



Munich Personal RePEc Archive

# **The Impact of Macroeconomic Shocks on the Government Debt Dynamics: How Robust is the Fiscal Stance of the Czech Republic?**

Ales Melecky and Martin Melecky

Technical University of Ostrava

June 2012

Online at <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/39761/>

MPRA Paper No. 39761, posted 2. July 2012 09:55 UTC

## Vliv makroekonomických šoků na dynamiku vládního dluhu: jak robustní je fiskální pozice České republiky?\*

Aleš Melecký  
Katedra ekonomie  
VŠB-TU Ostrava

Martin Melecký\*\*  
Katedra ekonomie  
VŠB-TU Ostrava

### Abstrakt:

Tento článek analyzuje efekty makroekonomických šoků na dynamiku vládního dluhu v otevřené ekonomice, přičemž je využíván analytický rámec vycházející z práce Favero a Giavazzi (2007), rozšířený pro otevřenou ekonomiku. S pomocí tohoto modelového rámce, a s využitím dat pro Českou republiku, jsou na základě analýzy vyvozovány implikace pro fiskální politiku. Modelový rámec zahrnuje strukturální vektorový autoregresní (SVAR) model, který je odhadován s krátkodobými identifikačními restrikcemi, a nelineární specifikací dynamiky vládního dluhu. Základními proměnnými v systému jsou růst HDP, inflace, efektivní úroková sazba vládního dluhu, vládní příjmy a výdaje, devizový kurz a vládní dluh. K odhadu je využíván bayesovský přístup. Z výsledků provedené analýzy vyplývá, že uvažovaná nelineární dynamika poměru dluhu k HDP poukazuje na značnou setrvačnost a volatilitu reakcí zadluženosti na makroekonomické šoky. Fiskální pozice České republiky se zdá být nejzranitelnější neočekávanou depreciačí domácí měny, diskrečním procyklickým zvýšením vládních výdajů, a deflačními šoky.

### Klíčová slova:

Veřejný dluh, Nelineární dynamika, Makroekonomické šoky, Otevřená ekonomika, Strukturální vektorový autoregresní model, Bayesovský odhad, Česká republika

**JEL kódy:** E62, H68, E37

---

\* Tento článek vznikl za finanční podpory Grantové agentury České republiky v rámci projektu P402/10/1046 "Fiskální politika a česká ekonomika: Makroekonomické studie". Děkujeme Janu Libichovi, Martinu Macháčkovi a účastníkům „13th International Conference on Banking and Finance“ pořádané OPF-SLU v Karviné za jejich užitečné připomínky.

\*\* Kontaktní osoba: E-mail: [m.melecky@gmail.com](mailto:m.melecky@gmail.com), Sokolská tř. 33, Ostrava 1, 701 21, ČR.

## 1. Úvod

Globální finanční a ekonomická krize a její dopady do fiskální oblasti poukázaly na důležitost pravidelného monitorování a hodnocení fiskálních rizik a slabin fiskálního systému, včetně udržitelnosti veřejného dluhu, a to zejména v „normálních časech“. Analýza citlivosti veřejného dluhu na makroekonomické šoky je důležitá pro pochopení rizik budoucího vývoje veřejného dluhu a nejpravděpodobnějších příčin možného nepříznivého vývoje. Tyto znalosti umožňují příslušným autoritám analyzovat nepříznivé scénáře vývoje, vyvinout plány pro mimořádné události, které mohou být efektivně implementovány, a prostřednictvím včasných hospodářsko-politických opatření zajistit udržitelnost veřejného dluhu.

Tento článek rozšiřuje analytický rámec prezentovaný v práci Favero a Giavazzi (2007) pro potřeby analýzy efektů makroekonomických šoků na dynamiku veřejného dluhu v otevřené ekonomice. Následně je tento modelový rámec aplikován na česká data, aby bylo možné pochopit rizikové atributy fiskálního postojů České republiky a jeho citlivost na hlavní makroekonomické šoky. Na základě identifikace těchto rizikových oblastí se tento článek snaží vyvodit určitá doporučení, která by zabezpečovala dlouhodobou udržitelnost veřejného dluhu. Modelový rámec zahrnuje lineární strukturální vektorový autoregresní (SVAR) model, který je odhadován s pomocí krátkodobých identifikačních restrikcí, a nelineární modelování dynamiky veřejného dluhu. Základními proměnnými v systému jsou růst HDP, inflace, efektivní úroková sazba vládního dluhu, vládní příjmy a výdaje, devizový kurz a vládní dluh. K odhadu je využíván bayesovský přístup, který kombinuje výhody klasické metody maximální věrohodnosti s možností zohlednění apriorních informací a předpokladů. Apriorní předpoklady přibližují model ekonomické teorii a zabezpečují, že se numerická optimalizace pro získání posteriorních módů bude chovat přiměřeně a v souladu s ekonomikou teorií.

Bayesovský přístup pro odhad makroekonomických efektů fiskální politiky je využíván také např. v práci Afonso a Sousa (2009), kde jsou zkoumány ekonomiky USA, Velké Británie, Německa a Itálie. Vlivem fiskálních opatření na HDP a vládní rozpočty se pak, s využitím modelu SVAR, zabývají např. Breuer a Buettler (2010). Oblast střední a východní Evropy (včetně ČR) je zkoumána např. v práci Stoian a Campeanu (2010). Dle závěrů této práce reagují vlády zkoumaných zemí s určitým zpožděním a snaží se v případě růstu veřejného dluhu, dle svých možností, o vytváření přebytků či alespoň o snižování deficitů. Dimova (2011) uvádí, že pro nové členy EU z řad východní Evropy jsou efekty zkoumaných šoků v podobě např. růstu produktivity či zlepšeného přístupu k financování zesilovány pomocí finančního akcelérátoru. Klyuev a Snudden (2011) konstatují, že fiskální multiplikátory jsou v případě České republiky relativně malé, což odráží její vysoký stupeň otevřenosti. Tito autoři se zaměřují na reakce výstupu na standardizovaný fiskální šok pro 3 různé daně a 4 způsoby redukce vládních výdajů. Dle jejich zjištění mají nejmenší negativní dopady na výstup škrty v transferech a naopak největší škrty ve vládních investicích. Z oblastí daní mají v prvních letech nejméně negativní dopady spotřební daně a nejvíce negativně působí zdanění práce. Výše zmíněné práce se specificky nezaměřují (případně pouze okrajově) na modelování dynamiky vládního dluhu v České

republice a predikci jejího vývoje. K dispozici je řada článků zabývajících se rozvinutými evropskými ekonomikami, avšak v případě „nových“ členských států EU je problematika dynamiky vládního dluhu podstatně méně intenzivně zkoumána. Tato práce se tak snaží vyplnit tuto mezeru a je dále inovativní v tom, že i když standardně modeluje makroekonomiku ČR pomocí lineárního modelu SVAR, dovoluje dynamice vládního dluhu chovat se nelineárně a zpětně působit na reálnou ekonomiku.

Zbytek článku je uspořádán následovně. Část 2 vysvětluje použitý přístup k modelování. Část 3 rozebírá použitá vstupní data. Část 4 popisuje metodologii použitou při odhadu. Část 5 diskutuje získané výsledky odhadu a jejich implikace pro hospodářskou politiku. Část 6 shrnuje empirické odhady a poukazuje na jejich hospodářsko-politické implikace.

## 2. Přístup k modelování

Přístup použitý v tomto článku využívá k modelování, stejně jako v práci Favero a Giavazzi (2007), lineární vektorově autoregresní (VAR) strukturu, ke které přidává nelineární specifikaci poměru veřejného dluhu k HDP. Konkrétně, je nejdříve navržen strukturální model VAR, jehož prostřednictvím jsou identifikovány požadované strukturální šoky, a to pomocí krátkodobých restrikcí vyplývajících z řazení endogenních proměnných.<sup>1</sup> Model nabývá následující podoby:

$$AY_t = \sum_{i=1}^k B_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i d_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

kde  $Y_t$  je vektor endogenních proměnných s lineární dynamikou, zahrnující logaritmus vládních výdajů ( $g_t$ ), logaritmus vládních příjmů ( $t_t$ ), logaritmus reálného HDP ( $y_t$ ), anualizovanou (přepočtenou na roční bázi) procentní změnu indexu spotřebitelských cen ( $\Delta p_t$ ), efektivní úrokovou sazbu vládního dluhu ( $i_t$ ), a anualizovanou čtvrtletní změnu reálného efektivního devizového kurzu ( $s_t$ ). Vládní dluh v poměru k HDP je značen  $d_t$  a  $\varepsilon_t$  označuje vektor strukturálních šoků.  $A$  je dolní trojúhelníková matice odhadnutých koeficientů pro současné endogenní proměnné,  $B$  je matice odhadnutých koeficientů pro zpožděné endogenní proměnné, a  $\delta$  je vektor odhadnutých koeficientů zpožděného vládního dluhu vzhledem k HDP. Redukovaná forma modelu SVAR popsaného v rovnici (1) může být zapsána následovně:

$$Y_t = \sum_{i=1}^k C_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_i d_{t-i} + u_t \quad (2)$$

kde  $C = A^{-1}B$ ,  $u_t$  je šok redukované formy a platí:

<sup>1</sup> Alternativní forma identifikace s použitím znaménkových restrikcí na funce impulzních reakcí byla použita například v Franta, Libich, a Stehlík (2012).

