

DT: 519.86; 336.741.28; 336.741.237.1(437)

klíčová slova: poptávka po penězích – kointegrace – model *error correction* – alternativní náklady držby peněz – krátké období – dlouhé období

# Poptávka po penězích v ČR (M1)

Martin MELECKÝ\*

## Úvod

Jedním z témat, které jsou předmětem makroekonomických analýz nejdéle, je funkce agregátní poptávky po penězích. Spolu s tím, jak rostla teoretická a empirická popularita monetarizmu v 70. letech, většina zemí (zejména rozvinutější tržní ekonomiky) věnovala více pozornosti pohybům peněžních agregátů. Ve snaze stlačit relativně vysokou inflaci snížením inflačních očekávání zavedla převážná část těchto zemí do praxe oznamování růstu peněžní zásoby.

Přes původní teoretickou atraktivitu této myšlenky přinesly zkušenosti s používáním peněžních agregátů jako cílů nebo jako indikátorů monetární politiky zklamání. Finanční inovace a změny regulačních opatření nebo jejich opouštění často silně zdeformovaly či přinejmenším zkreslily vztahy v peněžním (finančním) sektoru. Nemálo zemí již proto buď opustilo cílování peněžní zásoby úplně, jako v případě Kanady, Nového Zélandu a Švédska, nebo alespoň snížilo důležitost cílování peněžní zásoby ve vztahu k ostatním agregátním veličinám či indikátorům. Tuto zkušenost sdílí rovněž Česká republika.

Analýza poptávky po penězích poskytuje komplexní pohled na vazby jednotlivých veličin tohoto trhu. Může osvětlit váhu jednotlivých indikátorů či navrhnout relevantnější typy modelů predikce inflace – což je žádoucí zejména v režimu cílování inflace s nutností realizovat monetární politiku zaměřenou do budoucna (*forward-looking policy*) se zohledněním zpoždění účinků opatření monetární politiky – a zejména pak osvětlit schopnost jednotlivých veličin analyzovaného vztahu odstraňovat nerovnováhu (*money gap*) (např. (Laidler, 1993), (Atta-Mensah, 1996)) na trhu příslušného peněžního agregátu.

Tento záměr však vyžaduje komplexní modelování celého systému uvažovaných proměnných. Modelování poptávky po penězích (citlivosti příslušného peněžního agregátu na zohledněné veličiny) může dokreslit váhu informací pocházejících z peněžního trhu (obzvláště jejich komparaci s determinanty pocházejícími z trhu statků) pro determinaci vývoje inflace, a tím zefektivnit konstrukci modelů inflace.

---

\* Ekonomická fakulta VŠE-TU Ostrava ([martin.melecky@vsb.cz](mailto:martin.melecky@vsb.cz))

Tato práce je součástí výzkumu v rámci GAČR 402/00/1166.

Autor děkuje za cenné připomínky a náměty Liboru Coufalovi, Martinu Macháčkovi, Matouši Červenkově a Viktoru Kotlánovi, dvěma posledně jmenovaným rovněž za poskytnutí některých dat.

## Ekonomická teorie

Primárním motivem poptávky po penězích je potřeba financovat transakce, držba peněz z důvodu financování neočekávaných výdajů a rozhodnutí držet bohatství ve formě peněz, které může být vysvětlováno ať už podle Keynesova spekulativního motivu držby peněz, nebo obecnou teorií portfolia. Co se týká transakčního a opatrnostního motivu poptávky po penězích, proměnné aproximující rozsah transakcí jako důchod, výdaje či bohatství nebo proxy proměnné aktivity jsou klíčovými proměnnými v jakékoli rovnici poptávky po penězích. Baumolova-Tobinova inventární teorie transakční poptávky implikuje inverzní vztah mezi poptávkou po penězích a alternativními náklady držby peněz, které mohou být aproximovány úrokovou sazbou či vektorem úrokových sazeb. Spekulativní motiv poukazuje rovněž na negativní vztah poptávky po penězích a úrokových sazeb, zatímco portfoliové modely zahrnují pozitivní vztah poptávky po penězích k vlastní úrokové míře a negativní vztah k výnosům alternativních (substitučních) aktiv.

V souhrnu tedy lze říct, že peníze mohou být podle moderní ekonomie poptávány nejméně ze dvou důvodů, a to jako zdroj či rezerva vyhlazující difference mezi příjmy a výdaji a jako jedno z portfoliových aktiv. Oba tyto důvody vedou k specifikaci dlouhodobé poptávky po penězích, kdy poptávaná nominální peněžní zásoba ( $M^d$ ) závisí na úrovni cen ( $P$ ), proměnné vyjadřující rozsah transakcí ( $I$ ), inflaci ( $p$ ) a vektoru ( $R$ ) výnosnosti různých aktiv:

$$M^d = g(P, I, p, R)$$

Předpokládá se, že funkce  $g$  je jednotkově homogenní vzhledem k  $P$ , čímž se rozumí, že jednotlivé subjekty nepodléhají peněžní iluzi (jež roste vzhledem k  $I$  a klesá vzhledem k  $p$ ) a těm elementům  $R$ , jež jsou spojeny s aktivy vyloučenými z proměnné  $M$  a rostou vzhledem k elementům  $R$  zahrnutým v  $M$ . Vzhledem k tomu, že lepší výsledky jsou dosahovány odhadem nominální poptávky po penězích (Hoffman – Rasche, 1996), budeme se zabývat odhadem právě této poptávky. Obecná specifikace modelu je běžně zapisována v log-lineárním tvaru vyjma úrokových sazeb a inflace, která je často v empirických pracích z modelu vyňata pro slabou dodatečnou vysvětlovací schopnost vzhledem k nominálním úrokovým sazbám. U některých agregátů však může fungovat jako proměnná alternativního výnosu z reálných aktiv.

## Výběr dat a popis proměnných

Jako měřítko peněžní zásoby použijeme očištěný agregát M1 po zpětných úpravách, tak jak je publikován Českou národní bankou. Dá se tedy říci, že půjde o odhad (spíše) transakční poptávky po penězích. Tento výběr je podmíněn dostupností dat aproximujících alternativní náklady držby aktiv agregátu M1. V České republice se předpokládá, že inflace je více spojena s peněžní masou M2, což měl výběr agregátu M1 a vliv nerovnováhy na tomto trhu na dynamiku cen buďto potvrdit, nebo zpochybnit.

