MULTIPLIKÁTOR VLÁDNÍCH VÝDAJŮ PŘI NULOVÉ NOMINÁLNÍ ÚROKOVÉ MÍŘE

Tomáš Šestořád*

Abstract

Government Expenditure Multiplier at Zero Nominal Interest Rate

This paper attempts to verify the economic theory that the government expenditure multiplier is higher at the zero lower bound than under normal circumstances. The theory is tested by a vector autoregression on US data between 1955 and 2015. The results obtained suggest a higher multiplier during the 1980s and 1990s than after 2000, when the zero lower bound was reached. According to our results, the proposed economic theory has been rejected. The persistence of the government spending shock is a possible explanation why the multiplier is not higher at the zero lower bound.

Keywords: government expenditure multiplier, zero lower bound, vector autoregression
JEL Classification: C32, E52, F41

Úvod

Dosažení nulové nominální úrokové míry centrálními bankami v minulých letech vedlo ke hledání možností, jak stimulovat ekonomiku jinak než prostřednictvím snižování nominální úrokové míry. Kromě zkoumání alternativních možností monetární politiky se pozornost také soustředila k fiskální politice. Ekonomové (Eggertsson, 2009; Christiano a kol., 2011; Woodford, 2011) začali zkoumat velikost multiplikátoru vládních výdajů v situaci nulové nominální úrokové míry, přičemž dospěli k závěru, že by v takové situaci měla být vyšší než jedna. Přitom za normálních okolností neoklasické makroekonomické modely predikují multiplikátor výrazně nižší než jedna (Hall, 2009). Proto cílem tohoto článku je empirická verifikace hypotézy, že je multiplikátor vládních výdajů při nulové nominální úrokové míře vyšší než za normálních okolností.

Ekonomická teorie je testována na datech Spojených států v období mezi lety 1955 a 2015. Spojené státy byly zvoleny, neboť je lze do jisté míry aproximovat modelem uzavřené ekonomiky (Dadkhah, 2009), což je jedním z předpokladů testovaného modelu. Pro potřeby ověření ekonomické teorie byla z dat získána jejich cyklická složka pomocí Kálmánova filtru tak, aby byla co největší podobnost s ekonomickým modelem, který pracuje s procentuálními odchylkami proměnných od jejich rovnovážných hodnot.[1] K posouzení

* **Tomáš Šestořád** (Tomas.Sestorad@cnb.cz): Vysoká škola ekonomická v Praze, Národohospodářská fakulta; Univerzita Karlova, Fakulta sociálních věd, Institut ekonomických studií; Česká národní banka. Článek obsahuje názory autora a nemusí nutně reflektovat názory České národní banky. Článek vznikl za podpory grantu F5/7/2017 poskytnutého Vysokou školou ekonomickou v Praze. Děkuji Jaromírovi Baxovi, Pavlovi Potužákovi a anonymním recenzentům za cenné rady a připomínky

1 Netýká se úrokové míry, která je zachována v úrovních.

změn velikosti multiplikátoru byl původní datový soubor rozdělen na tři časové úseky s tím, že v posledním z nich po téměř polovinu zkoumaného období převládala v ekonomice nulová nominální úroková míra. K určení velikosti multiplikátoru byly použity kumulativní funkce impulzní odezvy získané pomocí vektorové autoregrese.

Na základě zvolené metodologie se nepodařilo prokázat zkoumanou hypotézu. Střední hodnota multiplikátoru vládních výdajů po roce 2000, kam spadá období dosažení nulové nominální úrokové míry, je o 0,243 menší než odhad pro 80. a 90. léta 20. století. Pravděpodobným důvodem nižšího multiplikátoru při dosažení nulové úrokové míry je příliš velká perzistence vládního šoku. Zbytek článku je členěn následovně: úvod do problematiky nulové nominální úrokové míry, teorie multiplikátoru vládních výdajů a ekonomického modelu; představení ekonometrického modelu; popis a transformace dat; výsledky ekonometrického modelu včetně posouzení robustnosti odhadů a závěr.

1. Motivace

1.1 Nulová nominální úroková míra

Nulová nominální úroková míra je hranice, kdy přestává být monetární politika účinná, neboť centrální banka užívající inflační cílování nemá prostor, jak by stimulovala ekonomiku. Na situaci lze nahlížet jako na past likvidity (Krugman, 1998).

Téma nulové hranice nominální úrokové míry je relevantní od poloviny 90. let 20. století, kdy japonská centrální banka snížila diskontní sazbu na půl procentního bodu, kolem něhož se pohybuje až do současnosti. Nízká úroková míra je doprovázena mírnou deflací, která trvá po převážnou část doby od dosažení hranice nulových úrokových měr. Japonsku se nepodařilo překonat tuto past na likviditu ani pomocí nástrojů nekonvenční monetární politiky, jako jsou kvantitativní uvolňování, forward guidance, devizové intervence (Kuroda, 2016; Franta a kol., 2014). Neschopnost Japonska vypořádat se s nastalou situací byla rovněž znepokojivá pro ostatní vyspělé ekonomiky světa, které si uvědomily riziko nízké inflace, jež by se v případě externího negativního šoku do ekonomiky mohla změnit v deflaci (Eggertsson a Woodford, 2003). Jedná se přitom o paradox, neboť centrální banky se v průběhu 80. let snažily drasticky snížit inflaci, která díky časové nekonzistenci centrálních bank (Kydland a Prescott, 1977; Barro a Gordon, 1983)[2] a ropným šokům dosahovala v 70. letech až dvojciferných hodnot. V polovině 80. let se centrálním bankám rozvinutých zemí však podařilo snížit inflaci na požadovanou úroveň (Ullersma, 2002). Inflace zůstala až do roku 2008 stabilní a odpovídala tak zamýšlené monetární politice centrálních bank (vyjma již zmíněného Japonska).

2 Teorie časové nekonzistence centrální banky spočívá ve skutečnosti, že diskreční monetární politika prováděná v 70. letech 20. století motivuje vládu k inflačním překvapením, která vedou v krátkém období k většímu produktu a vyšší inflaci. V dlouhém období jsou však tato inflační překvapení veřejností očekávána a nemají na produkt žádný vliv. Dochází tak pouze k vyšší inflaci, než jaká je její společensky optimální hodnota. Problém časové nekonzistence je možné překonat např. stanovením měnového pravidla (závazku), které bude centrální banka dodržovat.

Situaci změnila finanční krize v roce 2008, která vedla k dlouhodobému snížení inflace k nule. Centrální banky na nastalou krizi reagovaly snížením svých sazeb. Především v případě Spojených států sáhla Federální centrální banka (FED) k drastickému snížení své sazby až k nule. Evropská centrální banka (ECB) byla konzervativnější a snížila úrokovou míru jen částečně, aby až po dalších dvou letech dosáhla hranice nulové úrokové míry. Rozdíly mezi FED a ECB jsou patrné i v případě použití nekonvenční monetární politiky. Kvantitativní uvolňování ve Spojených státech bylo masivní a bylo realizováno zejména nákupem federálních dluhopisů. Naopak ECB více vyčkávala a nakupovala především finanční aktiva komerčních bank (Fawley a Neely, 2013).

I ostatní centrální banky vyspělých zemí se ocitly na nulové úrokové míře. Centrální banky malých otevřených ekonomik (Švýcarsko a Česko) zafixovaly jednostranně kurz své měny vůči euru (Franta a kol., 2014). Švýcarská centrální banka (SNB) nečekaně opustila kurzový závazek v lednu 2015 a ohrozila tak svoji kredibilitu (Brunnermeier a James, 2015). SNB stejně jako některé další centrální banky (japonská, švédská, dánská a ECB) sáhla k instrumentu negativní nominální úrokové míry (Bech a Malkhozov, 2016). Všechny zmíněné banky již běžně zveřejňují svoji budoucí plánovanou monetární politiku a provádějí tak forward guidance (Svensson, 2014). Přes intenzivní využívání nástrojů nekonvenční monetární politiky zůstávají sazby centrálních bank rekordně nízké.

Empirické poznatky z Japonska ukazují, že kvantitativní uvolňování nezvýšilo inflaci ani produkt (Kamada a Sugo, 2006). Chen a Semmler (2013) zjistili, že kvantitativní uvolňování přináší výsledky pouze v případě výrazných potíží na finančních trzích. Ve Spojeném království byl pomocí kvantitativního uvolňování realizovaného na začátku krize v roce 2009 zmírněn propad inflace o 1,2 až 2,6 procentního bodu. Propad produktu byl zmírněn o 1,4 až 3,6 procenta (Kapetanios a kol., 2012). Účinnost forward guiadance je sporná, neboť centrální banky mají tendenci podávat pouze vágní výhled své budoucí politiky (Woodford, 2012). Chce-li přitom centrální banka skutečně účinně provádět forward guidance, musí být schopna velmi přesně popsat, jak bude její monetární politika v budoucnu vypadat.

Vzhledem k výše popsaným nesnázím s prováděním běžné i nekonvenční monetární politiky se upírá zájem současné makroekonomie k možnostem fiskální politiky. Hlavní otázkou je, zda vládní výdaje jsou schopné dostatečně stimulovat produkt a překonat tak problém nulové nominální úrokové míry (Eggertsson, 2009; Hall, 2009; Woodford, 2011).

1.2 Multiplikátor vládních výdajů a jeho determinanty

Základním způsobem vyhodnocení účinnosti fiskální politiky je porovnání změny vládních výdajů se změnou produktu. Multiplikátor udává, o kolik se zvýší produkt, pokud se vládní výdaje zvýší o jednotku. Formálně lze multiplikátor zapsat jako

$$\frac{dY_t}{dG_t}, \tag{1}$$

Politická ekonomie, 2019, 67(1), 20–47, https://doi.org/10.18267/j.polek.1215

kde Y značí produkt a G jsou vládní výdaje. Kromě tohoto základního multiplikátoru existuje také celkový multiplikátor, jež akumuluje změnu produktu a vládních výdajů po stanovenou dobu n období od původního fiskálního šoku

$$\frac{\sum_{k=0}^{n} dY_{t+k}}{\sum_{k=0}^{n} dG_{t+k}}. \tag{2}$$

Dále se rozlišuje multiplikátor, který kumuluje vliv současného nárůstu vládních výdajů na přítomný a budoucí produkt po dobu n period

$$\frac{\sum_{k=0}^{n} dY_{t+k}}{dG_t}. \tag{3}$$

Definice různých typů multiplikátoru vládních výdajů shrnuje Spilimbergo a kol. (2009).

Jednotlivé ekonomické školy přistupují k vládním výdajům a k jejich dopadům na produkt rozdílně. Keynesovský přístup předpokládá, že vládní výdaje stimulují ekonomiku prostřednictvím využití volných výrobních zdrojů (zejména práce). Dochází tak ke zvýšení zaměstnanosti. Navíc nově zaměstnaní jedinci poptávají více zboží a služeb, což zvyšuje agregátní poptávku (Schimmelpfennig a kol., 2002). Proto keynesovský výdajový multiplikátor je vždy větší než jedna. Neoklasický přístup předpokládá, že ekonomika se ve výchozím bodě nachází v rovnováze, kde jsou výrobní faktory optimálně využity. Proto navýšení vládních výdajů vytlačuje soukromý sektor. Jelikož soukromé investice jsou vytlačovány vládními, nabývá multiplikátor hodnot od nuly do jedné (Hall, 2009). Ze stejného důvodu je multiplikátor nižší než jedna také v případě základního modelu nové keynesovské ekonomie.

