

MONETÁRNÍ PŘÍSTUP K INFLACI – STŘEDNĚDOBÝ STRUKTURÁLNÍ MODEL V OTEVŘENÉ EKONOMICE (PŘÍKLAD ČESKÉ REPUBLIKY V LETECH 1996-2004)¹

Josef Arlt, Jan Kodera, Martin Mandel, Vysoká škola ekonomická v Praze,
Vladimír Tomšík, NEWTON College, Praha

Úvod

„Malé“ makroekonomické simulační modely využívané při měnové politice, pro kterou se vžil název cílování inflace, nepřímo navazují na tradici postkeynesovských a neokeynsovských makroekonomických modelů. Tyto modely zahrnují IS křivku jako vztah mezi úrokovou mírou a výrobou. Dále obsahují modifikovanou a rozšířenou verzi Philipsovy křivky jako závislost inflace na produkční mezeře a inflačním očekávání. Součástí modelu je zpravidla i nekrytá úroková parita a výnosová křivka postihující časovou strukturu úrokových měr.² Monetární filozofie modelu odráží úvahy postkeynesovců (zejména tzv. horizontalistů) o absolutní endogenitě peněz. Vlastní provádění měnové politiky založené na řízení krátkodobé úrokové sazby pak vede k úplné endogenitě měnové báze (Brůna, 2005). Nezahrnutí peněz do simulačních modelů využívaných při prognózování inflace fakticky znamená, že z pohledu modelového není předpokládána aktivní role peněz při ovlivňování vývoje cenové hladiny. Peníze jsou pasivně se přizpůsobující veličinou ve vztahu k reálným a cenovým procesům.

Teoretická čistota modelu (bez ohledu na to, zda keynesovská či monetaristická) se stává z pohledu praktického provádění měnové politiky „přítěží“ v tu chvíli, kdy výchozí předpoklady teorie nejsou naplněny. Moderní formy modelů založené na tzv. gapové formě zároveň narážejí i na problém volby vhodné metody pro odhad rovnovážné veličiny (např. Arlt, Guba, Radkovský, 2004, Arlt, Plašil, Horský, 2005, Arlt, Pokorný, 2006). Pojmy jako rovnovážný měnový kurs, rovnovážná úroková míra, přirozená míra nezaměstnanosti a potenciální produkt nejsou jednoznačné z hlediska teoretického pojetí. Jejich obsah závisí, pokud mají mít smysl, na konkrétní formulaci modelu. Tento problém nemohou vyřešit ani postupy založené na odfiltrování odchylek napozorovaných veličin. Vystává totiž otázka, jaký filtr použijeme.

Podobné problémy nastávají i v případě, že chceme v modelu naplnit myšlenku racionálně očekávaných proměnných. Podstata racionálních očekávání jako podmíněná střední hodnota potenciálních možností vylučuje popis prostřednictvím „objektivního“ fundamentálního modelu, neboť každý účastník trhu může mít svůj individuální model. Tento problém nelze formálně řešit ani prostým dosazováním budoucích skutečných hod-

1) Sta• byla zpracována za podpory GAČR 402/03/1292 a Interní grantové agentury NEWTON College.

2) Počet rovnic (vč. identit) v modelech cílování inflace se zpravidla pohybuje mezi 15 až 20 (např. Beneš – Vávra – Vlček, 2002, Kotlán, 2002, Hlédik, 2004).

not za současné „racionálně“ očekávané budoucí hodnoty. Z ekonomického pohledu je tento postup nesprávný zejména v případě, kdy očekávání části subjektů jsou adaptivní. Odečítání očekávání z výnosových křivek, forwardových úrokových sazeb, forwardových kursů a podobně zase zavádí těžko udržitelný předpoklad, že rizikové prémie jsou konstantní nebo předpověditelné. Nestrannou vypovídací hodnotu nemusejí mít ani „dotazníková“ šetření o individuálních očekáváních, nebo• většina subjektů bude pouze vyjadřovat svůj spekulativní zájem odvozený od momentální finanční pozice.

I přes tyto problémy jsou „malé“ makroekonomické simulační modely keynesovského typu respektovaným nástrojem v rozhodovacích procesech. Ukazuje se, že finanční analytici v ČR jsou při utváření svých inflačních očekávání významně ovlivňováni inflačními prognózami ČNB (např. Mandel, Tomšík, 2004).³ Nezanedbatelný je rovněž teoretický přínos těchto modelů v oblasti výkladu ekonomických procesů. Na druhou stranu úspěšnost modelů při prognózování budoucího vývoje ekonomických veličin nebude v ekonomii nikdy absolutní. Přesněji řečeno, modelová prognóza bude vždy konfrontována se zkušenostmi a intuicí, tedy s metodami, které podobně jako modely mají kromě nesporných úspěchů i svá nezanedbatelná selhání.

V obdobích nestability parametrů makroekonomického modelu mohou pozitivní roli sehrát i jednoduché indikátory měnové politiky, zejména ty, které postihují „mimo-modelovou“ oblast.“ V případě modelů cílování inflace se tedy především jedná o kvantitativní měnové veličiny (tj. měnové agregáty). Cílem tohoto článku je analyzovat vztah mezi vývojem měnového agregátu M2 a pohybem cenové hladiny v malé otevřené tranzitivní ekonomice.⁴

Článek má následující části. V první se věnujeme teoretickému výkladu vztahu mezi peněžní expanzí a inflací. Důraz bude kladen na výklad dynamiky důchodové rychlosti peněz a jejímu ekonomickému zdůvodnění v podmínkách otevřené ekonomiky. Ve druhé části budeme formulovat střednědobý ekonomický model pro formalizovaný matematický popis vztahu mezi vývojem peněžní zásoby a cen mezinárodně obchodovatelného a neobchodovatelného zboží. Ve třetí části bude provedena ekonometrická verifikace modelu a statistické a ekonomické vyhodnocení dosažených výsledků.

