

# SROVNÁNÍ MĚNOVÝCH TRANSMISNÍCH MECHANISMŮ ČESKÉ REPUBLIKY A POLSKA POMOCÍ FUNKCÍ ODEZVY

Sára Bíza Bisová, Roman Hušek, Vysoká škola ekonomická v Praze\*

---

## 1. Úvod

Analýzy transmisních mechanismů měnové politiky jsou v současné době velmi aktuální. Řada studií je přitom v evropském měřítku věnována analýze rozdílů ve fungování transmisních mechanismů v zemích Evropské měnové unie (EMU), síly a rychlosti působení jednotlivých transmisních kanálů, odezev na šoky monetární politiky v potenciálních členských zemích. Nejnovější vlnu těchto studií vyvolala série finančních krizí, které byly odstartovány světovou krizí roku 2008. Právě rozdíly v průběhu měnových a finančních krizí mezi rozvíjejícími se a rozvinutými ekonomikami vyvolaly diskuse o možných odlišnostech v transmisních mechanismech napříč ekonomikami. Šmídková (2002) uvádí, že mezi faktory ovlivňující měnovou transmissi patří například otevřenost ekonomiky, očekávání ekonomických subjektů o ekonomickém vývoji, jak v měřítku dané ekonomiky příp. unie, tak ekonomiky světové. Významnou roli hraje rozvinutost finančních trhů, zejména bankovního systému a kapitálového trhu, které ovlivňují váhu úrokového kanálu, kanálu cen aktiv a do značné míry také kanálu očekávání, které jsou v některých státech EU značně rozdílné. Na druhé straně, ekonomickou situaci země významně ovlivňuje ekonomická síla nadnárodních a globálních společností, které v dané ekonomice působí – finanční krize a dopady hospodářské politiky jedné země se tak mohou přelévat do ekonomiky jiné, která má s touto na první pohled málo společného.

Neustálým vývojem a propojováním ekonomik dochází k rozšiřování počtu transmisních kanálů, které musí centrální banky (CB) při realizaci domácích měnových politik sledovat a zakomponovat do svých modelů. V posledních dvou desetiletích přitom značně vzrostly sympatie ke strategiím založeným na kvantitativně vyjádřeném cíli. Mezi velmi rozšířené se řadí zejména systém cílování inflace. Tato strategie vymezila významnou pozici kanálu inflačních očekávání, neboť se ukazuje, že v určitých případech může právě tento kanál dokonce zcela přepsat působení všech transmisních kanálů ostatních.<sup>1</sup> Na druhou stranu, kvantitativně vyjádřený inflační cíl může posilovat a urychlovat účinnost měnové politiky centrální banky a dal by se tedy v podstatě

---

\* Článek vznikl s podporou projektů IGA F4/1/2012 a F4/18/2013, Fakulta informatiky a statistiky, VŠE v Praze.

1 Šmídková (2002) uvádí, že fungování cílování inflace je značně závislé na faktorech jako jsou: politická stabilita v dané zemi, národní či mezinárodní finanční krize, různé šoky v ekonomice, které mohou měnovou politiku inflačního cílování destabilizovat a ovlivnit tak působení kanálu inflačních očekávání proti potřebám centrální banky.

považovat za jeden z měnově-politických nástrojů. K měnové politice cílování inflace začala v 90. letech přecházet řada centrálních bank, zejména od systémů pevného měnového kursu a cílování peněžní zásoby.

V této studii porovnáváme makroekonomický model měnové politiky založený na koncepci VAR<sup>2</sup> (modely vektorové autoregrese) pro dvě sousedící ekonomiky svázané přes import a export a obdobných charakteristik i plánů týkajících se integrace do EMU – Českou republiku a Polsko – s cílem porovnat transmisní mechanismy na základě analýzy funkcí odezvy a aplikace shodných identifikací v SVAR. Dále vyhodnocujeme a porovnáváme citlivost funkcí odezvy na definovaná nerekurzivní identifikační schémata. Snažíme se ukázat použitelnost identifikace transmisního mechanismu měnové politiky na základě SVAR modelů pro analýzu hospodářských politik a jejich aplikaci ke srovnání více ekonomik. Vzhledem k omezením VAR modelů co do rozměru problému, s ohledem na délku disponibilních časových řad, zahrnujeme vliv dvou (čtyřrovnice model) resp. tří (pětirovnice model) klíčových transmisních kanálů – kanálů úrokového a kurzového, případně také měnového. Tyto a další transmisní kanály jsou spolu s klíčovými cílovými veličinami transmisního mechanismu monetární politiky, jako jsou cenová hladina, produkt, nezaměstnanost apod., v řadě studií běžně používanými proměnnými ve VAR modelech. Jsme si vědomi zahrnutí omezeného množství faktorů a článků monetární transmise, zejména zmiňovaného kanálu inflačních očekávání, ale také kanálu finančních aktiv, kanálu úvěrového či dokonce veličin fiskálního sektoru jako nezaměstnanost a daňové reformy, jejichž frekvence se ve většině ekonomik od roku 2008 razantně zvýšila. Absence cen finančních aktiv v ukazatelích inflace reprezentovaných indexy spotřebitelských cen je diskutována v řadě studií, např. Šmídková (2002). Kanál finančních aktiv totiž prokazatelně hraje podstatnou roli v transmisních mechanismech – v posledních letech upozornil na jeho význam průběh finančních krizí. Tyto studie se zmiňují o vhodnosti zařazení cen finančních instrumentů do indexů spotřebitelských cen cílených centrálními bankami.

Pro porovnání rozdílů reakcí klíčových makroekonomických agregátů na monetární šoky a odlišností v působení zvolených transmisních kanálů (zaměřujeme se zejména na kanál úrokový) jsme vyšli z konstrukce funkcí odezvy. Za identifikační strategii v SVAR modelech jsme zvolili jednak rekurzivní identifikační přístup – Choleskyho dekompozici – a dále alternativní nerekurzivní identifikační strategii. Zjišťována byla citlivost výstupů na tři alternativní identifikační schémata, která byla definována na základě různých forem apriorních omezení modelovaného systému. Za endogenní proměnné jsme zvolili – HDP, cenovou hladinu, úrokovou sazbu, měnový kurz a peněžní zásobu ve formě měnových agregátů.

Česká republika i Polsko patří do států Střední Evropy, které se vydaly začátkem 90. let na cestu transformace od systému centrálně plánovaných ekonomik k ekono-

---

2 VAR modely jsou vedle DSGE modelů a modelů simultánních rovnic často aplikovány v analýzách transmisních mechanismů hospodářských politik. V současné době jsou porovnávány a kombinovány zejména koncepce VAR a DSGE, například přístup DSGE-VAR.

mikám tržním, která stále ještě nebyla zcela dokončena. Po vzniku České republiky v roce 1993 se ČNB nacházela v režimu pevného kurzu vymezeného k měnovému koši (65 % DEM a 35 % USD) s oscilačním pásmem  $\pm 0,5\%$  (ČNB dále kontrolovala tempo růstu peněžní zásoby). Od května 1997 přešla ČNB na režim řízeného floatingu a od roku 1998 pak na měnovou politiku cílování inflace, kterou uplatňuje dodnes.

Centrální banka v Polsku (NBP) začala s realizací systému cílování inflace roku 1999. Od dubna roku 2000 se polský zlotý nachází v systému volného floatingu. Začátkem roku 2004 byl stanoven inflační cíl na hodnotu 2,5 % s oscilačním pásmem  $\pm 1$  procentní bod.

Strukturu studie tvoří: druhá kapitola nabízející přehled související literatury, třetí kapitola je věnována koncepci VAR modelů a konstrukci i interpretaci funkcí odezvy, ve čtvrté kapitole jsou popsána data, pátá kapitola je věnována empirické analýze a v šesté kapitole jsou shrnuty získané poznatky a závěry.

## **2. Současný stav problematiky a přehled literatury**

Aplikaci VAR modelů v oblasti analýzy monetární politiky, a na makroekonomické úrovni obecně, můžeme nalézt již v Sims (1980). Později se metodologii VAR modelů pro oblast analýzy hospodářských politik věnovala řada autorů, jako Leeper et al. (1996), Christiano et al. (1998) a řada dalších. Dnes je technika vektorových autoregresí v makroekonomických analýzách poměrně frekventovaně užívána, v Evropě pak zejména k porovnání transmisních mechanismů mezi jednotlivými zeměmi, především v souvislosti s členstvím v EU a EMU. Studie se přitom odlišují zejména ve třech parametrech: v zahrnutých proměnných ve VAR modelech, v množinách analyzovaných a srovnávaných ekonomik a dále ve volbě identifikačních strategií SVAR modelů. Motivace těchto studií je zřejmá – někteří kritikové nepovažují vznik EMU za dostatečně opodstatněný a obávají se, že odlišné ekonomické cykly a finanční struktury mohou znepříjemnit, příp. znemožnit, proces integrace do jednotné měnové politiky. Tyto názory iniciují řadu studií a analýz zabývajících se jejich relevancí. První vlna studií sahá bezprostředně do dob vzniku EU a EMU. Studie takového typu se ovšem zpravidla zabývají jen analýzou stávajících (starších) členů EMU. Další vlny analýz pak souvisejí s přistoupením nových členských zemí, především vstupem deseti ekonomik do EU v roce 2004 a jejich plánovanou integrací do EMU. Důvodem jsou například problémy společné měnové politiky v některých zemích, které se začaly velmi zřetelně projevovat v souvislosti s finančními krizemi počínajícími roku 2008 a pokračujícími dodnes (zejména Řecko, Itálie, Španělsko).