Hodnota multiplikátoru vládních výdajů se v jednotlivých zemích pohybuje v rozmezí 0,3–3 (Clemens a Miran, 2012). Schopnost vládních výdajů stimulovat hospodářství je dána mnoha různými faktory. Jedním z určujících faktorů je fáze hospodářského cyklu, v níž se ekonomika nachází v okamžiku, kdy dojde k fiskální expanzi. Optimální stav nastává, když je fiskální politika proticyklická, neboť vládní výdaje vynaložené v průběhu hospodářské krize dokáží výrazně stimulovat ekonomiku. Multiplikátor v období krize dosahuje střední hodnoty 1,5, jak ukazují Auerbach a Gorodnichenko (2012) na příkladu Spojených států. Naopak v období expanze odhadnutá střední hodnota fiskálního multiplikátoru klesá až k nule a nelze vyloučit ani zápornou hodnotu multiplikátoru. Obdobné výsledky byly obdrženy i pro další vyspělé ekonomiky. V Německu během krizových období multiplikátor osciluje kolem dvojky (Berg, 2014). Ilzetzki a kol. (2013) představují analýzu vlivu mnoha faktorů, které ovlivňují výši fiskálního multiplikátoru. Rostoucí otevřenost ekonomiky má negativní vliv na schopnost vládních výdajů zvýšit produkt. Při fixním měnovém kurzu je fiskální multiplikátor jednoznačně kladný, kdežto pokud je měnový kurz flexibilní, vliv vládních výdajů na ekonomiku je zanedbatelný. V neposlední řadě pak Ilzetzki a kol. (2013) zjistili, že fiskální multiplikátor dosahuje záporných hodnot pro země, které čelí vysokému státnímu dluhu v poměru k produktu. Navíc Iiboshi a Iwataz (2015) dokazují, že se velikost multiplikátoru v čase mění, což

poukazuje na význam strukturálních posunů, které mohou být způsobeny vnějšími podmínkami (exogenní ekonomické šoky, politika vlády apod.).

1.3 Ekonomický model

V reakci na nastání nulových nominálních úrokových měr Eggertsson (2009) a Woodford (2011) analyticky odvodili model, v němž je fiskální multiplikátor větší než jedna, pokud ekonomika dosáhne hranice nulové nominální úrokové míry. Jejich ekonomický model je odvozen v rámci nového keynesovství a vychází ze skutečnosti, že velikost fiskálního multiplikátoru závisí na akomodaci fiskální expanze ze strany centrální banky. Měnová autorita se prostřednictvím svého monetárního pravidla stává subjektem, který určuje efektivitu vládních výdajů.

Novokeynesovský model Woodford (2011) je založen na mikroekonomické optimalizaci domácností a firem, které se pohybují na trhu monopolistické konkurence. V ekonomice převládají cenové strnulosti, tudíž monetární politika není neutrální. Model předpokládá uzavřenou ekonomiku s vládním sektorem. Vládní rozpočet je v modelu dlouhodobě vyrovnaný a platí v něm ricardiánská ekvivalence. Proto zvýšení výdajů vládního sektoru je okamžitě doprovázeno adekvátně nižší spotřebou domácností, které buď přímo financují expanzi vládních nákupů skrz vyšší daně, nebo spoří, aby v budoucnu splatily vzniklý vládní deficit. Woodfordův model (2011) nezahrnuje technologie a kapitál, neboť cílem modelu je zkoumat roli vládního sektoru v krátkém období, kdy je konvenční měnová politika v důsledku dosažení nulové nominální úrokové míry neúčinná. V takové situaci technologie ani kapitál nehrají významnou roli. Proměnné jsou vyjadřovány pomocí procentuální odchylky od své rovnovážné hodnoty (neplatí pro úrokovou míru). Model je založen na racionálních vpřed hledících ekonomických subjektech.

Základním závěrem modelu je, že centrální banka ovlivňuje transmisi fiskálního šoku na reálné proměnné prostřednictvím svého monetárního pravidla. Pokud má centrální banka ve svém monetárním pravidle stanovený vysoký koeficient pro inflační mezeru, tak fiskální expanze se projeví výrazným zvýšením nominální úrokové míry, čímž dojde k potlačení transmise fiskálního šoku do reálné ekonomiky. V okamžiku, kdy ekonomika dosáhne vlivem vnějších okolností nulové nominální míry, není fiskální expanze potlačena centrální bankou prostřednictvím zvýšení nominální úrokové míry. Protože centrální banka nereaguje na fiskální šok, dojde k nárůstu inflačních očekávání, které vyústí poklesem reálné úrokové míry a následnou stimulací ekonomiky. Fiskální multiplikátor je v takové situaci vyšší než jedna. K dosažení tak vysokého multiplikátoru je však zapotřebí, aby se vláda zavázala, že fiskální expanze bude trvat pouze po dobu, kdy je konvenční monetární politika neúčinná. V opačném případě by totiž ekonomické subjekty promítly budoucí inflační mezeru již do své optimalizace během převládající nulové nominální úrokové míry, což by snížilo velikost multiplikátoru.

2. Ekonometrický model

Uvažovaný ekonomický model je odhadnut pomocí vektorové autoregrese (VAR), která umožňuje současnou interakci mezi několika časovými řadami. Ekonomická teorie je testována na datech Spojených států, neboť ty lze do určité míry považovat za uzavřenou

ekonomiku (Dadkhah, 2009). Z časových řad pro reálné makroekonomické proměnné je získán vývoj cyklické složky, což zajišťuje co největší možnou podobnost s ekonomickým modelem.

2.1 Přehled možných přístupů při posuzování vládních výdajů

V základní podobě fiskální VAR model zahrnuje vládní výdaje a produkt. Očekává-li se proticyklická fiskální politika, nastání hospodářské krize vede k fiskální expanzi. Zvýšení vládních výdajů však není okamžité, neboť realizace fiskální expanze je časově náročný proces. Jelikož vláda nemusí hospodářskou krizi zaznamenat okamžitě, předpokládá se, že neexistuje okamžitý přímý kauzální vztah z produktu na velikost vládních výdajů.[3] Naopak produkt reaguje na změnu ve vládních výdajích bezprostředně, což je v souladu s ekonomickou teorií. Proto vládní výdaje jsou při Choleského dekompozici[4] řazeny jako první před produkt (Ilzetzki a kol,. 2013).

V bohatší specifikaci fiskálního modelu jsou zahrnuty monetární proměnné (inflace, nominální úroková míra) a vládní příjmy z daní. Proměnné v takovém modelu jsou řazeny postupně od vládních výdajů přes produkt, inflaci, výběr daní až po nominální úrokovou míru (Caldara a Kamps, 2008). Produkt tak okamžitě ovlivňuje všechny proměnné kromě vládních výdajů. Cenová hladina okamžitě reaguje na změnu vládních nákupů a produktu. Za cenovou hladinou jsou řazeny daňové výnosy, což umožňuje, aby se velikost výběru daní odvíjela podle současné ekonomické aktivity. Nominální úroková míra, jež je zařazena na konec modelu, odráží vývoj všech ostatních proměnných okamžitě. To koresponduje s realitou, že centrální banka může svoji úrokovou míru za normálních okolností změnit okamžitě na základě současné a budoucí očekávané ekonomické situace.

Jelikož Choleského dekompozice omezuje možnosti transmise, Blanchard a Perotti (2002) představili strukturální specifikaci VAR modelu, která umožňuje lépe vystihnout provázanost ekonomických veličin. Blanchard a Perotti (2002) také ukázali, jak v modelu může být rozdílně specifikována transmise v krátkém a dlouhém období. Alternativně lze provést odhad modelu na základě znaménkových restrikcí, kdy za využití bootstrapové simulace jsou vzaty v úvahu pouze ty odhady, které nabývají očekávaných znamének (Caldara a Kamps, 2008).

2.2 Specifikace modelu

Jelikož na základě předchozí literatury (např. Clemens a Miran, 2012; Iiboshi a Iwataz, 2015) předpokládáme, že se výše multiplikátoru vládních výdajů liší pro různé časové

3 V případě řazení produktu před vládní výdaje je odhadován fiskální multiplikátor vestavěných automatických stabilizátorů, jako jsou navýšené transfery nezaměstnaným během hospodářské krize (Caldara a Kamps, 2008). Jelikož analýza efektivity automatických stabilizátorů není cílem tohoto článku, není tato možnost řazení proměnných blíže zkoumaná.

4 Choleského dekompozice má důležitou implikaci v tom, že záleží na pořadí jednotlivých proměnných v modelu. Hodnoty první proměnné v čase t jsou nezávislé na hodnotách ostatních proměnných v čase *t*. Naopak hodnota proměnné, která je v modelu řazena jako poslední, je ovlivněna současnými hodnotami všech ostatních proměnných.

úseky, je datový soubor rozdělen na tři části. Pro každý úsek je samostatně odhadnut vlastní VAR model. Rozdělení datového souboru na více úseků dovoluje zabývat se pouze krátkodobým ekonomickým vývojem (hospodářskými cykly). Tím je umožněno transformovat proměnné tak, aby jejich hodnoty vyjadřovaly odchylky od rovnovážného stavu, jak je tomu v ekonomickém modelu. Taková transformace by přitom nebyla adekvátní v případě dlouhého časového úseku, kde je nutné uvažovat kointegraci mezi jednotlivými časovými řadami.

Pro každý časový úsek je odhadnut VAR model se specifikací odpovídající práci Caldara a Kampse (2008):

$$\boldsymbol{y}_t = \boldsymbol{b}_0 + \sum_{p=1}^{4} \mathbf{B}_p \boldsymbol{y}_{t-p} + \mathbf{A}\boldsymbol{e}_t \,, \tag{4}$$

kde

$$\boldsymbol{y}_t = \begin{pmatrix} g_t \\ x_t \\ \pi_t \\ t_t \\ i_t \end{pmatrix} \quad \mathbf{A}\boldsymbol{e}_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e_{g,t} \\ e_{x,t} \\ e_{\pi,t} \\ e_{t,t} \\ e_{i,t} \end{pmatrix} . \tag{5}$$

Vektor $\boldsymbol{y}_t$ zahrnuje mezeru vládních výdajů g_t produkční mezeru x_t meziroční inflaci π_t, daňovou mezeru t_t a nominální úrokovou míru i_t. Specifikací jednotlivých proměnných se blíže zabývá následující kapitola. Počet zahrnutých zpoždění je stanoven na čtyři období (čtvrtletí) u všech odhadovaných modelů, jak je v případě čtvrtletních dat běžné. V maticích $\mathbf{B}_p$ pro $p = 1, 2, 3, 4$ jsou uvedeny koeficienty zpoždění. Matice $\mathbf{B}_p$ mají dimenzi pět krát pět. Vektor $\boldsymbol{b}_0$ zahrnuje konstanty jednotlivých rovnic. Chybové složky jsou obsaženy ve vektoru $\boldsymbol{e}_t$. Chybové složky musí splňovat předpoklad normálního rozdělení $e_{i,t} \sim N(0, \sigma_i^2)$, sériové a vzájemné nezávislosti $cov(e_{i,t}, e_{i,t-1}) = 0$, resp. $cov(e_{i,t}, e_{j,t}) = 0$, pro $i \neq j$, kde $e_{i,t}$ a $e_{j,t}$ představují jednotlivé prvky z vektoru e_t. Vliv chybové složky každé proměnné na zbylé proměnné je zachycen pomocí matice **A**, která využívá Choleského dekompozici, kdy se neznámé parametry matice **A** nacházejí pouze pod její diagonálou. Odhad sofistikovanějšího strukturálního VAR modelu pro filtrovaná data není možný, neboť maximální věrohodností funkce využitá při odhadu nekonverguje ke stabilní hodnotě.

3. Data

3.1 Popis dat

Použitá data charakterizují makroekonomický vývoj Spojených států mezi třetím čtvrtletím 1954 a třetím čtvrtletím 2015. Data mají čtvrtletní frekvenci. Zdrojem dat je databáze FRED[5] Federální Banky v St. Louis. Datový soubor obsahuje časové řady následujících

5 Federal Reserve Economic Data.

proměnných: vládní spotřeba a investice, hrubý domácí produkt, index spotřebitelských cen, federální příjmy z daní a efektivní nominální úroková míra.

Vládní spotřeba a investice, hrubý domácí produkt a federální příjmy z daní jsou udávány v reálných hodnotách vzhledem k roku 2009 v miliardách amerických dolarů. Spotřebitelský cenový index je normován na základ 100 pro změnu cen mezi roky 1982 a 1984. Efektivní nominální úroková míra udává krátkodobou úrokovou míru na mezibankovním trhu. Všechny proměnné kromě nominální úrokové míry jsou sezonně očištěné a transformované přirozeným logaritmem.