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ a_{21} & 1 & \ddots & \cdots & \cdots & \vdots \\ a_{31} & a_{32} & 1 & \ddots & \cdots & \vdots \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & \ddots & \vdots \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^t \\ u_t^y \\ u_t^p \\ u_t^r \\ u_t^s \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & b_{22} & \ddots & \cdots & \cdots & \vdots \\ \vdots & \ddots & b_{33} & \ddots & \cdots & \vdots \\ \vdots & \cdots & \ddots & b_{44} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \cdots & \cdots & \ddots & b_{55} & 0 \\ 0 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 & b_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^t \\ e_t^y \\ e_t^p \\ e_t^r \\ e_t^s \end{bmatrix} \quad (3)$$

kde  $e_t$  jsou příslušné strukturální šoky. Hlavním identifikačním předpokladem je dolní trojúhelníková matice  $A$ . Z čehož vyplývá, že výstup, inflace, úrokové sazby a vládní příjmy reagují souběžně na změny ve vládních výdajích, ale vládní výdaje reagují na změny ekonomických podmínek země a fiskální příjmy pouze se zpožděním v délce jednoho čtvrtletí. Předpoklady ohledně řazení fiskálních proměnných vzhledem k HDP jsou obdobné jako v práci Blanchard a Perotti (2002) a Ilzetki et al. (2010). Řazení inflace a úrokových sazeb relativně k výstupu následuje standardnímu řazení proměnných používané v literatuře týkající se monetární politiky (Christiano et al., 1998). Devizový kurz je řazen jako poslední, což z něj činí nejvíce endogenní proměnou v rámci systému. Takovýto předpoklad je běžně přijímaný v případě modelů otevřených ekonomik z důvodu empiricky pozorované vysoké efektivity devizových trhů a rychlého vstřebávání a oceňování jakýchkoliv novinek globálními měnovými trhy (Christiano et al., 1998; Linde, 2003; Dungey and Pagan, 2000).

Vývoj vládního dluhu je popsán následující rovnicí:

$$d_t = \frac{1+i_t}{(1+\Delta p_t)(1+\Delta y_t)} d_{t-1} + \frac{\exp(g_t) - \exp(t_t)}{\exp(y_t)} \quad (4)$$

Vzhledem k nelineární podobě rovnice (4) je dynamika vládního dluhu (první diference samotného vládního dluhu) řízena také nelineárním procesem. Diferenciací rovnice (4) lze dospět k následujícímu vztahu:

$$\Delta d_t = \frac{(i_t - \Delta p_t - \Delta y_t - \Delta y_t \Delta p_t)}{(1+\Delta p_t)(1+\Delta y_t)} d_{t-1} + \frac{\exp(g_t) - \exp(t_t)}{\exp(y_t)} \quad (5)$$

Modelový systém popsáný rovnicemi (2) a (4) umožňuje studovat, simulovat a předpovídat dynamický vývoj poměru dluhu k HDP, a také reakce tohoto ukazatele na makroekonomické šoky. Nyní budou popsána data, která budou vysvětlována modelovým systémem skládajícím se z rovnic (1)-(5), za použití bayesovské metody odhadu.

### 3. Popis vstupních dat

K odhadu modelu jsou využívány datové řady pro Českou republiku v období od roku 2000 do roku 2010. Počátek dat je stanoven na rok 2000 z důvodu, že data ohledně nákladů na správu vládního dluhu, která jsou potřebná pro stanovení efektivní úrokové sazby vládního dluhu, jsou k dispozici až od roku 2000. Počátek analýzy v roce 2000 přináší jednu výhodu, i když je časová řada poněkud kratší. Konkrétně toto období zahrnuje pouze jeden monetární režim, a to cílování inflace, který Česká národní banka implementovala v roce 1998. Časové řady vládních výdajů a příjmů byly získány z databáze Economic Intelligence Unit (EIU) a vychází z primární dat publikovaných českým ministerstvem financí. Datové řady pro reálný HDP a index CPI jsou brány rovněž z databáze EIU a vycházejí z dat Českého statistického úřadu (ČSÚ). Efektivní úroková sazba vládního dluhu je spočtena jako poměr kvartálních úrokových plateb z vládního dluhu ku kvartálnímu vládnímu dluhu, který je přepočten na roční bázi (anualizován) a zpožděn o jedno období. Změny reálného devizového kurzu jsou kvartálními procentními změnami reálného efektivního devizového kurzu a jsou získány z databáze České národní banky (ČNB). Všechny časové řady jsou sezónně očištěny s využitím nástroje Census X12 a před samotným odhadem je z nich odstraněna střední hodnota.

Tabulka 1: Vstupní data

Proměnná	Zdroj	Poznámky
Vládní výdaje	Rozpočtové výdaje centrálního státu, MF	KČ, miliardy, v logaritmech
Vládní příjmy	Rozpočtové příjmy centrálního státu, MF	KČ, miliardy, v logaritmech
Reálný HDP	Hrubý domácí produkt (HDP) ve stálých tržních cenách roku 2000, ČSÚ	KČ, miliardy, v logaritmech
Inflace (CPI)	Procentní změna indexu spotřebitelských cen v domácí měně (průměr období), vzhledem k předchozímu roku; ČSÚ	rok 2005 = 100
Úrokové sazby	Platby úroků (TRD41PAY) v čase $t$ , vzhledem ke čtvrtletnímu vládnímu dluhu v čase $t-1$ ; ČSÚ	Anualizované v procentech
Devizový kurz	Reálný efektivní devizový kurz; systém ARAD ČNB	Procentní změna

Zdroj: ČSÚ, ČNB, MF, a vlastní výpočty autorů; všechny datové řady jsou sezónně očištěné pomocí Census X12.

### 4. Metoda odhadu

Jelikož nelineární rovnice, popisující dynamiku poměru dluhu k HDP, neobsahuje žádné parametry, které je potřeba odhadnout, může být model VAR (včetně své strukturální faktorizace) odhadnut odděleně od dynamiky vládního dluhu. Lze proto použít jednoduchou

lineární metodu odhadu jako je metoda nejmenších čtverců (OLS). Metodu OLS lze přesto „vylepšit“ zapojením některých systémových metod odhadu jako je metoda maximální věrohodnosti (Full Information Maximum Likelihood). Jednou z nevýhod použití metody maximální věrohodnosti je, že odhad parametrů může vést k rohovému řešení nebo teoreticky nepravděpodobným hodnotám. Navíc je častým případem, že funkce logaritmické pravděpodobnosti je v určitých směrech prostoru parametru plochá nebo celkově extrémně kopcovitá, takže bez pečlivého nastavení omezení prostoru parametrů je obtížné numericky maximalizovat funkci logaritmické pravděpodobnosti (podrobněji viz An a Schorfheide, 2005). Přirozenější, než uvalovat omezení na prostor parametrů v odhadu pomocí metody maximální věrohodnosti, je proto přidání pravděpodobnostních tvrzení, nebo apriorních předpokladů, ohledně prostoru parametru odhadovaného modelu. Toto lze jednoduše učinit v rámci bayesovského přístupu, který kombinuje teoretická omezení a apriorní předpoklady ohledně prostoru parametru s informacemi obsaženými v datech (viz např. Adolfson *et al.*, 2005). Z výše zmíněných důvodů je v tomto článku k odhadu parametrů modelu a jejich analýze použita bayesovská metoda odhadu.

Model použitý v této práci má strukturu VAR(1)<sup>2</sup>, pro kterou lze pravděpodobnostní funkci snadno spočítat a kombinovat s apriorním rozdělením parametrů, aby tak bylo možno získat posteriorní rozdělení. Konkrétně jsou dány apriorní předpoklady  $p(\theta)$ , kde  $\theta$  je vektor obsahující parametry modelu, posteriorní rozdělení  $p(\theta/Y)$  je proporcionální výsledku pravděpodobnostní funkce řešeného modelu a apriorních předpokladů:

$$p(\theta/Y) \propto L(\theta/Y)p(\theta) \quad (6)$$

kde  $L(\theta/Y)$  je pravděpodobnostní funkce v závislosti na datech  $Y$ . Je vhodné poznamenat, že použité apriorní předpoklady jsou vzájemně nezávislé, takže  $p(\theta)$  je konstruován jako výsledek individuálních apriorních předpokladů ohledně strukturálních parametrů daných v druhém sloupci přílohy č. 2.<sup>3</sup> Posteriorní rozdělení v rovnici (6) je obecně nelineární funkcí strukturálních parametrů  $\theta$  a je maximalizováno s využitím numerického optimalizačního algoritmu. Hodnoty parametrů v oblasti posteriorního maxima, společně s Hessianskou maticí daných parametrů, jsou pak využity k zahájení výběrového algoritmu Metropolis-Hastings na bázi náhodné procházky, sloužícího k získání náhodných výběrů z celé posteriorní distribuce. Návrhy (proposals) v algoritmu výběru vzorků (sampling algorithm) jsou vybírány z multivariantního normálního rozdělení, kde byl použit vázící parameter (scaling factor) 0,2, což vedlo k 35,8 procentní míře přijetí náhodně vybraných vzorků v rámci daného algoritmu. Metropolisův-Hastingsův algoritmus pro výběr vzorků a role použitého měřítka ve vzorkovníku (sampler) jsou podrobněji

<sup>2</sup> Modelová struktura VAR(1) byla zvolena na základě výsledků Schwarzova informačního kritéria pro určení délky zpoždění v modelu VAR (viz příloha č. 1).