Aproximaci rozsahu transakcí probíhajících v ekonomice na agregátní úrovni, a tím i její aktivity lze provést pomocí veličin, jako je hrubý domácí

produkt (*GDP*), domácí absorpce (*AE*), index průmyslové výroby (*IPP*) nebo soukromá spotřeba, která by měla být proxy proměnnou za permanntní důchod (Laidler, 1993), (Klacek – Šmídková, 1995). Jak uvádí např. Sommer (1997), pro případ otevřené ekonomiky je nutné upravit domácí *GDP* o obchodní bilanci. Tento přístup Sommer aplikoval na kvantitativní teorii peněz. Po takovéto úpravě jsou pak peníze svázány s vývojem agregátní nabídky, a ne výstupu, poněvadž peníze mohou být – obzvláště v otevřené ekonomice typu ČR – použity na zboží a služby z dovozu, přičemž export netvoří součást domácí agregátní nabídky. Jako dobrá aproximace se rovněž jeví index průmyslové produkce (Marashdeh, 1997), (Hanousek – Kubín – Tůma, 1995), který je dostupný za delší časové období a je publikován s větší frekvencí. Jako alternativní řešení se pak může osvědčit konstrukce vážených indexů např. stavební a průmyslové produkce nebo rozpočet kvartální hodnoty domácích agregátních výdajů podle jednoho ze zmiňovaných indexů. Jednotlivé agregátní veličiny, zejména v tranzitivních ekonomikách, jsou však při takovéto alteraci mnohdy spojeny s větší či menší mírou nepřesnosti. Jako problémový se jeví např. rozpad některých velkých podniků, kdy bylo vnitropodnikové bezpeněžní vypořádání nahrazeno vertikálním řeštěncem transakcí vyžadujících dodatečné peněžní prostředky.

Protože je žádoucí odhadovat systém, který obsahuje co nejvíce pozorování, jsou – nehledě na jiné atributy – delší časové řady, stejně tak jako data měsíční oproti datům kvartálními preferovanější.<sup>1</sup> Rovněž vliv dodatečných pozorování zahrnutých do VAR-modelu<sup>2</sup> nemá tak podstatný vliv na sumární regresní koeficienty, jako je tomu u kvartálních časových řad, a přispívá tak ke stabilitě a srovnatelnosti odhadů.

Jako proměnnou určující cenovou úroveň použijeme index spotřebitelských cen (*CPI*) z důvodu větší koncentrace měnové politiky na tento index. Zaměnitelným indexem by mohl být deflátor agregátních výdajů, má však poněkud jiné charakteristiky. Jestliže chceme modelovat prostředí, v němž dochází pouze k růstu cen, a neuvažujeme-li změnu struktury produkce, pak bude vhodnější použití *CPI*-indexu a v případě současného zohlednění obou faktorů bude preferovanější deflátor agregátních výdajů. Za podmínky, že chceme vypořádat vliv dlouhodobého vztahu veličin formujících poptávku po penězích na dynamiku cenové hladiny, je pro využití těchto poznatků preferovanější použití *CPI*-indexu nebo *CPIx*-indexu (ten vzhledem ke krátkosti dostupné časové řady nezohledňujeme).

Vlastní výnos aktiv spadajících do agregátu *M1* zde bude představovat úroková míra z netermínovaných vkladů a alternativní náklady držby peněz pak představuje úroková míra ze střednědobých termínovaných vkladů.

---

<sup>1</sup> Je třeba vzít do úvahy argumentaci, že přednější je délka časového období, za které jsou daná data dostupná, před frekvencí těchto dat. Vzhledem k tomu, že měsíční data jsou dostupná za delší časové období a ČNB monitoruje vývoj měsíčních hodnot inflace a peněžní zásob, hovoří i tyto atributy ve prospěch užítí měsíčních dat.

<sup>2</sup> Jde o zcela běžný způsob modelování systému, v němž existuje více endogenních proměnných (systém však může obsahovat rovněž proměnné exogenní). Předpokládá se, že vývoj jedné endogenní proměnné ovlivňuje vývoj endogenních proměnných ostatních (*V*-vektor), a to s různou délkou zpoždění, a zároveň sama endogenní veličina je determinována hodnotou svých zpožděných hodnot (*AR* – *autoregression process*). Většina softwarů však neumožňuje modelování různých zpoždění jednotlivých veličin, a tudíž snižuje efektivnost odhadu této metody. Podrobný popis tohoto modelu lze nalézt např. v (Harris, 1995).

Alternativou by mohlo být i použití odpovídajících sazeb PRIBOR; ty jsou však dosti odtrženy od agregátní úrovně a jsou relevantní spíše jen pro bankovní sektor. Také výnosy ze státních obligací, které jsou často používány jako sazba z alternativních aktiv, nejsou adekvátním měřítkem z důvodu poměrné uzavřenosti tohoto trhu a nízké obchodovatelnosti těchto aktiv ve většině segmentů časového spektra.<sup>3</sup> Dále v této práci budeme za alternativní náklady držby peněz považovat rozdíl průměrných sazeb ze střednědobých termínovaných vkladů a průměrných sazeb z netermínovaných vkladů uváděných jako *difR*.

Všechny proměnné kromě *difR* budou v této práci vystupovat v logaritmickém tvaru, aby bylo možné interpretovat koeficienty ve smyslu elasticity k vysvětlované proměnné.

Větší část peněžního agregátu M1 byla – zohledňujeme-li celou časovou řadu – držena firemním sektorem; tomu odpovídá volba škálové proměnné. Cenová hladina je v tomto případě měřena *CPI*, což jsme zdůvodnili větší koncentrací měnové autority na tento index. Nicméně se zde může jevit jako více vyhovující z hlediska konzistentnosti použití *PPI*-indexu. Alternativně lze přistoupit k dezagregaci M1 na sektor domácností a firemní sektor a k použití s aplikací různých škálových veličin (maloobchodní tržby (pro domácnosti), *IPP* (pro firmy)), různého měření cenové hladiny (*CPI* (domácnosti), *PPI* (firmy)). Dezagregace je rovněž možná u úrokových sazeb (zejména alternativních nákladů). Tento postup by mohl přispět k větší vysvětlovací schopnosti takovýchto modelů, popř. k jejich lepšímu souladu s ekonomickou teorií; to by však bylo dosaženo za cenu opuštění agregátní úrovně.

