SROVNÁNÍ KONVERGENCE EKONOMIK ČR A VYBRANÝCH ZEMÍ EUROZÓNY NA ZÁKLADĚ ANALÝZY FUNKCÍ ODEZVY A NABÍDKOVÝCH ČI POPTÁVKOVÝCH ŠOKŮ

Roman Hušek, Tomáš Formánek, Vysoká škola ekonomická v Praze*

1. Úvod

Společnou měnu nyní používá 17 z celkem 27 států Evropské unie (EU). Od roku 2004 se přitom EU rozšířila o 12 států, z nichž pět již euro přijalo (Slovinsko, Kypr, Malta, Slovensko, Estonsko). Dalších 7 tzv. nových členských států EU, včetně České republiky, je smluvně zavázáno společnou měnu přijmout. Vstup do eurozóny je podmíněn splněním tzv. maastrichtských kritérií a úspěšným absolvováním dvouletého přechodného režimu ERM 2. Zároveň však pro nové členské státy není stanoven závazný časový harmonogram, takže skutečná snaha o přijetí eura spočívá de facto na dobrovolném rozhodnutí politické reprezentace příslušné země. Česká republika v současné době nepodniká aktivní politické ani ekonomické kroky, které by byly přímo motivovány snahou o přijetí společné měny, ale vzhledem k naší ekonomické propojenosti s eurozónou a i díky obnovené proevropské dynamice v Polsku (jediný stát sousedící s ČR, který nepoužívá euro) lze očekávat, že tato otázka bude časem aktuálním tématem i v naší zemi.

Předmětem této studie je ekonometrická analýza připravenosti české ekonomiky na předpokládaný vstup do eurozóny s ohledem na krizový vývoj v letech 2008-2010 a odhad možných nákladů vyplývajících zejména ze ztráty samostatné monetární politiky. Tato problematika je zde zkoumána přednostně z pohledu Mundellovy teorie optimální měnové oblasti (Mundell, 1961 a 1973) a při využití Bayoumiho metodiky (Bayoumi, 1994). Výsledky jsou shrnuty v tabulce 8 následované podrobnou interpretací, jež uzavírá 4. kapitulu této práce. Čtvrtletní data pro ekonometrické modelování a zkoumání dynamiky funkcí odezvy (impulse-response, IR) pocházejí z databáze Mezinárodního měnového fondu (IMF).

* Studie vznikla v rámci grantu GAČR č. 402/09/0273.

2. Optimální měnová oblast a makroekonomická konvergence

Standardní podoba teorie optimální měnové oblasti vznikla především zásluhou R. Mundella (Mundell, 1961), který zkoumal, pro které země je vhodný režim fixního kurzu. Přes řadu výhod, které fixní kurz (nebo společná měna) má, obsahuje též řadu potenciálních rizik. Při zafixování kurzu nebo přijetí společné měny se stát vzdává suverenity při tvorbě měnové politiky, tj. země již nemůže využívat kurzové změny ke stabilizaci ekonomiky. Zároveň ale platí, že jsou-li ceny a mzdy nepružné či málo pružné, pak k překonávání exogenních šoků a k zajištění vnější rovnováhy lze použít pouze změny nominálního měnového kurzu. Mundell a jeho následovníci proto formulovali řadu obecných podmínek, při jejichž splnění je v rámci zkoumané oblasti vhodné zavedení společné měny (zafixování kurzu). Tyto podmínky lze stručně shrnout takto:

- 1) Vzájemná tržní otevřenost a propojenost jednotlivých zemí.
- 2) Existence vysoké mobility výrobních faktorů.
- 3) Flexibilita cen a mezd v obou směrech.
- 4) Vysoký stupeň diverzifikace produkce v rámci celé oblasti.
- 5) Absence významných rozdílů v šocích působících na ekonomiky, v transmisních mechanismech a ve struktuře trhů.

Vhodná je také určitá míra politické integrace, sjednocení zájmů jednotlivých zemí, resp. sledování sdílených cílů hospodářské politiky. S vyšší podobností ekonomik roste pravděpodobnost úspěchu společné měny. Z uvedených zásad vyplývá, že vhodnost zavedení společné měny závisí především na otevřenosti ekonomik a na způsobu, jakým jednotlivé země uvažované měnové oblasti reagují na **ekonomické šoky** (tj. na jejich míře vzájemné podobnosti či odlišnosti). Šoky vznikají na straně poptávky i na straně nabídky (např. Fidrmuc a Hagara, 2004), mohou mít trvalý nebo transientní charakter, mohou být náhodné nebo generované hospodářskou politikou, působit symetricky či asymetricky, atd. O **symetrickém šoku** hovoříme tehdy, jestliže postihuje všechny části zkoumaného celku (regionu, státu, skupiny zemí) stejně. **Asymetrický šok** se projevuje různými dopady v odlišných částech daného celku.

V jednotlivých členských zemích Evropské měnové unie (EMU), ale i v České republice, je existence asymetrických šoků vůči eurozóně důležitá z toho důvodu, že jednotlivá opatření Evropské centrální banky (ECB) se řídí situací ve většině členských států a proto nemusí vyhovovat takové ekonomice, která je izolovaně v rámci EMU zasažena určitým šokem nebo ekonomice, která například vzhledem ke specifickým transmisním mechanismům na společný šok reaguje jiným způsobem než ostatní země (viz Darvas, 2006 a Égert a MacDonald, 2006). V takovém případě může společná měnová politika realizovaná ECB naopak prohloubit negativní dopady šoků v odlišujících se zemi či zemích. Při absenci nástrojů vlastní monetární politiky se i autonomní fiskální politika jednotlivých států eurozóny ukazuje jako málo vhodná k řešení dopadu negativních šoků nebo asymetrických vlivů o vyšší intenzitě. Navíc, porušování závazných (ale v praxi obtížně vymahatelných) fiskálních mantinelů obsažených

v maastrichtských kritériích vedlo v roce 2010 k propuknutí vleklé krize důvěry ve společnou evropskou měnu. V rámci této studie zůstaneme u konstatování, že fiskální zodpovědnost ve smyslu maastrichtských kritérií je jednou z nutných podmínek úspěšného fungování společné měny. Tématem této studie jsou však zejména makroekonomické předpoklady české ekonomiky pro přijetí eura.

Je v zájmu členských i kandidátských zemí EMU, aby byla omezena četnost i velikost asymetrických šoků. Pro ČR to znamená především snahu o harmonizaci ekonomického vývoje s vývojem v zemích EMU, a to ve smyslu úrovně, trendu i cyklické složky ekonomiky a jejího vývoje. Za potenciální zdroje asymetrických šoků v zemích EMU a v zemích usilujících o vstup do EMU lze považovat například rozdílné hospodářské cykly, různou flexibilitu mezd, odlišné transmisní mechanismy při realizaci monetární politiky, specifická struktura finančních aktiv domácností, exogenní šoky (přírodní vlivy), atd. Standardní Mundellova teorie říká, že země by neměly zavádět společnou měnu, pokud čelí asymetrickým šokům, nebo pokud nejsou vzájemně otevřené (pohyb zboží, kapitálu, práce). Současná eurozóna však některé Mundellovy základní podmínky dlouhodobě nesplňuje, například pracovní síla zůstává v rámci EU silně imobilní (mezi hlavní příčiny imobility patří jazykové a kulturní překážky). Skutečné zavedení eura tak u části odborné veřejnosti vyvolávalo nejprve nedůvěru a pesimistická očekávání, následně pak snahu o nalezení teoretického rámce, kterým by bylo možné „zakomponovat“ asymetrické šoky do teorie optimální měnové oblasti. A právě v této souvislosti řada autorů (např. Desmet, 2002) poukazuje na dříve opomíjenou Mundellovu stat' z roku 1973. Tato **Mundellova alternativní teorie měnových oblastí** dokazuje, že pro země čelící asymetrickým šokům může být přijetí společné měny výhodné (jsou-li ekonomiky vzájemně otevřené) z hlediska dlouhodobého **sdílení rizik a dopadů negativních šoků**. Z teorie her vyplývá, že k zajištění kooperace v rámci hry s opakováním není formální nebo smluvní zajištění kooperace nutné; ale uvažujeme-li situaci s více státy a centrálními bankami, může být skutečné neformální zajištění jejich spolupráce velmi obtížné. Právě v takovém případě je pak nejlepším řešením plnohodnotná měnová unie, a to i když jednotlivé státy čelí asymetrickým šokům.