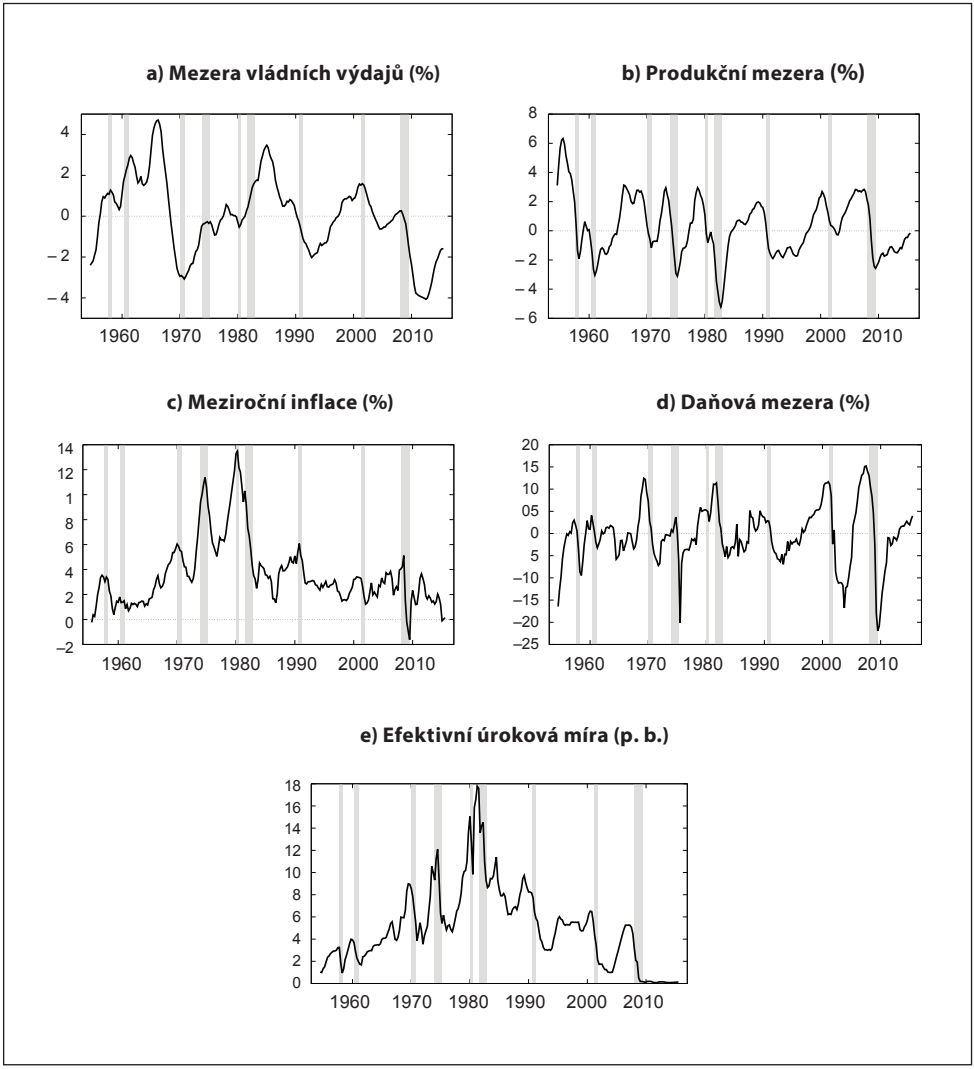
3.2 Filtrování dat

Jelikož ekonomický model analyzuje vývoj jednotlivých proměnných jako odchylky od svých rovnovážných hodnot, je nutné rostoucí (trendové) časové řady transformovat do stacionární podoby, v níž budou oscilovat kolem nuly. Existuje celá škála různých přístupů, jak lze časovou řadu rozložit tak, aby udávala odchylku od své rovnovážné hodnoty.

Základní možnost spočívající v použití lineárního deterministického trendu jako filtru je nevyhovující, neboť ekonomické proměnné se nevyvíjejí deterministicky (Ng a Wright, 2013). Druhou možností filtrování dat jsou první diference, které však výrazně nadhodnocují vysokofrekvenční složku v datech (Baxter a King, 1999). Sezonní diference z důvodu porovnávání vzdálenějších obdobích nejsou tolik ovlivněny vysokofrekvenční chybovou složkou, a jsou tak vhodnějším filtrem než první diference. Předností sezonních diferencí je jejich přímočará interpretace v podobě meziroční změny proměnné. Užití diferencí pro odhad VAR modelů může být problematické, neboť jejich vysokofrekvenční šum znemožňuje přesně určit funkce impulzní odezvy, jejichž odhady se tak stávají statisticky nevýznamnými. V případě hrubého domácího produktu se používá Hodrickův-Prescottův filtr. Nicméně tento filtr odstraňuje pouze dlouhodobý trend. Chybová složka není Hodrickovým-Prescottovým filtrem odstraněna (Baxter a King, 1999). Získat pouze cyklickou komponentu lze prostřednictvím vhodně specifikovaného Kálmánova filtru, který dokáže zvlášť odfiltrovat trendovou, cyklickou a chybovou složku (Harvey, 1985). Další z možností, jak získat cyklický vývoj proměnné, je aplikace vážených klouzavých průměrů (Baxter a King, 1999). Tato metoda je však limitována snížením počtu pozorování na začátku i konci datového souboru a arbitrární volbou vah.

Index spotřebitelských cen je filtrován pomocí sezonních diferencí z důvodu přímočaré interpretace jako meziroční inflace, s níž pracuje i původní ekonomický model (Woodford, 2011). Navíc, jak je vidět z periodogramu na obrázku 2c, sezonní diference v případě cenového indexu nejsou příliš zašuměné vysokofrekvenční složkou. Datový rozsah použitý k odhadu VAR modelu začíná v důsledku užití sezonních diferencí až třetím čtvrtletím 1955. Hodnoty nominální úrokové míry jsou ponechány v úrovních, což odpovídá specifikaci ekonomického modelu i předchozí empirické literatuře. Zbylé proměnné jsou transformované pomocí Kálmánova filtru tak, aby byla získána jejich cyklická složka, která popisuje odchylku od rovnovážného stavu, jak předpokládá ekonomický model (Woodford, 2011).

Obrázek 1 | Použitá data v modelu



Poznámka: Šedé oblasti udávají období, kdy podle The National Bureau of Economic Research (NBER) probíhaly ve Spojených státech hospodářské recese.

Zdroj: databáze FRED, vlastní transformace dat

Proměnné reálný domácí produkt a federální daňové příjmy jsou filtrované pomocí trendově-cyklického Kálmánova filtru, který umožňuje určit cyklický vývoj časových řad (Harvey, 1985). Obecně lze Kálmánův filtr zapsat pomocí měřící a tranzitní rovnice. V případě trendově-cyklického Kálmánova filtru měřící rovnici je možné zapsat jako

$$z_t = \delta_t + \tau_t, \tag{6}$$

kde $z_{t,}$ je filtrovaná proměnná, δ_t představuje trendovou složku a τ_t popisuje cyklickou komponentu. Trend je dále modelován jako náhodná procházka s chybovou složkou

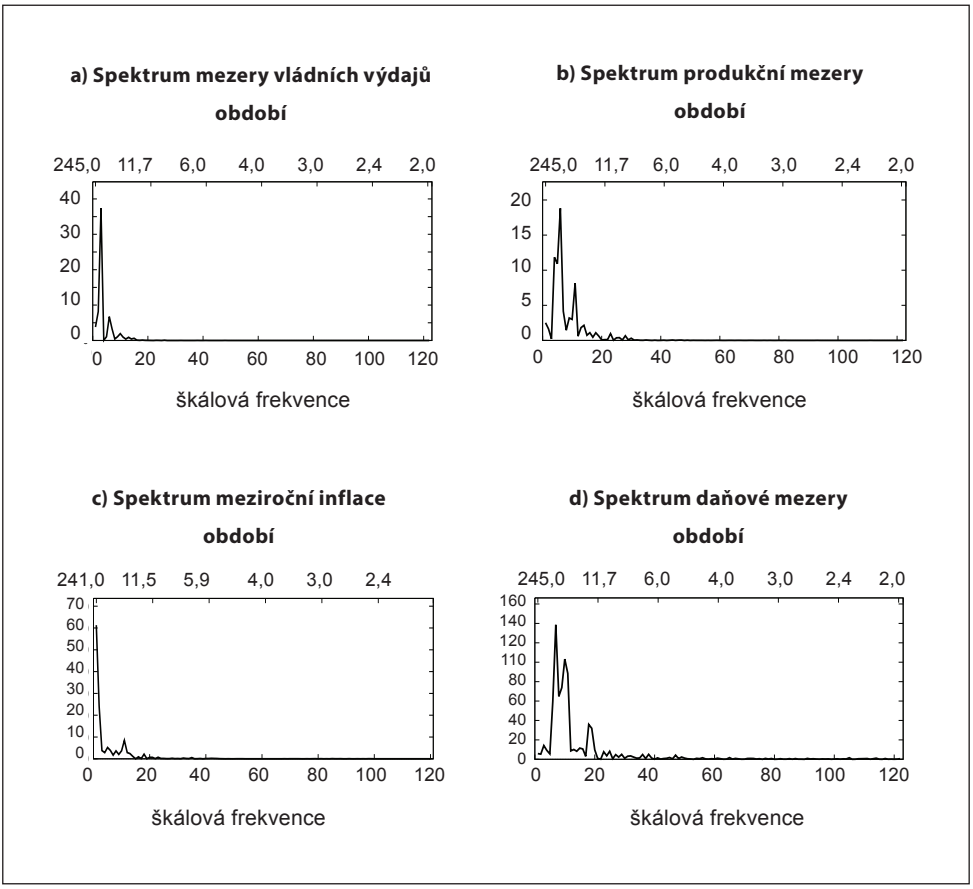
$$\delta_t = \delta_{t-1} + \rho_{1,t}, \tag{7}$$

kde $\rho_{1,t} \sim N(0, R_1)$. Cyklická složka se skládá z AR(2) procesu s variabilní konstantou

$$\tau_t = c_t + \rho_1 \tau_{t-1} + \rho_2 \tau_{t-2} + \rho_{2,t}, \tag{8}$$

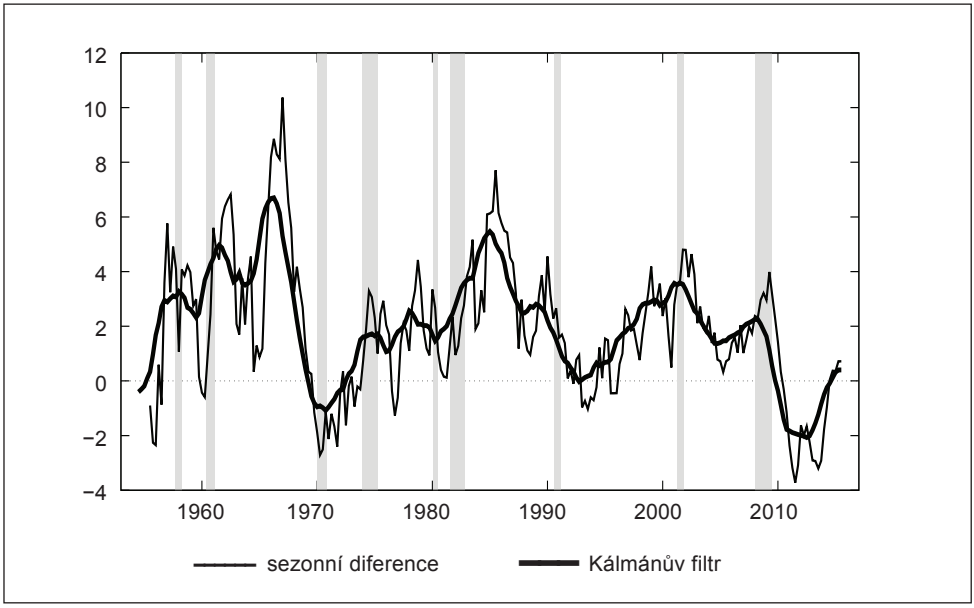
kde ρ_1 a ρ_2 jsou koeficienty AR(2) procesu, $c_t \sim N(0, R_3)$ je měnící se konstanta a $\rho_{2,t} \sim N(0, R_2)$ značí chybovou složku cyklické komponenty.