1. Monetární přístup k inflaci v malé otevřené ekonomice

Tradiční učebnicový výklad Fisherova a Friedmanova přístupu k inflaci (Fisher, 1922, Friedman, 1960) zpravidla zdůrazňuje myšlenku existence vztahu mezi růstem peněžní zásoby a inflací v dlouhém období.⁵ Zároveň se obvykle předpokládá uzavřená

3) Paradoxně bez ohledu na to, zda se jedná o prognózy podmíněné nebo nepodmíněné.

4) Naše historické zkušenosti například ukazují, že po rychlém růstu reálné peněžní zásoby (M2) v období od 2. pol. 1993 do 1. pol. 1996 následovala měnová krize v květnu 1997. Ekonomická recese v letech 1997-1998 zase časově souhlasí s obdobím stagnace reálné peněžní zásoby. Domníváme se, že tyto okolnosti nejsou náhodné a naznačují význam peněžní zásoby jako indikátoru měnové politiky. Za poznámku stojí i skutečnost, že Řídící rada (Governing Council) ECB na svém zasedání 8. května 2003 potvrdila platnost tzv. druhého pilíře měnové politiky, který se opírá o analýzu vazby mezi vývojem měnového agregátu M3 a vývojem cen ve střednědobém a dlouhodobém horizontu.

5) Souhrnný přehled o problematice tzv. neutrality a superneutrality peněz ve vztahu k reálnému ekonomickému růstu podávají Frait a Zedníček (2001). Superneutralita peněz vyjadřuje myšlenku, že tempo růstu reálného produktu nereaguje ani na neustálé zvyšování temp růstu peněžní zásoby.

ekonomika. Základem našeho modelu pro střední období bude Friedmanova hypotéza o zpoždění reálného růstu a inflace za peněžní expanzi. Tato hypotéza umožňuje rozvinutí diskuse o jednotlivých fázích inflačního procesu v otevřené ekonomice. Formálním základem modelu bude rovnice směny upravená pro reálný hrubý domácí produkt

$$MV = PY, \quad (1)$$

kde budeme předpokládat, že reálný hrubý domácí produkt (Y) je v konstantním poměru k celkovému objemu ekonomických transakcí (T). Důchodová rychlost peněz (V) je proto dána vztahem

$$V = \frac{V_T}{T/Y}, \quad (2)$$

kde V_T je původní Fisherova transakční rychlost peněz.

1.1 Inflace a ekonomická interpretace dynamiky důchodové rychlosti peněz v nerovnovážném stavu

Předpokládejme, že centrální banka pod dojmem hospodářské recese „připustí“ či „zvolí“ politiku s dlouhodobě vysokým tempem růstu peněžní zásoby.⁶ Friedmanovo zpoždění reálného produktu (Y), popř. cenové hladiny (P), za peněžní zásobou (M) obsahuje důležitou implicitní informaci o chování důchodové rychlosti peněz (V) v „krátkém“ období. Jelikož subjekty v období „rozkoukávání“ okamžitě nezvyšují poptávku po zboží a službách, důchodová rychlost peněz (kalkulovaná ex post) s peněžní expanzí klesá:

$$\hat{V} \hat{M} \quad (3)$$

kde stříška je symbolem relativní změny.

Tato skutečnost je zejména zdůrazňována zastánci tzv. teorie endogenity peněz, kteří pokles důchodové rychlosti peněz při peněžní expanzi chápou jako důkaz o neúčinnosti monetaristické měnové politiky při působení na stranu agregátní poptávky. Monetaristé však pokles důchodové rychlosti peněz chápou pouze jako dočasný. Zvýšení reálných peněžních zůstatků bude subjekty s určitým zpožděním motivovat ke zvýšení poptávky po zboží a službách (tzv. přímý kanál).

Ve „středním“ období, které uvažujeme v řádu měsíců, se poptávka zvýší a reálný produkt roste. I v tomto období však důchodová rychlost může dále klesat. Je tomu tak v případě, kdy a) část poptávky spotřebitelů je saturována prodejem zboží ze zásob hotových výrobků, b) dochází k urychlenému splácení dříve poskytnutých obchodních úvěrů.

Ve „středním“ období tedy platí

$$\hat{V} \hat{Y} \hat{M}. \quad (4)$$

Monetární přístup k platební bilanci (např. Polak, 1957, Johnson, 1977)⁷ však nabízí i další alternativu výkladu poklesu ex post počítané důchodové rychlosti peněz. V otev-

6) Např. v období od 2. pol. 1993 do 1. pol. 1996 byla v ČR meziroční tempa růstu M2 přibližně na úrovni 20 %.

7) Výzkumem této problematiky v českých podmínkách se zabývali např. Frait (1996) a Kodera – Mandel (1995).

řené ekonomice může být peněžní expanze doprovázena růstem importu zboží a služeb ze zahraničí, zhoršováním výkonové bilance a růstem zahraničního zadlužení země.

V „dlouhém“ období již nadměrná expanze vede k růstu cenové hladiny, a to ve dvou fázích. V první fázi dochází k „šokovému“ skoku inflace, nebo důchodová rychlost peněz se navrácí na svou původní rovnovážnou úroveň:

$$\hat{P} \quad \hat{M} \quad \hat{Y} \quad \hat{V}. \quad (5)$$

Ve druhé fázi, kdy ekonomika již dosáhla rovnovážné trajektorie, cenová hladina roste pouze v závislosti na rozdílu mezi růstem peněžní zásoby a reálného produktu:

$$\hat{P} \quad \hat{M} \quad \hat{Y}. \quad (6)$$

V otevřené ekonomice je první fáze dlouhého období spojena s měnovou krizí, jejíž příčinou je překročení akceptovatelné úrovně zahraničního zadlužení země jako výsledek předchozích deficitů výkonové bilance. Ve druhé rovnovážné fázi je inflace následována systematickým znehodnocováním měnového kursu v souladu s relativní verzí parity kupní síly.

