

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky



DIPLOMOVÁ PRÁCA

BRATISLAVA 2005

MAREK ŠVANTNER

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

Ekonomická a finančná matematika



Transmisný mechanizmus menovej politiky
Dopyt po peniazoch na Slovensku

Diplomant: Marek Švantner

Vedúci diplomovej práce: RNDr. František Hajnovič

Čestné prehlásenie

Čestne prehlasujem, že diplomovú prácu som vypracoval samostatne len s využitím teoretických vedomostí a s použitím uvedenej literatúry.

V Bratislave 25. apríla 2005

Ďakujem vedúcemu diplomovej práce RNDr. Františkovi Hajnovičovi za cenné rady a pripomienky, ktoré mi pomohli pri písaní tejto práce. Zároveň by som chcel poďakovať mojim spolužiakom a priateľom Petrovi Ondkovi a Michalovi Mušákovi za podnetné pripomienky. Ďakujem aj mojim ďalším spolužiakom, ktorí mi pomáhali počas môjho vysokoškolského štúdia a na tomto mieste by som chcel zdôrazniť najmä pomoc Kataríny Kotovovej.

Mojim rodičom a celej rodine chcem vyjadriť veľkú úctu a vďaku za to, že mi umožnili štúdium na vysokej škole. Ich podporu si hlboko vážim.

Obsah

ÚVOD	5
1 TRANSMISNÝ MECHANIZMUS MENOVEJ POLITIKY.....	7
1.1 Transmisný mechanizmus na Slovensku	9
1.2 Dopyt po peniazoch v transmisnom mechanizme	10
2 PENIAZE V EKONOMIKE	11
2.1 Základné teoretické prístupy týkajúce sa peňazí v ekonomike.....	11
2.1.1 Keynesiánsky prístup k dopytu po peniazoch	11
2.1.2 Neokeynesiánsky prístup k dopytu po peniazoch	13
2.1.3 Postkeynesiánsky prístup k dopytu po peniazoch.....	14
2.1.4 Monetaristický prístup k dopytu po peniazoch	15
2.2 Odvodenie dopytu po peniazoch v malej otvorenej ekonomike.....	18
2.2.1 Dopyt po peniazoch v uzatvorenej ekonomike.....	18
2.2.2 Dopyt po peniazoch v otvorenej ekonomike.....	20
3 MODELOVANIE EKONOMICKÝCH ČASOVÝCH RADOV	22
3.1 Základné pojmy	23
3.2 Kointegrované procesy.....	24
3.3 Kointegrácia vo viacrovnicových modeloch	27
3.3.1 EC modely vychádzajúce z VAR.....	27
3.3.2 Testovanie kointegrácie vo VEC modely.....	28
3.4 Kointegrácia v jednorovnicových modeloch	29
3.4.1 EC modely vychádzajúce z ADL	29
3.4.2 Testovanie kointegrácie v jednorovnicovom modeli.....	31
4 POUŽITÉ ČASOVÉ DÁTA A ICH VÝVOJ	33
5 KONŠTRUKCIA A VÝSLEDKY MODELOV	39
5.1 Peniaze v užšom zmysle definície – analýza M1	40

5.1.1	Analýza dopytu po nominálnych peniazoch M1 (bez analýzy vplyvu menovej substitúcie)	41
5.1.2	Prechod k rovnici reálneho dopytu po peniazoch M1 (bez vplyvu menovej substitúcie)	46
5.1.3	Analýza dopytu po nominálnych peniazoch M1 (so zahrnutím vplyvu menovej substitúcie)	49
5.1.4	Analýza dopytu po reálnych peniazoch M1 (so zahrnutím vplyvu menovej substitúcie)	51
5.2	Kvázipeniaze	51
5.2.1	Analýza dopytu po nominálnych kvázipeniazoch	52
5.2.2	Analýza dopytu po reálnych kvázipeniazoch	53
5.3	Diskusia k získaným elasticitám dlhodobých vzťahov	54
5.4	Analýza dlhodobého dopytu po široko definovaných peniazoch M2	56
ZÁVER		61
LITERATÚRA		63
PRÍLOHY		65

Úvod

Súčasťou transmisného mechanizmu menovej politiky sú okrem iného aj kanály, ktorými národné banky vplývajú na objem peňazí v ekonomike. Peňažná masa následne prostredníctvom ďalších kanálov ovplyvňuje dôležité makroekonomické ukazovatele. Alternatívny pohľad hovorí, že menové agregáty a subagregáty sú dôležitým informačným zdrojom informácií o peňažnom správaní ekonomických subjektov a ich reakciách na vonkajšie menové i nemenové impulzy. Správne identifikovanie vzájomných vzťahov medzi peňažnými a reálnymi procesmi v ekonomike je kľúčové pre národnú banku každej ekonomiky.