Obrázek 2 | Periodogram



Zdroj: databáze FRED, vlastní transformace dat

Obrázek 3 | Srovnání sezonních diferencí a Kálmánova filtru pro vládní výdaje



Zdroj: vlastní výpočty

Vládní výdaje jsou filtrované pomocí lineárního růstového Kálmánova filtru (Harvey a Peters, 1990), neboť trendově-cyklický filtr není schopen získat cyklickou složku korektně. Důvodem, proč trendově-cyklický model není schopen podat validní odhad, je, že vývoj vládních výdajů nezávisí pouze na trendu a cyklu, ale také na diskrečních opařeních vyplývajících z politických rozhodnutí vlády. Růstový model je použit, neboť odhadnutý trend koresponduje se sezonními diferencemi, které jsou však příliš zašuměné a jež trendový filtr vyhlazuje. Jediným problémem při použití lineárního růstového Kálmánova filtru na vládní výdaje je rozdílná škála filtrovaných hodnot oproti sezonním diferencím. Proto k dosažení stejného měřítka jsou filtrované hodnoty vynásobené konstantou 4,27. Tato hodnota je zvolena, neboť minimalizuje průměrnou čtvercovou chybu mezi filtrovanými hodnotami a sezonními diferencemi. Vhodnost použití Kálmánova lineárního růstového modelu k aproximaci sezonních diferencí je patrná z obrázku 3. Jelikož vyfiltrovaná data mají kladnou průměrnou hodnotu, byla centrovaná na nulový průměr tak, aby byla získána mezera ve vládních výdajích.[6] Lineárně růstový Kálmánův filtr lze formálně zapsat pomocí měřící rovnice

$$z_t = \delta_t + \iota_t \tag{9}$$

6 Centrování dat nemá vliv na výsledný odhad funkcí impulzní odezvy, a tudíž ani neovlivní velikost odhadnutého multiplikátoru.

a tranzitní rovnice

$$\delta_t = \delta_{t-1} + \tau_{t-1} + \rho_{1,t}, \tag{10}$$

kde π_{t-1} je dále modelováno jako náhodná procházka s chybovou složkou

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \rho_{2,t}. \tag{11}$$

Chybové složky ι_t, a $\rho_{1,t}$, $\rho_{2,t}$ mají normální rozdělení s nulovým průměrem a s konstantními nenulovými rozptyly.

Úspěšnost odfiltrování trendové a chybové složky je možné posoudit na základě periodogramu, který udává důležitost jednotlivých frekvencí pro časovou řadu. Nejnižší frekvenci představuje trend, nízké frekvence značí strukturální změnu ekonomického vývoje a hospodářské cykly. Zbylé frekvence představují šum. Pokud nejsou nejnižší frekvence, stejně tak jako frekvence vyšší než 20, v časové řadě přítomny, podařilo se z řady získat pouze její cyklickou složku. Z obrázku 2 je patrné, že Kálmánův filtr úspěšně vyfiltroval cyklický vývoj proměnných. Pouze v případě sezonních diferencí spotřebitelského cenového indexu (inflace) je v časové řadě zahrnut i dlouhodobý vývoj.

3.3 Rozdělení datového souboru na více částí

Datový soubor je rozdělen na tři samostatné části, pro které jsou odhadnuty rekurzivní VAR modely. Rozdělení datového souboru na jednotlivé časové úseky reflektuje význačné změny makroekonomických podmínek ve Spojených státech. První období spadá mezi třetí čtvrtletí 1955 až konec roku 1979. Druhý časový úsek zachycuje periodu od roku 1980 do konce roku 1999. Poslední úsek začíná rokem 2000 a končí třetím čtvrtletím 2015, které bylo posledním čtvrtletím, během něhož převládala ve Spojených státech nulová nominální úroková míra.

První období je charakteristické vysokými vládními výdaji, jež byly v 60. letech způsobené sociální politikou vlády[7] a válkou ve Vietnamu. Současně do druhé poloviny prvního úseku spadají ropné šoky a celkové zhoršení ekonomických podmínek včetně stagflace. Druhé uvažované období se vyznačuje ustálením ekonomického vývoje. Vysoká míra inflace byla v důsledku konzervativního přístupu FED rychle snížena na jednocifernou úroveň. Produkt se vyvíjel stabilně, nedocházelo k výraznějším hospodářským krizím. V 80. letech došlo v důsledku schválení vládního programu Strategická obranná iniciativa k dočasnému vysokému nárůstu vládních výdajů na obranu. Poslední období je charakteristické finančními krizemi a dosažením hranice nulové nominální úrokové míry. Vládní výdaje oproti předchozím periodám jsou nižší. Pouze v důsledku hypoteční krize z roku 2007 a následující finanční i hospodářské krize došlo k fiskální expanzi[8], jež měla

7 Vládní nákupy v oblasti školství a zdravotnictví, které byly realizovány v rámci plnění politického programu Great Society.

8 Fiskální expanze byla realizovaná především prostřednictvím zákona 111-5 American Recovery and Reinvestment Act of 2009, jehož plné znění je dostupné na https://www.gpo.gov/fdsys/pkg/PLAW-111publ5/pdf/PLAW-111publ5.pdf

za cíl snížit ekonomické škody způsobené krizí. Bližší informace k historickému vývoji Spojených států jsou k dispozici v Tindall a Shi (2009).

Na základě ekonomického modelu lze očekávat odezvu produktu na neočekávané krátkodobé navýšení vládních výdajů mnohem výraznější ve třetím období, kdy po významnou část tohoto období je úroková míra centrální banky rovna nule. Navíc v posledním sledovaném období by nemělo v důsledku fiskální expanze docházet ke zvyšování úrokové míry, neboť ta je od konce roku 2008 do konce datového souboru stanovena výše, než jaká je její optimální hodnota.

4. Odhadnutý model

4.1 Reprezentace a kvalita odhadu

Odhad modelu lze nejlépe vyjádřit pomocí odhadnutých funkcí impulzní odezvy skládající se z analyticky odvozeného bodového odhadu a 68% intervalu spolehlivosti získaného na základě bootstrapu (1 000 replikací). Všechny odhadnuté funkce impulzní odezvy pro základní specifikaci dat jsou uvedeny v přílohách.

Rezidua odhadnutých modelů mají na základě ARCH LM testu podmíněně konstantní rozptyly a jsou podle OLS CUSUM testu stabilní. Model pro první časový úsek nesplňuje požadavek normality reziduí, jak vyplývá z výsledku Jarquova-Beryho testu. Problém s autokorelací se vyskytuje na základě Portmanteauova testu u modelu pro druhé zkoumané období. Rezidua zbývajících modelů splňují požadavek normality i sériové nezávislosti. Nesplnění požadavku normality má za následek chybné určení intervalů spolehlivosti. Řešením tohoto problému jsou bootstrapové simulace, jejichž pomocí lze určit intervaly spolehlivosti, aniž by byl splněn předpoklad normality. Přítomnost autokorelace v reziduích značí, že použitému modelu se nepodařilo zachytit určitou část systematické složky, jež je obsažena v datech. Autokorelace je přítomna ve druhém sledovaném období pouze v rovnici pro meziroční inflaci, kde se záporná autokorelace vyskytuje pro čtvrté zpoždění, které je již explicitně zahrnuto v ekonometrickém modelu. Proto lze usuzovat, že přítomnost autokorelace nepředstavuje v tomto případě problém, který má zásadní vliv na kvalitu odhadu modelu.

4.2 Určení velikosti multiplikátoru vládních výdajů

Pro celkové posouzení vlivu vládních výdajů na produkt jsou použity kumulativní funkce impulzní odezvy, které jsou schopny zachytit výsledný (dlouhodobý) efekt kladného šoku. Jelikož vládní šok odeznívá rychleji než odpověď produkční mezery, je nutné k určení fiskálního multiplikátoru funkce impulzní odezvy vzájemně podělit. Hodnota multiplikátoru pro dvacet čtvrtletí od exogenního šoku do vládních výdajů je určen následovně:

$$\hat{\Gamma}_{t+n} = \frac{\sum_{k=0}^{n} d\hat{Y}_{t+k}}{\sum_{k=0}^{n} d\hat{G}_{t+k}} \quad n = 20, \tag{12}$$

Politická ekonomie, 2019, 67(1), 20–47, https://doi.org/10.18267/j.polek.1215

kde $\hat{Y}_{t+k}$ představuje kumulativní hodnotu funkce impulzní odezvy pro produkční mezeru v periodě *k* při kladném fiskálním šoku, $\hat{G}_{t+k}$ obdobně značí hodnotu kumulativní funkce impulzní odezvy vládní mezery v reakci na původní kladný fiskální šok. $\hat{\Gamma}_{t+n}$ je odhadnutý fiskální multiplikátor pro *n-tou* periodu od původního šoku ve vládních výdajích. V tabulce 1 je uvedena velikost multiplikátoru pro všechna tři období po dvaceti čtvrtletích od kladného šoku ve vládních výdajích. Postupný vývoj odhadnutého multiplikátoru pro prvních dvacet čtvrtletí je znázorněn na obrázku 4. Plnou čarou je vyznačena střední hodnota odhadnutého výdajového multiplikátoru. Čárkované křivky reprezentují 68% interval spolehlivosti, který je založen na bootstrapových replikacích.

Z obrázku 4 je patrné, že počáteční nárůst ve vládních výdajích vede k negativnímu fiskálnímu multiplikátoru (negativní produkční mezeře) ve všech sledovaných časových úsecích. Avšak v průběhu času se vládní mezera vrací do rovnováhy, zatímco dochází k dočasnému nárůstu produkční mezery. Multiplikátor se tak postupem času stává kladným a roste přibližně po dobu čtyř až pěti let od původního šoku, kdy dosahuje své dlouhodobé stabilní hodnoty.

Tabulka 1 | Velikost odhadnutého fiskálního multiplikátoru pro jednotlivá období

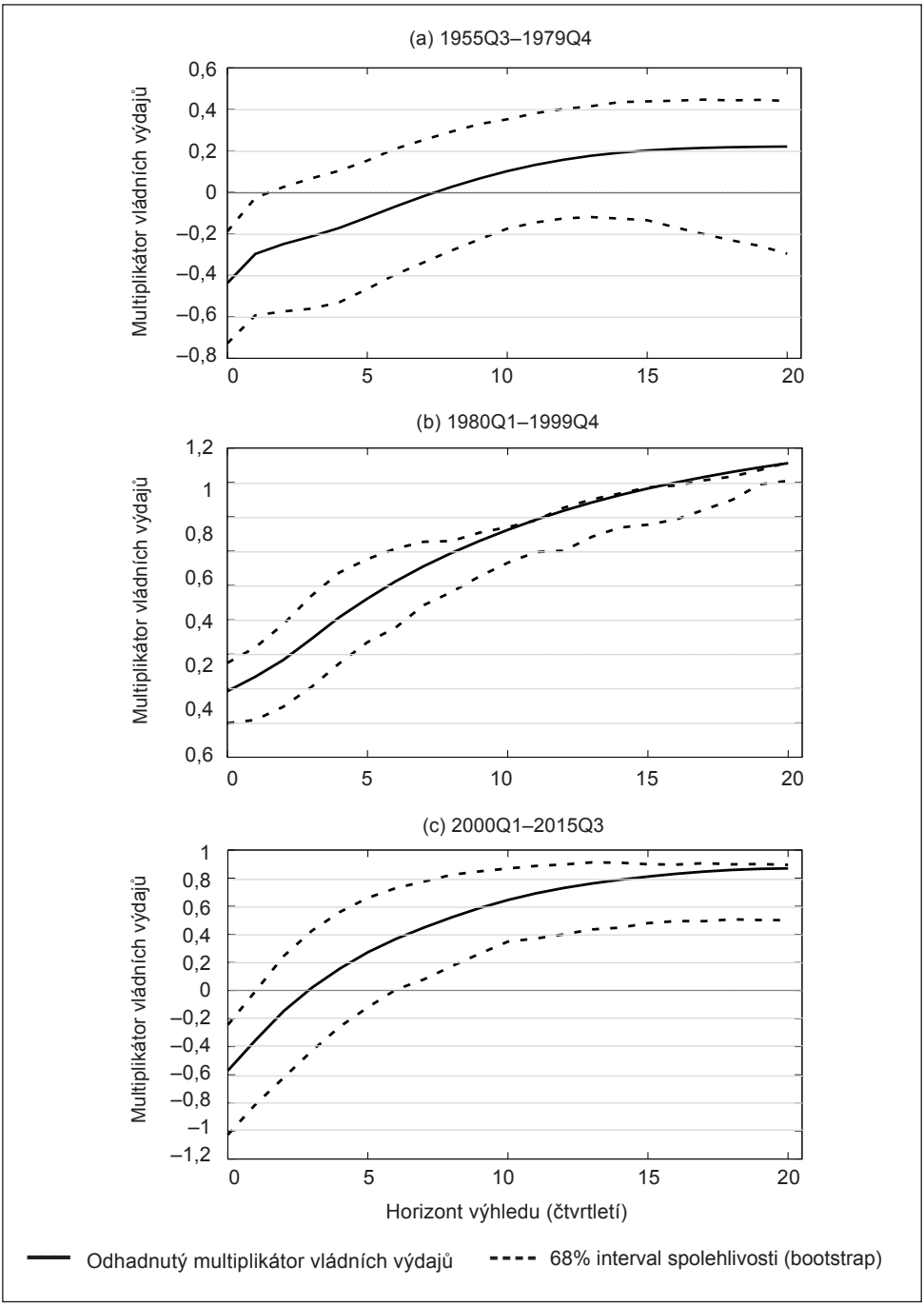
	Fiskální multiplikátor	68% interval spolehlivosti
1955Q3–1979Q4	0,221	–0,280 až 0,442
1980Q1–1999Q4	1,112	1,031 až 1,127
2000Q1–2015Q3	0,869	0,508 až 0,890
1955Q3–2015Q3	*0,312*	*0,189 až 0,410*