<sup>3</sup> Apriorní rozdělení pro jednotlivé koeficienty byly centrovány na odhadnuté hodnoty pomocí metody maximální věrohodnosti a rozptyl daných normalních distribucí založen na odhadnuté standardní chybě daného koeficientu. Apriorní rozdělení pro směrodatné odchylky šoků byly nastaveny podobně s použitím inverzního gamma rozdělení.

rozebírány např. v práci An a Schorfheide (2005). Při bayesovském odhadu jsou vygenerovány dva sledy o 20000 výběrech, kde prvních 50% každého sledu výběrů je skartováno a není používáno pro účely dalších výpočtů.

## 5. Diskuze výsledků odhadu

V této části budou v první sekci diskutovány výsledky bayesovských odhadů, poté bude v druhé sekci přikročeno k simulaci předpovědi ukazatele poměru dluhu k HDP. Nakonec budou v třetí sekci studovány funkce impulzních odezev poměru dluhu k HDP na identifikované makroekonomické šoky. Podstatou problému je najít odpověď na otázku, jaké jsou pravděpodobně nejdůležitější ukazatele řídící dynamiku dluhu k HDP v závislosti na odhadnuté redukované formě systému. Poté je systém použit k simulaci a předpovědi poměru dluhu k HDP, včetně jeho růstové dynamiky, a je nastíněna míra nejistoty obklopující tuto simulovanou předpověď. Na základě nejistoty předpovědi je položena otázka, jaké jsou nejdůležitější šoky, které, pokud se vyskytnou, mohou vychýlit vývoj poměru dluhu k HDP od předpovídané trajektorie (její střední hodnoty). Pro nalezení těchto odpovědí je využívána analýza impulzních odezev.

Je vhodné poznamenat, že ačkoli klasický ekonometrický přístup pracuje s konceptem nestacionarity časových řad a možnými integracemi vyšších řádů, v pojetí bayesovského přístupu a statistiky se s tímto konceptem nepracuje. Jmenovitě, pokud podmíněná distribuce modelované proměnné, a tudíž distribuce odhadnutého šoku, má žádoucí charakteristiky a splňuje tak statistické předpoklady dané estimace, je daný empirický odhad přípustitelný. Odhadnuté šoky námi zkoumaného strukturálního modelu VAR (viz Příloha 3) nevykazují významné anomálie a jsou v souladu s předpoklady aplikovaného estimačního přístupu.

### Výsledky odhadů redukované formy modelu

Tabulka 2 zachycuje řešení redukované formy modelu založené na výsledcích odhadů strukturálního modelu VAR s použitím bayesovského přístupu. Prvním odhadnutým parametrem, který je v centru zájmu, je setrvačnost endogenních proměnných podmíněná marginálními efekty ostatních zpožděných endogenních proměnných. Tento parametr předurčuje, jak dlouho bude pravděpodobně působit makroekonomický šok na danou proměnnou. Poměr dluhu k HDP vykazuje vysokou setrvačnost blížíci se jedné, takže se očekává, že všechny makroekonomické šoky budou mít dlouho trvající účinky na tuto proměnnou. U vládních výdajů a příjmů se ukazuje nízká setrvačnost, jež činí 0,10 a 0,17, a lze tedy očekávat relativně rychlejší přizpůsobení těchto proměnných (a jejich návrat ke stálým hodnotám) po makroekonomickém šoku. Podobně jako poměr dluhu k HDP, i logaritmus HDP vykazuje vysokou setrvačnost ve výši 0,92, s očekávaným dlouhodobým efektem šoků na HDP. Poměrně vysokou setrvačnost vykazuje také inflace, ve výši 0,8, avšak ve srovnání s poměrem dluhu k HDP či HDP je tato setrvačnost významně nižší.



Finanční proměnné, efektivní úroková míra vládního dluhu a devizový kurz, ukazují setrvačnost ve výši 0,3 a 0,1, což předpokládá poměrně rychlé přizpůsobení zpět ke stálému stavu.

Tabulka 2: Odhady redukované formy analyzovaného systému

	$d_t$	$g_t$	$t_t$	$y_t$	$\Delta p_t$	$i_t$	$s_t$
$d_{t-1}$	0,998	-0,006	-0,005	-0,002	0,000	0,001	0,002
$g_{t-1}$	0,138	0,104	-0,034	0,015	0,026	0,025	0,047
$\Delta p_{t-1}$	0,016	-0,080	-0,096	-0,021	0,799	0,023	0,336
$i_{t-1}$	-0,562	-0,306	0,256	0,001	0,194	0,301	0,219
$s_{t-1}$	-0,126	-0,035	0,091	0,022	0,039	-0,009	0,101
$t_{t-1}$	-0,238	-0,065	0,174	0,018	0,095	0,050	-0,017
$y_{t-1}$	0,896	1,948	1,052	0,919	-0,401	-0,062	-0,979
$e_t^g$	1,062	1,000	-0,062	0,006	-0,015	-0,043	-0,060
$e_t^p$	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	-0,212	-0,128
$e_t^i$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	-0,141
$e_t^s$	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000
$e_t^t$	-1,000	0,000	1,000	-0,011	-0,009	-0,104	0,034
$e_t^y$	0,000	0,000	0,000	1,000	-0,583	0,120	-1,221

Zdroj: Vyřešená redukována forma na základě bayesovských odhadů posteriorní střední hodnoty (viz Příloha 2),  
Vlastní výpočty autorů

Nyní budou komentovány odhadnuté marginální efekty ostatních zpožděných endogenních proměnných na poměr dluhu k HDP, jelikož je tento primárním objektem zájmu tohoto článku. Zpožděné vládní výdaje (gg) mají pozitivní efekt na poměr dluhu k HDP ve výši

0,138, naopak vládní příjmy mají negativní efekt ve výši -0,238. Oba vlivy jsou v souladu s ekonomickou teorií. Celkový relativní efekt těchto dvou proměnných bude záviset i na velikosti a vlivu jejich příslušných šoků. V tomto ohledu se zdá, že odhadovaný přímý efekt šoků do vládních příjmů a vládních výdajů na poměr dluhu k HDP, zachycený v prvním sloupci tabulky 2, poukazuje na marginálně vyšší vliv změn ve vládních příjmech na poměr dluhu k HDP.

Zpožděná inflace má jen malý pozitivní vliv na poměr dluhu k HDP, což může být vysvětleno tím, že ačkoliv zvýšení cen zvětšuje daňovou základnu a zvyšuje výběr progresivních daní, představuje také negativní nabídkový šok a tedy nižší výkonnost produkční strany ekonomiky. Zdá se, že tyto dva teoretické efekty se vzájemně ruší a vedou k empirickému odhadu, který se blíží nule. HDP má naopak, dle odhadů, výrazně pozitivní efekt na poměr dluhu k HDP, jelikož se vyskytuje ve jmenovateli tohoto poměru (je vhodné připomenout, že rovněž HDP vykazuje velkou setrvačnost). HDP je také do značné míry korelován s vládními příjmy, přičemž se předpokládá kauzalita směřující od HDP k vládním příjmům. Na základě těchto silných teoretických vazeb se v tomto směru zdá být efekt HDP spíše mírný.

Vliv zpožděné úrokové míry je výrazně negativní. Tento odhad je poměrně matoucí, jelikož by se spíše očekávalo, že zvýšené náklady financování povedou k vyšším platbám za správu veřejného dluhu a další akumulaci dluhu. Empirické výsledky přesto naznačují, že se zvyšujícími se náklady vládního financování se česká vláda uchyluje ke konsolidaci dluhu prostřednictvím realokace, restrukturalizace nebo snižováním deficitů, což jí umožňuje v konečném důsledku snižovat poměr dluhu k HDP. Odhad vlivu zpožděného devizového kurzu v kalibraci redukované formy modelu také nese opačné znaménko, než by napovídala intuice. Je potřeba přesto podotknout, že devizový kurz má jak pozitivní příjmový efekt, tak negativní bilanční efekt na ekonomiku a veřejný dluh. Konkrétně, s depreciací domácí měny hodnota dluhu denominovaného v zahraniční měně vyjádřená v jednotkách domácí měny roste, a stejně tak rostou náklady na obsluhu vládního dluhu. Tento efekt by měl negativně ovlivňovat poměr dluhu k HDP. Zároveň depreciace reálného devizového kurzu zvyšuje cenovou konkurenceschopnost domácí ekonomiky a pomáhá navyšovat čistý export, HDP a následně i vládní příjmy. Rostoucí vládní příjmy by měly snižovat veřejný dluh, a zvyšující se HDP snižovat poměr dluhu k HDP. V používaném modelu je bilanční efekt zjednodušen, protože není explicitně modelována měnová alokace celkového vládního dluhu, a možná i proto empirický odhad naznačuje dominantní vliv pozitivního příjmového efektu depreciace měnového kurzu na poměr dluhu k HDP.

