POPTÁVKA PO REÁLNÝCH PENĚŽNÍCH ZŮSTATCÍCH V ČR A JEJÍ DETERMINANTY

Martin Gürtler, *Česká zemědělská univerzita v Praze**

DOI: 10.18267/j.polek.1014

Úvod

Poptávka po penězích, resp. reálných peněžních zůstatcích, je nedílnou součástí monetární teorie. Nicméně její význam v praktické rovině provádění měnových politik je v současné době upozaděn v důsledku obecně přijímané teze o peněžní endogenitě a z ní vyplývajícího režimu cílování inflace. V tomto měnově politickém režimu je peněžní nabídka přizpůsobována peněžní poptávce, což je v kontrastu k neoklasickému, resp. monetaristickému pojetí trhu peněz, jež v teoretické rovině vychází ze Sayova zákona trhů. V souvislosti s tím lze pozorovat úbytek empirických studií zabývajících se poptávkou po penězích ve prospěch studií zabývajících se odhadem reakční funkce centrální banky. V případě České republiky nelze zhruba od roku 2000 nalézt empiricky orientovanou práci pojednávající o poptávce po penězích. Z dřívějších prací lze zmínit dvě, konkrétně Arlt *et al*. (2001) a Hanousek a Tůma (1995). Stinným aspektem v obou těchto případech je paradoxně právě časový úsek, pro který je výzkum prováděn. Arlt *et al*. provádějí výzkum mezi lety 1994–2000, Hanousek a Tůma mezi lety 1991–1994. Lze tedy předpokládat, že parametry modelů odhadnutých v rámci těchto dvou prací jsou zatíženy jistou mírou nestability, a to v souvislosti s transformačním procesem české ekonomiky a existencí strukturálních reforem. Z tohoto úhlu pohledu lze za problematickou považovat především první polovinu 90. let (zahrnující mimo jiné rozdělení československé měny v roce 1993), kdy navíc velmi silně působil efekt „seznamování se“ ekonomických subjektů s prostředím tržní ekonomiky. Nutno poznamenat, že jak Arlt *et al*., tak i Hanousek a Tůma toto berou na vědomí a interpretují výsledky s určitou opatrností.[1]

Tuto práci lze tedy chápat jako pokračování dvou výše zmíněných výzkumů, kdy sledované období (první čtvrtletí roku 1998 až druhé čtvrtletí roku 2014) již vykazuje'

* Autor práce vděčí za finanční podporu poskytnutou Interní grantovou agenturou Provozně ekonomické fakulty České zemědělské univerzity v Praze, v rámci řešení projektu „Efektivnost kanálů transmisního mechanismu monetární politiky“ (č. 20141034). Dík patří také třem anonymním oponentům, jejichž návrhy a připomínky přispěly ke zkvalitnění této práce.

1 Na obranu autorů je dále možné uvést, že v průběhu transformačního procesu je jakákoliv ekonometrická analýza velmi problematická, nicméně to nutně neimplikuje, že by neměla být prováděna vůbec. Naopak právě v průběhu transformačního procesu je kvantitativní analýza fungování ekonomiky více než třeba, neboť je nezbytné seznámit se s fungováním systému, s kterým dosud nemáme zkušenost. Pokud jsou tedy výsledky brány s rezervou, mohou nakonec pomoci při formulaci hospodářských politik.

ustálenost strukturálních a behaviorálních charakteristik české ekonomiky, a tudíž lze výsledkům přisoudit vyšší míru relevance. Sledované období je navíc konzistentní z pohledu režimu provádění měnové politiky. V kombinaci s dostatečným počtem pozorování (pro každou časovou řadu 66) lze tedy na základě použitého výběrového souboru vyvozovat závěry o chování sledovaných ekonomických veličin v dlouhém období. Dále také uvažujeme vliv mezinárodních faktorů na determinaci poptávky po reálných peněžních zůstatcích. Tyto tendence ve specifikaci poptávkové funkce lze vysledovat již u Arlta *et al*., nicméně vliv mezinárodních faktorů je v tomto případě omezen režimem fixního měnového kurzu, který v České republice fungoval do května roku 1997 (k výraznému uvolnění došlo již v únoru 1996). Do roku 1995 v tomto směru působilo navíc ještě omezení směnitelnosti české koruny. To, že na výzkum poptávky po penězích z výše uvedených příčin nerezignujeme, má dva důvody. Jednak se domníváme, že její význam jak pro měnovou teorii, tak i praxi, s přechodem na inflační cílení neklesá. Naopak je stále důležitým prvkem měnové transmise. A jednak výzkum v této oblasti může přispět k dalšímu pochopení role peněz jako aktiva, tj. role peněz v rámci investorova portfolia.

Obsah následujících stránek je následující: kapitola 1. zahrnuje teoretická východiska, na jejichž základě je následně prováděn empirický výzkum; v kapitole 2. je vyložen metodický aparát, jenž tento výzkum využívá; v kapitole 3. jsou diskutovány stochastické vlastnosti časových řad relevantních pro zkoumanou oblast; kapitola 4. obsahuje samotné výsledky studie poptávky po reálných peněžních zůstatcích v ČR a jejich diskuzi; a nakonec kapitola 5. shrnuje veškeré získané výsledky. V přílohách práce je obsažen detailní popis použitých proměnných, resp. dat, a také některé materiály, které nebylo vhodné umístit (např. pro jejich rozsáhlost) přímo do textu.

1. Teoretická východiska

Při odvození teoretického modelu, jež bude tvořit základ následné empirické analýzy, vyjděme ze známé kvantitativní rovnice v důchodovém (cambridgeském) tvaru, tj.

$$M \times V = P \times Y, \tag{1}$$

kde M označuje peněžní zásobu (nabídku), V důchodovou rychlost peněz, P agregátní cenovou hladinu a Y reálný produkt (důchod). Kvantitativní teorie peněž formulovaná pomocí kvantitativní rovnice (1) tvoří ve své podstatě základ neoklasické makroekonomie. Vyjdeme-li ze základních axiomů neoklasické (nebo obecně klasické) ekonomie o absolutně pružných cenách a mzdách, potažmo z předpokladu o existenci plné zaměstnanosti, lze formulovat závěry této teorie. Předpokládáme-li úroveň produkce při plné zaměstnanosti, tj. úroveň agregátního produktu, která odpovídá potenciální hladině, a zároveň krátkodobě konstantní důchodovou rychlost peněz, pak rovnice (1) postuluje závěr o peněžní neutralitě, resp. klasické dichotomii, tedy změna peněžní nabídky se projeví pouze v ekvi-proporcionální změně agregátní cenové hladiny, resp. dochází k separované determinaci monetárních a reálných

veličin. Rovnice (1) je de facto tautologií, představující dvě strany každé transakce – výdajovou a příjmovou. Abychom rovnici (1) více přiblížili obsahu naší analýzy, formulujme kvantitativní rovnici ve formě poptávky po reálných peněžních zůstatcích[2]

$$\frac{M}{P} = k \times Y, \tag{2}$$

kde k reprezentuje tzv. cambridgeský koeficient, jehož hodnota je inverzní k hodnotě důchodové rychlosti peněz. Platí tedy

$$V = \frac{P \times Y}{M} = \frac{1}{k}. \tag{3}$$

Kvantitativní teoretici považovali jak k, tak V za krátkodobě konstantní, kdy jejich hodnota je dána institucionálními faktory (především způsoby a zvyklostmi placení ve společnosti). Cambridgeský koeficient k vyjadřuje podíl důchodu, který si ekonomické subjekty přejí držet v penězích. Kvantitativní teoretici tedy uvažovali explicitně pouze o závislosti poptávky po penězích na objemu prováděných transakcí (reprezentovaného objemem agregátní produkce), tudíž předmětem jejich zkoumání byla především transakční poptávka po penězích. Úrokovou sazbu jako implicitní náklad držby likvidních peněžních prostředků uvažovali pouze implicitně – většinou v rámci koeficientu k. Explicitně úrokovou sazbu (značíme i) do modelu poptávky po penězích, resp. konkrétněji poptávky po reálných hotovostních zůstatcích, zahrnul až J. M. Keynes (1936) v rámci konceptu tzv. spekulační poptávky. Keynesovu funkci lze definovat jako

$$\frac{M}{P} = f\left[Y(+), i(-)\right]. \tag{4}$$

Peněžní teorie J. M. Keynese vychází z jím definovaných motivů držby hotovostních zůstatků – motivů preference likvidity: motiv transakční (oběhu), motiv opatrnostní a motiv spekulační. Motiv transakční a opatrnostní souvisí s transakční poptávkou po penězích (poptávkou po penězích jako prostředku směny), která je přímo úměrná velikosti důchodu. Spekulační poptávka potom souvisí s nejistotou budoucího vývoje úrokových měr, potažmo cen dluhopisů (nebo obecně ostatních finančních aktiv nesoucích úrok). Keynes tak položil základ portfoliového přístupu k penězům, tj. pojetí peněz jako uchovatele hodnot. Tento přístup dále významně rozvinul J. Tobin (1958). Již z názvu Tobinovy práce *Liquidity Preference as Behavior Towards Risk* vyplývá, že v rámci spekulační poptávky po penězích jsou hotovostní zůstatky poptávány zejména z důvodu redukce rizika investorova portfolia, tedy jako výsledek optimalizačního chování rizikově averzního investora. Úroková sazba hraje v Keynesově teorii klíčovou roli, neboť zprostředkovává vztah mezi monetárním a reálným sektorem ekonomiky. J. M. Keynes, oproti kvantitativním teoretikům, předpokládá vysokou citlivost poptávky po penězích ve vztahu k úrokové sazbě. Platí-li postulát o krátkodobě

2 Předpokládáme rovnováhu na trhu peněž, a tudíž $M = M_S = M_D$.

nepružné agregátní cenové a mzdové hladině (Keynesiánci tuto nepružnost opodstatňují institucionálními faktory), pak se změny peněžní nabídky odrážejí ve změnách důchodové rychlosti a reálné produkce – peněžní nabídka tedy v tomto kontextu neutrální není. Uvažujeme-li separabilitu Keynesovy funkce ve vztahu k jednotlivým motivům držby, potom lze poptávku po reálných peněžních zůstatcích zapsat jako

$$\frac{M}{P} = L_1(Y) + L_2(i)\,, \tag{5}$$

kde L_1 představuje funkci poptávky po penězích jako prostředku směny (motiv transakční a opatrnostní) a L_2 potom poptávku po penězích jako aktivu (motiv spekulační). Vezmeme-li nyní v úvahu práci Baumola (1952) a Tobina (1956), můžeme rovnici (5) přepsat do tvaru

$$\frac{M}{P} = L_1(Y, i) + L_2(i)\,. \tag{6}$$

Neboť jak Baumol, tak Tobin zdůrazňují důležitost úrokové sazby jako oportunitního nákladu držby transakčních prostředků. V kontextu naší analýzy půjdeme ještě dále a rovnici (6) rozšíříme o míru nezaměstnanosti (značíme u) a reálný efektivní měnový kurz (značíme *REER*), tedy

$$\frac{M}{P} = L_1(Y, i, u) + L_2(i,\ REER)\,. \tag{7}$$

Zahrnutím míry nezaměstnanosti jako determinantu transakční poptávky dále akcentujeme důležitost opatrnostního motivu držby. Předpokládáme, že s růstem míry nezaměstnanosti ekonomické subjekty vnímají větší míru nejistoty ve vztahu ke ztrátě pracovní pozice, resp. míru nejistoty ve vztahu k udržení současné úrovně zisku. Lze tedy očekávat, že s růstem míry nezaměstnanosti bude docházet k nárůstu držby likvidních hotovostních zůstatků. Předpokládáme tedy proticyklický charakter opatrnostního motivu. Reálný efektivní kurz pak souvisí s mezinárodním efektem diverzifikace portfolia. Dochází-li k růstu reálného efektivního kurzu domácí měny[3], pak tato měna posiluje svou reálnou kupní sílu ve vztahu k zahraničním statkům a službám, a tak její atraktivita v porovnání s hotovostními zůstatky denominovanými v zahraničních měnách v rámci investorova portfolia roste. Je nutné zmínit, že hotovostní zůstatky v zahraničních měnách netvoří v rámci spekulační poptávky dokonalý substitut k hotovostním zůstatkům v domácí měně, jelikož jejich držba je spojena s kurzovým rizikem.

2. Obecný metodologický přístup

Mějme náhodný vektor $\boldsymbol{x}_t$ pocházející z n-dimenzionálního eukleidovského prostoru a nechť posloupnost těchto vektorů uspořádaná v čase tvoří vícerozměrnou časovou řadu $\{\boldsymbol{x}_t\}$. Splňuje-li tato posloupnost následující předpoklady

3 V této práci měnový kurz definujeme jako počet jednotek zahraniční měny připadající na jednotku měny domácí.

$$\mathbb{E}(\boldsymbol{x}_t) = \boldsymbol{\mu} \text{ pro všechna } t \tag{8}$$

$$\mathbb{E}\left[(\boldsymbol{x}_t - \boldsymbol{\mu})(\boldsymbol{x}_{t-\tau} - \boldsymbol{\mu})'\right] = \begin{cases} \boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{x}} & \text{pro všechna } \tau = 0 \\ \boldsymbol{\Xi}_{\boldsymbol{\tau}} & \text{pro všechna } \tau \neq 0 \end{cases}, \tag{9}$$

kde $\boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{x}}$ je konečná pozitivně definitní matice, jejíž hodnoty nezávisejí na t, a kde hodnoty matice $\boldsymbol{\Xi}_{\tau}$ závisí pouze na vzdálenosti τ od t, nikoliv však na samotném t, potom je možné tuto stacionární posloupnost vektorů popsat s využitím stabilního vektorově autoregresního (VAR) systému, řádu obecně p, ve tvaru (přístup definovaný Simsem; 1980)

$$\boldsymbol{x}_t = \boldsymbol{\Phi}_1 \boldsymbol{x}_{t-1} + \boldsymbol{\Phi}_2 \boldsymbol{x}_{t-2} + \boldsymbol{\Phi}_3 \boldsymbol{x}_{t-3} + \ldots + \boldsymbol{\Phi}_p \boldsymbol{x}_{t-} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \tag{10}$$

kde $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ je vícerozměrným bílým šumem, tedy náhodným vektorem s následujícími vlastnostmi

$$\mathbb{E}(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = \boldsymbol{0}_{n\times 1} \qquad \text{pro všechna } t, \tag{11}$$

$$\mathbb{E}\left(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_{t-\tau}'\right) = \begin{cases} \boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{\varepsilon}} & \text{pro všechna } \tau = 0 \\ \boldsymbol{0}_{n\times n} & \text{pro všechna } \tau \neq 0 \end{cases}, \tag{12}$$

kde $\boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{\varepsilon}}$ je pozitivně definitní kovarianční matice nezávisející na t.