Z předchozího textu vyplývají požadavky na podobnost ekonomik, jejichž splnění je nutné pro úspěšné zavedení a udržení měnové unie. Demertzisová et al. (1997) ve své práci nabízejí i formalizovaný přístup k této problematice, kdy pomocí užitkové funkce vyjadřují efekt připojení, resp. nepřipojení určité země k měnové unii. Tento přístup je založen na Mundellově teorii (Mundell, 1961) a Bayoumiho ekonometrickém modelu všeobecné rovnováhy outputu, zaměstnanosti a mezd při různých typech směnných relací (Bayoumi, 1994). Předpokladem použité analýzy jsou mzdy nepružné směrem dolů. Při negativních šocích (při převisu nabídky nad poptávkou) se mzdy nesnižují, ale zaměstnanost a output klesají pod rovnovážnou úroveň. Změnu ex ante očekávaného užitku (přínosu) propojení státu *j* formou měnové unie se státem *k* lze potom pro stát *j* vyjádřit pomocí výrazu

$$E(\Delta U_j) = \beta_{jk} \tau - \beta_{jj} \gamma E(\varepsilon_j - \varepsilon_k | \varepsilon_j < \varepsilon_k) P(\varepsilon_j < \varepsilon_k) - \beta_{jk} \gamma E(\varepsilon_k - \varepsilon_j | \varepsilon_j > \varepsilon_k) P(\varepsilon_j > \varepsilon_k),$$

$$= \beta_{jk} \tau - \gamma (\beta_{jj} + \beta_{jk}) \phi(0) \sqrt{\sigma_j^2 - 2\rho\sigma_j\sigma_k + \sigma_k^2}, \quad (1)$$

kde

- γ = $\alpha / (2(1-\alpha))$,
- E, P je očekávaná hodnota, resp. pravděpodobnost,
- U_j - hodnota užitkové funkce státu j ,
- β_{jk}, β_{jj} - křížová, resp. přímá, poptávková elasticita U (v reakci na šoky ε) v zemi j ,
- τ - transakční náklady,
- α - elasticita poptávky po práci,
- $\varepsilon_j, \varepsilon_k$ - vzájemně nezávislé šoky působící na ekonomiku j , resp. k ; oba šoky mají symetrická rozdělení kolem nuly a platí: $P(\varepsilon_j < \varepsilon_k) = P(\varepsilon_j > \varepsilon_k) = 0,5$; oba šoky jsou nezávislé na existenci měnové unie mezi j a k ,
- σ_j, σ_k - standardní chyby vektorů náhodných šoků,
- $\phi(0)$ - sdružená funkce pravděpodobnosti (hustota) dvourozměrného normálního rozdělení náhodných složek ε_j a ε_k ,
- ρ - koeficient korelace mezi ε_j a ε_k .

Uvažujeme-li třetí (například další sousedící) stát n , pak v případě jeho nepřipojení se k měnové unii zemí j a k lze dopad na celkový užitek ve státě n formulovat jako

$$E(\Delta U_n) = -\gamma (\beta_{nj} - \beta_{nk}) \phi(0) \sqrt{\sigma_j^2 - 2\rho\sigma_j\sigma_k + \sigma_k^2}, \quad (2)$$

kde β_{nj} a β_{nk} jsou křížové elasticity poptávky v zemi n .

Ze vztahů (1) a (2) vyplývá, že pro budoucí členy i nečleny hypotetické měnové unie budou očekávané náklady zavedení společné měny nejnižší právě při platnosti sdružené konvergenční podmínky: $\rho \rightarrow 1 \wedge \sigma_j \cong \sigma_k$. Pro úspěch měnové unie tedy musí platit, že šoky v zemích j a k jsou silně **kladně korelované** a zároveň mají podobnou velikost (rozdíl standardních chyb σ_j a σ_k není statisticky významný). Pokud platí alespoň $\rho \cong 0,5 \wedge \sigma_j \cong \sigma_k$, potom poslední člen rovnice (1) resp. (2) můžeme přepsat jako

$$\sqrt{\sigma_j^2 - 2\rho\sigma_j\sigma_k + \sigma_k^2} = \sigma_j, \quad (3)$$

a minimální náklady na zavedení jednotné měny jsou pak dány výrazem

$$\Delta U_j = \gamma (\beta_{jj} + \beta_{jk}) \phi(0) \sigma_j. \quad (4)$$

Náklady vyjádřené výrazem (4) se liší od nulových nákladů při úplné absenci šoků ($\sigma_j = \sigma_k = 0$) nebo při jejich dokonalé symetrii ($\rho = 1 \wedge \sigma_j = \sigma_k$) právě o hodnotu standardní chyby σ_j . Ve čtvrté kapitole proto testujeme, zda jsou pro českou ekonomiku a další vybrané země splněny takto formulované požadavky konvergence (symetrie) vůči eurozóně. K testování použijeme IR analýzu a spočtené nabídkové a poptávkové šoky, jejichž způsob odvození je popsán ve třetí kapitole. Požadavky symetrie jsou testovány postupem navrženým a použitým Demertzisovou et al., (1997), takto:

k vyhodnocení podmínky $\rho \rightarrow 1$ slouží Fischerova z -transformace a splnění podmínky $\sigma_j \equiv \sigma_k$ ověřuje modifikovaný Waldův test (viz také Hušek a Formánek, 2006).

3. Ekonometrická analýza: IR dynamika při využití dekompozice Blanchard-Quah

Analýza IR dynamiky (analýza funkcí odezvy) bývá často používána k modelování a vyhodnocování dopadů nástrojů monetární či fiskální politiky. Jde o dynamické simulace a předpovědi; metoda vychází z VAR modelů, resp. z VMA reprezentace vztahů zkoumaných veličin. Uvažujme například jednoduchý dynamický VAR(1) dvourovnicový systém pro simulaci hospodářské politiky, zadaný v maticovém vyjádření ve *standardním tvaru*

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & b_1 \\ c_1 & d_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}, \quad (5)$$

kde

- x_t, y_t – modelované endogenní makroekonomické veličiny,
- $a_1, \dots, d_1$ – regresní koeficienty,
- u_{1t}, u_{2t} – sférické náhodné složky.