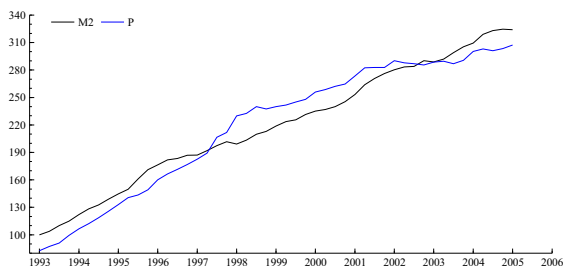
1.2 Názory na vývoj důchodové rychlosti peněz v dlouhém období

Klíčovým problémem monetárního přístupu k inflaci je vývoj důchodové rychlosti peněz v dlouhém období. M. Friedman zdůrazňoval, že krátkodobá nestabilita důchodové rychlosti peněz je zejména důsledkem střídání expanzivní a restriktivní politiky centrální banky. V souladu s I. Fisherem však v zásadě předpokládal její dlouhodobou stabilitu. Důchodová rychlost peněz by se měla vracet na svou původní úroveň po odeznění všech šoků. Oba autoři připouštěli pouze mírný růst důchodové (resp. transakční) rychlosti peněz v souladu s technickým vylepšováním bankovního systému a platebního styku. Ve velice dlouhém období by důchodová rychlost peněz měla postupně růst s hospodářským rozvojem společnosti. Určitým překvapením bylo proto empirické zjištění J. J. Polaka (1957), že důchodové rychlosti peněz v rozvojových zemích jsou vyšší než v zemích hospodářsky vyspělých. Tuto skutečnost je možno vysvětlit tím, že v rozvinutých zemích existuje jednak složitější finanční systém a dále že peníze neslouží pouze k transakčním účelům, ale rovněž k akumulaci bohatství. Oba faktory zvyšují poptávku po penězích a snižují ex post počítanou důchodovou rychlost peněz. Polakův empirický objev proto zakládá možnost, že v tranzitivních ekonomikách bude důchodová rychlost peněz systematicky klesat v souladu s rychlostí konvergenčního procesu.

1.3 Dlouhodobý vývoj peněžní zásoby a cenové hladiny v ČR

Na obrázku 1 můžeme pozorovat vývoj peněžní zásoby (měnového agregátu M2) a cenové hladiny (měřené indexem spotřebitelských cen) za období 1993 až 2004. Uvedené časové řady jsou přepočteny na stejnou úroveň a variabilitu.

Obrázek 1

Vývoj peněžní zásoby a cenové hladiny (CPI)

Na první pohled je zřejmá rozdílnost vývoje sledovaných časových řad. Zatímco vývoj cenové hladiny je v trendu rostoucí a ryze konkávní, časová řada měnového agregátu M2 má v trendu spíše tvar přímky. Statistická analýza těchto časových řad potvrzuje tuto vizuální evidenci tím, že časová řada M2 je integrována stupněm jedna $I(1)$ a časová řada indexu spotřebitelských cen je integrována stupněm dva $I(2)$. Tento problém ukazuje, že využití kointegrační analýzy při zkoumání dlouhodobého rovnovážného vztahu mezi oběma proměnnými není možné. Dlouhodobě rychlejší růst peněžní zásoby než cenové hladiny je však možno vysvětlit již zmíněným Polakovým efektem klesající důchodové rychlosti peněz, který je založen na myšlence, že poptávka po penězích roste s hospodářskou vyspělostí země. Dalším možným vysvětlením konkávního tvaru vývoje cenové hladiny je výskyt „deregulační inflační bubliny“ na počátku transformačního období.

V této oblasti výzkumu se zatím musíme pohybovat pouze na úrovni hypotéz, neboť nám chybí dostatečně dlouhá časová řada vývoje nominálního HDP pro výpočet dlouhodobého vývoje důchodové rychlosti peněz.⁸

2. Střednědobý monetární model inflace v malé otevřené ekonomice

Náš střednědobý monetární model bude založen na oddělené analýze vývoje cen u mezinárodně obchodovatelného zboží a mezinárodně neobchodovatelného zboží po vyloučení regulovaných položek. Odlišení dvou skupin zboží má z pohledu střednědobého strukturálního modelu své ekonomické opodstatnění. V sektoru mezinárodně obchodovatelného zboží by peněžní expanze neměla bezprostředně vést k růstu cenové hladiny, neboť malá otevřená ekonomika vystupuje v pozici „price taker“. Peněžní expanze v souladu s monetárním přístupem k platební bilanci vede v první fázi ke zhoršení salda výkonové bilance (zejména v důsledku růstu importu). Růst cenové hladiny následuje až po depreciaci měnového kursu, která je reakcí na deficit výkonové bilance a růst zahraničního zadlužení země.

8) Orientační propočty pro roky 1990-2002, zatížené však řadou „transformačních můstek“ při úpravách nominálního HDP, naznačují, že důchodová rychlost peněz je klesající při současné vysoké volatilitě časové řady. Je zajímavé, že důchodová rychlost peněz roste v obdobích monetární restrikce, tj. 1990-1991 a 1997-1998, a klesá v obdobích monetární expanze, tj. 2. pol. 1993 až 1. pol. 1996 (viz Mandel – Tomšík, 2003, str. 73).

Přímější a kratší cestu mezi peněžní expanzí a cenovým růstem lze očekávat u cen zboží mezinárodně neobchodovatelného, kde chybí přímé ukotvení domácích cen na zahraniční ceny. Pohyb cen v tomto sektoru zřejmě bude daleko rychleji reagovat na změny v domácí poptávce.

Autoři tohoto článku především preferovali možnost ekonometrické verifikace modelu, která by pomohla empiricky ověřit vztah mezi vývojem peněžní zásoby a inflací v malé otevřené ekonomice. Praktické zkušenosti s ekonometrickou verifikací v nových podmínkách nám ukázaly, že zařazení většího počtu rovnic do modelu s řadou zpětných vazeb naráží na řadu těžko řešitelných technických a interpretačních problémů. Model je proto pouze šestimovnicový. Střednědobý charakter modelu umožnil větší funkčních vztahů formulovat na poptávkovém základě. Model není formulován v „gapové“ formě, neboť určení trajektorie většího počtu rovnovážných veličin je teoreticky a zejména empiricky velice těžko řešitelným problémem. Model sleduje spíše monetaristickou koncepci modelování, která preferuje menší modely se snahou o ekonometrickou verifikaci modelu.