Táto práca sa venuje dopytu po peniazoch a jej ambíciou je sformulovať tvar dopytovej funkcie rôznych druhov peňazí na Slovensku analyzovaním doterajšieho vývoja v rokoch 1995 – 2004¹. Budeme sa venovať vysoko likvidnej zložke peňazí, ktorú predstavuje peňažný agregát M1 (tzv. peniaze v užšom zmysle slova) a tiež menej likvidným zložkám peňazí v ekonomike, tzv. kvázipeniazom. Súčtom týchto dvoch peňazí sú tzv. peniaze v širšom zmysle slova, menový agregát M2. Ten sa pokúsime analyzovať na záver na základe zistení z analýzy jeho zložiek. Takýto prístup je pomerne špecifický, pretože vo väčšine štúdií týkajúcich sa tejto problematiky sa analyzuje priamo menový agregát M2. To ale môže, v prípade tranzitívnych ekonomík, medzi ktoré patrí aj Slovensko, prinášať problémy. Táto skutočnosť sa prejaví aj v našej štúdii.

¹ Vzhľadom na atypický vývoj ekonomiky Slovenska v počiatočných rokoch jeho existencie nebudú súčasťou analýzy roky 1993 a 1994.

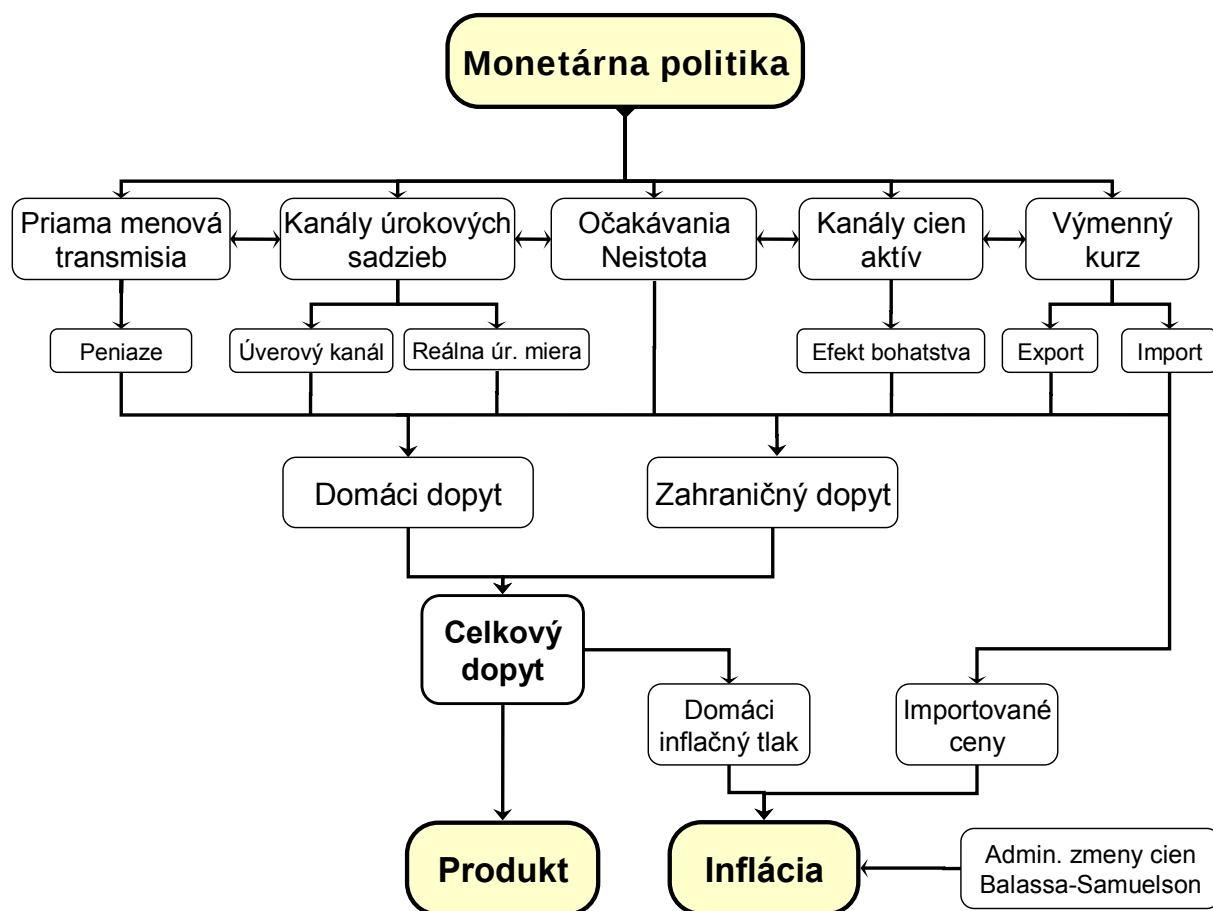
Práca je rozdelená do piatich kapitol. V úvodnej kapitole sa stručne zoznámime s transmisným mechanizmom menovej politiky. Súčasťou tejto kapitoly bude tiež oboznámenie sa so špecifikami transmisného mechanizmu na Slovensku. Druhá kapitola sa venuje rôznym teoretickým prístupom k formulácii dopytovej funkcie a tiež veličinám, ktoré je potrebné zohľadniť pri modelovaní dopytu po peniazoch v malej otvorenej ekonomike. V tretej kapitole sa oboznámime s ekonometrickými metódami, ktoré sú pri analyzovaní dopytu po peniazoch v tejto práci používané. Štvrtá kapitola popisuje použité časové rady a posledná kapitola sa venuje samotnej empirickej štúdii a analýze dosiahnutých výsledkov.

