových nákladov práce. K pozvoľnému zvyšovaniu váhy kurzového šoku došlo s časovým odstupom vyše jedného štvrtroka aj v *Maďarsku*. Narastanie príspevku NEER k variabilite cenovej hladiny pritom malo mierny avšak pomerne trvácny charakter. Obdobný vývoj vplyvu NEER na cenovú hladinu sme mohli zaznamenať aj v *Pol'sku*. Podiel kurzového šoku sa však v tomto prípade javil ako mierne vyšší a v dlhom časovom období sa veľmi miernym tempom znižoval. K pomerne výraznému nárastu vplyvu kurzového šoku na vývoj cenovej hladiny došlo s časovým odstupom troch štvrtrokov v *Slovenskej republike*. Príspevok NEER k variabilite cenovej hladiny kulminoval po približne dvanástich štvrtrokoch a následne sa v dlhom období postupne znižoval.

Výsledky priebehu impulse-response funkcií pre jednotlivé krajiny SE naznačujú pomerne výrazne rozdiely v reakciách cenovej hladiny na báze jednotkových nákladov práce na jednorazový pozitívny kurzový šok. Aj keď je možné v jednotlivých krajinách sledovať celkovo pozitívny vplyv šoku v krátkom období, odlišnosti sú zrejmé nielen vzhľadom na intenzitu, ale aj oneskorenosť v reakciách na kurzový šok. Cenová hladina sa vplyvom pôsobenia jednorazového pozitívneho šoku v *Českej republike* znížila až s časovým odstupom takmer štyroch štvrtrokov. Klesajúci trend vo vývoji cenovej hladiny kulminoval po vyše desiatich štvrtrokoch. S narastajúcim časovým odstupom sa však pozitívny vplyv šoku neoslaboval, dôsledkom čoho možno jeho efekt na vývoj domácej cenovej hladiny na báze jednotkových nákladov práce považovať za permanentný. K okamžitému, pomerne malému zníženiu cenovej hladiny došlo dôsledkom jednorazového kurzového šoku aj v *Maďarsku*. Pozitívny efekt šoku až do tretieho štvrtroka mierne rástol, kedy dosiahol svojej ultimium. Pôsobenie kurzového šoku sa následne s narastajúcim časovým odstupom mierne oslabovalo a k jeho úplnému zániku došlo po takmer trinástich štvrtrokoch. Vplyv NEER na cenovú hladinu sa tak javil ako dočasný. Cenová hladina v *Pol'sku* zareagovala na pozitívny kurzový šok poklesom až s časovým odstupom vyše štyroch štvrtrokov. Efekt jednorazového šoku kulminoval po približne desiatich štvrtrokoch. Aj keď v dlhom časovom období došlo k miernemu oslabeniu pozitívneho vplyvu NEER na cenovú hladinu, jeho efekt úplne nezanikol, dôsledkom čoho ho možno označiť ako trvalý. Index jednotkových nákladov práce v *Slovenskej republike* zareagoval na kurzový šok poklesom s oneskorením jedného štvrtroka. Pozitívny dopad na znižovanie cenovej hladiny následne pretrvával ešte tri štvrtroky, kedy efekt kurzového šoku kulminoval. Pôsobenie šoku sa s narastajúcim časovým odstupom postupne oslabovalo, pričom k jeho zániku došlo po dvanástich štvrtrokoch. Z dlhodobého hľadiska sa kurzový šok javil relatívne vo vzťahu k vývoju cenovej hladiny ako neutrálny.

Záveru odhadov dekompozície variancie a priebehu impulse-response funkcií menového kurzu, ako aj jednotlivých domácich cenových indexov počas predkrízového

obdobia (model A), možno v podmienkach jednotlivých krajín SE zhrnúť nasledovným spôsobom. Šok spôsobený zahraničnými cenami dovozu mal tendenciu pôsobiť na NEER apreciačne s miernym časovým odstupom (jeden až tri štvrt'roky). Oneskorená reakcia menových kurzov korešpondovala s našim predpokladom nižšej pružnosti dopytu po zahraničnej mene zo strany domácich importérov. Efekt šoku sa súčasne javil ako dočasný vo všetkých krajinách s výnimkou Českej republiky. Počas prvého roku od zahraničného cenového šoku sa pritom súčasne jeho príspevky k variabilite menového kurzu medzi jednotlivými krajinami odlišovali. Zatiaľ čo v Českej republike, Poľsku a Slovenskej republike sa význam zahraničného cenového šoku pri objasňovaní nepredpokladaných pohybov menového kurzu počas prvého roka znížil, v Maďarsku naopak vzrástol. S narastajúcim časovým odstupom sa vplyv zahraničného cenového šoku na vývoj NEER vo všetkých štyroch ekonomikách stabilizoval. Posilnenie menových kurzov v jednotlivých krajinách SE, spôsobené zahraničným cenovým šokom (prvá úroveň pass-through efektu), tak počas predkrízového obdobia prispievalo k zmiernovaniu prenášania vonkajších inflačných podnetov do domáceho cenového okruhu.

Posilňovanie menových kurzov vyvolané pozitívnym zahraničným cenovým šokom bolo v jednotlivých krajinách SE sprevádzané pozitívnou reakciou domácich cenových indexov na podnet vyvolaný pozitívnym kurzovým šokom (druhá úroveň pass-through efektu). Pokles cenovej hladiny tak možno v súvislosti so zhodnotením menových kurzov, ktoré bolo vyvolané zahraničným cenovým indexom, vnímať ako pozitívny efekt zmiernovania prenosu vonkajších inflačných tlakov do domáceho cenového okruhu.

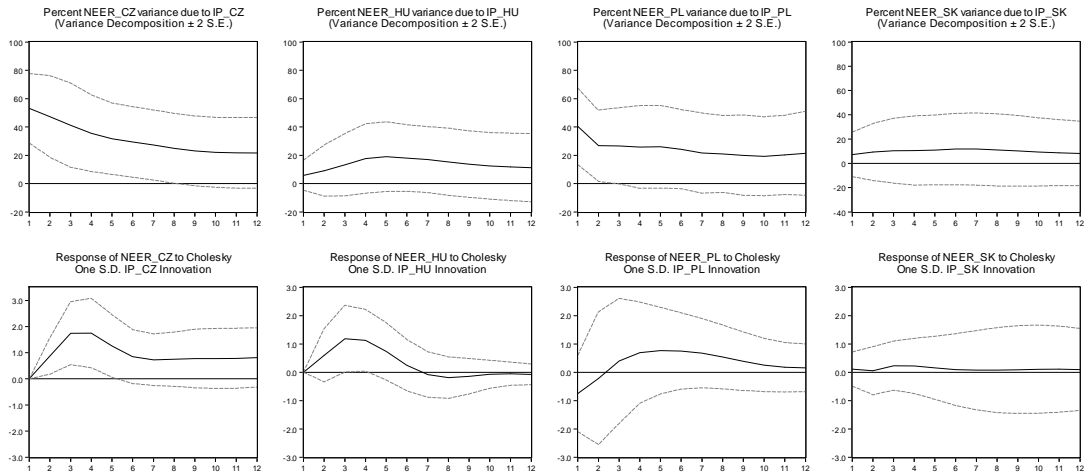
Výraznou črtou v reakciách cenovej hladiny na báze jednotlivých indexov bola ich prevažne oneskorená reakcia na náhlu zmenu menového kurzu. Najvýraznejšie časové odstupy sme pritom mohli zaznamenať pri reakciách indexov cien výrobcov. Na úrovni krajín sa časový odstup v podmienených zmenách všetkých troch domácich cenových indexov najviac prejavil v Českej republike a Poľsku.

Distribučný cenový reťazec pass-through efektu menových kurzov zodpovedal našim očakávaniam len čiastočne. Index spotrebiteľských cien, ktorý sa v uvažovanej línii šírenia cenových podnetov nachádza na samom konci reťazca, reagoval vo všetkých štyroch ekonomikách na pozitívny kurzový šok najvýraznejšie. Pôsobenie konkurenčného prostredia tak v týchto ekonomikách tak tlmilo prenos vonkajšieho inflačného tlaku pomerne málo výrazne. Na druhej strane sa prenášanie prorastových cenových podnetov prejavilo s najmenšou intenzitou pri indexe cien výrobcov.

V grafe 6.6 uvádzame výsledky dekompozície variancie a priebehu impulse-response funkcií odrážajúce vplyv indexu zahraničných cien dovozu na NEER v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B1⁴⁷).

⁴⁷ Keďže obmieňanie premenných pre jednotlivé domáce cenové indexy nemalo zásadnejší vplyv na dekompozíciu variancie a priebeh impulse-response funkcie NEER pre všetky štyri ekonomiky, v grafe 6.6 prezentujeme výsledky analýzy pre NEER, ktoré sme získali z modelu B1.

Graf 6.6 Vplyv indexu zahraničných cien dovozu na NEER v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



Prameň: Výpočty autora.

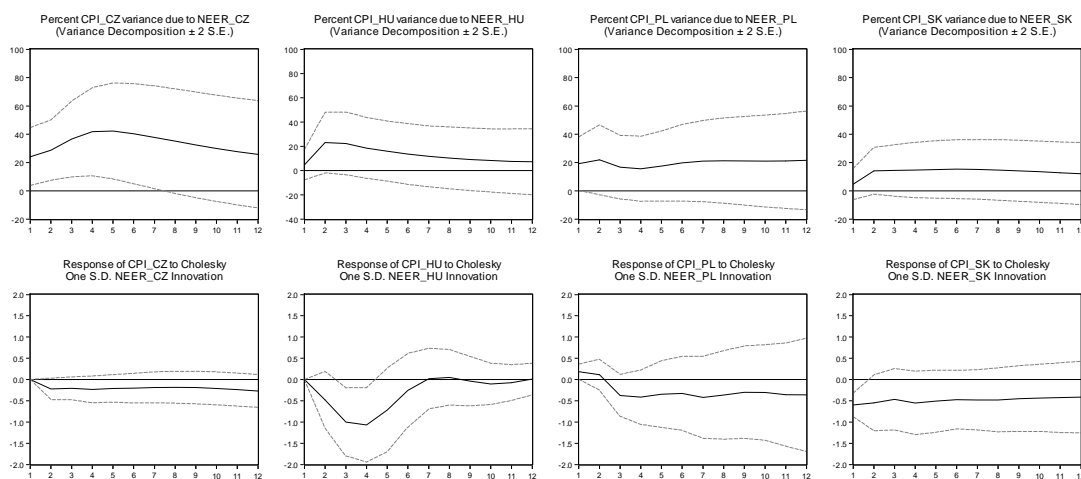
Rozšírenie obdobia pre analýzu dekompozície variancie NEER odráža zaujímavé implikácie vplyvu krízových rokov na pôsobenie zahraničného cenového indexu na vývoj menových kurzov v jednotlivých krajinách SE. V *Českej republike* sme mohli zaznamenať výrazné zvýšenie príspevkov pozitívneho šoku zahraničných cien k variabilite NEER v priebehu prvých dvoch rokov. Význam zahraničného cenového šoku pri objasňovaní vývoja NEER sa však s narastajúcim časovým odstupom pomerne výrazne znižoval. Krátkodobý príspevek pozitívneho šoku zahraničných cien dovozu k variabilite NEER sa citeľne zvýšil aj v *Maďarsku*. V porovnaní s predkrízovým obdobím sa rozdiel prejavil počas prvých piatich štvrtrokov. Nárast krátkodobého významu zahraničného cenového šoku pri ovplyvňovaní vývoja NEER (najmä okamžite po vzniku) sme mohli zaznamenať aj v *Poľsku*. Vo všetkých troch ekonomikách súčasne došlo k miernemu zníženiu vplyvu šoku zahraničných cien dovozu na vývoj menového kurzu v dlhom období. Stabilita príspevkov šoku v dlhom období sa zachovala (aj keď na porovnateľne nižších úrovniach) v *Českej republike* a *Poľsku*, kým v *Maďarsku* sa význam šoku s narastajúcim časovým odstupom miernym tempom postupne znižoval. Na rozdiel od ostatných krajín došlo vplyvom krízového obdobia jedine v *Slovenskej republike* k výraznému poklesu krátkodobého príspevku jednorazového pozitívneho šoku zahraničných cien dovozu k variabilite NEER. Súčasne je zrejmé, že k zníženiu vplyvu zahraničného cenového šoku došlo aj v dlhom období.

Analýza priebehu impulse-response funkcií NEER v rámci rozšíreného obdobia pre všetky štyri krajiny SE výrazne korešponduje s výsledkami prezentovanej dekompozície variancie NEER. Jednorazový pozitívny kurzový šok viedol v *Českej republike* v krátkom období k pomerne výraznému posilneniu menového kurzu. Súčasne sa skrátila doba oneskorenia reakcie menového kurzu na šok. Prorastové pôsobenie šoku sa zmiernilo s porovnateľne kratším časovým odstupom. Na druhej strane sa však pozitívny efekt zahraničného cenového šoku nevytratil ani v dlhom časovom období a jeho pôsobenie sa javilo ako permanentné. Obdobný krátkodobý priebeh reakcie NEER na zahraničný cenový

šok sme mohli zaznamenať aj v *Maďarsku*. Nábehová fáza apreciačného efektu šoku sa skrátila. Pozitívny efekt šoku kulminoval skôr (s časovým odstupom troch štvrtrokov) a jeho pôsobenie sa aj v kratšom časovom období vytratilo. Z dlhodobého hľadiska sa šok javil vo vzťahu k vývoju NEER ako neutrálny. Zreteľne výraznejšia, aj keď s ohľadom na dĺžku časového oneskorenia porovnateľná, bola reakcia menového kurzu na pozitívny šok zahraničných cien dovozu v *Poľsku*. Efekt šoku kulminoval po približne piatich štvrtrokoch, pričom následné oslabovanie jeho vplyvu malo v porovnaní s predkrízovým obdobím rýchlejší priebeh. Pozitívne pôsobenie cenového šoku zaniklo po približne pätnástich štvrtrokoch. Jedine v *Slovenskej republike* sa dôsledkom pôsobenia jednorazového šoku zahraničných cien dovozu NEER posilnil v podstatne menšom rozsahu ako v predkrízovom období. Aj napriek tomu je možno mierne pozitívnu reakciu menového kurzu badať s podstatne kratším časovým odstupom (v porovnaní s modelom A). Celkovo sa však efekt zahraničného cenového šoku na vývoj menového kurzu javil ako málo výrazný.

V grafe 6.7 prezentujeme výsledky dekompozície variancie a priebehu impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv NEER na index spotrebiteľských cien v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B1).

Graf 6.7 Vplyv NEER na index spotrebiteľských cien v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



Prameň: Výpočty autora.

Výsledky analýzy dekompozície variancie cenovej hladiny na báze indexu spotrebiteľských cien v krajinách SE v rámci rozšíreného obdobia možno zhrnúť nasledovným spôsobom. Vplyvom krízového obdobia sa príspevok kurzového šoku k variabilite domácej cenovej hladiny v *Českej republike* zvýšil. Nárast vplyvu je citelnej najmä s kratším časovým odstupom. V dlhom období sa význam šoku postupne znižoval (v predkrízovom období rástol). V *Maďarsku* sa dôsledkom rozšírenia analyzovaného obdobia význam kurzového šoku pri ovplyvňovaní vývoja spotrebiteľskej inflácie počas prvých štyroch štvrtrokov mierne zvýšil. S narastajúcim časovým odstupom sa jeho vplyv mierne

oslaboval podobne, ako v predkrízovom období. Okamžitý príspevok kurzového šoku k vývoju cenovej hladiny v *Poľsku* síce vplyvom krízového obdobia poklesol, s narastajúcim časovým odstupom zostával stabilný a súčasne aj vyšší ako v predkrízovom období. V *Slovenskej republike* sa príspevok pozitívneho kurzového šoku k variabilite cenovej hladiny v krátkom období znížil, s narastajúcim časovým odstupom však zostával relatívne stabilný.

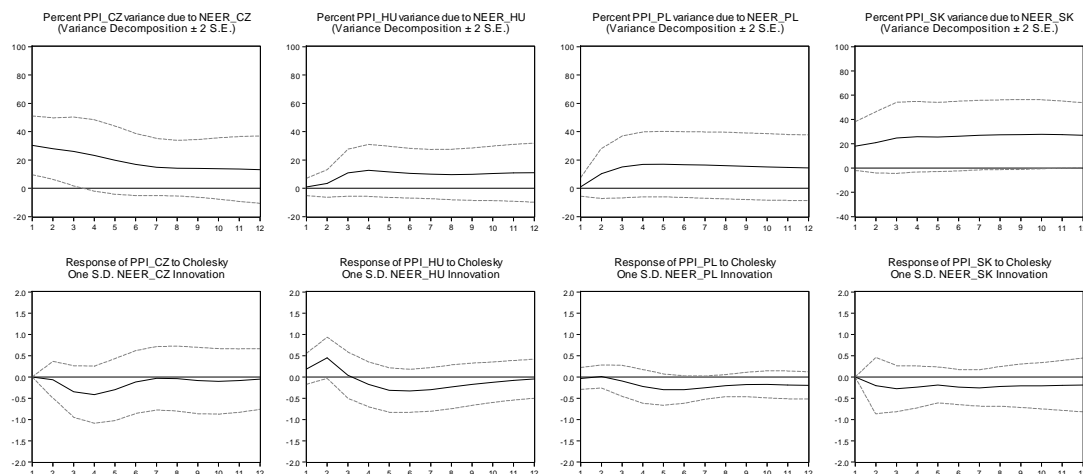
V prvých dvoch krajinách došlo vplyvom krízového obdobia k posilneniu vplyvu kurzového šoku na variabilitu cenovej hladiny. V Českej republike a Maďarsku sa tento nárast vplyvu prejavil zvýšením príspevkov NEER k vývoju cenovej hladiny najmä počas prvých štyroch štvrtrokov. V Poľsku sa síce krátkodobý príspevok NEER k variabilite cenovej hladiny javil ako nižší, s narastajúcim časovým odstupom však neoslaboval (ako tomu bolo počas predkrízového obdobia). Jedine v Slovenskej republike sa význam kurzového šoku pri objasňovaní nepredpokladaných výkyvov vo vývoji cenovej hladiny celkovo znížil.