Funkční vztah pro cenovou hladinu zboží mezinárodně obchodovatelného:

$$PT_0 + \alpha_1(L)PT_1 + \alpha_2(L)ER^{CZK/ EUR}_2 + \alpha_3(L)ER^{CZK/ USD}_3 + \alpha_4(L)P^{EUR}_4 + \alpha_5(L)P^{USD}_5, \quad (7)$$

kde α_0 je konstanta a $\alpha_i(L)$, $i = 1, \dots, 5$ je polynom zpoždění čtvrtého stupně, tj.

$$\alpha_i(L) = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}L + \alpha_{i2}L^2 + \alpha_{i3}L^3 + \alpha_{i4}L^4.$$

Předpokládáme, že ceny zboží mezinárodně obchodovatelného (PT) jsou u ekonomiky s nízkým podílem na světovém trhu v krátkodobém funkčním vztahu k zahraničním cenám (P^{XYZ}) a k měnovému kursu (ER). Časové zpoždění mezi změnou domácí cenové hladiny a změnou měnového kursu (popř. změnou zahraniční cenové hladiny) závisí na řadě faktorů, což neumožňuje předem specifikovat délku zpoždění. Rychlost reakce je závislá na schopnosti tržních subjektů provádět zbožovou arbitráž, na obchodní strategii exportních a importních firem (často založené na strategii diskriminujícího monopolu s politikou diferencovaných cen), na ročním období, kdy dojde ke změně (firmy řadu cenových změn ponechávají až na začátek dalšího kalendářního roku), a rovněž na směru změny měnového kursu a zahraniční cenové hladiny (asymetrické cenové chování firem např. při depreciaci a apreciaci měnového kursu). Holub (1999) dospěl k závěru, že domácí ceny importu reagují na změny měnového kursu rychleji než domácí ceny exportu.¹⁰ Toto empirické zjištění však může být „vychýleno“ vzhledem ke skutečnosti, že hlavním cenovým impulsem v té době byla depreciace české koruny v květnu 1997. Při apreciaci kursu domácí měny lze předpokládat, že domácí cenové změny u importu budou daleko pomalejší.

Protože funkční vztah (1) není konstruován jako dlouhodobý, neměl by být pozorovatelný vztah mezi peněžní zásobou (M) a domácími cenami mezinárodně obchodovatelného zboží (PT). Tato hypotéza bude rovněž testována.

9) Obdobné značení a polynomy zpoždění čtvrtého stupně uvažujeme i v dalších rovnicích 8-10.

10) Devalvace se do růstu domácích cen importu téměř plně promítla během období deseti měsíců. V případě domácích cen exportu to bylo za stejné období přibližně o padesát procent.

Funkční vztah pro cenovou hladinu zboží mezinárodně neobchodovatelného:

$$PNT_0 = {}_1(L)PNT_2(L)M_3(L)ER^{CZK/EUR}_4(L)ER^{CZK/USD}_5(L)P^{EUR}_6(L)P^{USD}. \quad (8)$$

Předpokládáme, že ceny zboží mezinárodně neobchodovatelného (PNT) jsou v krátkém období funkcí domácí poptávky po tomto zboží. Aproximující proměnnou za domácí poptávku budeme volit peněžní zásobu (M). Hypotéza zní, že na rozdíl od cen zboží mezinárodně obchodovatelného může růst peněžní zásoby působit na cenovou úroveň zboží mezinárodně neobchodovatelného i v krátkém období, nebo• zde chybí dostatečně efektivní arbitrážní ukotvení na zahraniční cenovou úroveň. To však neznamená, že by v této oblasti zbožová arbitráž vůbec neexistovala. Z logických důvodů je však výrazně omezena tím, a) že zboží a služby „necestují“ za spotřebiteli do zahraničí, ale naopak spotřebitelé musejí cestovat za zbožím a službami, b) že některé služby nejsou zahraničními turisty příliš vyhledávány nebo placeny.

Vzhledem k tomu, že nelze vyloučit omezené působení zbožové arbitráže spojené s pohybem osob, bude rovněž testována i možnost vlivu měnového kursu (ER) a zahraniční cenové hladiny (P^{XYZ}).

Funkční vztah pro měnový kurs:

$$ER^{CZK/XYZ}_0 = {}_1(L)ER^{CZK/XYZ}_2(L)EX^R_3(L)IM^R_4(L)TT_5(L)NFD_6(L)IR^{CZK}_7(L)IR^{XYZ}, \quad (9)$$

kde $XYZ = USD, EUR$.

Rovnice pro měnový kurs (ER) kombinuje tokový a stavový přístup z pohledu platební bilance. Na pravé straně rovnice jsou reálné tokové veličiny export zboží a služeb (EX^R) a import zboží a služeb (IM^R). Samostatnou vysvětlující proměnnou jsou zahraniční směnné relace (TT). Vliv toků kapitálu mezi domácí ekonomikou a zahraničím je vysvětlován pomocí domácí (IR^{CZK}) a zahraniční úrokové míry (IR^{XYZ}). Stavovou veličinu čisté zahraniční zadlužení země (NFD) je možno interpretovat jako veličinu, která přímo ovlivňuje výši rizikové premie.

Funkční vztah pro import:

$$IM^R_0 = {}_1(L)IM^R_2(L)M_3(L)ER^{CZK/USD}_4(L)ER^{CZK/EUR}_5(L)P^{USD}/PT_6(L)P^{EUR}/PT. \quad (10)$$

Rovnice pro reálný import vychází z monetárního přístupu k platební bilanci, kde aproximující proměnnou za domácí poptávku je opět peněžní zásoba (M). Další vysvětlující proměnné jsou měnový kurs (ER) a poměr zahraniční a domácí cenové hladiny (P^{XYZ}/PT).¹¹ Tyto proměnné ovlivňují substituci mezi domácím a zahraničním zbožím. Zahrnutí měnového kursu mezi vysvětlující proměnné je reakcí na skutečnost, že tradiční monetární přístupy k platební bilanci jsou formulovány za předpokladu pevného měnového kursu. Současný kursový systém české koruny však nabývá charakteru řízeného floatingu.