1 Transmisný mechanizmus menovej politiky

Národné banky v jednotlivých krajinách pri realizácii svojej menovej politiky narážajú na problém, že konečný cieľ, ktorý chcú dosiahnuť, môžu ovplyvniť len nepriamo a až po uplynutí určitého času. Centrálna banka ktorej politika je zameraná napr. na inflačné cieľovanie, nemôže len tak vyhlásiť, že budúci rok naplánuje infláciu na 3 % percentá. Môže iba vyhlásiť, že 3 % percentá je jej želaný cieľ, pretože menová politika má iba obmedzené nástroje. Jeden z hlavných nástrojov centrálnych bánk v krajinách s rozvinutou trhovou ekonomikou je stanovovanie úrokových sadzieb za ktoré požičiava komerčným bankám. To ale priamo neovplyvňuje infláciu v danej krajine. Existujú rôzne cesty, kanály cez ktoré sa politika centrálnej banky prejaví na cieľi, ktorý chce dosiahnuť. Mechanizmus, ktorým sa prejaví menová politika od jej nástrojov k cieľu, sa nazýva transmisný mechanizmus menovej politiky.

Skúmanie transmisného mechanizmu v jednotlivých krajinách je dôležité najmä z pohľadu centrálnej banky, ktorá zisťuje, ako sa nástroje, ktoré používa na realizáciu menovej politiky, prenášajú do jej konkrétnych cieľov. Pre Slovensko, ako mladú tranzitívnu krajinu je spoznanie jej transmisného mechanizmu o to dôležitejšie, že v súčasnosti prechádza veľkými zmenami a ďalšie, nemenej dôležité, ju čakajú v najbližších rokoch. Vzhľadom na vstup Slovenska do Európskej únie a plán prijať spoločnú európsku menu v roku 2009 je menová politika, ktorú bude naša národná banka dovtedy vykonávať, veľmi dôležitá vzhľadom na kritériá, ktoré musíme splniť, aby sme euro mohli prijať.

Hlavný kanál, cez ktorý monetárna politika ovplyvňuje infláciu v relatívne uzatvorenej ekonomike, je agregátny dopyt. V otvorenej ekonomike je potrebné pridať významný (a v tranzitívnych ekonomikách veľmi silno sa prejavujúci¹) kanál výmenného kurzu. Objektom záujmu bude predovšetkým transmisný mechanizmus v otvorenej ekonomike, pretože Slovensko, vzhľadom k celkovému dovozu a vývozu, patrí medzi krajiny, ktoré majú vysoký stupeň otvorenosti.



Transmisný mechanizmus môžeme rozdeliť na päť hlavných kanálov²: kanál priamej menovej transmisie, úrokový kanál, kanál očakávaní, kanál cien aktív a kanál výmenného kurzu. V záujme jednoduchosti táto schéma nezobrazuje všetky interakcie medzi jednotlivými premennými, ktoré ale môžu byť dôležité. Je potrebné si tiež uvedomiť, že monetárna politika centrálnej banky neurčuje vývoj ekonomiky

¹ Ganev, Molnar, Rybinsky, Wozniak (2002)

² Existuje veľa štúdií na tému transmisný mechanizmus a pri jeho teoretickej analýze som vychádzal z pomerne široko akceptovanej schémy transmisného mechanizmu prezentovaného analýzou Bank of England v práci *The transmission mechanism of monetary policy* (1999). Bližšie charakterizovanie jednotlivých kanálov prezentujeme, pre zaujímavosť, v prílohe č. 11.

sama. Je tu ešte vláda a zahraničie. To všetko pôsobí na reálny vývoj ekonomiky a tomuto vývoju sa centrálna banka prispôsobuje. Táto schéma nezachytáva tento spätný mechanizmus pôsobiaci medzi reálnou ekonomikou a monetárnou politikou.