Protože kovariance mezi u_{1t} a u_{2t} je obecně nenulová, pro náhodné složky soustavy (5) platí $E(u_{1t}) = E(u_{2t}) = 0$, $E(u_{1t}^2) = \sigma_{11}$; $E(u_{2t}^2) = \sigma_{22}$ a (především) $E(u_{1t} \cdot u_{2t}) = \sigma_{12}$. Z modelu ve tvaru (5) můžeme vycházet při hledání odpovědi na otázky typu: „Jaká bude očekávaná reakce veličiny Y v obdobích $t, t+1, t+2$, atd., na jednotkový exogenní šok ve veličině X v období t ?“ Ze soustavy (5) je zřejmé, že šok působící na veličinu x_t v období t může být způsoben pouze náhodnou složkou u_{1t} , protože hodnoty x_{t-1} a y_{t-1} jsou v období t již dány (jsou predeterminované). Vzhledem k předpokládané nenulové korelaci náhodných složek bychom však z modelu ve tvaru (5) získávali výsledky zatížené systematickou chybou. Na základě (5) při jednotkové změně u_{1t} v období t dojde v období $t+1$ ke změně y_{t+1} o c_1 ; to je v souladu se specifikací (5), ovšem je ignorována korelace mezi náhodnými složkami v období t a efekt, který na hodnotu y_{t+1} bude mít člen $d_1 \cdot \Delta y_t$, kde $\Delta y_t = u_{2t}$. Pro účely IR analýzy proto obvykle používáme VAR model v *ortogonalizované podobě*, kdy náhodné složky již nejsou vzájemnou korelací zatíženy (např. Charemza a Deadman, 1992). Opakovanou substitucí za x_{t-1} a y_{t-1} při platnosti podmínky stability můžeme VAR model (5) zapsat ve tvaru vektorových klouzavých průměrů (VMA) jako

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_1 & b_1 \\ c_1 & d_1 \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} u_{1t-i} \\ u_{2t-i} \end{bmatrix}. \quad (6)$$

Před vlastní IR analýzou musíme přikročit k ortogonalizaci šoků, protože u_{1t} a u_{2t} jsou obecně vzájemně zkorelované. Dosadíme za u_{2t-i} a ortogonalizovanou soustavu zapíšeme pomocí Choleskiho dekompozice (CHD) ve tvaru

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(i)} & \phi_{12}^{(i)} \\ \phi_{21}^{(i)} & \phi_{22}^{(i)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t-i} \\ u_{2t-i}^* \end{bmatrix} . \quad (7)$$

Vektor náhodných složek v rovnici (7) je vektorem šoků (inovací), které jsou již vzájemně nezávislé. Prvky matice $\phi^{(i)}$ z rovnice (7) jsou **funkcemi odezvy (IR funkcemi)**, představujícími chování modelovaných řad v důsledku jednorázových exogenních šoků (inovací). Interpretaci jednotlivých členů matice $\phi^{(i)}$ nejlépe ukážeme na příkladu: $\phi_{21}^{(1)}$ - očekávaný, o 1 období zpožděný, dopad jednotkové změny v u_{1t-1} na proměnnou y_t .

Před dalším krokem v popisu IR analýzy je potřeba alespoň zmínit dvě relativně nejdůležitější nevýhody ortogonalizace pomocí CHD: Výsledky simulací jsou obecně závislé na pořadí rovnic ve VAR systému, tj. na tom, která z rovnic zůstane v původním tvaru a která bude upravena. Dále, ekonomická interpretace ortogonalizovaných inovací (tj. jednotkových změn u_{2t}^*) je velmi obtížná. Na druhou stranu, o pořadí rovnic lze do značné míry rozhodnout například na základě testu Grangerovy kauzality (Granger, 1969) nebo testu kauzality GMD (Geweke et al., 1983).

Blanchard-Quah (BQ) dekompozice (Blanchard a Quah, 1989) slouží k odstranění implicitní podidentifikovanosti IR funkcí (viz například Hušek, 2007) a k dosažení jejich přesné identifikovanosti. Při popisu BQ dekompozice vyjdeme z VAR(j) modelu ve standardním tvaru (5), který pro přehlednost a vzhledem k rozdílům v interpretaci jednotlivých prvků přepíšeme pro proměnné y_t a z_t jako

$$y_t = \sum_{j=1}^n a_{11}(j) y_{t-j} + \sum_{j=1}^n a_{12}(j) z_{t-j} + u_{1t} , \quad (8)$$

$$z_t = \sum_{j=1}^n a_{21}(j) y_{t-j} + \sum_{j=1}^n a_{22}(j) z_{t-j} + u_{2t} ,$$

kde

y_t, z_t jsou endogenní proměnné,
 $a_{ki}(j)$ – regresní koeficienty pro j -tá zpoždění,
 u_{1t}, u_{2t} – náhodné složky.

Po převedení (8) na VMA reprezentaci lze dekompozici BQ použít k identifikování IR funkcí, avšak pouze tehdy, platí $y, z \Rightarrow I(0)$. V opačném případě je nutné nejprve proměnné diferencovat a splnit tak předpoklad, že endogenní proměnné jsou v čase alespoň kovariančně stacionární. Podobně jako v rovnici (6), rezidua e_1 a e_2 odhadnutá z VMA reprezentace modelu (8) můžeme vyjádřit ve formě funkcí nepozorovatelných, tzv. „čistých“ inovací, ve tvaru

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} , \quad (9)$$

kde inovace ε_{1t} a ε_{2t} jsou vzájemně **nezkorelované**. Podobně jako při Choleskiho dekompozici jsou inovace ε_{1t} a ε_{2t} normalizovány a mají jednotkové rozptyly, tj. platí $\Sigma_\varepsilon = \mathbf{I}$. (viz například Hušek, 2007) Strukturální inovace ε_{1t} a ε_{2t} nejsou interpretovány jako přímo asociované s proměnnými Y , resp. Z . Jde spíše o druh exogenních proměnných, kdy ε_{1t} a ε_{2t} mají odlišný dopad na chování endogenních proměnných v dlouhém období. Zatímco inovace ε_{1t} obecně má dlouhodobý dopad na vývoj obou endogenních proměnných, dlouhodobý vliv inovace ε_{2t} je omezen dodatečnou identifikující informací. Při BQ dekompozici bývá nejčastěji toto dodatečné identifikující omezení IR funkcí definováno tak, že jednorázová inovace ε_{2t} nemá dlouhodobý dopad na chování veličiny Y . S využitím vztahů (8) a (9) takové omezení můžeme formalizovat jako

$$g_{12} \left[1 - \sum_{k=1}^p a_{22}(k) \right] + g_{22} \sum_{k=1}^p a_{12}(k) = 0, \quad (10)$$

kde $k = 1, 2, \dots, p$ je dostatečně dlouhé období (ve smyslu definovaném neoklasickou makroekonomií). Omezení (10) je zde dodatečnou informací, jednoznačně identifikující všechny čtyři prvky matice $\mathbf{G} = \{g_{ij}\}$. Zbývající tři lineárně nezávislé rovnice, které spolu se vztahem (10) určují jednotlivé prvky matice $\mathbf{G}$, jsou shodné s Choleskiho dekompozicí a můžeme je zapsat jako

$$\begin{aligned} \text{var}(e_{1t}) &= (g_{11})^2 + (g_{12})^2, \\ \text{var}(e_{2t}) &= (g_{21})^2 + (g_{22})^2, \\ \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) &= g_{11}g_{21} + g_{12}g_{22}. \end{aligned} \quad (11)$$

Jestliže do soustavy (8) dosadíme reálný HDP a míru inflace za proměnné Y a Z , potom na základě odhadnutého VAR modelu (8) a s využitím BQ dekompozice můžeme generovat IR funkce, které v souladu s přístupem hlavního proudu makroekonomické teorie splňují následující omezení: nabídkové šoky ε_{1t} mají trvalý (obecně nenulový) vliv na HDP i na inflaci, zatímco poptávkové šoky ε_{2t} v dlouhém období mají vliv pouze na inflaci, nikoliv na reálný output ekonomiky. Přes určitá omezení je BQ dekompozice robustním a užitečným nástrojem ekonometrické analýzy. Podrobné odvození, interpretaci a rozbor vlastností BQ dekompozice uvádějí zejména Blanchard a Quah (1989).