Zdroj: vlastní výpočty

Střední hodnota odhadnutého fiskálního multiplikátoru po pěti letech od vládního šoku pro první zkoumané období dosahuje pouze hodnoty 0,221 s tím, že nelze vyloučit ani negativní dopad vládních výdajů na produkt. Dochází tak při fiskální expanzi k výraznému vytěsnění soukromých výdajů. Pro období 80. a 90. let 20. století odhad multiplikátoru dosahuje hodnoty 1,112. Poslední perioda je charakterizována poklesem multiplikátoru vládních výdajů v porovnání s předchozím obdobím. Fiskální multiplikátor po roce 2000 činí 0,869. Pro celý datový soubor od 1955Q3 do 2015Q3 dosahuje multiplikátor střední hodnoty 0,312.

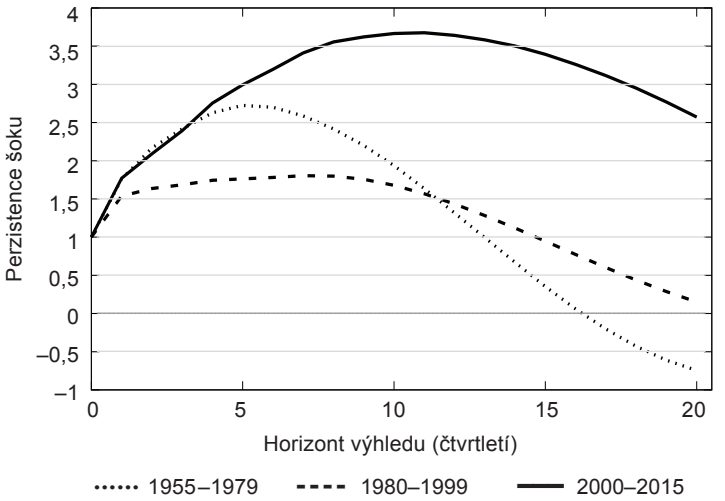
Na základě získaných odhadů fiskálních multiplikátorů je zkoumaná hypotéza zamítnuta, neboť multiplikátor je pro období 2000Q1 až 2015Q3, jež zahrnuje časový úsek, kdy ekonomika čelila hranici nulové nominální úrokové míry, nižší než pro období 80. a 90. let. Teoretický předpoklad, že výdajový multiplikátor je vyšší než jedna, když nominální úroková míra čelí nulové hranici, se nepodařilo prokázat. Hlavní příčinnou, proč není multiplikátor vyšší při nulové úrokové míře, může být příliš vysoká perzistence vládního šoku po roce 2000 (Woodford, 2011).

Obrázek 4 | Vývoj fiskálního multiplikátoru po kladném šoku do vládních výdajů



Zdroj: vlastní výpočty

Obrázek 5 | Perzistence normovaného vládního šoku



Zdroj: vlastní výpočty

Je-li původní šok do vládních výdajů normován na jedničku, je z obrázku 5 patrné, že vládní expanze dosahuje největšího rozsahu i trvání během posledního období, kdy nominální úroková míra dosáhla nuly. Dochází tak pravděpodobně k situaci, kdy je fiskální stimul vlády delší než očekávané trvání nulové nominální úrokové míry. Přitom fiskální expanze přetrvávající i po skončení období nulové nominální úrokové míry je již potlačována centrální bankou prostřednictvím zvyšování úrokové míry, což vede k vytlačování soukromé spotřeby vládními nákupy. Proto v případě, že vpřed hledící domácnosti očekávají fiskální expanzi i po překonání nulové nominální úrokové míry, začnou snižovat svoji spotřebu okamžitě tak, aby v budoucnu nedošlo k dramatickému propadu spotřeby a nárůstu mezního užitku (Eggertsson, 2009).

Na možnost, že vládní sektor hraje důležitou roli v situaci, kdy je ekonomika omezena nulovou nominální úrokovou mírou, upozorňuje vývoj dekompozice předpovědi variability chybové složky produkční mezery. Pro první odhadované období vládní výdaje nedosahují více jak desetiprocentního podílu na variabilitě chybové složky produkční mezery. Význam vládních výdajů na dekompozici variability produkční mezery je vyšší pro oba zbývající časové úseky. Pro model popisující období po roce 2000 lze prostřednictvím vnějšího fiskálního šoku vysvětlit až polovinu variability chybové složky produkční mezery. Pro vzdálenější časový horizont tak fiskální šok ovlivňuje variabilitu chybové složky produkční mezery více než přímý exogenní šok do produkční mezery. Toto zjištění nasvědčuje možnosti velkého vlivu fiskální politiky na produkční mezeru v okamžiku, kdy je konvenční monetární politika neúčinná.

4.3 Výsledky pro alternativní specifikace dat

Pro posouzení robustnosti filtrace proměnných pomocí Kálmánova filtru je celý model odhadnut také v prvních a meziročních diferencích. Použití prvních a sezonních diferencí namísto Kálmánova filtru vede k potvrzení skutečnosti, že multiplikátor vládních výdajů nedosahuje statisticky významně[9] vyšší hodnoty v posledním zkoumaném období, kdy byla nominální úroková míra nulová. V případě prvních diferencí je sice multiplikátor pro období 2000Q1 až 2015Q3 nejvyšší ze tří zkoumaných časových úseků, nicméně hodnota multiplikátoru není statisticky významně odlišná od nuly, stejně jako všechny ostatní odhady fiskálního multiplikátoru při použití prvních diferencí. U sezonních diferencí je multiplikátor kladný a statisticky významně odlišný od nuly pouze v druhém zkoumaném období od 1980Q1 do 1999Q4. Pro obě alternativní specifikace dat je multiplikátor nejnižší pro první období mezi lety 1955 až 1979, což koresponduje s výsledky základního modelu. Velikost fiskálních multiplikátorů je v případě použití diferencí menší než při transformaci dat pomocí Kálmánova filtru.

Tabulka 2 | Velikost odhadnutého fiskálního multiplikátoru pro alternativní specifikace proměnných

		Fiskální multiplikátor	68% interval spolehlivosti
Sezonní diference	1955Q3–1979Q4	0,137	–0,163 až 0,207
	1980Q1–1999Q4	0,325	0,046 až 0,385
	2000Q1–2015Q3	0,109	–0,548 až 0,259
	1955Q3–2015Q3	*0,193*	*0,070 až 0,254*
První diference	1955Q3–1979Q4	0,164	–0,050 až 0,249
	1980Q1–1999Q4	0,271	–0,040 až 0,386
	2000Q1–2015Q3	0,294	–0,016 až 0,390
	1955Q3–2015Q3	*0,129*	*–0,009 až 0,225*

Tabulka 3 | Kumulativní hodnota jednotkového vládního šoku po pěti letech pro jednotlivé transformace dat

	Kálmánův filtr	Sezonní diference	První diference
1955Q3–1979Q4	27,575	4,064	1,892
1980Q1–1999Q4	26,785	3,187	1,275
2000Q1–2015Q3	62,912	11,752	2,211
1955Q3–2015Q3	*47,983*	*5,403*	*1,954*

Zdroj: tab. 2 a 3: vlastní výpočty

9 Pro určení statistické významnosti jsou použity bootstrapové intervaly spolehlivosti o velikosti jedné směrodatné chyby.

Použití jak sezonních, tak prvních diferencí potvrzuje výsledky základního modelu, že jednotkový šok do vládních výdajů přetrvává nejdéle v případě posledního zkoumaného období. Kumulativní hodnoty normovaného vládního šoku pro jednotlivé specifikace a časové úseky jsou uvedeny v tabulce 3. Při použití prvních diferencí není vyšší persistence vládních výdajů pro poslední období tak výrazná, jako je tomu v případě filtrace dat prostřednictvím Kálmánova filtru či sezonních diferencí. Zároveň při transformaci dat pomocí prvních diferencí je fiskální multiplikátor nejvyšší právě pro období od 2000Q1 do 2015Q3. To opět nasvědčuje skutečnosti, že větší persistence fiskální expanze při nulové nominální úrokové míře snižuje velikost multiplikátoru.

Závěr

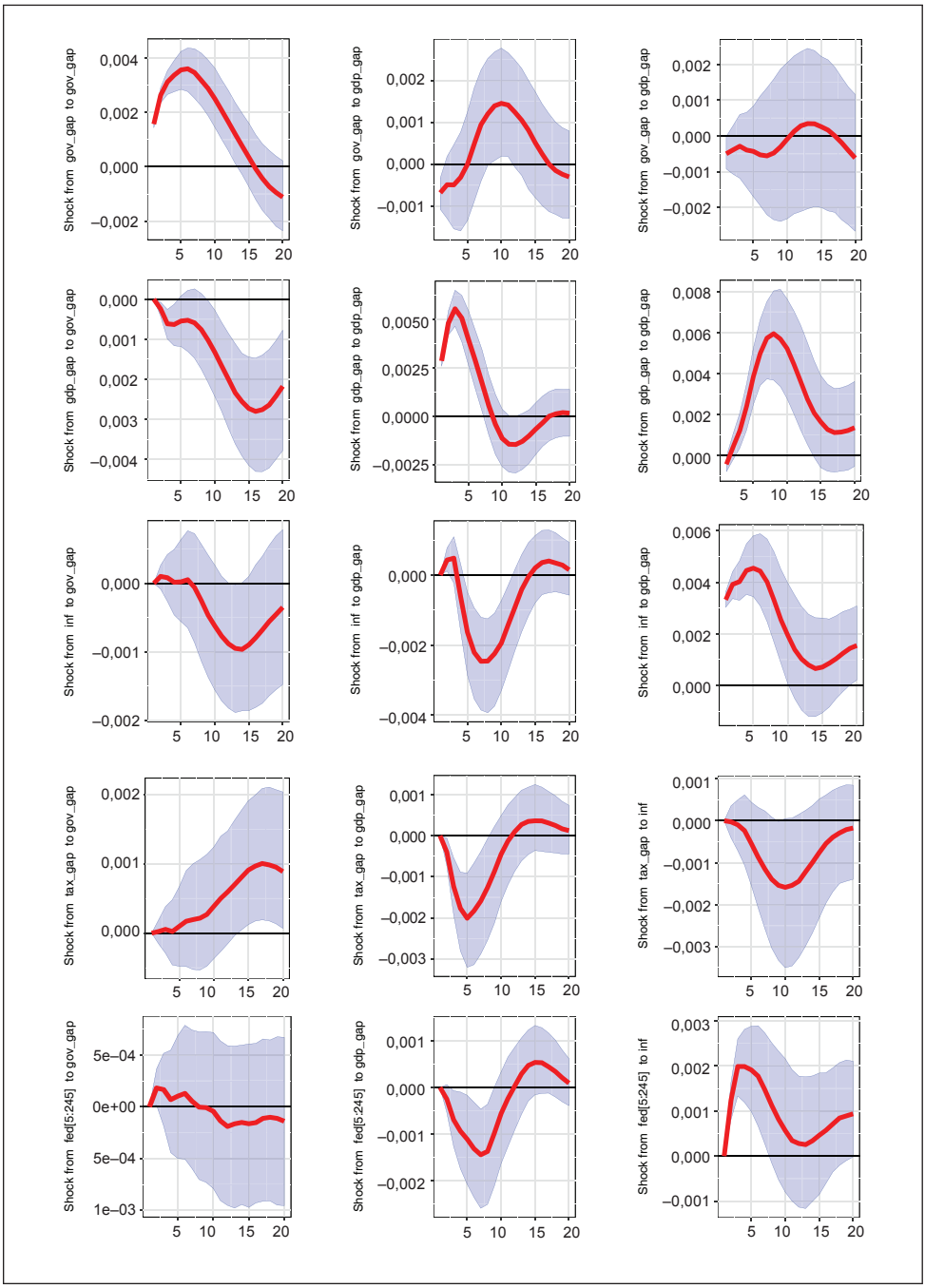
Článek zkoumal vývoj dopadu vládních výdajů na produkt pro různá časová období na příkladu Spojených států. Důraz byl kladen na ověření hypotézy, zda multiplikátor vládních výdajů je vyšší v případě dosažení hranice nulové nominální úrokové míry. Na základě modelu vektorové autoregrese bylo pro různé transformace dat prokázáno, že neočekávaná změna ve vládních výdajích neměla větší dopad na produkt během období, jež zahrnuje dosažení nulové úrokové míry.

