

Vysoká škola ekonomická v Praze

Fakulta informatiky a statistiky

Katedra statistiky a pravděpodobnosti



Kvantifikace účinků fiskální politiky v ČR pomocí modelu SVEC

doktorská disertační práce

Doktorand : Ing. Štěpán Radkovský
Školitel : Doc. Ing. Josef Arlt, CSc.
Obor : Statistika

Štěpán Radkovský

Praha, březen 2006

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem doktorskou práci na téma „Kvantifikace účinků fiskální politiky v ČR pomocí modelu SVEC“ vypracoval samostatně. Použitou literaturu a podkladové materiály uvádím v příloženém seznamu literatury.

V Praze dne 27. března 2006

.....
Štěpán Radkovský

Abstrakt

Přestože jsou účinky fiskální politiky v ČR častým předmětem diskuzí, existuje poměrně malé množství literatury zabývající se jejich empirickou analýzou z makroekonomického hlediska. Hlavní důvody je pravděpodobně nutné hledat v nestabilitě a krátkosti časových řad, které jsou vyvolané transformačním procesem v ekonomice. V současné době jsou pro hlavní makroekonomické agregáty a sektor vlády k dispozici čtvrtletní data za zhruba desetileté období.

Tato práce využívá při konstrukci modelu pro ČR současných teoretických i empirických poznatků týkajících se modelování fiskálních účinků. Obsahem první části práce je popis vektorového autoregresivního modelu (VAR) a vícerozměrného modelu korekce chyby (VEC) spolu s jejich strukturálním rozšířením. Identifikace strukturálních parametrů modelu SVEC umožňuje vzít v úvahu kointegraci časových řad a díky tomu odlišit dlouhodobý a krátkodobý charakter strukturálních šoků. Stručně jsou zde popsány i metody odhadů těchto modelů. Ve druhé části je přiblíženo vnímání fiskální politiky hlavními teoretickými proudy v ekonomii a zároveň jsou zmapovány existující přístupy k modelování fiskálních účinků. Ve třetí části potom následuje vlastní konstrukce modelu SVEC pro ČR, přičemž se také testuje stabilita získaných výsledků.

Výsledné odezvy se z hlediska dopadu do HDP jeví spíše v souladu s keynesiánským pohledem na fungování ekonomiky. Dopad fiskálních šoků do inflace vychází převážně statisticky nevýznamný. Z hlediska stability v čase si odhadnuté reakce zachovávají shodný tvar, i když zde dochází k určitému kolísání.

Další výzkum v podmínkách ČR lze směřovat do analýzy vlivu jednotlivých složek fiskálních veličin nejen na celkové HDP, ale i na jeho komponenty. Větší pozornost může být věnována i interakci mezi fiskální a měnovou politikou.

Klíčová slova: strukturální VAR; strukturální VECM; kointegrace; impulz–reakce; fiskální politika; strukturální deficit

Abstract

Although the effects of fiscal policy belong to the extensively discussed issues in the Czech Republic, not much is known about the actual impact of changes in government revenue or expenditure on the economy from macroeconomic point of view. Among the reasons can be the obstacles to robust empirical investigation that include the quality and length of the time series affected by the transformation process of the economy. At present, main macroeconomic aggregates and government sector data are available quarterly for the ten years period.

This thesis builds on recent empirical and theoretical findings on estimating the effects of fiscal policy. Chapter 1 describes Vector Autoregression (VAR) and Vector Error Correction (VEC) model together with their structural extension. The SVEC framework takes into account cointegration that through the identification of structural parameters allows for distinguishing permanent and transitory effects of the structural innovations. Brief description of the estimation method is introduced. Chapter 2 compares the main theoretical views on the fiscal policy and surveys the empirical approaches to modeling of the fiscal effects. Chapter 3 includes the estimation of the SVEC model for the Czech Republic. The stability of the constructed model is examined.

The results show that the effects of fiscal shocks on GDP are broadly in consensus with the Keynesian view. The response of inflation to the fiscal shocks appears to be statistically non-significant. Recursive estimates show that the responses are of the same shape but quantitatively unstable.

The research can be extended by investigating the effects of more detailed fiscal variables not only on GDP as a whole but also on its components. Attention should be paid to the interaction between monetary and fiscal policy.

Keywords: Structural VAR; Structural VECM; Cointegration; Impulse-response; Fiscal policy; Structural deficit

Kurzfassung

Es gibt relativ wenige Fachliteratur, die sich mit empirischen Wirkungen der Fiskalpolitik in der Tschechischen Republik von makroökonomischen Gesichtspunkt beschäftigt, obwohl das ein häufiges Diskussionsthema ist. Zu den Hauptgründen gehören kurze und instabile Zeitreihen, die mit der Wirtschaftstransformation auslösen sind. Gegenwärtig sind die Quartalsdaten im zehnjährigen Zeitraum für die hauptmakroökonomischen Aggregate und den Regierungssektor zur Verfügung.

Diese Arbeit erstellt das Modell für die Tschechischen Republik in Verbindung mit der aktuellen theoretischen und empirischen Literatur. Im ersten Kapitel werden Vektorautoregressive (VAR) Modelle und mehrdimensionale Fehlerkorrekturmodelle (VEC) vorgestellt und die strukturelle Erweiterung beschrieben. Die Identifikation den strukturellen Parametern ermöglicht Kointegration zwischen den Zeitreihen zu berücksichtigen und deswegen den kurzzeitigen und langfristigen Charakter der strukturellen Schocks zu unterscheiden. Die statistischen Schätz- und Testverfahren sind hier gleichfalls kurz beschrieben. Im zweiten Kapitel ist die Fiskalpolitik in der Perspektive der theoretischen Strömungen in Ökonomie zusammenfasst und gleichzeitig sind auch die existierende empirische Zugänge vorgestellt. Im dritten Kapitel folgt die Erstellung des SVEC-Modells für die Tschechische Republik. Es wird auch die Stabilität des Modells getestet.

Geschätzte Impulsantwortfolgen sind allgemein konsistent mit keynesianischer Theorie. Die Impulsantwortfolgen der Inflation auf die fiskalischen Schocks sind überwiegend statistisch nicht signifikant. Die geschätzten Reaktionen behalten vom Zeitstabilitätsstandpunkt die gleiche Form, obwohl hier zu einigen Schwankungen kommt.

Weitere Forschung in der Tschechischen Republik könnte sich mit der Analyse des einzelnen Fiskalkomponenteneinflusses und auch mit desaggregiertem BIP beschäftigen. Größere Aufmerksamkeit kann auf die Interaktion von Geld- und Fiskalpolitik gerichtet werden.

Schlüsselworte: strukturelles VAR-Modell; strukturelles VEC-Modell; Kointegration; Impulsantwortfolge; Fiskalpolitik; strukturelles Defizit

Obsah

Úvod	7
1 Modely SVAR a SVEC	9
1.1 Redukovaná forma	9
1.1.1 Stacionární VAR	10
1.1.2 Model VEC	11
1.1.3 Odhad parametrů modelu VAR a VEC	13
1.2 Strukturální forma	16
1.2.1 Strukturální stacionární VAR	17
1.2.2 Strukturální model VEC	23
1.2.3 Odhad strukturální formy modelu	24
2 Možnosti zachycení fiskálních účinků	26
2.1 Fiskální politika – základní teoretické vymezení	26
2.1.1 Keynesiánský a neokeynesiánský přístup	27
2.1.2 Neoklasický přístup	28
2.2 Možné přístupy k modelování fiskálních účinků	30
2.2.1 Fiskální indikátory	30
2.2.2 Modely odvozené z apriorních ekonomických předpokladů	34
2.2.3 Modely vycházející z analýzy časových řad	38
3 Aplikace fiskálního modelu SVEC pro ČR	42
3.1 Data a jejich základní charakteristika	42
3.2 Model VAR	47
3.3 Kointegrační analýza	51
3.4 Model VEC	53
3.5 Identifikace a odhad modelu SVEC	57
3.6 Analýza impulz-reakce	60
Závěr	65
Literatura	67

Úvod

V poslední době se především v Evropě dostává do centra pozornosti tvůrců hospodářských politik i akademiků působení fiskální politiky na vývoj ekonomiky. Hospodářská a měnová unie (HMU) je postavena na bázi jednotné měnové politiky. Zúžený manévrovací prostor jednotlivých států ve formě nezvratitelně zafixovaného měnového kurzu tak kromě jiného klade značné nároky na provádění efektivní fiskální politiky. Nejistota dopadů různých fiskálněpolitických zásahů vyvolává značné diskuze, což dokládá řada teoretických ekonomických prací i empiricky laděných studií.

Česká republika stojí v současnosti na prahu vstupu do kurzového mechanismu ERM II, který je chápán jako brána pro přistoupení k HMU. Jedním z vážných rizik z hlediska setrvání v ERM II a následného vstupu do eurozóny je vývoj veřejných financí. Důsledkem dlouhodobě neřešených strukturálních problémů veřejných financí, expanzivní fiskální politiky a postupných úhrad transformačních ztrát byla v posledních několika letech dlouhodobá neudržitelnost fiskálního vývoje v ČR. Postupná reforma a konsolidace veřejných financí tak bude v nadcházejících letech představovat značné nároky především na fiskální politiku. Cílem fiskální konsolidace by mělo být nejen dosažení maastrichtských kritérií, ale také podpora celkové makroekonomické stability. S tím je samozřejmě spojena znalost dopadů fiskálních účinků na hospodářský vývoj.

V ekonometrické analýze jsou k popisu vztahů makroekonomických veličin standardně využívány modely VAR. Strukturální modely VAR, které lze chápat jako jejich rozšíření, dominují jednak v oblasti interpretace fluktuací hospodářských cyklů menšího počtu makroekonomických proměnných a také při identifikaci dopadů různých hospodářských politik na makroekonomický vývoj. V modelech VAR je informace ohledně okamžitého vztahu mezi zkoumanými proměnnými skryta v kovarianční matici náhodných složek. Modely SVAR využívají tuto informaci dále tak, že v systému pomocí příslušných omezení identifikují množinu navzájem nezávislých strukturálních šoků. Zatímco jednotlivé proměnné jsou chápány v rámci systému jako endogenní, strukturální šoky mají charakter veličin působících exogenně.

Kointegrační analýza přinesla z makroekonomického pohledu zajímavé rozšíření modelů VAR. Kointegrovaný model VAR vyjádřený pomocí reprezentace VEC totiž umožňuje odlišení vztahů mezi proměnnými v krátkém a dlouhém období. Strukturální forma modelů VEC navíc umožňuje rozlišení mezi strukturálními šoky s dočasným a permanentním dopadem do systému.

Modely časových řad byly nejdříve aplikovány na problémy spjaté s měnovou politikou. Teprve v posledních letech byl tento přístup ve větším měřítku použit pro analýzu fiskální politiky, a to především na podmínky americké ekonomiky. Zcela aktuální jsou práce týkající se odhadu efektů fiskální politiky na vývoj ekonomiky v Evropě. Cílem této práce je pomocí analýzy časových řad, konkrétně pomocí modelu SVEC, přispět k hlubší znalosti dopadů fiskální politiky v podmínkách ČR.

V první kapitole se zaměříme na popis modelů VAR a VEC a přiblížíme jejich strukturální rozšíření spolu s problematikou identifikace strukturálních parametrů. Stručně popíšeme i metody odhadu těchto modelů. Ve druhé kapitole přiblížíme vnímání fiskální politiky hlavními teoretickými proudy v ekonomii a pokusíme se zmapovat existující přístupy k modelování fiskálních účinků. Ve třetí kapitole potom bude následovat vlastní aplikace pro ČR.

Modely SVAR a SVEC

Použití statistických modelů má v ekonomii poměrně dlouhou tradici. V podstatě lze vystopovat dva mezní přístupy při použití statistických modelů.¹ V prvním případě jsou určité statistické postupy použity pouze jako nástroj k odhadnutí předem formulovaného ekonomického modelu. Teoretické ekonomické modely jsou často specifikovány ve formě matematického modelu, a jejich aplikace na empirická data spočívá v přidání chybového členu do určité rovnice. Statistika má v tomto případě pouze pasivní funkci a tím často dochází k nedodržení základních předpokladů a principů.

Ve druhém případě je ústředním motivem vytvoření správně specifikovaného statistického modelu, pomocí něhož je následně zkoumána daná ekonomická otázka. Z ekonometrického hlediska je potom strategie při vytváření statistického modelu diametrálně odlišná. Ke statistickému modelu lze dospět pomocí tzv. pravděpodobnostní redukce, přičemž se vychází z explicitního stochastického popisu všech dostupných dat a provádí se postupná redukce obecného statistického modelu za použití statistických testů. V práci se zaměříme výhradně na dynamické lineární modely gaussovského typu, které jsou v posledních letech v ekonomické literatuře při studiu dopadu hospodářských politik standardně aplikovány.

1.1 Redukovaná forma

Základy moderní analýzy časových řad položily práce Box a Jenkins (1970) a Granger a Newbold (1977). Tzv. Boxova–Jenkinsova metodologie pracuje s jednorozměrnými modely ARIMA. Značně populární počínaje prací Sims (1980) se staly vícerozměrné modely typu VAR. Přestože je v některých případech vhodné explicitně modelovat analogicky k jednorozměrným modelům ARIMA i složku klouzavých průměrů vícerozměrného modelu (viz Lütkepohl, 1991 a 2005), v aplikacích díky jednodušší manipulaci dominují modely VAR. Zároveň se v této souvislosti vychází ze skutečnosti, že proces VARMA lze postihnout modelem VAR s dostatečným počtem zpoždění.

¹Podrobnější diskuze ohledně ekonometrické metodologie viz např. Spanos (1986) a Hendry (1995).

Práce Engle a Granger (1987) ukázala, že jsou modely VAR vhodné ke studiu dlouhodobých vazeb mezi časovými řadami, které jsou stacionární v diferencích. Rozlišení mezi vztahy v krátkém a dlouhém období bylo zároveň značně atraktivní z hlediska ekonomické teorie. V návaznosti na tuto problematiku představil Johansen (1988) kointegrovaný model VAR, který se stal standardním prostředkem ke studiu makroekonomických vztahů.

Odlišení redukované a strukturální formy má v ekonometrické analýze dlouhou tradici (viz Haavelmo, 1944). Redukovaná forma modelu představuje vhodnou reprezentaci ekonomického systému, který lze naplnit daty a odhadovat. Strukturální forma představuje reformulaci redukované formy za účelem zachycení určitého pohledu na systém, který reflektuje ekonomickou teorii. Podstatným nedostatkem (kointegrovaného) modelu VAR je právě fakt, že je vyjádřen v tzv. redukované formě a jeho parametry přímo neumožňují strukturální interpretaci. Cílem této části je popis vztahů mezi modely v redukované formě a strukturálními modely v případě kointegrovaného systému.

1.1.1 Stacionární VAR

Vícerozměrnou časovou řadu budeme chápat jako tzv. realizaci stochastického procesu $\{y_t\}$, což je posloupnost K -rozměrných náhodných vektorů $y_t = [y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Kt}]'$ pro všechna $t \in \mathcal{T}$,

$$y : \mathcal{T} \times \Omega \longrightarrow \mathbb{R}^K.$$

Proces $\{y_t\}$ je slabě stacionární, pokud existují jeho první a druhé momenty a jsou v čase neměnné, tj.

- náhodné vektory mají v čase neměnné a konečné střední hodnoty $E(y_t) = \mu < \infty$ pro všechna t , kde $\mu = (\mu_1, \dots, \mu_K)'$,
- rozptyly náhodných veličin jsou v čase neměnné a konečné $D(y_{kt}) = \sigma_k^2 < \infty$ pro všechna k, t a
- kovarianční matice náhodných vektorů závisí pouze na časovém posunu h ,
 $\text{cov}(y_t, y_{t-h}) = E[(y_t - \mu)(y_{t-h} - \mu)'] = \Gamma(h)$ pro všechna t .

V případě, že $h = 0$, mají všechny náhodné vektory y_t v čase neměnnou kovarianční matici $\Gamma(0) = E[(y_t - \mu)(y_t - \mu)'] = \Sigma_y$ pro všechna t .

Slabá stacionarita a její předpoklad v čase konstantních středních hodnot, rozptylů a kovariancí není v praxi příliš slučitelný s charakterem většiny makroekonomických časových řad, které často vykazují trend (ať již deterministický či stochastický), v čase se

měnící rozptyly, obsahují zlomy apod. Dále však budeme zatím pokračovat za uvedených předpokladů.

Vektorový autoregresivní proces je zobecněním jednorozměrného AR procesu. Pro zjednodušení lze abstrahovat od případných deterministických členů a vyjádřit K -rozměrný model VAR(p) jako:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad (1.1)$$

kde $t = 1, \dots, T$ a A_i jsou matice parametrů rozměru $(K \times K)$.

Předpokládá se, že proces náhodných složek $\{u_t\}$ je tvořen náhodnými vektory s vlastností

$$u_t \sim \text{WN}(\mathbf{0}, \Sigma_u),$$

tj. s nulovými středními hodnotami $E(u_t) = 0$, v čase neměnnou, pozitivně definitní a nesingulární kovarianční maticí $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ a $E(u_t u_s') = 0$ pro $t \neq s$.

Příkladem může být dvourozměrný VAR(1) proces:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix},$$

kde

$$\begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \sim \text{WN} \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \right).$$

Lze ukázat, že proces VAR(p) je stacionární, leží-li všechny kořeny rovnice

$$|I_K - A_1 z - A_2 z^2 - \dots - A_p z^p| = |A(z)| = 0 \quad (1.2)$$

vně jednotkového kruhu, tj. $|A(z)| \neq 0$ pro všechna $|z| \leq 1$.

1.1.2 Model VEC

Empirickou zkušeností je, že některé nebo všechny časové řady vstupující do modelu jsou integrované.² K testování tohoto charakteru časových řad se již standardně používají testy jednotkového kořene. Zajímavá bude pro nás především situace, kdy některé

²V této práci budeme předpokládat, že jsou integrované nejvýše řádu jedna.

z časových řad sdílí společný stochastický trend. Znamená to, že existuje jejich lineární kombinace, která je typu $I(0)$.

Přestože lze model (1.1) použít k zachycení proměnných typu $I(1)$, bude účelnější ho přepsat v tzv. VEC formě. Získáme jí odečtením y_{t-1} od obou stran rovnice (1.1) a má formu

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t, \quad (1.3)$$

kde mezi maticemi parametrů VEC reprezentace a modelu VAR (1.1) platí vzájemný vztah $\Pi = -(I_K - A_1 - A_2 - \dots - A_p)$ a $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$ pro $i = 1, \dots, p-1$. Z matic parametrů VEC modelu (1.3) lze tedy dospět zpět k maticím parametrů modelu (1.1) následujícím způsobem: $A_1 = \Gamma_1 + \Pi + I_K$, $A_i = \Gamma_i - \Gamma_{i-1}$ pro $i = 2, \dots, p-1$ a $A_p = -\Gamma_{p-1}$.

Protože levá strana modelu VEC neobsahuje stochastický trend, jediným na první pohled nevybalancovaným členem je Πy_{t-1} , který obsahuje časové řady typu $I(1)$. Pokud je hodnota matice Π rovna 0, člen Πy_{t-1} je nulový a proces Δy_t má stabilní VAR reprezentaci. Jednotlivé časové řady lze před začleněním do modelu individuálně diferencovat, přičemž nedochází ke ztrátě informace. Naopak v případě plné hodnosti matice Π se jedná o systém obsahující stacionární časové řady.

Mnohem zajímavější je situace, kdy má polynom ve vztahu (1.2) jednotkový kořen, nebo-li determinant se rovná nule pro $z = 1$. V tomto případě je matice Π singulární a má sníženou hodnotu rovnou $r < K$. Zároveň ji lze napsat jako součin dvou matic α a β o rozměru $(K \times r)$, které mají shodně hodnotu rovnou r , tj. $\Pi = \alpha\beta'$. Systém potom obsahuje r kointegračních vztahů určených maticí β .

Příkladem může být třírozměrný proces VEC(0) obsahující dva kointegrační vztahy:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \alpha_{11}ec_{1t-1} + \alpha_{12}ec_{2t-1} \\ \alpha_{21}ec_{1t-1} + \alpha_{22}ec_{2t-1} \\ \alpha_{31}ec_{1t-1} + \alpha_{32}ec_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

kde

$$\begin{aligned} ec_{1t-1} &= \beta_{11}y_{1t-1} + \beta_{12}y_{2t-1} + \beta_{13}y_{3t-1} \\ ec_{2t-1} &= \beta_{21}y_{1t-1} + \beta_{22}y_{2t-1} + \beta_{23}y_{3t-1}. \end{aligned}$$

Prvky matice α znamenají zatížení jednotlivých kointegračních vektorů ec_{1t-1} a ec_{2t-1} a vyjadřují tak sílu s jakou se prosazují oba dlouhodobé vztahy. Problém je, že matice α a β nejsou dány jednoznačně. Vynásobíme-li matici α jakoukoliv nesignulární čtvercovou maticí D' o rozměru $r \times r$ a matici β inverzní maticí D^{-1} , získáme vždy stejnou matici $\Pi = \alpha D'(\beta D^{-1})' = \alpha D' D'^{-1} \beta' = \alpha \beta'$. Komplexní řešení této situace navrhli Johansen (1995) a Johansen a Juselius (1992, 1994). Přehledně je problematika popsána také v práci Arlt (1999). Problému se dotkneme v souvislosti s odhadem matic α a β a také v části 3.4 týkající se aplikace.

1.1.3 Odhad parametrů modelu VAR a VEC

Model VAR

Neznámé matice parametrů lze odhadnout pomocí vícerozměrné metody nejmenších čtverců (viz Lütkepohl, 1991). Sloučíme-li proměnné na pravé straně do jediného vektoru $x_t = [y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p}]'$ a vyjádříme-li podobným způsobem společnou matici všech odhadovaných parametrů $A = [A_1, \dots, A_p]$, získáme model (1.1) ve tvaru

$$y_t = Ax_t + u_t \quad (1.4)$$

Potom má odhad metodou nejmenších čtverců následující podobu:

$$\hat{A} = \sum_{t=p+1}^T y_t x_t' \left(\sum_{t=p+1}^T x_t x_t' \right)^{-1}. \quad (1.5)$$

Pomocí matic $Y = [y_{p+1}, \dots, y_T]$, $U = [u_{p+1}, \dots, u_T]$ a $X = [X_p, \dots, X_{T-1}]$, přičemž $X_t = [y'_t, \dots, y'_{t-p+1}]'$, lze vztah (1.4) ekvivalentně vyjádřit jako

$$Y = AX + U \quad (1.6)$$

a odhad matice parametrů je

$$\hat{A} = YX'(XX')^{-1}. \quad (1.7)$$

Odhady parametrů získané vícerozměrnou metodou nejmenších čtverců jsou konzistentní a asymptoticky normální, přičemž platí

$$\sqrt{T} \text{vec}(\hat{A} - A) \xrightarrow{d} \mathbf{N}(0, \Sigma_{\hat{A}}), \quad (1.8)$$

kde

$$\Sigma_{\hat{A}} = [E(x_t x_t')]^{-1} \otimes \Sigma_u.$$

Jestliže $u_t \sim \text{IN}_K(\mathbf{0}, \Sigma)$ je K -rozměrný gaussovský proces bílého šumu, potom je odhad metodou nejmenších čtverců asymptoticky ekvivalentní odhadu pomocí metody maximální věrohodnosti a tím pádem je i asymptoticky vydatný.