Co se týká vlivu zadluženosti na makroekonomiku ČR, lze z výsledků provedených výpočtů (příloha číslo 2) vyzorovat následující indikace. Zvýšený poměr dluhu k HDP působí prostřednictvím standardního vytěsňovacího efektu, kdy potřeba financování vládního dluhu vede ke zvýšené nabídce vládních dluhopisů, a prostřednictvím finančních trhů a zprostředkovatelů tlačí na růst úrokových sazeb v reálné ekonomice. Zvýšené náklady financování vedou k omezení ziskovosti projektů a k poklesu soukromých investic. Při vyšších úrovních zadluženosti dále dochází, dle získaných odhadů, k poklesu ochoty ekonomických subjektů financovat vládní

služby a rozpočty, a tak k nižšímu výběru daní z důvodu snížené daňové disciplíny. Odhadnutý negativní vliv poměru dluhu k HDP na velikost vládních výdajů může být odrazem úsporných opatření, jež jsou přijímána při vyšších úrovních vládní zadluženosti v rámci zvýšeného úsilí o konsolidaci vládních financí. Vliv poměru dluhu k HDP na zbylé tři proměnné, tj. inflaci, úrokové sazby a devizový kurz, nejsou dle odhadů statisticky významné. V případě úrokové sazby a devizového kurzu může být toto zjištění vysvětleno tím, že finanční trhy oceňují informace velice rychle, takže se spíše zaměřují na očekávanou změnu zadlužení. Očekávané zadlužení pak může být více závislé na vládních výdajích a příjmech a ne zpožděném zadlužení. V případě inflace může být vliv zadlužení rovněž nepřímý (sekundární skrze HDP a vládní výdaje).

Odhadnutý model, zahrnující redukovanou formu prezentovanou výše, bude použit k simulaci předpovědi poměru dluhu k HDP a studování jeho budoucí dynamiky, včetně potenciálně relevantních rizik.

### **Vlastnosti odhadnutého systému**

V této sekci budou diskutovány odhadnuté vlastnosti systému prostřednictvím analýzy impulzních odezev hlavních makroekonomických proměnných - HDP, inflace, úrokové míry, a devizového kurzu - na základní makroekonomické šoky – šok do HDP (kombinace poptávkového šoku a šoku ovlivňujícího produktivitu), cenový (nabídkový) šok a šok úrokové míry (nákladu financování vládního deficitu). Funkce impulzních odezev (IRFs) jsou zachyceny v grafu 1 a ukazují reakci systému endogenních proměnných a jejich vývoj po zásahu specifickým makroekonomickým šokem. Uvažované šoky jsou o velikosti jedné standardní odchylky, a tudíž nejde o šoky stejné velikosti, ale šoky se stejnou pravděpodobností.

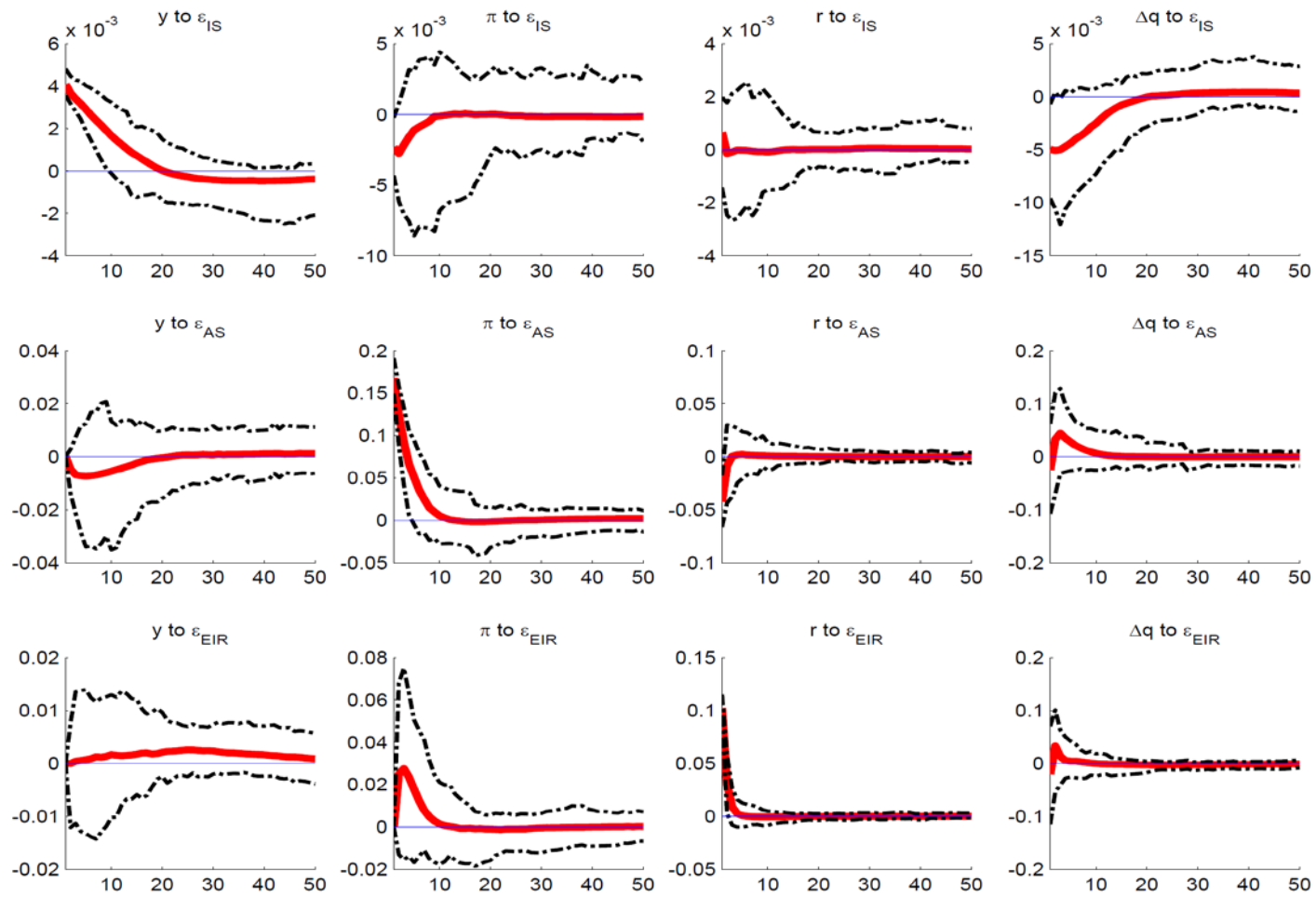
Nejprve budou uvažovány reakce na šok do HDP, které jsou zachyceny v prvním řádku grafu 1. Šok do HDP ve svém důsledku významně zvyšuje agregátní výstup. Reakce devizového kurzu a inflace naznačují, že se identifikovaný šok do HDP chová jako šok produktivity, způsobující ve svém důsledku pokles inflace a reálnou apreciaci české koruny. Efektivní úroková sazba vládního dluhu se jen marginálně zvýší na velice krátkou dobu, ale v zásadě je tato reakce jak ekonomicky, tak statisticky nevýznamná. Poslední tři reakce jsou pouze marginálně významné, jak napovídají 95% bayesovské posteriorní jistotní intervaly. Systém se vrací ke svým stálým hodnotám během necelých 20 období.

Dopady šoku agregátní nabídky na českou ekonomiku jsou prezentovány v druhém řádku grafu 1. Inflace se zvyšuje bezprostředně po zásahu nabídkovým šokem, což přivodí marginální snížení HDP a apreciaci reálného devizového kurzu. Tento vývoj způsobuje nárůst měnové rizikové prémie české koruny a její následnou depreciaci, která ovšem není statisticky signifikantní. Reálná efektivní úroková sazba vládního dluhu se snižuje v reakci na negativní

nabídkový šok, nižší agregátní výstup a vládní příjmy. Toto snížení, spolu s krátkodobou depreciací devizového kurzu, přivádí systém zpět do rovnováhy.

Reakce na idiosynkratické zvýšení efektivní úrokové sazby vládního dluhu jsou zachyceny ve třetím řádku grafu 1. Šok nejdříve zvyšuje náklady financování vlády a způsobuje krátkodobou apreciaci devizového kurzu spolu s tím, jak se obdobným způsobem přizpůsobují ostatní úrokové sazby v ekonomice. Toto zvýšení nákladů vládního financování se přesto ihned promítne do nárůstu měnové rizikové premie české koruny a její následné depreciace. Depreciace způsobuje, prostřednictvím vlivu devizového kurzu na cenovou úroveň, dočasné zvýšení inflace, ale také zvyšuje konkurenceschopnost exportů a marginálně, ale dlouhodobě, zvyšuje HDP. Poslední tři reakce se přesto nezdají být precizně odhadnuty a jejich významnost je nízká.