1.1 Transmisný mechanizmus na Slovensku

Špecifikom transmisného mechanizmu menovej politiky Národnej banky Slovenska (ďalej len NBS) je, že Slovensko sa od roku 1993 nachádza v transformačnom procese.

Na rozvinutých trhoch je monetárna politika typicky reprezentovaná politikou určovania oficiálnej úrokovej miery. Ako už bolo naznačené v predchádzajúcej časti, hlavný kanál, prostredníctvom ktorého sa snaží centrálna banka ovplyvniť chod v uzavretej ekonomike, je agregátny dopyt. Pokiaľ sa zameriame na otvorenú ekonomiku, je potrebné pridať dôležitý kanál výmenného kurzu.

V tranzitívnych ekonomikách je prechod od výmenného kurzu k inflácii podstatne silnejší ako na rozvinutých trhoch (Kujis, 2002). Popritom kanály, ktoré spoľahlivo fungujú v rozvinutých ekonomikách, nemusia mať v tranzitívnych krajinách taký význam. Napr. dopad úrokovej miery na tvorbu úverov je v týchto ekonomikách slabší vzhľadom na nepružnú úverovú politiku bánk zaťažených nevymáhateľnými pôžičkami a nerozvinutým finančným trhom.

Na Slovensku je súčasná politika určovania oficiálnej úrokovej sadzby s inflačným cieľovaním pomerne nový fenomén. Medzibankový trh peňazí funguje od roku 1995. Do októbra 1998 u nás fungoval režim, ktorý sa primárne zameriaval na udržiavanie výmenného kurzu v určenom fluktuáčnom pásme a kontrolovanie menových agregátov. V súčasnosti sme v tzv. režime riadeného plávajúceho kurzu.

Pri analýze vplyvu monetárnej politiky so zameraním na inflačné cieľovanie národná banka nesmie zabudať na ďalšie špecifiká nášho trhu. Jedno z týchto špecifik je napr. administratívne upravovanie cien vládou. Postupná deregulácia cien mala podstatný vplyv na zvyšovanie cien. Ďalším aspektom tranzitívneho procesu môže byť napr. Balassa-Samuelson efekt, ktorý tiež zvyšuje inflačné tlaky. Rast produktivity v obchodovateľnom sektore zvyšuje mzdy. Keďže ale rast miezd v neobchodovateľnom sektore sa vyvíja spoločne s rastom miezd v obchodovateľnom, vznikajú zvýšené náklady na tvorbu neobchodovateľných tovarov,

ktorá ale nie je odôvodnená rastom produktivity. Ceny v tomto sektore sa teda zvyšujú.

Zhrnutím uvedených riadkov dospejeme k dvom záverom, ktoré sú dôležité pri analýze transmisného mechanizmu na Slovensku. Prvý je ten, že rôzne špecifické obmedzenia súvisiace s transformáciou ekonomiky môžu ovplyvniť nástroje menovej politiky smerom k ich menšej efektívnosti. Druhý je taký, že transformácia je veľmi dynamický proces, ktorý sa neustále mení. V zmysle týchto zmien sa vykonávajú štrukturálne zmeny, ktoré pôsobia na ekonomický vývoj.

1.2 Dopyt po peniazoch v transmisnom mechanizme

Dopyt po peniazoch odráža záujem podnikov, domácností a ďalších ekonomických subjektov o držbu peňazí. Vo svojom nominálnom vyjadrení predstavuje záujem o určité množstvo peňazí a v reálnom vyjadrení záujem o počet statkov a služieb, ktoré možno za tieto peniaze získať. Úloha dopytu po peniazoch je predmetom skúmania takmer vo všetkých prácach týkajúcich sa transmisného mechanizmu a to aj v teóriách, ktoré uprednostňujú význam vplyvu ponuky peňazí pred dopytom. Vývoj dopytu po peniazoch a faktorov, ktoré naňho pôsobia, je úzko spojený s celkovým hospodárskym vývojom.