Konzistentní odhad kovarianční matice Σ_u získáme ze vztahu

$$\hat{\Sigma}_u = \frac{1}{T-p} \sum_{t=p+1}^T (y_t - \hat{A}x_t)(y_t - \hat{A}x_t)'$$

Odhad nestacionárního systému obsahujícího časové řady typu I(1) metodou nejmenších čtverců má také asymptotické rozdělení uvedené v (1.8).³ Zde je ovšem nutné poznamenat, že kovarianční matice $\Sigma_{\hat{A}}$ je singulární, zatímco ve stacionárním systému je obecně nesingulární. To ovšem může ohrozit platnost obvyklých testů ohledně parametrů modelu. Práce Toda a Yamamoto (1995) a Dolado a Lütkepohl (1996) ale ukázali platnost standardních asymptotických vlastností testů v případě, kdy nejsou souběžně kladena omezení na každou matici A_i . V případě, že je model VAR řádu většího než 2, lze použít pro jeden konkrétní parametr standardní prostředky pro testování.

Model VEC

Pokud je určen řád kointegrace r , lze přistoupit k odhadu modelu VEC. Ke stanovení řádu kointegrace se podrobně vrátíme v části 3.3. Podobně jako u úrovnového modelu VAR označíme $\Delta Y = [\Delta y_{p+1}, \dots, \Delta y_T]$, $Y_{-1} = [y_p, \dots, y_{T-1}]$, $U = [u_{p+1}, \dots, u_T]$, $\Gamma = [\Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}]$ a $Z = [Z_p, \dots, Z_{T-1}]$, kde $Z_t = [\Delta y_t', \dots, \Delta y_{t-p+2}']'$. Model (1.3) tak lze vyjádřit ve tvaru:

$$\Delta Y = \Pi Y_{-1} + \Gamma Z + U. \quad (1.9)$$

V případě předem dané matice Π , lze analogicky k (1.4) matici parametrů Γ odhadnout metodou nejmenších čtverců

$$\hat{\Gamma} = (\Delta Y - \Pi Y_{-1})Z'(ZZ')^{-1}. \quad (1.10)$$

Po dosazení (1.10) do (1.9) a označení $M = I - Z'(ZZ')^{-1}Z$ získáme model

$$\Delta Y M = \Pi Y_{-1} M + \hat{U}.$$

³viz Park a Phillips (1999, 1989) a Sims a kol. (1990)

Pro dané r , kdy $0 < r < K$, označující hodnotu matice Π lze pomocí metody známé jako kanonická korelační analýza (viz Anderson, 1984) nebo shodně pomocí tzv. reduced rank regrese odhadnout parametry matice Π . Johansen (1995) definuje matice

$$S_{00} = T^{-1}\Delta Y M \Delta Y', \quad S_{01} = T^{-1}\Delta Y M Y'_{-1}, \quad S_{11} = T^{-1}\Delta Y_{-1} M \Delta Y'_{-1}$$

a řeší pomocí

$$\det(\lambda S_{11} - S'_{01} S_{00}^{-1} S_{01}) = 0 \quad (1.11)$$

charakteristickou rovnicí $\lambda_i S_{11} b_i = S'_{01} S_{00}^{-1} S_{01} b_i$, kde $\lambda_1 \geq \dots \geq \lambda_K$ jsou vlastní čísla a $V = [b_1, \dots, b_K]$ matice jim příslušející vlastních vektorů, přičemž $V' S_{11} V = I_K$. Odhad parametrů matice $\Pi = \alpha \beta'$ se získá postupně. Odhad β je dán maticí prvních r vlastních vektorů, tj.

$$\hat{\beta} = [b_1, \dots, b_r]$$

a odhad α se získá metodou nejmenších čtverců z modelu $\Delta Y M = \alpha \hat{\beta}' Y_{-1} M + \tilde{U}$, tj.

$$\hat{\alpha} = \Delta Y M Y'_{-1} \hat{\beta} (\hat{\beta}' Y_{-1} M Y'_{-1} \hat{\beta})^{-1}. \quad (1.12)$$

Za předpokladu normálně rozdělených náhodných složek jsou tyto odhady ekvivalentní maximálně věrohodným odhadům. Za obecných předpokladů jsou konzistentní a asymptoticky normální, tj.

$$\sqrt{T} \text{vec}(\hat{\Gamma} - \Gamma) \xrightarrow{d} \mathbf{N}(0, \Sigma_{\hat{\Gamma}}), \quad \sqrt{T} \text{vec}(\hat{\Pi} - \Pi) \xrightarrow{d} \mathbf{N}(0, \Sigma_{\hat{\Pi}}).$$

Ke konzistentnímu odhadu matic α a β je nutné zavést identifikující omezení zaručující jejich jednoznačnost. Bez takového omezení lze získat konzistentní odhad pouze jejich součinu, tedy matice Π . V literatuře se často objevuje takové omezení, kdy se část matice β položí rovná jednotkové matici. Jedná se v podstatě o normalizaci jednotlivých kointegračních vztahů. V určitých případech je ovšem nutné brát zřetel na řazení proměnných v systému, protože se v něm mohou vyskytovat kointegrační vztahy nezahrnující vždy všechny proměnné. V normalizující jednotkové matici potom prvek, kterému přiřadíme hodnotu jedna, může být ve skutečnosti nulový.

1.2 Strukturální forma

Dominantním proudem v makroekonometrické analýze byl zhruba od počátku čtyřicátých do konce sedmdesátých let směr nazývaný podle tzv. Cowles Commission.⁴ Ke zkoumání makroekonomických vztahů a především k předpovědím využíval modely simultánních rovnic postavené na základě ekonomické teorie. V roce 1972 se během ropné krize s následnými cenovými šoky tento přístup dostal do vážných problémů, když nedokázal podat uspokojivé předpovědi ekonomického vývoje. Používané simultánní modely byly poměrně velkého rozsahu, řada z nich doznala v průběhu dalších let značné redukce. V téže době se postupně začala prosazovat Boxova-Jenkinsova metodologie, která k předpovědím používala „ateoretické“ modely typu ARIMA. Vícerozměrné rozšíření modelů ve formě VAR získalo především díky práci Sims (1980) značnou popularitu.

Cooley a LeRoy (1985) ovšem ve své práci namítají, že vektorové autoregresivní modely pracují s redukovanou formou systému a tím pádem postihují pouze dynamické vlastnosti systému. Z velkého množství parametrů modelu VAR je podle nich obtížné vyvodit použitelné závěry a především se může na takové modely vztahovat tzv. Lucasova kritika. Problém je, že parametry modelu nelze vztáhnout k vlastnostem ekonomického systému jako je optimalizující chování, preference, technologie apod. Tím se zabývají především modely obecné rovnováhy. Kydland a Prescott (1982) používající modely obecné rovnováhy přímo deklarují, že jejich modely stejně jako všechny ostatní jsou chybné a že tradiční metoda odhadu založená na maximální věrohodnosti (s gaussovskými předpoklady) nemusí podávat správné výsledky. Stěžejní metodou ke stanovení konkrétních hodnot parametrů takového modelu je tzv. kalibrace. Do modelu se pro některé parametry dosadí v širším okruhu modelů akceptované hodnoty, jiné parametry se přímo přizpůsobují na základě požadovaného chování daného systému.

Zmíněné nedostatky modelů VAR v redukované formě řeší práce Blanchard a Watson (1986), Bernanke (1986) a Sims (1986) zavedením strukturálních VAR modelů (SVAR), které se někdy označují také jako identifikované VAR modely. Zaměřují se především na náhodné složky modelu, které chápou jako (lineární) kombinaci exogenních šoků. Modely typu SVAR se staly určitým pojítkem mezi analýzou časových řad a modely reálného hospodářského cyklu. Účelem modelů reálného hospodářského cyklu je mimo jiné zachytit kolísání ekonomických veličin kolem jejich rovnovážného (stálého) stavu a za předpokladu, že jsou takovéto odchylky (gapy) stacionární, se přímo nabízí aplikace

⁴Celým názvem „Cowles Commission for Research in Economics“ byla založena v roce 1932 Alfredem Cowlesem. Od roku 1955 je spojena s univerzitou v Yale pod hlavičkou Cowles foundation.

ARMA modelů. V obou typech modelů se také pracuje s exogenními šoky. Řada prací nachází podobnost v závěrech obou přístupů (např. Cogley a Nason, 1995). Jiné jsou opatrnější a diskutují citlivost identifikujících omezení na získané výsledky, které vždy nejsou v souladu s modely reálného hospodářského cyklu (viz Cooley a Dwyer, 1998).

1.2.1 Strukturální stacionární VAR

Model VAR má povahu redukované formy, kde není explicitně modelován simultánní (okamžitý, v čase t) vztah mezi jednotlivými časovými řadami. Simultánní vztahy se skrývají v korelační struktuře matice Σ_u a není možné je blíže specifikovat. Analýza dopadu jednotlivých proměnných do systému se potom stává problematickou právě díky korelaci náhodných složek. Smyslem SVAR modelu je popsat simultánní vztahy a umožnit analýzu impulz-reakce.

Uvažujme stacionární vícerozměrnou časovou řadu y_t . V části 1.1.1 jsme popsali stacionární VAR proces v redukované formě. V dalším textu popíšeme strukturální formu a protože nás zajímají především reakce na impulzy strukturálních šoků, nebudeme v dalším textu uvažovat deterministické členy. Ty nejsou přímo šoky ovlivněny a zároveň ani nepůsobí na dynamické odezvy vyvolané strukturálními šoky. Také případné exogenní veličiny, které jsou pod kontrolou autorit provádějících hospodářskou politiku, nejsou přímo ovlivněny strukturálními šoky. Obecná strukturální forma stacionárního VAR modelu má následující podobu

$$Ay_t = A_1^*y_{t-1} + A_2^*y_{t-2} + \dots + A_p^*y_{t-p} + u_t^*, \quad (1.13)$$

kde A a je invertibilní matice obsahující simultánní vztah mezi procesy, A_1^*, \dots, A_p^* jsou matice parametrů a u_t^* je vektor náhodných složek s kovarianční maticí $E(u_t^*u_t^{*'}) = \Sigma_{u^*}$. Matice A umožňuje postihnout vzájemný vztah časových řad y_t v čase t . Vektor náhodných složek lze dále zapsat jako

$$u_t^* = Bv_t, \quad (1.14)$$

kde v_t je vektor strukturálních inovací. Matice B určuje zastoupení strukturálních inovací v jednotlivých rovnicích. Matice B se stanovuje buď jako diagonální, tzn. že je v každé rovnici zastoupena jediná strukturální inovace, nebo se vychází z komplexnější struktury vlivu jednotlivých strukturálních šoků na vysvětlované proměnné přičemž se vychází z věcné ekonomické podstaty zkoumaných vztahů.

Je zřejmé, že jednotlivé matice redukovaného tvaru jsou vztaženy k maticím strukturálního modelu následovně:

$$\begin{aligned} A_j &= \mathbf{A}^{-1} A_j^* \\ u_t &= \mathbf{A}^{-1} u_t^* = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} v_t. \end{aligned} \quad (1.15)$$

V makroekonomické analýze bývá exogenita chápána jako příliš silný předpoklad při formulaci statistického modelu. To je hlavní důvod formulace základního modelu VAR, ve kterém jsou všechny časové řady modelovány jako endogenní. Strukturální analýza nahlíží na chybové složky jako na vlastní exogenní veličiny. Vztah mezi náhodnými složkami redukovaného tvaru a strukturálními inovacemi, který zároveň tvoří systém strukturálních rovnic, pak lze vyjádřit jako

$$\mathbf{A} u_t = \mathbf{B} v_t \quad (1.16)$$

a strukturální VAR model lze přepsat do tvaru

$$\mathbf{A} y_t = A_1^* y_{t-1} + A_2^* y_{t-2} + \dots + A_p^* y_{t-p} + \mathbf{B} v_t. \quad (1.17)$$

Tato obecná formulace strukturálního modelu zahrnuje všechny typy modelů uvažovaných v práci Amisano a Giannini (1997).

Identifikace parametrů strukturálního modelu vyžaduje stanovení omezení na prvky matic \mathbf{A} , \mathbf{B} , A_1, A_2, \dots, A_p a Σ_v . V empirických aplikacích taková omezení mohou vycházet z ekonomické teorie. Z hlediska věcné problematiky je intuitivní základní předpoklad o vzájemné nekorelovanosti strukturálních inovací (šoků), tj. kovarianční matice $\Sigma_v = \mathbf{E}(v_t v_t')$ je diagonální. Dále se z důvodu usnadnění analýzy impulz-reakce předpokládá ortonormalita šoků, tj. kovarianční matice Σ_v je jednotková.

V literatuře se objevují dva základní přístupy k dosažení jednotkové kovarianční matice Σ_v . První z nich vychází z tzv. Choleskiho dekompozice kovarianční matice Σ_u . Ve druhém se potom explicitně určuje identifikační schéma pro odhad matic \mathbf{A} a \mathbf{B} . Zatímco v prvním přístupu se hledá minimální opora v ekonomické teorii a tento přístup bývá aplikován mechanicky, druhý přístup je přímo závislý na ekonomických předpokladech a vychází z formulace modelu (1.16).

V práci nás bude výhradně zajímat druhý přístup, nicméně pro úplnost stručně popíšeme i první přístup vycházející z Choleskiho dekompozice. Tento přístup byl navržen v práci Sims (1980). Nejprve zobecníme vztah (1.15) mezi náhodnými složkami

redukovaného modelu a strukturálními inovacemi zavedením obecné matice P :

$$u_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}v_t = Pv_t. \quad (1.18)$$

Ke stanovení matice P se využívá Choleskiho dekompozice kovarianční matice Σ_u , která splňuje předpoklady symetričnosti a pozitivní definitnosti. Matici s těmito vlastnostmi lze totiž vyjádřit jako součin dvou shodných dolních trojúhelníkových matic $\Sigma_u = PP'$ s kladnými diagonálními prvky. Kovarianční matice strukturálních inovací je potom jednotková, protože ze vztahu (1.18) je $v_t = P^{-1}u_t$ a tedy

$$\Sigma_v = P^{-1}u_t u_t' P'^{-1} = P^{-1}\Sigma_u P'^{-1} = I_K. \quad (1.19)$$

Protože je matice P dolní trojúhelníková, má první proměnná v čase t vliv na všechny ostatní proměnné, druhá proměnná potom pouze na zbylé $K - 1$ proměnné atd. Tato metoda identifikace má značnou nevýhodu v tom, že je závislá na pořadí jednotlivých proměnných v systému. S tím je samozřejmě spojen poměrně silný předpoklad o fungování ekonomického systému.

Ve druhém přístupu se rozlišují modely A, B a AB. Obecným případem je AB model definovaný v práci Amisano a Giannini (1997), který vychází ze vztahu (1.16) mezi náhodnými složkami redukovaného tvaru a strukturálními inovacemi. Příkladem empirických prací jsou Blanchard (1989) a Galí (1992). Dále mohou existovat dva speciální případy. V modelu typu A, ve kterém platí $\mathbf{B} = I_K$, je vektor strukturálních šoků modelován pomocí vztahu $\mathbf{A}u_t = v_t$. Tento způsob se objevuje např. v pracích Sims (1986), Bernanke (1986) a Shapiro a Watson (1988). Druhým případem je model B, kdy naopak $\mathbf{A} = I_K$ a příslušný model pro strukturální šoky má podobu $u_t = \mathbf{B}v_t$. Jako příklady lze uvést práce Blanchard a Quah (1989) a Roberts (1993). Ve všech třech případech je nutné zavést dodatečná omezení na matice \mathbf{A} a \mathbf{B} . Počet parametrů kovarianční matice Σ_u je vzhledem k její symetričnosti roven $K(K+1)/2$. Matice \mathbf{A} a \mathbf{B} dohromady obsahují $2K^2$ parametrů. Počet omezení nutných k dosažení přesné identifikace je potom

$$2K^2 - \frac{K(K+1)}{2} = K^2 + \frac{K(K-1)}{2}. \quad (1.20)$$

Pokud je jedna z matic \mathbf{A} a \mathbf{B} jednotková, postačí k přesné identifikaci parametrů strukturálního modelu $K(K-1)/2$ omezení.

Stacionární proces y_t lze vyjádřit pomocí reprezentace VMA:

$$y_t = u_t + \Phi_1 u_{t-1} + \Phi_2 u_{t-2} + \dots = \Phi(L)u_t, \quad (1.21)$$

kde $\Phi_0 = I_K$. Matici parametrů VMA tvaru dostaneme postupným dosazováním pomocí matic parametrů modelu VAR:

$$\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j} A_j, \quad s = 1, 2, \dots$$

Dynamický efekt strukturálních šoků do y_t získáme s využitím (1.16) ze vztahu

$$\begin{aligned} y_t &= A^{-1} B v_t + \Phi_1 A^{-1} B v_{t-1} + \Phi_2 A^{-1} B v_{t-2} + \dots \\ &= \Psi_0 v_t + \Psi_1 v_{t-1} + \Psi_2 v_{t-2} + \dots = \Psi(L) v_t \end{aligned} \quad (1.22)$$

Matrice Ψ_s lze interpretovat ve smyslu

$$\Psi_s = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial v_t}. \quad (1.23)$$

Prvek (i, j) matice Ψ_s potom vyjadřuje dopad jednotkového strukturálního šoku v j -té proměnné v čase t na i -tou proměnnou v čase $t + s$. S měnícím se s získáváme impulzní funkci mající smysl pouze za předpokladu, že zbylé strukturální šoky jsou rovné nule. To je splněno díky předpokladu jednotkové kovarianční matice Σ_v .

V práci Blanchard a Quah (1989) je uveden ještě jeden typ omezení spočívající v restrikci dlouhodobých dopadů některých strukturálních šoků. Pokud mají (některé) časové řady obsažené v y_t charakter $I(1)$ a do modelu vstupují v prvních diferencích, potom matice

$$\Psi(1) = (I_K - A_1 - A_2 - \dots - A_p) A^{-1} B$$

měří dlouhodobý dopad strukturálních šoků v_t na úrovně (kumulované řady) y_t . Máme-li k dispozici apriorní informaci o dlouhodobém dopadu pouze některých strukturálních šoků, můžeme příslušné prvky matice Ψ pro šoky mající krátkodobý charakter položit rovné nule. Tento typ omezení se objevuje také v pracích Galí (1999) a King a kol. (1991).

Ilustrace – model SVAR(1)

Modely typu A a B se v literatuře často ztotožňují. Jak vyplývá z následujících příkladů, liší se odlišným mechanismem fungování. Pro přiblížení problému identifikace uvedeme příklad modelu SVAR(1). Model lze zapsat v maticové podobě následujícím

způsobem

$$\begin{bmatrix} 1 & \mathbf{a}_{12} \\ \mathbf{a}_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{11} & \mathbf{b}_{12} \\ \mathbf{b}_{21} & \mathbf{b}_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix}$$

nebo stručně jako

$$\mathbf{A}y_t = A_1^*y_{t-1} + \mathbf{B}v_t,$$

kde vektor strukturálních inovací modelu v_t je typu IID s nulovými středními hodnotami a kovarianční maticí

$$E(v_tv_t') \equiv \Sigma_v = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}.$$

Z kovarianční matice Σ_v vyplývá, že šoky v_{1t} a v_{2t} jsou navzájem nekorelované.

Model typu A

V přesném vyjádření by měl model typu A obsahovat jednotkovou matici \mathbf{B} . Pokud ovšem předpokládáme jednotkovou kovarianční maticí Σ_v , lze model typu A formulovat jako model typu AB s obecně diagonální maticí \mathbf{B} . Kovarianční matice náhodných složek modelu $\mathbf{B}v_t$ má potom následující tvar

$$E(\mathbf{B}v_tv_t'\mathbf{B}') = \mathbf{B}\Sigma_v\mathbf{B}' = \mathbf{B}\mathbf{B}' = \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{11}^2 & 0 \\ 0 & \mathbf{b}_{22}^2 \end{bmatrix}.$$

Inverzní matice k matici \mathbf{A} má v dvourozměrném případě podobu

$$\mathbf{A}^{-1} = \frac{1}{1 - \mathbf{a}_{12}\mathbf{a}_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -\mathbf{a}_{12} \\ -\mathbf{a}_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

a s její pomocí můžeme napsat vztah mezi parametry redukovaného a strukturálního tvaru:

$$A_1 = \mathbf{A}^{-1}A_1^* = \frac{1}{1 - \mathbf{a}_{12}\mathbf{a}_{21}} \begin{bmatrix} a_{11}^* - \mathbf{a}_{12}a_{21}^* & a_{12}^* - \mathbf{a}_{12}a_{22}^* \\ a_{21}^* - \mathbf{a}_{21}a_{11}^* & a_{22}^* - \mathbf{a}_{21}a_{12}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix},$$

$$u_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}v_t = \frac{1}{1 - \mathbf{a}_{12}\mathbf{a}_{21}} \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{11}v_{1t} - \mathbf{a}_{12}\mathbf{b}_{22}v_{2t} \\ \mathbf{b}_{22}v_{2t} - \mathbf{a}_{21}\mathbf{b}_{11}v_{1t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}.$$

Vztah kovariančních matic redukovaného a strukturálního tvaru má podobu

$$E(u_tu_t') \equiv \Sigma_u = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\Sigma_v\mathbf{B}'\mathbf{A}^{-1'} = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\mathbf{B}'\mathbf{A}^{-1'}.$$

Konkrétně kovarianční matici Σ_u lze vyjádřit jako

$$\begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{11}^2 - \mathbf{a}_{12}^2 \mathbf{b}_{22}^2 & -(\mathbf{a}_{21} \mathbf{b}_{11}^2 + \mathbf{a}_{12} \mathbf{b}_{22}^2) \\ -(\mathbf{a}_{21} \mathbf{b}_{11}^2 + \mathbf{a}_{12} \mathbf{b}_{22}^2) & \mathbf{b}_{22}^2 - \mathbf{a}_{21}^2 \mathbf{b}_{11}^2 \end{bmatrix} \quad (1.24)$$

Protože je matice Σ_u symetrická, máme pro odvození celkem osmi parametrů strukturálního tvaru k dispozici pouze sedm parametrů redukovaného tvaru. Z toho je zřejmé, že je nutné nejméně jedno dodatečné omezení na parametry strukturálního tvaru. Většinou se volí nulová restrikce na prvky matice \mathbf{A} , tj. např. $\mathbf{a}_{12} = 0$. Lze ovšem také uvažovat lineární restrikci na prvky matice \mathbf{A} , tj. např. $\mathbf{a}_{12} + \mathbf{a}_{21} = 1$. Ze vztahu (1.24) je mimochodem také patrné, že v případě $\mathbf{a}_{12} = \mathbf{a}_{21} = 0$, je kovarianční matice redukovaného tvaru Σ_u diagonální.