11) V případě zahraniční cenové hladiny bude alternativně testována i varianta s možným vlivem dolarových cen ropy.

Připomínáme, že vysvětlení importu pomocí peněžní zásoby je v našem modelu monetárního přístupu k inflaci klíčové. Přesto bude (v empirické části našeho článku) do alternativní funkce importu pracovně zařazena i vysvětlující proměnná hrubý domácí produkt (Y). Smyslem tohoto kroku je posouzení statistické významnosti parametrů a vzájemných vazeb mezi proměnnými peněžní zásoba, důchod a import.

Funkční vztah pro export:

$$EX^R = \alpha_0 (L) EX^R + \alpha_1 (L) M + \alpha_2 (L) YF + \alpha_3 (L) ER^{CZK/EUR} + \alpha_4 (L) ER^{CZK/USD} + \alpha_5 (L) P^{EUR} / PT + \alpha_6 (L) P^{USD} / PT. \quad (11)$$

Rovnice pro reálný export vychází rovněž z monetárního přístupu k platební bilanci. Vliv peněžní zásoby (M) na export však bude zřejmě nízký, neboť domácí poptávka působí na export pouze nepřímo, jako „konkurenční“ faktor k zahraniční poptávce, kterou v této rovnici reprezentuje zahraniční důchod (YF). Zahrnutí měnového kursu (ER) a poměru zahraniční a domácí cenové hladiny (P^{XYZ}/PT) má opět postihovat poptávkové substituční efekty.

Model tvořený šesti rovnicemi obsahuje šest endogenních proměnných PT , PNT , $ER^{CZK/USD}$, $ER^{CZK/EUR}$, EX^R , IM^R a devět exogenních proměnných IR^{CZK} , IR^{USD} , IR^{EUR} , M , YF , NFD , TT , P^{USD} , P^{EUR} .

3. Empirická verifikace modelu

3.1 Ekonometrický model

Při ekonometrickém modelování výše uvedených vztahů vycházíme z koncepce modelu VARX (např. Arlt, 1999), umožňujícího testovat závislosti časových řad, které mají endogenní, predeterminovaný a exogenní charakter. Za endogenní pokládáme časové řady určené uvnitř daného systému, za predeterminované pokládáme časové řady určené uvnitř systému, ale ve zpoždění, exogenní jsou řady určené vně systému. Model tohoto typu je možné zapsat do formy

$$p(B)Y_t + s(B)Z_t = a_t, \quad (12)$$

kde $p(B) = I_m - \alpha_1 B - \dots - \alpha_p B^p$ a $s(B) = \alpha_0 - \alpha_1 B - \dots - \alpha_p B^p$ jsou polynomiální matice typu $m \times m$, resp. $m \times n$ obsahující parametry pro vztahy endogenních proměnných Y_t a predeterminovaných proměnných $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$, resp. exogenních proměnných $Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_{t-s}$. Vztahy mezi endogenními časovými řadami charakterizují parametry kovarianční matice nesystematické složky a_t , která obsahuje na diagonále rozptyly endogenních časových řad a mimo diagonálu jejich kovariance. Jednoduchou úpravou kovarianční matice lze získat korelační matici obsahující na diagonále jedničky a mimo diagonálu korelační koeficienty. Odhady parametrů modelu VARX se získají vícerozměrnou metodou nejmenších čtverců.

V případě systému s mnoha endogenními a exogenními proměnnými může při konstrukci modelu VARX vzniknout situace, že jednotlivé rovnice obsahují i časové řady, které by z ekonomického hlediska obsahovat neměly. V tomto případě bude velké množství odhadů statisticky nevýznamných, což může způsobit „nepřehlednou“ situaci a interpretační potíže. Řešením by mohlo být vyloučení časových řad, které do jednotli-

vých modelů nepatří. Tuto operaci však většina ekonometrických programů v rámci modelů VARX neumožňuje. Vzhledem k tomu, že odhady vícerozměrnou metodou nejmenších čtverců jsou identické s odhady metodou nejmenších čtverců získanými pro každou rovnici zvlášť (viz Lutkepohl, 2005), je vhodné postupovat tak, že se na základě teoretických ekonomických předpokladů konstruuje řada jednorovnicových modelů. Podmínkou je, že individuální model obsahuje pouze predeterminované, nebo predeterminované a exogenní proměnné z hlediska systému VARX, nebo tyto proměnné jsou nekorelované s nesystematickou složkou modelu, což vede ke konzistentním odhadům jeho parametrů. Aby však bylo možné zpožděné endogenní proměnné považovat za predeterminované, musejí nesystematické složky jednotlivých modelů tvořit vícerozměrný proces bílého šumu.

3.2 Analyzované časové řady

Pro empirickou verifikaci modelu a ekonometrickou analýzu byly využity následující časové řady: ceny obchodovatelného zboží a služeb v ČR (PT), neregulované ceny neobchodovatelného zboží a služeb v ČR (PNT), cenová hladina v EMU měřená harmonizovaným indexem spotřebitelských cen (P^{EUR}), cenová hladina v USA měřená indexem spotřebitelských cen (P^{USD}), dolarové ceny ropy Brent (P^{OIL}), zahraniční směnné relace ČR (TT), nominální měnový kurs koruny k euru (resp. k DEM) ($ER^{CZK/EUR}$), nominální měnový kurs koruny k dolaru ($ER^{CZK/USD}$), reálný export zboží ČR (EX^R), reálný import zboží do ČR (IM^R), jednoroční PRIBOR (IR^{CZK}), krátkodobá úroková sazba pro USD (IR^{USD}), krátkodobá úroková sazba pro EUR (resp. DEM) (IR^{EUR}), dvoutýdenní PRIBOR (IR^{2W}), peněžní zásoba M2 (M), nominální hrubý domácí produkt v eurozóně (YF), zahraniční dluh ČR netto (NFD). Časové řady byly čerpány z ČNB, ČSÚ, Ministerstva financí ČR, Eurostatu a centrální banky SRN (Bundesbank).