V uvedenej schéme transmisného mechanizmu je problematika dopytu po peniazoch zahrnutá do prvého transmisného kanálu: priama menová transmisia. Tento kanál je vzhľadom na systém aplikácie menovej politiky úzko spojený napr. s úrokovým kanálom. Spojitosť má ale aj s ostatnými kanálmi. Hľadaniu jednotlivých ciest, ako národná banka môže ovplyvniť dopyt, prípadne ponuku peňazí sa budem venovať v ďalšej kapitole.

2 Peniaze v ekonomike

Názory na peniaze a ich konkrétne pôsobenie na ekonomiku sa rôznia v závislosti od teoretických východísk. Dlhodobu sa presadzujú predovšetkým rôzne modifikácie dvoch základných princípov. Prvý je keynesiánsky, ktorý uprednostňuje význam dopytu po peniazoch v ekonomike a kladie dôraz najmä na motiváciu držať reálne peniaze. Druhý monetaristický prístup zdôrazňuje úlohu ponuky peňazí, ktorá je podľa tejto teórie prioritná pre hospodársky vývoj. Dopyt po peniazoch je potom determinovaný vývojom nominálneho hrubého domáceho produktu. Obidva tieto prístupy sa počas vývoja ovplyvňovali a predstavujú alternatívne teoretické koncepcie vychádzajúce z rôznych metodologických východísk. V tejto kapitole budú tieto teoretické prístupy v skratke zhrnuté a tiež načrtnutý spôsob hľadania závislostí v malej otvorenej tranzitívnej ekonomike akou je Slovensko.

2.1 Základné teoretické prístupy týkajúce sa peňazí v ekonomike

2.1.1 Keynesiánsky prístup k dopytu po peniazoch

Najdôležitejším vzťahom keynesiánskeho prístupu je vzťah medzi ekonomickým rastom (vývojom HDP) a investíciami. Tento sa premieta do dopytu po peniazoch a prostredníctvom neho do menovej oblasti, kde dopyt po peniazoch vyvolá ponuku peňazí.

Východiskom keynesiánskej teoretickej analýzy vývoja dopytu po peniazoch je *teória preferencie likvidity* od J. M. Keynesa. Tá odpovedá na otázku, prečo ekonomické subjekty (firmy, domácnosti atď.) držia peniaze, ktoré vzhľadom na infláciu nefungujú dostatočne ako uchovávateľ hodnoty a prečo sa radšej nesnažia držať cenné papiere alebo iné aktíva, ktoré prinášajú zisk. Odpoveď na tieto otázky je úzko spätá s objemom transakcií, pre ktoré majú peniaze slúžiť a tiež s neistotou, ktorá je spojená s budúcimi výsledkami hospodárskych aktivít na strane firiem aj domácností. Z tejto neistoty vyplýva potreba ekonomických subjektov udržať si likvidnú pozíciu a vyhnúť sa platobnej neschopnosti.

Keynesiánska ekonomická teória rozlišuje tri motívy preferencie likvidity:

- *transakčný* – motív obehu, t.j. potreba hotových peňazí pre bežné transakcie;
- *opatrnostný* – potreba zaistiť k dispozícii pevnú budúcu hodnotu určitej časti celkových zdrojov vzhľadom na neistotu budúceho vývoja;
- *špekulačný* – potreba zarobiť na tom, že poznáme budúce perspektívy na trhu lepšie, ako ostatné ekonomické subjekty.

Keynes prevzal transakčný motív z monetaristického prístupu cambridgskej školy (Marshall, Pigou) a v súlade s nimi bral do úvahy, že časť dopytu po peniazoch súvisí s transakciami a vývojom produktu (nominálneho HDP). Opatrnostný motív bol v prácach tejto školy takisto spomenutý. Špekulačný motív je ale čisto Keynesova invencia. Schematicky môžeme Keynesov prístup vyjadriť nasledujúcim spôsobom:

$$M = L_1(Y) + L_2(i). \quad (2.1)$$

$L_1(Y)$ je funkciou vyjadrujúci prvé dva motívy a $L_2(i)$ je funkciou, ktorá vyjadruje špekulačný motív preferencie likvidity. Y je nominálny hrubý HDP a i je úroková miera (J. M. Keynes, 1963). V skutočnosti ale existuje iba jediný dopyt po peniazoch, pretože obidva motívy pôsobia súčasne a nie sú od seba nezávislé. Oddeľujú sa iba pre potreby výkladu. Zatiaľ čo Keynes vo svojej teórii dopytu po peniazoch uvažuje iba nominálne veličiny, v úvahách jeho nasledovníkov vystupuje do popredia otázka dopytu po reálnych peniazoch, pretože ekonomické subjekty držia peniaze podľa nich hlavne preto, lebo je za ne možné kúpiť statky a služby.