## Test stupně integrace dat

Pro stanovení pravděpodobné úrovně integrace jednotlivých časových řad jsme použili Dickeyho-Fullerův ADF-test a Philipsův-Perronův test. Výsledky jsou uvedeny v *tabulce 1*.

Diferenciál úrokových sazeb na střednědobá depozita a netermínovaných úrokových sazeb se jeví podle obou testů jako  $I(1)$ , stejně tak index průmyslové produkce, který však byl akceptován ADF-testem jako  $I(1)$  jen na 10% hladině významnosti. Rozpor mezi testy nastává u peněžní zásoby M1 a indexu spotřebitelských cen. Obě tyto proměnné jsou podle ADF-testu integrovány stupně  $I(2)$ , kdežto PP-test silně zamítá hypotézu  $I(2)$  dokonce na 1% hladině významnosti.<sup>4,5</sup>

Jelikož hodnota ADF-statistiky se blíží kritické hodnotě na 10% hladině významnosti a časové řady M1 a CPI byly v době od roku 1993 zasaženy několika šoky v podobě deregulací ať už cenových, nebo deregulací souvi-

<sup>3</sup> Při použití kvartálních údajů může vyvstat otázka, zda použít průměrné úrokové sazby za kvartál, anebo úrokové sazby konce posledního měsíce daného čtvrtletí. Podle autorova názoru je výhodnější použití druhé varianty, když uvážíme, že M1 je stavová veličina a je publikována jako stav ke konci čtvrtletí, a nikoli jako průměrný stav za čtvrtletí.

<sup>4</sup> V takovýchto případech je dobré používat současně další test, který by jako nulovou hypotézu uvažoval nepřítomnost jednotkového kořene; to je např. KPSS-test (Kwiatowski, Philips, Schmidt a Shin), (Hendry, 1995), technický popis viz (Hoffman – Rasche, 1996). Tento test však není standardně přítomen v ekonometrických softwarech, a proto je jeho použití technicky obtížné.

TABULKA 1

proměnná	ADF-test	zpoždění	PP-test
<i>LM1</i>	# 2,4574	12	1,9682
<i>d(LM1)</i>	1,5835	12	10,0894***
<i>d2(LM1)</i>	7,1542***	10	23,0556***
<i>LIPP</i>	1,9832	13	4,6364***
<i>d(LIPP)</i>	1,7854*	12	12,6876***
<i>d2(LIPP)</i>	8,8591***	11	21,4083***
<i>LCPI</i>	1,8963	14	2,2974
<i>d(LCPI)</i>	1,936	11	8,9955***
<i>d2(LCPI)</i>	4,3284***	10	19,5881***
<i>difR</i>	# 2,2658	12	1,163
<i>d(difR)</i>	2,6438***	6	7,3786***
<i>d2(difR)</i>	5,1303***	6	16,7287***

poznámky: \*, \*\*, \*\*\* indikují zamítnutí nulové hypotézy přítomnosti jednotkového koefienu na 10%, resp. 5% a 1% hladině významnosti.

# indikuje přítomnost deterministického trendu. (Jako vysvětlující proměnná zde vystupuje čas, tzn. testování, zda je daná veličina stacionární ke konstantnímu růstu směrnice trendu položeného časovou řadou jednotlivých pozorování. Zjištění vyplývající z výsledků tohoto testu je pak nutné zohlednit při kointegrační analýze (výběru vhodného typu modelu) a modelování dynamiky takovéto časové řady.

sejících s pohybem kapitálu, které se dají zachytit impulzními dummy proměnnými, a vzhledem k výše uvedeným nedostatkům procedur co do striktního odlišení stupňů integrace časových řad budeme dále v této práci považovat tyto dvě řady za I(1).

## Kointegrace

K určení dlouhodobého vztahu mezi agregátem M1, indexem průmyslové produkce, indexem spotřebitelských cen a úrokovým diferenciálem mezi sazbou na střednědobá termínovaná depozita a netermínovaná depozita jsme použili techniku Johansena a Juseliusové (1990), která umožňuje efektivní odhad koeficientů svým komplexním rámcem; je založena na FIML (*Full Information Maximum Likelihood*)-přístupu, který je zobecněním Engleova-Grangerova dvoustupňového přístupu.

Analýza kointegrace v zásadě vychází z následujícího VAR-modelu bez restrikcí:

$$\Delta y_t = \sum \Gamma \Delta y_{t-i} + \alpha \beta y_{t-L} + \Psi d + u_t \quad (1)$$

kde  $y_t = (LM1, LIPP, LCPI, difR)$ ,  $\Gamma, \Psi =$  matice parametrů,  $\beta = 4 \cdot r$ -matice kointegračních vektorů,  $\alpha = 4 \cdot r$ -matice příslušných koeficientů úprav ke

<sup>5</sup> Mnohokrát citovaný nedostatek síly (*power*, zamítnutí nulové hypotézy méně, než by bylo žádoucí) pro ADF-test a rozměru (*size*, tendence k častějšímu zamítnutí nulové hypotézy, než by bylo žádoucí) pro PP-test při aplikaci na konečné výběry, které zdaleka nemají asymptotický charakter, nastoluje otázku, který test upřednostnit. Stejně tak arbitrárně možná aproximace trendové stacionárního d.g.p. (*data generating process*) za stochastický d. g. p. v malých konečných výběrech (Campbell a Perron v (Harris, 1995)) jen dále zamlžuje odpověď. A co více, testy, jež neberou v úvahu zlom v deterministickém trendu nebo permanentní změnu konstanty, budou opět zkreslovat svou častější akceptací nulové hypotézy. Této mystifikace se lze zbavit zahrnutím kompozitních dummy proměnných do ADF-testu. Avšak při odlišení stupňů I(1) a I(2) integrace je zřejmě relevantnější použít impulzní dummy.

TABULKA 2

$H_0$	eigenvalue	LR-max	LR-trace
$r = 0$	0,61	57,47**	105,81**
$r < = 1$	0,38	30,23**	48,32**
$r < = 2$	0,17	13,64	18,09
$r < = 3$	0,06	4,45	9,16

poznámky: 12 zpoždění ve VAR-modelu

\*, \*\* – indikují zamítnutí nulové hypotézy na 5%, resp. 1% hladině významnosti.