Vzhledem k silné heterogenitě kultur, mentalit, chování ekonomických subjektů, nedostatečné mobilitě výrobních faktorů jako je práce, odlišnostem ve velikosti a vyspělosti členských ekonomik, jejich finančních trhů a bankovních systémů atd., je tak otázkou, zda je možné předpokládat shodný efekt opatření monetární politiky, kterou v rámci EMU provádí Evropská centrální banka (ECB). Dornbusch et al. (1998) uvádějí, že vzhledem ke značným strukturálním rozdílům mezi členskými zeměmi EMU a kvůli nedostatečné pružnosti cen a mezd některých ekonomik mohou

být náklady desinflace v jednotlivých zemích značně rozdílné. O rozdílech v průběhu transmisních mechanismů v různých zemích obecně, a o asymetrii dopadů společné měnové politiky v rámci EMU, pojednává např. Šmídková (2002). Upozorňuje, že rozdíly v měnových transmisích mezi členy EMU mohou značně brzdit konvergenci, neboť země na tzv. periférii jsou na monetární šoky citlivější, než tzv. země jádra, které mají menší substituční efekt mezi inflací a volatilitou produktu.

Někteří autoři užívající k ekonometrické analýze strukturní VAR modely ve svých empirických analýzách vyslovují závěry ve smyslu rozdílů v procesu měnové transmise napříč vybranými ekonomikami. Většina se však zmiňuje o opaku, případně o nemožnosti jednoznačných závěrů (v důsledku širokých intervalových odhadů apod.). Studie se přitom často zaměřují na země Střední a Východní Evropy (CEE – Central and East Europe), které se na vstup do EMU teprve chystají a které vykazují odlišnosti v již zmíněných charakteristikách, jako jsou velikost a rozvinutost finančních trhů a zejména bankovního systému ve srovnání s klíčovými ekonomikami EMU, spadajícími především do Západní Evropy.

Arnoštová a Hurník (2005) aplikovali VAR modely na česká makroekonomická data a sledovali reakce zvolených ukazatelů (např. inflace, měnového kurzu) na exogenní monetární šok (šok v úrokové sazbě). Shledali opačnou reakci měnového kurzu (depreciaci) a s tím spojený tlak na růst cenové hladiny, pokud užívali vzorek z období 1994–2004, zatímco reakce měnového kurzu na exogenní restriktivní šok monetární politiky po aplikaci na časový interval 1998–2004 již odpovídala obvyklým tendencím (apreciaci měnového kurzu a poklesu cenové hladiny). Obecně, výstupy získané konstrukcí funkcí odezvy ze zkráceného vzorku vykazují standardnější chování ekonomiky (ačkoliv autoři uznávají, že kratší vzorek má za následek zvlněné funkce odezvy se širokými intervaly spolehlivosti). Neočekávanou reakci měnového kurzu pro celý vzorek přisuzují změnám v režimech hospodářské politiky a krizi v roce 1997. Mojon a Peersman (2001) zaznamenali tzv. exchange rate puzzle (depreciace měnového kurzu jako reakce na restriktivní monetární šok) v zemích, které prošly v rámci analyzovaného časového vzorku změnou kurzových režimů – konkrétně v případě Itálie a Španělska. Kim (2005) se zabývá zpožděným přestřelováním (tzv. delayed overshooting) měnového kurzu v návaznosti na restriktivní šok měnové politiky. Měnový kurz v návaznosti na takový šok apreciuje, pokud jsou ovšem prováděny kurzové intervence s cílem apreciaci potlačit (tzv. leaning-against-the-wind), apreciace je bržděna a prodlužována, takže svého maxima dosahuje se značným zpožděním (kolem 20 měsíců), posléze depreciuje. Analýza byla prováděna pro Kanadu.

Většina studií zabývajících se analýzou transmisního mechanismu měnové politiky v zemích EU se zaměřuje právě na země CEE, zejména pak zkoumá případné odlišnosti v reakcích na monetární šoky mezi vybranými zeměmi tohoto regionu. Stručný přehled studií spadajících do této skupiny, a jejich další členění, nabízí např. Ganeev et al. (2002). Uvádí, že většina takových studií se shoduje v závěrech o zjištění existence slabé první fáze transmisního mechanismu, zejména hraje-li roli operativního kritéria úrokový kanál. Existence efektů transmisních kanálů na cílové veličiny, jako jsou

HDP, investice, spotřeba, úspory, inflace atd. již s dostatečnou významností evidována zpravidla není. Autoři si přitom neprokazatelné efekty v rámci transmisního mechanismu vysvětlují nedostatečnou vyspělostí bankovního sektoru, mezerami na straně finančního zprostředkování, nedostatečně fungujícím právním systémem, častým střídáním měnově-politických režimů a tudíž neustáleností měnové politiky a její nízkou kredibilitou v očích domácích i zahraničních subjektů. Uvedené důvody zřejmě vycházejí z tranzitivního charakteru těchto ekonomik.

Anzuini a Levy (2007) se zabývali analýzou České republiky, Maďarska a Polska, největších ekonomik z přistoupivších do EU v roce 2004, u kterých se v době vstupu předpokládala integrace do EMU v období 2008–2010. Porovnávají průběh funkcí odezvy se staršími členy ze Západní Evropy (WE). Na rozdíl od autorů, kteří se koncentrují na bankovní sektor, hledají důvody případných odlišností reakcí ukazatelů na monetární šoky v rozdílech finančních struktur a v chování firem a domácností. Docházejí k závěru, že navzdory nižší vyspělosti finančních trhů v analyzovaných ekonomikách oproti průměru EU, resp. EMU, nevykazují klíčové makroekonomické ukazatele významnou asymetrii v reakcích na monetární šoky<sup>3</sup> a jsou v souladu s výstupy čtyř největších ekonomik EMU. Rozdíly v odezvách na impulsy měnové politiky nezaznamenali ani mezi třemi analyzovanými zeměmi navzájem. Nejstabilnější funkce odezvy zaznamenali u Polska, a to nejen v čase, ale také přes různá identifikační schémata. Nejsilnější reakce pak vykazuje Maďarsko, pro které však autoři považují odhady za značně nespolehlivé. Ačkoliv lze očekávat, že po vstupu analyzovaných ekonomik do EMU dojde k mnoha změnám (ztráta monetární suverenity, oslabení kurzového kanálu atd.), neočekávají, že přijetí jednotné měnové politiky přinese zemím příliš vysoké náklady.

Ganev et al. (2002) analyzovali transmisní mechanismus v 10 zemích CEE. Omezili se přitom pouze na analýzu dvou transmisních kanálů – úrokového a kurzového – a zkoumali jejich vliv na cílové ukazatele – inflaci a produkt. V rámci testování Grangerovy kauzality zaznamenali v téměř všech analyzovaných ekonomikách silnější a stabilnější vliv kurzového kanálu než kanálu úrokového.

Na rozdíl od výše uvedených, Jarociński (2004) zkoumá odlišnosti v reakcích na monetární šoky mezi dvěma skupinami zemí – státy regionu CEE a množinou ekonomik WE, které jsou členy EMU. Autor dochází k závěru, že odezvy na monetární impulsy se v zemích CEE významně neliší. Ceny zde reagují v delším horizontu, ale silněji, než je tomu v zemích WE. Autor tak nevylučuje, že může být měnová politika v takových ekonomikách ve střednědobém horizontu efektivní. Slabší reakce v krátkém zpoždění odpovídají názorům mnoha ekonomů, kteří je považují za důsledek relativně malých a méně vyspělých finančních trhů v těchto zemích. Země CEE jsou více otevřené a nižší vyspělost finančních trhů může znamenat horší zajištění subjektů v takových ekonomikách, obojí ústí v možnost silnějšího působení kurzového

3 V reakci na šok úrokové sazby centrální banky produkce klesá, měnový kurz má tendenci apreciovat a cenová hladina klesá (po vynechání první poloviny 90. let, tj. první etapy transformací v rámci přechodu zemí na tržní ekonomiky). Pokud autoři použili celý vzorek (měsíční data 1993–2002), zaznamenali existenci tzv. price puzzle efektu – vývoj úrokové míry i cenové hladiny stejným směrem.

kanálu. Příčinou rozdílů v měnové transmisi mohou být kratší existence tržních ekonomik v regionu CEE, krátká období působnosti centrálních bank a v souvislosti s tím také někdy jejich nedostatečná spolehlivost. Ceny se v těchto ekonomikách mohou přizpůsobovat zdlouhavě, s déle trvajícimi změnami úrokových sazeb a měnových kurzů. Pokud je zdlouhavější reakce cen na monetární šok způsobena nedostatečnou vyvinutostí finančních trhů v CEE zemích, pak může přinést vstup do EMU problémy, protože odlišně silné reakce transmisních kanálů vyvolají rozdílné důsledky shodného monetárního šoku v zemích CEE a WE. Pokud jsou však odlišnosti způsobeny v zemích CEE nízkou kredibilitou místních centrálních bank, pak by vstup do EMU a plošné působení jedné centrální banky ve všech zemích problém vyřešil.