2.1.2 Neokeynesiánsky prístup k dopytu po peniazoch

Transakčný a opatrnostný motív sú vyjadrované ako priamo úmerné HDP a sú spolu označované ako dopyt po aktívnej bilancii/zostatkoch („demand for active balances“). Špekulačný motív vytvára závislosť dopytu po peniazoch na úrokovej miere. Formálne to možno zapísať nasledovne:

$$\begin{aligned} M_A^d &= k \cdot Y \\ M_S^d &= \alpha - \beta i \end{aligned} \quad (2.2)$$

kde M_A^d je dopyt po aktívnej bilancii a k je podiel aktívnej bilancie vzhľadom k HDP, Y je nominálny HDP, M_S^d je špekulačný dopyt po peniazoch a i je úroková miera.

Táto interpretácia je ale zjednodušená. Priamu úmernosť môžeme síce spájať s pôsobením transakčného motívu preferencie likvidity, ale u opatrnostného motívu je problematická. V prípade opatrnostného motívu ide o reakciu na neistotu spojenú s budúcim vývojom a o snahu zaistiť sa pred prípadnými nepriaznivými dôsledkami budúceho vývoja príjmov. Preto by sme mali vzťah medzi HDP a opatrnostným motívom dopytu po peniazoch formulovať skôr ako proticyklický. Pre ekonometrické modelovanie vytvára navyše takáto formulácia problém. Preto sa často pri empirických analýzach od opatrnostného motívu abstrahuje.

Špekulačný motív preferencie likvidity súvisí s otázkou, akú mieru neistoty a výnosu pri vytváraní úspor sú ekonomické subjekty schopné niesť. S tým súvisí voľba medzi peniazmi a rôznymi typmi cenných papierov, ktoré prinášajú úrok.

Dopyt po peniazoch môžeme v tomto prístupe vyjadriť takto:

$$M^d = L(Y, i), \quad (2.3)$$

kde M^d je dopyt po peniazoch, Y je nominálny HDP a i je úroková miera. Funkcia $L(.)$ je funkcia „preferencie likvidity“.

Tento prístup rozpracovali Baumol (1952) a Tobin (1956) do podoby založenej na držbe peňazí ako zásoby, v ktorej je zdôraznený najmä transakčný motív preferencie likvidity. Výsledkom týchto úvah je vzorec:

$$\frac{M^d}{P} = \sqrt{\frac{vY}{2i}} \quad (2.4)$$

kde $\frac{M^d}{P}$ je dopyt po reálnych peniazoch, v sú transakčné náklady, Y reálny HDP a i je úroková miera. Nevýhodou Baumol-Tobinovho modelu je jeho zúžené zameranie práve na transakčný dopyt a predpoklad stability transakčných nákladov (parameter v), čo nie je dlhodobu reálne. V tomto ponímaní je „optimálny“ dopyt po reálnych peniazoch priamo úmerný transakčným nákladom a reálnemu produktu a nepriamo úmerný úrokovej miere.

Existujú aj iné neokeynesiánske prístupy, ktoré napríklad zdôrazňujú opatrnostný motív dopytu po peniazoch (Whalen, 1996) alebo ponímanie peňazí, ako aktíva, ktoré je spojené s teóriou voľby portfólia (Tobin, 1958).

2.1.3 Postkeynesiánsky prístup k dopytu po peniazoch

Postkeynesiánska ekonómia zdôrazňuje úlohu neistoty spojenú s vývojom ekonomík v čase a v tejto súvislosti dáva koncept dopytu po peniazoch do širšieho rámca, ktorý sa vyznačuje dôrazom na úlohu peňazí ako uchovávateľa hodnoty a endogénnu povahu ponuky peňazí. Tá sa odvíja od tvorby úverov na úrovni komerčných bánk v reakcii na dopyt po úveroch. Vývoj ponuky peňazí je ovplyvňovaný politikou centrálnej banky, ktorá však nie je schopná priamo determinovať objem ponuky peňazí. Svojou politikou je schopná ovplyvniť vývoj úrokových sadzieb, ktoré pôsobia na dopyt ekonomických subjektov po úveroch. Množstvo peňazí v ekonomike je potom výsledkom interakcie ponukových a dopytových procesov.