TABULKA 3

	LM1	LIPP	LCPI	diffR	inpt
$\beta^1$	1	-1,128	0,892	0,108	5,84
$\beta^2$	1	-1,932	0,885	0,037	1,83

poznámka: vektorový formát odhadu dvou kointegračních vztahů (vektorů)

kointegračnímu vektoru,  $r$  = počet kointegračních vektorů systému,  $d$  = vektor exogenních proměnných (D9612 (impulzní dummy)),  $u_t$  = vektor reziduí systému,  $L$  = zpoždění VAR-modelu.

Výběr modelu, co se týče zahrnutí deterministických komponentů, jsme provedli podle Pantulova principu navrhovaného Johansenem (1992). Výsledkem je zahrnutí konstanty, nikoli však trendu do kointegračního vektoru. Zahrnutí dummy proměnných postihujících prošlé deregulace nebo zavedení floatingu vypovídající schopnost modelu nezlepšilo. Výsledky testu kointegrace jsou uvedeny v *tabulce 2*.

Obě LR-statistiky indikují přítomnost dvou kointegračních vektorů, a to i na 1% hladině významnosti, která je relevantnější pro modely obsahující kratší časové řady, jelikož *trace-* a *max-*statistiky mají tendenci odhadovat více kointegračních vektorů právě v malých výběrech s větším počtem proměnných a dlouhým zpožděním.<sup>6</sup> Normalizované kointegrační vektory na LM1 jsou uvedeny v *tabulce 3* ve vektorovém formátu.

První vektor se zdá být vektorem dlouhodobé poptávky, soudě podle výše a kvality koeficientů, až na negativní vliv cenové hladiny na formování dlouhodobé rovnovážné poptávky po penězích. Tato anomálie vzhledem ke klasickému tvaru poptávkové funkce může být důsledkem způsobu tvorby inflačních očekávání, kdy při adaptivním inflačním očekávání mohou ekonomické subjekty považovat zvýšení úrovně spotřebitelských cen za indikátor růstu inflace a ten se pak chová při zohlednění daného zpoždění jako alterantivní náklad držby peněz. Ke stejnému závěru, co se týká vlivu cenové hladiny na poptávku po penězích, dochází i Marashdeh (1997). A co více, výše a kvalita koeficientu závisejí také na délce zpoždění, které je zohledněno ve VAR-modelu, neboť jak výběr počtu kointegračních vektorů, tak odhad koeficientů jsou v malých výběrech poměrně citlivé na tuto indikaci. Úroveň cenové hladiny působí ve VAR-modelu na vývoj agregátu M1 se zpožděním jednoho a dvou období opravdu ve smyslu tvrzení kla-

<sup>6</sup> Gonzalo a Pitarakis (1994) uvedli PGp-statistický test, který upravuje zkreslení při determinaci počtu kointegračních vektorů v malých výběrech.

TABULKA 4

	první kointegrační vektor	
restrikce	$\beta^1 = (1, -1, u, u, u)$	$\beta^1 = (1, u, 0, u, u)$
statistika testu	$\chi^2(1)0,81$	$\chi^2(1)5,56^*$
restrikce	$\beta^1 = (1, u, u, 0, 5, u)$	$\beta^1 = (1, u, u, 0, u)$
statistika testu	$\chi^2(1)5,39^*$	$\chi^2(1)18,93^*$
restrikce	$\beta^1 = (1, u, u, u, 0)$	
statistika testu	$\chi^2(1)31,57^*$	

poznámka: \* označuje zamítnutí zavedené restrikce.

sické funkce poptávky po penězích (se zvyšující se cenovou hladinou se proporcionálně zvyšuje poptávka po nominálních penězích); vliv těchto zpoždění je však statisticky poměrně nevýznamný. Z hlediska dalších zahrnutých zpoždění cenové hladiny následuje střídavý vliv těchto hodnot CPI-indexu, kdy jako statisticky i ekonomicky nejvýznamnější se ukazují být zpoždění o 9 a 10 období. Jejich vliv je opět střídavý. V konečném důsledku pak převažuje v dlouhém období vliv negativní se zpožděním 12 měsíců. Jak již bylo řečeno, časové řady M1 a CPI byly zasaženy řadou šoků, jež nabízejí možnost aplikace vhodných proxy proměnných do kointegračního vztahu; to by mohlo vyústit v přímo úměrný vztah mezi CPI a agregátem M1 tak, jak je navrhován klasickou poptávkovou funkcí. Jiné vysvětlení je možné hledat v trendovém vývoji cenové hladiny, který měl částečný vliv na přesun aktiv z širších agregátů do reálných aktiv. Tato konverze probíhá přes agregát M1; to může částečně dokreslit vznik této anomálie.

Důchodová elasticita, zde aproximovaná elasticitou indexu průmyslových cen, vychází podle očekávání blízka jedné (1,128). Vyšší koeficient než jedna je tradičně v podobných výzkumech připisován opomenutému vlivu bohatství na poptávku po penězích. Úroková semielasticita  $-0,107$  a stejně tak koeficienty rychlosti přizpůsobování jednotlivých veličin k rovnováze (jejich schopnost elimtovat nerovnováhu a svou dynamikou přivést systém k rovnovážnému stavu) mají náležitě proporce podle teoretické báze, opět s výjimkou úpravy cen směrem k dlouhodobé rovnováze, kdy tento koeficient se jeví jak statisticky, tak ekonomicky jako nevýznamný<sup>7,8</sup> – i když toto tvrzení lze považovat jen za úvahu, neboť tato restrikce musí být patřičně testována.

Dalším krokem je položení identifikačních restrikcí na oba vektory<sup>9</sup> a testování vylučitelnosti jednotlivých proměnných z kointegračního vztahu. Výsledky statistického testování těchto restrikcí pomocí *ML*-statistiky jsou uvedeny v *tabulce 4*.

Ze všech restrikcí uvedených výše byla akceptována jen jednotková elas-

<sup>7</sup> Toto zjištění by mohlo mít neblahé implikace pro použití tohoto modelu *error-correction* pro predikování inflace, tak jak jej demonstrovali Armour, Atta-Mensah, Engert a Hendry (1996).

