

Anticipace vlivu exogenních šoků v měnovém mechanismu¹

Roman HUŠEK – Tomáš FORMÁNEK*

Anticipation of the Effects of Exogenous Shocks in the Monetary Mechanism

Abstract

During the transformation period, policy of the Czech Central Bank (ČNB) has been focused mostly on controlling the inflation and less on promoting economic growth. The expected benefit of such policy is a long-term economic stability and an increased long-term trend of GDP growth. Nevertheless, notable costs of the adopted policy exist, consisting mostly of short-term negative output fluctuations. In this article, we aim to anticipate the impact of single (non-repetitious) structural shocks on the level of inflation, real interest rates and GDP. We do so by applying impulse response (IR) analysis to an estimated econometric VAR model of the Czech economy, built on quarterly data for the period 1994 to 2002

Key words: *exogenous shocks, impulse-response functions, monetary transition mechanism*

JEL Classification: C320, C530, E520

Úvod

Jedním z nástrojů kvantitativní analýzy měnového transmisního mechanismu (MTM) jsou modely vektorových autoregresí (VAR). Politika České národní banky byla v transformačním období orientována především na kontrolu inflace, méně na motivaci ekonomického růstu. Za dlouhodobý přínos takové politiky lze

* prof. Ing. Roman HUŠEK, CSc. – Ing. Tomáš FORMÁNEK, Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky, Katedra ekonometrie, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3, Česká republika; e-mail: husek@vse.cz

¹ Příspěvek vznikl za podpory Grantové agentury ČR jako součást grantového projektu č. 402/03/1299.

pokládat hospodářskou stabilitu a dlouhodobý trend růstu HDP. Lze však předpokládat, že cenou za tato pozitiva je krátkodobá ztráta tempa růstu outputu. Obsahem našeho příspěvku je anticipace jednorázových strukturálních dopadů na úroveň inflace, reálné úrokové sazby a HDP pomocí tzv. *impulse response* (IR) analýzy a krátkodobé předpovědi těchto ukazatelů na základě odhadnutého čtvrtletního ekonometrického modelu VAR české ekonomiky za období 1994 – 2002.

1. Specifikace makroekonomického modelu vektorových autoregresí

Zobecněním autoregresních modelů na nestacionární modely časových řad dvou a více proměnných jsou modely VAR, které vyjadřují běžné hodnoty například m pouze endogenních proměnných jako lineární funkce úrovně konstanty, stejně zpožděných, například o j období, hodnot všech m proměnných modelu a náhodných složek (inovací). Modely VAR vycházejí ze skutečnosti, že ekonomické proměnné vykazují obvykle společný trend a bývají sériově zkorelované. Jednoduché VAR modely malých rozměrů bez apriorního teoretického zdůvodnění dávají při analýze a prognózování makroekonomických vztahů a závislosti stejné nebo lepší výsledky nežli rozsáhlé strukturální modely simultánních rovnic (MSR). Navíc umožňují testování Grangerovy kauzality a dynamic-kou analýzu dopadu změn hospodářské politiky a externalit na ekonomiku pomocí charakteristik *impulse response funkcí*.

Pro námi zvolené proměnné použijeme VAR model s maximální délkou zpoždění $j = 2$, neboť vzhledem k relativně krátké délce disponibilních čtvrtletních časových řad zahrnutých proměnných je nutno apriori omezit délku zpoždění, aby počet stupňů volnosti modelu neklesl pod únosnou úroveň [4]. Vhodnou délku zpoždění j lze ověřit pomocí testů [2], nebo na základě kritérií, která navrhl H. Akaike a G. Schwarz [4].

V maticové podobě vyjádříme m -rozměrný VAR model 2. řádu jako

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\delta} + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \mathbf{v}_t \quad (1)$$

kde

$\boldsymbol{\delta}$ – $m \times 1$ vektor konstant,

\mathbf{A}_j – $m \times m$ matice neznámých parametrů proměnných, zpožděných o j období ($j = 1, 2$),

\mathbf{y} – $m \times 1$ vektor běžných i zpožděných hodnot m různých proměnných,

m – počet rovnic, a zároveň i proměnných modelu,

\mathbf{v}_t – $m \times 1$ vektor náhodných složek (inovací) s vlastnostmi

$$E(\mathbf{v}_t) = \mathbf{0}, E(\mathbf{v}_t, \mathbf{v}_s) = \boldsymbol{\Omega} \text{ pro } s = t, \text{ resp. } \mathbf{0} \text{ pro } s \neq t$$

přičemž $\boldsymbol{\Omega}$ je pozitivně definitní kovarianční matice v čase invariantní.

Rovnici (1) lze také psát pomocí matice polynomu operátoru zpoždění $\mathbf{A}(L)$ ve tvaru

$$\mathbf{A}(L)\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\delta} + \mathbf{v}_t \quad (2)$$

takže jednotlivé rovnice soustavy (2) mají podobu

$$y_{mt} = \delta_m + \sum_{j=1}^2 (\mathbf{A}_j)_{m1} y_{1,t-j} + \sum_{j=1}^2 (\mathbf{A}_j)_{m2} y_{2,t-j} + v_{mt}$$

přičemž $(\mathbf{A}_j)_{km}$ značí (k, m) -tý prvek matice \mathbf{A}_j .