Postkeynesiánska formulácia dopytu po peniazoch sa od neokeynesiánskej líši najmä v tom, že zahŕňa do nej aj finančný motív, ktorý odráža skutočnosť potreby likvidity ekonomických subjektov na trhu. Podnikatelia si musia držať určité peniaze, aby boli schopní plniť záväzky, ktoré vyplývajú z ich terajších aj budúcich zmlúv. Pokiaľ sa plánované investície nemenia, nemení sa ani objem týchto peňazí. Ak sa ale objem plánovaných investícií zvyšuje, vzniká dodatočný dopyt po peniazoch.

Zahrnutím finančného motívu a zohľadnením vládneho dopytu po peniazoch sa dostaneme k rovnici:

$$M_f^d = k \cdot C + d \cdot I + g \cdot G \quad (2.5)$$

kde k , d a g sú koeficienty zohľadňujúce finančný motív potreby určitej likvidity, C je spotreba, I sú investície a G je vládna spotreba.

Spotrebu môžeme vyjadriť ako funkciu produktu: $C = A + cY$ (A je tzv. autonómna spotreba, t.j. spotreba, ktorá nezávisí na výške príjmov a c je koeficient, vyjadrujúci sklon k spotrebe) a investície, ako funkciu úrokovej miery: $I = a - bi$. Celkový dopyt potom spolu po zahrnutí špekulačného motívu predstavuje táto rovnica:

$$M^d = k(A + cY) + d(a - bi) + g \cdot G + (\alpha - \beta i_p) \quad (2.6)$$

Poslednú časť rovnice, špekulačný motív, možno rozvinúť do podoby portfólio analýzy pri ktorej sa zohľadňuje investovanie do rôznych druhov aktív. Preto úroková miera v špekulačnom motíve nemusí byť taká istá ako úroková miera, ktorá je dôležitá pri rozhodovaní o investíciách. Špekulačný motív býva ale väčšinou ekonómami pri analýze dopytu po peniazoch ignorovaný.

2.1.4 Monetaristický prístup k dopytu po peniazoch

Základom monetaristického prístupu k analýze ekonomických javov je predpokladaná existencia tesnej závislosti vývoja množstva peňazí v ekonomike a nominálneho produktu. Peniaze hrajú veľmi dôležitú rolu v teórii monetaristov, ktorí zdôrazňujú, že rozhodujúca je ponuka peňazí a nie dopyt. Ponuka peňazí, podľa monetaristov ovplyvňuje zásadným spôsobom vývoj jednotlivých ekonomických veličín, ktorý sa potom odráža do dopytu po peniazoch. Monetaristi predpokladajú, že ponuka a dopyt po peniazoch sú z dlhodobého hľadiska v rovnováhe, ale v krátkodobom a strednodobom horizonte sa môžu líšiť.

Aj prístupy monetaristov k dopytu po peniazoch sa postupne vyvíjali. Tradičný monetaristický prístup (prezentovaný v *kvantitatívnej teórii peňazí*) zdôrazňoval najmä transakčný motív dopytu po peniazoch. Preto je podľa nich dopyt po

peniazoch najmä funkciou nominálneho produktu, ktorý svojim objemom zodpovedá množstvu peňazí, ktoré sú potrebné pre transakčné potreby ekonomických subjektov. To vyjadrujú rovnice:

$$\begin{aligned} M &= k \cdot P \cdot Y \\ M \cdot v &= P \cdot Y \end{aligned} \quad (2.7)$$

kde M je dopyt po peniazoch, P je vektor cien a Y je reálny produkt. Preto násobok $P \cdot Y$ dáva nominálny produkt. V prvej rovnici vystupujúca veličina k predstavuje priemernú dobu držania peňazí a v je rýchlosť obratu peňazí. Prvá rovnica sa označuje ako cambridgeská rovnica, na počesť Marshalla a Pigoua. Druhú rovnicu vytvoril Irving Fisher, ktorý namiesto priemernej dĺžky držby peňazí v hotovosti používal rýchlosť obratu peňazí. V princípe sú teda cambridgeská rovnica i rovnica množstva peňazí identické, keďže rýchlosť obratu peňazí je definovaná ako prevrátená hodnota priemernej dĺžky držby peňazí.

Na druhej strane, moderní monetaristi opustili predstavy výlučnej závislosti na transakčnom motíve držby peňazí a pripúšťajú napríklad vplyv úrokových sadzieb, ako aj výnosnosť iných finančných, alebo aj fyzických aktív.