<sup>8</sup> Tuto domněnku podporuje rovněž práce (Frait – Komárek – Kulhánek, 1998), jež naznačuje, že v krátkém období existuje určitý prostor pro působení monetární politiky na ekonomickou aktivitu, a to vzhledem k pomalému přizpůsobování cen dlouhodobému rovnovážnému stavu.

<sup>9</sup> Více vektorů našli při zkoumání systému poptávky po penězích rovněž Hendry a Ericson (1991) a Coenen a Vega (1999).

TABULKA 5

	LM1	LIPP	LCPI	difR	inpt
$\beta^1$	1	-1	0,89	0,12	1,07
$\beta^2$	0	1	0,009	0,9	1,5

poznámka: vektorový formát kointegračních vektorů po identifikaci

TABULKA 6

restrikce restrikce	$\beta^1 = (1, -1, u, u, u)$ $\beta^2 = (0, 1, 0, u, u)$	$\beta^1 = (1, -1, u, u, u)$ $\beta^2 = (0, 1, u, 0, u)$	$\beta^1 = (1, -1, u, u, u)$ $\beta^2 = (0, 1, u, u, 0)$
statistika testu	$\chi^2(1)0,001$	$\chi^2(1)25,77^*$	$\chi^2(1)21,74^*$

$p$              $o$              $z$              $n$              $\acute{a}$              $m$              $k$              $a$             :  
\* označuje    neakceptování    dané    restriktce,    číslo    v    závorce    u     $\chi^2$ -testu    označuje    počet

TABULKA 7

	LM1	LIPP	LCPI	difR	inpt
$\beta^1$	1	-1	0,89	0,12	-6,45
$\beta^2$	0	1	0	0,09	-4,93

poznámka: vektorový formát kointegračních vektorů po restrikcích

ticitu *LIPP* a M1 a zároveň bylo podpořeno zahrnutí konstanty do kointegrace. Identifikace dvou vektorů vyžaduje zavedení nejméně dvou restrikcí<sup>10</sup> na každý kointegrační vektor, jinak by se jednalo jen o jiný typ normalizace (Harris, 1995). Identifikace a restrikce na druhý kointegrační vektor jsou uvedeny v *tabulce 5 a 6*.<sup>11</sup>

*Tabulka 7* zachycuje oba vektory v konečné podobě po restrikcích, kde první vektor popisuje dlouhodobý vztah mezi veličinami zahrnutými do uvažované specifikace poptávky po penězích vymezených agregátem M1. Druhý vektor pravděpodobně vyjadřuje vztah mezi průmyslovou produkcí a úrokovým diferencíálem.<sup>12</sup> Zde by se dal nalezený vektor po identifikačních restrikcích označit za vektor investiční funkce, kde *LIPP* = 4,93 – 0,09 *difR*.

Dynamika přizpůsobení jednotlivých veličin k dlouhodobé rovnováze vyjádřené výše uvedenými dvěma vektory ilustruje vektor  $\alpha$ -koeficientů

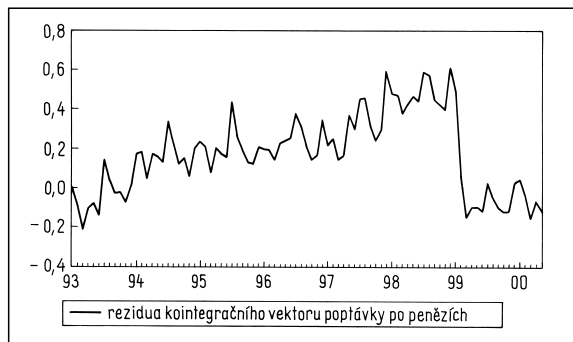
<sup>10</sup> Ty mohou být formalizovány buď podle implikací ekonomické teorie (kvantitativní teorie jednotkové elasticity  $P$  a  $T(Y)$ , Baumolovy-Tobinovy teorie elasticity důchodu 0,5 a semielasticity alternativních nákladů držby peněz 0,5), nebo podle ekonomických identifikačních restrikcí v rámci testování hypotéz o kointegračním prostoru vypracovaných mezi jinými Johansenem, Juseliusovou, Boswijkem, Doornikem a Hendrym. Přehled těchto hypotéz lze nalézt např. v (Harris, 1995) nebo (Doornik – Hendry, 2000). Harris (1995) doporučuje využití ekonomických restrikcí, pokud je ekonomická teorie dáva k dispozici. Tento přístup uplatníme rovněž v této práci.

<sup>11</sup> Tabulka 5 zobrazuje oba vektory při položení tzv. identifikačních restrikcí (*just-identifying restrictions*) a tabulka 6 pak shrnuje tzv. *over-indentifying restriction*, které testují významnost jednotlivých veličin v druhém kointegračním vektoru. Přijatá restrikce podle  $\chi^2$ -testu je pak aplikována na druhý vektor, což zachycuje tabulka 7.

<sup>12</sup> Hendry a Ericsson (1991) našli také přítomnost dvou kointegračních vektorů při zkoumání systému proměnných formujících poptávku po penězích; zde druhý nalezený vektor označili za vektor nadbytečné poptávky.



GRAF 1 Mezera peněžního trhu (*money gap*) – agregát M1



úpravy (*loadings*) jednotlivých proměnných v modelech *error correction* (viz *tabulka 8*). Rezidua vektoru dlouhodobé poptávky po M1 pak znázorňují „mezeru na trhu peněz“ (Hendry, 1995) – *graf 1*. Například pokud existuje přebytečná nabídka peněz, kdy reziduum prvního vektoru je kladné, měl by být koeficient úpravy v rovnici dynamické poptávky po penězích negativní. Stejně tak by tento koeficient měl být pozitivní u výstupu (*IPP*) a cenové hladiny (*CPI*) a negativní v rovnici úrokového diferenciálu tak, aby poptávka po penězích mohla růst a eliminovat přebytek nabídky.

Jednotlivé  $\alpha$ -koeficienty mají vzhledem k prvnímu vektoru náležitý směr úpravy a zároveň jsou jak ekonomicky, tak statisticky významné, až na koeficient úpravy cenové hladiny, který je blízký nule, čímž je jeho ekonomická významnost nízká; příslušná *t*-statistika indikuje statistickou nevýznamnost tohoto koeficientu, z čehož se dá usuzovat, že *CPI* lze ve zkoumaném kointegračním vztahu poptávky po penězích považovat za proměnnou slabě exogenní (*long-run forcing variable*).