Dále pro jednoduchost předpokládejme nulovou střední hodnotu každého náhodného vektoru $\boldsymbol{x}_t$, tj. $\mathbb{E}(\boldsymbol{x}_t) = \boldsymbol{0}_{n\times 1}$.[4]

Za předpokladu stability VAR systému (10) je možné tento systém invertovat do tvaru VMA(∞) reprezentace (zobecněné Woldovy reprezentace)

$$\boldsymbol{x}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_t + \boldsymbol{C}_1 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} + \boldsymbol{C}_2 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} + \boldsymbol{C}_3 \boldsymbol{\varepsilon}_{t-3} + \ldots = \sum_{j=0}^{\infty} \boldsymbol{C}_j \boldsymbol{\varepsilon}_{t-j}, \tag{13}$$

a tudíž $\boldsymbol{x}_t$ vyjádřit pomocí lineární kombinace vzájemně nekorelovaných náhodných veličin $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, splňujících vlastnosti (11) a (12). Přičemž parametrické matice $\boldsymbol{C}_j$ lze odvodit na základě rekurzivního vztahu

$$\boldsymbol{C}_j = \boldsymbol{\Phi}_1 \boldsymbol{C}_{j-1} + \boldsymbol{\Phi}_2 \boldsymbol{C}_{j-2} + \boldsymbol{\Phi}_3 \boldsymbol{C}_{j-3} + \ldots + \boldsymbol{\Phi}_p \boldsymbol{C}_{j-p}, \qquad j = 1, 2, \ldots \tag{14}$$

kde

$\boldsymbol{C}_0 = \boldsymbol{I}_{n\times n}$ a $\boldsymbol{C}_j = \boldsymbol{0}_{n\times n}$ pro $j < 0$.

Potíž v případě náhodných chyb redukovaného tvaru modelu $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ je nediagonální povaha odpovídající kovarianční matice $\boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{\varepsilon}}$, nelze tedy jednoznačně jednotlivým šokům (prvkům vektoru $\boldsymbol{\varepsilon}_t$) přiřadit ekonomický obsah (jedná se o tzv. problém extrakce signálu). Pro odvození strukturálních inovací je nejprve nutné identifikovat strukturální tvar soustavy (10). K této identifikaci využijeme Choleskyho faktorizaci kovariační matice vektoru náhodných chyb redukovaného tvaru $\boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{\varepsilon}}$. Jedná se o speciální

4 Tohoto předpokladu jsme využili i při formulaci rovnice (10).

tvar *LU* faktorizace aplikované v případě symetrických matic (pro konkrétní postup viz např. Hamilton (1994)). Nechť tedy $\boldsymbol{A}_0$ je dolní trojúhelníková matice vyplývající z Choleskyho faktorizace matice $\boldsymbol{\Omega}_\varepsilon$ ve tvaru

$$\boldsymbol{\Omega}_\varepsilon = \boldsymbol{A}_0 \boldsymbol{D} \boldsymbol{A}_0{}'. \tag{15}$$

S využitím matice $\boldsymbol{A}_0$ lze z vektoru náhodných chyb modelu v redukovaném tvaru odvodit ortogonalizované strukturální inovace $\boldsymbol{u}_t$, podle vztahu

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{A}_0 \boldsymbol{u}_t, \tag{16}$$

pro které zjevně platí

$$\mathbb{E}\left(\boldsymbol{u}_t \boldsymbol{u}_t'\right) = \boldsymbol{A}_0^{-1} \mathbb{E}\left(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t'\right) \boldsymbol{A}_0^{-T} = \boldsymbol{A}_0^{-1} \boldsymbol{\Omega}_\varepsilon \boldsymbol{A}_0^{-T} = \boldsymbol{D}, \tag{17}$$

kde $\boldsymbol{D}$ je diagonální pozitivně definitní matice.[5]
V tuto chvíli lze již zobecněnou Woldovu reprezentaci (13) vyjádřit pomocí ortogonalizovaných strukturálních inovací

$$\boldsymbol{x}_t = \boldsymbol{A}_0 \boldsymbol{u}_t + \boldsymbol{A}_1 \boldsymbol{u}_{t-1} + \boldsymbol{A}_2 \boldsymbol{u}_{t-2} + \boldsymbol{A}_3 \boldsymbol{u}_{t-3} + \ldots = \sum_{j=0}^{\infty} \boldsymbol{A}_j \boldsymbol{u}_{t-j}, \tag{18}$$

kde $\boldsymbol{u}_t = \boldsymbol{A}_0^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t$ a $\boldsymbol{A}_j = \boldsymbol{C}_j \boldsymbol{A}_0$ pro každé $j \geq 0$.
Prvky matic $\boldsymbol{A}_j, j = 0,1, \ldots$, potom přímo determinují hodnoty příslušných IR funkcí, neboť

$$\frac{d\boldsymbol{x}_t}{d\boldsymbol{u}_{t-j}'} = \boldsymbol{A}_j = \begin{bmatrix} a_{11}^{(j)} = \dfrac{\partial x_{1t}}{\partial u_{1(t-j)}} & \cdots & a_{1n}^{(j)} = \dfrac{\partial x_{1t}}{\partial u_{n(t-j)}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1}^{(j)} = \dfrac{\partial x_{nt}}{\partial u_{1(t-j)}} & \cdots & a_{nn}^{(j)} = \dfrac{\partial x_{nt}}{\partial u_{n(t-j)}} \end{bmatrix} \tag{19}$$

matice $\boldsymbol{A}_j$ je tedy Jacobiho maticí. Obecným problémem ortogonalizovaných IR funkcí je jejich závislost na zvoleném způsobu uspořádání vektoru $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ v rámci Choleskyho faktorizace. Důležitost uspořádání klesá s tím, jak matice $\boldsymbol{\Omega}_\varepsilon$ nabývá diagonální podoby. Problém závislosti IR funkce na způsobu uspořádání řeší zobecněná IR funkce (dále značená také jako GIRF) definovaná Koopem *et al.* (1996), resp. pro případ vícerozměrných lineárních modelů Pesaranem a Shinem (1998). Tato zobecněná IR funkce vektoru $\boldsymbol{x}_t$ pro *h*-té období odpovídá výrazu

$$\boldsymbol{GI}_x\left(h, \delta_i, \Upsilon_{t-1}\right) = \mathbb{E}\left(\boldsymbol{x}_{t+h} | \varepsilon_{it} = \delta_i, \Upsilon_{t-1}\right) - \mathbb{E}\left(\boldsymbol{x}_{t+h} | \Upsilon_{t-1}\right), \tag{20}$$

kde Υ_{t-1} je informační množinou, která je dána vývojem posloupnosti $\{\boldsymbol{x}_t\}$ do okamžiku $t - 1$. ε_{it} je potom *i*-tý prvek vektoru $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, který se v čase *t* mění o hodnotu δ_i.

5 Standardizací vektoru $\boldsymbol{u}_t$ lze získat také $\mathbb{E}\left(\boldsymbol{u}_t \boldsymbol{u}_t'\right) = \boldsymbol{I}_{n \times n}$, kde $\boldsymbol{I}_{n \times n}$ je jednotková matice.

Princip zobecněné IR funkce je tedy ve stručnosti založen na tom, že v čase t dochází ke změně pouze jednoho prvku vektoru $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, oproti ortogonalizovaným IR funkcím, kde se mění vektor $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ jako celek. Předpokládáme-li, že nepodmíněné rozdělení $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ lze charakterizovat vlastnostmi (11) a (12), lze vliv ε_{jt}, pro všechna $j \neq i$, tzv. integrovat. Neboť za předpokladu vícerozměrné normality $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ platí, že

$$\mathbb{E}\left(\boldsymbol{\varepsilon}_t \,|\, \varepsilon_{it} = \delta_i\right) = \left(\sigma_{1i}, \sigma_{2i}, \ldots, \sigma_{ni}\right)' \sigma_{ii}^{-1} \delta_i = \boldsymbol{\Omega}_\varepsilon \boldsymbol{e}_i \sigma_{ii}^{-1} \delta_i, \tag{21}$$

kde $\boldsymbol{e}_i$ je jednotkový vektor rozměru $(n \times 1)$ s jedničkou na i-té pozici, σ_{ji}, pro $j \neq i$, jsou kovariance plynoucí z matice $\boldsymbol{\Omega}_\varepsilon$ a $\sigma_{ii} = Var(\varepsilon_{it})$.

Definujme nyní ještě predikční chybu VAR modelu (10) pro období $t + h$

$$\boldsymbol{x}_{t+h} - \mathbb{E}_t\left(\boldsymbol{x}_{t+h}\right) = \boldsymbol{\varepsilon}_{t+h} + \boldsymbol{C}_1 \boldsymbol{\varepsilon}_{t+h-1} + \boldsymbol{C}_2 \boldsymbol{\varepsilon}_{t+h-2} + \boldsymbol{C}_3 \boldsymbol{\varepsilon}_{t+h-3} + \ldots + \boldsymbol{C}_{h-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}\ , \tag{22}$$

potom střední čtvercová chyba (*MSE*) prognózy pro h období dopředu je dána

$$MSE\left(\mathbb{E}_t\left(\boldsymbol{x}_{t+h}\right)\right) = \mathbb{E}\left(\left[\boldsymbol{x}_{t+h} - \mathbb{E}_t\left(\boldsymbol{x}_{t+h}\right)\right]\left[\boldsymbol{x}_{t+h} - \mathbb{E}_t\left(\boldsymbol{x}_{t+h}\right)\right]'\right) =$$

$$= \boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{\varepsilon}} + \boldsymbol{C}_1 \boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{\varepsilon}} \boldsymbol{C}_1' + \boldsymbol{C}_2 \boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{\varepsilon}} \boldsymbol{C}_2' + \boldsymbol{C}_3 \boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{\varepsilon}} \boldsymbol{C}_3' + \ldots + \boldsymbol{C}_{h-1} \boldsymbol{\Omega}_{\boldsymbol{\varepsilon}} \boldsymbol{C}_{h-1}'. \tag{23}$$

Přepišme výraz (16) do tvaru

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{A}_0 \boldsymbol{u}_t = \boldsymbol{a}_1 u_{1t} + \boldsymbol{a}_2 u_{2t} + \boldsymbol{a}_3 u_{3t} + \ldots + \boldsymbol{a}_n u_{nt}\ , \tag{24}$$

kde $\boldsymbol{a}_i$ je i-tý sloupec matice $\boldsymbol{A}_0$.

S využitím výrazu (24), zahrnujícím nekorelované strukturální inovace u_{it}, lze kovarianční matici $\boldsymbol{\Omega}_\varepsilon$ zapsat jako

$$\boldsymbol{\Omega}_\varepsilon = \boldsymbol{A}_0 \mathbb{E}\left(\boldsymbol{u}_t \boldsymbol{u}_t'\right) \boldsymbol{A}_0' = \boldsymbol{a}_1 \boldsymbol{a}_1' \times Var\left(u_{1t}\right) + \boldsymbol{a}_2 \boldsymbol{a}_2' \times Var\left(u_{2t}\right) + \ldots + \boldsymbol{a}_n \boldsymbol{a}_n' \times Var\left(u_{nt}\right), \tag{25}$$

kde $Var(u_{it})$ je i-tý diagonální prvek matice $\boldsymbol{D}$.

Substitucí výrazu (25) do výrazu (23) můžeme střední čtvercovou chybu (*MSE*) prognózy pro h období dopředu zapsat jako součet n prvků, z nichž každý se vztahuje k právě jedné strukturální inovaci u_{it}

$$MSE\left(\mathbb{E}_t\left(\boldsymbol{x}_{t+h}\right)\right) = \sum_{i=1}^{n} \left\{ Var\left(u_{it}\right) \times \left[\boldsymbol{a}_i \boldsymbol{a}_i' + \boldsymbol{C}_1 \boldsymbol{a}_i \boldsymbol{a}_i' \boldsymbol{C}_1' + \boldsymbol{C}_2 \boldsymbol{a}_i \boldsymbol{a}_i' \boldsymbol{C}_2' + \ldots + \boldsymbol{C}_{h-1} \boldsymbol{a}_i \boldsymbol{a}_i' \boldsymbol{C}_{h-1}'\right]\right\}. \tag{26}$$

Výraz (26) lze tedy poté přímo využít k tzv. rozkladu rozptylu chyby prognózy (FEVD), tj. určit podíl, jakým se daná strukturální inovace u_{it} podílí na rozptylu chyby predikce pro dané období prognostického horizontu. Výsledek FEVD analýzy, stejně jako výsledek IRF analýzy, závisí na zvoleném způsobu uspořádání vektoru $\boldsymbol{\varepsilon}_t$.

Nevýhodou vektorově autoregresních systémů typu (10) je jejich přeparametrizace, zvyšující nepřesnost odhadu parametrů těchto systémů. Přeparametrizaci lze částečně zmírnit aplikací křížových restrikcí na jednotlivé rovnice VAR systému, jenž jsou založeny na existenci kointegračních vztahů. Uvažujme proto nestacionární VAR systém, tj. konkrétně systém (10), kde $\boldsymbol{x}_t \sim I(1)$, který zapíšeme ve VEC tvaru (v tomto kontextu jde v podstatě o vícerozměrné zobecnění ADF testu), tedy

$$\Delta \boldsymbol{x}_t = \boldsymbol{\Pi}\boldsymbol{x}_{t-1} + \boldsymbol{\Gamma}_1 \Delta \boldsymbol{x}_{t-1} + \boldsymbol{\Gamma}_2 \Delta \boldsymbol{x}_{t-2} + \ldots + \boldsymbol{\Gamma}_{p-1} \Delta \boldsymbol{x}_{t-p+1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \tag{27}$$

kde

$$\boldsymbol{\Pi} \equiv -\left(\boldsymbol{I}_{n\times n} - \sum_{j=1}^{p} \boldsymbol{\Phi}_j \right) \qquad \boldsymbol{\Gamma}_j \equiv \left(-\sum_{i=j+1}^{p} \boldsymbol{\Phi}_i \right) \tag{28}$$

a navíc předpokládejme, že $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ má vícerozměrné normální rozdělení, konkrétněji $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim i.i.d.N(\boldsymbol{0}_{n\times 1}, \boldsymbol{\Omega}_\varepsilon)$, potom aplikací symetrické transformace na matici $\boldsymbol{\Pi}$ lze získat vlastní čísla této matice a s využitím přístupu definovaného Johansenem (1988, 1991), na základě těchto vlastních čísel, určit dimenzi kointegračního prostoru (prostor generovaný kointegračními vektory, tj. řádky matice $\boldsymbol{\Pi}$). Označíme-li dimenzi kointegračního prostoru r, kdy $0 < r < n$, potom matici $\boldsymbol{\Pi}$ řádu n s hodností r lze rozložit na součin následujících dvou matic

$$\boldsymbol{\Pi} = \boldsymbol{\Lambda}\mathbf{B}', \tag{29}$$

kde matice $\mathbf{B} \in \mathcal{M}\ (n \times r)$ obsahuje parametry r lineárně nezávislých kointegračních vektorů a kde matice $\boldsymbol{\Lambda} \in \mathcal{M}\ (n \times r)$ obsahuje adjustační koeficienty.