Ačkoliv se nepodařilo prokázat hypotézu, že multiplikátor vládních výdajů je větší v situaci, kdy nominální úroková míra centrální banky dosáhne nuly, nelze dané téma považovat za uzavřené. Získané odhady totiž nasvědčují, že k zvýšení multiplikátoru při nulové nominální úrokové míře nedošlo z důvodu příliš velké perzistence fiskálního šoku. Přitom fiskální expanze, která trvá déle než jen do překonání nulové nominální úrokové míry, snižuje velikost multiplikátoru (Woodford, 2011; Eggertsson, 2009). Přínosem článku je tak potvrzení teoretického závěru, že očekávaný narůst vládních výdajů po příliš dlouhé období nedovoluje zvýšení fiskálního multiplikátoru nad jedničku, ačkoliv se ekonomika nachází v situaci, kdy přetrvává nulová nominální úroková míra.

Pro ověření původně zkoumané hypotézy, že multiplikátor vládních výdajů je vyšší při nulové nominální úrokové míře, je však zapotřebí dalšího výzkumu na datech jiných zemí a za použití širšího spektra ekonometrických metod, které dokáží flexibilněji reagovat na strukturální změny v ekonomice, jako je právě dosažení hranice nulové nominální úrokové míry. V případě malých otevřených ekonomik spočívá potencionální rozšíření výzkumu v zahrnutí měnového kurzu do modelu, což umožní otestovat hypotézu, zda dopad vyšších vládních výdajů na produkt není potlačen skrz kurzový mechanismus, a to bez ohledu na dosažení nulové nominální úrokové míry. Odhad panelové vektorové autoregrese pro různé skupiny ekonomik se jeví jako vhodný směr budoucího výzkumu. Určení multiplikátoru zvlášť pro panel středně až velkých ekonomik, malých otevřených ekonomik s vlastní měnou a malých otevřených ekonomik, jež jsou členy měnové unie, může pomoci identifikovat další aspekty, které určují velikost fiskálního multiplikátoru. Lze totiž očekávat, že multiplikátor bude větší v zemích bez vlastní měny, neboť není pravděpodobné, že centrální banka měnové unie bude reagovat na expanzi ve vládních výdajích v jedné členské zemi.