### Modelování dynamické poptávky po M1

Při aplikaci Hendryho přístupu – od obecného modelu k modelu specifickému (*from general to specific approach*) – je dalším krokem vytvoření takového VAR-modelu v prvních diferencích, který obsahuje jen signifikantní vysvětlující proměnné a který je akceptován diagnostickými testy – *PVAR* (*parsimonious VAR*). Následně pak, po testování významnosti (resp. možnosti vyloučení této proměnné z rovnice), vytvoříme *PVAR*-model, kdy podmiňujeme vystupování proměnných, jež se nepřizpůsobují ve smyslu dosažení dlouhodobé rovnováhy, jako slabě exogenních. Dále pak budeme považovat *LM1*, *LIPP*, *difR* za endogenní proměnné a *LCPI* za slabě exo-

TABULKA 8

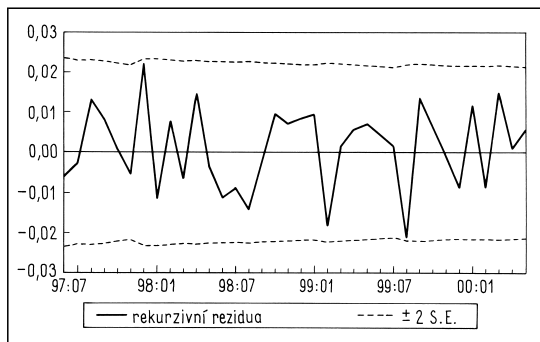
	<i>dLM1</i>	<i>dLIPP</i>	<i>dLCPI</i>	<i>ddifR</i>
$\alpha$ k $\beta^1$	-0,15	0,32	-0,015	-4,25
$\alpha$ k $\beta^2$	0,11	-0,31	0,032	0,27

poznámka: koeficienty *error-correction* (*loadings*)

TABULKA 9

Test vyloučení proměnných (OLS)			
závislá proměnná: <i>DLM1</i>			
seznam proměnných vyloučených z regrese:			
<i>DLM1</i> (-2)	<i>DLM1</i> (-3)	<i>DLM1</i> (-4)	<i>DLM1</i> (-5)
<i>DLM1</i> (-9)	<i>DLM1</i> (-10)	<i>DLM1</i> (-11)	<i>DLIP</i>
<i>DLIP</i> (-8)	<i>DLIP</i> (-10)	<i>DLCP</i> (-3)	<i>DLCP</i> (-4)
<i>DLCP</i> (-6)	<i>DLCP</i> (-8)	<i>DLCP</i> (-10)	<i>DDIFR</i> (-1)
<i>DDIFR</i> (-7)	<i>DDIFR</i> (-8)	<i>DDIFR</i> (-9)	<i>D9607</i>
pro odhad bylo použito 77 od 1994M1 do 2000M5			
regresor	koeficient	standardní chyba	t-statistika [pravděpodobnost]
<i>DLM1</i> (-1)	-0,0257	0,064536	-0,3985[0,692]
<i>DLM1</i> (-6)	-0,2338	0,063183	-3,7006[0,001]
<i>DLM1</i> (-7)	-0,1948	0,063597	-3,0624[0,004]
<i>DLIP</i> (-1)	-0,1482	0,044799	-3,3080[0,002]
<i>DLIP</i> (-2)	-0,2423	0,039662	-6,1084[0,000]
<i>DLIP</i> (-3)	-0,1415	0,028718	-4,9286[0,000]
<i>DLIP</i> (-4)	-0,3180	0,029571	-10,7543[0,000]
<i>DLIP</i> (-5)	-0,1459	0,030171	-4,8349[0,000]
<i>DLIP</i> (-6)	-0,1380	0,026209	-5,2643[0,000]
<i>DLIP</i> (-9)	0,0580	0,023201	2,4991[0,016]
<i>DLIP</i> (-11)	0,1173	0,021648	5,4202[0,000]
<i>DLCP</i>	-1,5756	0,23787	-6,6236[0,000]
<i>DLCP</i> (-1)	3,3576	0,26038	5,2140[0,000]
<i>DLCP</i> (-2)	-0,7305	0,22346	-3,2693[0,002]
<i>DLCP</i> (-7)	-0,4825	0,25318	-1,9059[0,062]
<i>DLCP</i> (-9)	-0,7154	0,23764	-3,0105[0,004]
<i>DLCP</i> (-11)	1,1383	0,25056	4,5432[0,000]
<i>DDIFR</i>	-0,0116	0,00325	-3,5617[0,001]
<i>DDIFR</i> (-2)	0,0117	0,00325	3,5999[0,001]
<i>DDIFR</i> (-3)	0,0082	0,00303	2,6964[0,010]
<i>DDIFR</i> (-5)	0,0065	0,00308	2,1108[0,040]
<i>DDIFR</i> (-6)	-0,0095	0,00314	-3,0260[0,004]
<i>DDIFR</i> (-10)	0,0069	0,00301	2,2926[0,026]
<i>DDIFR</i> (-11)	-0,0064	0,00292	-2,1954[0,033]
<i>ECMLM1</i> (-1)	-0,2232	0,02453	-9,0973[0,000]
<i>ECMLM2</i> (-1)	0,1656	0,01988	8,3293[0,000]
<i>D9612</i>	-0,0913	0,01375	-6,6380[0,000]
společný test nulových restrikcí koeficientů vyloučených proměnných:			
<i>LM</i> -statistika			$\chi^2(24) = 28,4689[0,241]$
<i>LR</i> -statistika			$\chi^2(24) = 35,5433[0,061]$
<i>F</i> -statistika			$F(24, 26) = 0,63550[0,866]$
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,91040		<i>R</i> <sup>2</sup> upr. 0,86648
S.E.R	0,01063		<i>F</i> -stat. $F(25,51) 20,7277[0,000]$
RSS	0,00576		Log-pravděpodobnost rovnice 256,5051
AIC	230,505		SBC 200,0357
DW-statistika	2,4256		
diagnostické testy:			
	<i>LM</i> -verze		<i>F</i> -verze
A: sériová korelace	$\chi^2(12) = 17,1171[0,145]$		$F(12,39) = 0,9290[0,529]$
B: funkční forma	$\chi^2(1) = 6,8310[0,009]$		$F(1,50) = 4,8676[0,032]$
C: normalita	$\chi^2(2) = 1,8246[0,402]$		neaplikovatelný
D: heteroskedasticita	$\chi^2(1) = 0,6843[0,408]$		$F(1,75) = 0,6726[0,415]$

GRAF 2 Test stability odhadnutého tvaru dynamické poptávky po M1



genní proměnnou tohoto systému, s tím, že pozornost věnujeme modelování dynamické poptávky po M1.