Nyní můžeme generovat časové řady **nabídkových** šoků (vektor ε_1) a **poptávkových** šoků (vektor ε_2), které poslouží jako základ naší empirické srovnávací analýzy postavené na Bayoumiho modelu specifikovaného rovnicemi (1) a (2). Přepíšeme soustavu (9) do maticového tvaru: $e_t = \mathbf{G}\varepsilon_t$. Následně s využitím identifikujících omezení (10) a (11) pro všechna období pozorování $t = \{1, 2, \dots, T\}$ získáme vektory nabídkových a poptávkových šoků opakovaným řešením rovnice

$$\varepsilon_t = \mathbf{G}^{-1}e_t \quad (12)$$

4. Aplikační část, výsledky analýzy a interpretace

K ekonometrické analýze, popisu srovnávaných ekonomik a ke konstrukci IR funkcí byl z důvodu vzájemné srovnatelnosti použit jednotný tvar ekonometrického modelu, a to dvourovnicová VAR(4) specifikace:

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ D_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_Y \\ c_D \end{bmatrix} + L_1 \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ D_{t-1} \end{bmatrix} + L_2 \begin{bmatrix} Y_{t-2} \\ D_{t-2} \end{bmatrix} + L_3 \begin{bmatrix} Y_{t-3} \\ D_{t-3} \end{bmatrix} + L_4 \begin{bmatrix} Y_{t-4} \\ D_{t-4} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{Yt} \\ u_{Dt} \end{bmatrix}, \quad (13)$$

kde

- Y_t je relativní diference reálného HDP v období t (úrovňové řady jsou v národní měně daného státu, resp. v euro), po sezónním očištění, vyjádřená ve formě meziročních rozdílů (v procentních bodech),
- D_t – hodnota deflátoru HDP v období t , po sezónním očištění, vyjádřená ve formě meziročních přírůstků deflátoru (v procentních bodech),
- $u_{\xi t}$ – obecně lineárně závislé náhodné složky modelu,
- L_i – matice koeficientů zpožděných proměnných,
- c_D, c_Y – úrovňové konstanty.

Makroekonomický model (13) byl odhadnut pro rakouskou (AUT), českou (CZE), německou (DEU), španělskou (ESP), francouzskou (FRA), řeckou (GRE), polskou (POL) a slovenskou (SLV) ekonomiku, stejně jako pro celek eurozóny (EMU). Výběr zemí pro tuto analýzu byl motivován snahou o srovnání podobnosti vnitřní dynamiky české ekonomiky se sousedními státy a dalšími výraznými ekonomikami EMU, vzhledem k analýze možných dopadů našeho předpokládaného vstupu do EMU. Zařazení některých států (Řecko) slouží především k získání širšího kontextu při hodnocení a interpretaci výsledků za ČR, ale i Polsko a Slovensko.

Na základě soustavy (13) zkoumáme IR dynamiku šoků na agregované úrovni. Jde o běžně uplatňovaný postup (viz například Demertzisová, et al., 1997 nebo Hušek a Formánek, 2006). Naopak stratifikace ekonomiky a šoků zahrnutím dodatečných endogenních proměnných do VAR modelu vede při zvoleném typu analýzy k nežádoucímu růstu standardních chyb získaných odhadů a generovaných funkcí odezvy; disagregace proměnných makroekonomických strukturních i VAR modelů české ekonomiky přitom zůstává užitečným a vhodným postupem např. při prognózování (viz Beneš a kol., 2003) nebo při zkoumání transmisních mechanismů (např. Borysová a kol., 2009).

Použitá konstrukce (relativní diference proměnných) umožňuje porovnávat jednotlivé ekonomiky bez nutnosti přepočtů národních měn na společný základ. Jednotná specifikace modelu pro všechny zkoumané státy zároveň umožňuje vzájemné srovnávání (párovou korelační analýzu) ortogonalizovaných IR funkcí pro nabídkové a poptávkové šoky, takže můžeme abstrahovat od interpretace rozměru (jednotek) hodnot ortogonalizovaných IR funkcí.

Tabulka 1

Odhad modelu VAR(4) pro ČR, SRN a eurozónu

ODHADY ROVNIC VAR(4) MODELU, období pozorování (upraveno): 2002:1 2010:3						
Zahrnutá pozorování: 35 po úpravě rozsahu						
(Standardní chyby / t-poměry)						
[p-hodnoty]						
	CZE-Y	CZE-D	DEU-Y	DEU-D	EMU-Y	EMU-D
Y-1	1.243	-0.294	1.171	0.016	0.905	0.012
	0.205 / 6.06	0.150 / -1.95	0.200 / 5.99	0.051 / 0.32	0.166 / 5.44	0.020 / 0.62
	[0.000]	[0.062]	[0.000]	[0.754]	[0.000]	[0.538]
Y-2	-0.393	0.590	-0.141	-0.156	-0.256	0.031
	0.321 / -1.22	0.236 / 2.50	0.304 / -0.46	0.080 / -1.96	0.234 / -1.10	0.028 / 1.10
	[0.232]	[0.019]	[0.647]	[0.061]	[0.284]	[0.282]
Y-3	0.196	-0.278	-0.429	0.215	0.094	-0.013
	0.359 / 0.55	0.264 / -1.05	0.326 / -1.31	0.085 / 2.52	0.239 / 0.39	0.029 / -0.45
	[0.590]	[0.301]	[0.200]	[0.018]	[0.698]	[0.657]
Y-4	-0.231	0.006	0.061	-0.063	-0.416	-0.025
	0.262 / -0.88	0.192 / 0.03	0.236 / 0.26	0.062 / -1.02	0.185 / -2.25	0.022 / -1.14
	[0.387]	[0.975]	[0.797]	[0.319]	[0.033]	[0.264]
D-1	-0.202	0.776	-0.755	0.835	-0.375	0.804
	0.250 / -0.81	0.184 / 4.23	0.623 / -1.21	0.163 / 5.12	1.309 / -0.29	0.157 / 5.11
	[0.426]	[0.000]	[0.236]	[0.000]	[0.777]	[0.000]
D-2	0.327	-0.015	1.577	-0.335	1.251	0.080
	0.329 / 0.99	0.241 / -0.06	0.730 / 2.16	0.191 / -1.75	1.784 / 0.70	0.215 / 0.37
	[0.330]	[0.951]	[0.040]	[0.091]	[0.489]	[0.712]
D-3	0.038	-0.027	-0.884	0.300	3.010	0.377
	0.317 / 0.12	0.233 / -0.11	0.720 / -1.23	0.188 / 1.59	1.746 / 1.72	0.210 / 1.80
	[0.906]	[0.910]	[0.231]	[0.124]	[0.097]	[0.084]
D-4	-0.184	-0.345	-0.589	-0.288	-3.838	-0.523
	0.242 / -0.76	0.177 / -1.95	0.567 / -1.04	0.148 / -1.94	1.474 / -2.60	0.177 / -2.95
	[0.453]	[0.062]	[0.308]	[0.063]	[0.015]	[0.007]
C	0.681	1.282	0.953	0.492	1.442	0.488
	0.653 / 1.04	0.479 / 2.68	0.646 / 1.48	0.169 / 2.91	1.724 / 0.84	0.207 / 2.35
	[0.306]	[0.013]	[0.152]	[0.007]	[0.410]	[0.027]
R-squared	0.860224	0.790918	0.865447	0.741911	0.789826	0.896515
Adj. R-squared	0.817216	0.726585	0.824047	0.662498	0.725157	0.864673
Sum sq. resids	52.55597	28.26707	30.14094	2.064247	89.03622	1.288858
S.E. equation	1.421754	1.042686	1.076693	0.281770	1.850532	0.222646
F-statistic	20.00152	12.29413	20.90414	9.342533	12.21336	28.15544
Akaike AIC	3.758693	3.138512	3.202699	0.521580	4.285858	0.050571
Schwarz SC	4.158640	3.538459	3.602646	0.921527	4.685805	0.450518
Mean dependent	3.144152	2.056658	0.723764	1.065109	1.858351	1.897459
S.D. dependent	3.325490	1.994080	2.566806	0.485016	3.529833	0.605235