Model typu B

V tomto případě je matice \mathbf{A} jednotková a jednotlivé vztahy mezi parametry redukovaného a strukturálního tvaru mají následující podobu

$$\begin{aligned} A_1 = A_1^* &= \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}, \\ u_t = \mathbf{B}v_t &= \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{11}v_{1t} + \mathbf{b}_{12}v_{2t} \\ \mathbf{b}_{21}v_{1t} + \mathbf{b}_{22}v_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}. \end{aligned}$$

Kovarianční matice náhodných složek redukovaného tvaru Σ_u je rovna kovarianční matici náhodných složek strukturálního tvaru

$$E(\mathbf{B}v_t v_t' \mathbf{B}') = \mathbf{B} \Sigma_v \mathbf{B}' = \mathbf{B} \mathbf{B}' = \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{11}^2 + \mathbf{b}_{12}^2 & \mathbf{b}_{11} \mathbf{b}_{21} + \mathbf{b}_{12} \mathbf{b}_{22} \\ \mathbf{b}_{21} \mathbf{b}_{11} + \mathbf{b}_{22} \mathbf{b}_{12} & \mathbf{b}_{21}^2 + \mathbf{b}_{22}^2 \end{bmatrix}.$$

Vztah prvků kovariančních matic lze potom vyjádřit jako

$$\begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{11}^2 + \mathbf{b}_{12}^2 & \mathbf{b}_{11} \mathbf{b}_{21} + \mathbf{b}_{12} \mathbf{b}_{22} \\ \mathbf{b}_{21} \mathbf{b}_{11} + \mathbf{b}_{22} \mathbf{b}_{12} & \mathbf{b}_{21}^2 + \mathbf{b}_{22}^2 \end{bmatrix}.$$

Opět z důvodu symetričnosti matice Σ_u máme pouze sedm rovnic (z toho čtyři jsou prosté identity) a osm neznámých parametrů. Jedním z řešení je podobně jako v modelu typu A vynulování jednoho z mimodiagonálních prvků matice \mathbf{B} , tj. např. $\mathbf{b}_{21} = 0$.

1.2.2 Strukturální model VEC

Uvažujme nyní model VAR v úrovních, tedy model, který popisuje vztahy mezi časovými řadami typu $I(1)$. K popisu jeho strukturální formy lze rovněž jako v případě stacionárního modelu VAR použít model typu AB způsobem uvedeným v předchozí části. Z dalšího textu ovšem bude patrné, že kointegrace mezi časovými řadami a formulace modelu ve tvaru modelu VEC poskytuje zajímavé možnosti pro identifikaci strukturálních šoků.

Připomeňme, že základní forma modelu VEC má tvar:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t. \quad (1.25)$$

Předpokládejme dále znalost kointegračních vektorů a tedy i hodnotu matice Π , která je rovna r .

Reprezentace VEC je vhodná k popisu krátkodobých a dlouhodobých vztahů mezi časovými řadami. Abychom rozlišili dočasný a permanentní dopad jednotlivých strukturálních šoků, můžeme využít Grangerovy věty (viz Johansen, 1995) a formulovat model pomocí (Beveridge-Nelson) reprezentace VMA

$$y_t = C \sum_{i=1}^t u_i + C^*(L)u_t + y_0^*, \quad (1.26)$$

kde y_0^* obsahuje počáteční podmínky,

$$C^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j^* L^j$$

je polynom nekonečného řádu obsahující matice C_j^* , jejichž prvky se s rostoucím j do nekonečna blíží k nule, a

$$C = \beta_{\perp} \left(\alpha'_{\perp} \left(I_K - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \right) \beta_{\perp} \right)^{-1} \alpha'_{\perp}$$

je matice o hodnotě $s = K - r$. To vyplývá z duality mezi singularitou matic Π a C . Obě matice mají rozměr $(K \times K)$ a pokud je hodnota matice Π rovna r , má matice C hodnotu $K - r$. Mezi maticemi platí vzájemný vztah $\Pi C = C \Pi = 0_{K \times K}$. Matice C popisuje dlouhodobý vliv inovací, zatímco jednotlivé matice C_j^* vystihují jejich krátkodobý dopad na proměnné systému.

Dále budeme uvažovat model typu B, tj. $\mathbf{A} = I_K$. Strukturální formu systému získáme podobně jako v modelu SVAR nahrazením náhodných složek u_t strukturálními inovacemi $\mathbf{B}v_t$, tj.

$$y_t = C \mathbf{B} \sum_{i=1}^t v_i + C^*(L) \mathbf{B}v_t + y_0^*, \quad (1.27)$$

kde matice $C \mathbf{B}$ vyjadřuje dlouhodobý dopad strukturálních šoků do systému a matice \mathbf{B} ovlivňuje krátkodobý efekt strukturálních šoků.

Protože je \mathbf{B} nesingulární, má matice dlouhodobých strukturálních dopadů hodnotu shodnou s maticí C , tj. rovnou s . Identifikující omezení může mít potom podobu nulových sloupců matice $C \mathbf{B}$. Celkem lze stanovit nejvýše r sloupců se samými nulami a tím pádem může existovat nejvýše r strukturálních šoků s dočasným dopadem a nejméně s strukturálních šoků s permanentním dopadem do systému.

Vyjdeme-li ze vztahu (1.20), potřebujeme v případě modelu typu B k identifikaci parametrů strukturálního modelu, tj. k identifikaci matic $C \mathbf{B}$ a \mathbf{B} , dohromady $K(K-1)/2$ restrikcí. Pokud uvažujeme r dočasných strukturálních šoků a hodnotu matice $C \mathbf{B}$ je rovna s , příslušné nulové sloupce zajišťují rs nezávislých restrikcí (viz Lütkepohl, 2005). K přesné identifikaci matice \mathbf{B} tak potřebujeme ještě následující počet dodatečných omezení:

$$\frac{K(K-1)}{2} - rs. \quad (1.28)$$

Počet dodatečných omezení k identifikaci matice \mathbf{B} lze ekvivalentně stanovit jako součet $r(r-1)/2$ omezení potřebných k identifikaci dočasných strukturálních šoků a $s(s-1)/2$ omezení nutných k identifikaci strukturálních inovací s dlouhodobým dopadem.

1.2.3 Odhad strukturální formy modelu

Odhad matic \mathbf{A} a \mathbf{B} modelu SVAR lze provést pomocí metody maximální věrohodnosti. Při odhadu se vychází ze znalosti matic $\hat{\Sigma}_u$ a $\hat{A}_1 \dots \hat{A}_p$, tj. odhadů parametrů redukovaného tvaru. V souladu s obecným tvarem strukturálního VAR modelu (1.17) uvažujeme pouze omezení na matici Σ_u a nepředpokládáme žádná omezení na matice $A_1 \dots A_p$ redukovaného tvaru. Známe-li odhad kovarianční matice redukovaného tvaru $\hat{\Sigma}_u$, lze za těchto předpokladů podle práce Sims (1986) odhadnout parametry matic

A a B pomocí maximalizace věrohodnostní funkce:

$$\begin{aligned}
 l(\mathbf{A}, \mathbf{B}) &= c - \frac{T}{2} \ln |\mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \mathbf{B}' \mathbf{A}'^{-1}| - \frac{T}{2} \text{tr}(\hat{\mathbf{u}}_t' (\mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \mathbf{B}' \mathbf{A}'^{-1})^{-1} \hat{\mathbf{u}}_t) \\
 &= c - \frac{T}{2} \ln |\mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \mathbf{B}' \mathbf{A}'^{-1}| - \frac{T}{2} \text{tr}(\mathbf{A}' \mathbf{B}'^{-1} \mathbf{B}^{-1} \mathbf{A} \hat{\Sigma}_u^2) \\
 &= c + \frac{T}{2} \ln |\mathbf{A}|^2 - \frac{T}{2} |\mathbf{B}|^2 - \frac{T}{2} \text{tr}(\mathbf{A}' \mathbf{B}'^{-1} \mathbf{B}^{-1} \mathbf{A} \hat{\Sigma}_u^2),
 \end{aligned} \tag{1.29}$$

kde c označuje konstantu. Věrohodnostní funkce (1.29) je koncentrovaná vzhledem k parametrům matic $A_1 \dots A_p$ a jejich odhad lze provést pomocí MNČ. Naznačená metoda popisuje odhad modelu AB, v případě modelů typu A nebo B by se výraz (1.29) zjednodušil vynecháním jedné z matic A a B.

Podobným způsobem lze postupovat v případě SVEC modelu při odhadu matic C B a B. Podrobnější diskuzi problému odhadu parametrů strukturálního modelu lze nalézt např. v pracích Amisano a Giannini (1997) a Lütkepohl (2005).

Možnosti zachycení fiskálních účinků

Fiskální politika je součástí širší palety hospodářských stabilizačních politik. Pod pojmem fiskální politika rozumíme označení pro komplexní působení příjmových a výdajových rozhodnutí veřejného sektoru na ekonomické prostředí. Působení fiskální politiky má mnoho podob a každá z nich může mít odlišný vliv na jednání ekonomických subjektů a následně na vývoj ekonomiky jako celku. Na příjmové straně se jedná zejména o oblast daní a poplatků, ze kterých stát jednak financuje svoji činnost, značnou část získaných zdrojů pak často přerozděluje prostřednictvím transferů obyvatelstvu a soukromým společnostem. Daňový systém bezprostředně ovlivňuje chování domácností i podniků tím, že některé ekonomické aktivity přímo zvýhodňuje na úkor jiných.

Na výdajové straně se fiskální politika z části týká financování státních aktivit, např. státní správa, bezpečnost a obrana. Další část je použita na veřejné výdaje, příkladem mohou být zdravotnictví, školství nebo výzkum. Zbylá část se vrací zpět obyvatelstvu ve formě důchodů a sociálních dávek a firmám prostřednictvím přímých dotací a plateb za nákup zboží a služeb. Výše uvedené představují z hlediska struktury tradiční kanály fiskální politiky. Kromě nich ovšem existují i další formy jako jsou např. daňové úlevy podnikatelským subjektům. Jinou formou projevu fiskální politiky mohou být i poskytnuté garance státu za určité operace podniků, vesměs jde především o garance za poskytnuté úvěry, či kompenzace jejich ztrát.

2.1 Fiskální politika – základní teoretické vymezení

V souladu s pracemi např. Hemming a kol. (2002) a Sojka a Slavík (2004) lze v současné ekonomické teorii vystopovat dva hlavní proudy – tradiční (neo)keynesiánský a neoklasický, které vycházejí z více či méně odlišných předpokladů a nesdílí tak jednotný náhled na dopady fiskálních účinků do ekonomiky. Tradiční směr si všímá spíše krátkodobých dopadů na agregátní poptávku, zatímco neoklasický akcentuje spíše efekty dlouhodobé. Rozdíly jsou i v míře agregace vstupních údajů. Zatímco tradiční směr vychází ze vztahů mezi makroagregáty, neoklasický pracuje s optimalizací na úrovni jednotlivce a firmy.

Pohled jednotlivých teoretických proudů se střetává především v otázce velikosti a případně i znaménka tzv. fiskálních multiplikátorů v krátkém i dlouhém období. Pod tímto termínem se většinou chápe obecný indikátor působení fiskální politiky na vývoj ekonomiky, který měří předpokládanou změnu agregátní poptávky v důsledku jednotkové změny ve výdajích a příjmech.

2.1.1 Keynesiánský a neokeynesiánský přístup

Tradiční neokeynesiánský pohled na fiskální politiku chápe fiskální deficit jako nástroj, který v podmínkách recese umožní zvýšit agregátní poptávku prostřednictvím multiplikačního efektu. Vychází z toho, že vládní spotřeba je součástí domácí agregátní poptávky a přímo se podílí na tvorbě hrubého domácího produktu. Změnu agregátní poptávky může vláda ovlivnit i nepřímo pomocí daňové politiky a transferů, které mají vliv na spotřebu domácností a chování firem, a celní a daňové politiky, která ovlivňuje čistý export. Keynesiánský pohled operuje za předpokladu nevyužité kapacity ekonomiky a cenové rigidity. Velikost fiskálního multiplikátoru se potom odvíjí od těsnosti závislosti spotřeby na běžném důchodu a je větší pro růst vládních výdajů než pro snížení daňové zátěže.

Původní keynesiánský přístup bývá nejčastěji zachycen pomocí IS-LM modelu a jeho variantách. Velikosti multiplikátoru se tradičně předpokládala větší než jedna. V původním odvození se ovšem nebrala v úvahu otevřená ekonomika, ve které může dojít k tomu, že se část fiskálního stimulu přelije do zahraničí a projeví se v deficitu běžného účtu. V učebnicích (viz Dvořák, 1997) se většinou snížení multiplikačního účinku udává v souvislosti s:

- poklesem mezního sklonu ke spotřebě,
- zvýšením mezního sklonu k importu,
- zvýšením mezní sazby důchodového zdanění,
- zvýšením citlivosti poptávky po penězích ke změně reálného důchodu,
- poklesem citlivosti poptávky po penězích ke změně nominální úrokové sazby,
- zvýšením citlivosti reálných investic na změnu nominální úrokové sazby.

Tradičním symbolickým zachycením některých vazeb je potom fiskální výdajový multiplikátor otevřené ekonomiky:

$$\frac{dY}{dG^0} = \frac{1}{1 - b(1 - T^1) + m},$$

kde Y značí produkt, G^0 vládní výdaje, b mezní sklon ke spotřebě, T^1 indukované daně a m je mezní sklon k importu. Podobně daňový multiplikátor má tvar

$$\frac{dY}{dT^0} = \frac{-b}{1 - b(1 - T^1) + m}.$$

Ke snížení multiplikačních účinků může dojít také při tzv. vytěšňovacím efektu, kdy se financování vládních výdajů emisí dluhopisů projeví ve zvýšení úrokových sazeb, které následně oslabí investiční aktivitu firem. Konečně stagflace⁵ v sedmdesátých letech minulého století ukázala, že se fiskální stimul nemusí projevit nabídkově, ale namísto toho cenově. Právě tento jev dal vzniknout nové keynesovské ekonomii, která připouští velikost multiplikátoru menší než jedna, nicméně nabývající stále kladnou hodnotu.

2.1.2 Neoklasický přístup

Neoklasický pohled naopak připouští, že fiskální expanze může mít za určité situace na ekonomiku negativní účinek a fiskální restrikce může naopak příznivě ovlivňovat růst ekonomiky. Hodnota fiskálního multiplikátoru podle zastánců této teorie může být i záporná. To dokládá situace zemí jako je např. Dánsko za roky 1983-1986 a Irsko v letech 1987-1989, které prošly konsolidací svých veřejných rozpočtů ve smyslu snížení vládních výdajů a zároveň celkového vládního deficitu. Proti předpokladům, které by odpovídaly provedené fiskální kontrakci, došlo za uvedená období v těchto zemích naopak k urychlení hospodářského růstu. Lze rovněž uvést příklad Švédska, kde fiskální expanze na konci osmdesátých let vyústila v recesi ekonomiky.

Postihnout situaci, při které má fiskální restrikce pozitivní a naopak fiskální expanze negativní účinek na ekonomiku, se snaží tzv. ne-keynesiánské efekty fiskální politiky. Ne-keynesiánské efekty se vyskytují v některých nových neoklasických modelech, které se snaží stavět na mikroekonomických základech a tím překonat nedostatek keynesiánsky orientovaných modelů. Nový neoklasický přístup klade důraz zejména na působení fiskální politiky na nabídkovou stranu ekonomiky, potlačuje krátkodobý vliv fiskální politiky na ekonomickou aktivitu a zaměřuje se na navržení dlouhodobé optimální fiskální politiky.

V nové klasické makroekonomii se rozhodování jedinců formuje na základě očekávání budoucího vývoje a popisuje se pomocí tzv. mezičasové optimalizace. Do popředí

⁵Stagflace se definuje jako zpomalení až zastavení ekonomického růstu v kombinaci s relativně vysokou inflací a růstem nezaměstnanosti.

se dostává koncept permanentního důchodu, na jehož základě se spotřebitelé rozhodují o stávající spotřebě. Předpoklad racionality subjektů uvědomujících si intertemporální omezení vládního sektoru je v teoretické literatuře spojováno s pojmem ricardiánské ekvivalence, kterou popularizoval ve své práci Barro (1974). Ricardiánská ekvivalence spočívá v tom, že fiskální expanze financovaná vládními deficity vyvolá v subjektech očekávání nutné budoucí fiskální kontrakce k vyrovnání vládního dluhu. Redukce vládních úspor vyvolaná daňovými škrty tak bude plně kompenzována vyššími úsporami domácností a firem, které budou očekávat zvýšenou daňovou zátěž v budoucnu. Následně změny v agregátní poptávce zapříčiní snížení fiskálního multiplikátoru. Ačkoliv je ricardiánská ekvivalence po teoretické stránce poměrně lákavým konceptem, empirické práce její existenci víceméně poměrně silně (v její čisté podobě) popírají, nicméně připouštějí její částečný vliv na chování ekonomických subjektů. Přímé testy ricardiánské ekvivalence poskytují smíšené výsledky a není z nich možné učinit jednoznačný závěr pro hospodářskou politiku.⁶

Především v Evropě je ne-keynesiánským efektům fiskální politiky v poslední době věnována značná pozornost. Řada evropských zemí stojí před problémem konsolidace svých veřejných financí tak, aby plnila směrnice dané Paktem stability a růstu, který vyžaduje vyrovnanost nebo přebytkovost veřejných financí členských zemí EU v dlouhém období. Vlády států s vysokými deficity se však obávají, že výdajovými škrty způsobí recesi ekonomiky a reformní kroky proto odkládají do budoucna. Pokud se prokáže existence ne-keynesiánských efektů, může to dodat těmto vládám odvalu. Někteří z autorů kladou důraz na velikost fiskální konsolidace – buď z kvantitativní stránky, délky působení, nebo dosaženého efektu na pokles podílu dluhu na HDP. Jiní zdůrazňují zejména kompozici reformních opatření – zda jde o opatření na straně příjmů či výdajů, případně o krácení kterých výdajů se jedná. Alesina a kol. (2002) navíc upozorňují, že chování investic před a po fiskální konsolidaci je v řadě případů důležitějším faktorem pro budoucí růst, než samotná fiskální konsolidace. Někteří autoři rovněž upozorňují na problém kauzální závislosti. Fiskální konsolidace se v řadě případů mohou jevit jako urychlující hospodářský růst, ale není vyloučeno, že hospodářský růst je tím faktorem, který redukuje fiskální deficity a způsobuje optickou úspěšnost fiskální konsolidace. Fiskální konsolidace se totiž obvykle vyjadřuje jako pokles podílu vládního deficitu či dluhu na HDP.

Fiskální multiplikátory mohou být v případě existence ne-keynesiánských efektů i záporné. Obecně však stále převládá u akademických ekonomů většinový názor, že mul-

⁶Např. Cochrane (1998) nalézá alespoň pro některé časové úseky historie USA důkazy nericardiánského chování.

tiplikátory jsou v dobách, kdy je ekonomika pod svým potenciálem kladné, avšak velice pravděpodobně menší než jedna. V uzavřených ekonomikách jsou vyšší než v otevřených, ve kterých se při plovoucím měnovém kurzu připouští velikost multiplikátorů blízká nule. K ne-keynesiánským efektům fiskální restrikce může nicméně dojít za určitých okolností – např. pokud se jedná o uzavřenou ekonomiku či ekonomiku s fixním měnovým kurzem; pokud je restriktivní fiskální politika doprovázena expanzivní politikou měnovou či pokud je velikost vládního sektoru nadměrná a fiskální restrikce je směřována do snižování neproduktivních vládních výdajů.

Z výše uvedeného je zřejmé, že doporučení obou směrů pro hospodářskou politiku nemusí být shodné a může být v některých situacích v přímém rozporu. Řada prací, jejichž přehled bude uveden v dalším textu, se proto snaží o empirické zhodnocení situace a jejich autoři se spíše nepřímo přiklánějí k jednotlivým konceptům na základě získaných výsledků.

2.2 Možné přístupy k modelování fiskálních účinků

Hodnocení praktické fiskální politiky a kvantifikace jejích dopadů do ekonomiky jsou spojeny s řadou problémů vzhledem k obtížné izolaci jejího vlivu od ostatních makroekonomických změn a šoků. V zásadě se lze vydat několika možnými cestami, všechny však mají své limity a omezení. K přístupům, s kterými se v empirické literatuře setkáváme nejčastěji, patří:

- fiskální indikátory vycházející z odlišně specifikovaného salda veřejných rozpočtů,
- ekonomické modely odvozené z apriorních ekonomických předpokladů,
- empirické ekonometrické modely typu SVAR vycházející z analýzy časových řad.

V následujícím textu stručně přiblížíme jednotlivé přístupy, přičemž nás bude nejvíce zajímat posledně jmenovaný přístup.

2.2.1 Fiskální indikátory

Většina fiskálněpolitických operací je zachycena v rozpočtech jednotlivých součástí veřejného sektoru. Pro snadnější uchopitelnost dochází k agregování jednotlivých složek veřejných rozpočtů s cílem vyjádřit fiskální politiku pomocí jednoduchého ukazatele – salda vládního sektoru. Saldo vládního sektoru je účetním zachycením příjmů a výdajů státu, resp. jeho organizačních složek. Pokud je saldo kladné (výdaje jsou menší než příjmy), považuje se fiskální politika za restriktivní, v opačném případě za expanzivní.

V dalším textu probereme ukazatele vycházejících ze salda vládního sektoru a srovnáme je s komplexnějším přístupem fiskálního impulzu.

Primární saldo

Primárním saldem vládního sektoru se rozumí saldo vládního sektoru očištěné o dluhovou službu (placené úroky) z veřejného dluhu (nikoliv jen dluhu státního, který je jeho významnou součástí). Důvodem pro upřednostnění primárního salda před saldem celkovým je při analýzách fiskální politiky skutečnost, že výše úrokových plateb vyplývajících z tržně financovaného veřejného dluhu není determinována vládou, ale měnovou politikou, případně jinými (tržními) faktory.

Cyklicky očištěné saldo

Pro hodnocení fiskální politiky se z důvodu snahy izolovat působení vlády od vlivu fluktuací ekonomiky používá saldo očištěné o vliv ekonomického cyklu. Průběh hospodářského cyklu má totiž vliv na příjmy i výdaje veřejných rozpočtů. Vliv na příjmovou stranu je intuitivní – s kolísáním ekonomické aktivity musí nutně automaticky docházet i ke kolísání veličin, které jsou od ní odvozeny. Děje se tak prakticky u všech příjmových kategorií, nejviditelněji u nepřímých daní. Na straně výdajové by tento automatizmus připadal v úvahu u výdajů odvozených od chování (cyklické) nezaměstnanosti.

Existuje několik alternativních metod odvození cyklicky očištěného salda, které byly vyvinuty experty Evropské komise, ECB, MMF nebo OECD. V podstatě se však vždy jedná o variace podobné myšlenky. Metody se liší způsobem stanovení potenciálního (nebo trendového) HDP a různými veličinami, které jsou považovány za indikátor ekonomického cyklu. Většinou se za indikátor cyklu považuje HDP, ale např. metoda ECB (resp. ESCB⁷) se koncentruje na jednotlivé komponenty HDP, neboť jiné konsekvence bude mít pro veřejné rozpočty expanze vyvolaná domácí poptávkou a jiné generovaná např. čistými exporty. Kvantifikaci cyklicky očištěného salda vládního sektoru ČR podle metod OECD a ESCB obsahuje např. práce Bezděk a kol. (2003).

Klíčovými prvky při stanovení cyklicky očištěného salda jsou odhady potenciálního výstupu a elasticit příjmových a výdajových komponent na průběh ekonomického cyklu

⁷Evropský systém centrálních bank se skládá z ECB a centrálních bank členských zemí EU.

(vyjádřeného odpovídajícími makroekonomickými základnami). Metod odhadu potenciálního produktu existuje celá řada – na jedné straně jde o technické filtrovací postupy, které časovou řadu vyhladí – mezi nejznámější a nejčastěji používané patří filtry definované v pracích Hodrick a Prescott (1997)⁸ a Baxter a King (1999). Podobný výsledek ale přinese např. proložení HDP polynomem nebo klouzavým průměrem. Výhodou filtrovacích postupů je jednoduchost a abstrakce od ekonomických vztahů, nevýhodou jsou nepřesnosti proložení koncových bodů. K správnému proložení poslední hodnoty časové řady by totiž bylo optimální znát průběh časové řady i v budoucnosti.