Libovolný systém VAR(2) nebo vyššího řádu lze transformovat na VAR(1), takže model (1) můžeme přepsat jako

$$\begin{bmatrix} \mathbf{y}_t \\ \mathbf{y}_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\delta} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{A}_1 & \mathbf{A}_2 \\ \mathbf{I} & \mathbf{0} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{y}_{t-1} \\ \mathbf{y}_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{v}_t \\ \mathbf{0} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Tato forma je vhodnější pro zkoumání dynamických charakteristik modelu. Lze snadno odvodit [4], že v modelu VAR 1. řádu

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\delta} + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{v}_t = \boldsymbol{\delta} + \mathbf{A} \mathbf{L} \mathbf{y}_t + \mathbf{v}_t$$

je dosaženo dynamické stability, jestliže všechny charakteristické kořeny matice \mathbf{A} mají moduly menší než jedna. Jinými slovy, s rostoucím t konverguje \mathbf{y}_t ke konstantnímu vektoru rovnovážných hodnot $\bar{\mathbf{y}}$.

2. Impulse response funkce

Za předpokladu, že soustava rovnic modelu VAR je stabilní v čase, nalezneme rovnovážný stav pomocí *konečného tvaru* modelu. Dospět k němu lze buď opakovanou substitucí za zpožděné vysvětlující proměnné [4], nebo alternativním způsobem použitím operátoru zpoždění [2].

Vyjádríme za tím účelem model VAR(j) ve tvaru

$$[\mathbf{I} - \mathbf{A}(L)] \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\delta} + \mathbf{v}_t$$

Při splnění podmínky stabilizace systému lze psát

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t &= [\mathbf{I} - \mathbf{A}(L)]^{-1} (\boldsymbol{\delta} + \mathbf{v}_t) \\ &= (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \boldsymbol{\delta} + \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{A}^j \mathbf{v}_{t-j} \\ &= \bar{\mathbf{y}} + \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{A}^j \mathbf{v}_{t-j} \\ &= \bar{\mathbf{y}} + \mathbf{v}_t + \mathbf{A} \mathbf{v}_{t-1} + \mathbf{A}^2 \mathbf{v}_{t-2} + \dots \end{aligned} \quad (4)$$

Koeficienty v různých mocninách matic A jsou *dynamické multiplikátory*, zpožděné o 1, 2, ... až nekonečný počet období. Vyjdeme z předpokladu, že postačující podmínkou, aby vektor y dosáhl rovnovážného stavu \bar{y} , je dlouhodobá rovnost vektoru v nule. Dojde-li nyní vlivem jednorázového exogenního šoku (inovace) ke změně individuální hodnoty v , například v_{mt} , vychýlí se odpovídající y_{mt} z rovnováhy, ale ve stabilizovaném systému se k rovnováze po určité době opět vrátí. Trajektorie, po které se jednotlivé proměnné postupně vracejí k rovnovážným hodnotám, se označuje jako *impulse response funkce* vektorových autoregresí [3]. Tudíž změna individuální inovace v vyvolá v čase řetězovou reakci, týkající se všech proměnných modelu VAR, kterou lze odhadnout pomocí IR funkcí.

V modelu VAR lze identifikovat každou inovaci, například v_{mt} , týkající se konkrétní proměnné y_{mt} vektoru y_t . Změní-li se v_{mt} například o d , označíme dopad jednorázového šoku na systém jako dv_{mt} , takže v běžném období t lze vyjádřit odchylku y_{mt} od jeho rovnovážné hodnoty jako

$$y_{mt} - \bar{y}_m = dv_{mt} = \phi_{mm}(0) dv_t$$

V období $t + 1$ dostaneme

$$y_{m,t+1} - \bar{y}_m = (A)_{mm} dv_{mt} = \phi_{mm}(1) dv_t$$

pro období $t + 2$ obdobně platí

$$y_{m,t+2} - \bar{y}_m = (A^2)_{mm} dv_{mt} = \phi_{mm}(2) dv_t$$

atd. Funkce $\phi_{mm}(j)$ udává IR charakteristiky proměnné y_m odpovídající inovacím v hodnotách v_m , tj. popisuje v čase průběh reakce proměnné y_t na jednorázový šok, který se projevil přechodnou změnou v_m . Obdobně lze vyjádřit i efekt jednorázové inovace v hodnotě v_k na proměnnou y_m pomocí IR funkce ve tvaru

$$\phi_{mk}(j) = (m, k)\text{-tý prvek } A^j$$

Protože inovace ve vektoru v_k ani jejich odhady nejsou obecně vzájemně nezkorelované, je nutno před výpočtem IR funkcí vhodným způsobem tyto hodnoty transformovat, abychom získali novou množinu *ortogonálních inovací* [5], které jsou po dvojicích nezávislé a mají jednotkový rozptyl. Dosáhne se toho na základě *Choleskiho faktorizace* odhadnuté kovarianční matice $\hat{\Omega}$. Poznamenejme, že způsob ortogonalizace inovací může ovlivnit numerické výsledky [1].