Na základe analýzy priebehu impulse-response funkcií cenovej hladiny vyjadrenej prostredníctvom indexu spotrebiteľských cien možno konštatovať, že vplyvom krízového obdobia sa nábehová fáza pôsobenia pozitívneho kurzového šoku mierne skrátila (t.j. cenová hladina reagovala s menším časovým oneskorením ako v predkrízovom období) vo všetkých štyroch ekonomikách. V Českej republike sa dôsledkom pozitívneho kurzového šoku cenová hladina znížila s časovým odstupom necelých dvoch štvrtrokov (t.j. výrazne skôr ako v predkrízovom období). Vplyv šoku sa javil ako pomerne stabilný a jeho intenzita sa výraznejšie nemenila ani s narastajúcim časovým odstupom. Dopad kurzového šoku na vývoj cenovej hladiny sa tak javil ako permanentný. K pozitívnemu spôsobeniu jednorazového kurzového šoku na vývoj cenovej hladiny v *Maďarsku* došlo, v porovnaní s predkrízovým obdobím, skôr. Efekt šoku sa v krátkom období javil ako výraznejší, pričom kulminoval po približne štyroch štvrtrokoch. V dlhom časovom období sa pozitívny kurzový šok javil vo vzťahu k cenovej hladine ako neutrálny, pričom jeho pôsobenie plne zaniklo po necelých siedmych štvrtrokoch. Dĺžka nábehovej fázy pôsobenia kurzového šoku v *Poľsku* niesla črty našich zistení v rámci modelu z predkrízového obdobia. Intenzita šoku sa však javila ako výraznejšia a trvácnejšia. Pozitívne pôsobenie kurzového šoku sa nevytratilo ani s narastajúcim časovým odstupom, dôsledkom čoho možno jeho vplyv na vývoj domácej cenovej hladiny označiť ako permanentný. Dôsledkom pôsobenia pozitívneho kurzového šoku sa domáca cenová hladina v *Slovenskej republike*, na rozdiel od predkrízového obdobia, znížila okamžite. Aj keď sa pozitívny efekt kurzového šoku s narastajúcim časovým odstupom mierne oslaboval, k jeho úplnému zániku nedošlo ani v dlhom časovom období, dôsledkom čoho možno jeho vplyv na vývoj cenovej hladiny označiť ako trvalý.

Výraznou črtou pôsobenia pozitívneho kurzového šoku v rámci rozšíreného obdobia boli dlhodobé dopady na vývoj cenovej hladiny v Českej republike, Poľsku a Slovenskej republike. Cenová hladina v týchto troch ekonomikách súčasne reagovala na kurzový podnet s menším časovým oneskorením ako v predkrízovom období. Naproti tomu v Maďarsku sa dĺžka pozitívneho efektu menového kurzu na vývoj cenovej hladiny mierne skrátila, avšak intenzita šoku bola výraznejšia a nábehová fáza kratšia.

V grafe 6.8 uvádzame výsledky dekompozície variancie a priebehu impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv NEER na index cien výrobcov v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B2).

Graf 6.8 Vplyv NEER na index cien výrobcov v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



Prameň: Výpočty autora.

Rozšírenie obdobia pre analýzu dekompozície variancie cenovej hladiny na báze indexu cien výrobcov prinieslo podobné výsledky, ako sme prezentovali v prípade predchádzajúceho cenového indexu. Krátkodobý príspevok pozitívneho kurzového šoku k variabilite domácej cenovej hladiny sa v modeli B zreteľne zvýšil (s výnimkou Slovenskej republiky). Aj keď sa význam šoku s narastajúcim časovým odstupom postupne oslaboval, v dlhom časovom období sa javil ako stabilný. Okamžitý príspevok pozitívneho kurzového šoku k variabilite domácej cenovej hladiny sa v *Českej republike* výrazne zvýšil. Aj keď sa význam kurzového šoku pri objasňovaní vývoja cenovej hladiny s narastajúcim časovým odstupom znižoval, jeho vplyv v krátkom období v porovnaní s predkrízovým obdobím celkovo stúpol. Aj keď sa okamžitý podiel kurzového šoku na variabilite cenovej hladiny v *Maďarsku* v modeli B znížil, počas nasledujúcich dvoch štvrtrokov mierne akceleroval. V dlhom časovom období sa príspevok kurzového šoku k variabilite cenovej hladiny stabilizoval. K výraznému zvýšeniu krátkodobého vplyvu kurzového šoku na vývoj domácej cenovej hladiny došlo v rámci rozšíreného obdobia aj v *Poľsku*. V porovnaní s modelom A mierne pokleslo aj časové oneskorenie, s ktorým začal kurzový šok ovplyvňovať vývoj cenovej hladiny. Jedine v *Slovenskej republike* sa príspevok jednorazového pozitívneho kurzového šoku k variabilite cenovej hladiny na báze indexu cien výrobcov v rámci rozšíreného obdobia znížil. S narastajúcim časovým odstupom sa vplyv kurzového šoku výraznejšie nemenil a v dlhom období sa javil ako pomerne stabilný.

Vplyvom krízového obdobia došlo v *Českej republike*, *Maďarsku* a *Poľsku* k zvýšeniu príspevkov jednorazového pozitívneho kurzového šoku k variabilite domácej cenovej hladiny

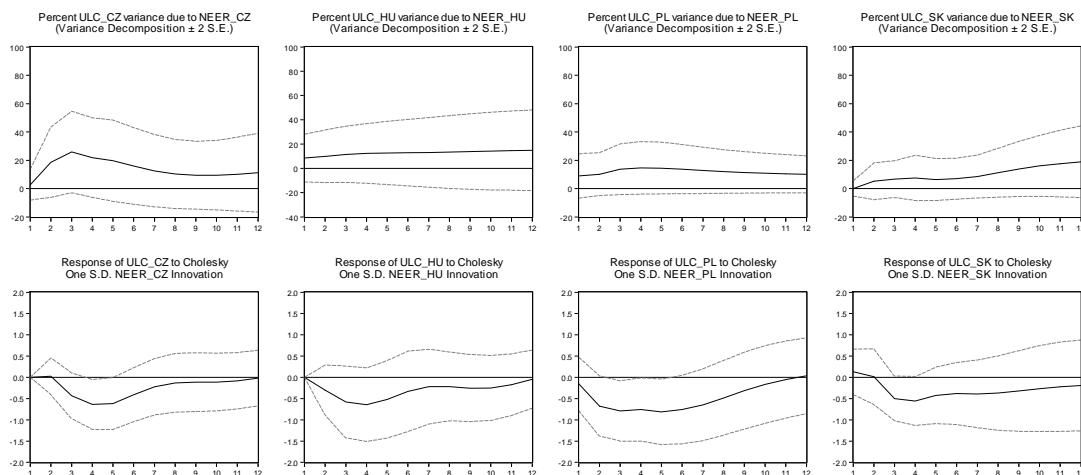
odrážajúcej pohyb na úrovni cien výrobcov. Zreteľné rozdiely v reakciách domáceho cenového indexu na kurzový šok sme pritom v prípade všetkých troch krajín mohli zaznamenať v krátkom období. Naproti tomu v Slovenskej republike sa význam kurzového šoku pri objasňovaní variability domácej cenovej hladiny v krátkom období mierne znížil, zatiaľ čo v dlhom období zostal jeho príspevok stabilný.

Na základe analýzy priebehu impulse-response funkcií v rámci rozšíreného obdobia možno konštatovať, že reakcie cenovej hladiny na báze indexu cien výrobcov sa v jednotlivých krajinách SE vplyvom krízového obdobia zmenili. V *Českej republike* sa dôsledkom pôsobenia pozitívneho kurzového šoku miera inflácie znížila s predstihom približne dvoch štvrtrokov v porovnaní s predkrízovým obdobím. Efekt šoku trval podstatne kratšie, keď k jeho zániku došlo po vyše siedmich štvrtrokoch. K poklesu cenovej hladiny v *Maďarsku* vplyvom jednorazového kurzového šoku došlo po približne troch štvrtrokoch (teda približne s rovnakým časovým oneskorením ako v predkrízovom období). Efekt šoku kulminoval po takmer šiestich štvrtrokoch, pričom k jeho úplnému zániku došlo po vyše dvanástich štvrtrokoch. Pozitívny kurzový šok viedol s časovým odstupom vyše dvoch štvrtrokov k postupnému miernemu znižovaniu cenovej hladiny aj v *Poľsku*. V porovnaní s málo výrazným pôsobením kurzového šoku počas predkrízového obdobia sa tak cenová hladina vplyvom krízových rokov vplyvom tohto šoku znížila podstatne výraznejšie. Efekt šoku sa súčasne s narastajúcim časovým odstupom neznižoval a v dlhom časovom období sa javil ako permanentný. Obdobne aj v *Slovenskej republike* sa krízové roky premietli do zvýšenia citlivosti domácej cenovej hladiny na pozitívny kurzový šok. Vplyvom šoku došlo k poklesu cenovej hladiny s vyše štvrtročným predstihom. Efekt šoku mal pomerne trvácny charakter, ktorý sa ani v dlhom časovom období neoslaboval, dôsledkom čoho ho možno považovať za trvalý.

Vplyvom krízového obdobia sa časové oneskorenie v reakcii cenovej hladiny na jednorazový pozitívny kurzový šok v jednotlivých krajinách SE (s výnimkou Maďarska) výrazne skrátilo. Pozitívny vplyv kurzového šoku na cenový index sa v krátkom období súčasne zvýšil. S výnimkou Českej republiky mal pozitívny kurzový šok v ostatných krajinách SE súčasne aj trvácnejší vplyv na vývoj cenovej hladiny, pričom v Poľsku a Slovenskej republike sa jeho dopad javil dokonca ako permanentný.

V grafe 6.9 prezentujeme výsledky dekompozície variancie a priebehu impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv NEER na jednotkové náklady práce v krajinách SE za obdobie rokov 2000 až 2010 (model B3).

Graf 6.9 Vplyv NEER na index jednotkových náklady práce v krajinách strednej Európy (2000Q1-2010Q4)



Prameň: Výpočty autora.

Analýza dekompozície variancie domácej cenovej hladiny na báze jednotkových nákladov práce v rámci časového obdobia rozšíreného o krízové roky nám priniesla výsledky porovnateľné s predchádzajúcimi dvoma cenovými indexmi. Aj keď sa okamžitý príspevok pozitívneho kurzového šoku k variabilite cenového indexu javil v *Českej republike* ako málo výrazný (v predkrízovom období sa pôsobenie šoku prejavilo až s takmer polročným odstupom), s časovým odstupom jedného štvrt'roka pomerne výrazne stúpol. Napriek oslabovaniu jeho významu, ktoré nastalo po viac ako troch štvrt'rokoch sa jeho vplyv na vývoj cenovej hladiny výraznejšie neznižil ani v dlhom časovom období. K obdobnému (aj keď výraznejšiemu) nárastu okamžitého vplyvu kurzového šoku na vývoj cenovej hladiny došlo aj v *Maďarsku*. Príspevok kurzového šoku k variabilite cenového indexu sa s narastajúcim časovým odstupom javil ako pomerne stabilný. Aj keď sa príspevok kurzového šoku k variabilite cenovej hladiny v *Poľsku* výraznejšie nezmenil, jeho krátkodobý vplyv sa mierne posilnil. Podobne ako v *Maďarsku*, aj v prípade *Poľska* sa príspevok kurzového šoku k variabilite cenovej hladiny v dlhom časovom období javil ako relatívne stabilný. V *Slovenskej republike* sa význam kurzového šoku pri objasňovaní výkyvov vo vývoji cenovej hladiny javil počas prvých troch štvrt'rokov ako porovnateľný s predkrízovou situáciou. S narastajúcim časovým odstupom však dynamika rastu vplyvu kurzového šoku na vývoj domácej cenovej hladiny, v porovnaní s predkrízovým obdobím, zaostávala.

Vplyvom krízového obdobia sa význam jednorazového pozitívneho kurzového šoku pri objasňovaní nepredpokladaných pohybov cenovej hladiny na báze indexu jednotkových nákladov práce v jednotlivých krajinách SE zvýšil (s výnimkou Slovenskej republiky). Okrem toho sa v *Českej republike*, *Maďarsku* a *Poľsku* zvýšil aj okamžitý príspevok (t.j. bez časového oneskorenia) kurzového šoku k variabilite cenovej hladiny. Naproti tomu v podmienkach Slovenskej republiky sme pôsobenie pozitívneho kurzového šoku na vývoj cenovej hladiny mohli zaznamenať až s časovým odstupom jedného štvrt'roka. Aj keď sa jeho

príspevok k variabilite cenovej hladiny s narastajúcim časovým odstupom zvyšoval, nedosiahol úroveň z predkrízového obdobia.

Výsledky priebehu impulse-response funkcií cenovej hladiny na báze indexu jednotkových nákladov práce, v rámci časového obdobia rozšíreného o krízové roky, možno pre jednotlivé krajiny SE zhrnúť nasledovným spôsobom. Dôsledkom pôsobenia pozitívneho kurzového šoku sa cenová hladina v *Českej republike* znížila približne s polročným oneskorením (čo však bolo o dva štvrtroky skôr ako v predkrízovom období). Po dosiahnutí svojho ultima po štyroch štvrtrokoch sa efekt šoku pomerne výrazne vytrácal a s časovým odstupom dvanástich štvrtrokov aj zanikol. Pozitívny vplyv kurzového šoku na vývoj cenovej hladiny sa tak javil v rámci rozšíreného obdobia ako dočasný. Trvácnosť reakcie cenovej hladiny na pozitívny kurzový šok v *Maďarsku* bolo v rámci obidvoch modelov porovnateľná. Intenzita kurzového šoku sa však v krátkom období javila ako výraznejšia v modeli, do ktorého sme zahrnuli aj krízové roky. Efekt kurzového šoku pritom zanikol po približne dvanástich štvrtrokoch. Dôsledkom pôsobenia jednorazového kurzového šoku sa cenová hladina v *Poľsku* znížila pomerne výrazne, pričom reakcia na šok bola podstatne pružnejšia (v predkrízovom období cenová hladina poklesla s výrazným časovým oneskorením), keďže jej mierny pokles sme mohli zaznamenať už s minimálnym časovým odstupom. Na druhej strane sa pozitívny dopad šoku na vývoj cenovej hladiny javil ako dočasný a po vyše jedenástich štvrtrokoch sa úplne vytratil. Reakcia cenovej hladiny na pozitívny kurzový šok v *Slovenskej republike* bola v rámci rozšíreného obdobia mierne oneskorená (o jeden štvrtrok). Napriek tomu sa efekt šoku javil v krátkom období ako výraznejší, pričom k jeho úplnému zániku došlo neskôr (po pätnástich štvrtrokoch) ako v predkrízovom období.

Krízové obdobie pomerne výrazne zvýšilo citlivosť cenovej hladiny na báze jednotkových nákladov práce na pozitívny kurzový šok v jednotlivých krajinách SE (s výnimkou Slovenskej republiky). Cenová hladina v *Českej republike* a *Poľsku* poklesla vplyvom šoku nielen výraznejšie, ale aj s kratším časovým odstupom, ako tomu bolo v modeli A. Efekt šokov sa súčasne v rozšírenom období javil ako dočasný, kým v predkrízovom období ako trvalý. V *Maďarsku* sa trvácnosť aj nábehová fáza pôsobenia kurzového šoku približne zhodovali s výsledkami v predkrízovom období, pozitívny dopad šoku sa však najmä počas prvých štyroch štvrtrokov javil ako výraznejší. V *Slovenskej republike* sa pozitívny vplyv šoku prejavil so štvrtročným oneskorením oproti predkrízovému obdobiu. Čo do intenzity bol efekt šoku mierne silnejší a trvácnejší.

Záverom odhadov dekompozície variancie a priebehu impulse-response funkcií menového kurzu, ako aj jednotlivých domácich cenových indexov počas rozšíreného obdobia (model B), možno v podmienkach jednotlivých krajín SE zhrnúť nasledovným spôsobom. Vplyvom krízového obdobia sa príspevky šoku zahraničných cien dovozu k variabilite NEER (prvá úroveň pass-through efektu) v *Českej republike*, *Maďarsku* a *Poľsku* zvýšili. Nárast vplyvu zahraničného cenového šoku na vývoj menových kurzov v týchto ekonomikách je najvýraznejší v krátkom období, t.j. krátko po vzniku šoku. V dlhom časovom období sa význam zahraničných cien dovozu pri objasňovaní variability NEER stabilizoval, avšak celkovo na nižšej úrovni ako v predkrízovom období. Zvýšenie krátkodobého vplyvu zahraničného cenového šoku bolo v uvádzaných troch krajinách SE sprevádzané zvýšenou citlivosťou menových kurzov na tento šok. Apreciačné pôsobenie šoku zahraničného

cenového indexu na vývoj menových kurzov sa tak dostavilo v porovnaní s predkrízovým obdobím s menším časovým oneskorením a v krátkom období sa javilo ako výraznejšie. Na druhej strane sa však významná časť prorastového pôsobenia šoku vytratila v priebehu prvých dvoch rokov. Aj napriek tomu sa dopad zahraničného cenového šoku na vývoj menového kurzu javil v Českej republike ako permanentný. Na rozdiel od predchádzajúcich troch krajín sme v podmienkach Slovenskej republiky mohli zaznamenať odlišné črty pôsobenia indexu zahraničných cien dovozu na menový kurz. V porovnaní s predkrízovom obdobím sa príspevok zahraničného cenového šoku k variabilite NEER najmä v krátkom období výrazne znížil. Na druhej strane sa však ani s narastajúcim časovým odstupom výraznejšie nemenil. Prorastové pôsobenie šoku zahraničných cien dovozu sa súčasne v Slovenskej republike v rámci rozšíreného obdobia znížilo.