Na straně druhé to jsou přístupy založené na modelování produkční funkce, tj. funkce, která přiřazuje kombinacím výrobních faktorů určitou hodnotu výstupu. K nejčastěji zmiňovaným funkčním specifikacím patří Cobb-Douglasova produkční funkce a její zobecnění v produkční funkci s konstantní elasticitou substituce (CES). Metody založené na produkčních funkcích jsou teoreticky akceptovatelnější, v praxi ale často narážíme na omezené datové zdroje některých výrobních faktorů. V tranzitivních ekonomikách jde nejčastěji o neznalost přesné výše kapitálové zásoby, která je výsledkem jak minulých investic, tak amortizace existujícího kapitálu. Použití různých metod pro kvantifikaci amortizace vyústí v různě vysokou výši zásoby kapitálu a následně i různě vysokého parametru kapitálu v odhadnuté produkční funkci.

Ukazatele odvozené ze salda veřejných rozpočtů jsou používány při praktických hodnoceních fiskální politiky vyspělých zemí velmi často. Evropská komise (2004) v současnosti používá cyklicky očištěné saldo jako:

- indikátor zamýšlené fiskální politiky,
- nástroj k ohodnocení rizika prolomení specifické hodnoty nominálního deficitu,
- měřítko efektů fiskální politiky na agregátní poptávku,
- nástroj k ohodnocení udržitelnosti fiskální politiky.

V EU je dále patrná snaha interpretovat pravidlo Paktu stability a růstu týkající se vyrovnanosti veřejných rozpočtů jako vyrovnanost cyklicky očištěného salda. Ač se v případě cyklicky očištěného salda jedná o veličinu závislou na použité metodě očištění, většina výše zmíněných postupů vede k velmi podobným závěrům a rozdíly se u vyspělých zemí pohybují v řádu desetinných míst. V případě post-transformačních ekonomik jsou rozdíly metod řádově vyšší, nicméně výsledky jsou si trendově podobné.

⁸Zajímavé rozšíření Hodrick-Prescottova filtru nedávno publikoval Mohr (2005).

Fiskální pozice

Při hodnocení fiskální politiky se v praxi velmi často používá ukazatel fiskální pozice. Někdy se také označuje jako „orientace fiskální politiky“ a je definován jako meziroční změna cyklicky očištěného salda veřejných rozpočtů. Často se kvantifikuje na úrovni primárního salda, příp. i salda upraveného o přechodné efekty (v praxi státu EU např. mimořádné příjmy z prodeje telekomunikačních licencí UMTS). Na základě fiskální pozice sice nelze vyvozovat kvantitativní závěry o celkovém vlivu na ekonomický růst, lze však vyslovit závěr o směru působení fiskální politiky, tedy zda dochází k fiskální restrikci či expanzi.

Variace fiskálního indikátoru založeného na cyklickém očištění salda vládního sektoru jsou popsány v řadě prací (např. Brunila a kol., 1999). Většinou se jedná o indikátory velice podobné fiskální pozici založené na meziročním pohledu a zohledňující různou elasticitu některých příjmových a výdajových položek rozpočtu na průběh ekonomického cyklu.⁹ Srovnání indikátorů nedává jednoznačnou odpověď na otázku o nejlepší variantě a různé metody tak mohou existovat vedle sebe. S přihlédnutím ke značné nejistotě ohledně stability fiskálních multiplikátorů a omezeným možnostem kvantifikovat ekonomické důsledky fiskálních změn jsou tyto indikátory jakýmsi záchraným vodítkem pro tvůrce hospodářských politik, které jim umožňují alespoň orientačně posoudit směr fiskálního působení.

Fiskální impulz

Fiskální impulz zachycuje odhadnutý krátkodobý efekt fiskální politiky na ekonomickou aktivitu (nejčastěji HDP). Jako koncept je pro tvůrce hospodářských politik nepoměrně lákavější než ostatní indikátory, zato však obtížněji uchopitelný. Ke kvantifikaci je nutný ekonomický nebo ekonometrický model¹⁰ popisující značnou část ekonomiky, znalosti vazeb mezi jednotlivými ekonomickými proměnnými a v čase konzistentní statistická data nejdůležitějších fiskálních a makroekonomických veličin. Ukazatel je pak obvykle vypočten na základě simulací. Na tom jaká teoretická východiska jsou přijata při konstrukci modelu bývají i závislé velikosti fiskálního impulzu. Z toho vyplývá spíše omezená vypovídací schopnost této veličiny pro praktické účely. V další části se budeme věnovat právě modelům obecné rovnováhy a globálním modelům, pomocí nichž je fiskální impulz také stanovován.

⁹Někdy se cyklické očištění může týkat spíše nezaměstnanosti než samotného HDP – tento typ fiskálních indikátorů prosazoval začátkem devadesátých let např. Blanchard (1990).

¹⁰Jedním z příkladů je model QUEST, který přímo pro kvantifikaci fiskálního impulzu v současnosti používá Evropská komise.

Již z definic obou pojmů fiskálního impulzu a fiskální pozice je zřejmá jejich odlišnost. Fiskální pozice je veličina odvozená z úpravy konkrétních dat o saldu vládního sektoru. Je závislá na metodě stanovení produkční mezery, tj. informaci o tom, v jaké fázi hospodářského cyklu se ekonomika nachází. Ve srovnání s fiskálním impulzem jde o technicky jednodušší empirický koncept, který nevyžaduje přijetí příliš silných předpokladů. Hodnota fiskální pozice nám přináší informaci o tom, zda se zamýšlená fiskální politika chová expanzivně či restriktivně, neříká nám však nic o přesné kvantifikaci tohoto působení na základní makroekonomické veličiny. Cyklicky očištěné saldo, resp. jeho meziroční změna, je i při znalosti jeho omezení používáno jako indikátor poptávkových impulzů. Děje se tak zejména proto, že neexistuje jednoznačný konsensus o empirické síle jednotlivých transmisních kanálů, kterými fiskální politika ovlivňuje agregátní poptávku. Místo modelově závislého fiskálního impulzu je tedy používána fiskální pozice jako náhražka, která umožňuje tvůrcům hospodářské politiky jednoduše posoudit komplexní účinky fiskální politiky.

Fiskální pozice a fiskální impulz mají ve většině případů stejné znaménko, nicméně nelze vyloučit situace, kdy se budou směry působení fiskální politiky indikované oběma ukazateli lišit. Fiskální pozice je ukazatel vlivu na veřejné finance, fiskální impulz na ekonomickou aktivitu. Jelikož existuje v keynesiánském vidění ekonomiky přímá krátkodobá vazba veřejných rozpočtů na ekonomickou aktivitu (např. díky tomu, že vládní výdaje jsou součástí agregátní poptávky), je zpravidla fiskální pozice vhodným indikátorem směru působení fiskálního impulzu. Fiskální pozice je veličina založená na meziroční změně. Může tedy dojít k situaci, že vláda dané země hospodaří s enormně vysokým deficitem, pokud je však tento deficit nižší než deficit v roce předchozím, bude fiskální pozice záporná, i když faktický fiskální impulz je kladný (tak je tomu např. v epizodách fiskálních reforem při dominanci již zmiňovaných ne-keynesiánských efektů).

2.2.2 Modely odvozené z apriorních ekonomických předpokladů

Vliv fiskální politiky na ekonomiku je komplexní problém, který se často řeší vybudováním rozsáhlejšího ekonomického modelu schopného popsat základní vazby mezi makroekonomickými veličinami. Obecně je vhodné uvažovat substituční vztah mezi mírou jakou je model schopen replikovat pozorovaná data a mírou své konzistence s ekonomickou teorií. Čím více má totiž model snahu vyhovět teoretickým axiomům, tím více se vzdaluje schopnosti interpolovat či extrapolovat hodnoty veličin, se kterými pracuje (blíže viz např. Pagan, 2002).

Volba přístupu by měla být ovlivněna zejména účelem, ke kterému má model sloužit. Již při volbě typu, specifikaci a výstavbě modelu je proto nutné si položit otázku, zda je cílem model, který by byl schopen věrně popsat pozorovaná data (tj. procesy, kterými jsou generována), nebo model vnitřně konzistentní (s ekonomickou teorií). V praxi to znamená, že tvůrci hospodářských politik by se měli držet i modelů teoreticky ne zcela bezchybných, zato však schopných lépe odhadovat minulý či budoucí vývoj sledovaných proměnných (kritérium velikosti modelem produkované predikční chyby by mělo dominovat nad teoretickou konzistencí či elegancí modelu). Z hlediska účelu by mělo být zřejmé, zda se má jednat o model simulační či predikční. V dalším textu popíšeme modely, které spíše kladou důraz na postihnutí ekonomické teorie. Mezi ně patří především modely všeobecné rovnováhy. Zvláštní třídu modelů pak představují globální modely ekonomiky.

Modely obecné rovnováhy

Zhruba od konce sedmdesátých let se na oblast vyhodnocování hospodářské politiky států používají tzv. modely všeobecné rovnováhy, označované zkratkou CGE (computable general equilibrium). Jejich těžiště vychází z ekonomické teorie, spočívají nejčastěji na neoklasické ekonomii, zejména na walrasovské teorii rovnováhy. Jedná se kvalitativně o zcela jiný typ modelů ve rovnání s empirickými ekonometrickými modely. Použití modelů CGE také zčásti reaguje na nedostatečnou konzistentnost empirických modelů (mezi nimi i modelů VAR) s ekonomickou teorií.

Charakteristickým rysem těchto modelů je důraz na mikroekonomické aspekty chování subjektů, tj. řešení optimalizačních problémů jednotlivců a firem známých z mikroekonomie. Pokud jsou modely rozšířené o časovou dimenzi, nazývají se DGE (dynamic general equilibrium) či DSGE (dynamic stochastic general equilibrium). Postup je takový, že se z obecného optimalizačního problému (např. jednotlivci maximalizují danou užitkovou funkci, firmy danou ziskovou funkcí) odvodí podmínky, které popisují optimální trajektorii daného ekonomického systému v čase. K „odhadu“ parametrů se potom často používá metoda kalibrace.¹¹ Tato metoda, mj. také z nedostatku dat pro uspokojivý ekonometrický odhad, upřednostňuje věcné ekonomické hledisko před formálním hlediskem statistickým.

Z poněkud jiných základů vycházejí kategorie hybridních modelů, které stavějí na myšlence mezer („gapů“) mezi rovnovážným vývojem veličiny a její aktuální hodnotou.

¹¹Bližší diskusi empirických základů kalibrace lze nalézt např. v práci Hansen a Heckman (1996).

Rovnovážná (dlouhodobá) hodnota je determinovaná na základě všeobecné rovnováhy, aktuální (krátkodobá) hodnota se od ní může z různých důvodů odchylovat. V rámci této skupiny lze rozlišit dva základní přístupy: první přístup modeluje rovnovážnou trajektorii veličin implicitně, druhý explicitně. Hybridní modely prvního typu lze nalézt v aparátu řady centrálních bank např. ECB, Austrálie či Norska. Modely druhého typu lze nalézt např. u centrální banky Nového Zélandu a tento typ modelů charakterizuje pragmatictější přístup: určení rovnovážných veličin je odvozeno konzistentně z teoretických postulátů, modely však obsahují rovnice s klíčovými proměnnými, které jsou do modelu přidány spíše účelově než že by vyplývaly z daného teoretického rámce a které zajímají uživatele modelových výstupů.

Modely globální ekonomiky

Vedle již výše zmíněných modelů pro konkrétní ekonomiku, existují i mohutnější modely zkoumající vývoj několika ekonomik nebo ekonomických bloků současně. Jejich předností je možnost modelování přenosu šoků mezi jednotlivými ekonomikami, které jsou z pohledu jedné ekonomiky exogenní, z globálního hlediska ale mohou mít endogenní charakter. Tyto modely mohou být opět buď ekonomické nebo ekonometrické, buď více teoreticky nebo empiricky orientované.

Modely zohledňující vývoj vnějšího světa nebo celosvětové ekonomiky, mohou být vhodným nástrojem pro modelování fiskálního impulzu otevřených ekonomik, neboť model zohledňující vývoj zahraniční ekonomiky může věrněji reflektovat efekty přelévání mezi jednotlivými ekonomikami, tedy skutečnost, že část efektů fiskální politiky dané země je vytlačena mimo danou ekonomiku, a naopak, že fiskální politika jiné země může významně ovlivňovat domácí ekonomiku. Nestabilita a pravděpodobný pokles fiskálních multiplikátorů v čase může být dána právě změnami v mezinárodním obchodu a zvětšením otevřenosti většiny ekonomik.

Zmiňované typy modelů lze rozdělit do dvou tříd - jednou jsou makroekonomické modely¹² zčásti odhadnuté empiricky, jejichž reprezentantem může být MULTIMOD Mezinárodního měnového fondu (viz Laxton a kol., 1998) nebo NiGEM britského Národního institutu pro ekonomický a sociální výzkum (viz NIESR, 1999). Druhou jsou dynamické modely vycházející z neoklasicko-keynesiánské syntézy, příkladem může být model QUEST Evropské komise (viz Roeger a in 't Veld, 1997 a 2004), které jsou

¹²Do osmdesátých let byly makromodely v zásadě keynesiánské s zpět-hledícími očekáváním. Modernější makromodely mají většinou již dopředu-hledící očekávání a zahrnují intertemporální rozpočtové omezení.

kalibrovány a řešeny pomocí numerických metod. Odvození konkrétních fiskálních multiplikátorů bude závislé na specifikaci modelu, jeho parametrech, způsobu, jakým model pracuje s očekáváními a s reakční funkcí měnové a fiskální politiky. Nelze tedy čekat, že fiskální multiplikátory získané z různých modelů se budou shodovat, protože tyto charakteristiky se v jednotlivých modelech liší.

Tabulka 2.1: Výdajové multiplikátory modelů globální ekonomiky

Model	Reakce měnové politiky	Krátkodobý výdajový multiplikátor				Dlouhodobý výdajový multiplikátor			
		N	F	I	VB	N	F	I	VB
QUEST	Bez reakce úrokové sazby	0,9	0,9	0,9	1,0	0,0	0,0	0,0	0,0
	Cílování cenové hladiny	0,6	0,8	0,7	0,5	0,0	0,0	0,0	0,0
MULTIMOD	Nominální úroková sazba fixní 1 rok podle baseline, poté inflační cílení	1,3	1,3	1,3	–	-0,2	-0,2	-0,2	–
NiGEM	Nominální úroková sazba fixní 1 rok podle baseline, poté inflační cílení	1,0	0,8	0,7	0,6	0,0	0,0	0,0	-0,1
INTERLINK	Fixovaný nominální měnový kurz, reálné úrokové sazby podle baseline	1,5	0,8	1,2	–	-0,3	0,2	-0,1	–

Zajímavé srovnání výdajových multiplikátorů (pro snížení vládní spotřeby ve velikosti 1% HDP po dobu 1 roku) produkovaných různými makromodely (QUEST, MULTIMOD, NiGEM a INTERLINK) pro vybrané evropské země - Německo (N), Francii (F), Itálii (I) a Velkou Británii (VB) je uvedeno v práci Hemming a kol. (2002) – viz tabulka 2.1. Vyplývá z něj poměrně značná rozdílnost jak mezi jednotlivými zeměmi, tak mezi stejnými zeměmi a různými modely.

Krátkodobé výdajové multiplikátory jsou ve všech případech větší než dlouhodobé. Dlouhodobé mají v některých modelech pro určité země dokonce záporné hodnoty a z toho můžeme připustit úvahy o existenci zmiňovaných ne-keynesiánských efektů. Ve většině případů jsou nicméně nulové, což spíše vypovídá o zanedbatelných dlouhodobých efektech fiskální politiky. Variabilita koeficientů krátkodobých výdajových multiplikátorů není ani tak mezi jednotlivými zeměmi (pro úplnost dodejme, že se jedná o velké vesměs spíše uzavřené ekonomiky) jako mezi jednotlivými modely. Některé modely udávají pro danou ekonomiku multiplikátory, které se řádově liší. Potvrzuje se tak fakt, že odhad fiskálního impulzu pomocí makroekonomického modelu je do značné míry závislý právě na typu zvoleného modelu.

2.2.3 Modely vycházející z analýzy časových řad

Předností modelů VAR a SVAR je blízká vazba k empirické realitě. To je zároveň i jeden z hlavních důvodů, proč jsou modely tohoto typu centrem pozornosti této práce. V oblasti studia hospodářské politiky byly původně modely typu SVAR použity na zkoumání efektů měnové politiky. K posouzení efektů fiskálněpolitických účinků došlo o něco později. Zatímco měnověpolitické aplikace převážně nebraly v úvahu data z fiskální oblasti, u modelů aplikovaných na fiskální politiku je zařazování měnových veličin běžné.

Mohlo tomu být i z toho důvodu, jak upozorňují Mountford a Uhlig (2002), že modelovat fiskální šok je ve srovnání se šokem monetárním složitější, neboť zatímco měnový šok lze obvykle zachytit změnou jediné proměnné (úrokové sazby, peněžní zásoby, apod.), fiskální šok může mít několik různých podob a k jeho popisu je nutné zahrnout do ekonometrického modelu více fiskálních veličin. To v praxi vyžaduje použití model VAR s vysokým počtem parametrů a odhad takového modelu je ze statistického hlediska problematický. Autoři konstatují, že modelování fiskálního šoku je obtížné i díky skutečnosti, že fiskální šok nemusí v první řadě ovlivnit fiskální proměnné, ale může působit i jinými cestami. Jako příklad uvádějí provedenou změnu zdanění investičních výdajů společností. Je velmi pravděpodobné, že tento šok by se okamžitě projevil ve změně chování firem a tím i soukromých investic, zatímco vliv na daňové příjmy by byl pozorovatelný až v roce následujícím.

Mountford a Uhlig (2002) také diskutují otázku frekvence dat a zdůrazňují intuitivně zřejmý závěr, že pokud jsou použita data s roční frekvencí, je nutné odhadovat systémy s menším počtem parametrů než by bylo možné při použití čtvrtletních časových řad. Při použití ročních dat a menších modelů je identifikace fiskálních šoků méně přesná a nelze je dostatečně odlišit od šoků monetárních, případně jiných. Pokud jsou pro změnu použita čtvrtletní data a jsou odhadnuty parametricky bohatší modely, účinek fiskálního šoku na základní proměnné je znatelně menší.

Přes tyto obtíže vznikla řada empiricky laděných studií, které jsou většinou členěny do čtyř skupin na základě přístupu k identifikaci fiskálních šoků (viz Perotti, 2002 a Favero, 2002).

V prvním přístupu navazujícím na práci Romer a Romer (1989) je fiskální šok v modelu specifikován dummy proměnnou, která zachycuje exogenní informaci o hospodářské politice v daném období. Naprostá většina studií, např. Edelberg a kol. (1999) nebo Burnside a kol. (2003), používá z důvodu konzistence data ekonomiky USA. Dummy

proměnnou bývají zpravidla odlišeny tři hlavní období identifikovaná v práci Ramey a Shapiro (1998): příprava na války v Koreji a Vietnamu a Reaganova fiskální expanze. Výhodou tohoto přístupu je to, že nespolehá na často sporná identifikující omezení při výstavbě strukturálního modelu, ale umožňuje přímo odhadnout vliv fiskálních šoků. Tyto šoky ovšem musejí být skutečně neočekávané a exogenní vzhledem k dalším proměnným v modelu. Navíc zde hrozí problém interakce s dalšími fiskálními opatřeními, která se mohou odehrávat ve shodném období jako předem identifikované šoky.

Druhým přístupem je identifikace fiskálních šoků pomocí restriktce znamének impulzní funkce a vychází z práce Mountford a Uhlig (2002). Uhlig (1997) jí použil při identifikaci monetárních šoků a v práci Mountford a Uhlig (2002) pak i na šoky fiskální. Identifikaci příjmových a deficitních šoků, stejně jako šoků plynoucích z vyrovnaného hospodaření vlády, lze provést pomocí zkoumání pohybů příjmů a výdajů v rámci určitého období (např. čtyři období za sebou). Výhoda takového přístupu spočívá v tom, že bere v úvahu očekávané šoky. Např. ve spotřebě domácností se může projevit šok, který má souvislost s úpravou vládních příjmů oficiálně se odehrávající o několik období později. Nevýhodou tohoto přístupu potom je fakt, že není prakticky možné zjistit přesné období výskytu fiskálního šoku. Další nevýhodou je také určité apriorní chápání toho, co se pod pojmem fiskální šok skrývá.

Třetí přístup reprezentován pracemi Fatás a Mihov (2001) a Favero (2002) je založen na použití Choleskiho dekompozice k identifikaci strukturálního modelu. Fatás a Mihov (2001) vycházejí z předpokladu, že fiskální šoky ovlivňují současně ostatní makroekonomické proměnné, avšak obráceně toto působení neplatí. Favero (2002) naopak uvažuje zařazení fiskálních proměnných až na konec kauzálního řetězce. Zde je nedostatkem fakt, že není umožněno působení fiskálních šoků na ostatní veličiny v rámci jednoho období (čtvrtletí).

Poslední přístup použili ve své práci Blanchard a Perotti (2002) v modelu se třemi proměnnými a v rozšířené verzi Perotti (2002). Využívá se institucionální informace, ze které se odvozuje struktura zpoždění fiskální politiky. Například se předpokládá, že implementace opatření diskreční fiskální politiky trvá nejméně jedno čtvrtletí, tedy současné změny fiskálních a makroekonomických veličin mohou být výsledkem pouze automatických stabilizátorů. Perotti (2002) zkoumá modelem SVAR fiskální politiku nejen z hlediska vlivu fiskální politiky na HDP a jeho složky, ale i inflaci. Jeho model je složený z následujících sezonně očištěných proměnných: logaritmu reálného HDP, vládních výdajů, vládních příjmů (čistých daní), logaritmu deflátoru HDP a nominální 3 měsíční úrokové sazby. Čtvrtletní data z vybraných zemí OECD začínají rokem 1960

a pokrývají časové období 40 let. Model je empiricky odhadnut na datech USA, Německa, Kanady, Velké Británie a Austrálie zejména proto, že ostatní vyspělé země OECD podle autorů nedisponují dostatečně věrohodnými čtvrtletními daty o fiskálních veličinách ve zkoumaném období. U dat některých zemí (např. Francie, Japonska, Nového Zélandu) existovala obava, že čtvrtletní data byla uměle odvozena z ročních údajů, a proto nebyly dané země autorem do analýzy zahrnuty.

Určitou představu o efektech fiskální politiky na výstup americké ekonomiky získanou pomocí různých modelů VAR přináší komparativní práce Hemming a kol. (2002). Multiplikátory jsou kvantifikovány pro příjmy (čisté daně) i výdaje při rozlišení na krátké i dlouhé období – viz tabulka 2.2. Hodnota ve sloupci „vrchol“ této tabulky udává maximální hodnotu multiplikátoru a číslo v závorce počet čtvrtletí po fiskálním stimulu, kdy se tato maximální hodnota multiplikátoru v modelu objevila. Je vhodné připomenout, že autoři definovali ve svých modelech fiskální šok různě – někteří využili dostupných historických informací o provedených změnách v daních a vládních výdajích, jiní se spolehli na statisticky orientované přístupy. Z toho může do určité míry pramenit jistá kvantitativní nesrovnatelnost odhadnutých parametrů.