Další okruh studií se zabývá přímo členskými zeměmi EMU. Příkladem jsou Mojon a Peersman (2001) analyzující 10 zemí EMU. Oproti převážné většině studií na dané téma, autoři neužívají jednotné identifikační schéma na všechny analyzované ekonomiky, nýbrž celkem tři typy identifikací, resp. modelů, dle ekonomické pozice zemí a jejich vztahu z hlediska měnového kurzu k Německu – samostatně pro Německo (s nezávislou měnovou politikou), jedno identifikační schéma pro skupinu zemí tvořenou Rakouskem, Belgií a Nizozemskem se zafixovaným měnovým kurzem vzhledem k Německu v průběhu převážné části zahrnutého časového vzorku (s předpokladem, že takové ekonomiky nemají autonomní šoky měnové politiky). Třetí identifikační schéma pro zbylou množinu ekonomik je koncipováno jako model pro otevřenou ekonomiku s flexibilním měnovým kurzem vůči Německu. Autoři dochází k závěrům korespondujícím se všeobecným konsensem, že restriktivní šok měnové politiky je následován dočasným poklesem HDP (vrcholícím obvykle ve 4. čtvrtletí po nástupu šoku) a pozvolným poklesem cenové hladiny. Odezvy investic a exportu jsou obecně výraznější než odezva spotřeby. Měnový agregát M1 v reakci na měnové šoky zpočátku klesá. Autoři však podotýkají, že v důsledku poměrně širokých intervalů spolehlivosti u funkcí odezvy nelze jednoznačně říci, zda některá z ekonomik vykazuje silnější reakce na šoky měnové politiky než jiná. Dále poznamenávají, že slabým místem jsou například odlišné reakční funkce centrálních bank.

Závěry většiny citovaných studií korespondují s obecným konsensem, že exogenní monetární šok (restriktivní) je definován jako nárůst úrokové sazby, který je následován poklesem měnových agregátů a apreciací měnového kurzu. Cenová hladina následně klesá a HDP neroste (stagnuje, případně klesá).

Řada autorů uvádí, že analýzy tohoto typu jsou značně limitovány poměrně krátkými disponibilními časovými řadami. Poznamenávají další nevýhodu, kterou je řada institucionálních změn v ekonomikách CEE, zejména v souvislosti s integrací do EU a plánovanou integrací do EMU – tyto změny mají za následek nestabilní výstupy ekonometrických analýz. My se dále domníváme, že mezi značná negativa patří také nedostatečná srovnatelnost a spolehlivost (důvěryhodnost) vykazovaných dat v některých ekonomikách.

Ve výstupech funkcí odezvy při aplikaci VAR modelů se často setkáváme v rámci části nebo celého horizontu s tzv. puzzle efekty (opačné reakce než ekonomická teorie předpokládá). Někteří autoři přisuzují přítomnost puzzle efektů změnám režimů



měnových politik či obecně měnícím se transmisním mechanismům a vztahům mezi veličinami v rámci použitého časového vzorku.

### 3. Ekonometrický model

#### 3.1 Modely VAR a SVAR

Strukturní VAR modely (nebo také identifikované VAR modely) nám umožňují identifikovat funkce odezvy pomocí apriorních omezení parametrů kovarianční matice strukturních šoků (krátkodobé i dlouhodobé restrikce). SVAR model bez úrovnových konstant může být definován jako (např. Hušek, 2009)

$$\mathbf{A}\mathbf{y}_t = \mathbf{\Pi}(L)\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{B}\mathbf{u}_t, \quad (1)$$

kde  $\mathbf{u}_t$  je vektor strukturních šoků generovaný vícerozměrným procesem bílého šumu s jednotkovou kovarianční maticí  $E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t^T) = \mathbf{\Lambda}$ , kde diagonální prvky představují rozptyly strukturních šoků.  $\mathbf{\Pi}(L)$  je polynomiální matice operátoru zpoždění a  $\mathbf{y}_t$  je vektor  $m$  endogenních proměnných. Prvky mimo hlavní diagonálu v matici  $\mathbf{B}$  mohou být nenulové, takže některé šoky mohou ovlivňovat více endogenních proměnných systému. VAR model (1) obsahuje  $m(1+mp)$  parametrů a je zpravidla přeparametrizovaný.

Pro regulární matici  $\mathbf{A}$  je možné vyjádřit VAR model v tzv. neomezeném redukovaném tvaru

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{\Pi}(L)\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{v}_t \quad (2)$$

kde  $\mathbf{v}_t$  je vektor nezávisle normálně rozdělených šoků redukované formy modelu s kovarianční maticí  $E(\mathbf{v}_t \mathbf{v}_t^T) = \mathbf{\Sigma}$ . Jednotlivé rovnice redukovaného tvaru VAR modelu neobsahují simultánní vazby nezpožděných endogenních proměnných. Rovnice modelu (2), obsahují stejné vysvětlující proměnné, takže každá vysvětlovaná endogenní proměnná je lineární kombinací zpravidla shodně časově zpožděných všech endogenních proměnných. Model (2) je soustavou zdánlivě nezávislých rovnic. Je-li splněna podmínka ortogonality náhodných složek,<sup>4</sup> lze aplikovat MNČ na každou rovnici správně specifikovaného modelu zvlášť a získat tak konzistentní odhady redukovaných parametrů.

Pro náhodné složky redukovaného a strukturního tvaru modelu platí (např. Lütkepohl, 2005)

$$\mathbf{v}_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\mathbf{u}_t \quad \text{resp.} \quad \mathbf{A}\mathbf{v}_t = \mathbf{B}\mathbf{u}_t \quad (3)$$

4 Ortogonalita náhodných složek znamená, že náhodné složky nejsou vzájemně korelovány, tato podmínka je klíčová nejen při odhadu modelu, ale také při prognózování a konstrukci funkcí odezvy.

### 3.2 Identifikace v SVAR

Matice **A** dává do vztahu strukturní náhodné složky  $u_t$  a redukované šoky  $v_t$ . Existuje řada identifikačních technik založených na aplikaci restrikcí parametrů systému. Chceme-li dosáhnout v maticích **A** a **B** přesné identifikace systému, musíme ve strukturním tvaru modelu aplikovat  $(m^2 - m) / 2$  restrikcí. Zpravidla se k přesné identifikaci užívá tzv. Choleskyho dekompozice (CHD), tj. rekurzivní identifikační strategie, kde je matice **A** dolní trojúhelníková a matice **B** diagonální (Sims 1980).

V CHD mají identifikující omezení vliv na krátkodobé funkce odezvy. Identifikace strukturních inovací  $u_t$  je za použití CHD závislá na pořadí endogenních proměnných ve vektoru  $y_t$ , resp. rovnic v SVAR modelu. Tento přístup tudíž zahrnuje jistou subjektivitu ve specifikaci, různá uspořádání rovnic mohou produkovat rozdílné šoky. V našem případě nebyly evidovány významné odlišnosti ve funkcích odezvy vlivem exogenního šoku ve formě impulsu v úrokové sazbě, v systému s různým pořadím endogenních proměnných v rámci CHD.

Alternativně lze použít i nerekurzivní identifikační schéma. Takový přístup umožňuje aplikovat předpoklady vycházející z ekonomické teorie a předpokládaných vztahů mezi analyzovaným systémem proměnných. Nerekurzivní schémata zpravidla vychází z ekonomické teorie, každá rovnice resp. skupina rovnic má svou interpretaci, vystihuje určitou oblast celého systému. Většina uvedených studií přitom analyzuje vliv restriktivního šoku monetární politiky ve formě nárůstu reprezentativní úrokové sazby v nominální formě. Např. Anzuini a Levy (2007) či Arnoštová a Hurník (2005) analyzují rekurzivní i nerekurzivní způsoby identifikace.