Výsledky testování významnosti jednotlivých proměnných a jejich zpožděných hodnot vyústilo v *PVAR*-model – *tabulka 9*. Vyloučení nezahrnutých proměnných bylo přijato *F*-testem  $F(24,26)=0,6355$ ; tento model zahrnuje (*encompasses*) VAR bez restrikcí, což je podmíněno *LR*-statistikou  $CHSQ(24)=35,5433$ ; zároveň diagnostické testy vykazují neporušení nulových hypotéz.

Výsledný tvar dynamické poptávky po penězích uvedený v tabulce 9 ukazuje, že důležitými faktory determinace poptávky po penězích M1 v krátkém období jsou vlastní hodnoty peněžní zásoby M1 (se zpožděním 1,6,7), hodnoty *IPP* (se zpožděním 1 až 6 a 9, 11), inflace (se zpožděním 0, 1, 2, 7, 9, 11), alternativních nákladů držby peněz (se zpožděním 0, 2, 3, 5, 6, 10, 11), *error-correction* hodnoty prvního vektoru (poptávky po penězích M1) zpožděné o jedno období vstupující do rovnice dynamické poptávky po penězích se záporným koeficientem úpravy (zatížením) 22,3 % měsíčně a rezidua druhého vektoru (pravděpodobně přebytečné poptávky) s kladným koeficientem úpravy a dummy (spojené s útokem na měnu v roce 1997). Jinými slovy: v krátkém období poptávka po penězích závisí na váženém klouzačem průměru minulých hodnot peněžní zásoby, indexu průmyslové produkce a inflace a na alternativních nákladech držby peněz.

Vliv důchodu na poptávku po penězích v krátkém období je střídavě negativní a pozitivní. Vysvětlením může být ukládání peněz na termínované účty a převody z těchto účtů jen při placení. Jak výroba roste, tržby jsou ukládány na termínované účty, čímž klesá poptávka po M1, a jen při placení z účtu jsou tyto peníze převedeny na hotovost, což má pozitivní vliv na poptávku. Celkový efekt je pak negativní.

Inflace je v daném období chápána jako alternativní náklad držby peněz; ty jsou transferovány do aktiv, která zohledňují znehodnocení nominálu. V následujícím období však jsou subjekty donuceny pro držbu stejné kupní síly zvýšit poptávku. Tento průběh se opakuje a celkový vliv na poptávku je pak negativní.

U úrokového diferenciálu se opět střídá negativní a pozitivní vliv a stejně tak se nabízí pro vysvětlení prvotního kladného vlivu zpoždění úpravy portfolia. Celkový efekt je pak slabě pozitivní s koeficientem 0,005; to z hlediska ekonomického významu koeficientu indikuje nulový vliv alternativních ná-

kladů držby peněz, a tudíž možné zjednodušení na vztah pro transakční poptávku v krátkém období.

Stabilita modelu byla testována pomocí rekurzivního testu *one-step forecast*<sup>13</sup> – graf 2. Ani v jediném případě, za celé analyzované období, rezidua predikce *one-step* nenarušují obálku tvořenou řadami  $\pm 2.S.E.$ , a lze tedy tento model označit za dobrou reprezentaci dynamické poptávky po penězích, jelikož vykazuje potřebnou stabilitu.

## Závěr

Tato práce využívá kointegrační analýzu a model *vector error-correction* k analýze poptávky po penězích pro agregát M1, resp. k analýze citlivosti tohoto agregátu na vybrané veličiny v České republice za období leden 1993 až květen 2000. K odhadu dlouhodobé poptávky po penězích aplikuje techniku Johansena a Juseliusové. Rezidua z dlouhodobé poptávky po M1 (vyjadřující nerovnovážený stav vzhledem k odhadnutému kointegračnímu vztahu uvažovaných proměnných) jsou pak použita v modelu *error-correction* pro odhad dynamické poptávky.

Celkově závěry této práce ukazují, že mechanismus modelu *error-correction* je dobrou reprezentací dynamické poptávky po penězích v ČR za období leden 1993 až květen 2000. Rychlost návratu k dlouhodobé rovnováze neboli eliminace mezery vzniklé na trhu peněz dosahuje cca 22,3 % měsíčně. Test *one-step forecast* strukturní stability indikuje, že nalezená rovnice dobře reprezentuje funkci dynamické poptávky po M1. Proměnnými, jež dobře vysvětlují poptávku po penězích v ČR v krátkém období, jsou index průmyslové produkce, inflace, alternativní náklady držby peněz a nerovnováha na trhu peněz (resp. rezidua vztahující se k odhadnutým dvěma kointegračním vektorům).

Práce dále potvrdila jednotkovou elasticitu *IPP* vzhledem k agregátu M1 a důležitou úlohu alternativních nákladů držby peněz pro formování dlouhodobé poptávky po penězích. Na druhé straně však zamítla homogenitu poptávkové funkce vzhledem k cenové hladině. Dále práce nepotvrdila podstatný vliv přebytných peněz (spadajících do agregátu M1) představovaných „mezerou peněžního“ trhu (*money gap*) na dynamiku vývoje cen. Výše uvedené zjištění tak spíše podporuje keynesiánské pojetí analýzy poptávky po penězích, jež předpokládá rychlejší přizpůsobení objemu produkce než cen. Na druhé straně však monetaristická teorie rovněž připouští – v přechodném období přizpůsobování – vliv nominální peněžní zásoby na reálný důchod či rychlost oběhu peněz (mimo přizpůsobení cenové hladiny, které by mělo dominovat). Tento fakt nechává při působení na ekonomickou aktivitu prostor pro aktivní monetární politiku v rámci agregátu M1. Tuto domněnku podporuje rovněž reakce dynamiky indexu průmyslové produkce na „mezeru peněžního trhu“. Průmyslová produkce (zde aproximující rozsah transakcí – podobně jako reálné výdaje) se jeví jako významná endo-