Odhad IR funkcí $\phi_{mk}(j)$ pomocí odhadnutých parametrů modelu VAR je v současné době rutinní záležitostí, neboť IR analýza je standardní součástí řady ekonometrických softwarových produktů (PcGive, PcFiml, RATS, EViews a dalších). Charakteristiky IR funkcí jsou prezentovány přehlednou grafickou formou, a to jak pro bodové, tak intervalové odhady.

3. Odhad parametrů třírovnicevého modelu VAR(2)

Specifikujeme VAR model 2. řádu ($j = 2$) pro tři proměnné ($m = 3$) ve tvaru

$$y_t = \begin{bmatrix} G_t \\ \pi_t \\ i_t \end{bmatrix} = \mathbf{A}_1 \begin{bmatrix} G_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \mathbf{A}_2 \begin{bmatrix} G_{t-2} \\ \pi_{t-2} \\ i_{t-2} \end{bmatrix} + d_1 x_1 + d_2 x_2 + \begin{bmatrix} v_t^G \\ v_t^\pi \\ v_t^i \end{bmatrix} \quad (5)$$

kde

- G_t – 1. diference reálného HDP ČR (ceny roku 1995) v mld Kč meziročních změn;
- π_t – 1. diference míry inflace v ČR v % meziročních změn;
- i_t – 1. diference úrokové míry PRIBOR 3M, snižená o míru inflace, v % meziročních změn;
- d_1, d_2 – neznámé parametry vektorů umělých proměnných x_1 a x_2 ;
- x_1, x_2 – umělá proměnná x_1 nabývá hodnotu 1 v období 1997:2 (a 0 v ostatních obdobích) a umělá proměnná x_2 nabývá hodnotu 1 v období 1998:1 a 1998:3 (a 0 v ostatních obdobích); umělé proměnné jsou konstruovány v souvislosti s tzv. úspornými balíčky z roku 1997;
- v_t^* – strukturální náhodné složky (inovace) v jednotlivých rovnicích modelu;
- $\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2$ – 3 x 3 matice neznámých parametrů proměnných, zpožděných o jedno, resp. dvě období.

Čtvrtletní data byla získána z České národní banky a Českého statistického úřadu. První diference relativní meziroční změny byly použity za účelem stacionarizace dat, která jsou integrovaná 1. řádu.

Jednotlivé rovnice lineární autoregresní soustavy (5), tj. bez úrovnových konstant, byly odhadnuty metodou nejmenších čtverců (MNC) za období 3. Q 1994 až 4. Q 2002. Pomocí softwarového produktu PcGive byly získány tyto bodové odhady parametrů všech tří rovnic (v závorkách uvedeny odhadnuté standardní chyby):

$$\begin{aligned} \hat{G}_t = & + 1.633 * \pi_{t-1} - 0.8886 * \pi_{t-2} + 0.6738 * G_{t-1} - 0.18 * G_{t-2} \\ & (0.926) \quad (0.86) \quad (0.113) \quad (0.123) \\ & + 1.378 * i_{t-1} - 0.5024 * i_{t-2} + 8.025 * x_1 - 32.2 * x_2 \\ & (0.603) \quad (0.524) \quad (5.84) \quad (4.02) \end{aligned} \quad (6)$$

$$\bar{R}^2 = 0,89; \text{DW} = 2,356; \text{Durbin } h = -1,377$$

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t = & + 1.114 * \pi_{t-1} - 0.2839 * \pi_{t-2} + 0.01707 * G_{t-1} + 0.068 * G_{t-2} \\ & (0.197) \quad (0.183) \quad (0.024) \quad (0.0262) \\ & + 0.2412 * i_{t-1} - 0.2464 * i_{t-2} - 0.3032 * x_1 + 0.3843 * x_2 \\ & (0.129) \quad (0.112) \quad (1.24) \quad (0.857) \end{aligned} \quad (7)$$

$$\bar{R}^2 = 0,98; \text{DW} = 1,609; \text{Durbin } h: \text{ nelze vypočítat}$$

$$\hat{i}_t = -0.03007* \pi_{t-1} + 0.2056* \pi_{t-2} + 0.0095* G_{t-1} - 0.052* G_{t-2} + 0.3348*i_{t-1} + 0.359*i_{t-2} + 8.515*x_1 - 0.6536*x_2 \quad (8)$$

(0.181) (0.168) (0.022) (0.0239)

(0.118) (0.102) (1.14) (0.783)