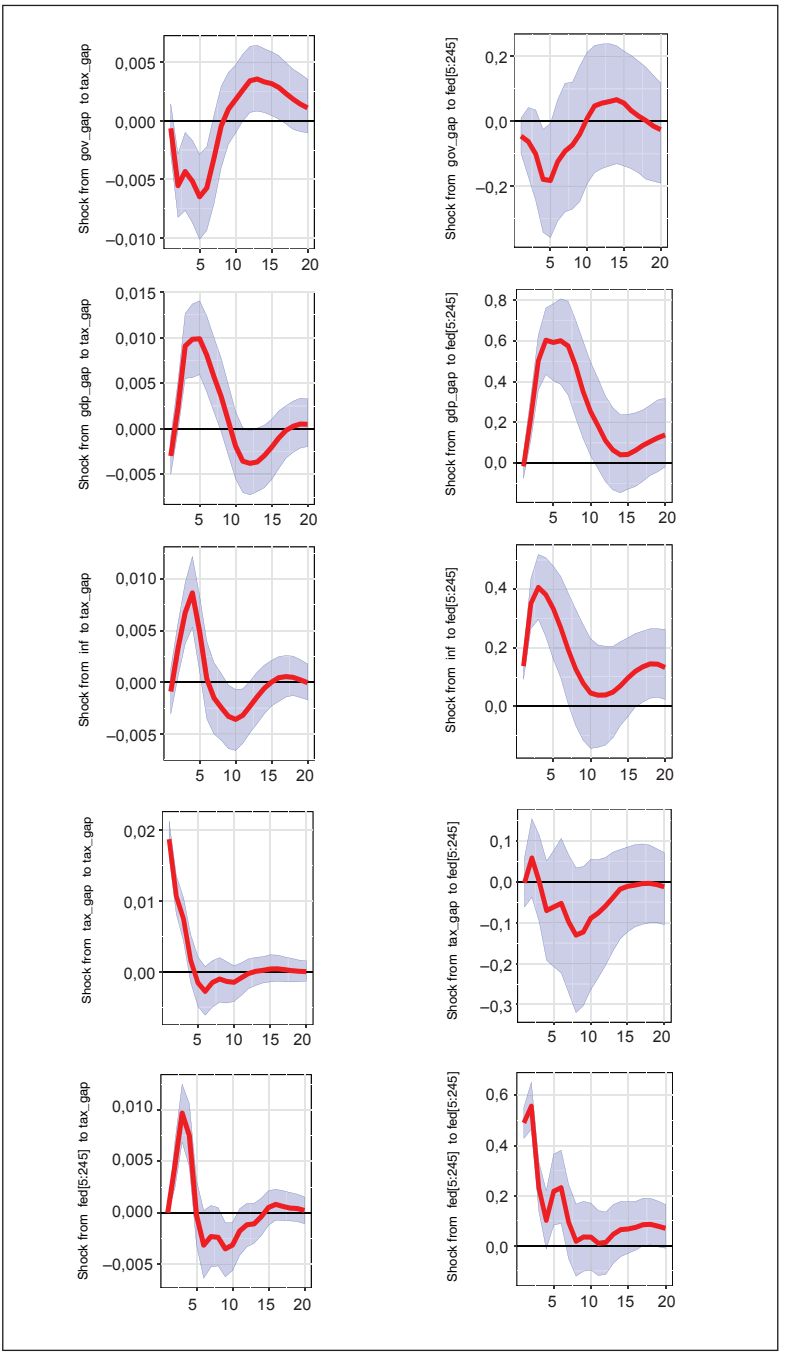
Přílohy

Příloha 1 | Funkce impulzní odezvy VAR modelu: 1955Q3–1979Q4

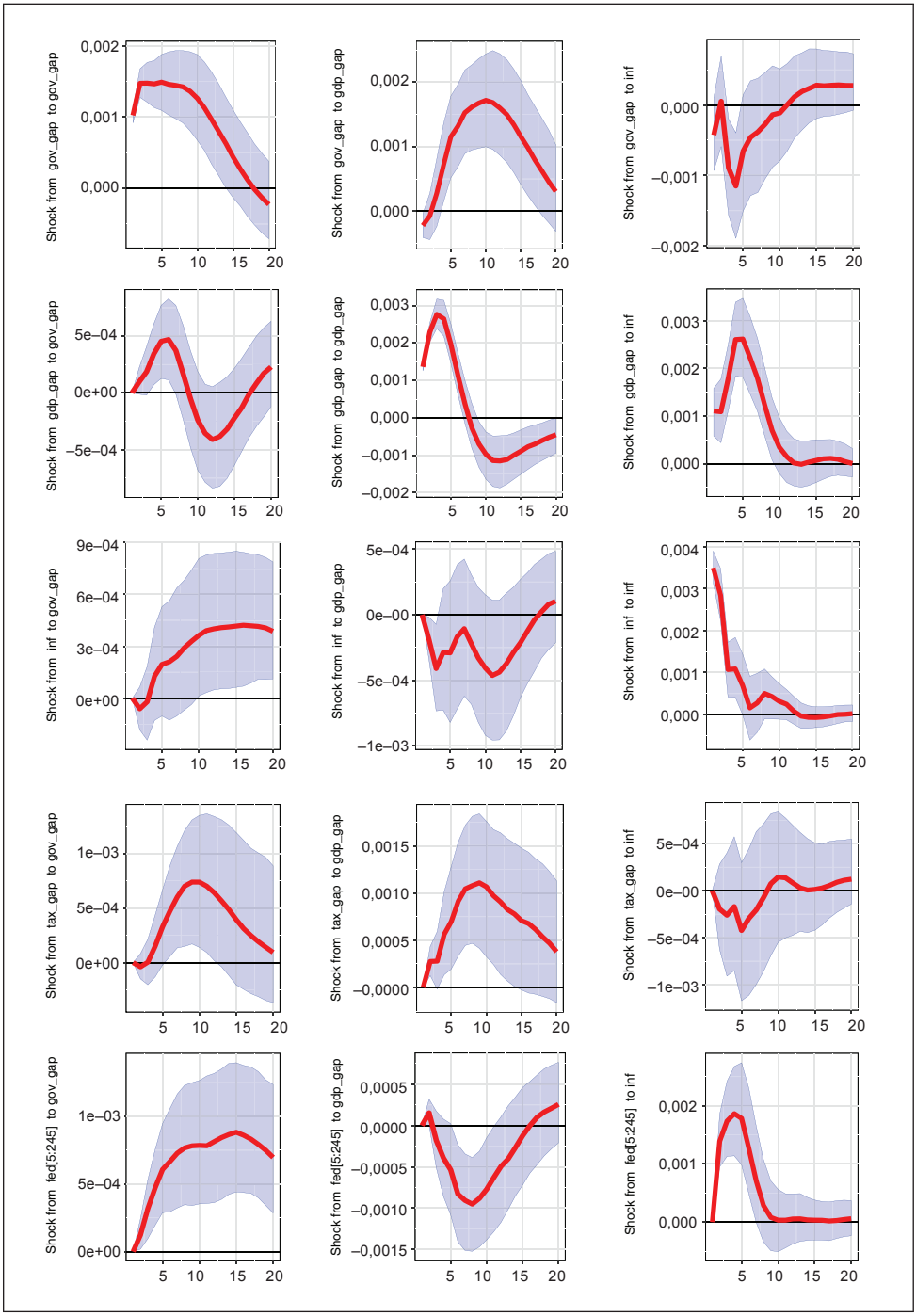


Politická ekonomie, 2019, 67(1), 20–47, https://doi.org/10.18267/j.polek.1215

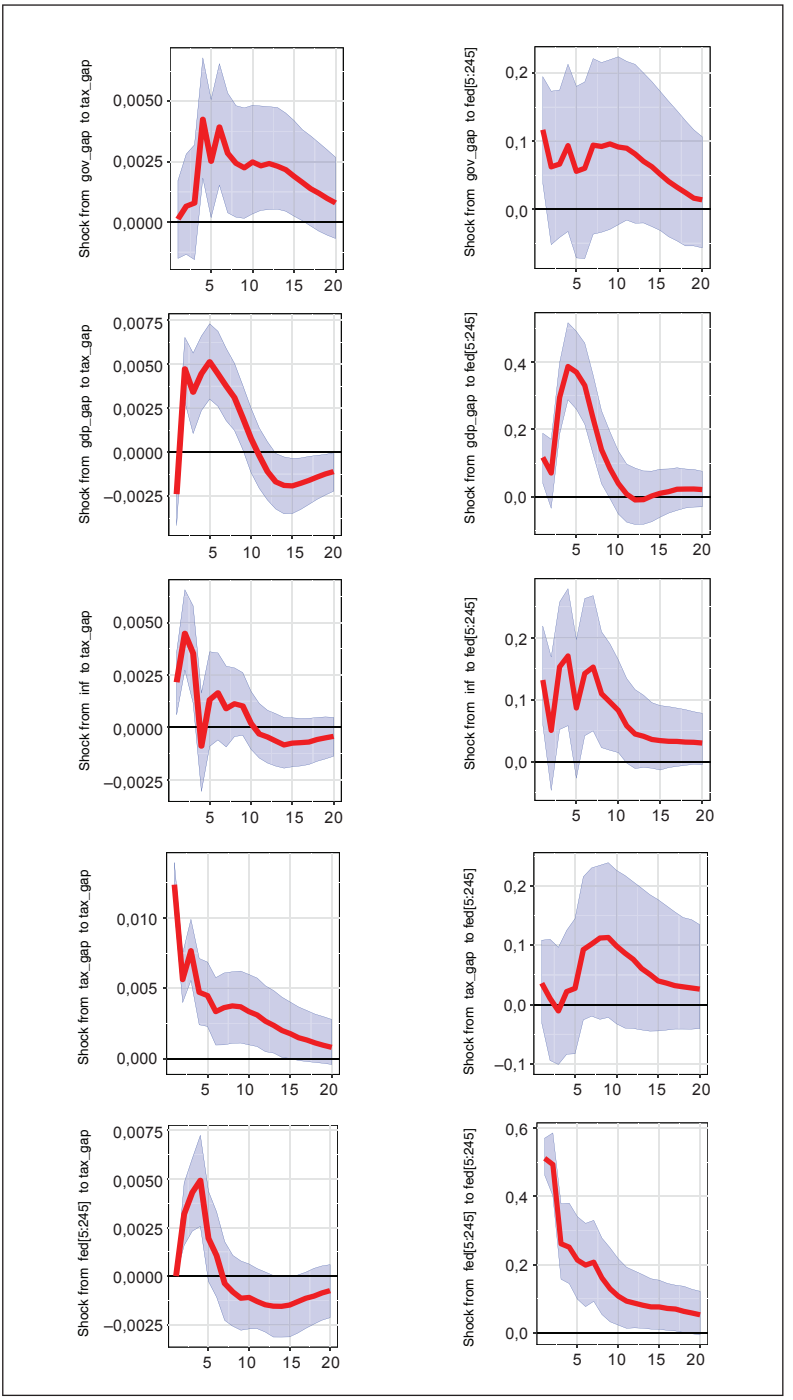
Příloha 1 | pokračování



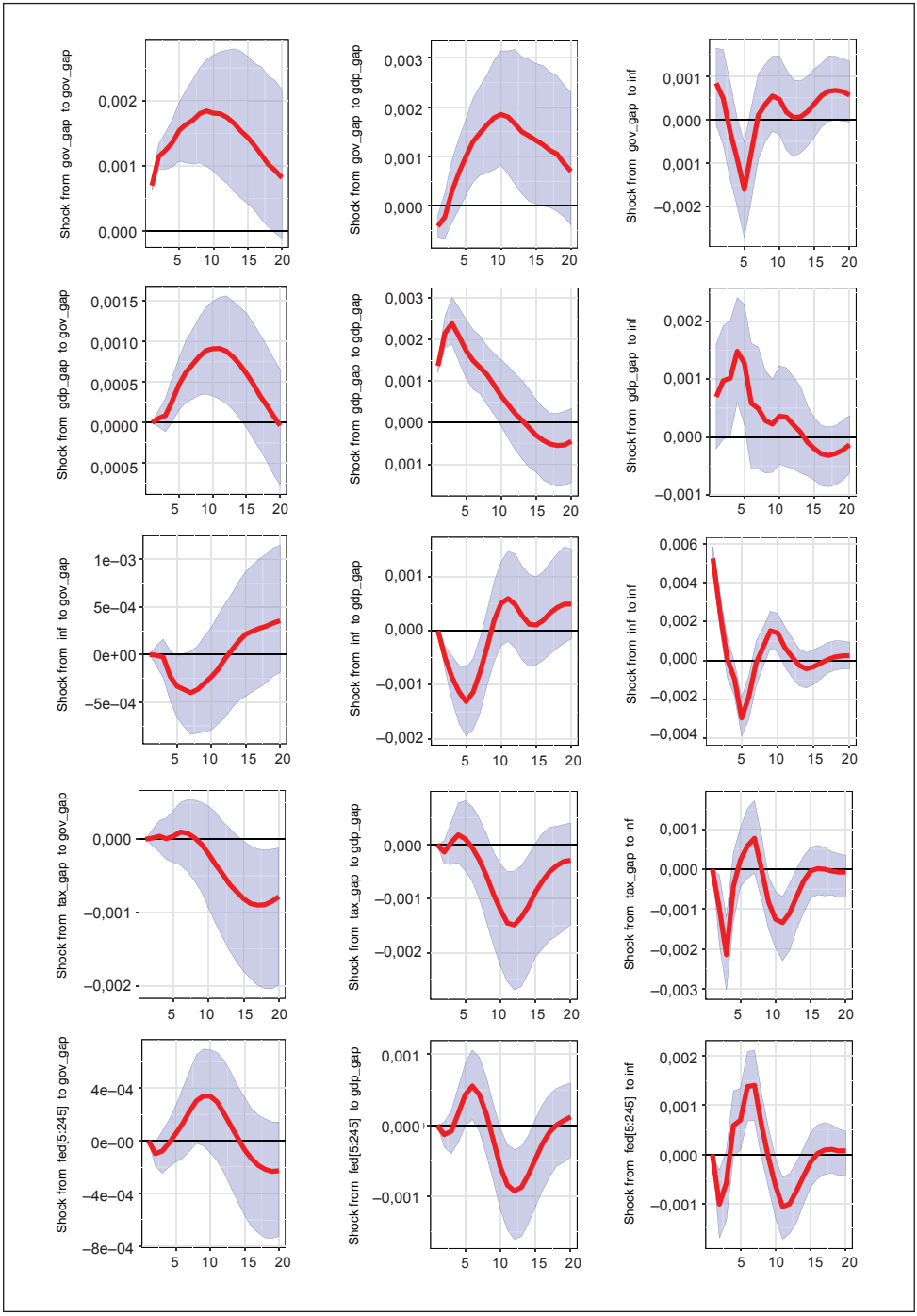
Příloha 2 | Funkce impulzní odezvy VAR modelu: 1980Q1–1999Q4