Graf 1: Reakce hlavních makroekonomických proměnných na základní makroekonomické šoky

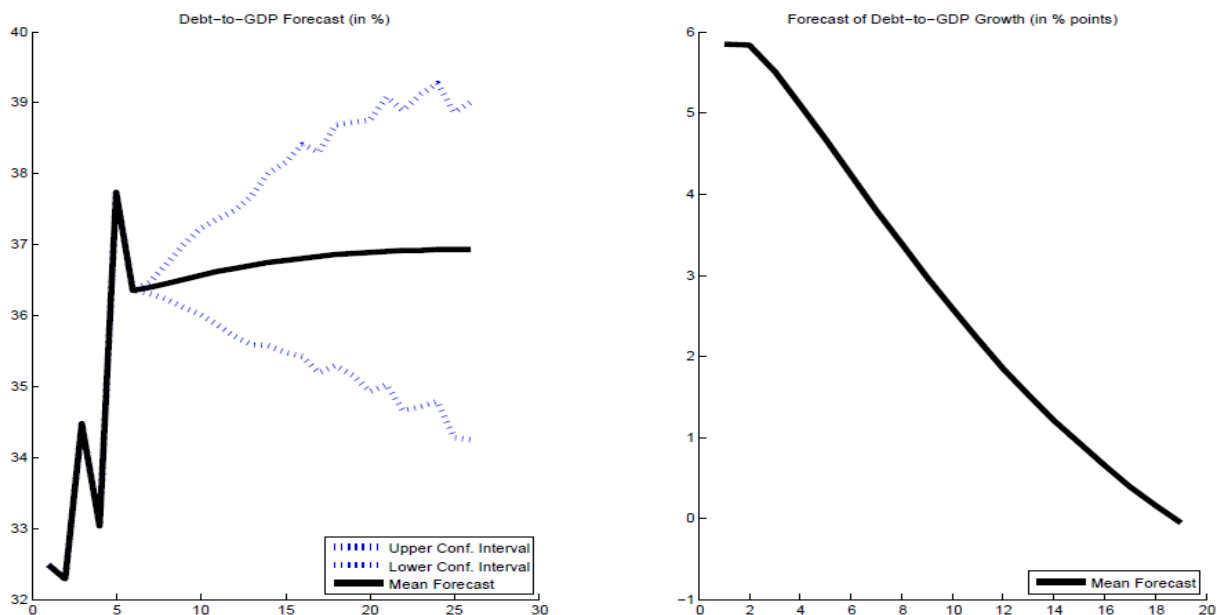


Zdroj: Vlastní výpočty v programu Matlab

## Predikce budoucího vývoje vládní zadluženosti

Levý panel grafu 2 ukazuje výsledky simulované bayesovské dynamické předpovědi poměru dluhu k HDP od čtvrtého čtvrtletí 2010 na následujících 20 obdobích. Je vhodné poznamenat, že nula na horizontální ose odpovídá druhému čtvrtletí roku 2009 a předpověď začíná v šestém období, jak je naznačeno jistotními intervaly předpovědi. Pravý panel pak ukazuje odvozenou předpověď růstu poměru dluhu k HDP pro stejné období.

Graf 2: Předpověď vývoje ukazatele poměru dluhu k HDP a jeho růstu



Zdroj: Vlastní výpočty v programu Matlab

Poznámky: Nula odpovídá druhému kvartálu roku 2009; předpověď začíná ve čtvrtém kvartálu 2010; 90% jistotní intervaly

V pravém panelu grafu 2 lze pozorovat, že v případě růstu poměru dluhu k HDP se předpokládá pokračování pozitivního trendu za zpomalování růstové dynamiky, takže po 20 obdobích, tj. ve čtvrtém čtvrtletí 2015, dosáhne poměr dluhu k HDP 37 procent. Jedná se o zvýšení přibližně z hodnoty 36,5 procent z konce roku 2010. Existuje přesto riziko, že nepříznivý makroekonomický vývoj, v podobě negativních makroekonomických šoků, může způsobit nárůst poměru dluhu k HDP až na 39 procent, jak vyplývá z odhadů 90 procentních jistotních intervalů. Z pohledu fiskální politiky je tedy důležité tento růstový trend zvrátit s pomocí zvýšeného úsilí o konsolidaci vládních financí a veřejného dluhu.

Jednou z možností je implementovat diskreční změny vládních výdajů nebo lépe alokovat či restrukturalizovat vládní dluh. Druhou možností může být představení trvalejších změn vládní

politiky týkající se příjmů, výdajů a struktury dluhu.<sup>4</sup> Dojde-li k systémovým změnám vládní politiky, dojde také ke změnám vládních reakčních funkcí, které jsou předpokládány v používaném modelu, obzvláště v rovnicích odhadujících vládní příjmy a výdaje.<sup>5</sup> Zdá se, že je zapotřebí druhý typ reformy, jelikož riziko zrychlení pozitivního trendu zadlužování reprezentované horní hranicí 90% jistotního intervalu je značné, takže i sekvence diskrečních změn fiskálního postoje vlády pravděpodobně nepovede k otočení předpovídaného trendu při dané úrovni nejistoty.

Pravý panel grafu 2 ukazuje předpovídaný růst poměru dluhu k HDP. Očekává se pokračování pozitivní míry růstu tohoto poměru, ale jeho postupné zpomalování v průběhu času. Kolem roku 2015 by pak měla být míra růstu poměru dluhu k HDP nulová. Negativní růst a konsolidace vládního dluhu by pak měla, dle našeho odhadu, začít po roce 2015 za předpokladu neměnných reakčních funkcí (systematických reakcí) příjmové a výdajové fiskální politiky na ekonomický vývoj. Dle předpovědi by přesto měla zůstat míra růstu nad třemi procentními body po další dva roky (osm období). Celkově vzato, ačkoliv se zdá, že makroekonomické šoky by neměly ohrozit fiskální pozici České republiky a udržitelnost dluhu v kontextu 60% maastrichtského kritéria pro poměr dluhu k HDP, mohlo by být prospěšné zavést některá fiskální pravidla, např. jako to učinilo Polsko (viz Melecký a Škutová, 2011), a podpořit tak rychlejší konsolidaci vládního dluhu. Schneider (2012) v tomto ohledu zdůrazňuje potřebu přijetí zákona o rozpočtové odpovědnosti a možnost vzniku Rozpočtové rady v České republice. Toto je důležité zejména s ohledem na zvýšenou citlivost fiskálního postoje „nových“ zemí EU na poptávkové (HDP) šoky, které mohou vyplývat z disproporčních reakcí, především na výdajové straně, a nedostatku disciplíny při omezování procyklických fiskálních výdajů (Dybczak a Melecký, 2011).

### **Reakce poměru vládního dluhu k HDP na makroekonomické šoky**

Graf 3 zachycuje impulzní reakce poměru dluhu k HDP na zkoumané makroekonomické šoky, které byly identifikovány pomocí modelu SVAR s krátkodobými restrikcemi na zkoumaná data. Mezi analyzované makroekonomické šoky patří: (i) fiskální šoky, tj. diskreční změny

---

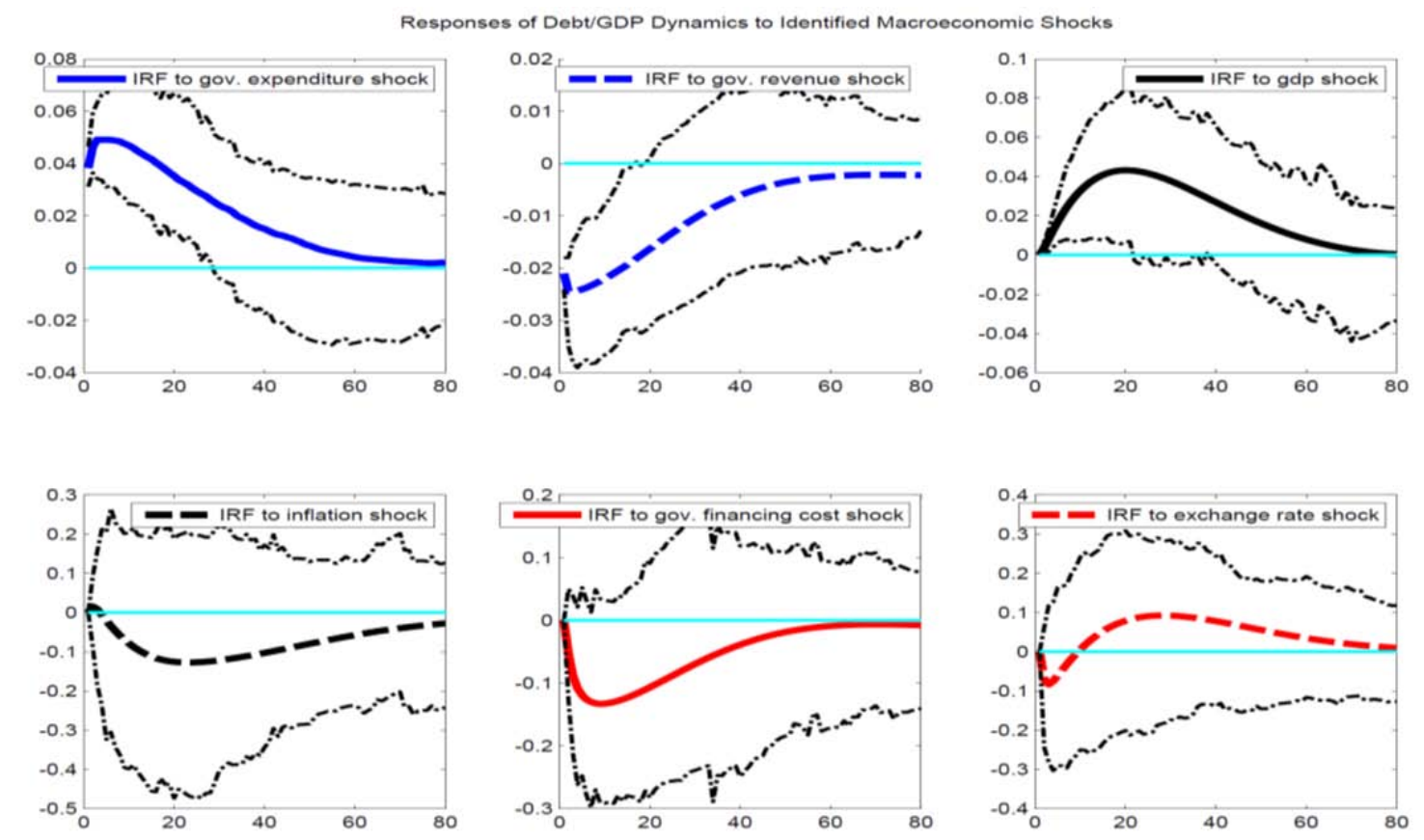
<sup>4</sup> Melecký (2012a) analyzuje strategie managementu vládního dluhu v různých zemích; Melecký (2012b) pak diskutuje přístupy autorit k analýze optimální struktury vládního dluhu.; a Melecký (2010) studuje synchronizační indikátory volatility devizového kurzu pro optimální alokaci dluhu denominovaného v zahraniční měně.