Graf 1

IR funkce pro ekonomiku ČR, SRN a eurozónu: odezva na nabídkové a poptávkové šoky

Odhad byl proveden za období 2002:1 až 2010:3. Vzhledem k multikolinearitě zpožděných regresorů nejsou bodové odhady některých parametrů na 5% hladině spolehlivosti významné, avšak testovaná celková shoda modelu s daty je značná, což je pro nás v tomto případě rozhodující. Srovnání odhadů VAR(4) modelu (13) pro českou a německou ekonomiku a eurozónu je uvedeno v tabulce 1. Zařazení výstupů za ostatní země považujeme za příliš extenzivní vzhledem k záměrům této studie (údaje jsou k dispozici u autorů).

Nyní s použitím odhadnuté soustavy (13) přistoupíme k výpočtu IR funkcí při využití BQ dekompozice, tedy postupem vyplývajícím z rovnic (8) až (10). Graf 1 zobrazuje odezvu obou modelovaných veličin (reálného HDP a deflátoru HDP) na poptávkové a nabídkové šoky pro českou a německou ekonomiku a pro eurozónu, a to po 20 období (čtvrtletí), tj. 5 let. I když grafický výstup má spíše orientační vypovídací schopnost, vidíme z grafu 1 vysokou vzájemnou podobnost reakcí na nabídkové šoky, zejména u IR funkcí reálného HDP. Následující tabulky představují první krok srovnávací analýzy symetrie odhadnutých dynamických IR funkcí. Srovnávány jsou pětileté odezvy na nabídkové a poptávkové šoky, generované z odhadů výše popsaného modelu. Tabulky 2 až 5 obsahují koeficienty párových korelací dynamických reakcí jednotlivých modelovaných veličin na ortogonalizované šoky, tak jak byly spočteny pro jednotlivé země. Uvedené párové korelace jsou vypočteny na základě srovnání řad příslušných IR koeficientů $\phi_{ij}^{(1)}$, $\phi_{ij}^{(2)}$, $\phi_{ij}^{(20)}$..., z rovnice (7) při identifikaci IR funkcí BQ postupem podle (10) a (11).

Při posuzování korelací mezi celkem EMU a jednotlivými členskými zeměmi musíme mít na paměti, že tyto země jsou do celku EMU zahrnuty a tím dochází ke zkreslení výsledných korelací. V případě Slovenska a Rakouska toto zkreslení můžeme zanedbat, ale zejména výsledky korelace IR funkcí Německa a Francie vůči EMU jsou statisticky významně ovlivněny (tento vliv se promítá i do grafu 1). Vzhledem k charakteru databáze IMF nebylo možné provést potřebné vyloučení dvojitého zahrnutí. V tomto kontextu lze poukázat na srovnání podobně spočtených korelačních koeficientů, které při vyloučení dvojitého zahrnutí a bez tohoto vyloučení uvádějí ve své práci Demertzisová et al. (1997). Je zřejmé, že při vyloučení dvojitého zahrnutí síla korelace IR dynamiky vůči celku EMU klesá.

Tabulka 2

Párové korelace vývoje HDP v reakci na poptávkový šok

	AUT	CZE	DEU	ESP	EMU	FRA	GRE	POL	SLV
AUT	1								
CZE	0,569*	1							
DEU	-0,203	-0,076	1						
ESP	-0,015	0,003	0,657*	1					
EMU	-0,315	-0,892	-0,111	0,084	1				
FRA	-0,430	-0,841	-0,018	-0,119	0,851**	1			
GRE	-0,047	-0,065	0,350	0,106	0,039	0,240	1		
POL	-0,090	-0,423	0,198	0,102	0,218	0,040	0,163	1	
SLV	0,585*	-0,010	-0,137	-0,128	0,088	0,023	0,319	0,567*	1

Vysvětlivky (tabulka 2-7): * pro $r_{(ij)} > 0$; resp. ** pro $r_{(ij)} > 0,5$ na hladině významnosti $\alpha = 5\%$.

Tabulka 3

Párové korelace vývoje HDP v reakci na nabídkový šok

	AUT	CZE	DEU	ESP	EMU	FRA	GRE	POL	SLV
AUT	1								
CZE	-0,857	1							
DEU	-0,962	0,812**	1						
ESP	-0,514	0,779**	0,571*	1					
EMU	-0,747	0,323	0,734*	0,052	1				
FRA	-0,870	0,742*	0,817**	0,528*	0,630*	1			
GRE	0,570*	-0,877	-0,449	-0,668	0,060	-0,535	1		
POL	-0,890	0,910**	0,886**	0,796**	0,554*	0,807**	-0,671	1	
SLV	-0,855	0,814**	0,901**	0,771*	0,591*	0,834**	-0,513	0,963**	1

Tabulka 4

Párové korelace vývoje deflátoru HDP v reakci na poptávkový šok

	AUT	CZE	DEU	ESP	EMU	FRA	GRE	POL	SLV
AUT	1								
CZE	-0,621	1							
DEU	-0,696	0,618*	1						
ESP	0,081	0,227	0,189	1					
EMU	0,244	-0,176	-0,686	-0,366	1				
FRA	-0,458	0,891**	0,433	0,545*	-0,065	1			
GRE	0,864**	-0,339	-0,582	0,021	0,305	-0,285	1		
POL	-0,896	0,843**	0,704*	0,059	-0,282	0,691*	-0,706	1	
SLV	0,742*	-0,702	-0,840	-0,394	0,674*	-0,589	0,655*	-0,774	1