Zmeny v dekompozícii variancie a priebehoch impulse-response funkcií odrážajúcich vplyv jednorazového pozitívneho kurzového šoku na vývoj domácich cenových indexov (druhá úroveň pass-through efektu) v jednotlivých krajinách SE dôsledkom rozšírenia analyzovaného obdobia výrazne korešpondovali so závermi, ku ktorým sme dospeli pri skúmaní prvej úrovne pass-through efektu. Príspevky kurzového šoku k variabilite domácich cenových indexov sa vplyvom krízových rokov zvýšili takmer výlučne len v krátkom období v skupine troch krajín - Česká republika, Maďarsko a Poľsku (pri CPI je nárast príspevku kurzového šoku badateľný v dlhom období). Na druhej strane v Slovenskej republike sa príspevky pozitívneho kurzového šoku ku krátkodobej variabilite domácich cenových indexov znížili, zatiaľ čo v dlhom období skôr stabilizovali (avšak obdobne na nižších úrovniach ako v predkrízovom období). Zmeny v reakciách domácich cenových indexov na pozitívny kurzový šok možno v jednotlivých krajinách zhodnotiť v niekoľkých krokoch. V jednotlivých krajinách SE sa vplyvom krízového obdobia pozitívny dopad šoku na vývoj PPI a ULC zvýraznil, časové oneskorenie a trvanlivosť šoku sa skrátili (v Slovenskej republike sa prejavil len skrátene oneskorením). Pozitívny vplyv kurzového šoku na CPI sa v rámci rozšíreného obdobia zvýšil a súčasne skrátil len v Maďarsku (mierne sa znížilo aj časové oneskorenie reakcie). V Českej republike, Poľsku a Slovenskej republike sa vplyvom krízového obdobia predĺžil pozitívny vplyv kurzového šoku na CPI (cenová hladina sa dokonca javila ako trvalo znížená), pričom v Českej republike a Slovenskej republike sa súčasne skrátilo ak časové oneskorenie dopadu šoku.

6.5. Zhrnutie

Menové kurzy krajín SE prispievali v rámci predkrízového obdobia k zmierňovaniu prenosu vonkajších inflačných tlakov do domácich ekonomík jednotlivých krajín SE (prvá úroveň pass-through efektu). Flexibilitu národných mien vo vzťahu k náhlym rastovým cenovým impulzom tak možno vnímať ako potenciálnu krátkodobú výhodu pri zachovávaní stabilných podmienok vývoja v domácom cenovom okruhu. Aj keď sa príspevok zahraničných cien dovozu k variabilite menových kurzov krajín SE pohyboval v rámci predkrízového obdobia na úrovni okolo 20 až 30 percent (v Maďarsku až s časovým odstupom vyše jedného roka), apreciačné pôsobenie ich náhleho zvýšenia bolo zreteľné.

Príspevky menového kurzu k variabilite domácich cenových indexov sa počas predkrízového obdobia javili obdobne ako pomerne nízke (v krátkom období v rozmedzí 10 až 20 percent). Vplyv jednorazového kurzového šoku na ich vývoj sa však javil ako pozitívny a to či už dočasne (CPI a PPI, pri ULC len v Maďarsku a Slovenskej republike), prípadne aj trvalo (ULC v Českej republike a Poľsku).

Rozšírenie obdobia pre analýzu pass-through efektu menových kurzov v jednotlivých krajinách SE prinieslo niekoľko zásadných poznatkov o vplyve krízových rokov na prenášanie vonkajších cenových podnetov do domácich ekonomík. V rámci rozšíreného obdobia sa význam vonkajšieho inflačného podnetu pri objasňovaní nepredpokladaných výkyvov vo vývoji menového kurzu zvýšil najmä v krátkom období v Českej republike, Maďarsku a Poľsku. Na druhej strane možno výrazné zníženie vplyvu vonkajšieho inflačného podnetu na vývoj NEER v Slovenskej republike vnímať ako opodstatnený kvôli zavedeniu eura od roku 2009. Stratu flexibility menového kurzu tak možno pri posudzovaní prvej úrovne pass-through efektu vnímať ako potenciálne riziko zvýšenia expozície slovenskej ekonomiky voči vonkajším negatívnym inflačným vplyvom.

Aj pri posudzovaní druhej úrovne pass-through efektu v rámci rozšíreného obdobia sme mohli konštatovať nárast citlivosti v tomto prípade domáceho cenového vývoja na podnety vysielané neočakávanými zmenami menového kurzu v Českej republike, Maďarsku a Poľsku. Zvýšená volatilita menových kurzov tak bola v týchto ekonomikách spojená s nárastom (pozitívneho) vplyvu menových kurzov na vývoj domácej cenovej hladiny. Na základe tohto zistenia možno konštatovať, že posilnenie menových kurzov domácich mien, vyvolané zahraničným cenovým šokom, tlmilo v týchto troch krajinách exogénny inflačný impulz účinnejšie. Naproti tomu v Slovenskej republike sa vplyv NEER na domáci cenový vývoj v rámci rozšíreného obdobia znížil. Možno teda usudzovať, že strata menovej autonómie bola v Slovenskej republike spojená so znížením pass-through efektu menového kurzu a teda v konečnom dôsledku poklesom schopnosti menového kurzu tmiť prenos vonkajších inflačných tlakov do domáceho cenového okruhu.

7. ZÁVER

Obdobie posledných dvoch desaťročí bolo v krajinách strednej Európy spojené s výraznými zmenami podmienok pre formovanie dlhodobých predpokladov udržateľného zvyšovania ekonomickej prosperity. Systematické zmeny trhového prostredia poznačené procesom transformácie, neskôr konvergenie k vyspelým ekonomikám západnej Európy a v každom prípade aj celkovej adaptácie na dynamicky sa meniace podmienky na domácich a zahraničných trhoch, mali zásadný vplyv na mnohé črty hospodársko-politického rozhodovania domácich autorít. Politika menových kurzov tak musela v týchto krajinách nevyhnutne reflektovať širšie súvislosti celkového makroekonomického vývoja s ohľadom na udržiavanie podmienok vnútornej a vonkajšej rovnováhy.

Požiadavka obnovenia a udržiavania podmienok makroekonomickej stability významným spôsobom poznačila rozhodovanie domácich menových autorít o voľbe režimu menového kurzu. Z tohto dôvodu je možno vnímať ako opodstatnené počiatočné rozhodnutie o využívaní málo flexibilných systémov menových kurzov. Krátkodobé pozitívne efekty rigidných režimov menových kurzov však v krajinách s pretrvávajúcimi čiastkovými nerovnovahami vytvárajú nežiadúce pnutia, dlhodobejšie pôsobenie ktorých môže prerásť do výrazných nekontrolovaných korekcií zo strany samotných trhov. Aj v tejto súvislosti sme preto v podmienkach krajín strednej Európy mohli sledovať postupné „spružňovanie“ uplatňovaných režimov menových kurzov v podobe zavádzania a rozširovania pásiem oscilácie pri pevných menových kurzoch a (ne)pravidelné úpravy centrálnej parity, resp. ich kombináciu. V Českej republike, Poľsku a Slovenskej republike bola takáto tendencia zavŕšená koncom 90. rokov zavedením systému pohyblivého menového kurzu. Maďarsko, ktoré síce zostalo pri pevnom menovom kurze naviazanom na euro, však zavedením širokého oscilačného pásma túto tendenciu sledovalo tiež.

Vyššia flexibilita kurzových režimov vytvorila v krajinách strednej Európy značný priestor pre analýzu širokého spektra vzájomných efektov medzi pohyblivými menovými kurzami a domácim ekonomickým vývojom. V tejto súvislosti sme sa v rámci jednotlivých kapitol monografie zaoberali postupne vplyvmi inflácie a úrokových sadzieb na menové kurzy, faktormi volatility menových kurzov, vplyvom menových kurzov na vybrané makroekonomické kategórie a významom menových kurzov pri prenášaní vonkajších inflačných tlakov. Vplyv krízového obdobia, ktorého pôsobenie významným spôsobom ovplyvnilo základné proporcie jednotlivých krajín, sme v rámci jednotlivých kapitol zohľadnili tak, že sme analýzu vybraných aspektov menových kurzov uskutočnili v rámci dvoch období, t.j. obdobia predkrízového a obdobia rozšíreného o krízové roky. Porovnaním výsledkov sme sa pokúsili naznačiť možné dôsledky krízového obdobia na prezentované závery.

Na základe analýzy pôsobenia inflácie a úrokových sadzieb na vývoj menových kurzov sme došli k zisteniu, že obidve kategórie mali v rámci sledovaného obdobia významný vplyv na vývoj trajektórie menových kurzov krajín SE. Podľa očakávania sa v modelových podmienkach náhle zvýšenie úrokových sadzieb prejavilo na vývoji menových kurzov apreciačne, zatiaľ čo na zvýšenie miery inflácie reagovali menové kurzy negatívne, t.j. depreciačne. Na druhej strane sme medzi jednotlivými krajinami mohli zaznamenať určité

rozdiely nielen v príspevkoch týchto dvoch faktorov k variabilite menových kurzov, ale aj v samotnej reakcii menových kurzov na jednorazové šoky spôsobené týmito faktormi. Keďže úrokové miery tvorili v rámci sledovaného obdobia významný nástroj domácich centrálnych bánk pri ovplyvňovaní menového vývoja, udržiavanie stability v domácom cenovom okruhu tak prispievalo, spoločne s politikou postupne klesajúcich úrokových sadziieb, k stabilizácii vývoja menových kurzov v krajinách SE.

Krízové obdobie sa premietlo do zmien v reakciách menových kurzov na pôsobenie inflácie a úrokových sadziieb. V tejto súvislosti sme mohli v prevažnej miere zaznamenať oslabenie príspevkov obidvoch faktorov na variabilitu menových kurzov predovšetkým v krátkom období. V rámci rozšíreného časového obdobia sa súčasne mierne znížila aj krátkodobá citlivosť menových kurzov na pôsobenie inflácie a úrokových sadziieb. Spomedzi všetkých štyroch krajín SE sa utlmujúce pôsobenie krízových rokov na vplyv inflácie a úrokových sadziieb na vývoj menových kurzov najvýraznejšie prejavilo v Slovenskej republike. Domnievame sa, že tento efekt možno čiastočne pripísať dôsledkom stabilizačného pôsobenia zafixovania menového kurzu slovenskej koruny v súvislosti s prechodom Slovenskej republiky na euro začiatkom roku 2009. Zníženie schopnosti menového kurzu (NEER) reflektovať na vývoj inflácie a úrokových sadziieb tak súčasne vytvára priestor pre posilňovanie významu iných prenosových kanálov, ktorými sa tieto podnety prejavujú v podmienkach domácej ekonomiky (napr. v podobe výraznejšieho vplyvu na domáce investície a spotrebu).

V rámci *analýzy faktorov determinácie menových kurzov* v krajinách SE sme skúmali vplyv nominálneho, dopytového a ponukového šoku na ich vývoj. Nominálne šoky mali počas predkrízového obdobia tendenciu pôsobiť na vývoj menových kurzov prevažne negatívne. Aj keď sa depreciačný vplyv šoku prejavoval s miernym časovým odstupom, jeho celkový efekt sa javil skôr ako krátkodobý, dočasný. Dopytové a ponukové šoky pôsobili na vývoj menových kurzov krajín SE pozitívne. Apreciačný vplyv dopytového šoku sa prejavil najmä v krátkom období, kedy bol súčasne jeho príspevok k variabilite menových kurzov najvýraznejší. Časové rozloženie vplyvu ponukového šoku na menové kurzy sa medzi jednotlivými krajinami líšilo. Význam všetkých troch štruktúrnych šokov sa pri determinácii vývoja menových kurzov s narastajúcim časovým odstupom prevažne znižoval.

Krízové obdobie prispelo k zmene podielov jednotlivých štruktúrnych šokov na variabilite vývoja menových kurzov jednotlivých krajín SE. Súčasne sme mohli zaznamenať aj zvýšenie najmä ich krátkodobej citlivosti na jednotlivé šoky. Destabilizačný vplyv štruktúrnych šokov na vývoj menových kurzov sa vplyvom krízového obdobia prevažne mierne zvýšil.

Pôsobenie menových kurzov na vývoj vybraných makroekonomických premenných krajín SE korešpondovalo s našimi predpokladmi vychádzajúcimi z empirických výsledkov podobných štúdií. Aj keď výsledky analýzy indikovali rozdiely v intenzite a trvácnosti pôsobenia vplyvu menového kurzu na vývoj reálneho outputu, peňažnej zásoby, miery inflácie, krátkodobej úrokovej miery a salda bežného účtu platobnej bilancie, prezentované závery potvrdili významný vplyv menového kurzu na makroekonomický vývoj krajín SE. Pozitívny kurzový šok a teda apreciačný vplyv menového kurzu mal za následok pokles

reálneho outputu vo všetkých štyroch ekonomikách. Tento efekt pritom možno spájať s poklesom zahraničnej konkurencieschopnosti domácich ekonomík (zníženie cenovej konkurencieschopnosti domácich výrobcov sa pritom obvykle prejavuje nielen na zahraničných trhoch, ale aj na domácich trhoch), ku ktorej obvykle dochádza dôsledkom zhodnotenia domácej meny. Obdobne negatívny dopad malo posilnenie menového kurzu aj na vývoj domácej peňažnej zásoby, čo možno zdôvodniť znížením transakčného dopytu po peniazoch kvôli poklesu reálneho outputu, znížením inflácie, ako aj zhoršením salda bežného účtu platobnej bilancie tak, ako nám to indikovali priebehy impulse-response funkcií všetkých troch premenných. V súlade s našimi očakávaniami malo zhodnotenie menových kurzov v jednotlivých krajinách SE pozitívny vplyv na vývoj inflácie predovšetkým v krátkom období. Tento efekt na vývoj v domácom cenovom okruhu tak možno vnímať ako určitý kompenzujúci príspevok menového kurzu k zmierneniu poklesu cenovej konkurencieschopnosti (spôsobenej apreciaciou menového kurzu) domácich výrobcov na domácich aj zahraničných trhoch. Úrokové miery v krajinách SE reagovali na posilnenie menového kurzu s miernym oneskorením oproti miere inflácie. Toto zistenie možno vnímať ako jeden z argumentov zdôrazňujúcich prepojenosť vývoja úrokových sadzieb a miery inflácie v kontexte pôsobenia menového kurzu (zjavná kauzálna prepojenosť medzi týmito kategóriami sa pritom výrazne oslabuje stratou menovej suverenity domácej centrálnej banky). V súlade s našimi očakávaniami malo posilnenie menového kurzu v jednotlivých krajinách SE negatívny vplyv na vývoj bežného účtu platobnej bilancie. V niektorých prípadoch sme pritom mohli zaznamenať výrazný prejav efektu, ktorý je známy ako J-krivka, kedy k zhoršeniu vývoja na bežnom účte došlo až s určitým časovým oneskorením potom, čo sa najprv krátkodobý vývoj na bežnom účte zlepšil.

Dôsledkom zahrnutia krízových rokov do analýzy vplyvu menového kurzu na vybrané makroekonomické premenné sa ich citlivosť na kurzový šok prevažne zvýšila a dĺžka obdobia trvania efektu kurzového šoku skrátila. Pôsobenie menového kurzu na vývoj reálneho outputu bolo v jednotlivých krajinách SE spojené s výraznejšími disproporčnými zmenami v peňažnej zásobe ako v predkrízovom období. Rozšírenie analyzovaného obdobia viedlo jedine v Slovenskej republike k výraznému poklesu vzájomnej prepojenosti medzi vývojom menového kurzu a úrokovými mierami. Aj napriek výraznejšej okamžitej reakcii miery inflácie na pozitívny kurzový šok, došlo vplyvom zhodnotenia menového kurzu len k minimálnemu poklesu úrokovej miery. Zníženie citlivosti domácich úrokových sadzieb na vývoj menového kurzu v rámci rozšíreného obdobia pritom možno v podmienkach Slovenskej republiky vnímať ako jeden z dôsledkov straty schopnosti úrokových sadzieb odrážať vplyvy podnetov vysielaných vývojom menového kurzu. Obdobné zníženie vplyvu menového kurzu sme mohli jedine v Slovenskej republike zaznamenať aj v prípade reakcie salda bežného účtu platobnej bilancie.