Máme-li odhadnutý VEC systém (27), lze následně zpětně odvodit odpovídající VAR systém (s křížovými restrikcemi) – viz Lütkepohl (2005):

$$\boldsymbol{x}_t = \boldsymbol{\Psi}_1 \boldsymbol{x}_{t-1} + \boldsymbol{\Psi}_2 \boldsymbol{x}_{t-2} + \boldsymbol{\Psi}_3 \boldsymbol{x}_{t-3} + \ldots + \boldsymbol{\Psi}_p \boldsymbol{x}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t\ , \tag{30}$$

kde

$$\boldsymbol{\Psi}_1 = \boldsymbol{\Pi} + \boldsymbol{I}_{n\times n} + \boldsymbol{\Gamma}_1 \tag{31}$$

$$\boldsymbol{\Psi}_j = \boldsymbol{\Gamma}_j - \boldsymbol{\Gamma}_{j-1}\ , \quad j = 2, \ldots, p-1 \tag{32}$$

$$\boldsymbol{\Psi}_p = -\boldsymbol{\Gamma}_{p-1}\ . \tag{33}$$

Tvar (30) je vhodný především pro testování Grangerovy kauzality mezi úrovňovými proměnnými. O testování kauzality v rámci vícerozměrných lineárních systémů pojednává komplexně Granger (1969) a Sims (1972). Pro analýzu modelu (30) lze využít také nástrojů IRF a FEVD, s tím rozdílem, že lze odvodit pouze konečný počet prvků zobecněné Woldovy reprezentace, neboť VAR systém (30) je obecně nestabilní. Nakonec poznamenejme, že maximální řád zpoždění p všech výše uvedených VAR systémů je dostatečně vysoký, tak abychom předešli problému zdánlivé regrese – níže bude použit postup kombinující vícerozměrná informační kritéria s testy autokorelace.[6]

3. Stochastické vlastnosti pozorovaných časových řad

Před samotnou analýzou námi vymezených problémů v úvodu práce přistupme nejprve k popisu vlastností pozorovaných časových řad. Přitom primární význam mají v tuto

6 O problému zdánlivé regrese více viz Granger a Newbold (1974).

chvíli především stochastické aspekty chování vybraných ekonomických ukazatelů, neboť v mnoha ohledech podmiňují volbu metodického postupu, který je dále využíván. Jde především o otázku stacionarity dané časové řady, resp. o řád její integrace. Tabulka 1 obsahuje výsledky provedených ADF testů jednotkového kořene.[7]

Tabulka 1
Řád integrace sledovaných časových řad

	Řád integrace		**Řád integrace**
Peněžní agregát M1	I(2)	Důchodová rychlost peněz M1	I(1)
Peněžní agregát M2	I(2)	Důchodová rychlost peněz M2	I(1)
Úvěrový agregát	I(1)	Důchodová rychlost úvěrů	I(1)
Reálné peněžní zůstatky M1	I(1)	Úroková míra PRIBOR 3M	I(1)
Reálné peněžní zůstatky M2	I(0)	Reálný produkt	I(1)
Reálné úvěrové prostředky	I(1)	Míra nezaměstnanosti	I(1)
Reálný efektivní měnový kurz	I(1)		

Poznámky*:* I(•) označuje řád integrace časové řady v tom smyslu, že proměnná I(2) je stacionární po přechodu na druhé diference, I(1) po přechodu na diference první a proměnná I(0) je stacionární v původních hodnotách.

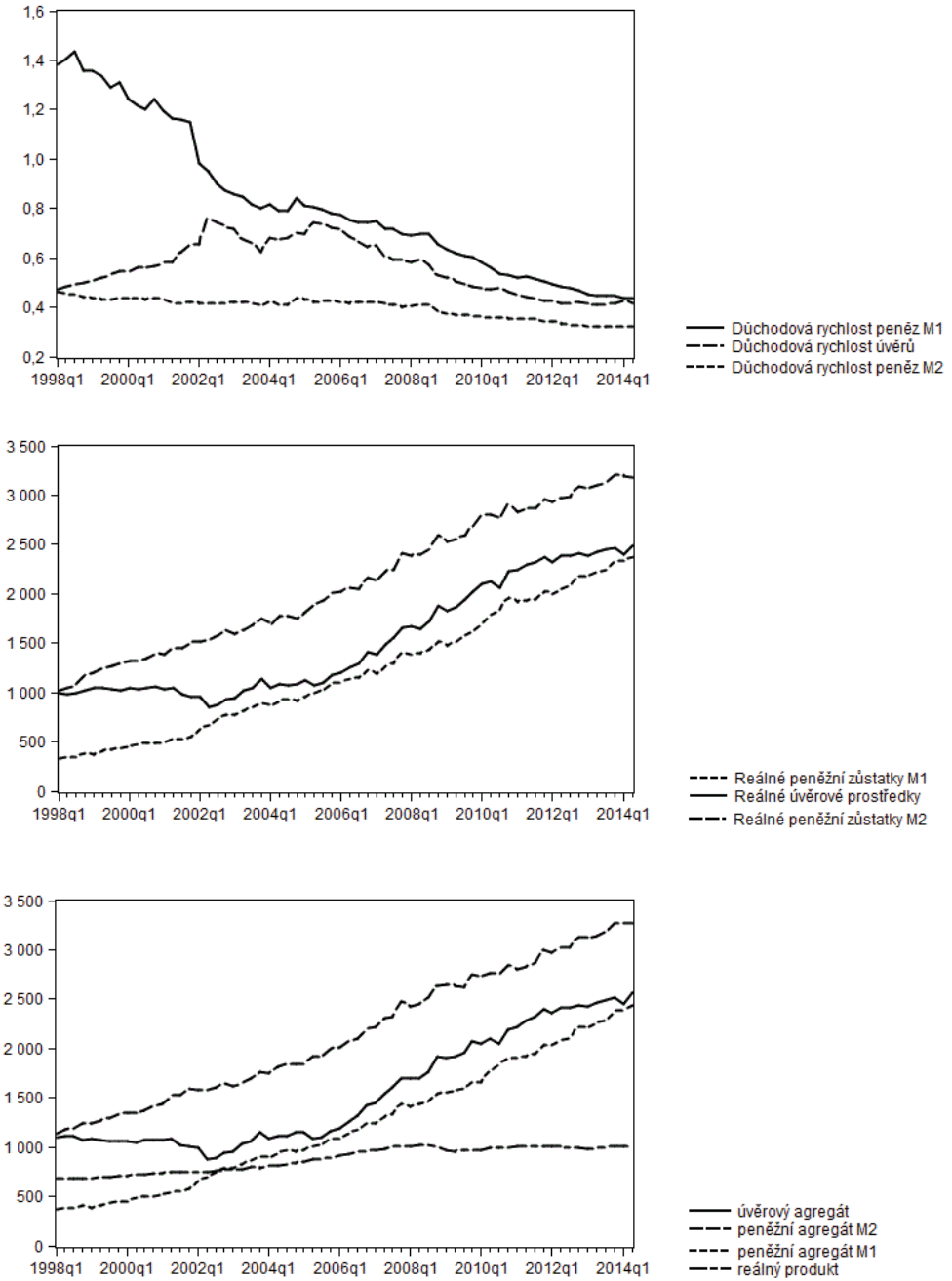
Zdroj: vlastní propočty

Veškeré časové řady pro testování byly vyjádřeny v přirozených logaritmech.[8] Tento způsob transformace časových řad umožňuje významně eliminovat možnost nelineárních trendů deterministického typu, a navíc ve většině případů vede ke stacionarizaci druhých momentů – předpoklad používaný v případě lineární analýzy časových řad, která se zaměřuje pouze na modelování prvních momentů. U časových řad reálného produktu a všech tří, v Tabulce 1 uvedených, důchodových rychlostí byla navíc odstraněna sezónnost. Začneme-li s měnovými agregáty, vidíme, že stacionarity dosahují až v případě druhých diferencí. To znamená, že změna peněžní nabídky, resp. její míry růstu, má permanentní vliv na charakter dalšího vývoje množství peněz v ekonomice. Takovýto výsledek, dá se říci, odpovídá chování centrální banky v režimu inflačního cílení, který je Českou národní bankou (ČNB) používán od ledna 1998, a lze ho do jisté míry očekávat v případě jakékoliv měnové politiky prováděné s důrazem na kredibilitu monetární autority.

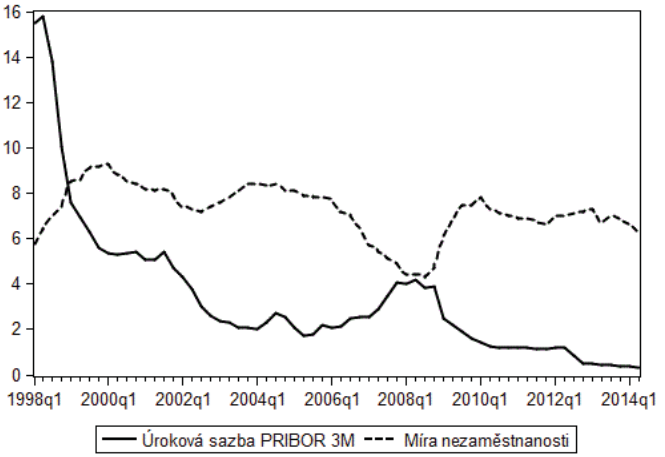
7 Podrobné numerické výsledky, jež vyplývají z provedených testů, nejsou pro úsporu místa v textu uvedeny, nicméně jsou dostupné na vyžádání.

8 Pro více informací ve vztahu k použitým časovým řadám a datovým zdrojům viz Příloha 1 tohoto textu.

Graf 1
Průběh sledovaných ekonomických veličin



Graf 1 – pokračování



Zdroj: Česká národní banka

Rozdílný výsledek můžeme pozorovat v případě úvěrového agregátu, který vykazuje stacionaritu již v prvních diferencích. Míra růstu úvěrů je tedy stabilní veličinou, kdy zhruba do roku 2005 tato míra růstu odpovídala míře růstu reálného produktu. Od tohoto roku je míra růstu úvěrů ve srovnání s mírou růstu reálné produkce výrazně vyšší. Srovnáme-li průběh peněžních agregátů, resp. agregátu úvěrového, s průběhem reálných peněžních zůstatků, resp. reálných úvěrových prostředků, na základě Grafu 1, nelze de facto pozorovat významné rozdíly. Můžeme říci, že při grafickém zobrazení dominují deterministické rysy těchto časových řad. Nicméně při prozkoumání stochastických vlastností významné rozdíly nacházíme. Reálné peněžní zůstatky v širším vymezení vykazují tzv. trendovou stacionaritu, obecně se tedy jedná o stabilní a velmi snadno predikovatelnou veličinu. Objem těchto peněžních zůstatků se mění pouze pozvolna, můžeme říci, že ekonomické subjekty drží peněžní zůstatky s ohledem na dlouhodobý vývoj svých potřeb (ať už transakční, či spořivé povahy) a systematicky nepodléhají působení jakýchkoliv šoků.

Tabulka 2
Vektorově autoregresní reprezentace sledovaných časových řad

	VAR(p) s konstantou pro úrovňové (nestacionární) proměnné						
	Informační kritéria		Ljung-Boxova Q-statistika čtvrtého řádu pro danou rovnici VAR systému				
p	*AIC*	*SBC*	*M/P*	*Y*	*u*	*i*	*REER*
1	–20,3252	–19,2871*	2,90	4,99	19,47***	11,17**	8,75*
2	–20,4632*	–18,5599	0,68	7,41	4,32	3,73	4,64
3	–20,4547	–17,6863	3,21	3,20	0,73	3,94	4,10
4	–20,2863	–16,6529	4,89	2,87	0,37	4,26	0,99
5	–20,2575	–15,7589	4,06	6,09	2,32	2,23	0,44
	VAR(p) s konstantou a trendem pro úrovňové (nestacionární) proměnné						
	Informační kritéria		Ljung-Boxova Q-statistika čtvrtého řádu pro danou rovnici VAR systému				
p	*AIC*	*SBC*	*M/P*	*Y*	*u*	*i*	*REER*
1	–20,7034	–19,4922*	1,74	2,05	15,36***	8,69*	8,39*
2	–20,6738	–18,5975	1,66	6,99	4,48	4,45	2,36
3	–20,7496*	–17,8083	3,10	2,43	0,71	3,32	0,93
4	–20,5198	–16,7133	3,72	3,33	0,47	1,58	0,59
5	–20,4600	–15,7884	3,71	5,58	2,29	1,32	0,55
	VAR(p) s konstantou pro proměnné v prvních diferencích (stacionární)						
	Informační kritéria		Ljung-Boxova Q-statistika čtvrtého řádu pro danou rovnici VAR systému				
p	*AIC*	*SBC*	*M/P*	*Y*	*u*	*i*	*REER*
1	–20,1013*	–19,0541*	1,01	5,14	5,28	6,37	6,42
2	–19,8499	–17,9301	1,57	11,13	1,37	4,82	3,36
3	–19,8847	–17,0922	0,90	2,34	0,57	3,20	0,22
4	–19,7846	–16,1195	2,29	1,81	0,76	1,97	0,17
5	–19,6958	–15,1581	1,91	4,06	0,94	0,53	0,02

Poznámky: Hvězdička v případě informačních kritérií značí minimální hodnotu, tj. optimální řád zpoždění pro dané informační kritérium. Hvězdičky u testů stacionarity potom udávají, zdali testová statistika Ljung-Boxova testu přesáhla kritickou hodnotu $\chi^2_{1-\alpha}$ (4) pro tři testované hladiny významnosti: * pro hladinu významnosti 10 %, ** pro hladinu významnosti 5 % a *** pro hladinu významnosti 1 %.