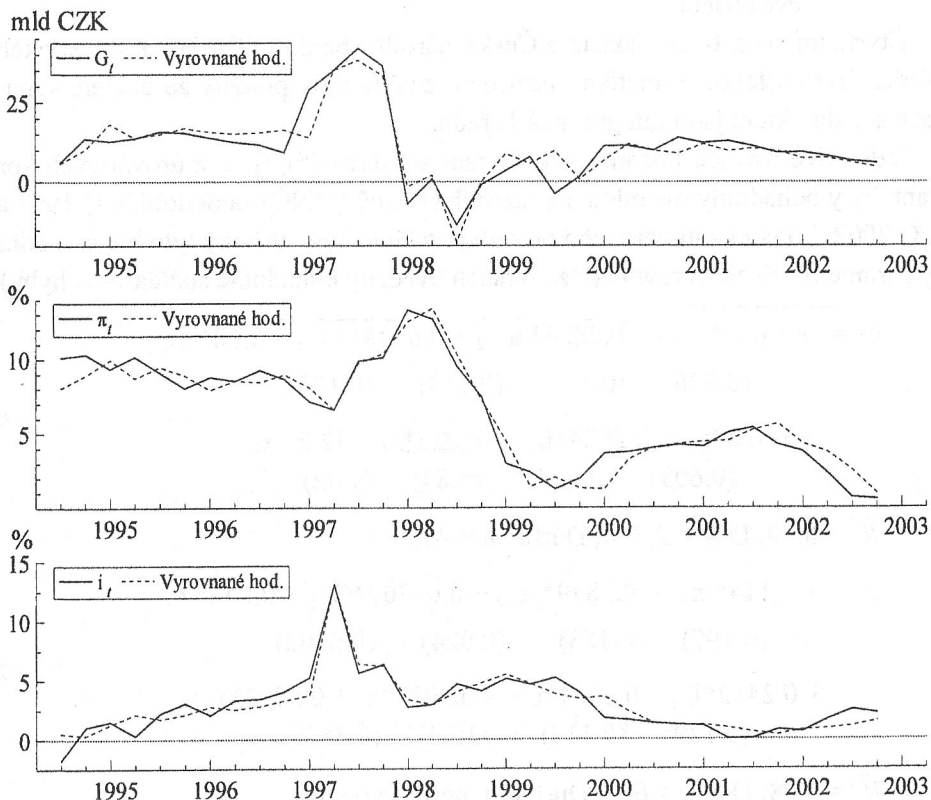
$$\bar{R}^2 = 0,93 ; DW = 1,681 ; Durbin h = 1,27$$

Koeficienty vícenásobné determinace \bar{R}^2 jsou hodnoty necentrováných R^2 (pro rovnice) bezúrovňové konstanty), korigované počtem stupňů volnosti. Vzhledem k multikolinearitě zpožděných regresorů nejsou bodové odhady některých parametrů na 5% hladině spolehlivosti významné, avšak shoda modelu (5) s daty, měřená koeficienty \bar{R}^2 je značná, což je rozhodující kritérium pro aplikaci modelu k prognózování.

Skutečně napozorované hodnoty řad tří proměnných VAR(2) modelu (5) a jejich příslušné vyrovnané hodnoty obsahuje graf 1.

Graf 1

Srovnání skutečných hodnot proměnných VAR(2) modelu (5) s vyrovnanými hodnotami, generovanými z odhadů (6) až (8)



4. Předpovědi na základě odhadnutého modelu

Jak již bylo řečeno, modely VAR lze s výhodou použít pro výpočet prognóz, a to jak krátkodobého, tak střednědobého charakteru. Pro tento účel předpokládejme, že známe skutečné hodnoty matic \mathbf{A}_j a $\boldsymbol{\Omega}$ v modelu VAR(j). Chceme-li v okamžiku t určit předpověď vektoru y na několik následujících období, pak za předpokladu stacionarity můžeme určit očekávanou hodnotu y_t ze vztahu

$$E(y_t) = \boldsymbol{\delta} + \mathbf{A}_1 E(y_t) + \dots + \mathbf{A}_j E(y_t)$$

resp.

$$E(y_t) = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_j)^{-1} \boldsymbol{\delta} = \mathbf{A}(1)^{-1} \boldsymbol{\delta}$$

neboť vlastnost stacionarity je podmíněna existencí inverzní matice $\mathbf{A}(1)$ rozměru $m \times m$ [2]. Optimální předpověď na konci období pozorování T , která je založena na modelu VAR, nezávisí na žádné jiné informaci kromě množiny vektorů y_T, y_{T-1}, \dots , takže podmíněná předpověď například na období $T+1$, stanovená v okamžiku T , má podobu

$$\hat{y}_{T+1} = E(y_{T+1} | y_T, y_{T-1}, \dots) = \mathbf{A}_1 y_T + \dots + \mathbf{A}_j y_{T-j+1} \quad (9)$$

Vektor chyb předpovědí pro předpověď například na následujících s období

$$e_s = y_{T+1} - \hat{y}_{T+1} = v_{T+s} + \mathbf{A} v_{T+s-1} + \dots + \mathbf{A}^{s-1} v_{T+1} \quad (10)$$

a kovarianční matice chyb předpovědí na s období dopředu má tvar

$$\boldsymbol{\Omega}(s) = \boldsymbol{\Omega} + \mathbf{A}\boldsymbol{\Omega}\mathbf{A}' + \mathbf{A}^2\boldsymbol{\Omega}(\mathbf{A}')^2 + \dots + \mathbf{A}^{s-1}\boldsymbol{\Omega}(\mathbf{A}')^{s-1} \quad (11)$$

Vzorce (10) a (11) platí pro model VAR(1), avšak lze je zobecnit i pro VAR(j) modely ($j = 1, 2, \dots$).