Význam menového kurzu pri prenášaní vonkajších inflačných tlakov (pass-through efekt) do domácich cenových indexov nám umožnil analyzovať schopnosť menového kurzu tmiť, prípadne posilňovať prenos vonkajších cenových podnetov na vývoj v domácom cenovom okruhu. Na základe prezentovaných výsledkov možno konštatovať, že vonkajší inflačný podnet, v podobe zvýšenia hodnoty zahraničného cenového indexu, pôsobil na vývoj menových kurzov krajín SE s miernym časovým oneskorením apreciačne. Predpokladáme, že

oneskorená reakcia mohla byť spôsobená nižšou cenovou pružnosťou domácich importov. Posilnenie menových kurzov vo všetkých štyroch ekonomikách, spôsobené zahraničným cenovým šokom (prvá úroveň pass-through efektu), tak počas predkrízového obdobia prispievalo k zmierňovaniu prenášania vonkajších inflačných podnetov do domáceho cenového okruhu. Obdobne oneskorené reakcie sme mohli zaznamenať aj v prípade jednotlivých domácich cenových indexov, ktorých úroveň sa vplyvom pôsobenia zhodnoteného menového kurzu znížila s miernym časovým odstupom. Analýza v rámci predkrízového obdobia nám súčasne plne nepotvrdila empiricky podloženú logickú previazanosť väzieb medzi jednotlivými domácimi cenovými indexmi v rámci distribučného reťazca vonkajšieho cenového podnetu prenášaného menovým kurzom.

Rozšírenie analýzy pass-through efektu o krízové obdobie viedlo k zaujímavým zisteniam. V Českej republike, Maďarsku a Poľsku sa citlivosť menového kurzu na vonkajší cenový podnet zvýšila. Nárast vplyvu bol pritom najvýraznejší v krátkom období, t.j. krátko po vzniku šoku. Zvýšenie citlivosti menových kurzov tejto trojice ekonomík na pôsobenie zahraničného inflačného tlaku bolo súčasne spojené s nárastom príspevku zahraničného cenového indexu k ich variabilite. Naopak v Slovenskej republike analýza prvej úrovne pass-through efektu indikovala pokles významu, ako aj samotného vplyvu, vonkajšieho inflačného podnetu na vývoj menového kurzu. Takýto vývoj možno chápať ako logický dôsledok prijatia eura. Aj druhá úroveň pass-through efektu bola v rámci všetkých štyroch ekonomík poznačená rozšírením analyzovaného obdobia o krízové roky. V Českej republike, Maďarsku a Poľsku sa vplyv menového kurzu na vývoj domácich cenových indexov posilnil prevažne v krátkom období (pri CPI je nárast príspevku kurzového šoku badateľný v dlhom období). Na druhej strane v Slovenskej republike sa príspevky pozitívneho kurzového šoku ku krátkodobej variabilite domácich cenových indexov znížili, zatiaľ čo v dlhom období skôr stabilizovali (avšak obdobne na nižších úrovniach ako v predkrízovom období). Na základe prezentovanej analýzy možno usudzovať, že strata menovej autonómie bola v Slovenskej republike spojená so znížením pass-through efektu menového kurzu a teda v konečnom dôsledku poklesom schopnosti menového kurzu tlmiť prenos vonkajších inflačných tlakov do domáceho cenového okruhu, zatiaľ čo vo zvyšných troch ekonomikách sa pass-through efekt menového kurzu v rámci rozšíreného časového obdobia prevažne zvýšil, čím prispieval k tlmeniu vonkajšie inflačných podnetov intenzívnejšie. Analýza vplyvu menového kurzu na prenášanie vonkajších inflačných tlakov upozornila na jeden z negatívnych dôsledkov straty, prípadne poklesu schopnosti menového kurzu odrážať pôsobenie národne špecifických, v tomto prípade vonkajších, vplyvov. V tejto súvislosti tak preto možno predpokladať, že vstupom do EMÚ budú aj zvyšné tri kandidátske krajiny z regiónu SE vystavené zvýšenému riziku znášania negatívnych dôsledkov vonkajších inflačných vplyvov v podobe zhoršenia vývoja domácich cenových indexov.

Pri posudzovaní významu menových kurzov z pohľadu jednotlivých tematických okruhov sme vychádzali z empirických poznatkov mnohých štúdií, čo nám vytvorilo značnú argumentačnú základňu pri hodnotení dosiahnutých výsledkov. Na druhej strane sme však nesledovali zámer absolutizovať zistené skutočnosti a tak skôr ako samotné výsledky v jednotlivých kapitolách považujeme za prínosné porovnanie záverov či už v rámci jednotlivých období (predkrízové a rozšírené obdobie) pre jednotlivé krajiny, tak aj vzájomne

medzi jednotlivými krajinami. V prípade Slovenskej republiky sa nám rozdelením analýzy na dve obdobia pri posudzovaní vybraných aspektov menových kurzov súčasne vytvoril priestor pre zohľadnenie možných vplyvov zavedenia eura a teda de facto straty flexibility menového kurzu a to opätovne či už v rámci obidvoch období, tak aj pri porovnaní s výsledkami pre Českú republiku, Maďarsko a Poľsko. V praktickej, ale aj v teoretickej rovine je odlišenie efektov, ktoré so sebou priniesla hospodárska kríza od efektov prijatia eura, veľmi náročné. Súčasne nevylučujeme vplyv iných faktorov počas krízového obdobia. Porovnávanie výsledkov predkrízového a rozšíreného obdobia je preto silne poznamenané empirickými poznatkami a argumentačnou schopnosťou autora. Výsledky prezentované v jednotlivých kapitolách je preto vhodné vnímať skôr ako príspevok do širokej diskusie o možných efektoch hospodárskej krízy a v prípade Slovenskej republiky aj straty flexibility menového kurzu.

LITERATÚRA

Odborné štúdie

ADRANGI, B. - ALLENDER, M.E. - RAFFIIEE (2011) *Exchange Rates and Inflation Rates: Exploring Nonlinear Relationships*, Review of Economics & Finance, 1(2): 1-16

AGUIRRE, Á. - 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.

ARGHYROU, M.G. - CHORTAREAS, G. (2008) *Current account imbalances and real exchange rates in the Euro area*, Review of International Economics, 9(5): 747-764

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

ARTIS, M. J. - EHRMAN, M. (2000) *The Exchange Rate - A Shock-absorber or Source of Shocks? A Study of Four Open Economies*, [Robert Schuman Centre for Advanced Studies, Working Paper No. 38/2000] San Domenico di Fiesole, European University Institute, 39 p.

BABECKÁ-KUCHARČUKOVÁ, O. (2009) *Transmission Mechanism of Exchange Rate Shocks onto Domestic Inflation: The Case of the Czech republic*, Finance a úvěr, 59(2): 137-152

BAILIU, J. - FUJII, E. (2004) *Exchange Rate Pass-Through and the Inflationary Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation*, [Bank of Canada, Working Paper No. 21/2004] Ottawa, Bank of Canada, 29 p.

BAYOUMI, T. - EICHENGREEN, B.J. (1992) *Shocking Aspects of European Monetary Unification*, [National Bureau of Economic Research Working Paper No. 3949] New York, National Bureau of Economic Research, 54 p.

BEN ARFA, N. (2009) *Analysis of Shocks Affecting Europe: EMU and some Central and Eastern Acceding Countries*. Panoeconomicus, 56(1): 21-38

BLANCHARD, O.J. - QUAH, D. (1988) *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Disturbances*, [National Bureau of Economic Research Working Paper No. 4637] New York, National Bureau of Economic Research, 39 p.

BORGHIJS, A. - KUIJS, A. (2004) *Exchange Rates in Central Europe*, [International Monetary Fund, Working Paper, No. 2/2004] Washington D.C., International Monetary Fund, 29 p.

BURDEKIN, R.C.K. - SIKLOS, P.L. (1999) *Exchange Rate Regimes and Shifts in Inflation Persistence: Does Nothing Else Matter?*, Journal of Money, Credit and Banking 31(2): 235-247

CA' ZORZI, M. - HAHN, E. - SÁNCHEZ, M. (2007) *Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets*, [European Central Bank, Working Paper No. 739], Frankfurt am Main, European Central Bank, 31 p.

CALVO, G. - REINHART, C. (2002) *Fear of Floating*, Quarterly Journal of Economics 117(2): 379-408

- CAMPA, J. M. - GOLDBERG, L. S. - GONZÁLEZ-MÍNGUEZ, J.M. (2005) *Exchange Rate Pass-Through to Import Prices in Euro Area*, [National Bureau of Economic Research Working Paper No. 11632] New York, National Bureau of Economic Research, 49 p.
- CHEW, J. - OULIARIS, S. - TAN, S.M. (2011) *Exchange Rate Pass-Through over the Business Cycle in Singapore*, [International Monetary Fund, Working Paper, No. 141/2011] Washington D.C., International Monetary Fund, 29 p.
- CHOWDHURY, I.S. (2004) *Sources of Exchange Rate Fluctuations: Empirical Evidence from Six Emerging Market Countries*, *Applied Financial Economics*, 14(10): 697-705
- CLARIDA, R. - GALI, J. (1994) *Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?*, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41(1): 1-56
- CORTINHAS, C. (2007) *Exchange Rate Pass-Through in ASEAN: Implications for the prospects of Monetary Integration in the Region*, [NIPE, Working Paper No. 2], Minho, NIPE, 31p.
- CROWDER, W.J. - HOFFMAN, D.L. (1996) *The Long-Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited*, *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(1): 102-118
- DEACON, M. - DERRY, A. (1994) *Estimating Market Interest Rate and Inflation Expectations from the Prices of UK Government Bonds*, *Bank of England Quarterly Bulletin* 34: 232-240
- DIBOGLU, S. - KUTAN, A. (2001) *Sources of Real and Nominal Exchange Rate Fluctuations in Transition Economies: The Case of Poland and Hungary*, *Journal of Comparative Economics*, 29(2): 257-275
- DOMAC, I. - PETERS, K. - YUZEFOVICH, 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.
- ENDERS, W. - BONG-SOO, L. (1997) *Accounting for Real and Nominal Exchange Rate Movements in the post-Bretton Woods Period*, *Journal of International Money & Finance*, 16(2): 233-254
- ENGSTED, T. (1995) *Does the Long-Term Interest Rate Predict Future Inflation? A Multi-Country Analysis*, *The Review of Economics and Statistics*, 77(1): 42-54
- ÉGERT, B. - HALPERN, L. - MACDONALD, R. (2005) *Equilibrium Real Exchange Rates in Transition Economies*, [William Davidson Institute, Working Paper, No. 793] Michigan, William Davidson Institute, 50 p.
- EICHENBAUM, M. - EVANS, C. (1995) *Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates*, *Quarterly Journal of Economics*, 110 (4): 975-1009.
- ENGSTED, T. (1995) *Does the Long-Term Interest Rate Predict Future Inflation? A Multi-Country Analysis*, *The Review of Economics and Statistics*, 77(1): 42-54
- FIDRMUC, J. - HORVÁTH, R. (2007) *Volatility of Exchange Rates in Selected New EU Members: Evidence from Daily Data*, [CESifo, Working Paper No. 2107] Munich, CESifo, 31 p.
- FIDRMUC, J. - KORHONEN, I. (2001) *Similarity of Supply and Demand Shocks between the Euro Area and the CEECs*, [Bank of Finland Institute for Economies in Transition (BOFIT), Discussion Paper No. 14/2001] Helsinki, Bank of Finland, 46p.

- FRAIT, J. - KOMÁREK, L. (2001) *Real Exchange Rate Trends in Transitional Countries*, [University of Warwick, Economic Research Paper No. 596] Warwick, University of Warwick, 35 p.
- FUNG, B. - KASUMOVICH, M. (1998) *Monetary shocks in the G-6 Countries: is there a puzzle?*, *Journal of Monetary Economics*, 42(3): 575–592
- FUJIWARA, I. (2003) *Has a Effect of a Monetary Policy Changed During 1990s?*, [Osaka University, Discussion Paper No. 8] Osaka, Osaka University, 48 p.
- GARCIA, R. - PERRON, P. (1996) *An analysis of the real interest rate under regime shifts*, *Review of Economics and Statistics*, 78(1): 111–125
- GALÍ, J. - MONACELLI, T. (1999) *Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy*, [National Bureau of Economic Research Working Paper No. 8905] New York, National Bureau of Economic Research, 39 p.
- GERLACH, S. - SMETS, F. (1995) *The Monetary Policy Transmission Mechanism: Evidence from the G-7 Countries*, [Bank for International Settlements, Working Paper No. 26], Basel, Bank for International Settlements, 49 p.
- 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.
- HAMORI, S. - HAMORI, N. (2007) *Sources of Real and Nominal Exchange Rate Movements for the Euro*, *Economics Bulletin*, 6(32): 1-10
- HERRMANN, S. - JOCHEM, A. (2003) *Real and Nominal Convergence in the Central and East European Countries*, *Intereconomics*, 38(6): 323-327
- HUFNER, F.P. - SCHRODER, M. (2002) *Exchange Rate Pass-through to Consumer Prices: A European Perspective*, [Centre for European Economic Research, Discussion Paper, No. 20/2002] Mannheim: Centre for European Economic Research, 31 p.
- HERRMANN, S. - JOCHEM, A. (2003) *Real and Nominal Convergence in the Central and East European Countries*”, *Intereconomics*, 38(6): 323-327
- HNATKOVSKA, V. - LAHIRI, A. - VEGH, C.A. (2008) *Interest Rates and the Exchange Rate: A Non-Monotonic Tale*, [National Bureau of Economic Research Working Paper No. 13925] New York, National Bureau of Economic Research, 43 p.
- JOSIFIDIS, K. - ALLEGRET, J.P. - PUCAR, E.B. (2009) *Monetary and Exchange Rate Regime Changes: The Case of Poland, Czech republic, Slovakia and Republic of Serbia*, *Panoeconomicus*, 56(2): 199-226
- KARA, A. - NELSON, E. (2002) *The Exchange Rate and Inflation in the UK*, [Bank of England, Monetary Policy Committee Discussion Paper No. 11/2002] London, Bank of England, 41 p.
- KARUNARATNE, N. D. (2002) *Microeconomic Shocks, Depreciation and Inflation: An Australian perspective*, [The University of Queensland, School of Economics, Discussion Paper No. 298] Brisbane, The University of Queensland, School of Economics, 23 p.
- KOLLMANN, R. (2001) *The Exchange Rate in a Dynamic-Optimizing Business Cycle Model with Nominal Rigidities: A Quantitative Investigation*, *Journal of International Economics*, 55(2): 243–262

- KRAAY, A. (2003) *Do High Interest Rates Defend Currencies During Speculative Attacks?*, Journal of International Economics, 59(2): 297-32
- KREIDL, V. (1997) *Rovnovážný měnový kurz*, Finance a úvěr, 47(10): 580-597
- KUTAN, A.M. - DIBOGLU, S. (1998) *Sources of Real and Nominal Exchange Rate Fluctuations in Transition Economies*, [Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper No. 22/1998] St. Louis, Federal Reserve Bank of St. Louis, 21p.
- LAI, K.S. (2004) *On Structural Shifts and Stationarity of the Ex Ante Real Interest Rate*, International Review of Economics and Finance, 13(2): 217-228
- LANNE, M. (2001) *Near unit root and the relationship between inflation and interest rates: A reexamination of the Fisher effect*, Empirical Economics, 26(2): 357-366
- LASTRAPES, W.D. (1992) *Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates*, Review of Economics & Statistics, 74(3): 530-539
- LAZAROVÁ, Š. (1997) *Odhad rovnovážného měnového kurzu*. Finance a úvěr, 47(10): 598-607
- LEE, J. - CHINN, M.D. (1998) *The Current Account and the Real Exchange Rate: A Structural VAR Analysis of Major Currencies*, [National Bureau of Economic Research Working Paper No. 6495] New York, National Bureau of Economic Research, 28 p.
- 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.
- LIAN, A. (2007) *Exchange Rate Pass-through: Evidence Based on the Vector-Autoregression with Sign Restrictions*. MPRA Paper No. 527, 51 p.
- MCCARTHY, J. (1999) *Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in some Industrialized Economies*, [Bank for International Settlements, Working Paper No. 79/1999] Basel, Bank for International Settlements, 48 p.
- MENDOZA, E.G. (1992) *The Effect of Macroeconomics shock in a Basic Equilibrium Framework*, [International Monetary Fund, Staff Paper, No. 39/1992] Washington D.C., International Monetary Fund, 39(2): 855-889
- MIRDALA, R. (2008) *Analýza väzieb medzi vývojom inflácie a úrokových sadzieb (v modeli SVAR)*, Biatec, 16(6): 19-24
- MIRDALA, R. (2009) *Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices in the Selected Central European Countries*, Journal of Applied Economic Sciences, 4(3): 52-63
- MIRDALA, R. (2008) *Vplyv makroekonomických šokov na vývoj menového kurzu a outputu vo vybraných krajinách SVE (v modeli SVAR)*, Ekonomický časopis, 56(8): 745-763.
- MIRDALA, R. (2009) *Shocking aspects of monetary integration (SVAR approach)*, Journal of Applied Research in Finance, 1(1): 52-63
- MISHKIN, F.S. (1990) *What does the Term Structure Tell us about Future Inflation*, Journal of Monetary Economics 25(1): 77-95
- MISHKIN, F.S. (1992) *Is the Fisher Effect for Real? A Re-examination of the Relationship between Inflation and Interest Rates*, Journal of Monetary Economics 30(2): 195-215
- MUNDELL, R. (1961) *A Theory of Optimum Currency Areas*, The American Economic Review, 51(4): 657-665.