Tabulka 5

Párové korelace vývoje deflátoru HDP v reakci na nabídkový šok

	<i>AUT</i>	<i>CZE</i>	<i>DEU</i>	<i>ESP</i>	<i>EMU</i>	<i>FRA</i>	<i>GRE</i>	<i>POL</i>	<i>SLV</i>
<i>AUT</i>	1								
<i>CZE</i>	0,509*	1							
<i>DEU</i>	0,764*	0,793**	1						
<i>ESP</i>	-0,297	0,181	-0,083	1					
<i>EMU</i>	-0,140	0,105	-0,258	0,161	1				
<i>FRA</i>	0,126	0,871**	0,569*	0,547*	0,238	1			
<i>GRE</i>	0,699*	0,260	0,387	-0,541	0,348	-0,097	1		
<i>POL</i>	0,484*	0,972**	0,829**	0,141	-0,103	0,831**	0,146	1	
<i>SLV</i>	-0,707	-0,060	-0,315	0,540*	0,468*	0,371	-0,455	-0,099	1

Z tabulek 2 až 5 můžeme získat dobrou základní představu o vzájemné podobnosti či rozdílnosti IR dynamiky jednotlivých ekonomik – a to především díky konzistentnímu způsobu odhadu modelu pro jednotlivé země a díky jednotnému způsobu konstrukce dynamických IR funkcí. Vidíme, že dynamika reakcí ekonomiky ČR je velice podobná Polsku, zejména pokud jde o reakce na nabídkové šoky. Dále, poměrně vysokou shodu IR dynamiky vykazuje české hospodářství i vůči Slovensku a Rakousku. Tato skutečnost potvrzuje dílčí závěry naší studie, která byla na dané téma publikována již dříve (Hušek a Formánek, 2006). Zásadním způsobem se zvýšila podobnost IR dynamiky české, slovenské a polské ekonomiky vůči Německu: zatímco při odhadu modelu (13) za období 1995:4 až 2002:1 se párové korelační koeficienty odpovídající $r_{(DEU, \xi)}$ z tabulek 2 až 5 pohybovaly v rozmezí zhruba (-0,30; 0,30), nyní již vidíme silnou kladnou korelaci u většiny koeficientů (kromě tabulky 2). Toto zásadní sblížení IR dynamiky můžeme přičítat zejména posunům ve vnitřní makroekonomické dynamice ČR, Slovenska a Polska. Jde zřejmě o kombinaci dvou faktorů: vymizení efektů vyplývajících z transientního charakteru postkomunistického hospodářství a rychlá ekonomická integrace nových členských států do EU. Je zajímavé, že symetrie české a polské IR dynamiky vůči Německu vychází vyšší než při srovnání se Slovenskem, kde bylo euro zavedeno již od 1. 1. 2009. Jako logické vysvětlení se nabízí síla a bezprostřední geografická blízkost německé ekonomiky, vůči které naše i polská ekonomická provázanost zesiluje rychleji než ve vztahu k jiným zemím.

Symetrie vůči celku EMU je pro českou, slovenskou i polskou ekonomiku (stejně jako pro ostatní zde zkoumané státy) celkově spíše nižší než při srovnání s Německem. Musíme mít na paměti, že celek EMU v modelu popsaném soustavou (13) je tvořen součtem jednotlivých členů eurozóny. Jestliže podobnost (symetrie) IR dynamiky mezi hlavními subjekty EMU není příliš vysoká, potom i podobnost agregovaného VAR modelu eurozóny vůči dalším zkoumaným státům (členům i nečlenům) bude negativně ovlivněna.

Tabulky 2 až 5 jsou prvním krokem naší analýzy, popisují symetrii reakcí jednotlivých ekonomik na hypotetické (simulované) poptávkové a nabídkové šoky. V další části se zaměříme na srovnání (přímo neměřitelných) poptávkových a nabídkových šoků, spočtených pro jednotlivé ekonomiky za zkoumané období 2002:1 až 2010:3. S ohledem na Bayoumiho koncept minimalizace nákladů zavedení společné měny pro členské i nečlenské země měnové unie, definovaný vztahy (1) až (4), budeme testovat platnost sdružené podmínky o kladně zkorelovaných šocích s podobnou velikostí: $\rho \rightarrow 1 \wedge \sigma_j \cong \sigma_k$. Konstruujeme proto nabídkové a poptávkové šoky s využitím odhadnutých modelů (13) pro jednotlivé země. Z těchto odhadů získáme vektory reziduí e_Y a e_D , na základě identifikujících omezení (10) a (11) spočteme prvky matice $G = \{g_{ij}\}$ z rovnice (9) a následně generujeme vektory nabídkových šoků (ε_1) a poptávkových šoků (ε_2) dosazením do vztahu (12) a opakovaným řešením rovnic pro jednotlivá období pozorování a každou zkoumanou ekonomiku. Srovnání párových korelací vektorů nabídkových a poptávkových šoků je zobrazeno v tabulkách 6 a 7.

Tabulka 6

Párové korelace poptávkových šoků

	AUD	CZE	DEU	ESP	EUR	FRA	GRE	POL	SLV
AUD	1								
CZE	-0,274	1							
DEU	0,155	0,091	1						
ESP	0,182	-0,281	-0,024	1					
EUR	-0,029	-0,023	0,465*	-0,017	1				
FRA	-0,112	-0,091	0,083	-0,221	0,146	1			
GRE	-0,313	0,201	-0,308	-0,436	-0,154	0,025	1		
POL	-0,186	0,032	0,038	0,367*	-0,087	0,080	-0,430	1	
SLV	-0,014	0,137	0,112	-0,007	-0,060	0,275	-0,125	0,286	1

Tabulka 7

Párové korelace nabídkových šoků

	AUD	CZE	DEU	ESP	EUR	FRA	GRE	POL	SLV
AUD	1								
CZE	0,329	1							
DEU	0,563*	0,153	1						
ESP	0,226	0,189	0,148	1					
EUR	0,187	0,163	0,222	0,312	1				
FRA	0,245	0,355*	0,191	0,078	0,135	1			
GRE	0,242	0,516*	0,104	0,136	0,113	0,349*	1		
POL	0,234	0,192	0,244	-0,015	0,188	0,153	0,194	1	
SLV	0,225	0,310	0,417*	0,225	0,461*	0,166	0,225	0,206	1

Párové korelace nabídkových a poptávkových šoků mezi jednotlivými zeměmi (v tabulkách 6 a 7) jsou významně nižší než korelace u zkoumané dynamiky IR funkcí. Pokud jde o možnost českého a polského přistoupení k euru, musíme konstatovat, že při korelaci nabídkových šoků vůči celku EMU: $r_{(EMU, CZE)} \cong r_{(EMU, POL)} \cong 0,19$ nemůžeme považovat podobnost šoků jako dostatečnou. Korelace poptávkových šoků pak vycházejí z našeho pohledu ještě hůře, stejně tak málo příznivé jsou korelace obou typů šoků vůči německé ekonomice. Výsledky z tabulek 6 a 7 naznačují, že symetrie šoků není dostačující z hlediska splnění podmínek Mundellovy klasické teorie optimální měnové oblasti, podle které by se korelační koeficienty měly blížit hodnotě $r_{(EMU, \xi)} = 1$. Nyní můžeme testovat platnost sdružené podmínky o kladně zkorelovaných šocích s podobnou velikostí.