V praktických úlohách ovšem předpokládáme skutečné hodnoty matic \mathbf{A} , resp. $\boldsymbol{\Omega}$ neznáme, takže předpovědi stanovíme na základě konzistentních odhadů $\hat{\mathbf{A}}$, resp. $\hat{\boldsymbol{\Omega}}$, získaných buď aplikací MNČ na každou rovnici modelu VAR zvlášť, nebo pomocí metody zobecněných nejmenších čtverců (MZNČ), umožňující odhad parametrů všech rovnic soustavy najednou [4]. Obdobně z reziduí jednotlivých odhadnutých m rovnic, označených $e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{mt}$ získáme odhad například (m, k)-tých prvků kovarianční matice $\boldsymbol{\Omega}$ pomocí vzorce

$$\hat{\sigma}_{mk} = \frac{1}{T-j} \sum_{t=j+1}^T e_{mt} e_{kt} \quad (12)$$

přičemž T je celý počet pozorování.

Odhad matice Ω má tudíž tvar

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{T-j} \sum_{t=j+1}^T e_t e_t'$$

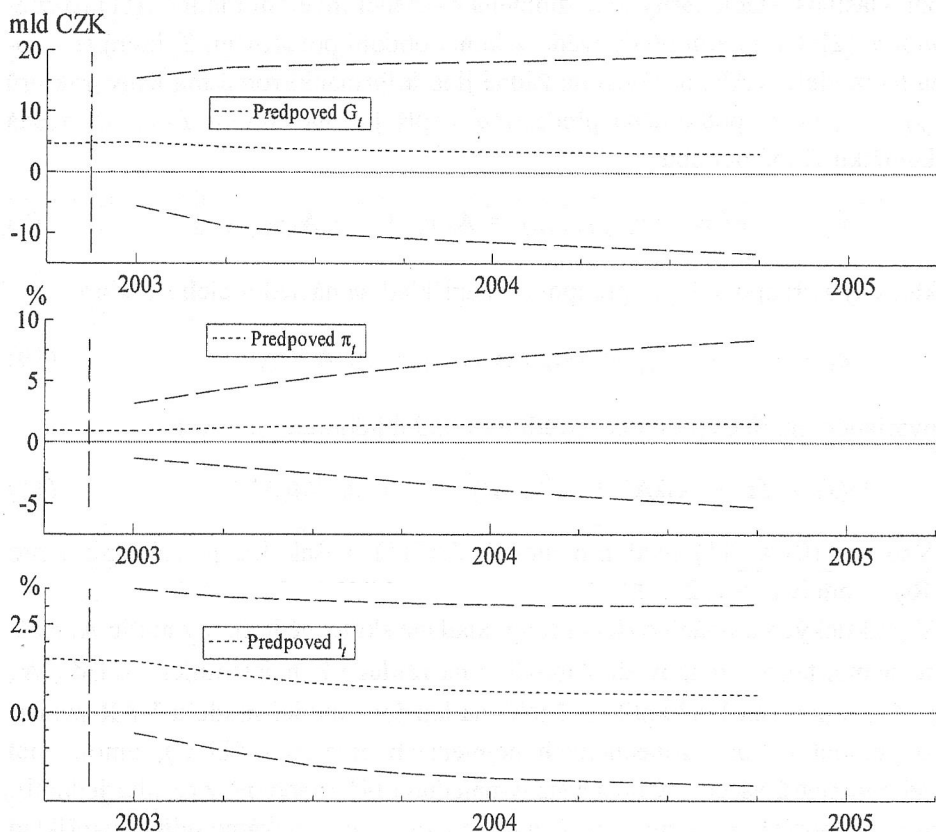
kde

$$e_t' = (e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{mt}).$$

Simultánní předpovědi ex ante pro období 2003(1) až 2004(4) všech tří proměnných modelu VAR(2) jsou znázorněny v grafu 2.

Graf 2

Bodové a intervalové předpovědi ex ante



Předpovědi ex ante jednotlivých proměnných modelu VAR(2) a jejich odhadnuté standardní chyby obsahuje tabulka 1, z které je zřejmé, že relativně krátké disponibilní časové řady a z nich vyplývající malý počet zpoždění zahrnutých v modelu VAR negativně ovlivňují významnost získaných předpovědí.