Tabulka 2.2: Fiskální multiplikátory modelů SVAR

Práce	Odhadované období	Výdajové multiplikátory			Daňové multiplikátory		
		Kr. obd.	Vrchol	Dl. obd.	Kr. obd.	Vrchol	Dl. obd.
Blanchard a Perotti (2002)	1960-1997*	0,8	1,3 (15)	1,0	0,7	0,8 (5)	0,2
	1960-1997*	0,9	0,9 (1)	0,7	0,7	1,3 (7)	1,3
Fatas a Mihof (2001)	1960-1999	0,1	0,3 (16)	0,2	–	–	–
Mountford a Uhlig (2002)	1955-2000	0,2	0,5 (3)	–	0,2	0,4 (9)	–
Perotti (2002)	1960-2000	0,4	1,1 (15)	1,0	0,3	0,8 (7)	0,5
	1960-1979	0,7	1,6 (10)	-0,6	0,4	1,1 (13)	0,8
	1980-2000	0,1	0,5 (3)	-1,3	0,2	0,2 (1)	0,1

* V první variantě je použit deterministický trend pro produkt, ve druhé stochastický.

Parametry odhadnuté pro americká data identifikují velikost krátkodobých výdajových multiplikátorů v rozmezí 0,1 až 0,9. Je tak potvrzován konvenční předpoklad, že fiskální multiplikátory jsou kladné, avšak menší než jedna. Zajímavě nicméně vyznívá analýza v práci Perotti (2002), ve které se aplikuje identická metoda na časové řady zahrnující období let 1960-1979, 1980-2000 a celkové období 1960-2000. Na základě výsledků lze vyslovit domněnku, že v posledních 20 letech došlo v americké ekonomice k výraznému propadu výdajových multiplikátorů (resp. spíše de-multiplikátorů).

V poslední době se objevují práce zabývající se odhadem fiskální politiky na ekonomiku v evropských zemích. Francouzskou ekonomiku z tohoto pohledu zkoumá práce Biau a Girard (2005), na kterou navazuje Creel a kol. (2005). Měřením fiskálních účinků pro Itálii se věnuje práce Giordano a kol. (2005) a pro Španělsko potom práce de Castro (2003). Uvedené studie většinou navazují na metodologii představenou v Blanchard a Perotti (2002), popř. Perotti (2002). Z ekonometrického hlediska vycházejí z modelu SVAR, který z důvodu robustnosti odhadují v několika verzích – především srovnávají výsledky modelu obsahujícího časové řady v diferencích s modelem specifikovaným v úrovních. Tento přístup je diskutabilní, protože se srovnávají ze statistického hlediska odlišné modely, kde první z nich nebere v úvahu informaci týkající se dlouhodobých vztahů mezi časovými řadami.

Uvedený nedostatek řeší např. práce Claeys (2004) a Krusec (2004). První z nich rozšiřuje SVAR model o odhad společných trendů a na panelu šesti evropských zemí patřících do eurozóny a tří mimoevropských zemí zkoumá fiskální efekty v podmínkách různých měnových režimů. Druhá práce odhaduje SVEC model pro osm zemí, z toho čtyři evropské. Výhoda SVEC reprezentace spočívá v možnosti konstruovat model s větším ohledem na charakter časových řad a povahu jejich vzájemných vazeb. Předností je především rozlišení mezi dlouhodobým a krátkodobým charakterem strukturálních šoků, které vychází z kointegrace mezi časovými řadami zařazenými do modelu. Navíc tyto modely umožňují použít menší počet apriorních identifikujících omezení na matici určující nezpožděné vazby mezi proměnnými a strukturálními šoky a tím dávají více prostoru pro statistický odhad. Na zmíněný přístup navazuje aplikační část této práce.

Aplikace fiskálního modelu SVEC pro ČR¹³

3.1 Data a jejich základní charakteristika

Komplexní zkoumání dopadů fiskální politiky vyžaduje kromě zahrnutí základních fiskálních veličin a HDP také veličiny zachycující působení měnové politiky. Model tak obsahuje celkem pět proměnných: příjmy ($prir_t$) a výdaje ($vydr_t$) vládního sektoru, hrubý domácí produkt ($hdpr_t$) za soukromý sektor, inflaci ($infl_t$) a úrokovou sazbu ($prib_t$). Podle práce Fatás a Mihov (2001) tvoří tyto proměnné minimální množinu makroekonomických veličin nezbytných pro studium dynamických dopadů fiskální politiky.

Data vládního sektoru jsou v praxi ČR z účetního pohledu vykazována jednak pomocí tzv. Government Finance Statistics (GFS 1986) metodiky Mezinárodního měnového fondu. Dalším pohledem na data za vládní sektor zohledňující širší ekonomické operace vlády přináší tzv. systém národních účtů a metodika ESA 95, se kterou pracují orgány EU. Zatímco výhodou prvně zmiňované metodiky je včasnost a transparentnost (ve většině případů díky přímé vazbě na rozpočtovou skladbu), pro účely této práce je vhodnější vycházet z národních účtů. Důvodem je, že data vykazovaná metodikou ESA 95 jsou založena na tzv. akruálním principu¹⁴ a jsou tak vhodnější pro analyzování dopadů fiskální politiky.¹⁵

Podobně jako ve většině ostatních prací zabývajících se problematikou empirického zkoumání fiskální politiky tvoří příjmy vládního sektoru tzv. čisté daně. Skládají se z daňových a nedaňových příjmů zmenšených o transfery (sociální dávky a dotace). Veřejné výdaje pak mají charakter vládních nákupů zboží a služeb, mezi které patří především neinvestiční nákupy a náhrady zaměstnancům. Další významnou složku tvoří

¹³Veškeré výpočty byly provedené s pomocí programů PcGive, Eviews a JMulti, pomocné a kontrolní výpočty pak prostřednictvím programu MATLAB.

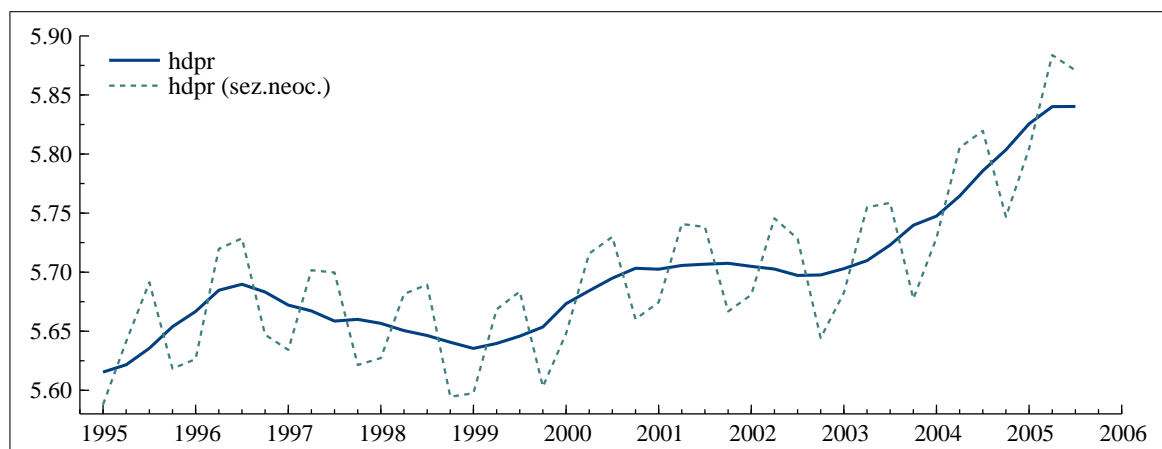
¹⁴Akruální princip vychází ze sledování operací vládního sektoru v okamžiku, kdy se ekonomická hodnota vytváří, transformuje nebo zaniká, když se zvyšují pohledávky a závazky, transformují se nebo zanikají (např. daňové inkaso za první dva měsíce běžného roku vzhledem k časovému zpoždění při odvodu do státního rozpočtu ekonomicky patří do roku minulého).

¹⁵V literatuře převažují práce vycházející z dat podle metodiky ESA 95, existují ovšem i studie, které používají tzv. cash data dle metodiky GFS 1986 (např. pro Itálii je to práce Giordano a kol., 2005).

investiční výdaje, které ovšem nejsou dostupné za celé sledované období a nebylo možné je do modelu zahrnout. Do vládních výdajů se zahrnují i náklady spojené se splácením veřejného dluhu (včetně úroků).

Předmětem analýzy jsou sezonně očištěná data ve čtvrtletní frekvenci. Zatímco ostatní práce aplikované na americkou ekonomiku nebo některé země OECD vycházejí z podstatně delšího období, v případě ČR je nutné se omezit na období od 1. čtvrtletí 1995 do 3. čtvrtletí 2005. Limitujícím faktorem začátku sledovaného období jsou data ze statistiky národních účtů, konec období vychází z dostupnosti údajů ke konci roku 2005. Oproti pravidelně publikovaným odhadům hrubého domácího produktu byla kvartální data za sektor vlády oficiálně zpřístupněna ČSÚ teprve nedávno.¹⁶ Pro období 1995 až 2005 jsou tak za sektor vlády dostupné odhady většiny hlavních kategorií příjmů a výdajů, některé údaje ovšem začínají až rokem 1999 (např. hrubá tvorba fixního kapitálu). ČSÚ publikuje časové řady příjmů a výdajů sektoru vlády v běžných cenách bez příslušných deflátorů. Pro převod na reálné vyjádření byl tak u většiny položek zvolen deflátor spotřeby.

Obrázek 3.1: Časová řada logaritmovaného HDP ve s.c.



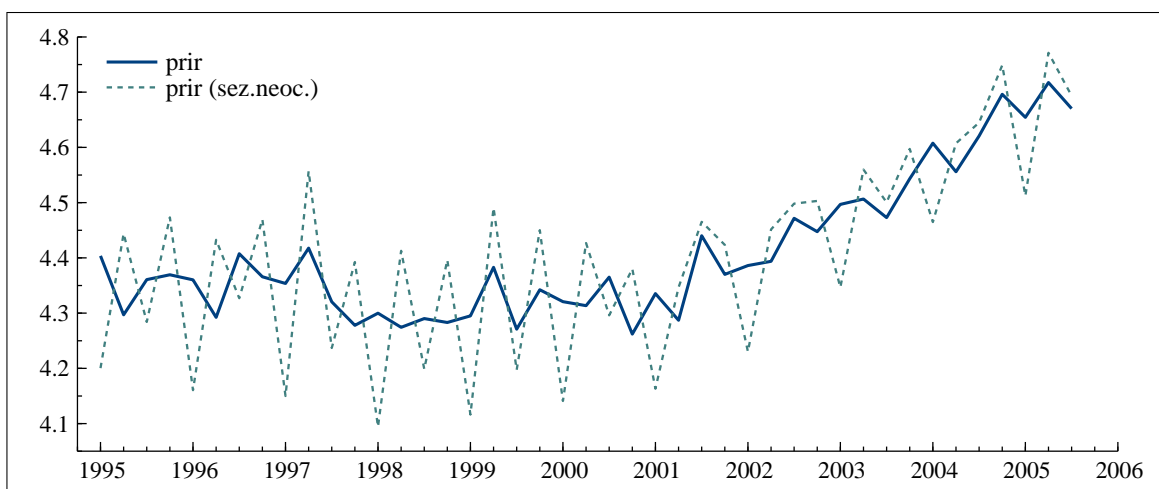
Zdroj: ČSÚ

Obrázek 3.1 porovnává původní a sezonně očištěnou logaritmovanou řadu soukromého reálného HDP. ČSÚ publikuje řadu HDP také v sezonně očištěné formě provedené pomocí metody Tramo-Seats. Fiskální proměnné v reálném vyjádření jsou zachyceny na obrázcích 3.2 a 3.3. Obě řady byly sezonně očištěny pomocí metody X12-ARIMA. Stejnou metodou byl sezonně očištěn i index spotřebitelských cen, jehož analýzou

¹⁶Data za vládní sektor byla čerpána z publikace „Příjmy a výdaje sektoru vlády“. Oficiální publikování těchto údajů souvisí s nařízením Evropského Parlamentu a Rady EU ke čtvrtletním nefinančním účtům sektoru vládních institucí č. 1221/2002. Publikace je čtvrtletní a navazuje na předběžný odhad čtvrtletních účtů (HDP) se zhruba měsíčním zpožděním.

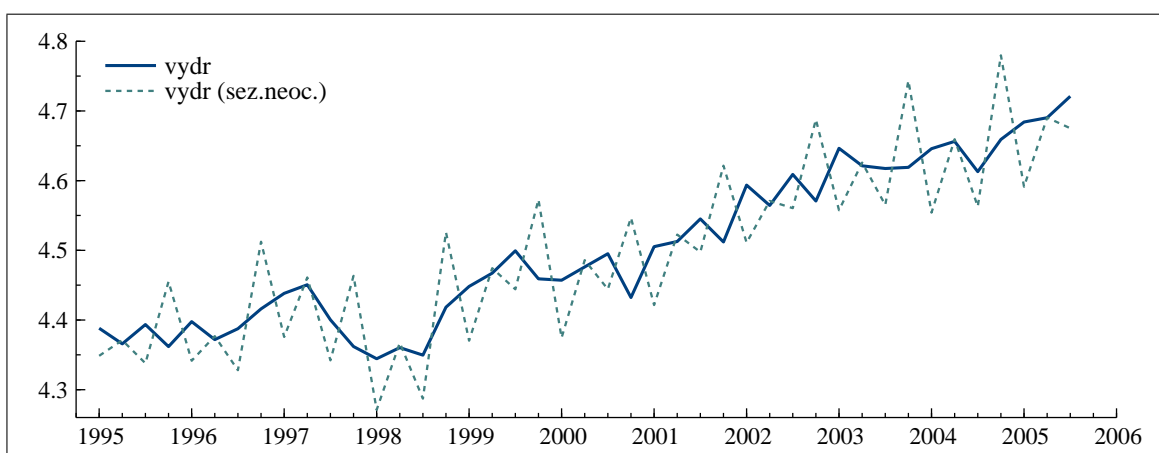
první diference je spolu s úrokovou sazbou zobrazena na obrázku 3.4. Jako úroková sazba byla zvolena časová řada 3M PRIBOR, která v sobě odráží působení základního instrumentu měnové politiky (2T REPO sazby) a zároveň má vztah k delšímu konci výnosové křivky. V druhém čtvrtletí roku 1997 došlo k měnové krizi, která se zřetelně projevuje na kratším konci výnosové křivky. Vzhledem k tomu byla do modelu zahrnuta dummy proměnná postihující uvedené období.

Obrázek 3.2: Časová řada logaritmovaných vládních příjmů v reálném vyjádření



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Obrázek 3.3: Časová řada logaritmovaných vládních výdajů v reálném vyjádření

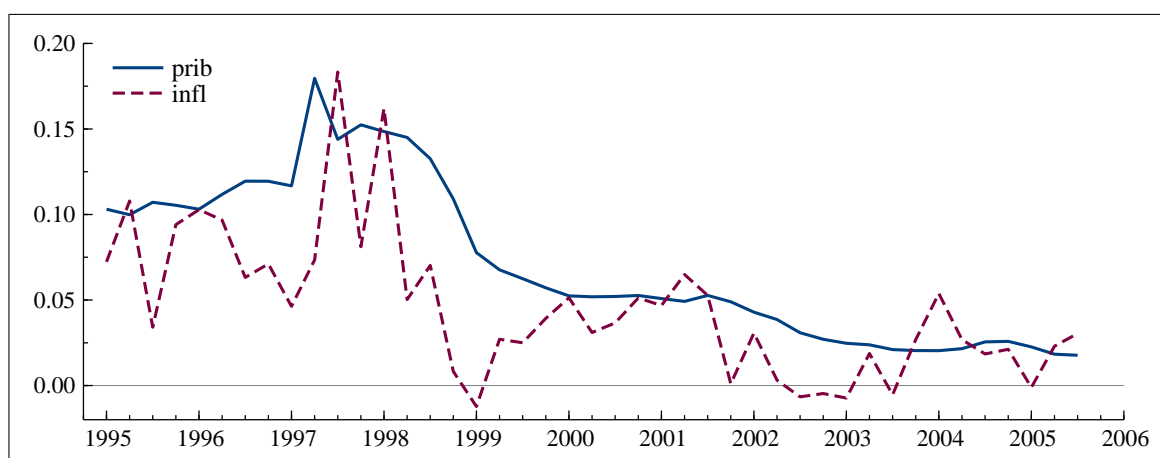


Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Sezonnost lze při konstrukci modelu časových řad řešit dvojím způsobem. Do modelu se buď mohou přidat sezonní dummy proměnné nebo se časové řady před vložením do modelu sezonně očistí. První způsob se jeví jako problematický v případě, že se některé časové řady skládají z komponent s odlišnou sezonností, která se navíc v ně-

kterých případech v čase mění. Sezonnost takových agregovaných časových řad potom nemusí být dummy proměnnými uspokojivě vysvětlena, což je právě případ fiskálních proměnných. Sezonně očištěny byly v tomto případě jednotlivé složky obou časových řad.¹⁷ V případě vládních příjmů byly např. přímé daně očištěny zvlášť od roku 2001 z důvodu změny v sezonnosti původní časové řady. Přesto je zřejmé, že se ne vždy podařilo sezonnost řady zcela odstranit také z toho důvodu, že v některých případech byly úseky s odlišnou sezonností příliš krátké (neobsahovaly alespoň čtyři roky) a nebylo je tak prakticky možné očistit odděleně.

Obrázek 3.4: Časové řady inflace a úrokové sazby 1R PRIBOR



Zdroj: ČSÚ, ČNB, vlastní výpočty

Testy jednotkového kořene

Při konstrukci modelů časových řad je nezbytné znát charakter časové řady. Rozlišení mezi stacionárním a nestacionárním charakterem časové řady totiž přímo ovlivňuje stavbu modelů VAR a VEC. Ve vícerozměrném systému je podobně jako v jednorovnicovém modelu nezbytné dosáhnout vzájemné vybalancovanosti, která spočívá ve stejném řádu integrace strany vysvětlujících i vysvětlovaných proměnných. Ke zjištění integračního řádu proměnných se používají testy jednotkového kořene.

ADF test (rozšířený Dickey-Fullerův test, viz Fuller, 1976 a Dickey a Fuller, 1979) spočívá v odhadu jednorovnicového modelu:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j^* \Delta y_{t-j} + u_t. \quad (3.1)$$

¹⁷V tomto ohledu je zajímavé porovnání sezonně očištěné agregované časové řady se součtem jednotlivě sezonně očištěných složek. Přehled diagnostických měřítek lze nalézt např. v práci Cannon (2000).

Pomocí t statistiky se testuje hypotéza

$$H_0 : \phi = 0 \quad \text{proti} \quad H_1 : \phi < 0.$$

Nulovou hypotézou je nestacionarita, alternativní potom stacionarita časové řady. Je-li hodnota testové statistiky menší než kritická hodnota testu, zamítáme nulovou hypotézu ve prospěch stacionarity. Kritické hodnoty testu nemají standardní pravděpodobnostní rozdělení a byly tabelovány na základě simulací v pracích Fuller (1976) a Davidson a MacKinnon (1993).

Dalším testem, který použijeme pro zjištění integračního řádu proměnných je KPSS test (viz Kwiatkowski a kol., 1992). Pokud nebudeme uvažovat deterministický trend v časové řadě, lze ji vyjádřit jako

$$y_t = x_t + z_t, \quad (3.2)$$

kde proces x_t se řídí náhodnou procházkou, tj. $x_t = x_{t-1} + e_t$ a $e_t \sim \text{IID}(0, \sigma_e^2)$, a z_t je stacionární proces. Testuje se hypotéza

$$H_0 : \sigma_e^2 = 0 \quad \text{proti} \quad H_1 : \sigma_e^2 > 0.$$

Autoři testu navrhli následující testovou statistiku:

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}_\infty^2},$$

kde $S_t = \sum_{j=1}^t (y_j - \bar{y})$ a $\hat{\sigma}_\infty^2$ je odhad dlouhodobého (limitního) rozptylu procesu z_t . Kritické hodnoty byly tabelovány v práci Kwiatkowski a kol. (1992). Zatímco pomocí ADF se testuje nulová hypotéza nestacionarity, KPSS test uvažuje jako nulovou hypotézu stacionaritu zkoumané časové řady, tj. nulový rozptyl stochastického trendu v časové řadě.

Obecný problém testů jednotkového kořene je jejich nízká síla, která v některých případech neumožňuje správně rozlišit mezi časovou řadou blízkou nestacionaritě a nestacionární časovou řadou. Také z tohoto důvodu se doporučuje použití více testů.

Tabulka 3.1 podává přehled kritických hodnot testů ADF a KPSS. Kritické hodnoty obou testů jsou shodné pro všechny analyzované časové řady a odpovídají tvaru jednotlivých testů, tj. např. nezahrnutí trendového členu.

Tabulka 3.1: Kritické hodnoty testů jednotkového kořene

	1%	5%	10%
ADF test	-2.56	-1.94	-1.62
	10%	5%	1%
KPSS test	0.347	0.463	0.739

Tabulka 3.2: Testy jednotkového kořene

Proměnná	počet zpoždění	ADF test, $H_0 = I(1)$	KPSS test, $H_0 = I(0)$
<i>hdpr</i>	2	1.028	1.150**
<i>infl</i>	2	-1.710	0.883**
<i>prib</i>	2	-1.196	1.244**
<i>prir</i>	3	1.969	1.042**
<i>vydr</i>	2	2.227	1.432**

* označuje významnost na 5% hladině významnosti, ** značí významnost na 1% hladině významnosti.

Výsledky testů podává tabulka 3.2. Optimální počet zpoždění byl v testech určen standardními diagnostickými prostředky. Podle KPSS testu je zřejmé, že se ve všech případech jedná o časové řady integrované (minimálně) řádu jedna. V případě ADF testu byla časová řada inflace označena jako stacionární na 10% hladině významnosti. Je pravděpodobné, že zdánlivou stacionaritu v případě inflace způsobují některé výraznější pohyby v indexu spotřebitelských cen způsobené např. úpravou regulovaných cen. Pro kontrolu byly také testovány časové řady ve formě prvních diferencí, které vykazovaly ve všech případech stacionaritu.

3.2 Model VAR

Konstrukce modelu VAR je nezbytným krokem k následnému testování kointegrace a výstavbě modelu VEC. Kointegrační analýza a s ní spojené testy vyžadují, aby byl model VAR správně specifikovaný. S tím souvisí především určení optimálního počtu zpoždění modelu. Určení řádu zpoždění modelu lze dosáhnout postupnou redukcí počtu zpoždění, přičemž pro každý řád zpoždění se provede celkový F -test a spočte se hodnota informačních kritérií.¹⁸ Srovnání může být uskutečněno pouze za podmínky, že je odhad proveden vždy za stejné období.

¹⁸Úvodní diskuzi ohledně tzv. general-to-specific metodologie lze nalézt v práci Hendry (1995). Brüggemann a kol. (2003) srovnává uvedenou metodologii s dalšími přístupy. Automatizovaná procedura při redukcí VAR a SVAR modelů je popsána v práci Krolzig (2003).

Jako obecný model se vzhledem k počtu pozorování nabízí zvolit čtyři zpoždění, a proto je nutné počáteční období posunout do prvního čtvrtletí 1996. Byla použita informační kritéria AIC (viz Akaike, 1973 a 1974), HQ (viz Hannan a Quin, 1979) a SC (viz Schwarz, 1978 a Risannen, 1978), která mají tvar

$$\begin{aligned} \text{SC}(n) &= \ln |\widehat{\Sigma}_u| + \frac{\ln T}{T}n \\ \text{AIC}(n) &= \ln |\widehat{\Sigma}_u| + \frac{2}{T}n \\ \text{HQ}(n) &= \ln |\widehat{\Sigma}_u| + \frac{2 \ln T}{T}n, \end{aligned} \quad (3.3)$$

kde $\widehat{\Sigma}_u$ je odhad kovarianční matice reziduí a n je počet parametrů modelu.