<sup>5</sup> Z hlediska modelování takovéto politické změny, je vhodné poznamenat, že bychom čelili následujícímu problému. V souladu s Lucasovou kritikou, by tyto systémové změny v reakčních funkcích hospodářské politiky spustily reoptimalizaci na straně soukromých ekonomických agentů, takže v odhadech redukované formy by vznikl strukturální zlom a nebyly by nadále reprezentativní a spolehlivé. Je vhodné poznamenat, že strukturální zlom může být daleko plynulejší, než jeho název naznačuje, neboť soukromí ekonomičtí agenti budou potřebovat určitý čas, aby pochopili podstatu dané změny v hospodářské politice a reoptimalizovali své chování s ohledem na tuto změnu. Tento proces může být urychlen velmi dobrou komunikací implementované změny v hospodářské politice, extrémně rychlým pochopením této změny ekonomickými agenty, a bezchybnou implementací takto komunikované změny. Studii analogického mechanismu v kontextu změny monetární politiky lze nalézt např. v práci Melecký et al. (2009).

vládních příjmů a výdajů, (ii) šoky reálné ekonomiky, tj. šoky do reálného HDP (kombinace šoků produktivity a agregátní poptávky) a inflace (agregátní nabídkový šok), a (iii) finanční šoky, tj. šoky ovlivňující efektivní úrokovou sazbu vládního dluhu a devizový kurz. Nyní budou diskutovány individuální impulzní reakce (IRFs). Prezentované IRFs jsou reakcí na šoky velikosti jedné směrodatné odchylky, tj. šoky o stejné pravděpodobnosti, nikoliv o stejné velikosti.



Graf 3: Reakce poměru dluhu k HDP na makroekonomické šoky



Zdroj: Vlastní výpočty v programu Matlab

Nejprve budou uvažovány reakce poměru dluhu k HDP na fiskální šoky. Pozitivní diskreční zvýšení vládních příjmů ve svém důsledku sníží, dle odhadů, velikost poměru dluhu k HDP, což je v souladu s ekonomickou teorií. Dopad tohoto šoku je, ve srovnání s ostatními šoky, spíše krátkodobý a z hlediska velikosti mírný, což naznačuje, že přizpůsobování fiskálního postoje může být, aspoň z historického hlediska, efektivněji implementováno na straně výdajů (Schuknecht and Tanzi, 2005; Theodoropoulou and Watt, 2011). Toto doporučení je také podpořeno tím, že diskreční zvýšení vládních výdajů zvyšuje poměr dluhu k HDP (rovněž v souladu s ekonomickou teorií), ale efekt tohoto šoku je téměř dvakrát vyšší než v případě šoku vládních příjmů. Důsledkem je rovněž déle trvající odezva v případě diskreční změny vládních výdajů. Zdá se, že v závislosti na impulzních odezvách mají diskreční vládní výdaje tendenci přinášet do poměru dluhu k HDP, ve srovnání s diskrečním zvýšením vládních příjmů, více dynamiky. To může naznačovat, že za účelem dosažení stabilnějších veřejných financí a snížení negativních vlivů změn poměru dluhu k HDP na reálnou ekonomiku by mělo být věnováno větší konsolidační úsilí a disciplína straně vládních výdajů (viz negativní znaménko efektu poměru dluhu k HDP na HDP v první řadě čtvrtého sloupce v tabulce 2).

Dále budou uvažovány reakce poměru dluhu k HDP na šoky reálné ekonomiky. Dopad inflačního (negativního nabídkového) šoku dosahuje svého prvního extrému přibližně po dvou obdobích, přičemž způsobuje zvýšení poměru dluhu k HDP, protože ekonomika se dostává pod svůj potenciál v důsledku tohoto šoku a poklesu vládních příjmů. Následně se reakce zadlužení stává signifikantně negativní a vykazuje mnohem větší snížení poměru dluhu k HDP s nejnižším bodem zhruba po 20 obdobích. Tento výkyv v dopadu inflačního šoku může být vysvětlen historicky se rozšiřující daňovou základnou a vstupem většího množství daňových plátců do vyšších pásem v režimu progresivního zdanění.<sup>6</sup> V celkovém důsledku je však tato impulzní odezva statisticky nevýznamná z důvodu neprecizního odhadu.

Dopad šoku do HDP (kombinovaný šok produktivity a poptávky) na poměr dluhu k HDP je celkově nejasný, jelikož ekonomická teorie předpokládá, že poměr dluhu k HDP by se měl po pozitivním šoku do HDP snížit z důvodu zvýšení příjmů. Poptávkový šok sice způsobuje zvýšení vládních příjmů v poměru jedna ku jedné, ale způsobuje také zvýšení vládních výdajů. Ve skutečnosti z provedeného odhadu vyplývá, že zvýšení vládních výdajů je s nejvyšší pravděpodobností, z důvodu očekávaného zvýšení příjmů, přibližně dvakrát větší než aktuální zvýšení příjmů. Divergence mezi reakcemi vládních příjmů a výdajů po pozitivním šoku do HDP způsobuje významné zvýšení poměru dluhu k HDP, přičemž tato reakce vykazuje vysokou setrvačnost. Tento poznatek naznačuje, že procykličnost fiskálního postoje může být významným problémem pro budoucí dynamiku dluhu v České republice.

Nakonec bude uvažována reakce poměru dluhu k HDP na finanční šoky. Reakce poměru dluhu k HDP na šok reálného devizového kurzu mění v průběhu času svůj směr. Konkrétně,

---

<sup>6</sup> Je třeba podotknout, že ačkoli režim progresivního zdanění byl v České republice nahrazen v roce (2008) režimem rovného zdanění, v našem vzorku je podíl a vliv progresivního zdanění pořád významný.

z počátku, v souladu s očekáváním, by pozitivní změna v devizovém kurzu (depreciace domácí měny) měla zvyšovat konkurenceschopnost země, čistý export a vládní příjmy a tudíž snižovat poměr dluhu k HDP. Tento efekt se však přibližně po 10 obdobích obrací a poměr dluhu k HDP se začíná významně zvyšovat. Toto může být vysvětleno pomocí bilančního efektu změny devizového kurzu, který může hrát významnou roli a není přímo zřejmý z výsledků odhadů redukované formy modelu.

Konkrétně, depreciace devizového kurzu způsobuje, že hodnota dluhu denominovaného v zahraniční měně, vyjádřená v domácí měně (CZK), zvyšuje trvale velikost celkového vládního dluhu a dále zvyšuje náklady na obsluhu dluhu u části dluhu denominovaného v zahraniční měně. Toto může být problematické, pokud samotná vláda nemá k dispozici významné zajištění zahraniční měny, a to buď přirozené, nebo syntetické. Tímto případem se zdá být Česká republika, a proto by měla být zvážena lepší alokace celkového dluhu mezi jednotlivé měny. Toto platí navzdory tomu, že z hlediska mezinárodních standardů je poměr dluhu denominovaného v cizích měnách na celkovém dluhu v České republice relativně malý (asi 18% na konci roku 2011). Celkově je však tato impulzní reakce nevýznamná a odhady na delších časových řadách přinesou více informací o tomto efektu.

Reakce poměru dluhu k HDP na šok úrokové míry je také nejednoznačná. Teorie předpokládá, že zvýšení nákladů financování by mělo, ceteris paribus, vládě ztěžovat obsluhu vládních obligací a vést k větší akumulaci dluhu. Tento očekávaný výsledek za podmínky „jinak neměnných okolností“ ovšem není podpořen výsledky odhadu, které naznačují, že po neočekávaném zvýšení nákladů financování vynakládá česká vláda významné konsolidační úsilí za účelem snížení poměru dluhu k HDP. Tento závěr je podpořen rovněž odhadnutým negativním efektem zpožděné efektivní úrokové sazby na vládní výdaje a paralelně na samotný poměr dluhu k HDP. Česká vláda se zdála být v minulosti schopna systematicky snižovat dluhové břemeno v obdobích, kdy se zvyšovala efektivní úroková sazba vládního dluhu. Také reakce míry zadlužení na nečekané změny v úrokových sazbách je odhadnuta neprecizně a je tudíž statisticky nevýznamná.

Celkově se zdá, že nelineární specifikace dynamiky vývoje poměru dluhu k HDP odhaluje možnost větší strnulosti impulzních reakcí a rovněž jejich větší volatilitu, neboť reakce během času často mění svůj směr. Fiskální postoj České republiky se jeví nejnáchylnější na neočekávanou depreciaci domácí měny, která zpočátku generuje více příjmů prostřednictvím pozitivního příjmového efektu, ale později převládá negativní bilanční efekt a vytváří se tak celkově významně negativní reakce.<sup>7</sup> Druhé rizikové místo fiskálního postoje České republiky se vztahuje k diskrečním zvýšením vládních výdajů, které jsou výrazně procyklické a svou silnou setrvačností mohou na delší dobu zvýšit dluhové břemeno vlády. Také prudké deflační šoky mohou být pro českou fiskální pozici značně problematické a mohou poměr dluhu k HDP na

---

<sup>7</sup> Alokační vládního dluhu do jednotlivých měn je mimo rozsah zkoumání této práce, a tuto problematiku autoři plánují analyzovat v samostatné studii. Podobným problémem se zabývají např. Missale a Giavazzi (2003) a Melecký (2010 a 2012b).

dlouhou dobu odchýlit od jeho stálého stavu. Toto zjištění se vztahuje k nedávným obdobím globální finanční a ekonomické krize, která vytvořila nižší než rovnovážný inflační vývoj z důvodu významného negativního efektu bohatství.