### 3.3 Funkce odezvy

Odhad VAR modelů je východiskem konstrukcí funkcí odezvy. Funkce odezvy (FO, Impulse Response Functions) jsou klíčové v analýze hospodářských politik, zejména v oblasti anticipace efektů fiskální a monetární politiky. Odvození a interpretace FO uvádí např. Lütkepohl (2005).

FO měří efekt neočekávaného jednotkového exogenního šoku  $j$ -té proměnné na běžné i budoucí hodnoty libovolné  $i$ -té vysvětlované proměnné systému v okamžiku  $t+k$ . V  $m$ -rozměrném VAR modelu lze sledovat od okamžiku impulsu celkem  $m^2$  odezev. Analýzu FO lze také pokládat za určitý způsob analýzy kauzálních vztahů mezi proměnnými, kdy zkoumáme znaménko a sílu reakce jedné časové řady na jednotkový impuls v jiné časové řadě a to v rámci vícerozměrného systému.

Pro různá období  $k$  lze stanovit a graficky znázornit tzv. kumulativní funkce odezvy, které popisují reakci  $i$ -té proměnné na exogenní jednotkový šok v  $j$ -té proměnné během celého intervalu  $t+k$ .

Jsou-li jednotlivé proměnné měřeny v různých jednotkách, vyjadřují se šoky ve směrodatných odchylkách proměnných  $v_{it}$ . Při aplikaci CHD jsou již šoky ortogonalizovány, tj. po dvojicích nekorelované a s jednotkovými rozptyly. To umožňuje stanovit dopad jednotlivého šoku za předpokladu, že všechny ostatní šoky jsou nulové.



Pro takto ortogonalizované šoky platí, že šok např. v první proměnné ovlivňuje endogenní proměnné ve všech rovnicích, ale šok v další proměnné už nemá na první proměnnou vliv, takže mezi jednotlivými proměnnými existují jednosměrné kauzální vazby.

Jak již bylo řečeno, změna pořadí proměnných v systému rovnic může vést k menším či větším rozdílům u jednotlivých šoků (Hamilton 1994). Pesaran a Shin (1998) proto navrhli tzv. zobecněné FO (Generalized Impulse Response Functions), které již na pořadí endogenních proměnných v systému nezávisí a jsou určeny jednoznačně.

## 4. Data

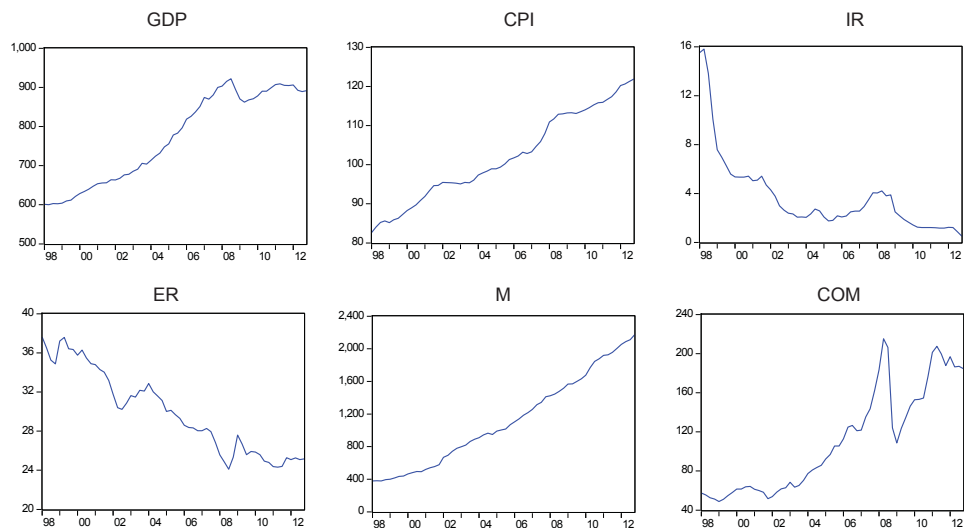
### 4.1 Česká republika

V empirické části byly sestaveny čtyř a pětirovnice VAR modely. Endogenní proměnné představují: hrubý domácí produkt ve stálých cenách roku 2005 v mil. CZK, index spotřebitelských cen ve formě bazických indexů sází roku 2005 (2005=100), úroková sazba tříměsíční PRIBOR v procentech,<sup>5</sup> měnový kurz v jednotkách národní měny k jednotce Euro/ECU a měnový agregát M1<sup>6</sup> v mil. CZK. Dále uvažujeme jednu exogenní proměnnou – index světových cen (2005=100). Všechny časové řady jsou ve čtvrtletních frekvencích a vzorek Q1 1998 – Q4 2012. Data byla získána z internetových zdrojů – Eurostat (úroková sazba a měnový kurz), ČSÚ (index spotřebitelských cen a HDP), ARAD (měnový agregát M1) a Světová banka (index světových cen). Časové řady indexu spotřebitelských cen, hrubého domácího produktu a měnového agregátu vykazují sezónnost a byly proto sezónně očištěny metodou X12 ARIMA. Průběhy časových řad jsou uvedeny v grafu 1. Názvy proměnných jsou *GDP* pro hrubý domácí produkt, *CPI* pro index spotřebitelských cen, *IR* pro úrokovou sazbu, *ER* pro měnový kurz, *M* vyjadřuje měnový agregát M1 a *COM* index světových cen.

5 Centrální banky sice provádí monetární politiku pomocí 14-denní úrokové sazby, korelace mezi 14-denní a 3-měsíční úrokovou sazbou je dostatečně silná, abychom mohli provést záměnu a užít v analýze 3-měsíční úrokovou sazbu (korelační koeficient přibližně 0,99). Obdobně postupují např. Arnoštová, Hurník (2005). Dalším důvodem tohoto postupu je redukce problému logaritmické transformace hodnot v intervalu (0;1).

6 V modelech uvažujeme měnový agregát M1 namísto širšího pojetí ve formě M2 či M3. Některé ekonomiky tyto agregáty běžně nepublikují. V našem případě navíc korelace například mezi M1 a M2 dosahuje hodnoty 0,994 pro ČR a 0,988 pro Polsko. Výstupy funkcí odezvy tudíž nejsou na tyto změny ve specifikaci modelů významně citlivé. Většina citovaných studií v přehledu literatury užívá právě měnový agregát M1.

Graf 1  
Grafy časových řad, ČR



*Poznámka:* Proměnné GDP a M jsou v mld. CZK.

*Zdroj:* Vlastní výpočet v EViews.

Všechny časové řady byly testovány na stacionaritu tzv. ADF a Phillips-Perronovým testem jednotkových kořenů. V úrovnových hodnotách vyšly dle zmíněných testů všechny proměnné integrované řádu 1, tj.  $I(1)$  – stacionární po 1. diferencích. Za stacionarizující transformaci byly zvoleny difference logaritmů

$$w_t = \ln z_t - \ln z_{t-1} = \ln \frac{z_t}{z_{t-1}},$$

kde logaritmované koeficienty růstu  $w_t$  představují transformované proměnné ve čtvrtletí  $t$ . Výsledky testů jednotkových kořenů všech časových řad v úrovnových hodnotách i pro difference logaritmů jsou obsaženy v tabulce 1 – ADF test v prvním řádku pro každou proměnnou a Phillips-Perronův test v řádku druhém (hodnoty testových kritérií a  $p$ -hodnoty, které porovnáváme s 5% hladinou významnosti). Jedinou výjimkou je časová řada úrokové sazby, která byla transformována přímo na 1. difference, neboť je uvedena v procentech, logaritmická transformace tudíž není nutná. Z výstupů je zřejmé, že všechny časové řady jsou nestacionární v úrovnových hodnotách, ale stacionární po transformaci.