Časové řady byly transformovány do formy bazických indexů se základním obdobím 1. čtvrtletí 1996. V řadách nominálního hrubého domácího produktu ČR, reálného exportu zboží ČR a reálného importu zboží do ČR byla identifikována sezónní složka, sezónní očištění bylo provedeno metodou X12ARIMA. Všechny použité časové řady jsou úrovnového typu a test jednotkového kořene ADF neprokázal ani u jedné stacionaritu. Empirická analýza byla provedena na čtvrtletních časových řadách ve dvou časových úsecích: A) od 1. čtvrtletí 1996 do 1. čtvrtletí 2005, B) od 1. čtvrtletí 1998 do 1. čtvrtletí 2005¹². Počátek sledovaného období byl ovlivněn dostupností některých časových řad (zejména ceny mezinárodně obchodovatelného a neobchodovatelného zboží). Kratší období od 1. čtvrtletí 1998 bylo zvoleno z důvodu systémové jednoty (období cílování inflace nepostížené měnovou krizí z května 1997). Z ekonomické podstaty problému vyplývá, že v systému VARX jsou jako endogenní určeny časové řady: PT , PNT , $ER^{CZK/USD}$, $ER^{CZK/EUR}$, EX^R , IM^R a jako exogenní časové řady: IR^{CZK} , IR^{USD} , IR^{EUR} , M , YF , NFD , TT , P^{USD} , P^{EUR} .

12) Při empirické verifikaci využívající měnový kurs eura a úrokové sazby eurozóny z období před vznikem eura jsme byli nuceni tyto neexistující veličiny nahradit údaji za Německo, tj. kursem německé marky a úrokovými sazbami Německa.

3.3 Odhady parametrů ekonometrických modelů

K odhadům parametrů modelů, jejich testům (*t*-testy), diagnostické kontrole, tj. k posouzení autokorelace (modifikovaný Breuschův-Godfreyův test, vícerozměrná varianta tohoto testu), normality (modifikovaný Jarque-Bera test, vícerozměrná varianta tohoto testu), heteroskedasticity (ARCH test, modifikovaný Whiteův test, Whiteův test) nesystematické složky a k posouzení funkční formy modelu (RESET test), byl použit program PcGive. Konečné modely jsme získali postupným vylučováním časových řad se statisticky nevýznamnými odhady parametrů. Během tohoto procesu byla kvalita modelů neustále monitorována prostřednictvím výše uvedených diagnostických testů. Lze konstatovat, že výsledné modely splňují standardní statistické požadavky.

Model pro období 1. čtvrtletí 1996 až 4. čtvrtletí 2004:

$$PT_t \quad 36,3549 \quad 0,6205PT_{t-1} \quad 0,1267ER_{t-1}^{CZK/USD} \quad 0,0891ER_{t-1}^{CZK/EUR} \quad 0,6242P_t^{EUR}, \quad (13)$$

$$PNT_t \quad 23,5947 \quad 0,8196PNT_{t-1} \quad 0,1200M_{t-1} \quad 0,3242ER_{t-1}^{CZK/EUR}, \quad (14)$$

$$ER_t^{CZK/USD} \quad 88,6264 \quad 0,9077ER_{t-1}^{CZK/USD} \quad 0,5855EX_{t-1}^R \quad 0,4297IM_{t-1}^R \quad 0,7101TT_{t-1} \quad 0,0757NFD_{t-1} \quad 0,3993IR_{t-2}^{2W}, \quad (15)$$

$$ER_t^{CZK/EUR} \quad 1,0326ER_{t-1}^{CZK/USD} \quad 0,3149EX_{t-1}^R \quad 0,2357IM_{t-1}^R, \quad (16)$$

$$IM_t^R \quad 0,6834IM_{t-1}^R \quad 0,4600M_t \quad 0,2441ER_{t-2}^{CZK/USD}, \quad (17)$$

$$EX_t^R \quad 390,379 \quad 0,7259EX_{t-1}^R \quad 1,7182YF_{t-2} \quad 1,1085ER_{t-1}^{CZK/EUR} \quad 1,5939(P_t^{EUR} / PT_t). \quad (18)$$

Všechny uvedené odhady parametrů jsou statisticky významně odlišné od nuly na 5% hladině významnosti. Jsou-li odhady parametrů u zpožděných vysvětlovaných proměnných výrazně menší než 1, indikují přítomnost kointegračních vztahů (např. Arlt, 1999). Tato situace nastala u všech dílčích modelů s výjimkou modelů pro kurs. Zvýrazněné odhady parametrů charakterizují provázanost endogenních časových řad s preterminovanými časovými řadami. Ostatní odhady charakterizují provázanost endogenních a exogenních časových řad. Tabulka 1 obsahuje korelační matici reziduí dílčích modelů charakterizující provázanost endogenních časových řad. Zvýrazněné korelační koeficienty představují odhady statisticky významně odlišné od nuly na 5% hladině významnosti (výjimkou je odhad -0,2851, který je statisticky významný na 10% hladině).