## 6. Závěr

Tento článek studuje reakce poměru vládního dluhu k HDP, jakožto ukazatele vládní zadluženosti, na hlavní makroekonomické šoky s využitím dat pro Českou republiku. Na základě metodologie vycházející z práce Favero a Giavazzi (2007), rozšířené pro otevřenou ekonomiku, tento článek explicitně modeluje efekty vládní zadluženosti na českou ekonomiku, přičemž umožňuje nelineární specifikaci dynamiky poměru dluhu k HDP. Simulací modelu odhadnutého s pomocí bayesovského přístupu bylo na základě střední hodnoty předpovědi zjištěno, že poměr dluhu k HDP se pravděpodobně dramaticky nezvýší ve srovnání s úrovní konce roku 2010 a měl by se pohybovat okolo 37 procent. Tuto předpověď přesto obklopují významná rizika spolu s tím, že vládní zadlužení by mělo vykazovat pozitivní trend až do roku 2015 a nepříznivé makroekonomické šoky by mohly tento trend urychlit a značně oddálit fiskální konsolidaci očekávanou od roku 2016. Z tohoto důvodu byla v druhém kroku analyzována citlivost poměru dluhu k HDP na identifikované strukturální makroekonomické šoky. Bylo zjištěno, že uvažovaná nelineární specifikace dynamiky poměru dluhu k HDP může vést k větší setrvačnosti a volatilitě reakcí sledovaných proměnných na makroekonomické šoky. Celkově vzato se zdá být fiskální pozice České republiky nejnáchylnější na neočekávanou depreciaci domácí měny, která z počátku vytváří větší příjmy prostřednictvím pozitivního příjmového efektu, ale později převládá negativní bilanční efekt tohoto šoku zvyšující hodnotu externího dluhu a jeho servisních nákladů přepočítaných na koruny. Druhé nejzranitelnější místo, které bylo identifikováno, se vztahuje k silně procyklickým diskrečním zvýšením vládních výdajů, které vedou k zvýšením vládní zadluženosti. Dále, významné deflační šoky mohou být značně problematické pro českou fiskální pozici a mohou na delší dobu vykolejit trajektorii poměru dluhu k HDP směrem k nežádoucím hodnotám. Vzhledem k prezentovaným zjištěním a významu pohybů devizového kurzu pro malou otevřenou ekonomiku by se budoucí výzkum měl zaměřit na explicitní modelování bilančního efektu devizového kurzu (exchange rate balance-sheet effect) na vládní dluh, přičemž by měla být detailně zkoumána měnová alokace českého vládního dluhu.

## **Použitá literatura**

ADOLFSON, M., LASEEN, S., LINDE, J., VILLANI, M. 2005. Empirical Properties of Closed and Open Economy DSGE Models of the Euro Area. *Macroeconomic Dynamics* 12(S1), 2-19.

AFONSO, A., SOUSA, R. M. 2009. The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy. ECB Working Paper Series, No 991, January 2009.

AN, S., SCHORFHEIDE, F. 2005. Bayesian Analysis of DSGE Models. Discussion Paper 5207, Centre for Economic Policy Research.

BLANCHARD, O., PEROTTI, R. 2002. An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4):1329-1368.

BREUER, CH., BUETTNER, T. 2010. Fiscal Policy in s Structural VAR Model for Germany. Beiträge zur Jahrestagung des Vereins für Social Politik 2010. Ökonomie der Familie – Session: Empirical Analyses of Fiscal Policy, No. B9-V1, <http://hdl.handle.net/10419/37402>.

CHRISTIANO, L.J., EICHENBAUM, M., EVANS, C.L. 1998. Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?, in J.B. Taylor and M. Woodford eds., *Handbook of Macroeconomics*, volume 1A, 65-148. (also NBER WP 6400).

DIMOVA, D. 2011. The Effect of Macroeconomic Shocks on a Small Open Economy with financial Accelerator: Lessons for Eastern Europe, University of Oxford WP.

DUNGEY, M., PAGAN, A. 2000. A Structural VAR Model of the Australian Economy," *The Economic Record*, The Economic Society of Australia, vol. 76(235), pages 321-42, December.

DYBCZAK, K., MELECKY, M. 2011. Macroeconomic Shocks and the Fiscal Stance within the EU: A Panel Regression Analysis. MPRA Paper 33684, University Library of Munich, Germany.

FAVERO, C., GIAVAZZI, F. 2007. Debt and the Effects of Fiscal Policy. NBER Working Paper Series 12822.

FRANTA, M., LIBICH, J., STEHLÍK, P. (2012). Tracking Monetary-Fiscal Interactions across Time and Space. American Economic Association Congress, Chicago

ILZETZKI, E., MENDOZA, E., VEGH, C. 2010. How Big (Small?) are Fiscal Multipliers? Mimeo, University of Maryland.

KLYUEV, V., SNUDDEN, S. 2011. Effects of Fiscal Consolidation in the Czech Republic. IMF Working Paper WP/11/65, March 2011.

LINDE, J. 2003. Monetary Policy Shocks and Business Cycle Fluctuations in a Small Open Economy: Sweden 1986–2002, Sveriges Riksbank Working Paper Series no. 153, Stockholm.

MELECKY, A., SKUTOVA, M. 2011. Fiskální pravidla v zemích Visegrádské čtyřky (Fiscal Rules in the Visegrad Countries). MPRA Paper, University Library of Munich, Germany.

MELECKÝ, M., RODRÍGUEZ PALENZUELA, D., SÖDERSTRÖM, U. 2009. Inflation Target Transparency and the Macroeconomy. *Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series*, in: Klaus Schmidt-Hebbel & Carl E. Walsh & Norman Loayza (Series Editor) & Klaus Schmidt-Hebbel Series (ed.), *Monetary Policy under Uncertainty and Learning*, edition 1, volume 13, chapter 10, pages 371-411 Central Bank of Chile.

MELECKÝ, M. 2010. Currency Allocation of Public External Debt and Synchronization Indicators of Exchange Rate Volatility. *Comparative Economic Studies*, Palgrave Macmillan Journals, vol. 52(1), pages 104-129, March.

MELECKÝ, M. 2012a. A cross-country analysis of public debt management strategies. *Economic Systems*, Elsevier, Volume 36, Issue 2, Pages 218–234.

MELECKÝ, M. 2012b. Choosing the currency structure for sovereign debt: a review of current approaches. Policy Research Working Paper Series 4246, the World Bank. *Journal of International Development*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 24(2), pages 133-151, 03.

MISSALE, A., GIAVAZZI, F. 2003. Public Debt Management in Brazil. Development studies working papers n. 178. Centro studi luca d'agliano.

SCHNEIDER, O. 2012. Rozpočtové instituce – Evropské zkušenosti a aplikace na Českou republiku. IDEA, Studie 1/2012.

SCHUKNECHT, L., TANZI, V. 2005. Reforming public expenditure in industrialised countries - are there trade-offs? Working Paper Series 435, European Central Bank.

STOIAN, A., CAMPEANU, E. 2010. Fiscal Policy Reaction in the Short Term for Assessing Fiscal Sustainability in the Long Run in Central and Eastern European Countries. *Finance a úvěr* 60, 2010, no. 6, pp. 501-518.

THEODOROPOULOU, S., WATT, A. 2011. Withdrawal symptoms: an assessment of the austerity packages in Europe. ETUI Working Paper 2011.02. European Trade Union Institute.

## Příloha č. 1: Kritérium délky zpoždění modelu VAR

Endogenní proměnné: dluh/HDP, vládní výdaje, vládní příjmy, inflace, úroková míra, devizový kurz, HDP

Vzorek dat: 2. čtvrtletí 2000 až 4. čtvrtletí 2010

Počet pozorování: 40

Lag	LogL	SC
0	-54.6625	3.378681
1	144.2418	-2.047660*
2	222.6634	-1.44986
3	289.3767	-0.26665