Tabulka 1

Předpovědi ex ante a jejich chyby na období 2003(1) až 2004(4)

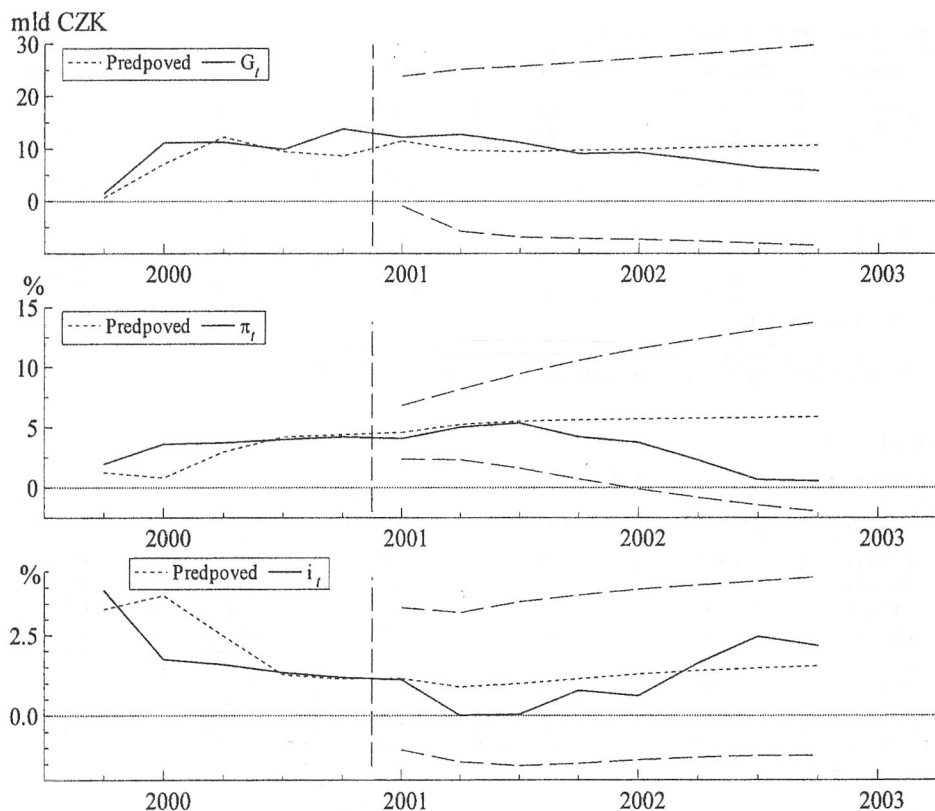
Období	Předpověď G_t	St. chyba	Předpověď π_t	St. chyba	Předpověď i_t	St. chyba
2003(1)	4.891	5.222	0.902	1.114	1.453	1.018
2003(2)	4.114	6.495	1.146	1.563	1.095	1.082
2003(3)	3.741	6.929	1.332	1.960	0.824	1.168
2003(4)	3.521	7.186	1.432	2.336	0.686	1.204
2004(1)	3.385	7.423	1.495	2.674	0.595	1.225
2004(2)	3.291	7.675	1.532	2.960	0.543	1.238
2004(3)	3.231	7.943	1.554	3.204	0.512	1.255
2004(4)	3.193	8.218	1.566	3.419	0.494	1.280

Pramen: vlastní výpočet.

Pro ověření vhodnosti modelu VAR(2) k predikci byly jeho parametry odhadnuty i za zkrácené období, končící 2000(4), a na období 2001(1) až 2002(4) byly spočteny předpovědi ex post. V grafu 3 jsou jejich hodnoty pro všechny tři proměnné modelu znázorněny spolu se skutečnými hodnotami proměnných.

Graf 3

Srovnání předpovědí ex post se skutečnými hodnotami proměnných



Předpovědi ex post proměnných G_t , π_t , i_t pro osm čtvrtletí 2001(1) až 2002(4), jejich standardní chyby, skutečné hodnoty a chyby předpovědi ex post, včetně t poměrů, jsou shrnuty v tabulkách 2 až 4. Ze srovnání skutečnosti a ex post předpovědí pro míru inflace π_t vyplývá, že model negeneruje bod zvratu ve vývoji inflace v roce 2001.

Tabulka 2

Ex post předpovědi G_t a jejich chyby

Období	Předpověď	St. chyba	Skutečnost	Chyba	t-hodnota
2003(1)	11.511	6.181	12.200	0.689	0.112
2003(2)	9.736	7.709	12.800	3.064	0.397
2003(3)	9.455	8.143	11.200	1.745	0.214
2003(4)	9.726	8.385	9.100	-0.626	-0.075
2004(1)	10.007	8.637	9.300	-0.707	-0.082
2004(2)	10.259	8.924	8.000	-2.259	-0.253
2004(3)	10.501	9.238	6.500	-4.001	-0.433
2004(4)	10.734	9.574	5.900	-4.834	-0.505

Pramen: vlastní výpočet.

Standardní chyba předpovědi ex post pro G_t : 2.699.

Tabulka 3

Ex post předpovědi π_t a jejich chyby

Období	Předpověď	St. chyba	Skutečnost	Chyba	t-hodnota
2003(1)	4.610	1.114	4.100	-0.510	-0.458
2003(2)	5.257	1.468	5.035	-0.222	-0.152
2003(3)	5.535	1.957	5.366	-0.169	-0.086
2003(4)	5.648	2.464	4.233	-1.415	-0.574
2004(1)	5.706	2.915	3.767	-1.939	-0.665
2004(2)	5.771	3.298	2.294	-3.477	-1.054
2004(3)	5.839	3.638	0.666	-5.173	-1.422
2004(4)	5.914	3.947	0.567	-5.348	-1.355

Pramen: vlastní výpočet.