- NEELY, CH.J. - RAPACH, D.E. (2008) *Real Interest Rates Persistence: Evidence and Implications*, [Federal Reserve Bank of St. Louis, Review No. 6/2008] St. Louis, Federal Reserve Bank of St. Louis, 90(6): 609-641.
- OBSTFELD, M. (1985) *Floating Exchange Rates: Experience and Prospects*, Brookings Papers on Economic Activity, 1985(2): 369-450.
- OBSTFELD, M. - ROGOFF, K.S. (2005) *Global Current Account Imbalances and Exchange Rate Adjustments*, Brookings Papers on Economic Activity, 36(1): 67-123.
- RAGAN, C. (1995) *Deriving Agents' Inflation Forecasts from the Term Structure of Interest Rates*, [Bank of Canada, Working Paper No. 1/1995] Ottawa, Bank of Canada, 41 p.
- RAGAN, C. (1995) *Deriving Agents' Inflation Forecasts from the Term Structure of Interest Rates*, [Bank of Canada, Working Paper No. 1/1995] Ottawa, Bank of Canada, 41 p.
- REINHART, C.M. - REINHART, V.R. (2001) *What Hurts Most? G-3 Exchange Rate or Interest Rate Volatility*, [National Bureau of Economic Research Working Paper No. 8535] New York, National Bureau of Economic Research, 53 p.
- SEK, S.K. - CHUAH, C.L. (2011) *The Dynamic of Current Account in Emerging East-Asian: Does Exchange Rate Matter?*, International Journal of Trade, Economics and Finance, 2(4): 293-299
- SOUSA, J.M. - ZAGHINI, A. (2006) *Global Monetary Policy Shocks in the G5: A SVAR Approach*, [Centre for Economic and International Studies, Working Paper No. 30] Rome, University of Rome, Faculty of Economics, 25 p.
- ST-AMANT, P. (1996) *Decomposing U.S. Nominal Interest Rates into Expected Inflation and Ex Ante Real Interest Rates Using Structural VAR Methodology*, [Bank of Canada, Working Paper No. 2/1996] Ottawa, Bank of Canada, 28 p.
- STAZKA, A. (2006) *Sources of Real Exchange Rate Fluctuation in Central and Eastern Europe*, [CESifo Working Paper, No. 1876] Munich, CESifo, 32 p.
- TAKATOSHI, I. - SASAKI, Y.N. - KIYOTAKA, S. (2005) *Pass-Through of Exchange Rate Changes and Macroeconomic Shocks to Domestic Inflation in East Asian Countries*, [Research Institute of Economy, Trade and Industry, Discussion Paper No. 20/2005], Tokyo, Research Institute of Economy, Trade and Industry, 55 p.
- TAKATOSHI, I. - KIYOTAKA, S. (2006) *Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies*, [National Bureau of Economic Research Working Paper No. 12395] New York, National Bureau of Economic Research, 49 p.
- TOSHITAKA, S. (2006) *Time-Varying Exchange Rate Pass-Through: Experiences of Some Industrial Countries*, [Bank for International Settlements, Working Paper No. 202/2006] Basel, Bank for International Settlements, 34 p.
- WU, J.L. (1996) *The Empirical Investigation of Long-run Purchasing Power Parity: The Case of Taiwan Exchange Rates*, International Economics Journal, 10(4): 59-69

Knížné publikácie

- FARHOLZ, CH.N. (2007) *New Political Economy of Exchange Rate Policies and the Enlargement of the Eurozone*, New York, Physica-Verlag Heidelberg, 155 p.

GHOSH, A.R. - GULDE, A.-M. - WOLF, H.C. (2002) *Exchange Rate Regimes. Choice and Consequences*, Cambridge, The MIT Press, 232 p.

RUSYDI, M. - ISLAM, S.M.N. (2007) *Quantitative Exchange Rate Economics in Developing Countries. A New Paradigm Decision-Making Process*, New York, Palgrave MacMillan, 152 p.

LUTKEPOHL, H. - KRATZIG, M. (2004) *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge, Cambridge University Press, 323 p.

VISSER, H. (2004) *A Guide to International Monetary Economics. Exchange Rate Theories, Systems and Policies*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing Limited, 259 p.

Príspevky z vedeckých konferencií

MISHKIN, F. (2008) *Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy*, Speech to the Norges Bank Conference on Monetary Policy, 7th March, 2008, Oslo, Norway; available at <http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/mishkin20080307a.htm>.

de BROUWER, G. - O'REGAN, J. (1997) *Evaluating Simple Monetary Policy Rules for Australia*, in P. Lowe (ed.), *Monetary Policy and Inflation Targeting*, Proceedings of a Conference, Reserve Bank of Australia, Sydney, pp. 244-276

Iné zdroje

INTERNATIONAL MONETARY FUND (2011) *International Financial Statistics*, [International Monetary Fund's International Financial Statistics, October 2011] Washington D.C., International Monetary Fund, CD-ROM.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (2011) *Balance of Payments Statistics*, [International Monetary Fund's International Financial Statistics, October 2011] Washington D.C., International Monetary Fund, CD-ROM.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (2011) *World Economic Outlook - Slowing Growth, Rising Risks*, [International Monetary Fund's World Economic and Financial Surveys - World Economic Outlook, September 2011] Washington D.C., International Monetary Fund, 222 p.

PRÍLOHY

Príloha 1

Formovanie systémov menových kurzov v krajinách strednej Európy

Česká republika

dátum	režim menového kurzu	zmena/úprava režimu menového kurzu	menový kôš
január 1991	pevný menový kurz		DEM (45,52%), USD (31,34%), ATS (12,35%), GBP (4,24%), CHF (6,55%)
január 1992			USD (49,07%), DEM (36,15%), ATS (8,07%), FRF (2,92%), CHF (3,79%)
február 1993	vznik CZK		bez zmeny štruktúry menového koša
máj 1993		oscilačné pásmo $\pm 0,5\%$	DEM (65%), USD (35%) ⁴⁸
február 1996		oscilačné pásmo $\pm 7,5\%$	
máj 1997	riadený floating ⁴⁹		

Maďarsko

dátum	režim menového kurzu	zmena/úprava režimu menového kurzu	menový kôš
január 1990		1,0% devalvácia centrálnej parity	
6.február 1990		2,0% devalvácia centrálnej parity	
20.február 1990		2,0% devalvácia centrálnej parity	
február 1990	pevný menový kurz		USD (42,6%), DEM (25,6%), ATS (10,4%), CHF (4,9%), ITL (3,8%), FRF (3,5%), GBP (2,9%), SEK (2,0%), NLG (1,7%), FIM (1,5%), BEC (1,1%)
január 1991		15% devalvácia centrálnej parity	
marec 1991			USD (50,9%), DEM (23,1%), ATS (8,1%), CHF (3,9%), ITL (3,5%), FRF (3,6%), GBP (2,7%), SEK (1,5%), NLG (2,7%)
november 1991		5,8% devalvácia centrálnej parity	
december 1991			USD (50%), ECU (50%)
marec 1992		1,9% devalvácia centrálnej parity	
jún 1992		1,6% devalvácia centrálnej parity	
júl 1992		oscilačné pásmo $\pm 0,3\%$	

⁴⁸ Aktuálny pohyb menového kurzu v rámci vymedzeného pásma oscilácie bol určovaný na základe vzťahu: $1 \text{ CZK} = 0,012305 \times \text{CZK/USD} + 0,037121 \times \text{CZK/DEM}$.

⁴⁹ V pozícii referenčnej meny vystupovala DEM a od januára 1999 ju nahradilo EUR.

november 1992		1,9% devalvácia centrálnej parity	
február 1993		1,9% devalvácia centrálnej parity	
marec 1993		2,9% devalvácia centrálnej parity	
jún 1993		1,9% devalvácia centrálnej parity	
júl 1993		3,0% devalvácia centrálnej parity	
august 1993			USD (50%), DEM (50%)
september 1993		4,5% devalvácia centrálnej parity	
január 1994		1,0% devalvácia centrálnej parity	
február 1994		2,6% devalvácia centrálnej parity	
13.máj 1994		1,0% devalvácia centrálnej parity	
16.máj 1994			USD (30%), ECU (70%)
1.jún 1994		oscilačné pásmo ±0,5%	
10.jún 1994		1,2% devalvácia centrálnej parity	
5.august 1994		oscilačné pásmo ±1,25%	
5.august 1994		8,0% devalvácia centrálnej parity	
október 1994		1,1% devalvácia centrálnej parity	
november 1994		1,0% devalvácia centrálnej parity	
december 1994		oscilačné pásmo ±2,25%	
január 1995		1,4% devalvácia centrálnej parity	
február 1995		2,0% devalvácia centrálnej parity	
marec 1995		9,0% devalvácia centrálnej parity	
marec 1995	kľzavá zmena parít	1,9% pravidelná mesačná devalvácia	
jún 1995		1,3% pravidelná mesačná devalvácia	
január 1996		1,2% pravidelná mesačná devalvácia	
január 1997			USD (30%), DEM (70%)
apríl 1997		1,1% pravidelná mesačná devalvácia	
august 1997		1,0% pravidelná mesačná devalvácia	
január 1998		0,9% pravidelná mesačná devalvácia	
jún 1998		0,8% pravidelná mesačná devalvácia	

október 1998		0,7% pravidelná mesačná devalvácia	
január 1999			USD (30%), EUR (70%)
január 1999		0,6% pravidelná mesačná devalvácia	
júl 1999		0,5% pravidelná mesačná devalvácia	
október 1999		0,4% pravidelná mesačná devalvácia	
január 2000			EUR (100%)
apríl 2000		0,3% pravidelná mesačná devalvácia	
apríl 2001		0,2% pravidelná mesačná devalvácia	
máj 2001		oscilačné pásmo $\pm 15,00\%$	
október 2001	pevný menový kurz	bez pravidelnej devalvácie	
jún 2003		2,25% devalvácia centrálnej parity	
máj 2008	riadený floating ⁵⁰		

Poľsko

dátum	režim menového kurzu	zmena/úprava režimu menového kurzu	menový kôš
január 1990	pevný menový kurz		USD (100%); 1USD = 9.500 PLZ
máj 1991		16,84% devalvácia centrálnej parity	USD(45%), DEM (35%), GBP(10%), FRF(5%), CHF(5%); 1USD = 11.100 PLZ
október 1991	kľzavá zmena parít	1,8% pravidelná mesačná devalvácia oscilačné pásmo $\pm 0,6\%$	
február 1992		12% devalvácia centrálnej parity	
august 1993		7,4% devalvácia centrálnej parity 1,6% pravidelná mesačná devalvácia	
september 1994		1,5% pravidelná mesačná devalvácia	
november 1994		1,4% pravidelná mesačná devalvácia	
február 1995		1,2% pravidelná mesačná devalvácia	
marec 1995		oscilačné pásmo $\pm 2,00\%$	

⁵⁰ V pozícii referenčnej meny vystupovala DEM a od januára 1999 ju nahradilo EUR.

máj 1995	klzáva zmena pásiem	oscilačné pásmo ±7,00%	
december 1995		5% revalvácia centrálnej parity	
január 1996		1,0% pravidelná mesačná devalvácia	
február 1998		0,8% pravidelná mesačná devalvácia oscilačné pásmo ±10,00%	
júl 1998		0,65% pravidelná mesačná devalvácia	
september 1998		0,5% pravidelná mesačná devalvácia	
január 1999			EUR (55%), USD (45%)
marec 1999		0,3% pravidelná mesačná devalvácia oscilačné pásmo ±15,00%	
jún 1999		pozastavenie povinnosti NBP ovplyvňovať devízové transakcie s komerčnými bankami počas fixingu	
apríl 2000	voľný floating		

Slovenská republika

dátum	režim menového kurzu	zmena/úprava režimu menového kurzu	menový kôš
január 1991	pevný menový kurz		DEM (45,52%), USD (31,34%), ATS (12,35%), GBP (4,24%), CHF (6,55%)
január 1992			USD (49,07%), DEM (36,15%), ATS (8,07%), FRF (2,92%), CHF (3,79%)
február 1993	vznik SKK	oscilačné pásmo ±1,5%	USD (49,06 %), DEM (36,16 %), ATS (8,07 %), FRF (2,92 %), CHF (3,79 %) ⁵¹
júl 1993		10,0% devalvácia centrálnej parity	
júl 1994			DEM (60 %), USD (40 %) ⁵²
január 1996		oscilačné pásmo ±3,0%	
júl 1996		oscilačné pásmo ±5,0%	

⁵¹ Aktuálny pohyb menového kurzu v rámci vymedzeného pásma oscilácie bol určovaný na základe vzťahu (predstavuje tzv. absolútnu definíciu menového koša): $1 \text{ IDX} = 0,01484 \times \text{SKK/USD} + 0,01878 \times \text{SKK/DEM} + 0,02944 \times \text{SKK/ATS} + 0,00175 \times \text{SKK/CHF} + 0,00515 \times \text{SKK/FRF}$, kde IDX predstavoval menový index (východiskové menové kurzy všetkých 5 mien tvoriacich menový kôš slovenskej koruny boli 1 USD = 33,062 SKK; 1 DEM = 19,255 SKK; 1 ATS = 2,741 SKK; 1 CHF = 21,637 SKK; 1 FRF = 5,699 SKK).

⁵² Aktuálny pohyb menového kurzu v rámci vymedzeného pásma oscilácie bol určovaný na základe vzťahu: $1 \text{ IDX} = 0,012817 \times \text{SKK/USD} + 0,029663 \times \text{SKK/DEM}$ (východiskové menové kurzy oboch mien tvoriacich menový kôš slovenskej koruny boli 1 USD = 31,209 SKK; 1 DEM = 20,227 SKK).

január 1997		oscilačné pásmo ±7,0%	
október 1998	riadený floating ⁵³		
október 2005		vstup SKK do ERM2	1EUR = 38,4550 SKK (±15%) horné pásmo: 1EUR = 44,2233 SKK dolné pásmo: 1EUR = 32,6868 SKK
marec 2007		revalvácia centrálnej parity SKK voči EUR v ERM2	1EUR = 35,4424 SKK (±15%) horné pásmo: 1EUR = 40,7588 SKK dolné pásmo: 1EUR = 30,1260 SKK
máj 2008		revalvácia centrálnej parity SKK voči EUR v ERM2	1EUR = 30,1260 SKK (±15%) horné pásmo: 1EUR = 34,6449 SKK dolné pásmo: 1EUR = 25,6071 SKK
júl 2008		stanovenie konverzného kurzu SKK voči EUR	
január 2009		zavedenie EUR	

Prameň: Vlastné spracovanie autora na základe údajov národných centrálnych bánk.

⁵³ V pozícii referenčnej meny vystupovala DEM a od januára 1999 ju nahradilo EUR.

Príloha 2a

Testy jednotkového koreňa (kapitola 2)

Česká republika

		INF_CZ		IR_1M_CZ		IR_3M_CZ		IR_6M_CZ	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A1	values	-0,417	-0,558	-0,614	-0,386				
	1.dif.	-4,298*	-4,818*	-4,659*	-4,229*				
model A2	values	-0,417	-0,558			-0,277	-0,552		
	1.dif.	-4,298*	-4,818*			-5,825*	-5,914*		
model A3	values	-0,417	-0,558					-0,118	-0,387
	1.dif.	-4,298*	-4,818*					-3,580*	-4,192*
model B1	values	-0,722	-0,165	-0,338	-0,552				
	1.dif.	-3,995*	-0,377*	-5,024*	-5,437*				
model B2	values	-0,722	-0,165			-0,117	-0,328		
	1.dif.	-3,995*	-0,377*			-4,381*	-4,874*		
model B3	values	-0,722	-0,165					-0,045	-0,217
	1.dif.	-3,995*	-0,377*					-3,995*	-4,506*

Maďarsko

		INF_HU		IR_1M_HU		IR_3M_HU		IR_6M_HU	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A1	values	-0,268	-0,481	-0,574	-0,331				
	1.dif.	-6,117*	-6,337*	-6,026*	-5,589*				
model A2	values	-0,268	-0,481			-1,112**	-0,634		
	1.dif.	-6,117*	-6,337*			-5,107*	-4,807*		
model A3	values	-0,268	-0,481					-0,724	-0,591
	1.dif.	-6,117*	-6,337*					-4,382*	-4,228*
model B1	values	-0,896	-0,771	-0,661	-0,812				
	1.dif.	-5,769*	-5,662*	-6,045*	-6,548*				
model B2	values	-0,896	-0,771			-2,732**	-0,328		
	1.dif.	-5,769*	-5,662*			-5,675*	-4,661		
model B3	values	-0,896	-0,771					-0,497	-0,229
	1.dif.	-5,769*	-5,662*					-5,771*	-5,290*

Poľsko

		INF_PL		IR_1M_PL		IR_3M_PL		IR_6M_PL	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A1	values	-0,852	-1,529**	-0,993	-0,568				
	1.dif.	-6,023*	-6,285*	-5,873*	-5,690*				
model A2	values	-0,852	-1,529**			-0,117	-0,664		
	1.dif.	-6,023*	-6,285*			-5,267*	-5,941*		
model A3	values	-0,852	-1,529**					-0,936	-1,054
	1.dif.	-6,023*	-6,285*					-6,494*	-6,710*
model B1	values	-0,607	-0,783	-0,769	-0,671				
	1.dif.	-5,882*	-6,118*	-6,247*	-6,006*				
model B2	values	-0,607	-0,783			-0,493	-0,748		
	1.dif.	-5,882*	-6,118*			-5,995*	-6,337*		
model B3	values	-0,607	-0,783					-1,198	-0,884
	1.dif.	-5,882*	-6,118*					-6,895*	-6,412*

Slovenská republika

		INF_SK		IR_1M_SK		IR_3M_SK		IR_6M_SK	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A1	values	-0,325	-0,396	-0,513	-0,786				
	1.dif.	-4,682*	-4,547*	-5,996*	-6,549*				
model A2	values	-0,325	-0,396			-0,501	-0,698		
	1.dif.	-4,682*	-4,547*			-4,996*	-5,377*		
model A3	values	-0,325	-0,396					-0,287	-0,774
	1.dif.	-4,682*	-4,547*					-5,680*	-6,107*
model B1	values	-0,583	-0,871	-0,386	-0,518				
	1.dif.	-6,178*	-6,470*	-5,886*	-6,119*				
model B2	values	-0,583	-0,871			-0,751	-0,595		
	1.dif.	-6,178*	-6,470*			-5,229*	-5,116*		
model B3	values	-0,583	-0,871					-0,488	-0,885
	1.dif.	-6,178*	-6,470*					-6,027*	-6,869*

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

Model A1 ($X_t = [ir_1m, p_t]$), model A2 ($X_t = [ir_3m, p_t]$), model A3 ($X_t = [ir_6m, p_t]$).