Tabulka 1

Korelační matice reziduí dílčích modelů pro období I/1996 až VI/2004

	R_{PT}	R_{PNT}	$R_{ER}^{CZK/USD}$	$R_{ER}^{CZK/EUR}$	R_{IM}^R	R_{EX}^R
R_{PT}	1	0,4210	-0,0694	0,1806	-0,0025	-0,1667
R_{PNT}	0,4210	1	-0,2851	-0,0079	0,0032	-0,2232
$R_{ER}^{CZK/USD}$	-0,0694	-0,2851	1	0,4648	0,1870	0,1676
$R_{ER}^{CZK/EUR}$	0,1806	-0,0079	0,4648	1	-0,0654	0,0175
R_{IM}^R	-0,0025	0,0032	0,1870	-0,0654	1	0,7472
R_{EX}^R	-0,1667	-0,2232	0,1676	0,0175	0,7472	1

Model pro období 1. čtvrtletí 1998 až 4. čtvrtletí 2004:

$$PT_t \quad 0,4753PT_{t-1} \quad 0,099ER_{t-1}^{CZK/USD} \quad 0,6242P_t^{EUR}, \quad (19)$$

$$PNT_t \quad 46,5765 \quad 0,5713PNT_{t-1} \quad 0,1715M_{t-1}, \quad (20)$$

$$ER_t^{CZK/USD} \quad 245,0410 \quad 0,6921ER_{t-1}^{CZK/USD} \quad 0,8605EX_{t-1}^R \quad 0,5746IM_{t-1}^R \quad 1,7037TT_{t-1} \quad 0,0771NFD_{t-1} \quad 1,1458IR_{t-2}^{2W}, \quad (21)$$

$$ER_t^{CZK/USD} \quad 1,0296ER_{t-1}^{CZK/EUR} \quad 0,2920EX_{t-1}^R \quad 0,2185IM_{t-1}^R, \quad (22)$$

$$IM_t^R \quad 0,6522IM_{t-1}^R \quad 0,4940M_t \quad 0,2416ER_{t-2}^{CZK/USD}, \quad (23)$$

$$EX_t^R \quad 425,7640 \quad 0,6880EX_{t-1}^R \quad 2,4036YF_{t-2} \quad 1,8422ER_{t-1}^{CZK/EUR} \quad 1,5939(P_t^{EUR} / PT_t). \quad (24)$$

S výjimkou časových řad v modelu kursu koruny k euru jsou časové řady ve všech ostatních modelech kointegrované. V tabulce 2 jsou zvýrazněné korelační koeficienty představující statisticky významné odhady (5% hladina významnosti, odhad 0,3197 je statisticky významný na 10% hladině).

Tabulka 2

Korelační matice reziduí dílčích modelů pro období I/1998 až VI/2004

	R_{PT}	R_{PNT}	R_{ER}^{CZKUSD}	R_{ER}^{CZKEUR}	R_{IM}^R	R_{EX}^R
R_{PT}	1	0,4485	-0,2619	0,0466	0,1657	-0,0714
R_{PNT}	0,4485	1	-0,2208	0,0024	0,0491	-0,2725
R_{ER}^{CZKUSD}	-0,2619	-0,2208	1	0,1184	0,1773	0,3197
R_{ER}^{CZKEUR}	0,0466	0,0024	0,1184	1	-0,1090	0,0138
R_{IM}^R	0,1657	0,0491	0,1773	-0,1090	1	0,7310
R_{EX}^R	-0,0714	-0,2725	0,3197	0,0138	0,7310	1

3.4 Závěrečná ekonomická interpretace výsledků ekonometrického modelu

Obě sledovaná období vykazují podobné výsledky odhadů parametrů ekonometrických rovnic. Všechny statisticky významné parametry mají předpokládaná znaménka v souladu s ekonomickou teorií. Statistická významnost parametrů podporuje naši hypotézu o fungování transmisního mechanismu mezi vývojem peněžní zásoby a vývojem cen mezinárodně obchodovatelného a neobchodovatelného zboží. V případě cen mezinárodně obchodovatelného zboží se v souladu s naší hypotézou nepotvrdil přímý krátkodobý vliv peněžní zásoby (pracovní odhady neprokázaly statistickou významnost M2 při zpoždění 1-4 čtvrtletí). Naproti tomu všechny klíčové parametry ve strukturálním modelu, které postihují transmisí mezi měnovým agregátem M2, importem zboží a služeb, měnovým kursem a cenami mezinárodně obchodovatelného zboží, se ukázaly jako statisticky relevantní.¹³ Vazbu mezi měnovým agregátem M2 a exportem zboží a služeb se prokázat nepodařilo. V případě cen mezinárodně neobchodovatelného zboží statistická analýza podporuje hypotézu o přímém vlivu peněžní zásoby (tj. měnového agregátu M2), a to se zpožděním jednoho čtvrtletí. Vliv měnového kursu CZK/EUR se ukázal významný pouze v delším období, které zahrnuje období měnové krize.

13) Pracovní odhady založené na současném zařazení domácího důchodu a peněžní zásoby do importní funkce signalizovaly statistickou nevýznamnost parametru postihujícího citlivost importu na důchodu. Analýza primárních a zpětných vazeb pomocí modelu VARX signalizovala se zpožděním jednoho období pouze vliv peněžní zásoby na import a důchod.

V případě importní funkce byla určitým překvapením statistická nevýznamnost dolarových cen, alternativně reprezentovaná dolarovými cenami ropy Brent a indexem spotřebitelských cen v USA. Otázky vyvolává i nízká výše parametrů u měnových kursů v cenových rovnicích u mezinárodně obchodovatelného zboží, rovnice (13) a (19). Vysvětlením může být skutečnost, že kurs koruny dlouhodobě (tj. od měnové krize) vykazuje apreciační trend. To by se mělo projevit tlakem na pokles cenové hladiny u mezinárodně obchodovatelných statků. Problémem je však skutečnost, že ceny jsou směrem dolů velmi strnulé. Na tomto místě lze vyslovit hypotézu, že kdyby kurs koruny vykazoval převážně depreciační trend, byly by parametry v těchto rovnicích vyšší (viz Holub, 1999).

V souladu s předchozím výzkumem (Durčáková, Mandel, Tomšík, 2005), který pracoval s měsíční frekvencí dat, se potvrdil vliv krátkodobé domácí úrokové sazby PRIBOR 2 týdny na měnový kurs CZK/USD. Naopak vliv PRIBOR 2 týdny na měnový kurs CZK/EUR se statisticky neprokázal. Tato skutečnost není v rozporu s výsledky výše zmíněného výzkumu, který signalizoval silnější kauzalitu od měnového kursu CZK/EUR k domácí úrokové sazbě než kauzalitu opačnou. Zároveň je v souladu s mechanismem měnové politiky založené na systému cílování inflace.