Příloha 2 | pokračování

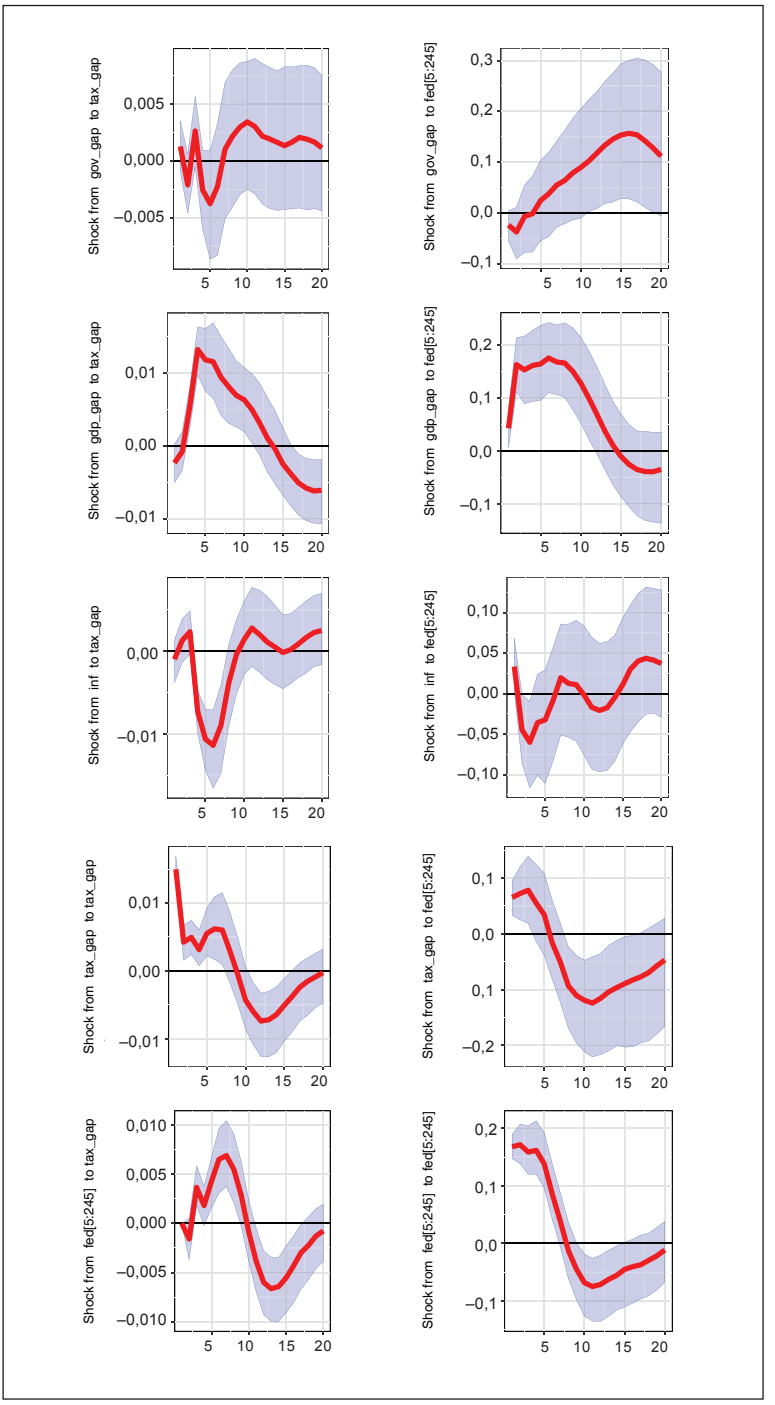


Příloha 3 | Funkce impulzní odezvy VAR modelu: 2000Q1–2015Q3

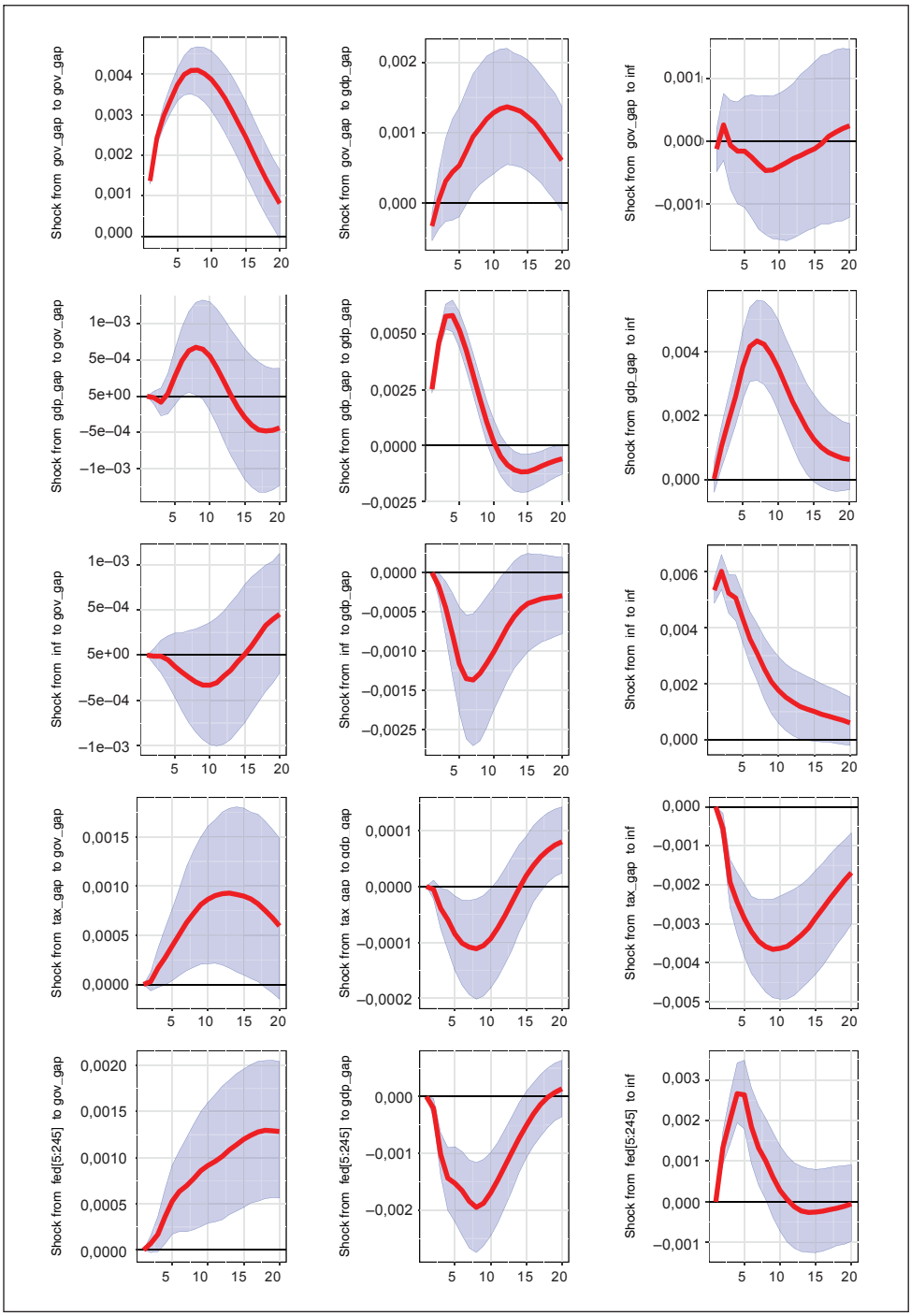


Politická ekonomie, 2019, 67(1), 20–47, https://doi.org/10.18267/j.polek.1215

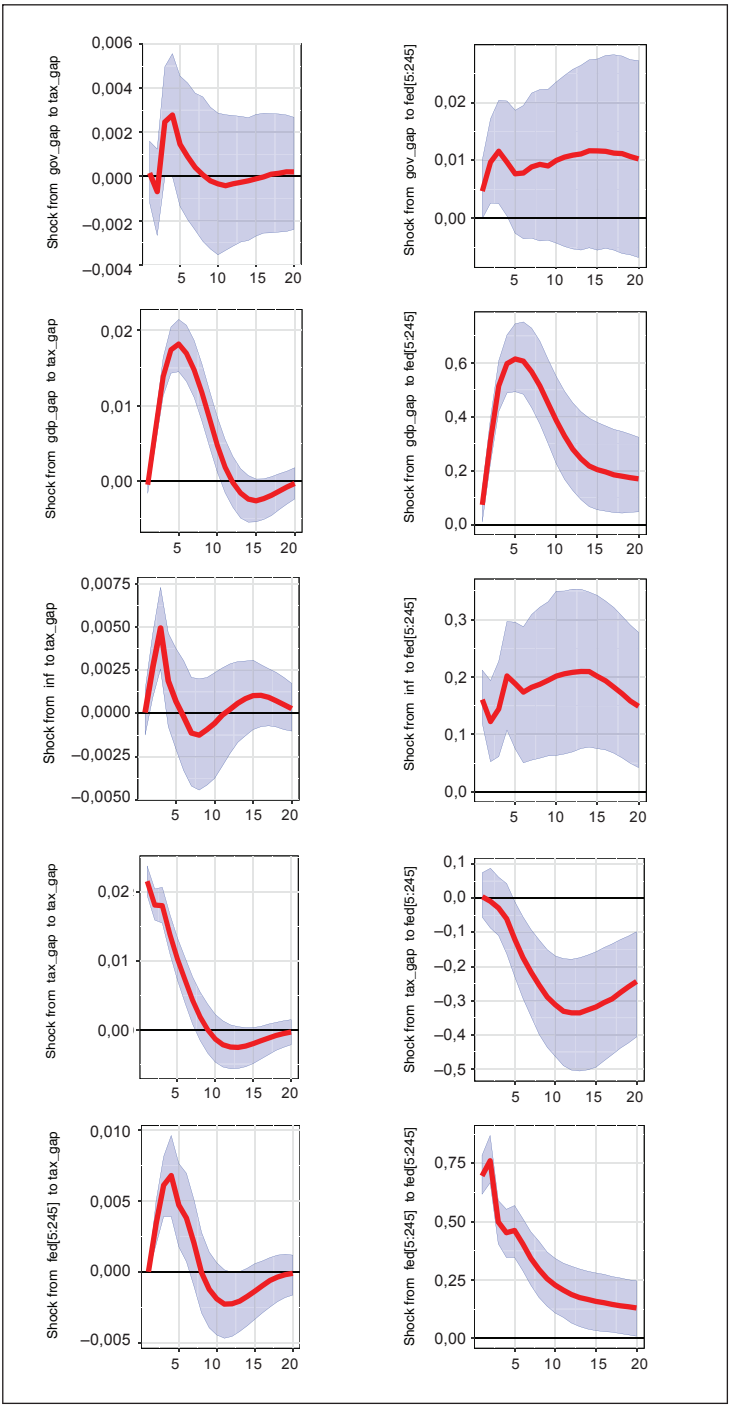
Příloha 3 | pokračování



Příloha 4 | Funkce impulzní odezvy VAR modelu: 1955Q3–2015Q3



Příloha 4 | pokračování



Literatura

Auerbach, A. J., Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy,* 4(2), 1–27, https://doi.org/10.1257/pol.4.2.1

Barro, R. J., Gordon, D. B. (1983). A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model. *Journal of Political Economy,* 91(4), 589–610, https://doi.org/10.1086/261167

Baxter, M., King, R. G. (1999). Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series. *The Review of Economics and Statistics,* 81(4), 575–593, https://doi.org/10.1162/003465399558454

Bech, M. L., Malkhozov, A. (2016). How Have Central Banks Implemented Negative Policy Rates? *BIS Quarterly Review*, March, 31–44.

Berg, T. O. (2014). *Time Varying Fiscal Multipliers in Germany*. Munich Personal RePEc Archive. MPRA Paper No. 57223. Dostupné z: http://mpra.ub.uni-muenchen.de/57223/

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, https://doi.org/10.1162/003355302320935043

Brunnermeier, M., James, H. (2015). Making Sense of the Swiss Shock. *Project Syndicate.* Dostupné z: https://www.project-syndicate.org/commentary/swiss-central-bank-stops-swiss-franc-euro- peg-by-markus-brunnermeier-and-harold-james-2015-01

Caldara, D., Kamps, C. (2008). *What Are The Effects of Fiscal Policy Shocks? A VAR-Based Comparative Analysis.* European Central Bank.Working Paper Series No. 877.

Semmler, W. and Chen. P. (2014). Financial Stress, Regime Switching and Macrodynamics: Theory and Empirics for the US, the EU and Non-EU Countries. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 8 (2014–20): 1–42. Dostupné z: http://dx.doi.org/10.5018/economics-ejournal.ja.2014-20

Christiano, L., Eichenbaum, M., Rebelo, S. (2011). When Is the Government Spending Multiplier Large? *Journal of Political Economy,* 119(1), 78–121, https://doi.org/10.1086/659312

Clemens, J., Miran, S. (2012). Fiscal Policy Multipliers on Subnational Government Spending. *American Economic Journal: Economic Policy,* 4(2), 46–68, https://doi.org/10.1257/pol.4.2.46

Dadkhah, K. (2009). *The Evolution of Macroeconomic Theory and Policy.* Berlin: Science & Business Media. ISBN 978-3540770084, https://doi.org/10.1007/978-3-540-77008-4

Eggertsson, G. B. (2009). *What Fiscal Policy Is Effective at Zero Interest Rates?* National Bureau of Economic Research. Federal Reserve Bank of New York Staff No 402, https://doi.org/10.2139/ssrn.1504828

Eggertsson, G., Woodford, M. (2003). The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy. *Brookings Papers on Economic Activity,* 34(1), 139–233, https://doi.org/10.1353/eca.2003.0010

Fawley, B. W., Neely, C. J. (2013). Four Stories of Quantitative Easing. *Federal Reserve Bank of St. Louis REVIEW,* 95(1), 51–88.

Franta, M., Holub, T., Král, P., Kubicová, I., Šmídková, K., Vašíček, B. (2014). *Exchange Rate Commitment versus Exchange Rate Interventions at the Zero Level of Interest Rates.* Czech National Bank. Research and Policy Notes 3.

Hall, R. E. (2009). *By How Much Does GDP Rise if the Government Buys More Output?* National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA Working Paper 15496, https://doi.org/10.3386/w15496

Harvey, A. C. (1985). Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series. *Journal of Business & Economic Statistics,* 3(3), 216–227, https://doi.org/10.2307/1391592

Harvey, A. C., Peters, S. (1990). Estimation Procedures for Structural Time Series Models. *Journal of Forecasting,* 9(2), 89–108, https://doi.org/10.1002/for.3980090203

Iiboshi, H., Iwataz, Y. (2015). *Time-varying Fiscal Multipliers Identified with Sign and Zero Restrictions: A Bayesian Approach to TVP-VAR-SV Model.*

Ilzetzki, E., Mendoza, E. G., Végh, C. A. (2013). How Big (Small?) are Fiscal Multipliers? *Journal of Political Economy,* 60(2), 239–254, https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2012.10.011

Kamada, K., Sugo, T. (2006). *Evaluating Japanese Monetary Policy under the Non-negativity Constraint on Nominal Short-term Interest Rates.* Bank of Japan. Working Paper Series 17.

Kapetanios, G., Mumtaz, H., Stevens, I., Theodoridis, K. (2012). Assessing the Economy-wide Effects of Quantitative Easing. *The Economic Journal,* 122(564), F316–F347, https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2012.02555.x

Krugman, P. R., Dominquez, K. M., Rogoff, K. (1998). It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap. *Brookings Papers on Economic Activity,* 29(2), 137–205, https://doi.org/10.2307/2534694

Kydland, F. E., Prescott, E. C. (1977). Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy,* 85(3), 473–492, https://doi.org/10.1086/260580

Ng, S., Wright, J. H. (2013). *Facts and Challenges from the Great Recession for Forecasting and Macroeconomic Modeling.* National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA Working Paper No. 19469, https://doi.org/10.3386/w19469

Schimmelpfennig, A., Mahfouz, S., Hemming, R. (2002). *Fiscal Policy and Economic Activity During Recessions in Advanced Economies.* International Monetary Fund. Washington, D.C. Working Paper No. 87, https://doi.org/10.5089/9781451851038.001

Spilimbergo, A., Schindler, M., Symansky, S. A. (2009). *Fiscal Multipliers.* Washington, DC: International Monetary Fund. ISBN 978-1-589-06866-7.

Svensson, L. E. O. (2014). *Forward Guidance.* National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA Working Paper No. 20796, https://doi.org/10.3386/w20796

Tindall, G. B., Shi, D. E. (2009). *America: A Narrative History.* New York: W. W. Norton & Company. ISBN 978-0393934083.

Ullersma, C. (2002). *The Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates and Monetary Policy Effectiveness: A Survey.* Research Memorandum 0203. OCFEB: Erasmus University Rotterdam.

Woodford, M. (2011). Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics,* 3(1), 1–35, https://doi.org/10.1257/mac.3.1.1

Woodford, M. (2012). *Methods of Policy Accommodation at the Interest-Rate Lower Bound.* Federal Reserve Bank of Kansas City. Economic Policy Symposium.