Tabulka 1

**ADF a Phillips-Perronovy testy pro data ČR**

ÚROVNĚ	t-statistika	p-hodnota*	DIF-LOG	t-statistika	p-hodnota*
<b>GDP</b>	-1,08	0,717	<b>GDP</b>	-5,19	0,000
	-1,01	0,745		-5,34	0,000
<b>CPI</b>	-0,49	0,886	<b>CPI</b>	-4,59	0,000
	-0,72	0,834		-4,47	0,001
<b>IR</b>	-2,16	0,225	<b>IR</b>	-4,07	0,002
	-1,48	0,536		-6,92	0,000
<b>ER</b>	-1,38	0,586	<b>ER</b>	-6,50	0,000
	-1,43	0,560		-6,49	0,000
<b>M</b>	1,59	0,999	<b>M</b>	-9,09	0,000
	3,25	1,000		-6,96	0,000
<b>COM</b>	-0,75	0,824	<b>COM</b>	-6,26	0,000
	-0,57	0,869		-5,07	0,000

\*MacKinnon (1996), jednostranné p-hodnoty

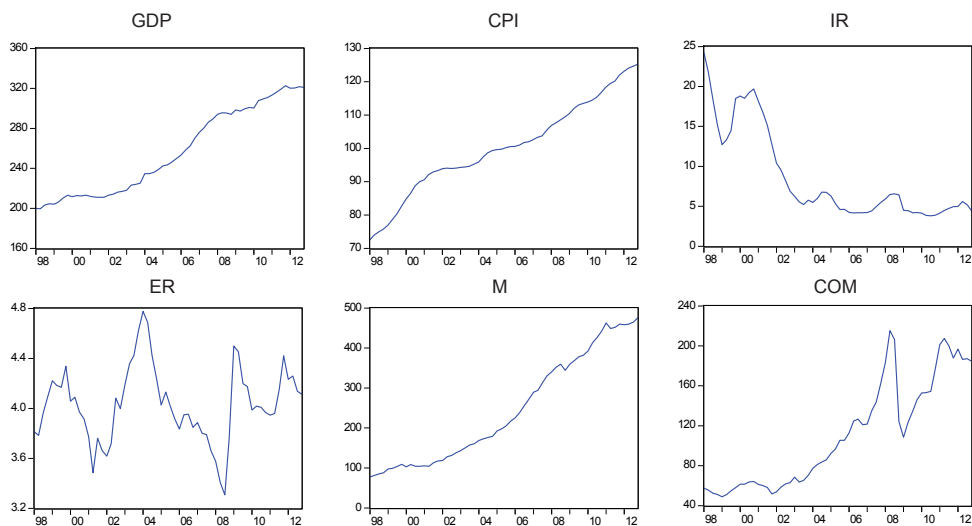
Poznámka: Kritické hodnoty -3.54 (1%), -2.91 (5%), -2.59 (10%), IR není logaritmována

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews

**4.2 Polsko**

Pro analýzu Polské ekonomiky byly zvoleny ukazatele: hrubý domácí produkt ve stálých cenách roku 2005 v mld. PLN, index spotřebitelských cen ve formě bazických indexů sází roku 2005 (2005=100), krátkodobá úroková sazba v procentech, měnový kurz v jednotkách národní měny k jednotce Euro/ECU a měnový agregát M1 v mld. PLN. Všechny časové řady jsou ve čtvrtletních frekvencích a pro srovnání s ČR byl zvolen vzorek opět za období Q1 1998 – Q4 2012. Data byla získána z Eurostatu (měnový kurz), NBP (HDP, měnový agregát a index spotřebitelských cen), OECD (úroková sazba) a Světové banky (index světových cen). Časové řady indexu spotřebitelských cen, hrubého domácího produktu a měnového agregátu byly sezónně očištěny metodou X12 ARIMA. Vývoj časových řad je uveden v grafu 2. Názvy proměnných jsou shodné jako pro ČR.

Graf 2  
Grafy časových řad, Polsko



*Poznámka:* Proměnné GDP a M jsou v mld. PLN.

*Zdroj:* Vlastní výpočet v EViews.

Výsledky testů jednotkových kořenů jsou uvedeny v tabulce 2 – opět ADF test v prvním řádku pro jednotlivé proměnné a Phillips-Perronův test v řádku druhém. V úrovních hodnotách vyšly na 5% hladině významnosti všechny proměnné nestacionární. Měnový kurz je dle ADF testu stacionární (i když  $p$ -hodnota je poměrně vysoká).<sup>7</sup> Dle Phillips-Perronova testu je ovšem řada nestacionární. Z důvodu homogenity transformací tudíž budeme stacionarizovat také tuto proměnnou. Za stacionarizující transformaci byly opět zvoleny 1. difference logaritmů, kromě úrokové sazby, kde byla data transformována přímo na 1. difference. V tabulce 3 dále vidíme, že všechny časové řady jsou po uvedené transformaci stacionární. U *GDP* a *M* byla prokázána stacionarita dle Phillips-Perronova testu.

<sup>7</sup> Z grafu je také zřejmé, že výsledky testů mohou být do jisté míry determinovány zvoleným časovým intervalem, pro který je časová řada na stacionaritu testována.

Tabulka 2

**ADF a Phillips-Perronovy testy pro data Polska**

ÚROVNĚ	t-statistika	p-hodnota*	DIF-LOG	t-statistika	p-hodnota*
<b>GDP</b>	0,20	0,971	<b>GDP</b>	-2,62	0,095
	-0,01	0,954		-7,41	0,000
<b>CPI</b>	-1,12	0,701	<b>CPI</b>	-3,43	0,014
	-1,52	0,520		-3,23	0,023
<b>IR</b>	-2,74	0,073	<b>IR</b>	-3,73	0,006
	-2,60	0,100		-3,73	0,006
<b>ER</b>	-3,16	0,028	<b>ER</b>	-6,38	0,000
	-2,46	0,131		-6,28	0,000
<b>M</b>	1,71	1,000	<b>M</b>	-2,58	0,102
	1,28	0,998		-7,92	0,000
<b>COM</b>	-0,75	0,824	<b>COM</b>	-6,26	0,000
	-0,57	0,869		-5,07	0,000

\*MacKinnon (1996), jednostranné *p*-hodnoty

*Poznámka:* Kritické hodnoty -3.54 (1%), -2.91 (5%), -2.59 (10%), IR není logaritmována

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews

## 5. Empirický model a výstupy

Do VAR modelů nebyly v roli exogenních proměnných použity žádné nula-jednotkové proměnné pro redukci vlivu odlehlých pozorování, protože tyto zásahy mohou ovlivňovat funkce odezvy. Jak již bylo uvedeno, použili jsme však jednu exogenní proměnnou, kterou je index světových cen *COM*. Smyslem zahrnutí zahraničních ukazatelů do role exogenních proměnných je snaha zafixovat v modelu zahraniční šoky a zahraniční vývoj a zaměřit se tak pouze na monetární šoky dané ekonomiky s ohledem na vývoj v zahraničí. Autoři zpravidla za exogenní proměnné volí světové ukazatele typu sazba FED, světové ceny zboží atp. a dále německé ukazatele, jako úrokovou sazbu, produkt a měnový kurz odrážející význam Německa v oblasti exportu. Pro význam role Bundesbanky v regionu užívají jako exogenní proměnné roční EURIBOR a index světových cen komodit. Canova a Pappa (2003) zařazují cenu ropy<sup>8</sup> k zachycení agregátních nabídkových efektů, agregátní míru nezaměstnanosti a úrokovou sazbu – 3M EURIBOR k zachycení agregátních poptávkových efektů daného regionu. Peersman a Smets (2001) uvádějí index světových cen komodit, reálný HDP USA a nominální krátkodobou úrokovou sazbu USA – důvodem je dle autorů potřeba zachytit změny ve světové poptávce a inflaci, k řešení cenových puzzle efektů.

Všechny modely byly odhadovány s úrovnovou konstantou. Maximální délka zpoždění byla v každém VAR modelu zvolena dle hodnot informačních kritérií modifikovaných pro vícerozměrné systémy a dalších charakteristik.

8 Index světových cen velmi silně koreluje s vývojem cen ropy, zahrnujeme tudíž pouze jednu z proměnných.

## 5.1 Volba maximální délky zpoždění

Pro čtyřrovníkový VAR model se jeví dle Schwarzova (SC) a Hannan-Quinnova (HQC) kritéria jako vhodné zahrnout do modelu pouze jedno zpoždění, Akaikeho informační kritérium (AIC) naznačuje odhadovat model se třemi zpožděními, což je z hlediska modelování transmisního mechanismu vhodnější, potřebujeme totiž obsáhnout v modelu dynamiku, která odráží zpoždění mezi výchozím impulsem ze strany centrální banky a vlivem na konečné cíle.

Pro pětirovníkový VAR model SC a HQC kritéria doporučují také pouze jedno zpoždění, AIC kritérium pak naznačuje odhadovat model s více než pěti zpožděními. V odborné literatuře bývá uváděno, že délka zpoždění může být 12 až 18 měsíců (např. Revenda 2011). VAR modely s pěti a více zpožděními však vykazují zvlněné a statisticky nevýznamné FO – byla proto zvolena varianta se třemi zpožděními pro ČR (v tomto případě však FO nejsou oproti variantě VAR(4) významně odlišné) a varianta třech zpoždění pro Polsko (zde vykazovaly funkce odezvy konstruované z VAR(4) střídání znamének a byly tudíž těžko interpretovatelné).

Základní informace o výstupech čtyřrovníkového VAR(3) modelu pro Českou republiku jsou uvedeny v tabulce 3, pro Polsko pak v tabulce 4. Jsou zde k nahlédnutí koeficienty determinace a dále statistická významnost jednotlivých regresorů každé z rovnic. Proměnné jsou po transformaci, viz sekce Data.