<sup>13</sup> Jde o běžně používaný test, jenž postupně odhaduje koeficienty dané rovnice pro určitý výchozí vzorek a následně provádí prognózu pro další období v řadě a porovnává je s reálně naměřenou hodnotou. Tyto kroky se opakují a odhadovaný vzorek se vždy zvětšuje o jedno období. Rezidua těchto prognóz jsou pak porovnávána se standardní chybou; jako nulovou hypotézu test zjišťuje, zda daná hodnota vysvětlované proměnné může pocházet z daného modelu odhadnutého do tohoto časového období.

genní veličina systému, jež svou dynamikou ve směru přímé úměrnosti eliminuje vzniklou nerovnováhu. Co se týče dalších implikací pro monetární politiku v ČR, graf mezery peněžního trhu (graf 1) ukazuje zhruba od počátku roku 1999 na nedostatek peněz v ekonomice vzhledem k žádoucímu množství indikovanému dlouhodobou poptávkou po M1.

Autor si je vědom toho, že uvedené závěry mohou být ovlivněny nedokončeným cyklem, stejně tak jako neúplnou specifikací systému proměných, jež by postihovaly zcela převažující většinu determinantů držby peněz. V současnosti je však použitý systém vzhledem k převládajícím teoriím vyhovující, což platí rovněž pro ekonomickou analýzu.

## LITERATURA

ARMOUR, J. – ATTA-MENSAH, J. – ENGERT, W. – HENDRY, S. (1996): Distant-Early-Warning Model of Inflation based on M1 Disequilibria. *Bank of Canada Working Paper*, no. 96–5.

ATTA-MENSAH, J. (1996): A Modified P\*-Model of Inflation Based on M1. *Bank of Canada Working Paper*, no. 96–15.

BALL, L. (1998): Another Look at Long-Run Money Demand. *NBER Working Papers*, no. 6597.

BROUWER, G. – NG, I. – SUBBARAMAN, R. (1993). The Demand for Money in Australia: New Tests on Old Topic. *Reserve Bank of Australia, Research Discussion Papers*, no. 9314.

COENEN, G. – VEGA, J.-L. (1999): The Demand for M3 in Euro area. *ECB Working Paper*, no. 6.

DOORNIK, J. A. – HENDRY, D. F. (2000): *Modelling Dynamic Systems Using PcGive*. Volume II. Timerlake Consultants Ltd., 2000.

ENDERS, W. (1995): *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc., 1995.

INGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J. (1991): *Long-Run Economic Relationships*. New York, Oxford University Press, 1991.

FRAIT, J. – KOMÁREK, L. – KULHÁNEK, L. (1998): Analýza dynamiky inflace pomocí P\*-modelu. *Finance a úvěr*, 1998, č. 11.

GONZALO, J. – PITARAKIS, J.-Y. (1994): *Cointegration Analysis in Large Systems*. Boston University, 1994 – mimeo

HANOUSEK, J. – KUBÍN, J. – TŮMA, Z. (1995): Poptávka po penězích a ražebné v období transformace. *Finance a úvěr*, 1995, č. 7.

HARRIS, R. (1995): *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*. Prentice Hall, 1995.

HAYO, B. (1999): *The Demand for Money in Austria*. University of Bonn – mimeo

HENDRY, D. F. – ERICSSON, N. R. – PRESTWICH, K. M. (1997): The Demand for Broad Money in the United Kingdom, 1878–1993. *Board of Governors of the Federal Reserve System, Discussion Papers*, no. 596.

HENDRY, D. F. – ERICSSON, N. R. (1991): Modelling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States. *European Economic Review*, vol. 35, 1991, pp. 833–81.

HENDRY, S. (1995): Long-Run Demand for M1. *Bank of Canada Working Paper*, no. 95–11.

HOFFMAN, D. L. – RASCHE, R. H. (1996): *Aggregate Money Demand Functions: Empirical Applications in Cointegrated Systems*. Kluwer Academic Publishers Group, 1996.

JOHANSEN, S. (1992): Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, vol. 54, 1992, pp. 383–97.

JOHANSEN, S. – JUSELIUS, K. (1990): Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, 1990, no. 2, pp. 169–210.

KLACEK, J. – ŠMÍDKOVÁ, K. (1995): The Demand-for-Money Function: the Case of the Czech Economy. Praha, *CNB Working Papers*, 1995, no 41.

LAIDLER, D. E. (1993): *The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems*. Fourth Edition. New York, Harper Collins College Publisher, 1993.

MARASHDEH, O. (1997): *The Demand for Money in an Open Economy: the Case of Malaysia*. University of Sydney, 1997 – mimeo

SOMMER, M. (1997): Vazba mezi peněžní zásobou, agregátní nabídkou a nominálním domácím produktem ČR v letech 1992–1996. *Bankovníctví*, 1997, č. 16.

## SUMMARY

JEL Classification: E41, C32, C51

Keywords: money demand – cointegration – error-correction model – opportunity cost of holding money – short-run – long-run

## Money Demand in the Czech Republic

Martin MELECKÝ – Faculty of Economics, VŠB-Technical University Ostrava (martin.melecky@vsb.cz)

This paper applies the methodology of the vector-error correction model to analyze money demand for narrow money (M1) within the Czech Republic from 1994 to 1995. Specifically, we employ the Johansen cointegration technique to explore how many cointegration vectors span the analyzed system of variables. According to this applied technique, we find two cointegration vectors. The first was identified as the money demand function and the second as the investment curve (function). Further, the loading of M1 variable indicates that the system eliminates (in the case of M1) 22,3% of the monthly money gap. This work confirms the unit elasticity of IPP (scale variable) as it is predicted by the quantitative theory of money and the important role of opportunity cost in the money demand function of Czech Republic. Additionally, this paper rejects the hypothesis of price homogeneity (when approximated by CPI) as presumed by the vast majority of money demand theories. Finally, it does not seem that the estimated money gap significantly influences the dynamics of price level within the context of this analysis of the Czech Republic.