Korelační matice reziduí (viz tabulky 1 a 2) ukazují statisticky významné korelační koeficienty v ekonomicky interpretovatelných případech (např. importní náročnost exportu, propojení cen mezinárodně obchodovatelného a neobchodovatelného zboží a společný pohyb měnových kursů CZK/USD a CZK/EUR v období měnové krize).

Literatura

- Arlt, J.:** *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha, Grada Publishing 1999.
- Arlt, J., Guba, M., Radkovský, Š.:** Využití metody peněžního převisu/deficitu k indikaci inflačních rizik – přístup Evropské centrální banky. *Politická ekonomie*, roč. 52, 2004, č. 2, s. 183-189.
- Arlt, J., Plašil, M., Horský, R.:** Nový keynesovský model inflace a jeho empirické ověření. *Politická ekonomie*, roč. 53, 2005, č. 1, s. 81-94.
- Arlt, J., Pokorný, P.:** Model nepozorovaných komponent a jeho využití při identifikaci společných trendů časových řad. *Politická ekonomie*, roč. 54, 2006, č. 1.
- Beneš, J., Vávra, D., Vlček, J.:** Střednědobá makroekonomická predikce – Makroekonomické modely v analytickém systému ČNB. *Finance a úvěr*, 2002, č. 4, s. 197-231.
- Brůna, K.:** Mechanismus stabilizace ultrakrátkých úrokových sazeb prostřednictvím repo operací České národní banky. *Politická ekonomie*, roč. 53, 2005, č. 4, s. 459-476.
- Buliř, A.:** Exogenita nabídky peněz: některé pochybnosti o předchozím výzkumu. *Finance a úvěr*, roč. 46, 1996, č. 1, s. 37-43.
- Durčáková, J., Mandel, M., Tomšík, V.:** Puzzle in the Theory of Uncovered Interest Rate Parity – Empirical Verification for Transitive Countries. *Finance India*, roč. XIX, 2005, č. 2, s. 449-464.
- Fisher, I.:** *The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit, Interest, and Crises*. New York, The Macmillan Company 1922.
- Frait, J.:** Autonomie monetární politiky a monetární přístup k platební bilanci (aplikace na ČR v letech 1992-1995). *Finance a úvěr*, roč. 46, 1996, č. 5, s. 266-280.
- Frait, J., Zedníček, R.:** Monetární politika, neutralita a superneutralita peněz. *Bankovníctví*, 2001, č. 4, s. 19-21.
- Friedman, M.:** *A Program for Monetary Stability*. New York, Fordham University Press 1960.
- Hlédík, T.:** Quantifying the Second-round Effects of Supply – side Shocks on Inflation. *Prague Economic Papers*, roč. 13, 2004, č. 2, s. 121-141.
- Holub, T.:** Ceny v českém zahraničním obchodě. *Finance a úvěr*, roč. 49, 1999, č. 5, s. 253-267.
- Johnson, H.G.:** The Monetary Approach to the Balance of Payments, A nontechnical guide. *Journal of International Economics*, roč. 7, 1977, s. 251-268.

- Kodera, J., Mandel, M.:** Monetární přístup k automatickému vyrovnávacímu procesu obchodní bilance. *Politická ekonomie*, roč. 43, 1995, č. 1, s. 71-80.
- Kodera, J., Vošvrda, M., Sladký, K.:** A Small-Open-Economy Model and Endogenous Money Stock. *Acta Oeconomica Pragensia*, roč. 13, 2005, č. 1, s. 27-33.
- Kotlán, V.:** Časová struktura úrokových sazeb a měnová politika v malém makroekonomickém modelu. *Finance a úvěr*, 2002, č. 4, s. 232-254.
- Lutkepohl, H.:** *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Heidelberg, Springer 2005.
- Mandel, M., Tomšík V.:** *Monetární ekonomie v malé otevřené ekonomice*. Praha, Management Press 2003.
- Mandel, M., Tomšík, V.:** Utváření inflačních očekávání v české ekonomice. *Bankovníctví*, roč. 12, 2004, č. 8, s. 15-17.
- Pánková, V.:** Models of Inflation. *Kybernetika*, roč. 33, 1997, č. 6, s. 649-657.
- Polak, J.J.:** Monetary Analysis of Income Formation and Payments Problems. *IMF Staff Papers*, roč. VI., 1957.

MONETARY APPROACH TO INFLATION: A MEDIUM-TERM STRUCTURAL MODEL IN A SMALL OPEN ECONOMY (THE CASE OF THE CZECH REPUBLIC IN 1996-2004)

Josef Arlt, Jan Kodera, Martin Mandel, University of Economics, nám.

W. Churchilla 4, CZ – 130 67 Praha 3,

Vladimír Tomšík, NEWTON College, Politických vězňů 10, CZ – 110 00 Praha 1

(e-mail: arlt@vse.cz, kodera@vse.cz, mandel@vse.cz,

vladimir.tomsik@newtoncollege.cz)

Abstract

The paper analyses a relationship between monetary aggregate M2 and inflation in a small open economy. The relationship between monetary expansion and inflation as well as a dynamic of income velocity of money framework in a small open economy are discussed in more details in the paper. Authors have developed a medium-term structural model using for an empirical verification of the relationship between monetary aggregate M2 and price development in tradable and non-tradable goods and services in the Czech Republic in the period 1996-2004. The empirical results of the model indicate that money has a significant impact on the price development of non-tradables. On the other hand, a statistically significant relationship between money and tradables inflation in the case of the Czech small open economy is not found. The conclusions presented in the paper suggest that the monetary aggregate should not be ignored in practical policy-making.

Keywords

inflation, medium-term monetary model, monetary policy, exchange rate, import, export, VAR analysis

JEL Classification

C32, E52, F31, F41