Tabulka 3  
Výstupy VAR(3) modelu pro ČR

PROMĚNNÁ	ZPOŽDĚNÍ	GDP	CPI	IR	ER
<b>GDP</b>	<b>1</b>		*	**	*
	<b>2</b>		*		***
	<b>3</b>	***			
<b>CPI</b>	<b>1</b>		*		*
	<b>2</b>		**		
	<b>3</b>	*			**
<b>IR</b>	<b>1</b>		***	***	***
	<b>2</b>				
	<b>3</b>	*			
<b>ER</b>	<b>1</b>	***	***	*	
	<b>2</b>				**
	<b>3</b>			*	
<b>COM</b>	-	***	*		***
<b>R<sup>2</sup></b>		<b>0,56</b>	<b>0,44</b>	<b>0,60</b>	<b>0,65</b>

Poznámka: statistická významnost regresorů na hladině významnosti:\*\*\*(1%), \*\*(5%), \*(1%)

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews



Tabulka 4  
Výstupy VAR(3) modelu pro Polsko

PROMĚNNÁ	ZPOŽDĚNÍ	GDP	CPI	IR	ER
<b>GDP</b>	<b>1</b>				
	<b>2</b>				
	<b>3</b>	***			
<b>CPI</b>	<b>1</b>		***		
	<b>2</b>				
	<b>3</b>	*	***		
<b>IR</b>	<b>1</b>			***	
	<b>2</b>		**		
	<b>3</b>	*		*	
<b>ER</b>	<b>1</b>		***		
	<b>2</b>				
	<b>3</b>				
<b>COM</b>	-				***
<b>R<sup>2</sup></b>		<b>0,32</b>	<b>0,60</b>	<b>0,54</b>	<b>0,34</b>

Poznámka: statistická významnost regresorů na hladině významnosti:\*\*\*(1%), \*\*(5%), \*(1%)

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews

## 5.2 Analýza funkcí odezvy

### 5.2.1 Použité identifikace

K výběru identifikačních schémat byly výchozí tyto předpoklady:

- v modelu vystupují tři transmisní kanály: úrokový, kurzový a měnový,
- HDP reaguje na monetární šoky s maximálním zpožděním, nejkratší frekvence vykazování dat je čtvrtletní,
- pro malé otevřené ekonomiky se předpokládá, že měnové kurzy mohou okamžitě reagovat na monetární šoky a monetární politika na změny kurzů.

Většinou autoři zahrnují do modelů peněžní zásobu ve formě měnových agregátů. Existují však také studie, kde měnové agregáty mezi endogenní proměnné zahrnuty nejsou, např. Anzuini a Levy (2007), Arnošťová a Hurník (2005), Bisová (2013). V této studii analyzujeme čtyřrovnícový a pětirovnícový model, přičemž vektor endogenních proměnných rozšiřujeme právě o vybraný měnový agregát. Vždy přitom aplikujeme rekurzivní a nerekurzivní identifikační schémata. Všechny modely obsahují úroňové konstanty a dále index světových cen v roli exogenní proměnné. Zahrnutím uvedené exogenní proměnné se snažíme vyhnout riziku chybné interpretace spojené se záměnou reakce proměnných na domácí a zahraniční exogenní šoky.<sup>9</sup>

9 Může se jednat o zahraniční monetární šoky, ale třeba také ropné šoky atd.

V první řadě odhadujeme VAR model se čtyřmi endogenními proměnnými. Nerekurzivní identifikační schéma má tvar

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & 1 & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{B} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} \end{bmatrix}, \quad (5)$$

kde vektor endogenních proměnných

$$\mathbf{y}_t = (gdp_t, cpi_t, ir_t, er_t). \quad (6)$$

Rekurzivní schéma CHD obsahuje shodný vektor endogenních proměnných ve stejném pořadí. Proměnné jsou transformovány způsobem, jak bylo uvedeno v sekci Data.

Dále jsme odhadli pětirovnicový VAR model, který byl rozšířen o měnový agregát M1. Nerekurzivní schéma má tvar

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & 1 & a_{34} & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{B} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix}, \quad (7)$$

s vektorem endogenních proměnných

$$\mathbf{y}_t = (gdp_t, cpi_t, ir_t, er_t, m_t). \quad (8)$$

Alternativně aplikujeme také modifikace forem (5) a (7), kde uvažujeme  $a_{32} = 0$  namísto  $a_{31} = 0$ .

Nerekurzivní identifikační schémata (5) a (7) předpokládají simultánnost mezi úrokovou sazbou a měnovým kurzem a dále situaci, kdy monetární autorita sleduje současnou úroveň cen, když se rozhoduje o nastavení měnově-politických nástrojů směřujících ke stimulaci úrokových sazeb v režimu cílování inflace. Borys, Horváth (2008) uvažují opačnou situaci, kdy centrální banka zakládá svá rozhodnutí spíše na současné úrovni produktu než cen, (tj.  $a_{32} = 0$  namísto  $a_{31} = 0$ ). V této studii porovnáváme na současných datech uvedené přístupy. Doplňme ještě, že parametry  $a_{ij}$  jsou neomezené.

## 5.2.2 Funkce odezvy pro Českou republiku

Graf 3 obsahuje vybrané funkce odezvy na pozitivní exogenní šok v úrokové sazbě (tj. monetární restrikcí) velikosti jedné směrodatné odchylky pro čtyřrovnicový model se 3 zpožděními. Matice grafů obsahuje jednotlivá identifikační schémata ve sloupcích a odezvy vybraných proměnných v řádcích. V prvním sloupci jsou obsaženy

odezvy pro rekurzivní schéma (model 1), ve druhém a třetím sloupci jsou pak výstupy pro nerekurzivní identifikační formy popsané v předchozí sekci – model 2 kopírující schéma (5) a model 3 schéma (5), kde  $a_{31} = 0$ . V prvním řádku jsou sestaveny funkce odezvy hrubého domácího produktu, ve druhém řádku indexu spotřebitelských cen a ve třetím pak měnového kurzu. Naše předpoklady týkající se znamének reakcí uvedených ukazatelů na monetární restriktci jsou následující: cenová hladina klesá, produkt neroste (klesá, případně se nemění) a měnový kurz apreciuje v rámci režimu flexibilního měnového kurzu.

Pro první a druhý model jsme obdrželi podobné výstupy funkcí odezvy na jednotkový exogenní šok v úrokové sazbě. Třetí model vykazuje určité odlišnosti. Výstupy pro první dva modely ukazují, že uvedená monetární restriktce je následována apreciací měnového kurzu po přibližně 5 období od impulsu a dále depreciací. Apreciace dosahuje svého maxima 1–2 období od impulsu, což je v souladu s podmínkou nekryté úrokové parity<sup>10</sup> (v souladu s touto teorií se také předpokládá, že v návaznosti na kladný úrokový diferenciál dojde v budoucnu k depreciaci měny). Z výstupů funkcí odezvy je zřejmé, že apreciace s časem slábne, což koresponduje s teorií nekryté úrokové parity s endogenní rizikovou premií.<sup>11</sup> S nárůstem úrokových sazeb dochází k přílivu spekulativního kapitálu ze zahraničí, který se však po určité době zbrzdí, neboť narůstá riziková premie související s vysokým procentem spekulativních aktiv držení v portfoliu v jedné měně. Apreciace se tak po určité době zastavuje a měnový kurz se vrací zpátky na svou původní úroveň. Ceny klesají po přibližně 3 čtvrtletích perzistence, která naznačuje strnulost cen. Pokles nabývá vrcholu kolem 6. čtvrtletí od impulsu, což je konzistentní s naším předpokladem zpoždění v rámci transmisního mechanismu, kdy dochází k dopadu změn na cílové ukazatele v horizontu mezi 12 a 18 měsíci od impulsu. Produkt klesá s minimem po přibližně jednom roce od vpuštění jednotkového exogenního šoku, což je opět v souladu s předpoklady.

Oproti prvnímu a druhému modelu, třetí model vykazuje jiné reakce. Tempa růstu HDP a měnového kurzu jsou velmi těžko interpretovatelná, neboť dochází k opakovaným změnám znamének reakcí v průběhu modelovaného horizontu. Nicméně, v případě měnového kurzu nastává apreciace okamžitě po exogenním impulsu v úrokové sazbě. Opačné reakce produktu jsou patrné v delším horizontu. Ceny klesají, kromě mírného nárůstu mezi 8. a 10. obdobím od impulsu. Minima je dosaženo kolem 2. čtvrtletí od impulsu.