SC: Schwarzovo informační kritérium

\*označuje řád zpoždění vybraný na základě kritéria

Zdroj: Vlastní výpočty

## Příloha č. 2: Apriorní předpoklady a výsledky odhadu VAR modelu

parametry	apriorní rozdělení	posteriorní střední hodnota	95% bayesovský posteriorní interval	
a_21	N (0,0800; 0.0940)	0.0638	-0.0276	0.1462
a_31	N (0.0020; 0.0169)	-0.0040	-0.0212	0.0133
a_32	N (0.0830; 0.0278)	0.0183	-0.0123	0.0483
a_41	N (0.0210; 0.0436)	-0.0209	-0.0839	0.0522
a_42	N (0.0330; 0.0791)	0.0157	-0.1159	0.1320
a_43	N (0.9310; 0.4033)	0.5519	0.0763	0.9708
a_51	N (0.0530; 0.0309)	0.0530	0.0169	0.0874
a_52	N (0.1070; 0.0560)	0.1201	0.0120	0.1938
a_53	N (0.0250; 0.3028)	-0.0211	-0.3638	0.3587
a_54	N (0.1800; 0.1103)	0.2616	0.1413	0.4113
a_61	N (0.0710; 0.0852)	0.0461	-0.0885	0.1942
a_62	N (0.0150; 0.1558)	0.0787	-0.1749	0.2737
a_63	N (1.7240; 0.8071)	1.0835	0.0597	2.1819
a_64	N (0.1600; 0.3034)	0.2210	-0.2475	0.6705
a_65	N (0.1170; 0.4162)	0.1561	-0.6691	1.1736
b_11	N (0.0090; 0.1727)	0.1321	-0.0716	0.3088
b_12	N (0.1270; 0.2987)	-0.0623	-0.4028	0.2450
b_13	N (2.1620; 0.5550)	1.9134	1.3050	2.4408
b_14	N (0.6370; 0.3715)	-0.1708	-0.4872	0.1896
b_15	N (0.9640; 0.8047)	-0.2473	-0.8913	0.3966
b_16	N (0.4040; 0.2890)	-0.0133	-0.3201	0.2658
b_21	N (0.1330; 0.1049)	-0.0258	-0.1440	0.1290
b_22	N (0.1680; 0.1814)	0.1682	-0.0154	0.3360
b_23	N (1.2590; 0.3371)	1.1595	0.8435	1.4946
b_24	N (0.1880; 0.2256)	-0.0855	-0.3973	0.1588

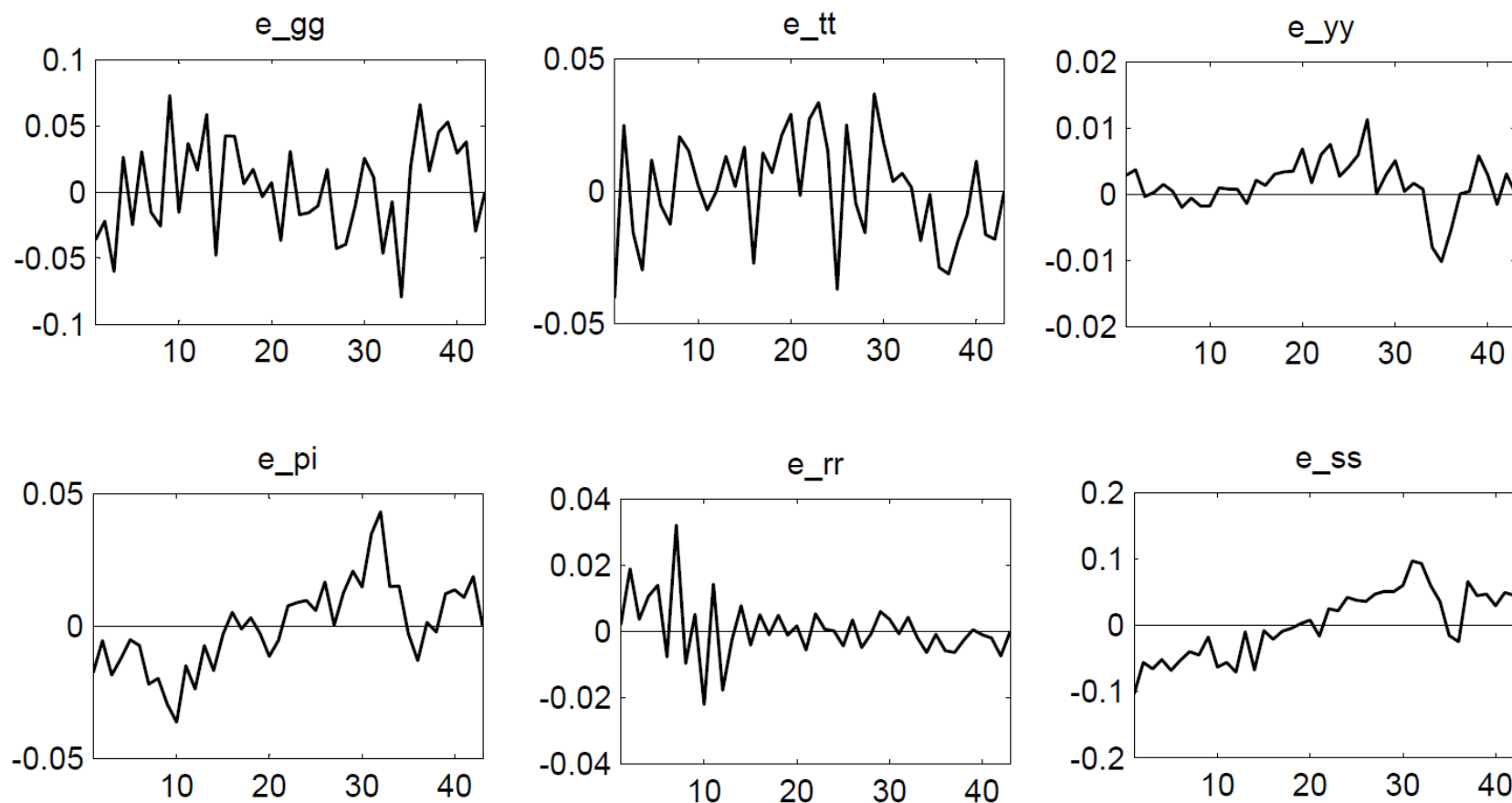


b_25	N (0.4070; 0.4887)	0.2236	-0.1545	0.6607
b_26	N (0.1560; 0.1755)	0.0945	-0.0428	0.2113
b_31	N (0.0100; 0.0205)	0.0128	-0.0096	0.0348
b_32	N (0.0250; 0.0354)	0.0259	-0.0026	0.0590
b_33	N (0.9310; 0.0657)	0.9286	0.8666	0.9794
b_34	N (0.0930; 0.0440)	-0.0260	-0.0726	0.0304
b_35	N (0.0170; 0.0953)	0.0149	-0.0765	0.1012
b_36	N (0.0270; 0.0342)	0.0250	-0.0158	0.0657
b_41	N (0.0230; 0.0512)	0.0354	-0.0325	0.1116
b_42	N (0.0860; 0.0886)	0.0944	-0.0330	0.2535
b_43	N (0.1170; 0.1646)	0.1445	-0.0682	0.4074
b_44	N (0.8390; 0.1102)	0.7740	0.6384	0.9392
b_45	N (0.1970; 0.2386)	0.1820	-0.1360	0.5568
b_46	N (0.0700; 0.0857)	-0.0182	-0.1687	0.0913
b_51	N (0.0320; 0.0374)	0.0352	-0.0225	0.1069
b_52	N (0.0840; 0.0648)	0.0740	-0.0116	0.1600
b_53	N (0.0660; 0.1203)	0.0320	-0.1448	0.1933
b_54	N (0.1980; 0.0805)	0.2113	0.0789	0.3204
b_55	N (0.3700; 0.1744)	0.3828	0.1649	0.6031
b_56	N (0.0130; 0.0626)	0.0082	-0.0940	0.0937
b_61	N (0.0670; 0.0983)	0.0612	-0.1326	0.2758
b_62	N (0.0000; 0.1699)	-0.0678	-0.3004	0.1396
b_63	N (0.1870; 0.3158)	0.1769	-0.2699	0.5739
b_64	N (0.4410; 0.2114)	0.3971	0.1020	0.6693
b_65	N (0.2910; 0.4578)	0.1981	-0.4593	0.8286
b_66	N (0.1380; 0.1644)	0.1555	-0.1021	0.4307
	N (-0.0030; 0.0059)	-0.0059	-0.0120	-0.0001
2	N (-0.0020; 0.0036)	-0.0046	-0.0087	-0.0001
	N (-0.0010; 0.0007)	-0.0021	-0.0031	-0.0012
4	N (-0.0020; 0.0018)	-0.0013	-0.0044	0.0015
5	N (0.0000; 0.0013)	0.0011	-0.0007	0.0029
6	N (-0.0010; 0.0034)	-0.0014	-0.0068	0.0032
$\sigma_{e^g}$	IG (0.035; 0.500)	0.0372	0.0308	0.0442
$\sigma_{e^t}$	IG (0.021; 0.500)	0.0212	0.0178	0.0245
$\sigma_{e^y}$	IG (0.004; 0.500)	0.0041	0.0033	0.0049
$\sigma_{e^p}$	IG (0.969; 1.000)	0.1670	0.1498	0.1880
$\sigma_{e^r}$	IG (0.685; 1.000)	0.1039	0.0944	0.1143
$\sigma_{e^s}$	IG (1.825; 1.000)	0.4445	0.3905	0.4884
Logaritmická hustota dat		285.257657		

Kde  $a_i, b_i$  jsou prvky matic  $A$  a  $B$ ,  $c_i$  prvky vektoru  $c$  v rovnici (1), řazení proměnných je vládní výdaje, vládní příjmy, HDP, inflace, úroková míra a devizový kurz.  $N(x; y)$  označuje normální rozdělení se střední hodnotou  $x$  a směrodatnou odchylkou  $y$ .  $IG(a, b)$  označuje inverzní gamma rozdělení s parametry  $a$  a  $b$ .

Zdroj: Vlastní výpočty

### Příloha č. 3: Odhadnuté strukturální šoky strukturálního modelu VAR pomocí bayesovského přístupu



Kde  $e_?$  je odhadnutý strukturální šok vládních výdajů (gg), vládních příjmů (tt), HDP (yy), inflace (pi), efektivní úrokové míry vládního dluhu (rr), a měnového kurzu (ss).

Zdroj: Vlastní výpočty