Zdroj: vlastní propočty

Naopak objem reálných peněžních zůstatků v užším vymezení a objem reálných úvěrových prostředků vykazuje stacionaritu až v prvních diferencích. Pro případ reálných peněžních zůstatků lze nalézt vysvětlení v efektu reoptimalizace portfolia v konsekvenci působení šoku, kdy termínované vklady, resp. dluhové instrumenty peněžní trhu (především státní pokladniční poukázky), představují substituty s podobnou mírou likvidity a rizika, jakou mají hotovostní prostředky (myšleno včetně prostředků na běžných účtech). V případě termínovaných vkladů lze navíc tímto

efektem vysvětlit rozdíl z hlediska stupně integrace reálných peněžních prostředků v širším a užším vyjádření. Jelikož reálné hotovostní zůstatky v širším vymezení již přímo zahrnují termínované vklady, mění se pouze jejich struktura, nikoliv však objem. Pokud jde o tři výše uvedené důchodové rychlosti (viz Tabulka 1), jejich vývoj je v čase nestabilní. Z výsledků testů jednotkového kořene lze vyvodit, že tyto rychlosti alespoň částečně absorbují vzniklé nerovnováhy uvnitř ekonomiky. Dlouhodobě sestupný lineární deterministický trend důchodové rychlosti peněz M1 a M2 lze přisoudit postupnému rozvoji finančních trhů v ČR a v souvislosti s tím narůstající důležitosti spekulačního motivu držby hotovostních zůstatků – více viz Polakův efekt rozvinutosti ekonomiky (Polak, 1957). Nárůst důležitosti spekulačního motivu je ještě umocněn obecným trendem směřujícím k vyšší rizikovosti finančních instrumentů, který lze ve sledovaném období pozorovat. Jako možný příklad lze uvést státní dluhopisy, jejichž výnos byl donedávna brán jako bezrizikový, nicméně po zkušenostech s evropskou dluhovou krizí byla většina ekonomů nucena tento názor přehodnotit. Rychlejší pokles důchodové rychlosti M1 je potom zapříčiněn vyšší citlivostí užšího peněžního agregátu na vývoj úrokové sazby, ve shodě s výše uvedeným efektem reoptimalizace portfolia. Stacionarita v prvních diferencích úrokové sazby opět odpovídá povaze režimu prováděné měnové politiky, kdy úroková míra figuruje jako operativní cíl daného transmisního mechanismu.[9]

Uvažujme nakonec vzájemnou determinaci vybraných proměnných – konkrétně reálných peněžních zůstatků M1 (značeno *M/P*), reálné produkce (značeno *Y*), míry nezaměstnanosti (značeno *u*), úrokové míry PRIBOR 3M (značeno *i*) a reálného efektivního měnového kurzu (značeno *REER*)[10] – a jejich společný vývoj popišme s využitím VAR modelu. Poznamenejme ještě, že všechny tyto proměnné mají stejný řád integrace. Tabulka 2 zahrnuje VAR reprezentace různé specifikace (s ohledem na různou délku zpoždění a deterministické komponenty) jak pro úrovňové proměnné, tak pro míry růstu. Pro volbu optimální délky zpoždění byla využita vícerozměrná informační kritéria, konkrétně Schwarzovo (SBC) a Akaikeho (AIC), v kombinaci s Ljung-Boxovými testy autokorelace. V případě úrovňových (nestacionárních) proměnných bez zahrnutí deterministického lineárního trendu ve VAR reprezentaci, Schwarzovo kritérium jako optimální řád zpoždění volí řád 1, kdežto Akaikeho kritérium řád 2. Nicméně provedené testy autokorelace pro VAR(1) indikují, na hladině významnosti 10 %, korelovaná rezidua hned u tří rovnic systému. Zahrneme-li do VAR reprezentace deterministický lineární trend, optimální řád podle Schwarzova kritéria zůstává na hodnotě 1, kdežto podle Akaikeho kritéria odpovídá hodnotě 3. I v tomto případě je VAR(1) specifikace zatížena problémem korelovaných reziduí – řád zpoždění 1 se zdá tedy být nedostatečný[11]. Komparujeme-li výsledky specifikace s deterministic-

9 Myšleno transmisního mechanismu ve formě cílování inflace.

10 Tyto proměnné budou v následující části práce využity v rámci studia determinant poptávky po reálných peněžních zůstatcích.

11 Volba dostatečně vysokého řádu zpoždění je v případě nestacionárních časových řad velmi důležitá, tak aby bylo možné plně zachytit perzistenci ve vývoji těchto časových řad obsaženou. Nedostatečně vysoký řád zpoždění může poté implikovat zdánlivé vazby, znehodnocující následnou analýzu.

kým lineárním trendem a bez něho, na základě obou použitých informačních kritérií, lze upřednostnit specifikaci s deterministickým trendem. Tento závěr odpovídá trendovému vývoji zahrnutých ekonomických ukazatelů (viz Graf 1). Pro popis společného vývoje měr růstu, stacionárních proměnných, postačuje VAR(1) – viz výsledky uvedené v Tabulce 2.

4. Výsledky empirické studie poptávky po reálných peněžních zůstatcích

Výše jsme uvedli množinu proměnných, jež budou brány v úvahu při analýze chování poptávky po reálných peněžních zůstatcích v České republice. Pro zopakování jde o proměnné: *M/P*, *Y*, *u*, *i*, *REER*. Volba čtyř posledně zmíněných vyplývá z teoretických východisek našeho modelu, uvedených v úvodu toho textu.

Tabulka 3
Johansenův test kointegrace

Test stopy matice			
Vlastní číslo	**Testová statistika**	**0,05 MHM kritická hodnota**	**Pravděpodobnost**
0,522696	116,0417	88,80380	0,0002
0,407281	69,44676	63,87610	0,0158
0,275223	36,49556	42,91525	0,1888
0,125628	16,21640	25,87211	0,4753
0,115872	7,758654	12,51798	0,2720
Test vlastních čísel matice			
Vlastní číslo	**Testová statistika**	**0,05 MHM kritická hodnota**	**Pravděpodobnost**
0,522696	46,59496	38,33101	0,0045
0,407281	32,95120	32,11832	0,0345
0,275223	20,27916	25,82321	0,2275
0,125628	8,457743	19,38704	0,7788
0,115872	7,758654	12,51798	0,2720

Poznámka*:* MHM značí kritické hodnoty typu MacKinnon-Haug-Michelis (1999).
Zdroj: vlastní propočty

Vymezení reálných peněžních prostředků, které je použité pro výzkum, odpovídá vymezení užšímu, tj. definici v rámci měnového agregátu M1. Pro toto rozhodnutí máme dva pádné důvody. První je spíše technického rázu a týká se řádu integrace ukazatele charakterizujícího reálné peněžní zůstatky. Jelikož chceme dále rozlišovat mezi vazbami přechodného a rovnovážného („steady stateového“) charakteru, potažmo chceme sledovat chování poptávky po reálných peněžních zůstatcích v konsekvenci působení rozličných šoků (ekonomických nerovnováh), tento záměr vylučuje použití reálných peněžních zůstatků v širším vymezení. Reálné peněžní zůstatky M2 se

od své dlouhodobě rovnovážné úrovně významně neodchylují, a je tudíž možné jejich vývoj poměrně dobře vysvětlit s využitím steady stateového vývoje veličin, jež na tuto poptávku působí. Tabulka 4 obsahuje korelační koeficienty steady stateových proměnných – jako determinanty byly opět uvažovány proměnné *Y*, *u*, *i* a *REER*. Přičemž steady stateový vývoj těchto proměnných byl odvozen s využitím Hodrick-Prescottova filtru (Hodrick a Prescott, 1997). Tabulka 4 ukazuje, že vývoj reálných peněžních zůstatků M2 (dále značeno ve zkratce také jako *RM2*) odpovídá z 96 % dlouhodobému vývoji reálného produktu, ze 79 % dlouhodobému vývoji míry nezaměstnanosti, z 81 % dlouhodobému vývoji úrokové sazby a z 91 % dlouhodobému vývoji reálného efektivního měnového kurzu.[12] Přičemž vztah mezi *RM2* a *Y*, stejně tak mezi *RM2* a *REER*, je pozitivní povahy, naopak vztah mezi *RM2* a *u*, stejně tak mezi *RM2* a *i*, je povahy negativní. Vyjma míry nezaměstnanosti všechny tyto závěry odpovídají teoretickým východiskům kladeným v úvodu této práce. Ve vztahu k statistické významnosti, můžeme na základě provedených testů všechny komentované korelační koeficienty prohlásit za významné na hladině 5 %.

Tabulka 4
Determinanty poptávky po reálných peněžních zůstatcích M2

	RM2	***Y***	***u***	***i***	***REER***
RM2	1	0,9579 (26,6916) [< 0,0001]	–0,7846 (–10,1238) [< 0,0001]	–0,8119 (–11,1258) [< 0,0001]	0,9078 (17,3160) [< 0,0001]
Y		1	–0,8885 (–15,4900) [< 0,0001]	–0,8468 (–12,7360) [< 0,0001]	0,9859 (47,1340) [< 0,0001]
u			1	0,5493 (5,2588) [< 0,0001]	–0,8921 (–15,7950) [< 0,0001]
i				1	–0,8515 (–12,9912) [< 0,0001]
REER					1

Poznámky: Korelační koeficienty založené na steady stateových průbězích sledovaných proměnných. V případě *Y*, *u*, *i* a *REER* je tento průběh odvozen s použitím Hodrick-Prescottova filtru. V kulatých závorkách jsou uvedeny testové statistiky spočtené podle $T = \frac{r}{\sqrt{1-r^2}}\sqrt{n-2}$, kde *n* je počet pozorování použitých pro výpočet výběrového korelačního koeficientu *r*, pro test nulové hypotézy $\rho = 0$. Hodnoty v hranatých závorkách odpovídají výpočtu oboustranné pravděpodobnosti, příslušející dané testové statistice v rámci Studentova t-rozdělení s 64 stupni volnosti.
Zdroj: vlastní propočty

12 Ve vztahu k dále uvedenému je nutné zmínit, že tyto vztahy nemusejí být nezbytně přímého charakteru a může se jednat pouze o vztahy zprostředkované.

Druhý důvod pro volbu reálných peněžních zůstatků v užším vymezení souvisí s obsahem měnových agregátů M1 a M2, které jsou sledovány ČNB. Peněžní agregát M2 mimo oběživa a vkladů na běžných účtech obsahuje také termínové vklady (vklady s dohodnutou splatností a vklady s výpovědní lhůtou) a repo operace. Definujeme-li peníze jako finanční prostředky s vysokou mírou likvidity, minimálním rizikem (spočívajícím pouze ve vysoké míře růstu cenové hladiny) a s nulovým výnosem, v držení nebankovních rezidentů, potom měnový agregát M2 tuto definici nesplňuje. Problematické jsou především prostředky plynoucí z repo operací, které nemusejí být prostřednictvím úvěrové kreace nutně přetvořeny v peněžní prostředky držené v rukou nebankovních subjektů. Stejně tak termínované vklady lze vnímat spíše jako quazi peníze, resp. alternativní finanční aktiva, díky nižší likviditě a nenulovému výnosu. Shrneme-li výše uvedené, můžeme říci, že peněžní agregát M2 je v tomto kontextu problematický především z důvodu heterogenity, kterou implicitně obsahuje.

Posuďme nyní existenci rovnovážných vztahů v systému proměnných *M/P*, *Y*, *u*, *i* a *REER*, jejichž společné chování jsme popsali VAR(3) modelem s deterministickým lineárním trendem, s využitím Johansenova (1988, 1991) přístupu. Výsledky kointegračního testu shrnuje Tabulka 3. Jak test stopy matice **Π**, tak test jejích vlastních čísel shodně deklarují existenci dvou lineárně nezávislých kointegračních vektorů. Na základě tvrzení Grangerovy věty (Engle a Granger, 1987) je tedy možné v tuto chvíli odvodit VEC reprezentaci tohoto systému, jejíž odhad je obsažen v Příloze 2 tohoto textu. Navíc víme-li, že sledované proměnné jsou kointegrované, lze na parametry neomezeného VAR(3) modelu uvalit křížové restrikce, založené právě na existenci kointegračních vztahů. Odpovídající VAR(3) model s křížovými restrikcemi na parametry vypadá následovně:

$$\boldsymbol{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\beta} t + \boldsymbol{\Psi}_1 \boldsymbol{x}_{t-1} + \boldsymbol{\Psi}_2 \boldsymbol{x}_{t-2} + \boldsymbol{\Psi}_3 \boldsymbol{x}_{t-3} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \tag{34}$$

$$\boldsymbol{x}_t = \begin{bmatrix} M/P_t \\ Y_t \\ u_t \\ i_t \\ REER_t \end{bmatrix}, \quad \boldsymbol{\mu} = \begin{bmatrix} 2,718 \\ -1,199 \\ 1,775 \\ -14,725 \\ -4,417 \end{bmatrix}, \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} 0,004 \\ -0,002 \\ 0,003 \\ -0,019 \\ -0,006 \end{bmatrix},$$

$$\boldsymbol{\Theta}_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 1 & -0,085 & -0,246 & -0,056 & 0,318 \\ -0,085 & 1 & -0,435 & -0,139 & -0,015 \\ -0,246 & -0,435 & 1 & -0,046 & -0,235 \\ -0,056 & -0,139 & -0,046 & 1 & 0,026 \\ 0,318 & -0,015 & -0,235 & 0,026 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 0,423 & 0,185 & -0,162 & -0,057 & 0,792 \\ 0,013 & 1,218 & 0,005 & 0,012 & 0,052 \\ -0,087 & -2,964 & 1,033 & -0,046 & -0,136 \\ -0,536 & 2,469 & -0,695 & 1,114 & -0,691 \\ 0,214 & 0,197 & 0,017 & 0,023 & 0,995 \end{bmatrix}$$

$$\Psi_2 = \begin{bmatrix} 0,128 & -1,263 & 0,036 & 0,006 & -0,367 \\ 0,047 & -0,289 & -0,002 & -0,029 & -0,156 \\ -0,445 & 2,761 & 0,219 & 0,102 & 0,908 \\ 0,654 & -2,246 & 0,503 & -0,375 & -0,899 \\ 0,087 & -1,278 & 0,009 & -0,023 & -0,362 \end{bmatrix}$$

$$\Psi_3 = \begin{bmatrix} 0,018 & 1,029 & 0,096 & -0,027 & 0,455 \\ -0,034 & 0,149 & 0,009 & 0,011 & 0,069 \\ 0,165 & 0,198 & -0,278 & -0,128 & -0,013 \\ 0,307 & 0,687 & 0,224 & 0,210 & 0,920 \\ -0,057 & 1,317 & 0,026 & 0,013 & -0,083 \end{bmatrix}$$