Model B1 ($X_t = [ir_1m, p_t]$), model B2 ($X_t = [ir_3m, p_t]$), model B3 ($X_t = [ir_6m, p_t]$).

Modely A1, A2, A3 (2000M1-2007M12). Modely A1, A2, A3 (2000M1-2010M12).

Prameň: Autorove výpočty.

Príloha 2b

Johansenov a Juseliusov test kointegrácie (kapitola 2)

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Česká republika											
	model A1		model A2		model A3		model B1		model B2		model B3	
	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat
r=0	9,94	6,56	10,06	7,21	9,14	6,21	10,79	6,84	9,32	7,07	8,56	5,89
r≤1	3,06	2,65	3,17	2,88	2,97	2,32	3,27	2,59	2,65	2,16	2,89	2,63

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Maďarsko											
	model A1		model A2		model A3		model B1		model B2		model B3	
	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat
r=0	9,44	5,98	9,31	6,85	9,70	6,45	9,68	5,74	11,54	6,99	10,26	6,83
r≤1	3,67	2,78	3,16	2,65	2,89	2,15	3,26	2,90	3,18	2,79	3,22	2,96

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Poľsko											
	model A1		model A2		model A3		model B1		model B2		model B3	
	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat
r=0	16,84**	7,45	11,86	6,92	10,54	6,34	10,28	6,78	9,52	6,49	11,32	6,14
r≤1	3,18	2,56	3,07	2,69	2,92	2,34	3,05	2,78	3,11	2,96	3,27	2,37

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Slovenská republika											
	model A1		model A2		model A3		model B1		model B2		model B3	
	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat	trace stat	max eigvalud stat
r=0	10,29	7,07	9,87	6,89	9,18	6,66	11,07	7,23	12,76	7,45	12,05	6,98
r≤1	3,21	2,43	3,06	2,68	3,01	2,74	2,69	2,77	3,29	2,96	3,37	2,98

Poznámka: Údaje reprezentujú výsledky t-štatistiky pre *trace statistics* a *maximum eigenvalue statistics*. Nulovú hypotézu možno zamietnuť pri 1% hladine významnosti (*), 5% hladine významnosti (**), 10% hladine významnosti (***). Kritická hodnota *trace statistics* pri 5% hladine významnosti pre r=0 je 15,49 a pre r≤1 je 3,84. Kritická hodnota pre *maximum eigenvalue statistics* pri 5% hladine významnosti pre r=0 je 14,26 a pre r≤1 je 3,84.

Model A1 ($X_t = [ir_1m, p_t]$), model A2 ($X_t = [ir_3m, p_t]$), model A3 ($X_t = [ir_6m, p_t]$).

Model B1 ($X_t = [ir_1m, p_t]$), model B2 ($X_t = [ir_3m, p_t]$), model B3 ($X_t = [ir_6m, p_t]$).

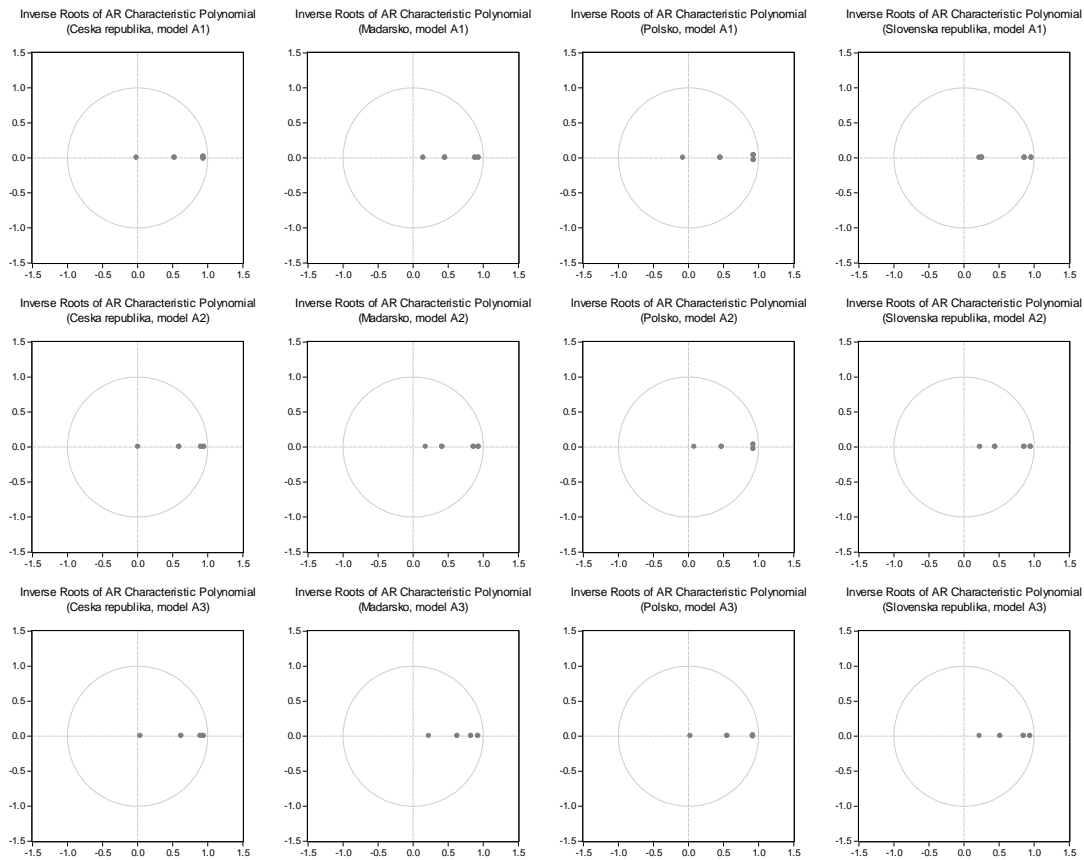
Modely A1, A2, A3 (2000M1-2007M12). Modely A1, A2, A3 (2000M1-2010M12).

Prameň: Autorove výpočty.

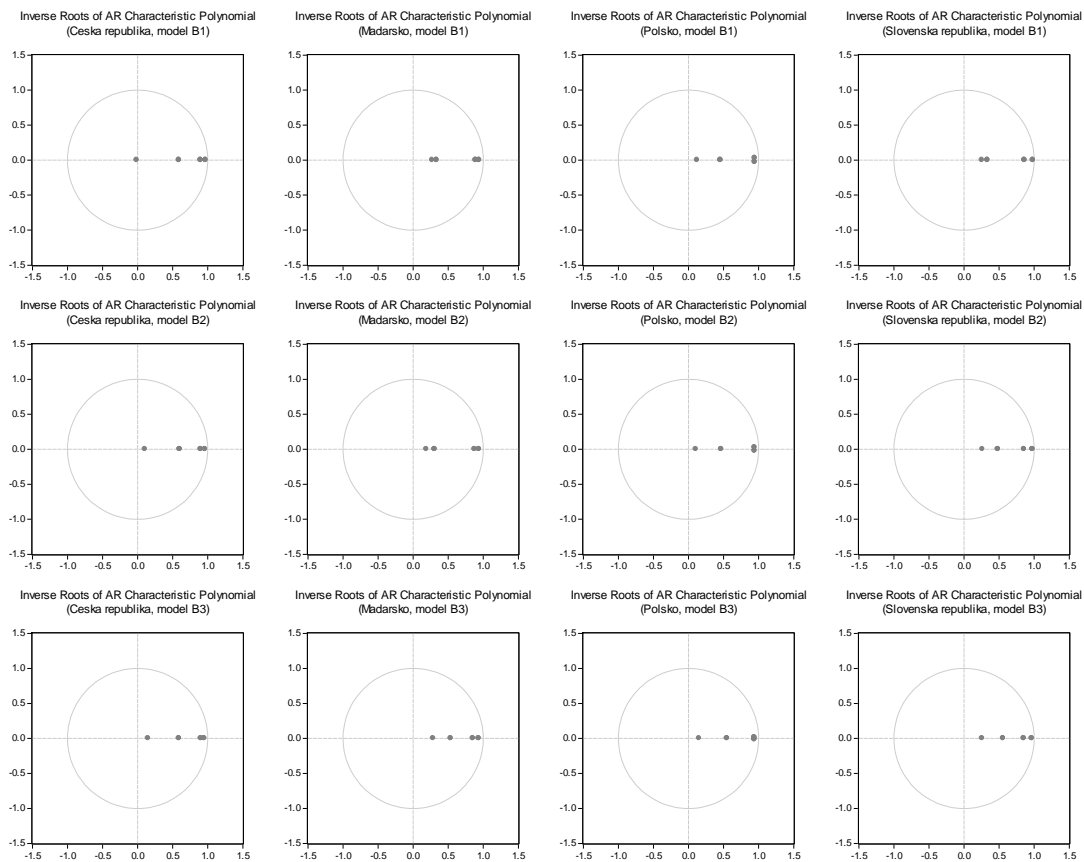
Príloha 2c

Stabilita VAR modelu (kapitola 2)

Model A



Model B



Poznámka: Model A1 ($X_t = [ir_1m, p_t]$), model A2 ($X_t = [ir_3m, p_t]$), model A3 ($X_t = [ir_6m, p_t]$).
 Model B1 ($X_t = [ir_1m, p_t]$), model B2 ($X_t = [ir_3m, p_t]$), model B3 ($X_t = [ir_6m, p_t]$).
 Modely A1, A2, A3 (2000M1-2007M12). Modely A1, A2, A3 (2000M1-2010M12).

Prameň: Autorove výpočty.

Príloha 3a

Testy jednotkového koreňa (kapitola 3)

Česká republika

		GDP_CZ		INF_CZ		M2_CZ		IR_CZ		NEER_CZ	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A	values	0,386	0,236	-0,417	-0,558	-1,277	-1,489	-0,277	-0,552	-0,811	-1,228
	1.dif.	-5,389*	-5,758*	-4,298*	-4,818*	-6,817*	-7,055*	-5,825*	-5,914*	-6,870*	-7,184*
model B	values	-0,177	-0,439	-0,722	-0,165	-0,952	-0,833	-0,117	-0,328	-0,997	-1,181
	1.dif.	-5,866*	-6,116*	-3,995*	-0,377*	-6,229*	-6,067*	-4,381*	-4,874*	-7,399*	-7,225*

Maďarsko

		GDP_HU		INF_HU		M2_HU		IR_HU		NEER_HU	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A	values	0,442	0,365	-0,268	-0,481	-0,994	-0,517	-1,112**	-0,634	-0,738	-0,967
	1.dif.	-3,751*	-3,790*	-6,117*	-6,337*	-5,740*	-5,226*	-5,107*	-4,807*	-5,882*	-6,295*
model B	values	0,166	-0,278	-0,896	-0,771	-0,672	-0,459	-2,732**	-0,328	-0,772	-0,865
	1.dif.	-4,981*	-5,338*	-5,769*	-5,662*	-5,889*	-5,172*	-5,675*	-4,661*	-6,290*	-6,584*

Poľsko

		GDP_PL		INF_PL		M2_PL		IR_PL		NEER_PL	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A	values	-0,266	-0,365	-0,852	-1,529**	-0,473	-0,775	-0,117	-0,664	-1,289	-1,047
	1.dif.	-4,779*	-5,002*	-6,023*	-6,285*	-6,036*	-6,731*	-5,267*	-5,941*	-6,632*	-6,109*
model B	values	-0,628	-0,720	-0,607	-0,783	-0,709	-0,968	-0,493	-0,748	-1,590	-1,253
	1.dif.	-6,337*	-6,507*	-5,882*	-6,118*	-7,055*	-7,265*	-5,995*	-6,337*	-7,007*	-6,508*

Slovenská republika

		GDP_SK		INF_SK		M2_SK		IR_SK		NEER_SK	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A	values	-0,459	-0,468	-0,325	-0,396	-0,226	-0,601	-0,501	-0,698	-0,784	-1,087
	1.dif.	-4,665*	-5,003*	-4,682*	-4,547*	-5,846*	-6,188*	-4,996*	-5,377*	-6,389*	-6,714*
model B	values	-0,745	-0,915	-0,583	-0,871	-0,850	-0,761	-0,751	-0,595	-0,339	-0,797
	1.dif.	-6,449*	-6,907*	-6,178*	-6,470*	-6,394*	-6,126*	-5,229*	-5,116*	-6,055*	-6,751*

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

$$\text{Model A } (X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}])$$

$$\text{Model B } (X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}])$$

Model A (2000Q1-2007Q4). Model B (2000Q1-2010Q4).

Prameň: Autorove výpočty.

Príloha 3b

Johansenov a Juseliusov test kointegrácie (kapitola 3)

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Česká republika				Maďarsko			
	model A		model B		model A		model B	
	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat
$r=0$	68,26	21,27	65,89	32,79	67,24	30,12	64,31	30,68
$r\leq 1$	45,27	24,22	44,75	25,36	46,20	25,16	42,84	26,59
$r\leq 2$	27,58	20,16	26,76	19,86	27,17	18,59	28,68	20,68
$r\leq 3$	13,27	11,54	14,75	12,59	12,36	11,06	14,67	12,59
$r\leq 4$	3,01	2,56	3,16	2,43	2,95	2,94	2,62	2,38

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Poľsko				Slovenská republika			
	model A		model B		model A		model B	
	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat
$r=0$	62,56	35,96**	67,12	33,16	63,29	33,04	65,77	29,53
$r\leq 1$	45,88	23,85	46,13	25,47	43,81	24,27	45,36	26,44
$r\leq 2$	28,32	20,33	27,47	19,67	27,59	20,19	28,41	19,62
$r\leq 3$	13,79	13,07	14,65	12,68	13,47	12,43	12,38	13,99
$r\leq 4$	3,26	2,77	3,17	2,18	2,96	2,74	3,14	2,78

Poznámka: Údaje reprezentujú výsledky t-štatistiky pre *trace statistics* a *maximum eigenvalue statistics*. Nulovú hypotézu možno zamietnuť pri 1% hladine významnosti (*), 5% hladine významnosti (**), 10% hladine významnosti (***). Kritická hodnota *trace statistics* pri 5% hladine významnosti pre $r=0$ je 69,82, pre $r\leq 1$ je 47,86, pre $r\leq 2$ je 29,80, pre $r\leq 3$ je 15,49 a pre $r\leq 4$ je 3,84. Kritická hodnota pre *maximum eigenvalue statistics* pri 5% hladine významnosti pre $r=0$ je 33,88, pre $r\leq 1$ je 27,58, pre $r\leq 2$ je 21,13, pre $r\leq 3$ je 14,26 a pre $r\leq 4$ je 3,84.

$$\text{Model A } (X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}])$$

$$\text{Model B } (X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}])$$

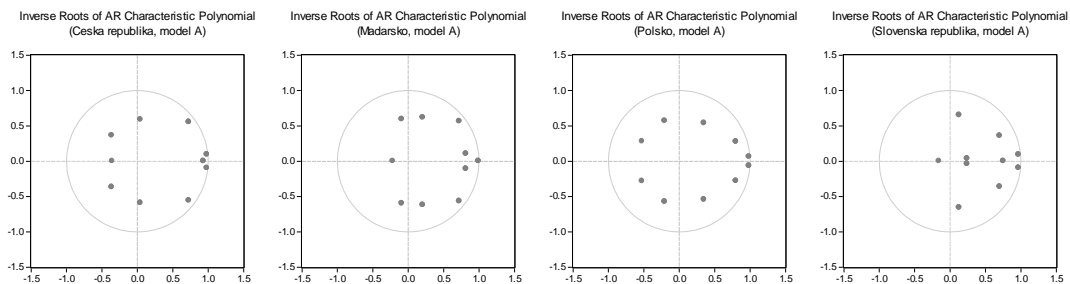
Model A (2000Q1-2007Q4). Model B (2000Q1-2010Q4).

Prameň: Autorove výpočty.

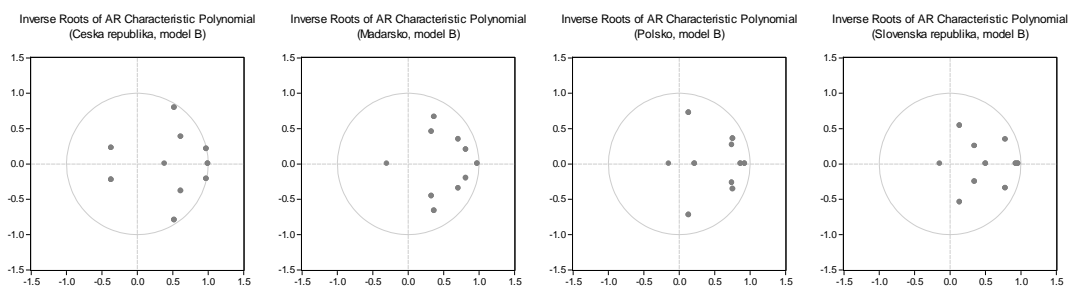
Príloha 3c

Stabilita VAR modelu (kapitola 3)

Model A



Model B



Poznámka: Model A ($X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}]$).