Platnost podmínky $\rho \rightarrow 1$ z rovnice (2) a (3), tj. podmínky vysoké zkorelovanosti nabídkových i poptávkových šoků vůči eurozóně (alternativně i vůči Německu, s ohledem na ekonomickou propojenost sousední české a polské ekonomiky) je testována s využitím odhadů získaných z makroekonometrického modelu (13), na základě dosazení $\hat{\rho}_{(EMU, \xi)} = r_{(EMU, \xi)}$ z tabulek 6 a 7 pomocí Fischerovy z-transformace. Pro testování platnosti $\rho \rightarrow 1$ použijeme vzhledem k rovnici (4) testovací (jednostranné) kritérium: $P(r_{(EMU, \xi)} > 0,5) \geq 1 - \alpha$. Při standardní hladině významnosti $\alpha = 0,05$ tedy ověřujeme, zda příslušný koeficient korelace je s pravděpodobností 95 % vyšší než +0,5. Výsledky tohoto testování pro disponibilní časové řady o délce $T = 35$ (tj. za období 2002:1 až 2010:3) jsou shrnuty v tabulce 8. Z této tabulky je patrné, že kritérium $P(r_{(EMU, \xi)} > 0,5) \geq 0,95$ není splněno ani v jednom případě. Podmínka není splněna ani při alternativně provedeném srovnání s německou ekonomikou. Na základě provedeného testu tak můžeme prohlásit, že platnost podmínky $\rho \rightarrow 1$ není splněna.

Tabulka 8

Korelace šoků v jednotlivých zemích vůči eurozóně a vůči německé ekonomice

	Poptávkové šoky				Nabídkové šoky			
	$r_{(EMU, \xi)}$	Pravd.	$r_{(DEU, \xi)}$	Pravd.	$r_{(EMU, \xi)}$	Pravd.	$r_{(DEU, \xi)}$	Pravd.
DEU	0,465	0,397	-	-	0,222	0,034	-	-
AUD	-0,029	0,001	0,155	0,013	0,187	0,021	0,563	0,689
CZE	-0,023	0,001	0,091	0,005	0,163	0,015	0,153	0,013
ESP	-0,017	0,001	-0,024	0,001	0,312	0,100	0,148	0,012
FRA	0,146	0,110	0,083	0,004	0,135	0,010	0,191	0,022
GRE	-0,154	0,000	-0,308	0,000	0,113	0,007	0,104	0,006
POL	-0,087	0,000	0,038	0,002	0,188	0,021	0,244	0,045
SLV	-0,060	0,000	0,112	0,007	0,461	0,386	0,417	0,276

Vysvětlivky: Pravd. - pravděpodobnost platnosti hypotézy $H_0: r_{(EMU, \xi)} > 0,5$, resp. $r_{(DEU, \xi)} > 0,5$

Druhá požadovaná vlastnost nabídkových a poptávkových šoků, tj. kritérium $\sigma_{EMU} \cong \sigma_{\xi}$, resp. $\sigma_{DEU} \cong \sigma_{\xi}$ bylo testováno pomocí modifikovaného Waldova testu; opět pro $\alpha = 0,05$ a $T = 35$. Na základě testu nebyla hypotéza $H_0: \sigma_{EMU} = \sigma_{\xi}$, (resp. $\sigma_{DEU} = \sigma_{\xi}$) ani v jednom případě odmítnuta. Stejný výsledek jsme získali při dodatečném použití *F*-testu shody rozptylů (např. Van Matre a Gilbreath, 1987). Na základě provedených zkoumání tedy docházíme k závěru, že použitá data implikují platnost ověřovaného vztahu $\sigma_j = \sigma_k$ pro všechny ekonomiky srovnávané v tabulce 8. Vzhledem k výsledkům obou testovacích postupů však musíme konstatovat, že sdružená podmínka symetrie šoků (vůči eurozóně resp. vůči Německu) není splněna u žádné ze zkoumaných ekonomik. Srovnáme-li tento závěr s výsledky dřívějších podobně zaměřených analýz (například Demertzisová, et al., 1997 nebo Hušek a Formánek, 2006), vidíme, že na rozdíl od výsledků popisovaných v tabulkách 2 až 5 zde nedochází vůči předchozímu období k posunu pozitivním (očekávaným) směrem, tj. ke sblížení nabídkových a poptávkových šoků působících na jednotlivé ekonomiky.

Jestliže jsou v případě české ekonomiky podmínky pro platnost vztahu (3) splněny jen částečně (platí $\rho < 1/2$ a $\sigma_j \cong \sigma_k$), potom za předpokladu přijetí euroměny by pro ČR náklady přizpůsobení ekonomiky po šoku byly vyšší než při existenci volné směnitelnosti CZK. Tyto náklady by byly vyšší alespoň o hodnotu standardní chyby σ_{CZ} , ale spíše ještě mnohem vyšší, protože ve vztahu (1), resp. (3) platí $\hat{\rho} = r_{(EMU,CZ)} \cong 0$. Pro Polsko můžeme formulovat identický závěr. Vysoké náklady „zavedení“ eura a de facto nesplněné podmínky fungování společné měny ve smyslu původní Mundellovy teorie (Mundell, 1961) jsou v případě Německa, Rakouska a Slovenska překvapivým závěrem, který však odpovídá výsledkům jiných studií, viz například Demertzisová et al. (1997, 2000). Paradoxně, resp. na základě Mundellovy alternativní teorie (Mundell, 1973) bychom však s ohledem na provedenou analýzu mohli formulovat takový závěr, že česká i polská ekonomika je z pohledu interní makroekonomické dynamiky již do EU vysoce integrovaná (viz tabulky 2 až 5) a při srovnání vůči eurozóně a německé ekonomice obě vykazují vlastnosti velmi podobné Rakousku a Slovensku. Právě srovnání makroekonomické konvergence české ekonomiky s dalšími ekonomikami v různých fázích integrace do eurozóny považujeme za klíčové vzhledem k jednorázovému charakteru celého procesu. To platí nejen pro bývalé kandidátské státy (Rakousko, Slovensko) u kterých lze konfrontovat teoretické a skutečné náklady na přijetí společné měny, ale i pro polskou ekonomiku, protože vzhledem ke své obnovené proevropské dynamice Polsko pravděpodobně vstoupí do eurozóny dříve než ČR. Za stávajících podmínek (vysoká otevřenost a ekonomická propojenost) a na základě provedené analýzy by náklady na zavedení společné měny u nás neměly být podstatně odlišné od nákladů na přijetí eura v Rakousku nebo na Slovensku. Nelze však očekávat, že by tyto náklady byly nulové.

Zde prezentovaný způsob odhadu potenciálních nákladů zavedení společné měny je pravděpodobně nejrozšířenější formalizací dané problematiky. Předností Bayoumiho (1994) metodiky, na rozdíl od řady ostatních přístupů, je možnost pracovat s přímo pozorovanými daty a jejich modely (viz Desmet, 2002). Zároveň dovolu-

činit konkrétní závěry o nákladech a vhodnosti případného začleňování zkoumaných států do uvažované měnové oblasti. Přes nesporné výhody však tato metodika není dokonalá, neboť interpretace získaných výsledků je omezena několika faktory. První výhrada se týká konstrukce vztahů (1) až (4), ze kterých vyplývá, že srovnání nákladů a výnosů zavedení měnové unie je založeno na šocích, resp. na nákladech absorpce vzniklé nerovnováhy. Dále, jsou ignorovány vlastnosti výchozích (fundamentálních) úrovnových veličin, jako je například reálný HDP nebo úroveň a dynamika potenciálního produktu za předpokladu zavedení, resp. nezavedení, společné měny. Použitá metodika také nerozlišuje mezi šoky náhodnými a šoky způsobenými běžnou monetární či fiskální politikou. Toto rozlišení samozřejmě má vliv na posuzování vzájemné podobnosti jednotlivých zemí (potažmo vhodnosti, resp. optimální rychlosti našeho přistoupení k eurozóně). Přes uvedená omezení je analýza IR dynamiky běžně používaným nástrojem pro zkoumání symetrie šoků v daném kontextu.