První dva modely nabízejí podobné výsledky, které jsou v souladu s našimi předpoklady a s výstupy řady studií, které se zabývají obdobnými analýzami. Třetí model poskytuje nepatrně odlišné odezvy, méně konzistentní s našimi předpoklady a hůře interpretovatelné v případě některých proměnných. Neobdrželi jsme shodné výstupy

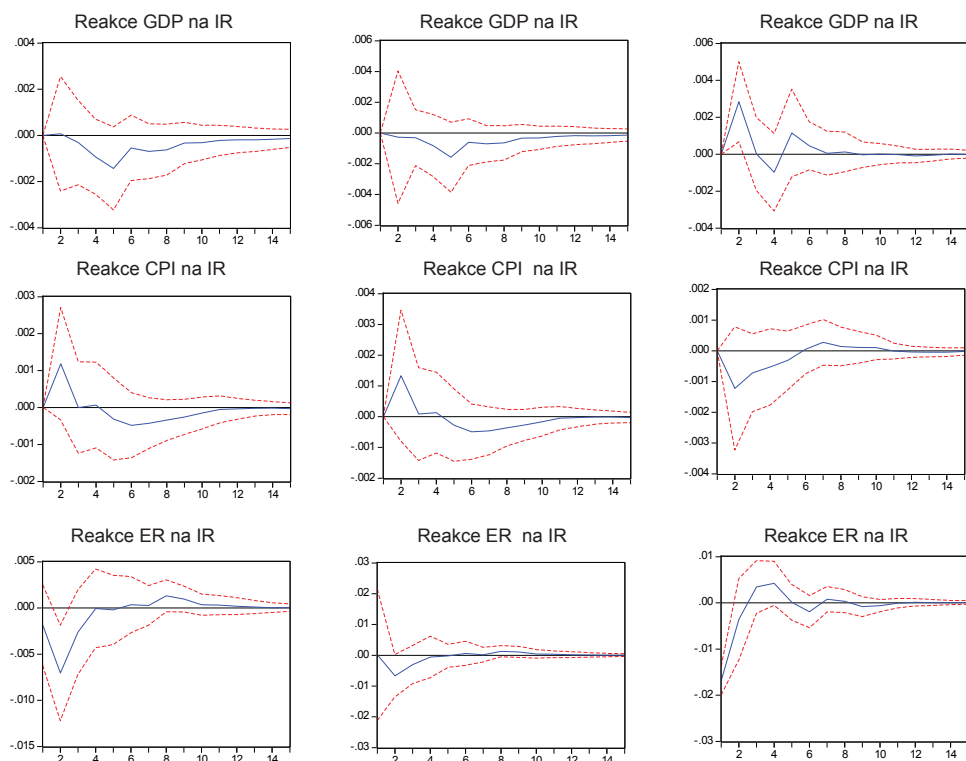
10 Kim (2005) uvádí, že situace, kdy dochází v reakci na restriktivní šok měnové politiky k apreciaci měnového kurzu, která je následována depreciací, ale trvá dlouho a svého vrcholu dosahuje se zpožděním, nikoliv okamžitě, se nazývá delayed overshooting puzzle a je v rozporu s modelem strnulých cen v otevřené ekonomice a podmínkou nekryté úrokové parity.

11 Např. Mandel a Tomšík (2008).

jako Borys a Horváth (2008), což může být důsledek odlišného vzorku, jiné množiny exogenních proměnných a užitím jiné definice produktu (HDP namísto mezery produktu). Dále je zřejmé, že FO jsou velmi citlivé na strukturu matice **A**, která identifikuje vztahy mezi strukturními disturbancemi a rezidui redukované formy.

Graf 3

**Funkce odezvy pro model se čtyřmi endogenními proměnnými, ČR**



Poznámka: 4 endogenní proměnné, 3 zpoždění, vzorek 1998-2012; úroveň .000, resp. .00, značí minulou rovnovážnou hladinu

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews

Dále byl odhadnut pětirovnicový VAR model o třech zpožděních, kde jsme rozšířili množinu endogenních proměnných o měnový agregát M1.

Reakce jsou obdobné, jako pro čtyři endogenní proměnné, rozdíly nejsou statisticky významné. V modelu 2 můžeme zaznamenat mírný nárůst produktu v prvních dvou obdobích od impulsu, intervaly spolehlivosti předpovědí kumulovaných hodnot FO jsou relativně široké, cenové puzzle efekty se zdají být v rozšířeném modelu o přibližně jedno období delší, reakce měnového kurzu se pak v obou modelech překrývají. Reakce peněžní zásoby se napříč modely nepatrně liší, zejména v modelech 1 a 2 ve srovnání s modelem 3. Modely 1 a 2 jsou v převážné části horizontu

v souladu s předpoklady, tj. měnový agregát reaguje na monetární restrikcí poklesem. Pouze kolem 7. a 10. čtvrtletí dochází k mírnému nárůstu při postupném přechodu do rovnováhy. V modelu 3 je pak FO v části horizontu v rozporu s našimi předpoklady.

Oba případy, čtyř i pěti endogenních proměnných, lze označit za poměrně stabilní, neboť FO i intervaly spolehlivosti předpovědí konvergují k rovnováze maximálně kolem 15 čtvrtletí od impulsu. Intervaly spolehlivosti kumulovaných hodnot FO jsou ovšem v některých případech, zejména u pětirovnicového modelu, poměrně široké, což je zřejmě důsledkem diferencování, krátkých časových řad a řady nevýznamných parametrů v odhadnutých modelech. Dále jsme zaznamenali poměrně silný vliv kurzového kanálu, což souhlasí s předpoklady malé otevřené ekonomiky.

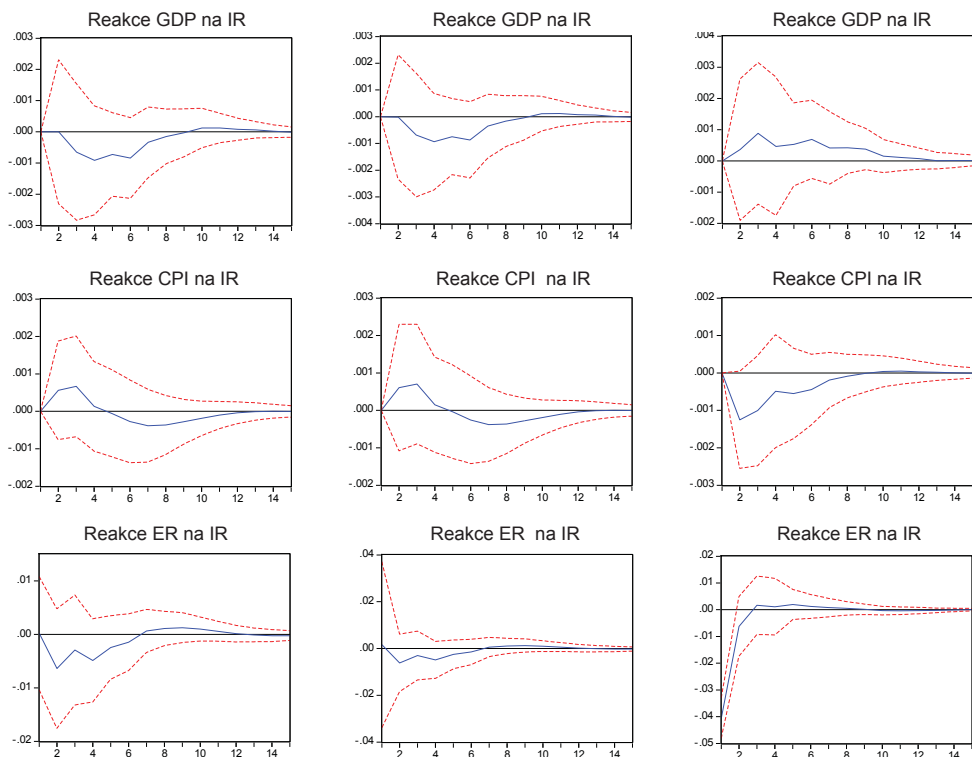
### 5.2.3 Funkce odezvy pro Polsko

Graf 4 zobrazuje shodnou situaci s grafem 3, tj. VAR(3) o 4 endogenních proměnných, v tomto případě pro Polsko. V Polsku je aplikována jednotná měnová politika od roku 1999, včetně měnového kurzu pak od 2000. Pro srovnání s českou ekonomikou a vzhledem k ne příliš výrazným rozdílům oproti kratšímu vzorku (kromě širších intervalů spolehlivosti předpovědí FO) odhadujeme modely opět za období 1998–2012. Struktura matice grafů je shodná se sekci 5.2.2.

Srovnáme-li grafy 3 a 4 vidíme, že funkce odezvy jsou téměř shodné. V případě polské ekonomiky jsou funkce odezvy hladší a intervaly spolehlivosti předpovědí nepatrně širší. Průběh je však až na nepatrné rozdíly shodný. V modelu 1 a 2 zaznamenáváme oproti ČR krátký pozitivní výkyv v proměnné *GDP* kolem 11 čtvrtletí od impulsu. V modelu 3 je pak proměnná *GDP* v celém horizontu v oblasti tempa růstu (což je v rozporu s našimi předpoklady). Strnulost cen v modelech 1 a 2 je o jedno období delší než v případě ČR. Zbylé funkce odezvy nejsou významně odlišné, pouze v případě měnového kurzu pro model 3 dochází od 3. čtvrtletí od impulsu ke kontinuálnímu nárůstu, na rozdíl od české ekonomiky, kde dochází k dalšímu střídání znamének.