Model B ($X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}]$).

Model A (2000Q1-2007Q4). Model B (2000Q1-2010Q4).

Prameň: Autorove výpočty.

Príloha 4a

Testy jednotkového koreňa (kapitola 4)

Česká republika

		REER_CZ		NEER_CZ		GDP_CZ	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A	values	-0,526	-0,744	-0,811	-1,228	0,386	0,236
	1.dif.	-5,990*	-6,389*	-6,870*	-7,184*	-5,389*	-5,758*
model B	values	-0,892	-0,685	-0,997	-1,181	-0,177	-0,439
	1.dif.	-6,119*	-6,006*	-7,399*	-7,225*	-5,866*	-6,116*

Maďarsko

		REER_HU		NEER_HU		GDP_HU	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A	values	-3,941**	-0,774	-0,738	-0,967	0,442	0,365
	1.dif.	-6,107*	-6,053*	-5,882*	-6,295*	-3,751*	-3,790*
model B	values	-1,289	-1,139	-0,772	-0,865	0,166	-0,278
	1.dif.	-6,034*	5,889*	-6,290*	-6,584*	-4,981*	-5,338*

Poľsko

		REER_PL		NEER_PL		GDP_PL	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A	values	-3,468**	-0,638	-1,289	-1,047	-0,266	-0,365
	1.dif.	-5,982*	-5,389*	-6,632*	-6,109*	-4,779*	-5,002*
model B	values	-0,945	-0,784	-1,590	-1,253	-0,628	-0,720
	1.dif.	-6,008*	-5,615*	-7,007*	-6,508*	-6,337*	-6,507*

Slovenská republika

		REER_SK		NEER_SK		GDP_SK	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A	values	-1,278	-1,089	-0,784	-1,087	-0,459	-0,468
	1.dif.	-6,226*	-6,083*	-6,389*	-6,714*	-4,665*	-5,003*
model B	values	-0,881	-0,958	-0,339	-0,797	-0,745	-0,915
	1.dif.	-7,014*	-7,579*	-6,055*	-6,751*	-6,449*	-6,907*

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

$$\text{Model A } (X_t = [er_{r,t}, er_{n,t}, y_{r,t}])$$

$$\text{Model B } (X_t = [er_{r,t}, er_{n,t}, y_{r,t}])$$

Model A (2000Q1-2007Q4). Model B (2000Q1-2010Q4).

Prameň: Autorove výpočty.

Príloha 4b

Johansenov a Juseliusov test kointegrácie (kapitola 4)

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Česká republika				Maďarsko			
	model A		model B		model A		model B	
	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat
r=0	27,47	20,18	26,83	19,61	27,94	19,97	28,14	20,69
r≤1	13,67	12,45	13,29	11,78	14,73	11,32	14,58	12,78
r≤2	1,26	0,54	1,17	0,76	2,25	0,25	1,65	1,07

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Poľsko				Slovenská republika			
	model A		model B		model A		model B	
	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat
r=0	32,16**	20,43	27,22	18,68	28,56	18,37	33,59**	19,56
r≤1	13,97	12,41	13,67	12,80	12,46	11,65	15,04	11,79
r≤2	1,89	0,85	1,75	1,06	1,06	0,59	1,69	0,82

Poznámka: Údaje reprezentujú výsledky t-štatistiky pre *trace statistics* a *maximum eigenvalue statistics*. Nulovú hypotézu možno zamietnuť pri 1% hladine významnosti (*), 5% hladine významnosti (**), 10% hladine významnosti (***). Kritická hodnota *trace statistics* pri 5% hladine významnosti pre r=0 je 29,80, pre r≤1 je 15,49 a pre r≤2 je 3,84. Kritická hodnota pre *maximum eigenvalue statistics* pri 5% hladine významnosti pre r=0 je 21,13, pre r≤1 je 14,26 a pre r≤2 je 3,84.

$$\text{Model A } (X_t = [er_{r,t}, er_{n,t}, y_{r,t}]).$$

$$\text{Model B } (X_t = [er_{r,t}, er_{n,t}, y_{r,t}]).$$

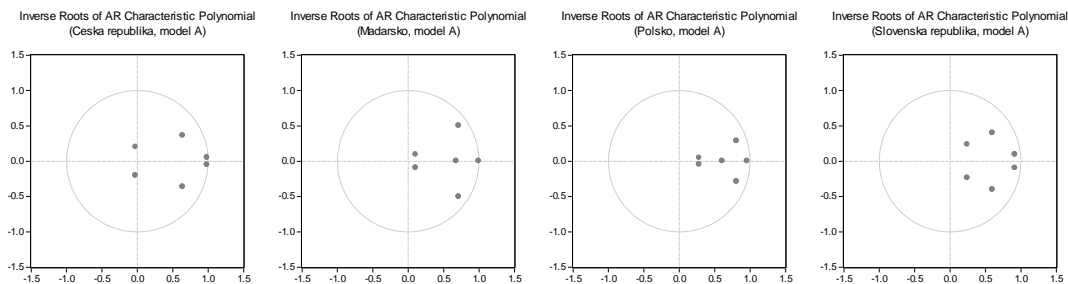
Model A (2000Q1-2007Q4). Model B (2000Q1-2010Q4).

Prameň: Autorove výpočty.

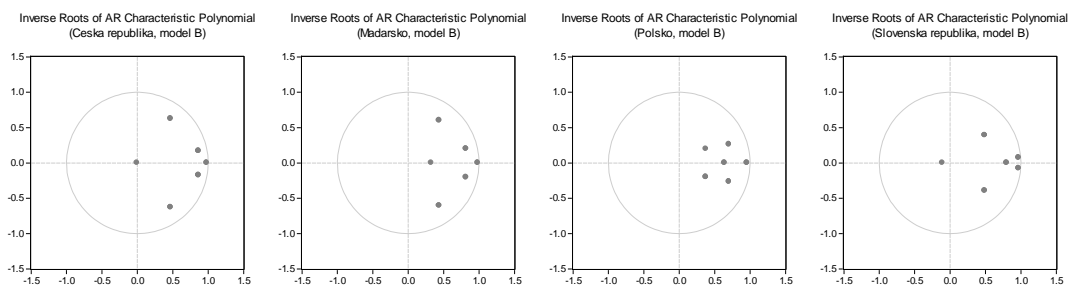
Príloha 4c

Stabilita VAR modelu (kapitola 4)

Model A



Model B



Poznámka: Model A ($X_t = [er_{r,t}, er_{n,t}, y_{r,t}]$).

Model B ($X_t = [er_{r,t}, er_{n,t}, y_{r,t}]$).

Model A (2000Q1-2007Q4). Model B (2000Q1-2010Q4).

Prameň: Autorove výpočty.

Príloha 5a

Testy jednotkového koreňa (kapitola 5)

Česká republika

		GDP_CZ		M2_CZ		INF_CZ		IR_CZ		NEER_CZ		CU_CZ	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A	values	0,386	0,236	-1,277	-1,489	-0,417	-0,558	-0,277	-0,552	-0,811	-1,228	-1,984	-1,673
	1.dif.	-5,389*	-5,758*	-6,817*	-7,055*	-4,298*	-4,818*	-5,825*	-5,914*	-6,870*	-7,184*	-6,376*	-6,067*
model B	values	-0,177	-0,439	-0,952	-0,833	-0,722	-0,165	-0,117	-0,328	-0,997	-1,181	-1,583	-1,846
	1.dif.	-5,866*	-6,116*	-6,229*	-6,067*	-3,995*	-0,377*	-4,381*	-4,874*	-7,399*	-7,225*	-6,995*	7,117*

Maďarsko

		GDP_HU		M2_HU		INF_HU		IR_HU		NEER_HU		CU_HU	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A	values	0,442	0,365	-0,994	-0,517	-0,268	-0,481	-1,112**	-0,634	-0,738	-0,967	-1,389	-1,490
	1.dif.	-3,751*	-3,790*	-5,740*	-5,226*	-6,117*	-6,337*	-5,107*	-4,807*	-5,882*	-6,295*	-6,451*	-6,779*
model B	values	0,166	-0,278	-0,672	-0,459	-0,896	-0,771	-2,732**	-0,328	-0,772	-0,865	-1,209	-1,674
	1.dif.	-4,981*	-5,338*	-5,889*	-5,172*	-5,769*	-5,662*	-5,675*	-4,661*	-6,290*	-6,584*	-7,198*	-7,598

Poľsko

		GDP_PL		M2_PL		INF_PL		IR_PL		NEER_PL		CU_PL	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A	values	-0,266	-0,365	-0,473	-0,775	-0,852	-1,529**	-0,117	-0,664	-1,289	-1,047	-0,946	-1,032
	1.dif.	-4,779*	-5,002*	-6,036*	-6,731*	-6,023*	-6,285*	-5,267*	-5,941*	-6,632*	-6,109*	-6,349*	-6,726*
model B	values	-0,628	-0,720	-0,709	-0,968	-0,607	-0,783	-0,493	-0,748	-1,590	-1,253	-1,296	-1,304
	1.dif.	-6,337*	-6,507*	-7,055*	-7,265*	-5,882*	-6,118*	-5,995*	-6,337*	-7,007*	-6,508*	-7,005*	-7,463*

Slovenská republika

		GDP_SK		M2_SK		INF_SK		IR_SK		NEER_SK		CU_SK	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A	values	-0,459	-0,468	-0,226	-0,601	-0,325	-0,396	-0,501	-0,698	-0,784	-1,087	-0,745	-0,821
	1.dif.	-4,665*	-5,003*	-5,846*	-6,188*	-4,682*	-4,547*	-4,996*	-5,377*	-6,389*	-6,714*	-6,774*	-6,914*
model B	values	-0,745	-0,915	-0,850	-0,761	-0,583	-0,871	-0,751	-0,595	-0,339	-0,797	-0,943	-1,289
	1.dif.	-6,449*	-6,907*	-6,394*	-6,126*	-6,178*	-6,470*	-5,229*	-5,116*	-6,055*	-6,751*	-6,867*	-7,056*

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

$$\text{Model A } (X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}])$$

$$\text{Model B } (X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}])$$

Model A (2000Q1-2007Q4). Model B (2000Q1-2010Q4).

Prameň: Autorove výpočty.

Príloha 5b

Johansenov a Juseliusov test kointegrácie (kapitola 5)

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Česká republika				Maďarsko			
	model A		model B		model A		model B	
	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat
$r=0$	91,76	38,61	93,56	39,55	92,19	37,27	94,54	36,49
$r\leq 1$	67,25	31,68	66,49	30,28	58,06	31,10	65,25	30,29
$r\leq 2$	45,29	25,11	44,16	26,36	46,06	24,47	44,36	25,05
$r\leq 3$	28,60	20,14	28,45	20,56	27,31	19,77	28,04	18,41
$r\leq 4$	13,29	11,69	12,78	10,15	14,52	9,63	13,11	10,06
$r\leq 5$	1,04	0,42	1,67	0,16	0,65	0,27	0,29	0,47

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Poľsko				Slovenská republika			
	model A		model B		model A		model B	
	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat
$r=0$	93,64	38,99	94,29	37,50	94,35	38,23	92,13	37,67
$r\leq 1$	64,50	32,05	67,38	31,59	66,15	30,12	67,28	31,84
$r\leq 2$	45,69	24,68	46,18	23,18	44,38	23,29	45,44	21,02
$r\leq 3$	24,72	19,56	25,28	19,71	25,51	18,43	24,89	20,06
$r\leq 4$	13,78	8,71	12,71	9,48	11,90	7,33	13,14	9,49
$r\leq 5$	0,83	0,09	1,17	0,42	0,27	0,37	0,59	0,51

Poznámka: Údaje reprezentujú výsledky t-štatistiky pre *trace statistics* a *maximum eigenvalue statistics*. Nulovú hypotézu možno zamietnuť pri 1% hladine významnosti (*), 5% hladine významnosti (**), 10% hladine významnosti (***). Kritická hodnota *trace statistics* pri 5% hladine významnosti pre $r=0$ je 95,75, pre $r\leq 1$ je 69,82, pre $r\leq 2$ je 47,86, pre $r\leq 3$ je 29,80, pre $r\leq 4$ je 15,49 a pre $r\leq 5$ je 3,84. Kritická hodnota pre *maximum eigenvalue statistics* pri 5% hladine významnosti pre $r=0$ je 40,08, pre $r\leq 1$ je 33,88, pre $r\leq 2$ je 27,58, pre $r\leq 3$ je 21,13, pre $r\leq 4$ je 14,26 a pre $r\leq 5$ je 3,84.

$$\text{Model A } (X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}]).$$

$$\text{Model B } (X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}]).$$

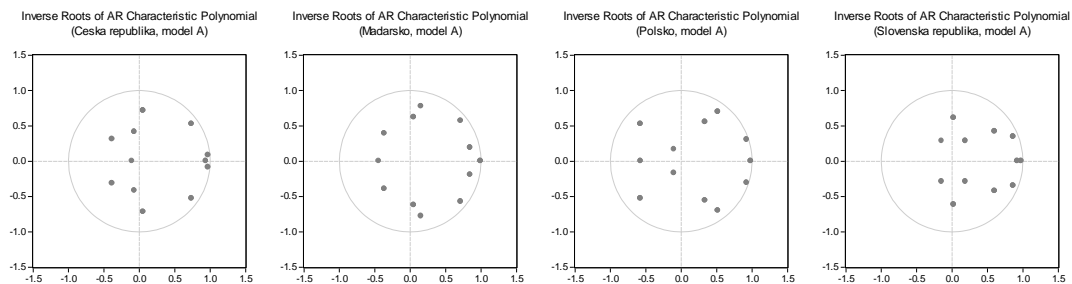
Model A (2000Q1-2007Q4). Model B (2000Q1-2010Q4).

Prameň: Autorove výpočty.

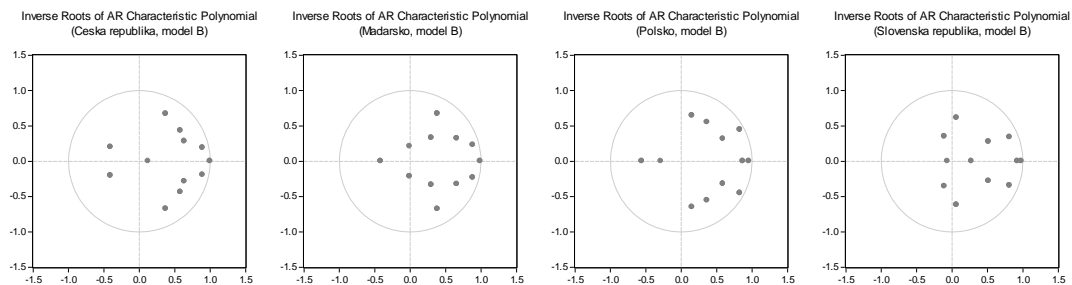
Príloha 5c

Stabilita VAR modelu (kapitola 5)

Model A



Model B



Poznámka: Model A ($X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}]$).

Model B ($X_t = [y_{r,t}, p_t, m_t, ir_{n,t}, er_{n,t}]$).

Model A (2000Q1-2007Q4). Model B (2000Q1-2010Q4).

Prameň: Autorove výpočty.