Odvození VAR systému (34) bylo provedeno s využitím vztahů (31) až (33) definovaných v metodické části práce, na základě odhadu VEC modelu uvedeného v Příloze 2.[13] Podívejme se nyní podrobně na dva zmíněné rovnovážné vztahy daného systému. První ze vztahů označme jako dlouhodobou (rovnovážnou) funkci poptávky po reálných peněžních zůstatcích v otevřené ekonomice. Její odhadnutý tvar je následující

$$\frac{M}{P} = 4,5995 + 0,0084t - 0,0708u - 0,1987i + 2,0728REER. \tag{35}$$

Lze pozorovat, že vztah mezi *M/P* a *i*, stejně tak mezi *M/P* a *REER*, je v souladu s předpoklady. Zvýšení rovnovážné úrokové sazby vede k poklesu poptávky po reálných peněžních zůstatcích (ať už z důvodů spekulačních či transakčních), respektive nárůst rovnovážné úrovně reálného efektivního měnového kurzu (nárůst kupní síly domácí měny ve vztahu k zahraničním statkům a službám) vede k růstu poptávky po reálných peněžních zůstatcích. Ve sporu s teoretickými východisky se naopak jeví negativní vztah mezi *M/P* a *u*. Tento vztah je oproti dvěma dříve zmíněným statisticky nevýznamný (viz standardní chyby a t-poměry uvedené v Příloze 2). Připomeňme, že k závěru o negativní závislosti mezi poptávkou po reálných peněžních zůstatcích a mírou nezaměstnanosti jsme došli také v případě širší definice peněžních zůstatků. Z výsledků našeho výzkumu tedy vyplývá, v rozporu s apriorními předpoklady

13 Ve skutečnosti je odvození odpovídajícího VAR systému s křížovými restrikcemi z odhadnutého VEC modelu o něco složitější, obsahuje-li VEC model, resp. podkladový neomezený VAR, deterministické komponenty. V tomto případě lze postup odvodit z práce Pesaran *et al.* (2001).

odvozenými pomocí teoretického modelu, spíše procyklický charakter opatrnostního motivu. Tento fakt může být spojen s efektem očekávání, kdy racionálně se chovající subjekt vnímá střídání fází hospodářského cyklu, a tedy v průběhu konjuktury hromadí hotovostní zůstatky z opatrnostního motivu, s výhledem na „horší časy“ recese. Ze všech determinant uvedených v rovnici (35) má na rovnovážnou úroveň *M/P* největší vliv úroveň reálného efektivního měnového kurzu.[14] Dále můžeme vidět, že poptávka po reálných peněžních zůstatcích M1 je neelastická ve vztahu k úrokové míře (koeficient elasticity je roven hodnotě –0,2) a velmi silně elastická ve vztahu k reálnému efektivnímu kurzu (koeficient elasticity 2,1).

Poslední aspekt týkající se rovnice (35), který zbývá zmínit a který má primární důležitost, je tvrzení o neexistenci přímé dlouhodobé vazby mezi *M/P* a *Y*. V dlouhém období vazba mezi *M/P* a *Y* existuje pouze zprostředkovaně přes proměnné *i*, *u* a *REER*, resp. díky existenci druhého rovnovážného vztahu, který lze označit jako dlouhodobou IS křivku v otevřené ekonomice, jejíž odhadnutý tvar je zachycen pomocí rovnice (36)

$$Y = 14,0159 + 0,0171t - 0,0024u + 0,1486i - 0,2317REER\ . \tag{36}$$

Nicméně interpretace této odhadnuté IS křivky je velmi problematická díky jejímu pozitivnímu sklonu (myšleno ve vztahu k úrokové sazbě). Znaménka proměnných *u* a *REER* jsou potom v souladu s apriorními předpoklady. Zkusme tedy provést záměnu pozic proměnných *Y* a *i* v druhém rovnovážném vztahu, tj. považujme nyní úrokovou sazbu za proměnnou endogenní a reálný produkt za proměnnou exogenní. Pak druhý rovnovážný vztah nabývá podoby

$$i = -94,3197 - 0,1151t + 6,7295Y + 0,0162u + 1,5592REER\ . \tag{37}$$

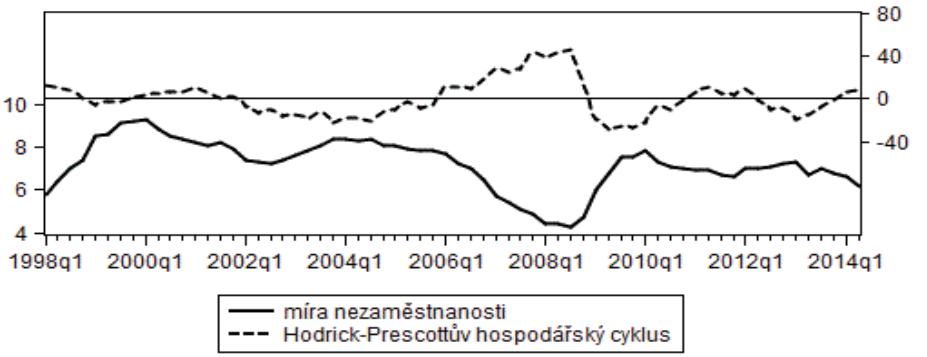
Tato záměna se zdá být ekonomicky opodstatněná v měnově-politických režimech flexibilního inflačního cílení,[15] přičemž tento typ transmisního mechanismu lze v poslední době v rozvinutých ekonomikách pozorovat stále častěji. Tvrzení o endogenitě úrokové sazby ve vztahu (37) podporuje také odpovídající hodnota adjustačního koeficientu, která je ve srovnání s hodnotami ostatních adjustačních koeficientů výrazně vyšší (viz adjustační koeficienty pro druhý kointegrační vztah v Příloze 2) a informuje o flexibilní reakci úrokové sazby na vnik jakékoliv nerovnováhy. Přičemž podle zjištěných výsledků je návrat úrokové sazby k rovnovážné hladině velmi pozvolný. O rovnici (37) tedy můžeme uvažovat jako o dlouhodobé reakční funkci úrokové sazby ve vztahu k výkonnosti reálné ekonomiky. Vztah mezi *i* a *Y* je v rovnici (37) jediným statisticky významným vztahem (viz Příloha 2, standardní chyby a t-poměry pro druhý kointegrační vztah).

14 Jelikož odhadnuté parametry vyjadřují zároveň elasticity, je toto porovnání vlivů možné.

15 Režim provádění měnové politiky, ve kterém jako hlavní cíl nadále vystupuje stabilní a nízká míra inflace, nicméně v rámci této role se centrální banka snaží ovlivňovat také výkonnost reálné ekonomiky. Tento typ politiky nutně neimplikuje spor mezi počtem nástrojů, které má centrální banka k dispozici, a počtem cílů, kterých chce dosáhnout, jelikož inflační cíle mají zpravidla střednědobý charakter.

Vezměme nyní rovnice (35) a (37) jako celek. Vidíme, že zvýší-li se reálný produkt, dojde k růstu úrokové sazby a tento růst implikuje pokles *M/P* (v důsledku nárůstu oportunitních nákladů držby, potažmo v důsledku poklesu spekulační poptávky). To, že nepřímý vztah mezi *M/P* a *Y* je negativní povahy, potvrzuje také odhadnutá IR funkce – viz dále Graf 3. Vrátíme-li se ještě jednou k pozorovanému negativnímu vztahu mezi *M/P* a *u* a vezmeme v úvahu neexistenci přímého dlouhodobého vztahu mezi *M/P* a *Y*, potom se nabízí vysvětlení, že ekonomické subjekty poptávají reálné peněžní zůstatky nikoliv ve vztahu ke skutečnému objemu transakcí (reálnému produktu), ale ve vztahu k tomu jaký je poměr skutečného objemu transakcí k objemu transakcí na úrovni plné zaměstnanosti (poměr skutečného a potenciálního produktu). Tento závěr implikuje změny důchodové rychlosti peněz s jistou mírou perzistence – z výše uvedeného již víme, že v případě České republiky tento jev opravdu pozorovat můžeme. V rovnici dlouhodobé poptávky po reálných peněžních zůstatcích tedy míra nezaměstnanosti figuruje jako proxy proměnná pro produkční gap. Jak kvalitní tato aproximace ve skutečnosti je, informuje Graf 2. Z provedené analýzy tudíž vyplývá, že ve fázích recese ekonomické subjekty snižují poptávku po reálných peněžních zůstatcích (pokles transakční poptávky), zatímco ve fázích konjuktury tato poptávka roste (nárůst transakční poptávky).

Graf 2
Míra nezaměstnanosti jako produkční gap

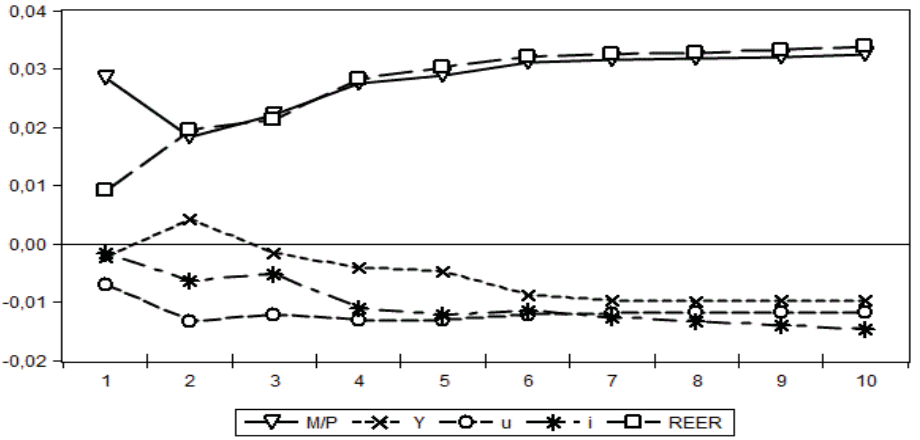


Poznámka: Hospodářský cyklus byl odvozen s využitím Hodrick-Prescottova filtru.
Zdroj: ČNB, vlastní propočet

Posuzujeme-li citlivost poptávky po reálných peněžních zůstatcích M1 na fázi hospodářského cyklu na základě elasticity plynoucí z odhadu rovnice (35), potom je tento vztah spíše marginální, neboť elasticita se rovná hodnotě –0,07. Domníváme se, že značná část transakční poptávky může být dlouhodobě konstantní, a její vliv v kontextu rovnovážné funkce poptávky po reálných peněžních zůstatcích (35) bude tudíž zahrnut v rámci interceptu. Lze tedy uvažovat o existenci jakési hladiny saturace transakční poptávky a o jejím dosažení v případě České republiky. Přijmeme-li navíc předpoklad, že oportunitní náklady držby hotovosti hrají významnější roli při determinaci transakční poptávky až při vyšší hladině úrokových sazeb (viz Tobin, 1956),

potom můžeme říci, že pro vývoj celkové poptávky po reálných peněžních zůstatcích M1 má významnější vliv motiv spekulační. Vývoj mezibankovní úrokové sazby v ČR zachycuje Graf 1. Můžeme vidět, že vyšší úrokové sazby se vyskytují pouze na počátku sledovaného období.

Graf 3
Trajektorie přizpůsobovacích procesů *M/P*



Poznámka*:* Graf zachycuje průběh zobecněných IR funkcí (GIRFs), které popisují odezvu *M/P* na šok velikosti jedné směrodatné odchylky v dané proměnné.