Graf 4

Funkce odezvy pro model se čtyřmi endogenními proměnnými, Polsko



Poznámka: 4 endogenní proměnné, 3 zpoždění, vzorek 1998-2012; úroveň .000, resp. .00, značí minulou rovnovážnou úroveň

Zdroj: Vlastní výpočet v EViews

Opět byla odhadnuta i verze s pěti endogenními proměnnými. FO se oproti variantě se 4 endogenními proměnnými příliš neliší. Reakce měnového agregátu odpovídá situaci pro ČR.

V obou případech, ČR i Polsko, jsme zaznamenali rozkolísanější FO v pětirovnicovém modelu oproti verzi se 4 endogenními proměnnými, což je zřejmě důsledkem většího počtu statisticky nevýznamných parametrů regresorů v širším modelu a poklesu stupňů volnosti v důsledku nárůstu počtu vysvětlujících proměnných.

## 6. Závěr

Pro dvě zvolené ekonomiky, Českou republiku a Polsko, jsme odhadovali čtyř a pětirovnicový SVAR model se třemi různými identifikačními schématy rekurzivního i nerekurzivního charakteru. Pro ČR jsme zvolili časový vzorek z jednotné měnové politiky začínající roku 1998, kdy ČNB přistoupila k režimu cílování inflace.



Ačkoliv Polsko začalo realizovat cílování inflace až v roce 1999, nezaznamenali jsme významné rozdíly ve funkcích odezvy na exogenní šoky při užití shodného vzorku jako pro českou ekonomiku oproti kratším vzorkům začínajícím rokem 1999 či 2000, kdy Polsko vyhlásilo režim volného floatingu. Funkce odezvy pro obě analyzované ekonomiky nevykazují co do tempa konvergence významné odlišnosti. V obou případech jsme přitom získali výstupy funkcí odezvy odpovídající předpokladům ekonomické teorie. Při srovnání třech zvolených identifikačních schémat v SVAR jsme dospěli k závěru, že funkce odezvy mohou být velmi citlivé na způsob identifikace.

V případě České republiky i Polska byl dále prokázán poměrně značný vliv kurzového kanálu (v ČR o něco silnější). Silný vliv kurzového kanálu v případě malých otevřených ekonomik souhlasí s předpoklady a provedenými studiemi. Obdobně Anzuini a Levy (2007) evidují silnou roli kurzového kanálu v rámci transmisního mechanismu v analyzovaných ekonomikách. Ganev et al. (2002) považují kurzový kanál za nejsilnější kanál měnové politiky v zemích CEE (Central and Eastern Europe).

Je zřejmé, že kumulativní funkce odezvy obsahují poměrně široké intervaly spolehlivosti předpovědí, což v některých případech činí jejich interpretaci obtížnější. Je to důsledek zejména řady statisticky nevýznamných parametrů v modelech se 3 zpožděními a relativně krátkých časových řad a jejich transformacemi, které jsou k odhadům použity. Zahrnutím nižšího řádu maximální délky zpoždění však nejsme schopni obsáhnout ty vlivy v rámci transmisního mechanismu měnové politiky, které probíhají právě přes delší zpoždění. Důsledkem jsou puzzle efekty ve funkcích odezvy, které se snažíme vhodnou alternativní specifikací eliminovat.

Výsledky analýzy jsou použitelné pro hospodářskou politiku, zejména pro zkoumání dopadů změn v měnové politice.

## Literatura

- ANZUINI, A.; LEVY, A. 2007. Monetary Policy Shocks in the New EU Members: a VAR Approach. *Applied Economics*. 2007, Vol. 39, No. 9. pp. 1147–1161.
- ARNOŠTOVÁ, K.; HURNÍK, J. 2005. The Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic (evidence from VAR analysis) [Working Paper Series 4]. CNB, 2005.
- BISOVÁ, S. 2013. Responses to Monetary Policy Shock in the Czech Republic. Příspěvek prezentovaný na konferenci Mathematical Methods in Economy 2013, Jihlava. 2013, No. 31, pp. 49–54.
- BORYS, M. M.; HORVÁTH, R. 2008. The Effects of Monetary Policy in the Czech Republic: An Empirical Study [William Davidson Institute Working Paper 922]. University of Michigan, 2008.
- CANOVA, F.; PAPPA, E. 2003. Price Dispersion in Monetary Unions: The Role of Fiscal Shocks [CEPR Discussion Paper No. 3746]. Barcelona: Universitat Pompeu Fabra and CEPR, 2003.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS Ch. L. 1998. Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? [Working Paper Series 6400]. Cambridge: NBER, 1998.
- DORNBUSCH, R.; FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. 1998. The Immediate Challenges for the European Central Bank. [Working Paper Series 6369]. Cambridge: NBER, 1998.
- GANEV, G.; MOLNAR, K.; RYBIŇSKY, K.; WOŹNIAK, P. 2002. Transmission Mechanism of Monetary Policy in Central and Eastern Europe [Case reports 52]. Warsaw: CASE, 2002.

- HAMILTON, J. D. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1994. ISBN 978-0-691-04289-3.
- HUŠEK, R. 2009. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1623-3.
- JAROCIŃSKI, M. 2004. Responses to Monetary Policy Shocks in the East and the West of Europe: A Comparison. Barcelona: Universitat Pompeu Fabra and Warsaw: CASE, 2004.
- KIM, S. 2005. Monetary Policy, Foreign Exchange Policy and Delayed Overshooting. *Journal of Money, Credit and Banking*. 2005, Vol. 37, No. 4, pp. 775–782.
- LEEPER, E. M.; SIMS, Ch. A.; ZHA, T. 1996. What Does Monetary Policy Do? *Brookings Papers on Economic Activity*. 1996, Vol. 2, pp. 1–63.
- LÜTKEPOHL, H. 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer, 2005. ISBN 3-540-40172-5.
- KIM, S. 2005. Monetary Policy, Foreign Exchange Policy and Delayed Overshooting. *Journal of Money, Credit and Banking*. 2005, Vol. 37, No. 4, pp. 775–781.
- MACKINNON, J. G. 1996. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*. 1996, Vol. 11, No. 6, pp. 601-618.
- MANDEL, M.; TOMŠÍK, V. 2008. *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. 2. vydání. Praha: Management Press. ISBN 978-80-7261-185-0.
- MOJON, B.; PEERSMAN, G. 2001. A VAR Description of the Effects of Monetary Policy in the Individual Countries of the EURO Area [ECB Working Paper 92]. 2001.
- PEERSMAN, G.; SMETS, F. 2001. The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis [ECB Working Paper 91]. 2001.
- PESARAN, H. H.; SHIN Y. 1998. Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*. 1998, Vol. 58, pp. 17–29.
- REVENDA, Z. 2011. *Centrální bankovníctví*. 3. aktualizované vydání. Praha: Management Press, 2011. ISBN 978-80-7261-230-7.
- SIMS, CH. A. 1980. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*. 1980, Vol. 48, No. 1, pp. 1–48.
- ŠMÍDKOVÁ, K. 2002. Transmisní mechanismus měnové politiky na počátku 3. tisíciletí. *Czech Journal of Economics and Finance - Finance a Úvěr*. 2002, Vol. 52, No. 5, pp. 287–306.

# COMPARISON OF THE MONETARY TRANSMISSION MECHANISMS OF CZECH REPUBLIC AND POLAND USING IMPULSE RESPONSE FUNCTIONS

**Sára Bíza Bisová, Roman Hušek**, University of Economics, Prague, Faculty of Informatics and Statistics, W. Churchilla Square 4, CZ – 130 67, Prague 3 (sara.bisova@gmail.com; husek@vse.cz)

---

## Abstract

For the purpose of monetary policy analyses dynamic multivariate models are usually applied. The reason is the presence of significant lags between an action and the appropriate effects in the economy. We use the concept of structural VAR models, widely used approach next to the DSGE and simultaneous equations models. We estimate four and five variable VAR containing the key macroeconomic indicators and identify monetary transmission mechanism using SVAR. Using different identification schemes and impulse response functions we compare the effect of a restrictive monetary policy shock on the set of analyzed variables, especially price level. We also compare the results of defined models for the Czech and Polish economies, that both intend to enter EMU. To avoid the possibility of a price puzzle effect, as a result of mixing policy regimes in the sample period, we use data from single monetary policy regime starting 1998, when the Czech central bank switched to the inflation targeting regime. The results indicate high sensitivity to the identification schemes in SVAR and not significant differences between responses to monetary policy shock in CR and Poland.

## Keywords

Cholesky decomposition, exogenous shock, identification, impulse response functions, monetary policy, SVAR, transmission mechanism

## JEL Classification

**C32, C51, E52, E58**