Príloha 6a

Testy jednotkového koreňa (kapitola 6)

Česká republika

		IP_CZ		M2_CZ		NEER_CZ		GAP_CZ		CPI_CZ		PPI_CZ		ULC_CZ	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A1	values	-0,673	-0,842	-1,277	-1,489	-0,811	-1,228	0,386	0,236	-0,418	-0,685				
	l.dif.	-5,814*	-6,014*	-6,817*	-7,055*	-6,870*	-7,184*	-5,389*	-5,758*	-6,059*	-6,275*				
model A2	values	-0,673	-0,842	-1,277	-1,489	-0,811	-1,228	0,386	0,236			-0,462	-0,739		
	l.dif.	-5,814*	-6,014*	-6,817*	-7,055*	-6,870*	-7,184*	-5,389*	-5,758*			-6,732*	-6,997*		
model A3	values	-0,673	-0,842	-1,277	-1,489	-0,811	-1,228	0,386	0,236					-0,853	-0,897
	l.dif.	-5,814*	-6,014*	-6,817*	-7,055*	-6,870*	-7,184*	-5,389*	-5,758*					-7,037*	-7,187*
model B1	values	-0,769	-0,516	-0,952	-0,833	-0,997	-1,181	-0,177	-0,439	-0,524	-0,619				
	l.dif.	-6,227*	-6,006*	-6,229*	-6,067*	-7,399*	-7,225*	-5,866*	-6,116*	-6,558*	-6,811*				
model B2	values	-0,769	-0,516	-0,952	-0,833	-0,997	-1,181	-0,177	-0,439			-0,885	-0,987		
	l.dif.	-6,227*	-6,006*	-6,229*	-6,067*	-7,399*	-7,225*	-5,866*	-6,116*			-6,437*	-6,809*		
model B3	values	-0,769	-0,516	-0,952	-0,833	-0,997	-1,181	-0,177	-0,439					-1,054	-1,023
	l.dif.	-6,227*	-6,006*	-6,229*	-6,067*	-7,399*	-7,225*	-5,866*	-6,116*					-6,994*	-6,552*

Maďarsko

		IP_HU		M2_HU		NEER_HU		GAP_HU		CPI_HU		PPI_HU		ULC_HU	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A1	values	-0,851	-0,996	-0,994	-0,517	-0,738	-0,967	-1,942**	-2,147**	-0,548	-0,741				
	l.dif.	-6,176*	-6,498*	-5,740*	-5,226*	-5,882*	-6,295*	-3,751*	-3,790*	-7,169*	-7,398*				
model A2	values	-0,851	-0,996	-0,994	-0,517	-0,738	-0,967	-1,942**	-2,147**			-0,721	-0,856		
	l.dif.	-6,176*	-6,498*	-5,740*	-5,226*	-5,882*	-6,295*	-3,751*	-3,790*			-6,884*	-6,957*		
model A3	values	-0,851	-0,996	-0,994	-0,517	-0,738	-0,967	-1,942**	-2,147**					-0,713	-0,855
	l.dif.	-6,176*	-6,498*	-5,740*	-5,226*	-5,882*	-6,295*	-3,751*	-3,790*					-6,990*	-7,288*
model B1	values	-1,254	-0,983	-0,672	-0,459	-0,772	-0,865	-1,814**	-1,966**	-0,458	-0,631				
	l.dif.	-7,259*	-7,147*	-5,889*	-5,172*	-6,290*	-6,584*	-4,981*	-5,338*	-6,710*	-6,967*				
model B2	values	-1,254	-0,983	-0,672	-0,459	-0,772	-0,865	-1,814**	-1,966**			-0,779	-0,938		
	l.dif.	-7,259*	-7,147*	-5,889*	-5,172*	-6,290*	-6,584*	-4,981*	-5,338*			-7,007*	-7,404*		
model B3	values	-1,254	-0,983	-0,672	-0,459	-0,772	-0,865	-1,814**	-1,966**					-0,732	-0,879
	l.dif.	-7,259*	-7,147*	-5,889*	-5,172*	-6,290*	-6,584*	-4,981*	-5,338*					-6,338*	-6,852*

Poľsko

		IP_PL		M2_PL		NEER_PL		GAP_PL		CPI_PL		PPI_PL		ULC_PL	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A1	values	-0,548	-0,612	-0,473	-0,775	-1,289	-1,047	-2,266**	-2,365**	-1,278	-1,129				
	l.dif.	-5,448*	-5,288*	-6,036*	-6,731*	-6,632*	-6,109*	-4,779*	-5,002*	-6,443*	-6,195*				
model A2	values	-0,548	-0,612	-0,473	-0,775	-1,289	-1,047	-2,266**	-2,365**			-1,006	-1,251		
	l.dif.	-5,448*	-5,288*	-6,036*	-6,731*	-6,632*	-6,109*	-4,779*	-5,002*			-7,117*	-7,270*		
model A3	values	-0,548	-0,612	-0,473	-0,775	-1,289	-1,047	-2,266**	-2,365**					-0,722	-0,875
	l.dif.	-5,448*	-5,288*	-6,036*	-6,731*	-6,632*	-6,109*	-4,779*	-5,002*					-7,007*	-7,196*
model B1	values	-0,731	-0,256	-0,709	-0,968	-1,590	-1,253	-2,628**	-2,720**	-0,891	-0,993				
	l.dif.	-5,998*	-5,636*	-7,055*	-7,265*	-7,007*	-6,508*	-6,337*	-6,507*	-6,243	-6,509*				
model B2	values	-0,731	-0,256	-0,709	-0,968	-1,590	-1,253	-2,628**	-2,720**			-1,284	-1,198		
	l.dif.	-5,998*	-5,636*	-7,055*	-7,265*	-7,007*	-6,508*	-6,337*	-6,507*			-7,006	-6,839*		
model B3	values	-0,731	-0,256	-0,709	-0,968	-1,590	-1,253	-2,628**	-2,720**					-0,779	-0,980
	l.dif.	-5,998*	-5,636*	-7,055*	-7,265*	-7,007*	-6,508*	-6,337*	-6,507*					-6,549*	-6,913*

Slovenská republika

		IP_SK		M2_SK		NEER_SK		GAP_SK		CPI_SK		PPI_SK		ULC_SK	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
model A1	values	-1,025	-0,899	-0,226	-0,601	-0,784	-1,087	-0,459	-0,468	-0,832	-0,769				
	l.dif.	-6,255*	-6,177*	-5,846*	-6,188*	-6,389*	-6,714*	-4,665*	-5,003*	-6,388*	-6,170*				
model A2	values	-1,025	-0,899	-0,226	-0,601	-0,784	-1,087	-0,459	-0,468			-0,808	-0,729		
	l.dif.	-6,255*	-6,177*	-5,846*	-6,188*	-6,389*	-6,714*	-4,665*	-5,003*			-7,056*	-6,897*		
model A3	values	-1,025	-0,899	-0,226	-0,601	-0,784	-1,087	-0,459	-0,468					-0,754	-0,698
	l.dif.	-6,255*	-6,177*	-5,846*	-6,188*	-6,389*	-6,714*	-4,665*	-5,003*					-6,735*	-6,109*
model B1	values	-0,669	-0,723	-0,850	-0,761	-0,339	-0,797	-0,745	-0,915	-1,065	-0,838				
	l.dif.	-7,155*	-7,089*	-6,394*	-6,126*	-6,055*	-6,751*	-6,449*	-6,907*	-6,116*	-5,897*				
model B2	values	-0,669	-0,723	-0,850	-0,761	-0,339	-0,797	-0,745	-0,915			-0,772	-0,855		
	l.dif.	-7,155*	-7,089*	-6,394*	-6,126*	-6,055*	-6,751*	-6,449*	-6,907*			-6,289*	-6,182*		
model B3	values	-0,669	-0,723	-0,850	-0,761	-0,339	-0,797	-0,745	-0,915					-1,034	-1,136
	l.dif.	-7,155*	-7,089*	-6,394*	-6,126*	-6,055*	-6,751*	-6,449*	-6,907*					-7,242*	-7,487*

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

$$\text{Model A1 } (X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, cpi_t]), \text{ Model A2 } (X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ppi_t]).$$

$$\text{Model A3 } (X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ulc_t]).$$

$$\text{Model B1 } (X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, cpi_t]), \text{ Model B2 } (X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ppi_t]).$$

$$\text{Model B3 } (X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ulc_t])$$

Model A (2000Q1-2007Q4). Model B (2000Q1-2010Q4).

Prameň: Autorove výpočty.

Príloha 6b

Johansenov a Juseliusov test kointegrácie (kapitola 6)

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Česká republika											
	model A1		model A2		model A3		model B1		model B2		model B3	
	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat
$r=0$	68,44	31,14	67,28	30,25	67,13	31,28	65,98	32,28	67,31	29,19	66,39	30,76
$r \leq 1$	45,22	25,47	46,12	26,04	46,08	25,48	45,36	25,69	45,61	24,01	44,00	26,07
$r \leq 2$	28,01	20,76	27,67	20,03	27,53	19,43	26,16	20,12	27,09	20,95	27,68	19,54
$r \leq 3$	11,08	9,96	9,44	8,43	10,27	8,59	8,42	6,13	8,19	6,08	8,05	5,43
$r \leq 4$	1,01	0,65	0,76	0,38	0,89	0,49	0,44	0,16	0,65	0,39	0,32	0,19

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Maďarsko											
	model A1		model A2		model A3		model B1		model B2		model B3	
	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat
$r=0$	67,59	32,13	71,17**	31,57	70,42**	30,07	65,29	32,44	75,31**	31,39	66,12	32,07
$r \leq 1$	45,73	26,09	46,07	25,45	44,75	24,11	45,29	25,78	44,24	25,53	45,58	26,06
$r \leq 2$	28,77	20,44	27,37	19,78	27,16	20,03	25,42	18,78	25,49	19,52	26,15	19,32
$r \leq 3$	8,54	6,25	9,59	6,19	9,42	6,47	8,59	5,95	8,17	5,16	9,31	7,06
$r \leq 4$	0,26	0,17	0,84	0,43	0,96	0,43	0,16	0,05	0,67	0,26	0,31	0,20

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Poľsko											
	model A1		model A2		model A3		model B1		model B2		model B3	
	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat
$r=0$	71,26**	29,56	72,42**	30,98	67,58	30,47	66,32	32,72	73,28**	31,68	74,35**	31,99
$r \leq 1$	44,76	25,14	42,86	23,67	46,03	24,67	45,27	23,59	44,61	24,25	45,36	25,07
$r \leq 2$	27,88	18,65	28,08	19,06	27,36	19,41	26,69	18,79	26,39	17,39	28,45	19,66
$r \leq 3$	9,67	5,87	8,21	4,29	9,79	6,80	7,44	6,57	8,92	6,27	8,26	6,12
$r \leq 4$	0,78	0,46	0,69	0,32	0,89	0,30	0,42	0,04	0,48	0,16	0,96	0,25

Predpokladaný počet kointegrujúcich rovníc	Slovenská republika											
	model A1		model A2		model A3		model B1		model B2		model B3	
	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat	trace stat	max eigvalue stat
$r=0$	67,54	32,01	66,29	31,67	67,15	31,94	67,06	31,28	65,52	30,10	67,43	31,58
$r \leq 1$	45,29	26,67	45,14	25,83	46,98	25,19	45,22	26,78	44,08	24,04	47,04	26,90
$r \leq 2$	28,15	20,14	27,47	21,00	26,39	19,58	27,02	19,36	25,88	20,47	25,69	19,39
$r \leq 3$	10,28	8,55	10,09	8,48	9,98	8,18	9,53	7,04	9,69	7,45	8,32	6,11
$r \leq 4$	1,27	0,05	1,05	0,16	0,76	0,46	0,48	0,53	1,34	0,84	1,28	0,76

Poznámka: Údaje reprezentujú výsledky t-štatistiky pre *trace statistics* a *maximum eigenvalue statistics*. Nulovú hypotézu možno zamietnuť pri 1% hladine významnosti (*), 5% hladine významnosti (**), 10% hladine významnosti (***). Kritická hodnota *trace statistics* pri 5% hladine významnosti pre $r=0$ je 69,82, pre $r \leq 1$ je 47,86, pre $r \leq 2$ je 29,80, $r \leq 3$ je 15,49 a pre $r \leq 4$ je 3,84. Kritická hodnota pre *maximum eigenvalue statistics* pri 5% hladine významnosti pre $r=0$ je 33,88, pre $r \leq 1$ je 27,58, pre $r \leq 2$ je 21,13, $r \leq 3$ je 14,26 a pre $r \leq 4$ je 3,84.

Model A1 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, cpi_t]$), Model A2 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ppi_t]$).

Model A3 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ulc_t]$).

Model B1 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, cpi_t]$), Model B2 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ppi_t]$).

Model B3 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ulc_t]$)

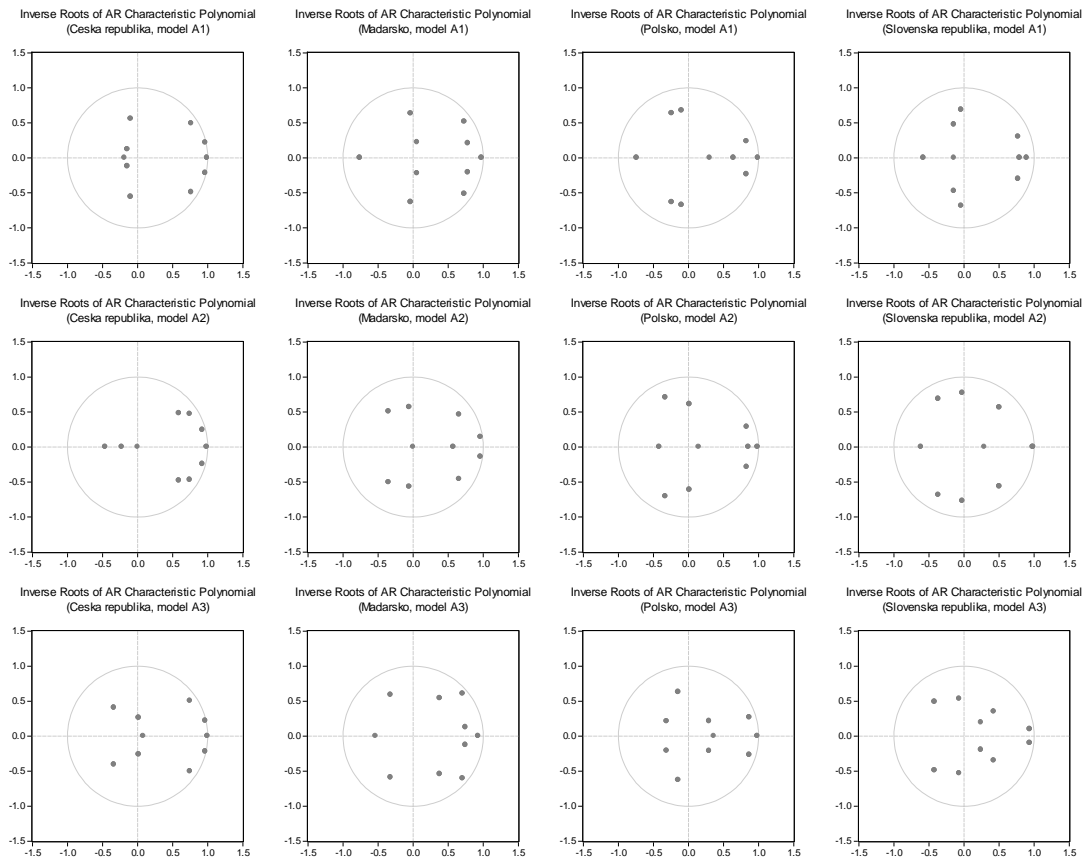
Model A (2000Q1-2007Q4). Model B (2000Q1-2010Q4).

Prameň: Autorove výpočty.

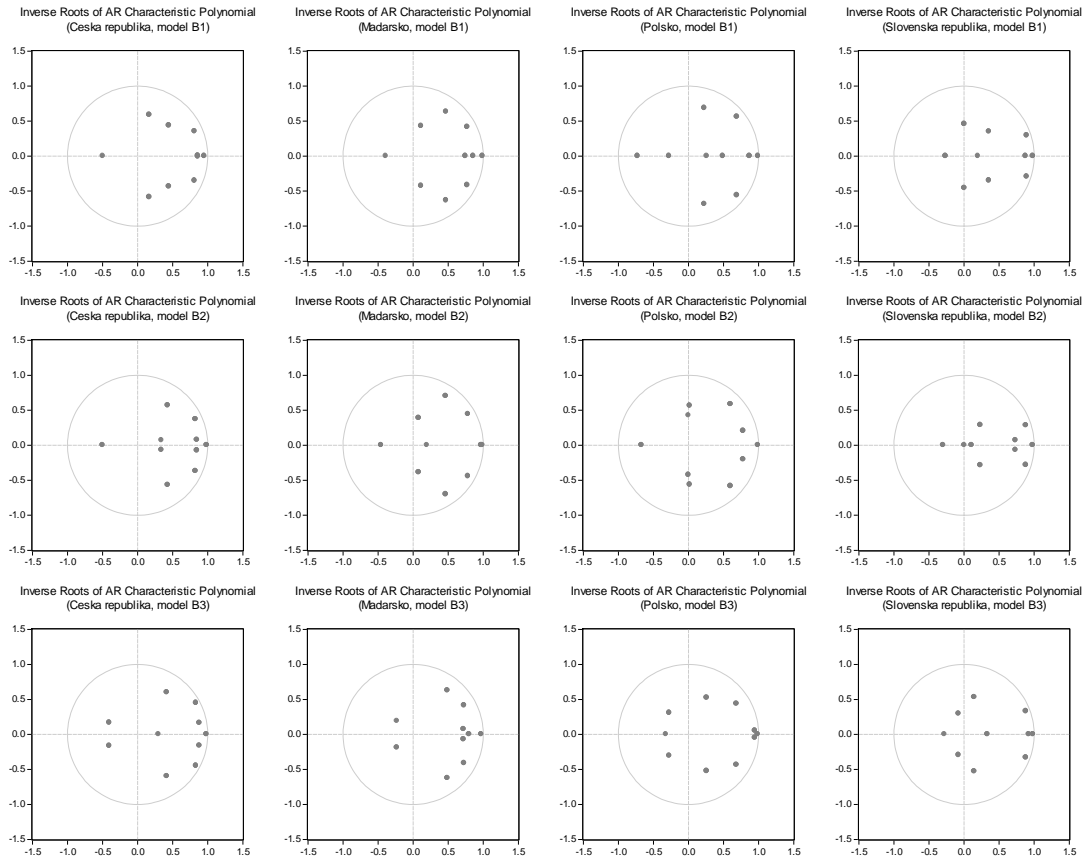
Príloha 6c

Stabilita VAR modelu (kapitola 6)

Model A



Model B



Poznámka: Model A1 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, cpi_t]$), Model A2 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ppi_t]$),
 Model A3 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ulc_t]$),
 Model B1 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, cpi_t]$), Model B2 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ppi_t]$),
 Model B3 ($X_t = [ip_t, m_t, er_{n,t}, y_{g,t}, ulc_t]$)
 Model A (2000Q1-2007Q4). Model B (2000Q1-2010Q4).

Prameň: Autorove výpočty.

Názov: Menové kurzy v krajinách strednej Európy
Rozsah: 165 strán
Autor: © Ing. Rajmund Mirdala, PhD.

Recenzenti: doc. Ing. Václav Dufala, CSc.
prof. Ing. Eva Horvátová, CSc.
prof. Ing. Štefan Samson, CSc.

Vydavateľ: Univerzitná knižnica, Technická univerzita v Košiciach,
Letná 6, 040 01 Košice

Vydanie: prvé, 2011
Tlač: Univerzitná knižnica, Technická univerzita v Košiciach,
Letná 6, 040 01 Košice

ISBN 978-80-553-0845-6

ISBN 978-80-553-0845-6