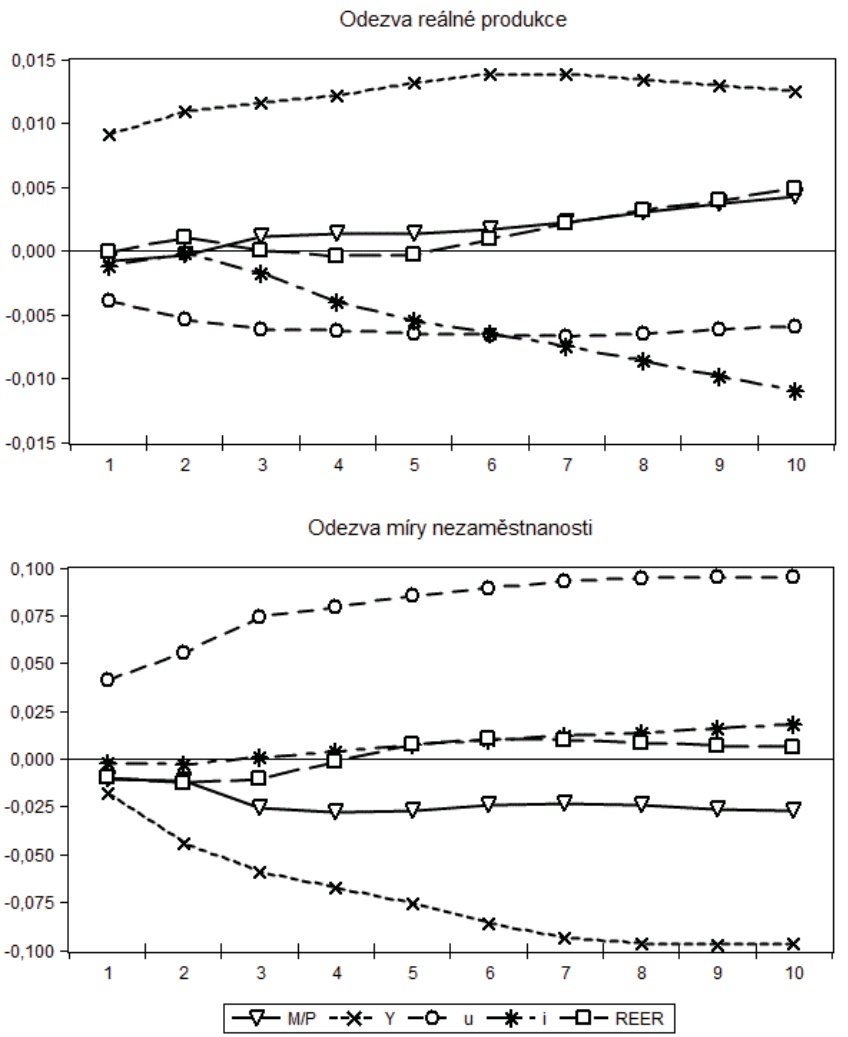
Zdroj: vlastní propočty

Podíváme-li se na výsledky Grangerových testů kauzality (viz Příloha 3), lze pozorovat silnou vzájemnou propojenost sledovaných ekonomických veličin. Výjimkou je pouze vztah mezi nezaměstnaností a reálnou produkcí, kdy nezaměstnanost nepůsobí v Grangerově smyslu na reálnou produkci, stejně tak úroková míra není významným faktorem pro predikci (nepůsobí v Grangerově smyslu) úrovně reálného efektivního měnového kurzu. Vzhledem k tomu, a v některých případech vzhledem k poměrně vysokým hodnotám nediagonálních prvků korelační matice vektoru náhodných chyb $\boldsymbol{\Theta}_{\varepsilon}$, VAR modelu (34), je použití ortogonalizovaných IR funkcí dosti problematické.[16] Lze totiž očekávat významnou závislost jejich tvaru na zvoleném způsobu uspořádání vektoru $\boldsymbol{\varepsilon}_t$. Přičemž pro VAR model (34) připadá v úvahu 120 těchto uspořádání. Proto pro zachycení trajektorií přizpůsobovacích procesů zvolíme zobecněné IR funkce. Graf 3 zobrazuje průběh těchto funkcí pro *M/P*, Graf 4 potom pro *Y*, *u*, *i* a *REER*. V případě *M/P* lze zmínit jejich monotónní charakter. Interpretace odhadnutých IR funkcí zobrazených v Grafu 3 pak v podstatě odpovídá výše uvedenému. Z Grafu 4, konktrétně z IR funkce mapující reakci reálného efektivního kurzu koruny na šok

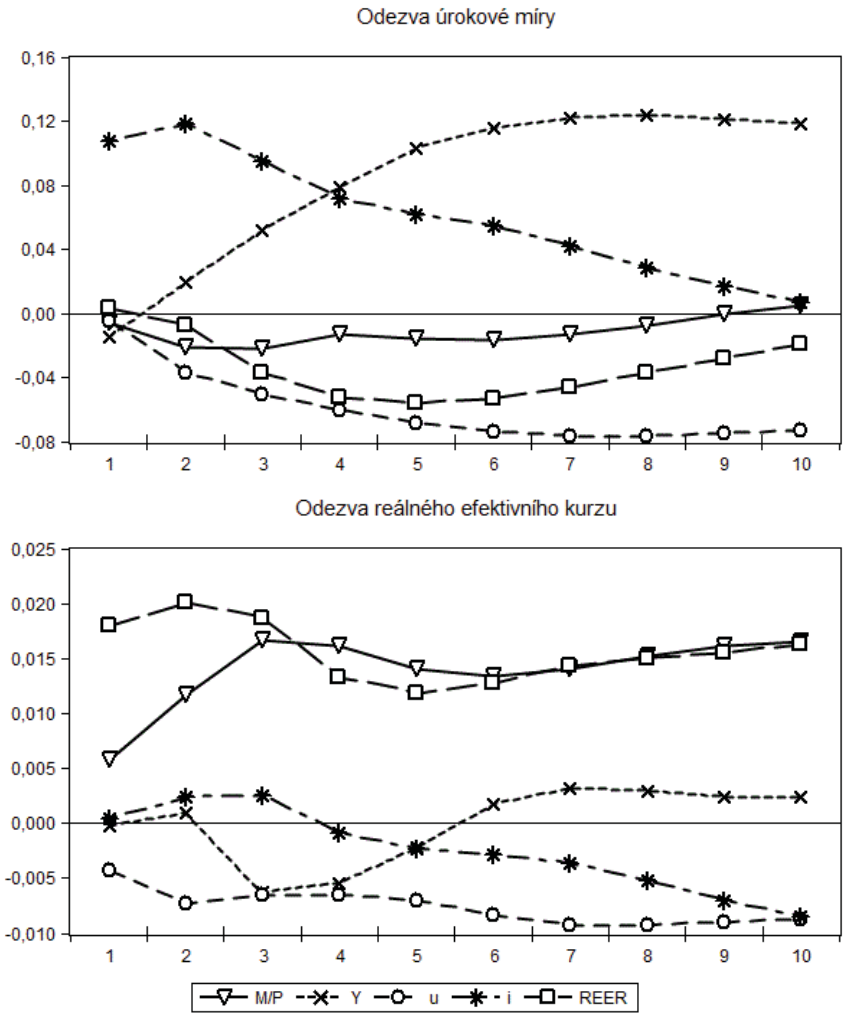
16 Poznamenejme, že nediagonální povaha korelační matice vektoru náhodných chyb vyplývá právě ze vzájemné závislosti jednotlivých proměnných.

v poptávce po reálných peněžních zůstatcích, také vyplývá existence zpětné vazby ve vztahu mezi proměnnými *M/P* a *REER*. Tedy apreciace reálného efektivního kurzu vede k růstu *M/P*, a tento růst způsobuje další apreciaci. Tento „sebeposilující“ vztah může stát za dlouhodobě rostoucím trendem poptávky po reálných peněžních zůstatcích (spolu s dlouhodobě klesajícími úrokovými sazbami) a za dlouhodobou tendencí reálného efektivního kurzu koruny ke zhodnocování.

Graf 4
Zobecněné IR funkce pro *Y*, *u*, *i* a *REER* (reakce na šok o velikosti jedné směrodatné odchylky)



Graf 4 – pokračování



Zdroj: vlastní propočty

Překážky, jež byly výše zmíněny v souvislosti s použitím ortogonalizovaných IR funkcí, jsou platné také v případě dekompozice rozptylu predikčních chyb modelu (34). Tento fakt vyplývá ze vztahů (24) až (26), uvedených v metodické části práce. FEVD analýzy se tedy, pro nepřesnost jejích výsledků, v naší práci vyhneme. Nakonec zmiňme, že v Příloze 4 jsou uvedeny také zobecněné IR funkce, popisující vzájemnou závislost měr růstu sledovaných proměnných, které byly odvozeny v rámci VAR(1)

modelu.[17] Při rozboru průběhu těchto funkcí můžeme s vysokou mírou spolehlivosti říci, že míry růstu jsou vzájemně autonomní veličiny – viz úzké intervaly spolehlivosti, zahrnující ve většině případů nulovou hodnotu. Tedy např. při dočasném zvýšení míry růstu úrokové sazby nedochází ke změně rovnovážné míry růstu (steady stateového průběhu) poptávky po reálných peněžních zůstatcích. Stejné platí pro míru nezaměstnanosti a reálný efektivní měnový kurz.

5. Shrnutí

V této práci jsme zkoumali poptávku po reálných peněžních zůstatcích na českém peněžním trhu, a to ve vztahu k reálné produkci, míře nezaměstnanosti, úrokové sazbě a reálnému efektivnímu měnovému kurzu. Poptávka po reálných peněžních zůstatcích v definici širšího měnového agregátu M2 se ukazuje být dlouhodobě stabilní a velmi dobře predikovatelnou veličinou. Možné vysvětlení nacházíme v efektu reoptimalizace portfolia. Naopak poptávka po reálných peněžních zůstatcích v užším vymezení (*M/P*), které shledáváme vhodnější pro analýzu zkoumané problematiky, dočasně podléhá změnám v konsekvenci působení rozličných ekonomických nerovnováh (šoků). Nicméně z dlouhodobého úhlu pohledu existuje rovnovážný vztah mezi touto poptávkou, úrokovou sazbou (*i*), reálným efektivním měnovým kurzem (*REER*) a mírou nezaměstnanosti (*u*). Vztah mezi *M/P* a *i* je negativní (a navíc neelastické) povahy, vztah mezi *M/P* a *REER* potom povahy pozitivní (a navíc vysoce elastické), tudíž charakter obou těchto vztahů je v souladu s apriorními očekáváními, formulovanými v úvodu práce pomocí teoretického modelu.

Podle provedené analýzy neexistuje přímý dlouhodobý (rovnovážný) vztah mezi *M/P* a reálným produktem (*Y*). V kombinaci se zjištěným negativním vztahem mezi *u* a *M/P*, jenž je pozorován i v případě širšího vymezení peněz, docházíme k závěru, že poptávka po reálných peněžních zůstatcích nezávisí přímo na reálném objemu transakcí, ale že ekonomické subjekty porovnávají skutečný objem transakcí s objemem transakcí na úrovni potenciálního produktu. Poptávka po reálných peněžních zůstatcích jako prostředku směny se tedy odvíjí od fáze hospodářského cyklu, resp. konkrétněji, ukazuje se být procyklická. Nicméně její citlivost vůči hospodářskému cyklu je poměrně malá, proto docházíme k závěru, že značná část transakční poptávky je v průběhu času konstantní. Tento závěr opodstatňujeme hypotézou o existenci hladiny saturace. V souvislosti s tímto považujeme spekulační poptávku za směrodatnější, pro predikci vývoje poptávky po reálných peněžních zůstatcích jako celku. Nakonec zmiňme, že v případě širší definice reálných peněžních prostředků jsme v rozporu s užším vymezením zjistili pozitivní vztah mezi poptávkou po reálných peněžních zůstatcích a reálnou produkcí (tj. vztah, který jsme apriorně očekávali). Pro toto máme následující možná vysvětlení: (1) vztah je pouze zdánlivý a plyne ze spíše povrchní

17 Samotný odhadnutý model není v práci uveden, nicméně je k dispozici na vyžádání. Jeho specifikace vyplývá z Tabulky 2, resp. z provedených testů stacionarity, jejichž výsledky jsou obsaženy v Tabulce 1.

analýzy založené na korelačních koeficientech steady stateových proměnných; (2) heterogenita širšího peněžního agregátu mění jeho vztah k reálnému produktu ve srovnání s agregátem užším (neboť existuje větší prostor pro působení spekulačního motivu držby, který, jak v práci uvádíme, je silně korelován s rozvinutostí ekonomiky); (3) tento vztah je zprostředkován přes proměnné, jež nejsou ve zkoumaném VAR systému zahrnuty. Za nejpravděpodobnější považujeme vysvětlení (2).

Literatura

Arlt, J. et al. 2001. Vliv vybraných faktorů na vývoj poptávky po penězích v letech 1994–2000. *Politická ekonomie*. 2001, Vol. 49, No. 5, pp. 635–657.

Baumol, W. J. 1952. The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach. *The Quarterly Journal of Economics*. 1952, Vol. 66, No. 4, pp. 545–556.

Engle, R. F.; Granger, C. W. J. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*. 1987, Vol. 55, No. 2, pp. 251–276.

Granger, C. W. J. 1969. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*. 1969, Vol. 37, No. 3, pp. 424–438.

Granger, C. W. J.; Newbold P. 1974. Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*.1974, Vol. 2, No. 2, pp. 111–120.

Hamilton, J. D. 1994. *Time Series Analysis*. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

Hanousek, J.; Tůma, Z. 1995. Poptávka po penězích v české ekonomice. *Finance a úvěr*. 1995, Vol. 45, No. 5, pp. 249–268.

Hodrick, R. J.; Prescott, E. C. 1997. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*. 1997, Vol. 29, No. 1, pp. 1–16.

Johansen, S. 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1988, Vol. 12, No. 2–3, pp. 231–254.

Johansen, S. 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*. 1991, Vol. 59, No. 6, pp. 1551–1580.

Keynes, J. M. 1936. *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Macmillan Cambridge University Press, for Royal Economic Society, 1936.

Koop G. et al. 1996. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*. 1996, Vol. 74, No. 1, pp. 119–147.

Lütkepohl, H. 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis.* Berlin: Springer-Verlag, 2005.

MacKinnon, J. G.; Haug, A. A.; Michelis, L. 1999. Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*. 1999, Vol. 14, No. 5, pp. 563–577.

Pesaran, H. H.; Shin Y. 1998. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economic Letters*. 1998, Vol. 58, No. 1, pp. 17–29.

Pesaran, H. H. et al. 2001. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*. 2001, Vol. 16, No. 3, pp. 289–326.

Polak, J. J. 1957. Monetary Analysis of Income Formation and Payments Problems. *Staff Papers, International Monetary Fund*. 1957, Vol. 6, No. 1, pp. 1–50.

Sims, C. A. 1972. Money, Income and Causality. *The American Economic Review*. 1972, Vol. 62, No. 4, pp. 540–552.

Sims, C. A. 1980. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*. 1980, Vol. 48, No. 1, pp. 1–48.

Tobin, J. 1956. The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash. *Review of Economics and Statistics*. 1956, Vol. 38, No. 3, pp. 241–247.

Tobin, J. 1958. Liquidity Preference as Behavior Towards Risk. *Review of Economic Studies*. 1958, Vol. 25, No. 2, pp. 65–86.

Příloha 1

Popis použitých dat

Veškerá data byla čerpána z databáze ARAD České národní banky. Všechny pozorované časové řady mají kvartální frekvenci a jsou v rámci provedené analýzy sledovány od prvního čtvrtletí roku 1998 až do druhého čtvrtletí roku 2014. Toto období bylo zvoleno s ohledem na ustálenost strukturálních charakteristik české ekonomiky.

V práci jsou zmiňovány následující ekonomické indikátory:

Peníze v úzkém vymezení – odpovídá peněžnímu agregátu M1, který je definován jako součet oběživa (peníze v oběhu bez hotovosti na pokladnách bank) a vkladů nebankovních rezidentů do druhého dne (vyjma vládního sektoru).

Peníze v širším vymezení – odpovídá peněžnímu agregátu M2, jenž zahrnuje celý peněžní agregát M1 a navíc všechny vklady se splatností delší než jeden den (vklady s dohodnutou splatností a s výpovědní lhůtou) a repo operace.

Úvěrový agregát – celkový objem úvěrů poskytnutých rezidentům, tj. domácnostem, firmám a vládě (u vlády včetně dluhopisů).