Standardní chyba předpovědi ex post pro π_t : 3.032.

Tabulka 4

Ex post předpovědi i_t a jejich chyby

Období	Předpověď	St. chyba	Skutečnost	Chyba	t-hodnota
2003(1)	1.157	1.110	1.120	-0.037	-0.033
2003(2)	0.894	1.164	0.009	-0.885	-0.760
2003(3)	1.003	1.278	0.044	-0.959	-0.751
2003(4)	1.145	1.314	0.787	-0.359	-0.273
2004(1)	1.291	1.330	0.613	-0.678	-0.510
2004(2)	1.396	1.342	1.636	0.240	0.179
2004(3)	1.480	1.361	2.474	0.994	0.730
2004(4)	1.546	1.391	2.173	0.628	0.451

Pramen: vlastní výpočet.

Standardní chyba předpovědi ex post pro i_t : 0.683.

5. Výpočet a interpretace *impulse response* funkcí

Před vlastní analýzou reakcí jednotlivých proměnných na jednorázové exogenní šoky (inovace) byla ještě provedena kointegrační analýza [2; 4], včetně testování jednotkového kořene časových řad všech tří proměnných modelu. Na základě testů Dickeye a Fullera (DF), resp. jejich rozšířených verzí (ADF), nebyla u žádné ze tří řad odmítnuta nulová hypotéza o existenci jednotkových kořenů, takže na pětiprocentní hladině významnosti lze řady považovat za integrované 1. řádu. První diference reálného HDP můžeme označit za téměř $I(1)$, neboť vzhledem k relativně malému počtu pozorování je nelze odlišit od $I(1)$. Lze tedy předpokládat, že vliv jednorázových exogenních šoků na tyto proměnné není trvalého charakteru, nýbrž po kratší či delší době zmizí.

Chceme-li zkoumat dlouhodobé vztahy mezi všemi ekonomickými veličinami modelu VAR, je nutno provést kointegrační analýzu, abychom se přesvědčili o stacionaritě reziduí modelu. V našem případě jsme dospěli k potvrzení předpokladu, že všechny tři proměnné modelu VAR jsou kointegrované, konkrétně řádu $C(1,1)$, neboli jde o skutečné, nikoliv pouze zdánlivé regrese mezi nimi; navíc všechny tři časové řady mají společný trend. Dva vektory ze tří možných kointegračních vektorů vedou ke stacionárním řadám $I(0)$, které jsou lineární kombinací zmíněných proměnných. Na základě softwaru PcGive byly použity testy kointegrace Engela a Grangera (EG), resp. jejich rozšířené verze.

Výsledky testování strukturálních změn modelu pomocí Chowova testu a jeho modifikací mimo jiné ukázaly, že i stabilita odhadnutých regresních koeficientů modelu VAR je vyhovující po celé období pozorování, takže lze usuzovat, že síla ADF, resp. DF testů jednotkového kořenu není oslabena.

Po potvrzení předpokladů stacionarity a kointegrovanosti proměnných G_t , π_t a i_t byly pomocí systému PcGive zkoumány jejich modifikované reakce jak na změny neortogonalizovaných, tak ortogonalizovaných inovací. Náhodné složky v_t^G , v_t^π a v_t^i v soustavě rovnic (5), které jsou v jednotlivých pozorováních obecně zkorelované, byly transformovány na ortogonální rezidua (inovace), po dvojicích nezkorelovaná, a navíc s jednotkovými rozptyly. Jejich kovarianční matice $\hat{\Omega}$ je tudíž jednotková. Po ortogonalizaci reziduí modelu VAR(2) byly metodou dynamické simulace spočteny očekávané odezvy reálného HDP a míry inflace na jednorázové jednotlivé změny ortogonálních inovací e_t^G , e_t^π a e_t^i . V grafu 4 jsou zobrazeny odhadnuté IR funkce G_t a π_t , vyjadřující dynamické reakce reálného HDP a míry inflace na jednotlivé změny ortogonálních inovací e_t^G , e_t^π a e_t^i pro 20 čtvrtletí.