Tabulka 3.3: Přehled postupné redukce modelu (odhad za období 96q1 - 05q3)

Redukce zpoždění	hodnota testového kritéria
(4) → (3):	F(25,49) = 0.7851 [0.7402]
(4) → (2):	F(50,62) = 0.7588 [0.8428]
(4) → (1):	F(75,66) = 1.4808 [0.0524]
(3) → (2):	F(25,68) = 0.7732 [0.7599]
(3) → (1):	F(50,85) = 1.9491 [0.0033]**
(2) → (1):	F(25,86) = 3.4232 [0.0000]**

* označuje významnost na 5% hladině významnosti,

** značí významnost na 1% hladině významnosti.

Z tabulky 3.3 je zřejmé, že snížení počtu zpoždění z hodnoty 4 na hodnotu 3 a 2 nepřináší statisticky významnou ztrátu informace. Redukce ze čtyř na jedno zpoždění sice není statisticky významná na 5% hladině, výsledek je ovšem na hranici významnosti. Test redukce zpoždění z hodnoty 3 a 2 na model s jedním zpožděním naproti tomu již zřetelně ukazuje na významnou ztrátu informace. Jako optimální se tedy z tohoto pohledu jeví model obsahující dvě zpoždění.

Tabulka 3.4: Informační kritéria

Model	p	log-likelihood	SC	HQ	AIC
(4)	110	636.217	-22.293	-25.302	-26.986
(3)	85	612.147	-23.407	-25.732	-27.033
(2)	60	594.111	-24.831	-26.472	-27.390
(1)	35	544.470	-24.634	-25.591	-26.127

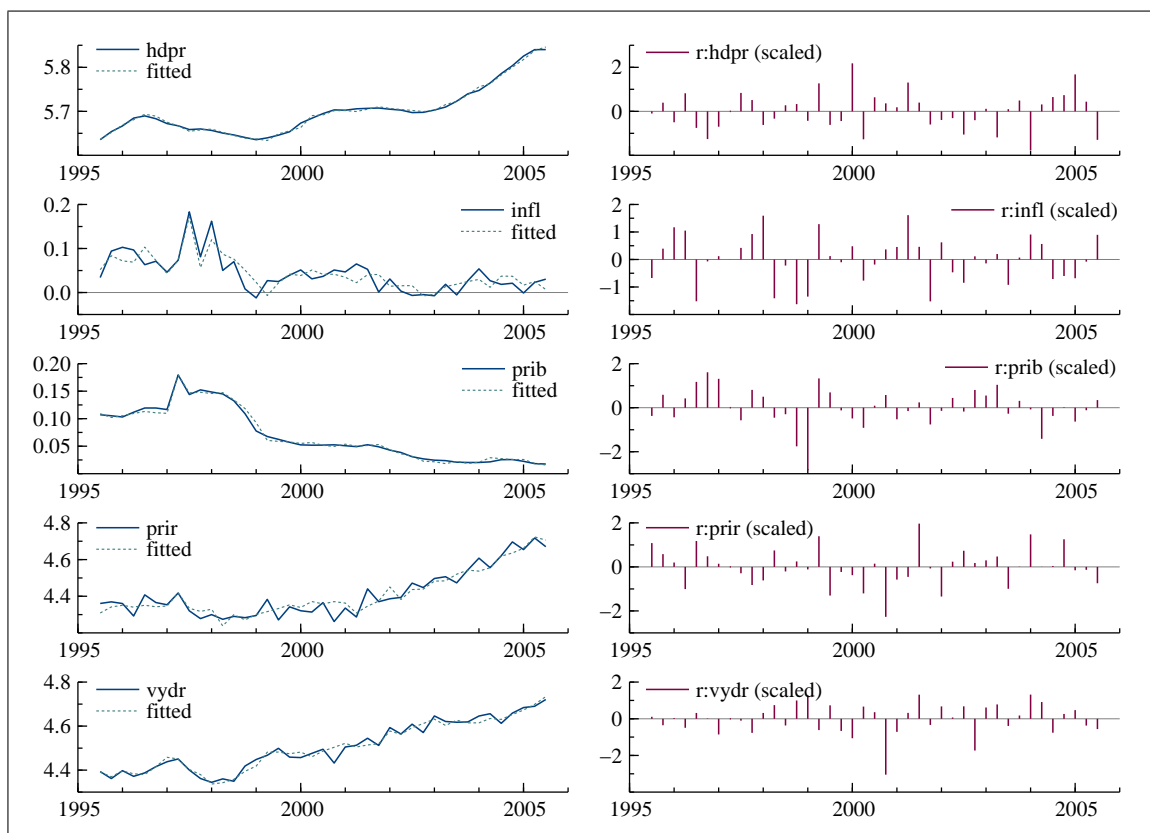
Tabulka 3.4 porovnává hodnoty informačních kritérií, které se snaží také vyhodnotit ztrátu informace při redukci zpoždění a zároveň vzít v úvahu počet parametrů nutných při odhadu modelu. Schwarzovo kritérium ve většině případů uvádí jako optimální nejmenší řád zpoždění ze všech tří kritérií. V našem případě ovšem vychází optimální hodnota dvě zpoždění u všech kritérií a je tedy shodná s výsledkem získaným pomocí testů redukce modelu. Zde je nutné poznamenat, že např. v modelu bez dummy proměnné ve druhém čtvrtletí 1997 vychází z testu redukce modelu optimální rovněž dvě zpoždění, navíc je zde redukce ze čtyřech na jedno zpoždění statisticky významná na 5% hladině významnosti. Schwarzovo kritérium ovšem určuje jako optimální jedno zpoždění, Hannan–Quinovo kritérium dvě a Akaikého kritérium tři zpoždění.

Analýza reziduí může přinést zajímavé informace ohledně schopnosti modelu postihnout historická data. Abnormálně vysoká hodnota rezidua v druhém čtvrtletí roku 1997 v rovnici pro úrokovou sazbu, která přesahovala čtyřnásobek směrodatné chyby, vedla k přidání dummy proměnné $d97q2$ vysvětlující zvýšení úrokové sazby v tomto období. Odhadnutý model VAR(2) po zahrnutí dummy proměnné lze v souladu se základním vztahem (1.1) vyjádřit v maticové podobě:

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} hdpr_t \\ infl_t \\ prib_t \\ prir_t \\ vydr_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1.55 & 0.05 & -0.17 & 0.04 & 0.04 \\ 1.98 & 0.12 & 1.84 & -0.10 & 0.22 \\ 0.00 & 0.17 & 0.66 & 0.01 & -0.03 \\ 2.35 & -0.53 & -0.23 & 0.25 & -0.02 \\ -1.91 & -0.38 & -0.79 & 0.11 & -0.22 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} hdpr_{t-1} \\ infl_{t-1} \\ prib_{t-1} \\ prir_{t-1} \\ vydr_{t-1} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} -0.75 & 0.06 & 0.07 & 0.02 & -0.01 \\ -2.03 & 0.11 & -0.87 & -0.09 & 0.13 \\ -0.07 & 0.10 & 0.02 & 0.02 & -0.01 \\ -1.98 & 0.19 & 0.55 & 0.36 & 0.34 \\ 2.57 & -0.34 & -0.26 & 0.16 & 0.22 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} hdpr_{t-2} \\ infl_{t-2} \\ prib_{t-2} \\ prir_{t-2} \\ vydr_{t-2} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0.01 & 0.81 \\ 0.03 & -0.54 \\ 0.08 & 0.42 \\ 0.08 & -1.91 \\ -0.01 & -0.28 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d97q2 \\ konst \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \end{bmatrix} \tag{3.4}
 \end{aligned}$$

Obrázek 3.5 ukazuje modelem (3.4) vyrovnané hodnoty a rezidua pro jednotlivé rovnice. Opticky se zdá být nejhůře vysvětlenou časová řada inflace, což je pochopitelné s ohledem na její variabilitu.

Obrázek 3.5: Vyrovnané hodnoty a rezidua modelu VAR(2)

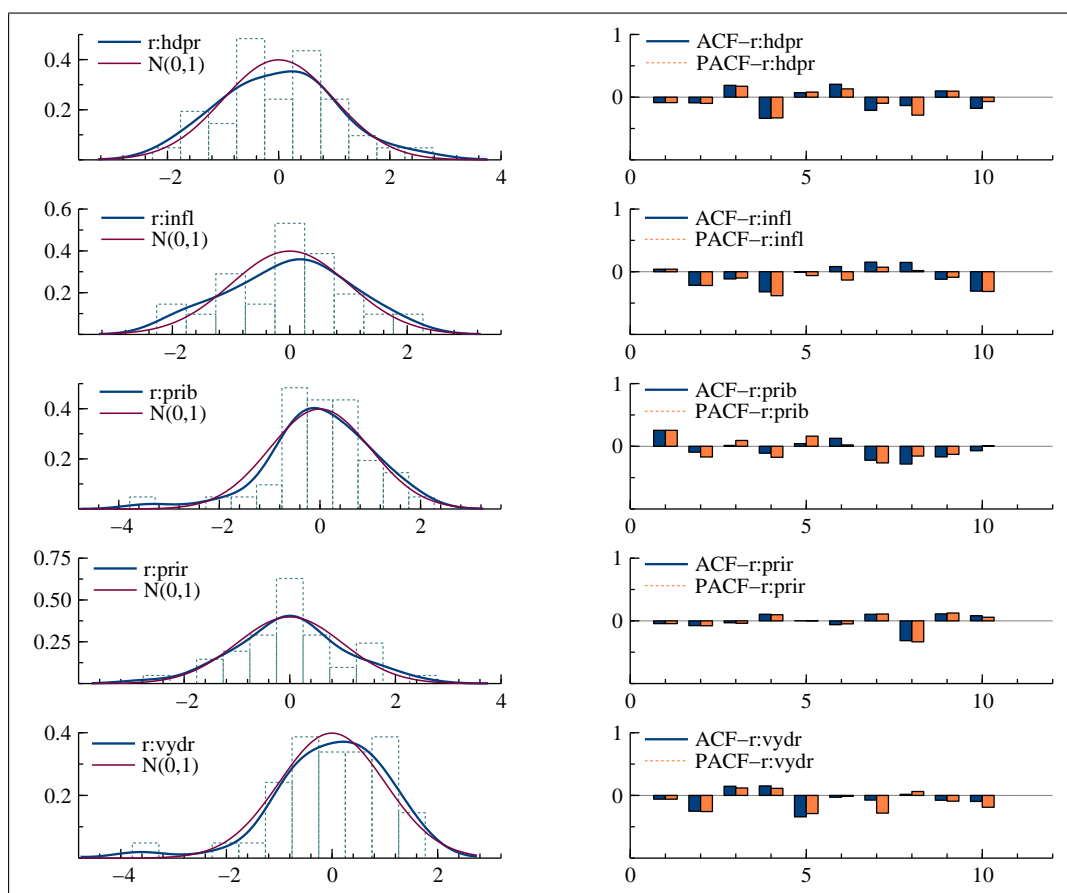


Tabulka 3.5: Diagnostické testy modelu VAR(2)

	AR 1-3 test: F(3,26)	Normality test: Chi ² (2)	ARCH 1-3 test: F(3,23)	hetero test: F(20,8)
hdpr	0.654 [0.587]	0.717 [0.699]	0.208 [0.890]	0.284 [0.989]
infl	1.818 [0.169]	0.390 [0.823]	0.549 [0.654]	0.361 [0.969]
prib	1.564 [0.222]	7.074 [0.029]*	1.893 [0.159]	0.599 [0.832]
prir	0.265 [0.850]	1.849 [0.397]	0.962 [0.427]	0.243 [0.995]
vydr	1.681 [0.196]	8.661 [0.013]*	0.241 [0.867]	0.080 [1.000]
	F(75,52)	Chi ² (10)		Chi ² (300)
celk	1.185 [0.260]	14.436 [0.154]		310.02 [0.333]

Diagnostické testy modelu jsou uvedeny v tabulce 3.5. V horní části tabulky jsou uvedeny testy autokorelace, normality a heteroskedasticity pro jednotlivá rezidua. Autokorelace i heteroskedasticita modelu se zdají být vzhledem k provedeným testům a z obrázku 3.6 v pořádku. Přes zahrnutí dummy proměnné pro druhé čtvrtletí 1997, která eliminovala jediný výrazný skok v reziduích, zůstávají pro některá pozorování

Obrázek 3.6: Rozdělení reziduí modelu VAR(2) a jejich ACF a PACF



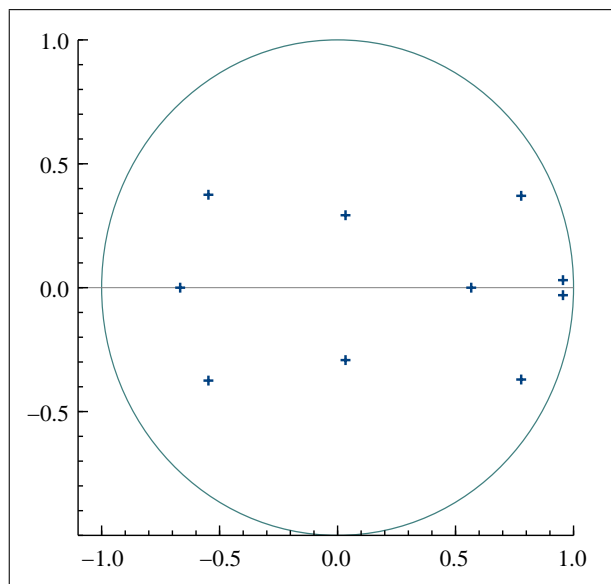
vyšší rozdíly mezi skutečnými a vyrovnanými hodnotami. To se zřejmě projevuje v testu normality, kde vychází statisticky významný test pro rezidua úrokové sazby a vládních výdajů. Nenormalitu patrně způsobuje hodnota záporného rezidua v případě úrokové sazby v prvním čtvrtletí 1999, pro vládní výdaje pak ve čtvrtém čtvrtletí 2000. I když lze na rozdíl od vládních výdajů reziduum v případě úrokové sazby ještě vysvětlit, není nutné v obou případech zavádět dodatečné dummy proměnné. Normalita nicméně není porušena pro model jako celek, což dokládá statisticky nevýznamná hodnota testové statistiky vícerozměrného testu normality reziduí (viz Doornik a Hansen, 1994).

3.3 Kointegrační analýza

V předchozí části jsme určili řád zpoždění modelu VAR, který obsahuje nestacionární časové řady, což potvrzuje obrázek 3.7. Z grafického znázornění je zřejmé, že se jedná o nestacionární model VAR, protože minimálně jeden kořen rovnice polynomu (1.2) leží v bezprostřední blízkosti jednotkové kružnice. V případě snížené hodnoty ma-

tice Π v modelu (1.3) se jedná o kointegrovaný systém, který je generován jedním nebo více společnými trendy. Pokud má matice Π nulovou hodnotu, nejsou časové řady kointegrované a každá z nich je generovaná odlišným stochastickým trendem. V takovém případě lze časové řady individuálně diferencovat. Je zřejmé, že kointegrační analýza má zásadní význam v dalších etapách pro určení správného tvaru modelu.

Obrázek 3.7: Kořeny companion matice



Testování hodnoty matice Π znamená testování řádu kointegrace. Zároveň lze pomocí kointegrační analýzy určit počet tzv. kointegračních vektorů, tj. počet kointegračních vztahů. Bez určení počtu kointegračních vektorů nelze dále specifikovat a odhadnout model VEC. K testování kointegrace lze použít test, se kterým přišel Johansen (1988, 1991, 1995). Test je založen na věrohodnostním poměru

$$LR(r_0) = -T \sum_{j=r_0+1}^K \ln(1 - \lambda_j), \quad (3.5)$$

kde λ_j jsou vlastní čísla získaná řešením vztahu (1.11). Při testování se postupuje následujícím způsobem:

$$\begin{array}{lll} H_0 : h(\Pi) = 0 & \text{proti} & H_1 : h(\Pi) > 0 \\ H_0 : h(\Pi) = 1 & \text{proti} & H_1 : h(\Pi) > 1 \\ & & \vdots \\ H_0 : h(\Pi) = K - 1 & \text{proti} & H_1 : h(\Pi) = K. \end{array}$$

V kointegračním testu jsme uvažovali základní nastavení, tj. zahrnutí konstanty do kointegračního vztahu. Konstanta vně kointegračních vztahů by v modelu VEC s prvními diferenciemi na pravé straně totiž byla ekvivalentní zahrnutí trendu do odpovídajícího úrovnového modelu VAR. Podobně např. zahrnutí kvadratického trendu do úrovnového modelu by odpovídalo trendu v modelu prvních diferencií.

Z tabulky 3.6 je zřejmé, že na 5% hladině významnosti bychom mohli určit v systému dva kointegrační vztahy. Tento výsledek však není jednoznačný, protože na 10% hladině významnosti lze uvažovat tři kointegrační vektory. Z věcného hlediska je pro nás spíše zajímavá varianta tří kointegračních vztahů, což zdůvodníme ekonomickou interpretací jednotlivých kointegračních vektorů. V dalším textu tak budeme vycházet z toho, že hodnost matice je rovna třem, tj. $h(\Pi) = r = 3$.

Tabulka 3.6: Test kointegrace (trace test)

$H_0: r \leq r_0$	LR	pval	90%	95%	99%
0	120.69	0.0000	72.74	76.81	84.84
1	73.32	0.0003	50.50	53.94	60.81
2	33.16	0.0806	32.25	35.07	40.78
3	7.53	0.8563	17.98	20.16	24.69
4	2.28	0.7215	7.60	9.14	12.53

3.4 Model VEC

Po určení počtu kointegračních vektorů následuje odhad VEC modelu. Pokud v systému uvažujeme tři kointegrační vektory obsahující konstantní člen, lze v souladu s (1.3) zapsat model v maticové podobě následujícím způsobem:

$$\begin{bmatrix} \Delta prib_t \\ \Delta vydr_t \\ \Delta hdpr_t \\ \Delta infl_t \\ \Delta prir_t \end{bmatrix} = \alpha \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \beta_{11} & \beta_{12} \\ 0 & 1 & 0 & \beta_{21} & \beta_{22} \\ 0 & 0 & 1 & \beta_{31} & \beta_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} prib_{t-1} \\ vydr_{t-1} \\ hdpr_{t-1} \\ infl_{t-1} \\ prir_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + u_t, \quad (3.6)$$

kde matice α o rozměru (5×3) obsahuje parametry vyjadřující zatížení (loading) jednotlivých kointegračních vektorů. Bez stanovení identifikujících omezení lze získat konzistentní odhad pouze matice Π , ale nikoliv vektorů α a β . Pro snazší interpretaci kointegračních vektorů se provádí normování matice β , které spočívá ve stanovení jedniček diagonálních prvků čtvercové submatice β . Tato operace ovšem není identifikující

ve smyslu zaručení jednoznačného odhadu matice β . V literatuře (viz např. Lütkepohl, 2005) se často uvažuje identifikující omezení spočívající ve stanovení jednotkové čtvercové submatice, která je částí matice β :

$$\beta' = [I_r : \beta'_{(K-r)}]. \quad (3.7)$$

Konkrétně v případě $r = 1$ je tato situace ekvivalentní s položením prvního prvku vektoru β rovného jedné. Pokud je r větší než jedna, obsahuje každý kointegrační vektor pouze jednu z prvních r proměnných zařazených do systému. Je evidentní, že pro získání vhodného složení kointegračních vektorů je nutné vzít v úvahu pořadí proměnných v systému.

V případě měnově zaměřených modelů obsahujících produkt, inflaci a úrokovou sazbu lze uvažovat při interpretaci kointegračních vektorů např. Fisherův vztah mezi úrokovou sazbou a inflací, modifikovanou Phillipsovu křivku nebo Taylorovo pravidlo. Nadto ve fiskálně laděném modelu se nabízejí dva základní vztahy, a to solvence vládního sektoru a automatická stabilizace. Podrobnější diskuzi obou fiskálních pravidel podávají např. práce Claeys (2004) a Krusec (2004). V prvním fiskálním pravidle se uvažuje dlouhodobý vztah mezi příjmy a výdaji vládního sektoru tak, aby byla zajištěna dlouhodobá udržitelnost veřejných financí. Druhý vztah vychází z vazby příjmů vládního sektoru na HDP v důsledku vestavěného stabilizujícího účinku.

Volbou pořadí proměnných v systému: $prib_t$, $vydr_t$, $hdpr_t$, $infl_t$ a $prir_t$ lze dosáhnout požadované interpretace jednotlivých kointegračních vztahů. První kointegrační vektor vyjadřuje Fisherův vztah mezi $prib_t$ a $infl_t$ zajišťující stacionaritu reálné úrokové sazby a parametr β_{12} ve vztahu (3.6) by tak měl nabývat nulové hodnoty. Druhý kointegrační vztah vyjadřuje dlouhodobou vazbu mezi $vydr_t$ a $prir_t$, třetí vztah by měl zahrnovat $hdpr_t$ a $prir_t$. V druhém a třetím kointegračním vektoru je navíc přítomna proměnná $infl_t$, příslušné parametry β_{21} a β_{31} by měly být proto nulové.