5. Závěr

Tato analýza porovnává vzájemnou symetrii vnitřní makroekonomické dynamiky vybraných zemí s celkem EMU a vyhodnocuje podobnost vypočtených nabídkových a poptávkových šoků, působících na jednotlivé ekonomiky. Problematika takto zkoumané konvergence je aktuální zejména při anticipování a modelování možných dopadů vstupu ČR do EMU.

Na základě provedené konvergenční analýzy a na základě srovnání výsledků s referenčními studiemi (Demertzisová et al., 1997 a 2000, Hušek a Formánek, 2006) musíme konstatovat, že EMU dlouhodobě nesplňuje podmínky klasické verze Mundellovy teorie optimální měnové oblasti (Mundell, 1961). Na druhou stranu, z výsledků zkoumané symetrie vnitřní makroekonomické dynamiky vyplývá, že negativní dopady zavedení společné měny, měřené fluktuacemi reálných makroekonomických veličin, by v České republice a v Polsku neměly být výrazně odlišné od nákladů vyvolaných zavedením eura v Rakousku a Slovensku.

Zde prezentovaná analýza nemůže být vnímána jako jediné zásadní testovací kritérium, zda česká ekonomika je či není vhodným kandidátem na vstup do EMU. Přihlížet musíme nejen k maastrichtským kritériím, ale v širším kontextu i k celkové situaci v eurozóně a k potenciálním rizikům plynoucím pro společnou měnu z dlouhodobě neudržitelné fiskální politiky některých členských států. Srovnání symetrie poptávkových a nabídkových šoků, včetně zkoumání IR dynamiky, je však důležitou součástí komplexní analýzy připravenosti ČR na předpokládané budoucí přijetí společné měny.

Literatura

- BAYOUMI, T. 1994. A Formal Model of Optimum Currency Areas. *IMF Staff Papers*. 1994, Vol. 41, No. 4, pp. 537–554.
- BENEŠ, J.; HLÉDIK, T.; VÁVRA, D.; VLČEK, J. 2003. The Quarterly Projection Model and its Properties. In: *The Czech National Bank's Forecasting and Policy Analysis System*. Praha: ČNB, 2003, pp. 63–97.
- BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. 1989. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*. 1989, Vol. 79, No. 4, pp. 655–673.
- BORYS, M.; HORVÁTH, R.; FRANTA, M. 2009. The effects of monetary policy in the Czech Republic: an empirical study. *Empirica*. Springer, 2009. Vol. 36(4), pp. 419–443.
- DARVAS, Z. 2006. Monetary Transmission in the New EU Member States: Evidence from Time-Varying Coefficient Vector Autoregression. *OENB Focus on European Economic Integration*. 2006(1). pp. 140–156.
- DEMERTZIS, M.; HALLET, H. A.; RUMMEL O. 1997. Does a Core-Periphery Regime Make Europe into an Optimal Currency Area? In WELFENS, P. J. J.: *European Monetary Union*. Heidelberg, 1997.
- DEMERTZIS, M.; HALLET, H. A.; RUMMEL O. 2000. Is the European Union a Natural Currency Area, or is it Held Together by the Policy Makers? *Weltwirtschaftliches Archives*. 2000, Vol. 136, No. 4, pp. 657–679.
- DESMET, K. 2002. Asymetric Shocks, Risk Sharing and the Latter Mundell. Banco de España, Documento de Trabajo, 2002, No. 0222.
- ÉGERT, B.; MACDONALD, R. 2006. Monetary Transmission Mechanism in Transition Economies: Surveying the Surveyable. Magyar Nemzeti Bank Working Paper, 2006, No. 5.
- FIDRMUC, J.; HAGARA, E. 2004. Podobnosť ponukových a dopytových šokov v Európskej únii a v prístupujúcich krajinách. *Politická ekonomie*. 2004, Vol. 52, No. 2, pp. 171–182.
- FORMÁNEK, T. 2004. Srovnávací analýza konvergence ekonomiky ČR k eurozóně pomocí impulse-response dynamiky. *Acta Oeconomica Pragensia*. 2004. č. 4. pp. 211–222. ISSN 0572-3043.
- GEWEKE, J.; MEESE, R.; DENT, W. 1983. Comparing alternative tests of causality in temporal systems : Analytic results and experimental evidence. *Journal of Econometrics*. 1983, Vol. 21, No. 2, pp. 161–194.
- GRANGER, C. 1969. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*. 1969, Vol. 37, pp. 24–36.
- HUŠEK, R. 2007. *Ekonomická analýza*. Praha: VŠE, Nakladatelství Oeconomica. 2007. ISBN 987-80-245-1300-3.
- HUŠEK, R.; FORMÁNEK, T. 2006. Konvergence české ekonomiky k eurozóně a odhad nákladů přijetí eura v ČR. *Statistika*. 2006, No. 1, pp. 1–15. ISSN 0322-788x.
- CHAREMZA, W.; DEADMAN, D. 1992. *New Directions in Econometric Practice*. Cheltenham: Edward Elgar, 1992. ISBN 1-85898-603-6.
- MUNDELL, R. A. 1961. A Theory of Optimum Currency Areas. *American Economic Review*. 1961, Vol. 53, pp. 717–725.
- MUNDELL, R. A. 1973. Uncommon Arguments for Common Currencies. In JOHNSON, SWOBODA (eds.): *The Economics of Common Currencies*. London: Allen and Unwin, 1973.
- VAN MATRE, J. G.; GILBREATH, G. H. 1987. *Statistics for Business and Economics*. 3rd edition. Homewood, Illinois: Business Publications Inc., IRWIN, 1987. ISBN 0-256-03719-1.

COMPARING THE CONVERGENCE OF CZECH ECONOMY WITH SELECTED EURO ZONE MEMBERS USING IMPULSE-RESPONSE FUNCTIONS AND SUPPLY AND DEMAND SHOCKS

Roman Hušek, Tomáš Formánek, University of Economics, Prague, nám W. Churchilla 4,
CZ – 130 67, Praha 3 (husek@vse.cz; formanek@vse.cz).

Abstract

Our paper focuses on the analysis of supply and demand shocks and on the estimation of expected costs of introducing Euro currency into Czech Republic (CR). The analysis is based on the theory of optimal currency areas by Mundell (1961, 1973) and uses a macroeconomic approach formalized by Bayoumi (1994). VAR models and the Blanchard-Quah decomposition (Blanchard and Quah, 1989) are used in order to simulate aggregated macroeconomic impulse response dynamics and to isolate supply and demand shocks for further inspection. Based on the analysis performed we conclude that given current circumstances and persistent differences in symmetry of economic shocks in CR and selected Euro zone countries, the costs from introducing the Euro to CR (as measured by fluctuations of real macroeconomic variables) would be nonzero, however presumably not significantly different from equivalent costs experienced in Austria or Slovakia (i.e. not prohibitive or significantly damaging).

Keywords

optimum currency area, impulse-response analysis, macroeconomic convergence, VAR model, supply and demand shocks, Blanchard-Quah decomposition

JEL Classification

C32, C65, E17, F36