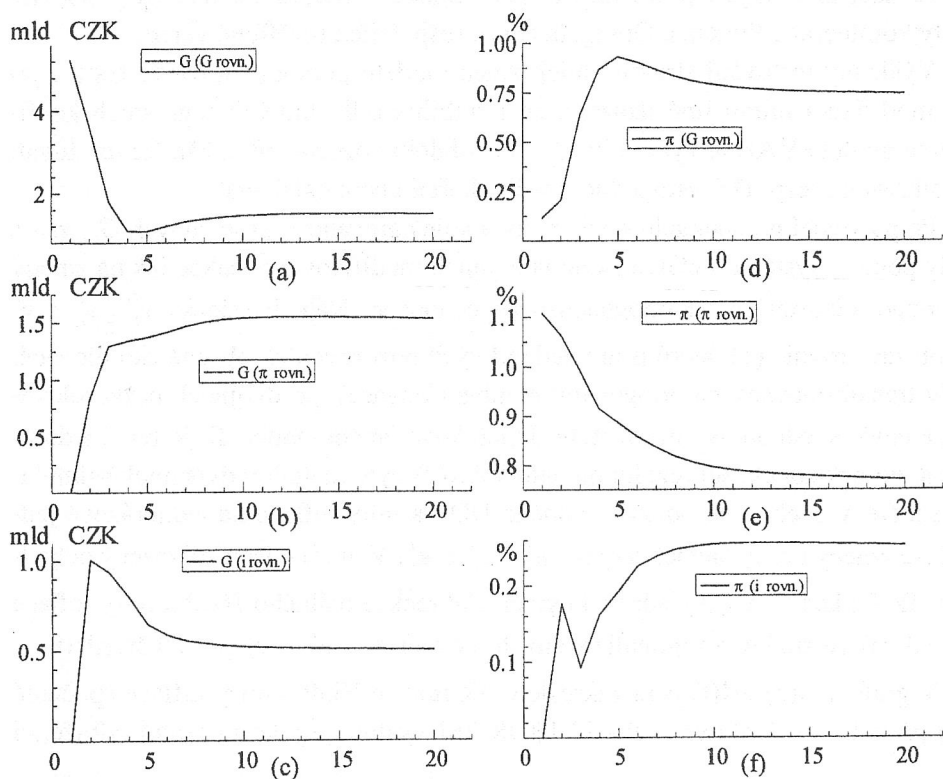
V grafech 4(c) a 4(f) jsou zakresleny IR funkce HDP a míry inflace spočtené pro případ, kdy úroková sazba PRIBOR 3M vystupuje jako ukazatel odrážející

vliv měnové politiky. Exogenní změny (šoky) e_t^i , odpovídající inovacím úrokové sazby mají na obě proměnné shodné vlivy, které je vychylují z původních rovnovážných úrovní. Hrubý domácí produkt reaguje v prvních dvou obdobích na šok měnové politiky růstem, který pak částečně oslabuje, aby se asi po sedmi obdobích ustálil na nové rovnovážné úrovni, vyšší oproti původní. Z grafu 4(f) vyplývá, že π_t reaguje na jednotkovou změnu e_t^i také počátečním růstem, následovaným krátkodobým výkyvem, avšak zhruba po deseti obdobích dosáhne nové, vyšší rovnovážné hladiny.

Z grafů 4(b) a 4(d) jsou zřejmé dynamické „křížové“ reakce G_t a π_t na inovace. Jednorázový exogenní šok e_t^π vyvolává rychlý růst HDP během prvních dvou čtvrtletí, který se v dalších obdobích zpomaluje, přičemž zhruba po deseti čtvrtletích HDP dosáhne nové rovnováhy. Obdobně jednorázová jednotková změna e_t^G vede v průběhu pěti období k pozitivnímu vrcholu míry inflace, následovanému mírným poklesem a přechodem na novou rovnovážnou úroveň po uplynutí dalších deseti období.

G r a f 4

Reakce HDP a míry inflace na jednorázové změny ortogonalizovaných inovací



Grafy 4(a) a 4(e) ukazují průběh dynamických efektů HDP a míry inflace na jejich vlastní jednotkové změny. Reakce HDP na jednotkovou změnu jeho vlastní inovace e_t^G je během prvních čtyř období kladná, avšak rychle klesající a po dosažení maxima poklesu se plynule ustálí na nové, rovnovážné úrovni, nepatrně vyšší než byla původní. Z dynamické odezvy míry inflace na jednotkový šok vlastní inovace e_t^π plyne, že pozitivní efekt inovace na řadu π_t v čase slábne a nová rovnovážná úroveň je dosažena přibližně po uplynutí patnácti čtvrtletí.

Shrnutí

Aplikace modelů vektorových autoregresí při kvantitativní ekonometrické analýze měnového transmisního mechanismu nepředstavuje jediný přístup a není zcela bez problémů, neboť například pořadí, ve kterém jsou odhadnutá rezidua (inovace) ortogonalizována, může podstatně změnit výsledné odhady IR funkcí i jejich interpretaci.

Na druhou stranu, přednosti VAR modelů ve srovnání se strukturálními modely simultánních rovnic, zejména při predikci a anticipaci důsledků monetární politiky, jsou zřejmé. Klady modelů VAR jsou ještě zřetelnější, existují-li dostatečně dlouhé časové řady zkoumaných ekonomických proměnných. Tuto podmínku však disponibilní data transformující se české ekonomiky zatím nesplňují.

Literatura

- [1] FAVERO, C. A.: Applied Macroeconometrics. Oxford: Oxford University Press 2001.
- [2] GREENE, W. H.: Econometric Analysis. 5th edition. New Jersey: Prentice-Hall 2003.
- [3] HAMILTON, J.: Time Series Analysis. Princeton: Princeton University Press 1994.
- [4] HUŠEK, R.: Ekonometrická analýza. Praha: Ekopress 1999.
- [5] CHAREMZA, W. W. – DEADMAN, D. F.: New Directions in Econometric Practice. 2nd Edition. Cheltenham: Edward Elgar 1997.