Reálné peněžní (úvěrové) zůstatky – deflovaná hodnota daného peněžního, resp. úvěrového agregátu pomocí deflátoru HDP. Reálné peněžní zůstatky v úzkém vymezení jsou v práci symbolicky značeny jako *M/P*, reálné peněžní zůstatky v širším vymezení jako *RM2*, pro reálné úvěrové prostředky žádné symbolické označení používáno není.

Reálný efektivní měnový kurz – symbolicky značen jako *REER*, definován jako počet jednotek cizí měny připadající na jednotku měny domácí; pro výpočet byly vzaty váhy měnových oblastí podle podílu na celkovém zahraničně obchodním obratu ČR; jako cenové indexy při výpočtu vystupují HDP deflátory.

Míra nezaměstnanosti – značena *u* a definována jako obecná míra nezaměstnanosti.

Úroková sazba – značena *i*, odpovídá mezibankovní výpůjční sazbě na tříměsíční korunová depozita, tzv. PRIBOR.

Reálný produkt – značen *Y* a definován jako hrubý domácí produkt České republiky ve stálých cenách.

Kde to bylo relevantní, sezónnost byla odstraněna s využitím metody TRAMO--SEATS. Což byl případ pouze reálné produkce a v práci sledovaných důchodových rychlostí.

Nakonec uveďme, že veškerá data byla zároveň vyjádřena v přirozených logaritmech, proto veškeré absolutní přírůstky jsou interpretovány jako míry růstu. Tudíž také změny míry nezaměstnanosti a úrokové sazby je nutné interpretovat v procentech, nikoliv v procentních bodech.

Příloha 2

Odhad VEC systému

	M/P	*Y*	*u*	*i*	*REER*	*trend*	*intercept*
První kointegrační vektor (CV-1)	1	0	0,070772 (0,06384) [1,10861]	0,198647 (0,02664) [7,45599]	–2,072843 (0,14034) [–14,7702]	–0,008389 (0,00169) [–4,95848]	–4,599540
Druhý kointegrační vektor (CV-2)	0	1	0,002422 (0,08296) [0,02920]	–0,148626 (0,03462) [–4,29280]	0,231720 (0,18237) [1,27059]	–0,017119 (0,00220) [–7,78683]	–14,01588

	M/P	*Y*	*u*	*i*	*REER*
Adjustační parametry pro (CV-1)	–0,430548 (0,11278) [–3,81756]	0,025575 (0,03587) [0,71294]	–0,366576 (0,16362) [–2,24042]	0,424718 (0,42497) [0,99941]	0,243858 (0,07158) [3,40659]
Adjustační parametry pro (CV-2)	–0,049293 (0,09951) [–0,49537]	0,077568 (0,03165) [2,45082]	–0,004460 (0,14436) [–0,03090]	0,909693 (0,37495) [2,42618]	0,235720 (0,06316) [3,73218]
	Vektorově autoregresní část VEC modelu				
	Δ*M/P*(t)	**Δ*Y*(t)**	**Δ*u*(t)**	**Δ*i*(t)**	**Δ*REER*(t)**
Δ*M/P*(t-1)	–0,146910 (0,12959) [–1,13368]	–0,012904 (0,04122) [–0,31307]	0,279488 (0,18800) [1,48664]	–0,960617 (0,48829) [–1,96730]	–0,029403 (0,08225) [–0,35747]
Δ*M/P*(t-2)	–0,018458 (0,12212) [–0,15115]	0,033931 (0,03884) [0,87353]	–0,165411 (0,17717) [–0,93362]	–0,307096 (0,46017) [–0,66736]	0,057117 (0,07751) [0,73687]
Δ*Y*(t-1)	0,234328 (0,52085) [0,44989]	0,140235 (0,16567) [0,84648]	–2,959337 (0,75564) [–3,91634]	1,559665 (1,96262) [0,79469]	–0,039100 (0,33060) [–0,11827]
Δ*Y*(t-2)	–1,028565 (0,53305) [–1,92958]	–0,148961 (0,16955) [–0,87858]	–0,197955 (0,77333) [–0,25598]	–0,686733 (2,00857) [–0,34190]	–1,317349 (0,33834) [–3,89359]
Δ*u*(t-1)	–0,131836 (0,09769) [–1,34950]	–0,006610 (0,03107) [–0,21273]	0,058908 (0,14173) [0,41564]	–0,726798 (0,36811) [–1,97438]	–0,034934 (0,06201) [–0,56339]
Δ*u*(t-2)	–0,095921 (0,08723) [–1,09959]	–0,008521 (0,02775) [–0,30710]	0,278303 (0,12656) [2,19906]	–0,224027 (0,32870) [–0,68155]	-0,026402 (0,05537) [–0,47685]
Δ*i*(t-1)	0,020819 (0,03821) [0,54487]	0,018055 (0,01215) [1,48562]	0,025927 (0,05543) [0,46772]	0,164811 (0,14398) [1,14471]	0,009247 (0,02425) [0,38128]
Δ*i*(t-2)	0,026621 (0,03642) [0,73096]	–0,011152 (0,01158) [–0,96273]	0,128078 (0,05283) [2,42414]	–0,210182 (0,13723) [–1,53163]	-0,013311 (0,02312) [–0,57586]
Δ*REER*(t-1)	–0,088815 (0,21729) [–0,40875]	0,087437 (0,06911) [1,26515]	–0,894658 (0,31523) [–2,83811]	–0,021154 (0,81875) [–0,02584]	0,445699 (0,13792) [3,23169]
Δ*REER*(t-2)	–0,455446 (0,22240) [–2,04789]	–0,068554 (0,07074) [–0,96913]	0,013209 (0,32265) [0,04094]	–0,920431 (0,83801) [–1,09835]	0,083253 (0,14116) [0,58978]
intercept	0,046440 (0,00948) [4,89643]	0,006001 (0,00302) [1,98915]	0,026061 (0,01376) [1,89399]	–0,021701 (0,03574) [–0,60723]	0,008360 (0,00602) [1,38870]

Poznámka: Závorky v tabulce jsou používány následujícím způsobem, (•) pro standardní chyby a [•] pro t-poměry.
Zdroj: vlastní propočty

Příloha 3

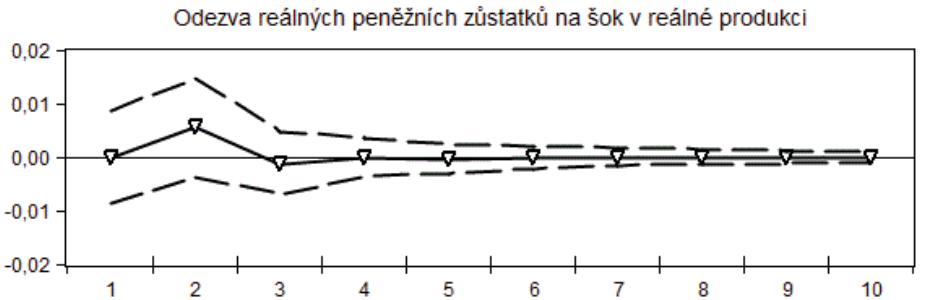
Grangerovy testy kauzality

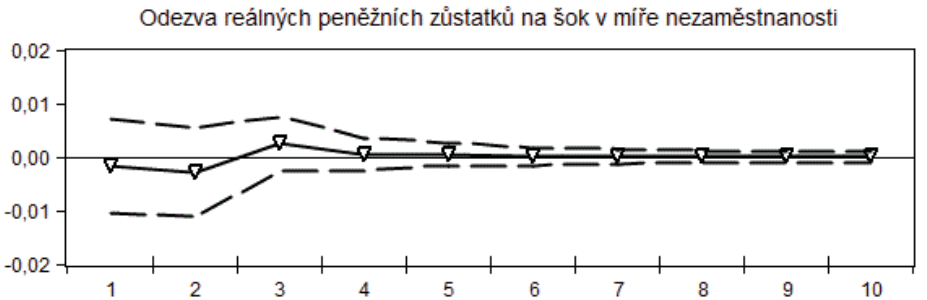
Testy Grangerovy kauzality pro reálné peněžní zůstatky M1			
	Chí-kvadrát statistika	**Stupně volnosti**	**Pravděpodobnost**
M/P	5 459 925,96	3	< 0,0001
Y	39 251,37	3	< 0,0001
u	241,40	3	< 0,0001
i	599,75	3	< 0,0001
REER	1 366 538,32	3	< 0,0001
Testy Grangerovy kauzality pro reálnou produkci			
	Chí-kvadrát statistika	**Stupně volnosti**	**Pravděpodobnost**
M/P	105 112,53	3	< 0,0001
Y	183 791 338,18	3	< 0,0001
u	–5,62	3	1
i	97,90	3	< 0,0001
REER	21 698,29	3	< 0,0001
Testy Grangerovy kauzality pro míru nezaměstnanosti			
	Chí-kvadrát statistika	**Stupně volnosti**	**Pravděpodobnost**
M/P	1 167 844,77	3	< 0,0001
Y	294,36	3	< 0,0001
u	168 941,50	3	< 0,0001
i	321,04	3	< 0,0001
REER	525 036,35	3	< 0,0001
Testy Grangerovy kauzality pro úrokovou míru			
	Chí-kvadrát statistika	**Stupně volnosti**	**Pravděpodobnost**
M/P	201 541,61	3	< 0,0001
Y	917 501,89	3	< 0,0001
u	8,58	3	0,0354
i	6 786,61	3	< 0,0001
REER	55 173,56	3	< 0,0001
Testy Grangerovy kauzality pro reálný efektivní měnový kurz			
	Chí-kvadrát statistika	**Stupně volnosti**	**Pravděpodobnost**
M/P	1 762 631,24	3	< 0,0001
Y	1 591 076,35	3	< 0,0001
u	60,58	3	< 0,0001
i	2,96	3	0,3978
REER	931 247,06	3	< 0,0001