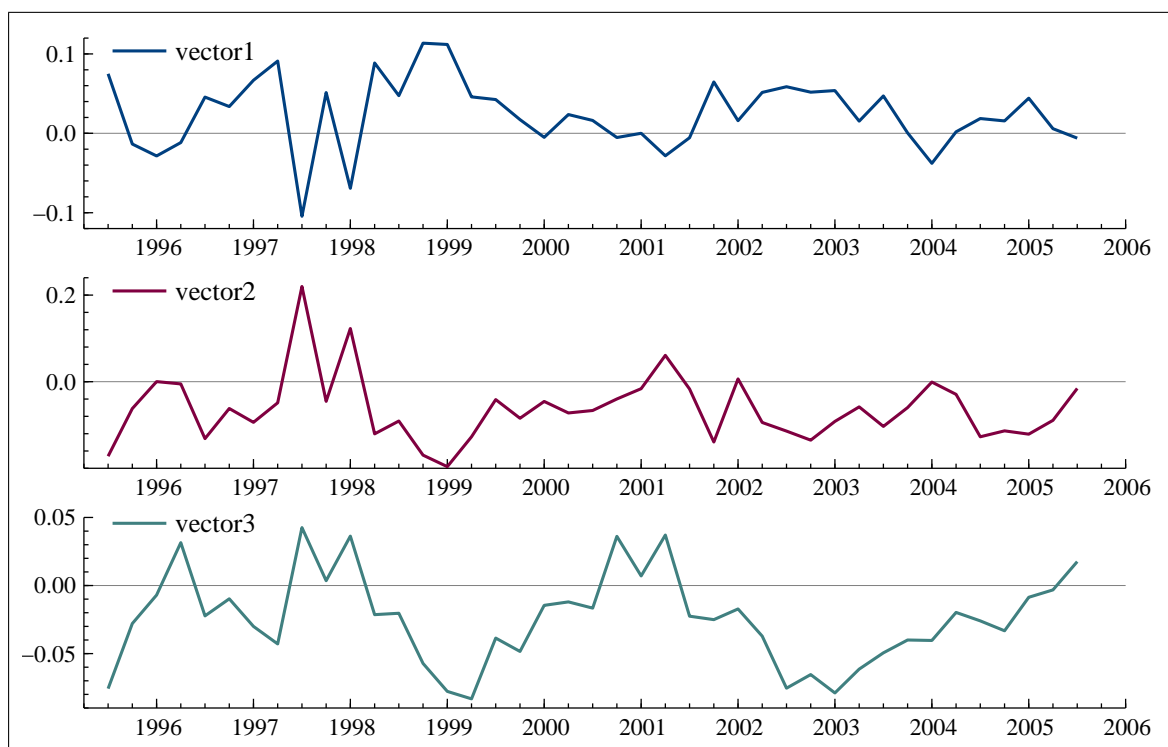
Odhadnutý model VEC Johansenovou metodou má tvar:

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} \Delta prib_t \\ \Delta vydr_t \\ \Delta hdpr_t \\ \Delta infl_t \\ \Delta prir_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} -0.33 & -0.05 & -0.07 \\ -0.99 & -1.03 & 0.62 \\ -0.10 & 0.03 & -0.21 \\ 0.86 & 0.33 & -0.02 \\ 0.55 & 0.16 & 0.19 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & -1.45 & 0.01 \\ 0 & 1 & 0 & 2.44 & -0.52 \\ 0 & 0 & 1 & 0.54 & -0.35 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} prib_{t-1} \\ vydr_{t-1} \\ hdpr_{t-1} \\ infl_{t-1} \\ prir_{t-1} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} -0.03 \\ -2.37 \\ -4.19 \end{bmatrix} c + \begin{bmatrix} -0.02 & 0.02 & -0.02 & -0.12 & -0.03 \\ 0.19 & -0.19 & -2.43 & 0.35 & -0.17 \\ -0.07 & 0.01 & 0.75 & -0.06 & -0.02 \\ 0.96 & -0.14 & 1.26 & -0.27 & 0.09 \\ -0.89 & -0.22 & 2.30 & -0.24 & -0.44 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta prib_{t-1} \\ \Delta vydr_{t-1} \\ \Delta hdpr_{t-1} \\ \Delta infl_{t-1} \\ \Delta prir_{t-1} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0.07 \\ -0.02 \\ 0.01 \\ 0.01 \\ 0.06 \end{bmatrix} dum97q2 + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \end{bmatrix}.
 \end{aligned} \tag{3.8}$$

V prvním kointegračním vektoru očekáváme hodnotu odhadu parametru β_{11} rovnou -1 . Odhadnutá hodnota je nižší, což může být způsobeno více volatilní inflací ve srovnání s úrokovou sazbou. Odhad parametrů β_{12} je podle t testu statisticky nevýznamný a je tak v souladu s očekáváním. S předpoklady ovšem nesouhlasí hodnoty odhadů parametrů β_{21} a β_{31} , neboť jsou statisticky významně odlišné od nuly. Ukazují na to, že se inflace určitým způsobem projevuje v obou dlouhodobých vztazích, což není zcela v souladu s ekonomickou teorií. Odhad parametru β_{32} by měl být z teoretického pohledu roven -1 . Zde je nutné ovšem přihlídnout ke skutečnosti, že obě fiskální časové řady nezahrnují některé složky příjmů a výdajů (např. vládní výdaje neobsahují investiční nákupy), a proto se zdá být odhadnutá vyšší hodnota přijatelná.

Je zřejmé, že neexistuje jediné pořadí proměnných, které by odpovídalo definici uvedených kointegračních vztahů. Např. permutace prvních tří proměnných v pořadí odpovídajících jednotkové submatici, tj. $prib_t$, $vydr_t$, $hdpr_t$, neovlivní odhad parametrů VEC modelu a tím pádem ani odhad odezev na strukturální šoky do systému. Jako alternativní přípustná specifikace pořadí zařazení proměnných se jeví také záměna $prib_t$

Obrázek 3.8: Kointegrační vztahy



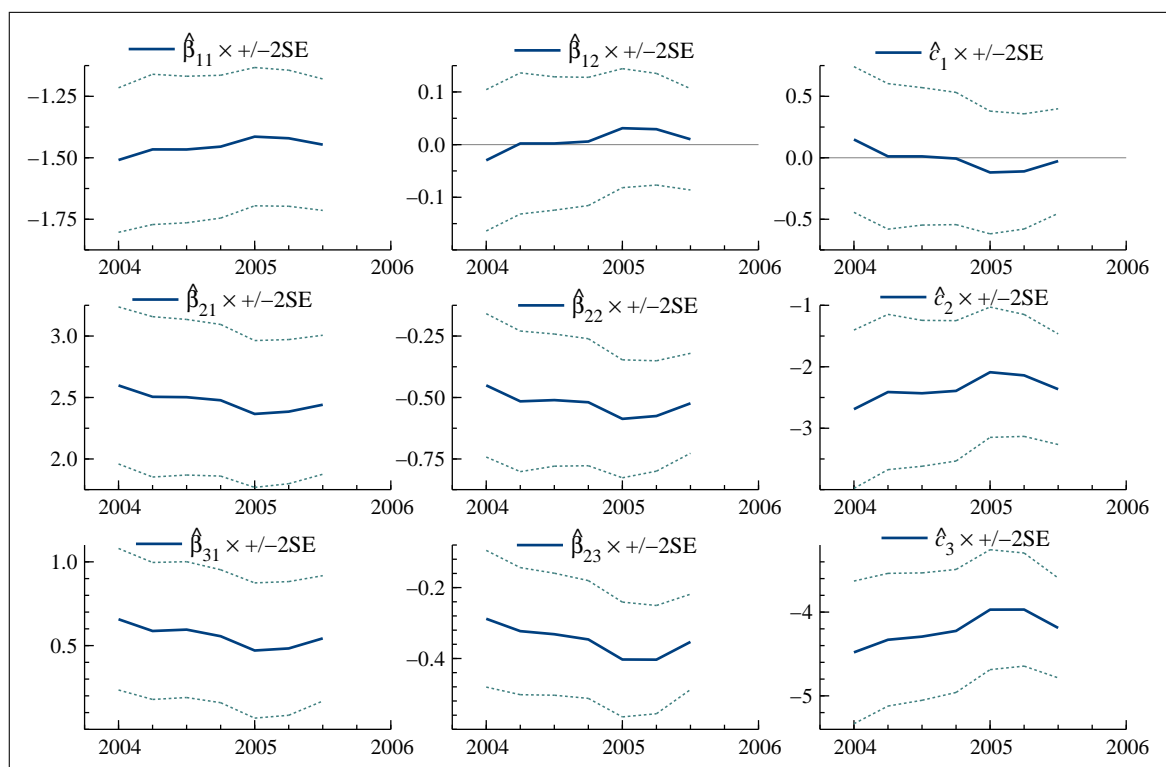
a $infl_t$. Výsledkem je odhad alternativní matice β :

$$\hat{\beta}_{alt} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & -0.69 & 0.01 \\ 0 & 1 & 0 & 1.69 & -0.51 \\ 0 & 0 & 1 & 0.38 & -0.35 \end{bmatrix}$$

Odhad parametrů se liší pouze nepatrně, v prvním kointegračním vektoru zřejmě odpovídá hodnota -0.69 přibližně hodnotě $1/(-1.45)$ v původním tvaru modelu. Také v tomto případě se nemění tvar odezev a výrazně ani jejich velikost.

Obrázek 3.8 ukazuje vývoj hodnot jednotlivých kointegračních vztahů odpovídajících modelu (3.8) v čase. Z obrázku je patrné, že se jedná ve všech případech o řady kolísající kolem nuly a lze je v souladu s předpoklady považovat za stacionární nebo blízké stacionaritě (třetí vztah). Pohled na stabilitu systému ukazuje obrázek 3.9 v němž jsou zachyceny rekurzivní odhady parametrů kointegračních vektorů. Jedná se o odhady identického VEC(1) modelu za postupně se rozšiřující období. V našem případě se začíná odhadem za období od třetího čtvrtletí 1995 do třetího čtvrtletí 2003 a postupně jsou přidávány údaje za další čtvrtletí až se dospěje k odhadu za celé období končící třetím čtvrtletím 2005.

Obrázek 3.9: Rekurzivní analýza kointegračních vztahů



Zajímavou informaci poskytuje korelační matice reziduí VEC modelu:

$$\begin{bmatrix}
 1.000 & -0.297 & -0.124 & 0.494 & 0.199 \\
 -0.297 & 1.000 & -0.257 & -0.174 & 0.454 \\
 -0.124 & -0.257 & 1.000 & 0.147 & -0.064 \\
 0.494 & -0.174 & 0.147 & 1.000 & -0.066 \\
 0.199 & 0.454 & -0.064 & -0.066 & 1.000
 \end{bmatrix} \quad (3.9)$$

Je z ní patrné, že zde existuje vztah mezi některými rezidui a tudíž i simultánní vztah mezi jednotlivými proměnnými modelu. Vzájemné korelace reziduí ovšem neumožňují hlubší pohled na fungování systému, protože nelze izolovat vliv inovací jednotlivých proměnných. Řešením je konstrukce strukturálního modelu.

3.5 Identifikace a odhad modelu SVEC

V kapitole 1.2 byly pro případ stacionárního VAR popsány strukturální modely typu A, B a AB, které lze obecně aplikovat i na nestacionární model VAR v úrovních a z něho vycházející model VEC. Zatímco pomocí strukturálního modelu typu A lze explicitně

modelovat přímo vztah mezi zkoumanými časovými řadami, model typu B vyjadřuje rezidua redukováného tvaru jako lineární funkci strukturálních inovací. Model typu B má v případě reprezentace VEC některé výhody. Jednak lze s jeho pomocí rozlišit krátkodobý a dlouhodobý dopad strukturálních inovací a dále umožňuje pro identifikaci využít institucionální charakter fiskální politiky spočívající ve zpoždění v rozhodovacím a schvalovacím procesu.

Odhad parametrů strukturálního modelu VEC nelze získat bez stanovení omezení na parametry strukturálního modelu. Vyjdeme-li ze strukturálního modelu typu B popsaného v části 1.2.2, potřebujeme celkem $K(K - 1)/2 = 10$ omezení na prvky matic CB a B dohromady. Připomeňme, že součin matic CB ovlivňuje dlouhodobý dopad strukturálních inovací do systému a samotná matice B má vliv na krátkodobé efekty strukturálních šoků. Protože je systém kointegrovaný, sdílí některé časové řady společné stochastické trendy. Z existence tří kointegračních vztahů ($r = 3$) vyplývá, že je systém generován dvěma společnými trendy ($s = K - r = 2$). Proto lze v systému identifikovat nejvýše tři strukturální šoky s dočasným a minimálně dva strukturální šoky s trvalým dopadem do systému.

Z věcného ekonomického hlediska potvrzeného závěry některých empirických prací (např. Perotti, 2002) se ukazuje, že oba fiskální šoky mají spíše dočasný charakter. Toho využijeme při identifikaci matice dlouhodobých dopadů CB tak, že sloupce odpovídající těmto šokům položíme rovné nule. Jako strukturální šoky s trvalým dopadem se potom nabízí určit produkční šok vztahující se k HDP a nominální šok odpovídající vlivu inflace na systém (blíže viz Krusec, 2004). Zbývající strukturální šok odpovídající úrokové sazbě bude mít tedy krátkodobý charakter. V souladu s řazením proměnných v pořadí $prib_t$, $vydr_t$, $hdpr_t$, $infl_t$ a $prir_t$ má proto matice dlouhodobých dopadů tvar:

$$CB = \begin{bmatrix} 0 & 0 & * & * & 0 \\ 0 & 0 & * & * & 0 \\ 0 & 0 & * & * & 0 \\ 0 & 0 & * & * & 0 \\ 0 & 0 & * & * & 0 \end{bmatrix}, \quad (3.10)$$

kde nuly značí omezení parametrů matice a hvězdičkami jsou označeny odhadované parametry. Tři nulové sloupce ovšem neposkytují celkem $rK = 15$ omezení, protože má matice CB sníženou hodnotu rovnou s . Díky tomu získáváme pouze $rs = 6$ omezení. Zbývá nám tak určit ještě $10 - 6 = 4$ omezení v matici B , abychom dosáhli přesné identifikace strukturálního modelu.

Obecný tvar matice \mathbf{B} v případě systému obsahujícího pět proměnných v pořadí $prib_t$, $vydr_t$, $hdpr_t$, $infl_t$ a $prir_t$ má tvar:

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{11} & \mathbf{b}_{12} & \mathbf{b}_{13} & \mathbf{b}_{14} & \mathbf{b}_{15} \\ \mathbf{b}_{21} & \mathbf{b}_{22} & \mathbf{b}_{23} & \mathbf{b}_{24} & \mathbf{b}_{25} \\ \mathbf{b}_{31} & \mathbf{b}_{32} & \mathbf{b}_{33} & \mathbf{b}_{34} & \mathbf{b}_{35} \\ \mathbf{b}_{41} & \mathbf{b}_{42} & \mathbf{b}_{43} & \mathbf{b}_{44} & \mathbf{b}_{45} \\ \mathbf{b}_{51} & \mathbf{b}_{52} & \mathbf{b}_{53} & \mathbf{b}_{54} & \mathbf{b}_{55} \end{bmatrix}, \quad (3.11)$$

kde například prvek \mathbf{b}_{32} popisuje bezprostřední vliv strukturálního šoku ve výdajích na HDP. Při identifikaci matice \mathbf{B} budeme postupovat v souladu s pracemi Blanchard a Perotti (2002) a Giordano a kol. (2005). Předpokládá se, že vládní opatření na straně výdajů reagují se zpožděním vzhledem k šokům do HDP a do příjmů vládního sektoru (tzv. decision lags). Struktura opatření vlády na straně výdajů je totiž spojena se schválením příslušných norem a nemůže tak reagovat na některé šoky v rámci jednoho čtvrtletí. Např. vládní rozpočet je stanovován a řízen převážně na roční bázi. Příslušná omezení tak budou tvořit dva nulové prvky \mathbf{b}_{23} a \mathbf{b}_{25} v matici \mathbf{B} . Jako další omezení lze stanovit vliv změny úrokových sazeb na obě fiskální proměnné v rámci jednoho čtvrtletí. Dalšími nulovými prvky matice \mathbf{B} tedy budou \mathbf{b}_{21} a \mathbf{b}_{51} . Schématicky lze identifikaci matice \mathbf{B} napsat následovně:

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} * & * & * & * & * \\ 0 & * & 0 & * & 0 \\ * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * \\ 0 & * & * & * & * \end{bmatrix} \quad (3.12)$$

Odhad matic \hat{C} a $\hat{\mathbf{B}}$ při respektování výše uvedených omezení má následující podobu:

$$\hat{C} \hat{\mathbf{B}} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0.0173 & 0.0021 & 0 \\ 0 & 0 & -0.0404 & -0.0262 & 0 \\ 0 & 0 & -0.0142 & -0.0165 & 0 \\ 0 & 0 & 0.0118 & 0.0011 & 0 \\ 0 & 0 & -0.0220 & -0.0449 & 0 \end{bmatrix} \quad (3.13)$$

$$\hat{B} = \begin{bmatrix} 0.0027 & -0.0017 & 0.0034 & -0.0002 & -0.0012 \\ 0 & 0.0178 & 0 & -0.0093 & 0 \\ -0.0028 & -0.0011 & 0.0001 & 0.0001 & -0.0026 \\ -0.0058 & -0.0007 & 0.0232 & 0.0083 & 0.0020 \\ 0 & 0.0004 & 0.0117 & -0.0424 & 0.0036 \end{bmatrix} \quad (3.14)$$

Matice \hat{B} ukazuje okamžitý dopad strukturálních šoků na jednotlivé proměnné. Např. z parametru \hat{b}_{35} vyplývá, že se dopad vládního opatření na příjmové straně projeví okamžitým snížením soukromého HDP přibližně o 0,3%. V případě diskrečního opatření na straně výdajů soukromé HDP rovněž poklesne přibližně o 0,1%, což je patrné z hodnoty parametru \hat{b}_{32} . Je nutné nicméně zmínit, že odhad obou uvedených parametrů je na hranici statistické významnosti.

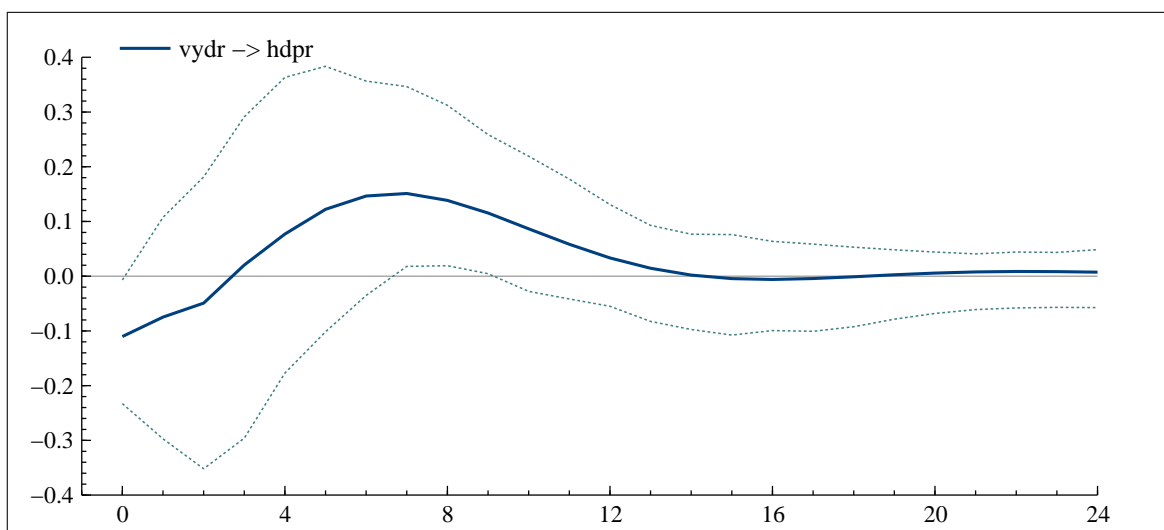
3.6 Analýza impulz-reakce

Analýza impulz-reakce umožňuje promítnout dopad určitého strukturálního šoku ve výši jedné směrodatné odchylky na ostatní zkoumané veličiny. Jde o standardní nástroj, prostřednictvím něhož lze získat obraz o tom, jakým způsobem se diskreční zásahy fiskální politiky promítají do ekonomického vývoje. Předmětem našeho zájmu budou dopady do HDP a inflace. Pokud jsou proměnné zahrnuté do modelu v logaritmech a kovarianční matice strukturálních šoků je jednotková, lze výsledné odezvy interpretovat jako odhad procentního dopadu do zkoumané veličiny v reakci na 1% zvýšení strukturálního šoku.¹⁹ Pomocí bootstrap procedury navržené v práci Hall (1992) byly získány 95% intervaly spolehlivosti.

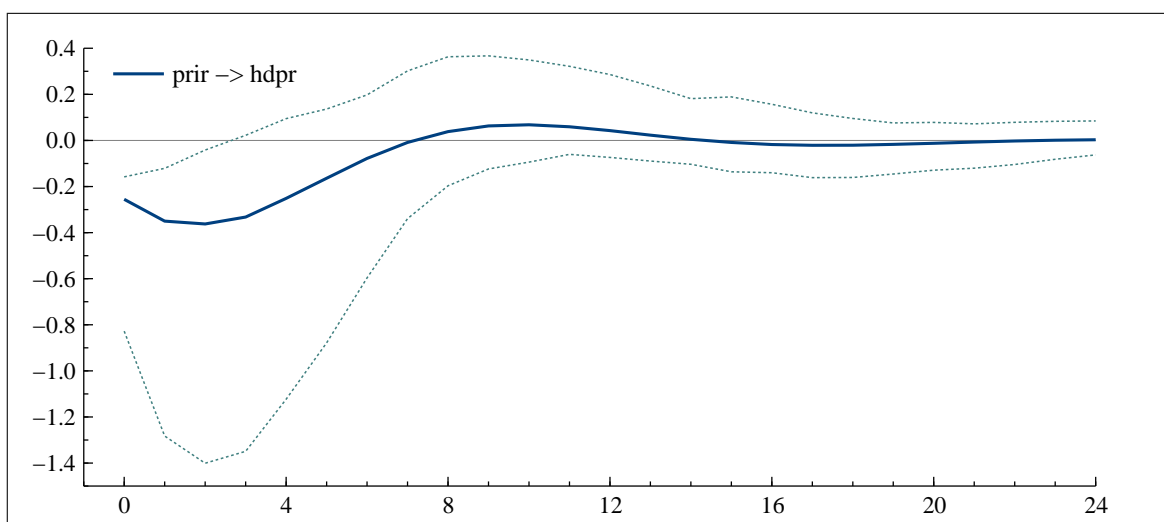
Na obrázku 3.10 je uveden dopad strukturálního šoku ve výdajích vládního sektoru na soukromé HDP. Z tvaru odezev je zřejmý krátkodobý charakter fiskálního šoku. Tento charakter je v souladu se zvolenou identifikací matice dlouhodobých dopadů. Zvýšení výdajů má sice bezprostřední negativní vliv na HDP, ovšem již od třetího čtvrtletí se mění na pozitivní. Největší dopad má zvýšení výdajů vlády v sedmém čtvrtletí v rozsahu přibližně 0,2% HDP. V případě analyzování vlivu vládních výdajů je nutné vzít v úvahu fakt, že měříme dopad na soukromé HDP. Vliv na celkové HDP, který je standardně v centru pozornosti, by byl zřejmě vyšší. Součástí celkového HDP je totiž i vládní spotřeba jako jedna jedna ze složek výdajů vládního sektoru.

¹⁹Výsledné hodnoty v obrázcích 3.10 až 3.15 byly pro získání procentního vyjádření dopadů vynásobeny stem.