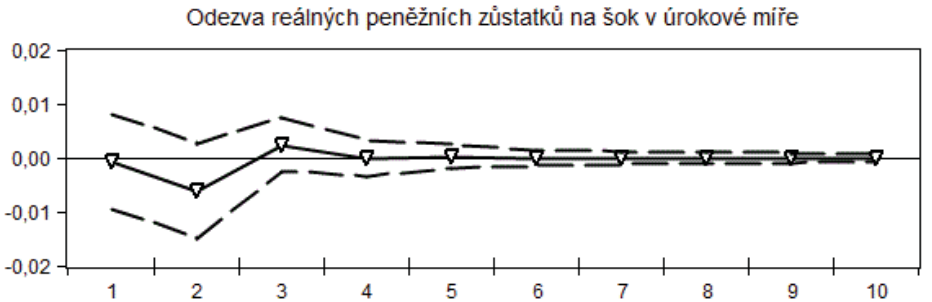
Zdroj: vlastní propočty

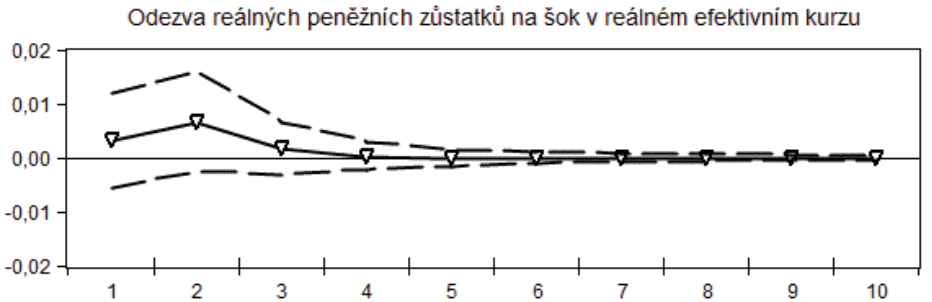
Příloha 4

Zobecněné IR funkce pro míry růstu

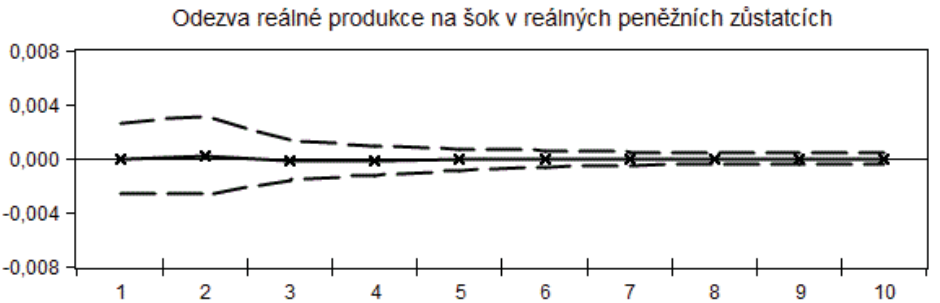


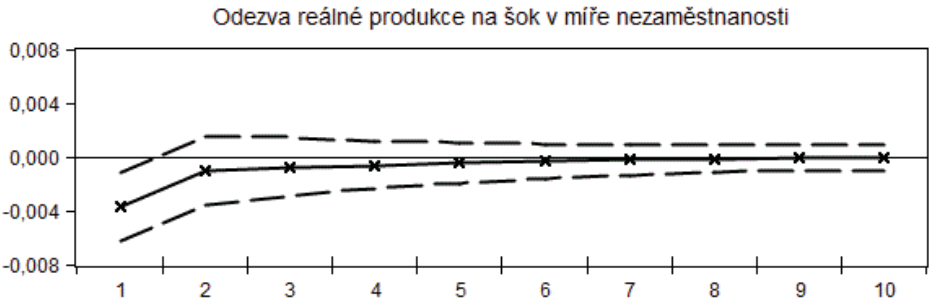


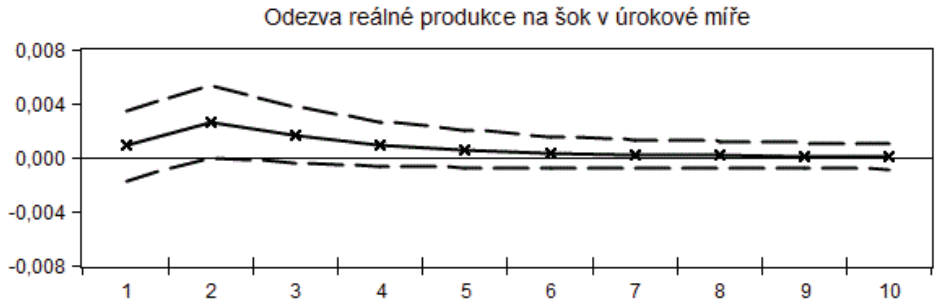


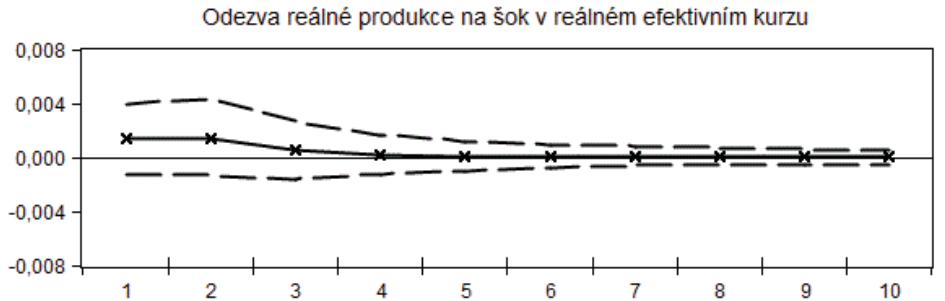


Příloha 4 – pokračování

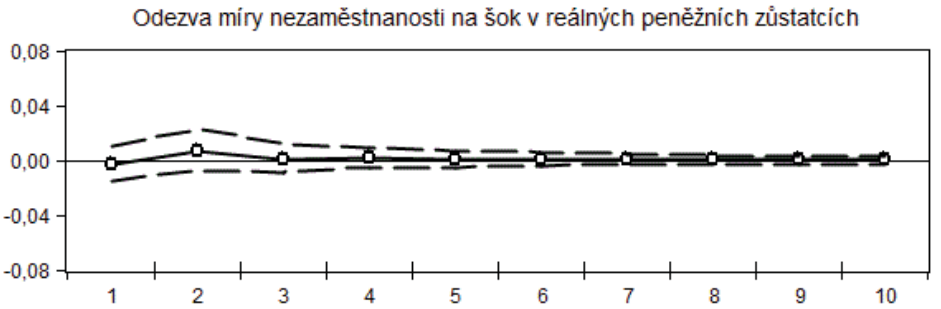


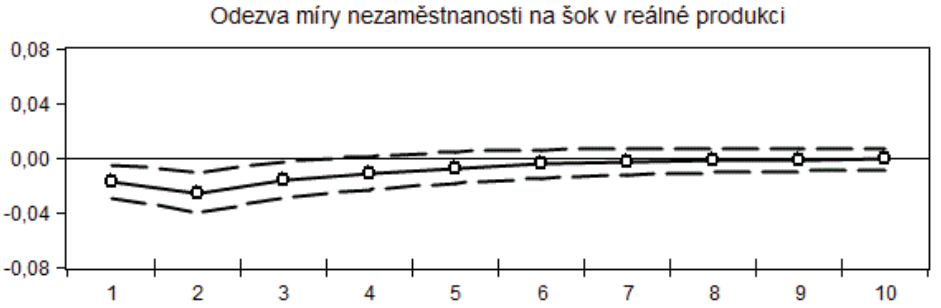


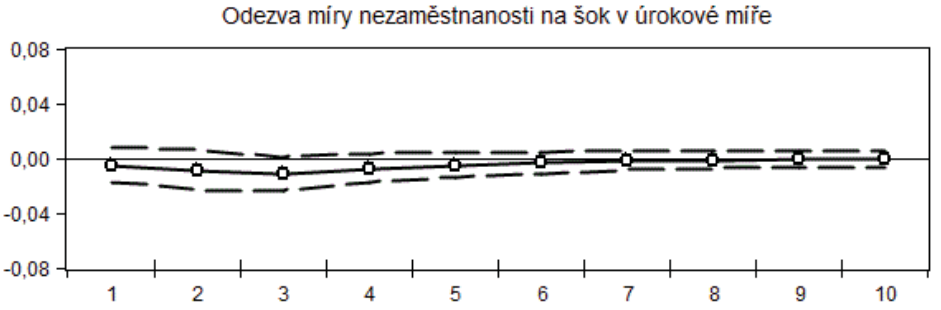


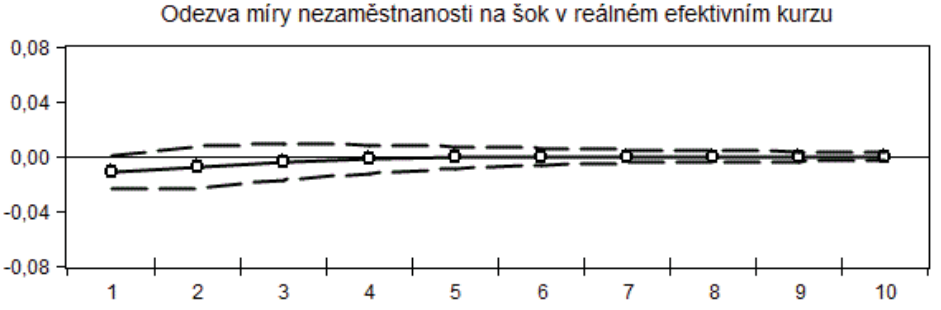


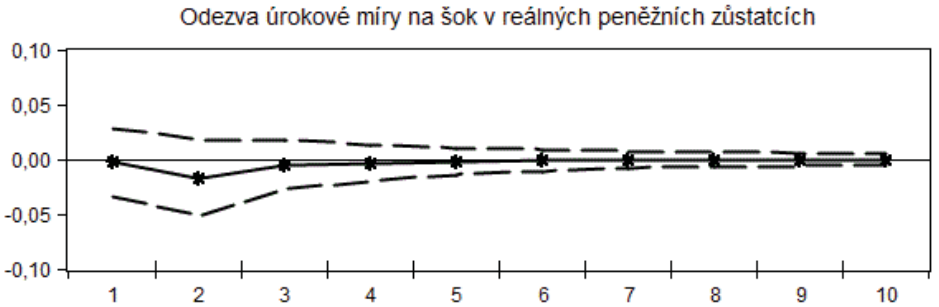
Příloha 4 – pokračování

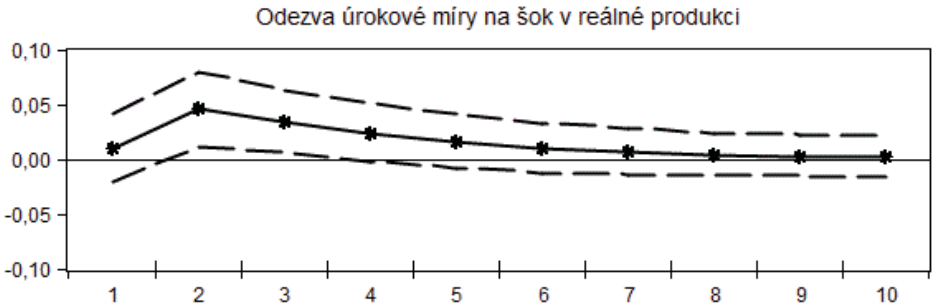


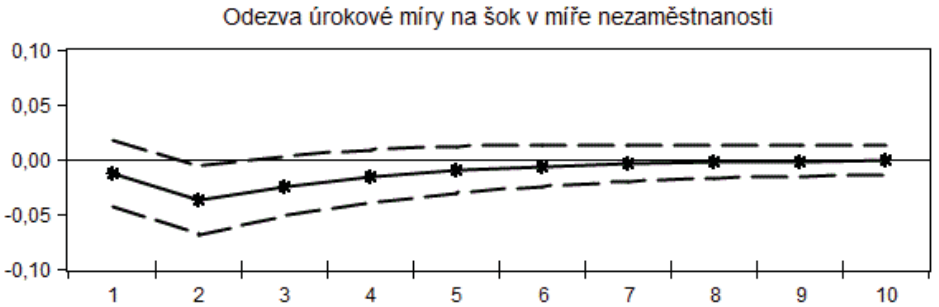


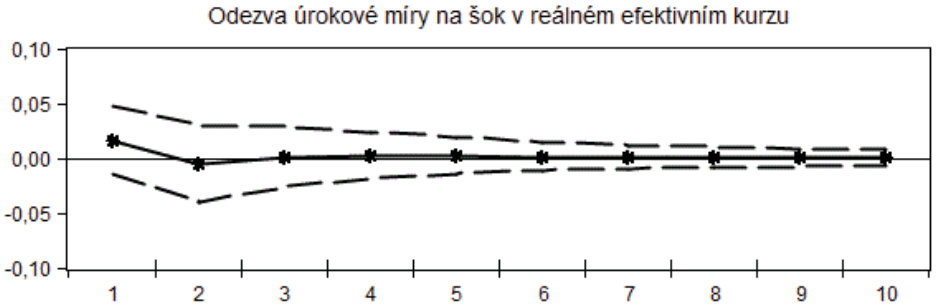


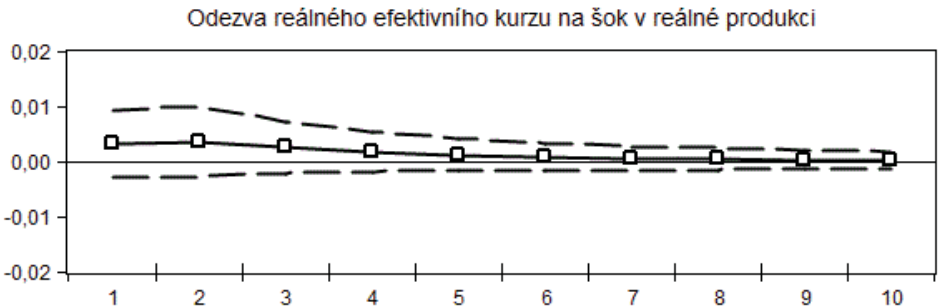


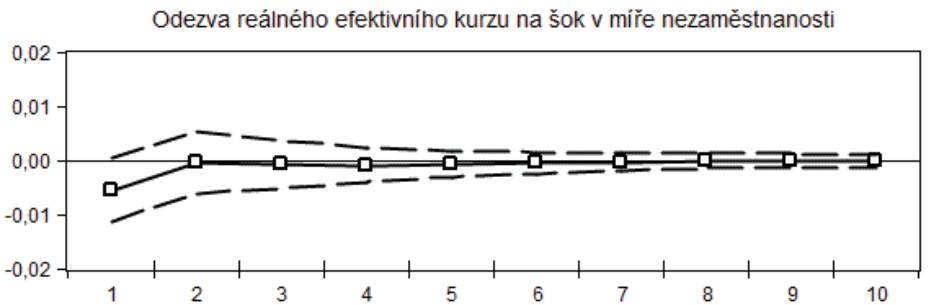

Odezva úrokové míry na šok v reálných peněžních zůstatcích
0,10
0,05
0,00
-0,05
-0,10
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10

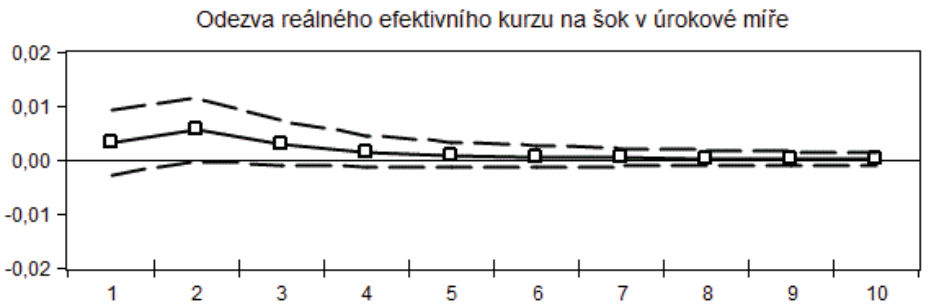

Odezva úrokové míry na šok v reálné produkci
0,10
0,05
0,00
-0,05
-0,10
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10


Odezva úrokové míry na šok v míře nezaměstnanosti
0,10
0,05
0,00
-0,05
-0,10
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10


Odezva úrokové míry na šok v reálném efektivním kurzu
0,10
0,05
0,00
-0,05
-0,10
1
2
3
4
5
6
7
8
9
10







Poznámka*:* Zobecněné IR funkce zobrazují odezvu na šok ve velikosti jedné směrodatné odchylky. Standardní chyby jsou spočteny na základě Monte Carlo simulací s 10 000 replikacemi. Konfidenční intervaly odpovídají pravděpodobnosti 0,95.

Zdroj: vlastní propočty

DEMAND FOR REAL MONEY BALANCES IN THE CZECH REPUBLIC AND ITS DETERMINANTS

Martin Gürtler, Czech University of Life Sciences Prague, Faculty of Economics and Management, Kamýcká 129, CZ – 165 21, Prague 6 – Suchdol (gurtler@pef.czu.cz)

Abstract

Paper deals with an important area of monetary economics, the demand for money. Concretely we propose results from an empirical investigation of determinants of the demand for real money balances in the Czech Republic. From the methodological point of view we use models of multivariate time series analysis in the co-integrated context, the VAR and VEC models, and the generalized impulse response functions for an estimation of trajectories of adjustment processes. Based on the results, we can say that the real money balances in the broader definition (in the sense of M2 monetary aggregate) are demanded by economic agents in relation to a long-run evolution of their needs, and during this, they are not systematically influenced by economic shocks. This also implies stability and simple predictability of the demand. Demand in the narrow sense, including currency and demand deposits, exhibits a greater volatility due to different shocks. Therefore this narrow demand is continuously adjusted to arising disequilibriums, going from both inside and outside of the economy. Nevertheless in the long run there exists an equilibrium relationship among the demand for real money balances in the narrow sense, the interest rate, the real effective exchange rate and the rate of unemployment. Majority of observed relationships is consistent with a priori assumptions, which are formulated through a theoretical model. Finally, it is possible to show, that direct long-run equilibrium relationship between the demand for real money balances in the narrow sense and the volume of transactions (or real production) does not exist. On the contrary, we have also found that a transactions demand is influenced by the business cycle. However the elasticity of transactions demand with respect to the business cycle is relatively small and hence we conclude that a considerable part of this demand is constant over time and a speculative demand is more important for the description of the demand for real money balances development. The difference between a behavior of the demand for real money balances in the narrow and in the broader definition, we are explaining by a portfolio re-optimization effect.

Keywords

demand for real money balances, quantity theory of money, liquidity preference theory, transactions demand, speculative demand, business cycle, VAR, VECM, Generalized Impulse Response Functions (GIRFs).

JEL Classification

E12, E13, E32, E41, E51, F41