Obrázek 3.10: Odezva HDP na impuls ve vládních výdajích



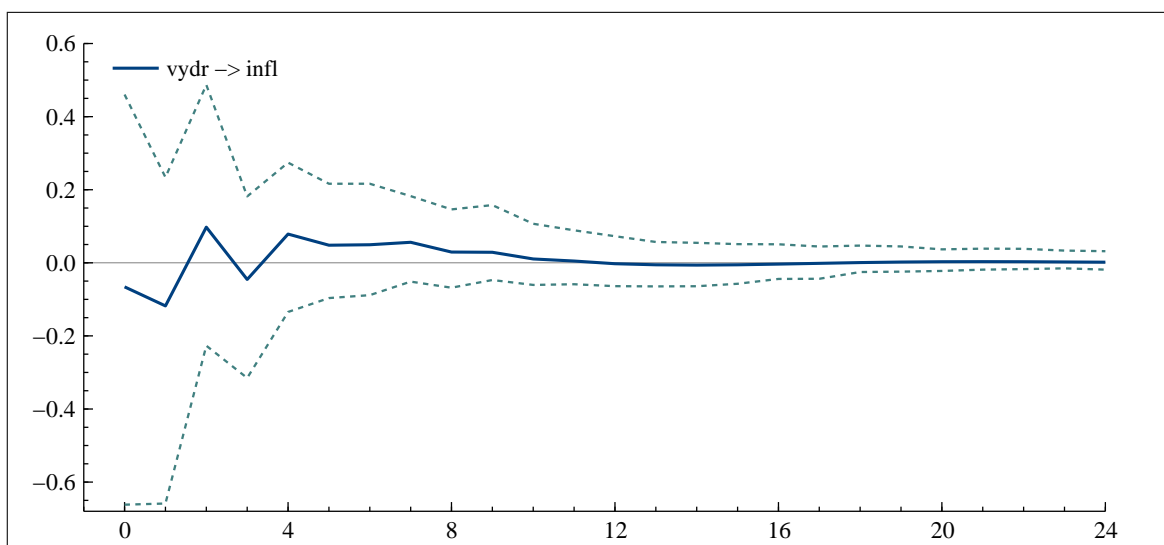
Obrázek 3.11: Odezva HDP na impuls ve vládních příjmech



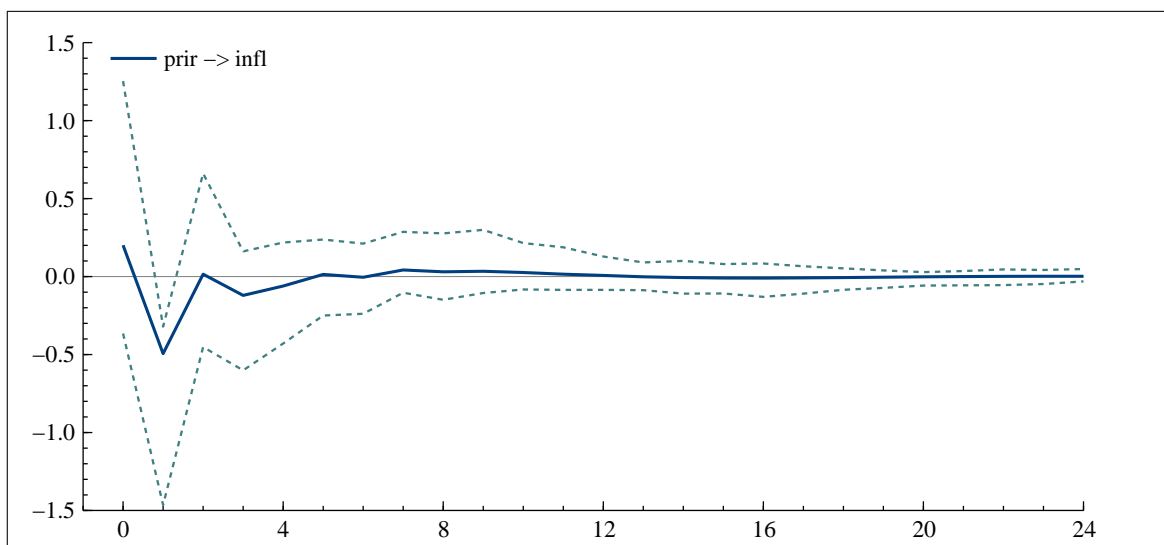
Jak je patrné z obrázku 3.11, má zvýšení příjmů vládního sektoru negativní vliv na HDP, který je kromě prvních dvou čtvrtletí statisticky nevýznamný. Dopad vrcholí zhruba ve druhém čtvrtletí, kdy dosahuje přibližně $-0,4\%$ HDP. Během třetího roku od počátku impulsu je dokonce vliv mírně pozitivní a následně se vytrácí, což je v souladu s dočasným charakterem šoku do příjmů vládního sektoru.

Získané hodnoty fiskálních multiplikátorů v podstatě nelze porovnávat s tabulkou 2.2 obsahující odhady za americkou ekonomiku ani s odhady za země OECD (viz Perotti, 2002). Je nutné vzít v úvahu odlišný charakter obou ekonomik a také řádově kratší období, za které je analýza pro ČR aplikována. Nicméně je zřejmé, že multiplikátory

Obrázek 3.12: Odezva inflace na impuls ve vládních výdajích

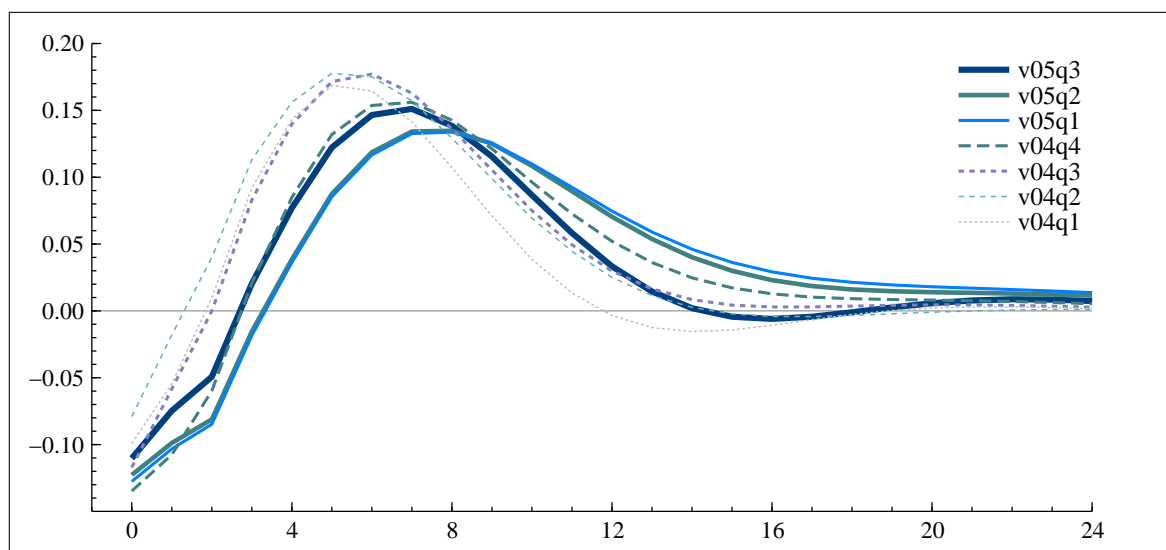


Obrázek 3.13: Odezva inflace na impuls ve vládních příjmech

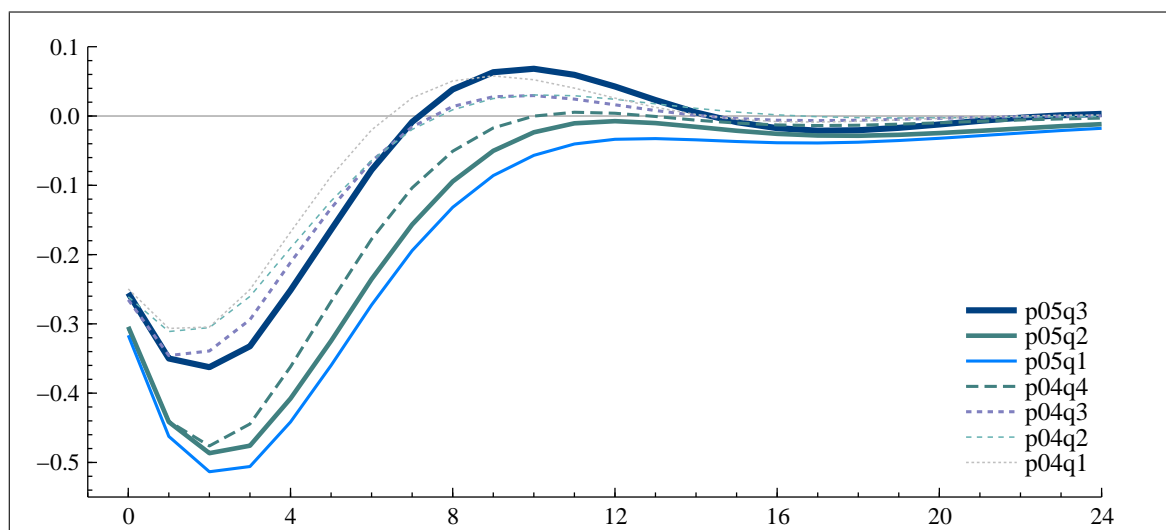


za krátké období pro americkou ekonomiku a některé země OECD jsou v podstatě srovnatelné se zjištěním této práce. Odhady se jeví být v souladu spíše s keynesiánským přístupem, v tomto ohledu ale poněkud vybočuje okamžitý negativní vliv vládních výdajů. Výdajový fiskální multiplikátor by měl být také podle keynesiánské teorie vyšší než daňový, což v našem případě neplatí. Zajímavé z hlediska ekonomické teorie by bylo získání fiskálních multiplikátorů pro jednotlivé komponenty HDP, především spotřebu a investice, což může být námětem pro další výzkum.

Obrázek 3.14: Rekurzivní odezvy HDP na impuls ve vládních výdajích



Obrázek 3.15: Rekurzivní odezvy HDP na impuls ve vládních příjmech



Na obrázcích 3.12 a 3.13 je ukázán vliv fiskálních šoků na vývoj inflace. Statisticky významné je pouze snížení inflace v případě zvýšení čistých daní, které může být vyvolané zvýšením daňové zátěže nebo snížením transferů. Zvýšení vládních výdajů se promítá do inflace spíše pozitivně, odhad je nicméně statisticky nevýznamný.

Zjištěné odezvy fiskálních veličin na HDP jsou samozřejmě citlivé na specifikaci modelu z hlediska počtu zpoždění, zařazení umělých proměnných, počtu kointegračních vektorů a v neposlední řadě na zvolení odlišné identifikace při konstrukci strukturálního modelu. Pokládáme-li model za správně specifikovaný, což může být potvrzeno

statistickými diagnostickými prostředky, zůstává zde otázka, jak se jednotlivé odezvy mění v čase. Na obrázcích 3.14 a 3.15 jsou zachyceny rekurzivní odezvy, které byly získány ze shodně specifikovaného modelu odhadnutého pro postupně se rozšiřující období. Z obrázků je patrná tvarová podobnost odezev, které kolísají v určitém pásmu. Zatímco v případě vládních výdajů není ve výši odezev příliš velký rozdíl, v případě příjmů vládního sektoru je vzhledem k měřítku svislé osy rozdíl markantnější v období postupně mezi třetím čtvrtletím 2004 až prvním čtvrtletím 2005 a také mezi druhým a třetím čtvrtletím 2005. Je zřejmé, že v těchto obdobích došlo k větším změnám v odhadu parametrů, což dokládá i rekurzivní analýza kointegračních vztahů uvedená na obrázku 3.9.

Závěr

Práce se zabývá zkoumáním dopadů fiskální politiky na vývoj ekonomiky pomocí systému obsahujícího celkem pět proměnných: soukromé HDP, inflaci, úrokovou sazbu a příjmy a výdaje vládního sektoru. Analýza je provedena s využitím empirického modelu SVEC, který umožňuje vzít v úvahu kointegraci časových řad a díky tomu odlišit dlouhodobý a krátkodobý charakter strukturálních šoků. Navazuje tím na model SVAR, přičemž navíc dovoluje použít menší počet apriorních identifikujících omezení, čímž dává více prostoru pro statistický odhad.

Nejdříve je za pomoci standardních diagnostických prostředků specifikován model VAR a následně za pomoci kointegrační analýzy odhadnut model VEC. V dalším kroku se provádí identifikace parametrů strukturálního tvaru a jeho odhad metodou maximální věrohodnosti. Konkrétně se předpokládá, že strukturální šoky spojené s vládními příjmy a výdaji stejně jako s úrokovou sazbou mají pouze dočasný dopad do systému. K identifikaci bezprostředního efektu strukturálních šoků se využívá institucionální informace, která vychází ze zpožděné reakce vlády při rozhodování ohledně výše výdajů. Výsledkem jsou impulzní odezvy na strukturální šoky v příjmech a výdajích vládního sektoru.

Přestože jsou získané odezvy na hranici statistické významnosti, jeví se být z hlediska dopadu do HDP spíše v souladu s keynesiánským pohledem na fungování ekonomiky. Zvýšení vládních výdajů má s výjimkou počátečního efektu pozitivní vliv na soukromé HDP, který vrcholí v druhém roce působení ve výši přibližně 0,2% HDP. Oproti tomu negativní efekt zvýšení vládních příjmů kulminuje již v prvním roce a dopadá do soukromého HDP zhruba v rozsahu $-0,4\%$. Z pohledu vlivu na inflaci se jeví dopady fiskálních šoků spíše jako statisticky nevýznamné.

Výsledky jsou ovlivněny poměrně krátkým odhadovaným obdobím, které je navíc v případě ČR zatíženo transformačním procesem. Je proto nezbytné vzít v úvahu možnou sníženou vypovídací schopnost publikovaných makroekonomických agregátů, která se může promítat ve formě slabších vazeb mezi proměnnými a ovlivňuje tak závěry analýzy.

Z ekonometrického hlediska je nutné přistupovat s opatrností k odhadnutým odezvám z toho důvodu, že jsou citlivé jak na specifikaci modelu, tak na zvolenou identifikaci strukturálního modelu. V případě specifikace modelu jde především o možnost opomenutí zařadit určitou relevantní proměnnou, dále o použití agregovaných či transformovaných dat, případně o použitou metodu sezonního očištění.

Další výzkum v této oblasti lze směřovat do analýzy vlivu jednotlivých složek fiskálních veličin v podmínkách ČR. Z hlediska výdajů vládního sektoru se např. jedná o mzdy a platy, na příjmové straně pak o různé druhy daňových příjmů a transfery jako zápornou složku čistých daní. Zajímavé by bylo také zahrnutí jednotlivých komponent HDP, především pak spotřeby domácností. Větší pozornost může být věnována i interakci mezi fiskální a měnovou politikou.

Literatura

- AKAIKE, H. (1973): Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. V *2nd International Symposium on Information Theory* (ed. B. Petrov, F. Csáki), 267–81. Budapest: Académiai Kiadó.
- AKAIKE, H. (1974): A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, 716–723.
- ALESINA, A., ARDAGNA, S., PEROTTI, R., SCHIANTARELLI, F. (2002): Fiscal Policy, Profits, and Investment. *American Economic Review*, 92, 571–89.
- AMISANO, G., GIANNINI, C. (1997): *Topics in structural VAR econometrics*. Heidelberg a New York: Springer.
- ANDERSON, T. W. (1984): *An introduction to multivariate statistical analysis*. New York: John Wiley.
- ARLT, J. (1999): *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha: Grada Publishing.
- BARRO, R. J. (1974): Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82, 1095–1117.
- BAXTER, M., KING, R. G. (1999): Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series. *Review of Economics and Statistics*, 81, 575–93.
- BERNANKE, B. S. (1986): Alternative Explanations of the Money-Income Correlation. *NBER Working Papers*, 1842.
- BEZDĚK, V., DYBCZAK, K., KREJDL, A. (2003): Cyclically Adjusted Fiscal Balance – OECD and ESCB Methods. *Finance a úvěr*, 11-12.
- BIAU, O., GIRARD, L. (2005): Politique budgétaire et dynamique économique en France. L’approche VAR structurel. *Revue économique*, 56, 755 – 764.
- BLANCHARD, O. (1990): Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators. *OECD working paper*.

- BLANCHARD, O., PEROTTI, R. (2002): An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1329–68.
- BLANCHARD, O. J. (1989): A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations. *American Economic Review*, 79, 1146–64.
- BLANCHARD, O. J., QUAH, D. (1989): The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 79, 655–73.
- BLANCHARD, O. J., WATSON, M. W. (1986): Are Business Cycles All Alike? V *The American business cycle: Continuity and change* (ed. R. J. Gordon), vol. 25 z *National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles series*. Chicago a London: University of Chicago Press.
- BOX, G. E. P., JENKINS, G. M. (1970): *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day.
- BRÜGGEMANN, R., KROLZIG, H. M., LÜTKEPOHL, H. (2003): Comparison of Model Reduction Methods for VAR Processes. *Nuffield College, Economics Discussion Paper*, 2003-W13.
- BRUNILA, A., HUKKINEN, J., TUJULA, M. (1999): Indicators of the Cyclically Adjusted Budget Balance: The Bank of Finland Experience. *Bank of Finland discussion paper*, 1/1999.
- BURNSIDE, C., EICHENBAUM, M., FISHER, J. (2003): Fiscal Shocks and Their Consequences. *NBER Working Papers*, 9772.
- CANNON, J. (2000): Diagnostic measures for comparing direct and aggregative seasonal adjustments. *Australian Bureau of Statistics Working Paper*, 1.
- DE CASTRO, F. (2003): The macroeconomic effects of fiscal policy in Spain. *Banco de España Working Paper*, 0311.
- CLAEYS, P. (2004): Monetary and Budgetary Policy Interaction: An SVAR Analysis of Stabilization Policies in Monetary Union. *European University Institute Working Paper*, 22.
- COCHRANE, J. H. (1998): A Frictionless View of U.S. Inflation. *NBER Working Papers*, 6646.

- COGLEY, T., NASON, J. M. (1995): Output Dynamics in Real-Business-Cycle Models. *American Economic Review*, 85, 492–511.
- COOLEY, T. F., DWYER, M. (1998): Business Cycle Analysis without Much Theory: A Look at Structural VARs. *Journal of Econometrics*, 83, 57–88.
- COOLEY, T. F., LEROY, S. F. (1985): Atheoretical Macroeconometrics: A Critique. *Journal of Monetary Economics*, 16, 283–308.
- CREEL, J., MONPERRUS-VÉRONI, P., SARACENO, F. (2005): Discretionary Policy Interactions and the Fiscal Theory of the Price Level: A SVAR Analysis on French Data. *Observatoire Français des Conjonctures Économiques*, 2005-12.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–31.
- DOLADO, J. J., LÜTKEPOHL, H. (1996): Making Wald Tests Work for Cointegrated VAR Systems. *Econometric Reviews*, 15, 369–86.
- DOORNIK, J. A., HANSEN, H. (1994): A practical test of multivariate normality. *Nuffield College, mimeo*.
- DVOŘÁK, P. (1997): *Vybrané problémy fiskální politiky*. Praha: Vysoká škola ekonomická.
- EDELBERG, W., EICHENBAUM, M., FISHER, J. D. M. (1999): Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases. *Review of Economic Dynamics*, 2, 166–206.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251–76.
- EUROPEAN COMMISSION (2004): Public Finance in EMU.
- FATÁS, A., MIHOV, I. (2001): The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence. *CEPR Discussion Paper*, 2760.
- FAVERO, C. A. (2002): How do European Monetary and Fiscal Authorities Behave? *CEPR Discussion Paper*, 3426.
- FULLER, W. A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*. New York: John Wiley.

- GALÍ, J. (1992): How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data. *Quarterly Journal of Economics*, 107, 709–38.
- GALÍ, J. (1999): Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations? *American Economic Review*, 89, 249–71.
- GIORDANO, R., MOMIGLIANO, S., NERI, S., PEROTTI, R. (2005): The effects of fiscal policy in Italy: estimates with a SVAR model. *7th Banca d'Italia Workshop on Public Finance, Perugia*.
- GRANGER, C. W. J., NEWBOLD, P. (1977): *Forecasting Economic Time Series*. New York: Academic Press.
- HAAVELMO, T. (1944): The probability approach in econometrics. *Econometrica*, 12, 1–118. Supplement.
- HALL, P. (1992): *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*. New York: Springer Verlag.
- HANNAN, E. J., QUIN, B. G. (1979): The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, B41, 190–95.
- HANSEN, L. P., HECKMAN, J. J. (1996): The Empirical Foundations of Calibration. *Journal of Economic Perspectives*, 10, 87–104.
- HEMMING, R., KELL, M. S., MAHFOUZ, S. (2002): The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity – A Review of the Literature. *International Monetary Fund, IMF Working Papers*, 02/208.
- HENDRY, D. F. (1995): *Dynamic Econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- HODRICK, R. J., PRESCOTT, E. C. (1997): Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1–16.
- JOHANSEN, S. (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–54.
- JOHANSEN, S. (1991): Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, 1551–80.
- JOHANSEN, S. (1995): *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Advanced Texts in Econometrics. Oxford and New York: Oxford University Press.

- JOHANSEN, S., JUSELIOUS, K. (1992): Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for the UK. *Journal of Econometrics*, 53, 211–44.
- JOHANSEN, S., JUSELIOUS, K. (1994): Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure: An Application to the ISLM Model. *Journal of Econometrics*, 63, 7–36.
- KING, R. G., PLOSSER, C. I., STOCK, J. H., WATSON, M. W. (1991): Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *American Economic Review*, 81, 819–840.
- KROLZIG, H. M. (2003): General-to-Specific Model Selection Procedures for Structural Vector Autoregressions. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 769–801.
- KRUSEC, D. (2004): The effects of fiscal policy on output in a structural VEC model framework: The case of four EMU and four non-EMU OECD countries. *European University Institute, mimeo*.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P., SHIN, Y. (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, 54, 159–78.
- KYDLAND, F. E., PRESCOTT, E. C. (1982): Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 50, 1345–70.
- LAXTON, D., ISARD, P., FARUQEE, H., PRASAD, E., TURTLEBOOM, B. (1998): Multimod Mark III: The core dynamic and steady-state models. *IMF Occasional Paper*, 164.
- LÜTKEPOHL, H. (1991): *Introduction to multiple time series analysis*. New York, Berlin, London a Tokyo: Springer.
- LÜTKEPOHL, H. (2005): *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin, Heidelberg a New York: Springer.
- MOHR, M. (2005): A trend-cycle(-season) filter. *European Central Bank, Working paper series*, 499.
- MOUNTFORD, A., UHLIG, H. (2002): What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? *CEPR Discussion Paper*, 3338.
- NIESR (1999): The World Model Manual. *mimeo*.

- PAGAN, A. (2002): Report on modelling and forecasting at the Bank of England. *Bank of England*.
- PARK, J. Y., PHILLIPS, P. C. B. (1989): Statistical inference in regressions with integrated processes: Part II. *Econometric Theory*, 5, 95–131.
- PARK, J. Y., PHILLIPS, P. C. B. (1999): Asymptotics for Nonlinear Transformations of Integrated Time Series. *Econometric Theory*, 15, 269–98.
- PEROTTI, R. (2002): Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. *European Central Bank, Working paper series*, 168.
- RAMEY, V. A., SHAPIRO, M. D. (1998): Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48, 145–94.
- RISANNEN (1978): Modeling by shortest data description. *Automatica*, 14, 465–71.
- ROBERTS, J. M. (1993): The Sources of Business Cycles: A Monetarist Interpretation. *International Economic Review*, 34, 923–34.
- ROEGER, W., IN 'T VELD, J. (1997): QUEST II: A Multi-Country Business Cycle and Growth Model. *European Commission, Economic Papers*, 123.
- ROEGER, W., IN 'T VELD, J. (2004): Some Selected Simulation Experiments with the European Commission's QUEST Model. *Economic Modelling*, 21, 785–832.
- ROMER, C. D., ROMER, D. H. (1989): Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz. V *NBER macroeconomics annual: 1989* (ed. O. J. Blanchard, S. Fischer), 121–70. Cambridge, Mass. a London: MIT Press.
- SCHWARZ, G. (1978): Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6, 461–64.
- SHAPIRO, M. D., WATSON, M. W. (1988): Sources of Business Cycle Fluctuations. *Cowles Foundation, Yale University, Cowles Foundation Discussion Papers*, 870.
- SIMS, C. A. (1980): Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48, 1–48.
- SIMS, C. A. (1986): Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 10, 2–16.
- SIMS, C. A., STOCK, J. H., WATSON, M. W. (1990): Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 58, 113–44.

- SOJKA, M., SLAVÍK, M. (2004): Kvantifikace účinků fiskální politiky: úvod do diskuze. *ČNB, mimeo.*
- SPANOS, A. (1986): *Statistical foundations of econometric modelling.* Cambridge, New York a Sydney: Cambridge University Press.
- TODA, H. Y., YAMAMOTO, T. (1995): Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225–50.
- UHLIG, H. (1997): What are the Effects of Monetary Policy? Results from an Agnostic Identification Procedure. *Tilburg University, CentER, draft.*