Postoj terajších monetaristov k dopytu po peniazoch názorne vidieť v prístupe Milтона Friedmana, ktorý pri jeho tvorbe napríklad prihliadol aj ku Keynesovej teórii preferencie likvidity. Podľa neho závisí vývoj dopytu po peniazoch na celkovom bohatstve spoločnosti, ktoré má rôzne formy ako sú peniaze, obligácie, akcie, kapitál. Taktiež závisí na preferenciách vlastníkov tohto bohatstva v akom portfóliu ho budú držať. Formálne môžeme dopyt po peniazoch vo Friedmanovej koncepcii vyjadriť nasledovne:

$$\frac{M^d}{P} = f\left(y, w, r_m, r_e - r_m, r_b - r_m, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}, e\right) \quad (2.8)$$

kde M^d / P je reálny dopyt po peniazoch, y je celkové bohatstvo, w je podiel naakumulovaného ľudského kapitálu na celkovom bohatstve, r_m je očakávaný výnos peňazí, r_b je očakávaný výnos dlhopisov, r_e je očakávaný výnos cenných papierov na akciovom trhu, $1/P \cdot dP/dt$ je očakávaná zmena cien komodít a e sú iné faktory.

Z uvedeného prehľadu je vidieť, že teoretické prístupy k dopytu po peniazoch sú rôzne. Niektoré analyzujú dopyt po peniazoch obsahlo, iné tvrdia, že dopyt po peniazoch determinuje vývoj iba niekoľkých veličín. Skúsenosti s aplikáciou jednotlivých prístupov však postupne viedli k záveru, že tzv. čisté koncepcie interpretujú vývoj dopytu po peniazoch neuspokojivo, pretože majú tendenciu vychádzať z príliš zjednodušených modelových predpokladov. Platí to aj pre krajiny s rozvinutým trhovým hospodárstvom, ako aj pre tranzitívne ekonomiky. Preto sa v zahraničí pri analýze dopytu po peniazoch postupne opúšťajú tradičné teoretické prístupy vychádzajúce iba z keynesiánskych alebo iba z monetaristických teórií a postupne sa uprednostňujú rôzne kombinácie viacerých teórií.

Zaujímavú štúdiu týkajúcu sa výskumu dlhodobých vzťahov a závislostí medzi veličinami súvisiacimi s dopytom po peniazoch prezentovali vo svojej práci *Some monetary facts* McCandless a Weber (1995). Pre svoje skúmanie použili dáta z viac ako 110 krajín. Ich empirické zistenia boli v jednotlivých krajinách veľmi podobné a práve podobnosť týchto výsledkov je treba považovať nielen za špecifikum jednotlivých krajín, ale je ich možné interpretovať ako všeobecné vzťahy fungujúce v monetárnej ekonómii. Ich štúdia došla k týmto trom záverom. Podľa nich korelačný koeficient medzi tempom rastu menovej zásoby a tempom rastu cenovej hladiny je takmer jedna. K tomuto výsledku došli pri analyzovaní všetkých krajín na ktoré sa zamerali. Okrem toho zistili, že neexistuje jasná korelácia medzi rastom objemu peňazí a reálnym hospodárskym rastom. Tvrdenie o nekorelovanosti medzi týmito dvoma premennými však neplatí pre všetky analyzované krajiny. Pozitívnu koreláciu medzi rastom objemu peňazí a reálnym hospodárskym rastom našli pri analýze krajín, združujúcich sa v Organizácii pre hospodársku spoluprácu a rozvoj (OECD). Takisto podľa nich neexistuje korelácia medzi infláciou a reálnym rastom ekonomiky, čo platilo pre všetky skúmané krajiny.

Autori vo svojej práci prezentovali, že existuje veľa krajín s nízkym rastom menovej zásoby (a teda aj s nízkou infláciou) a nízkym hospodárskym rastom, ale zároveň existuje veľa krajín s vysokým rastom menovej zásoby, vysokou infláciou, ale s nízkym hospodárskym rastom. Okrem toho našli aj krajiny, v ktorých boli zistené iné kombinácie vývoja týchto veličín.

2.2 Odvodenie dopytu po peniazoch v malej otvorenej ekonomike

Ako už bolo naznačené, vývoj dopytu po peniazoch sa môže v každej krajine vyvíjať iným spôsobom. Slovensko prechádza od svojho vzniku zložitým ekonomickým vývojom, ktorý sa odráža v makroekonomických ukazovateľoch a vzťahoch medzi nimi. Samozrejme, že to neobchádza ani problematiku peňazí a ich vplyvu na rôzne oblasti ekonomiky. Výsledky analýz peňazí v tranzitívnej ekonomike sa preto môžu líšiť od tých, ktoré boli získané v krajinách s rozvinutým trhom. Navyše, Slovensko je malá tranzitívna ekonomika, ktorá má vysoký stupeň otvorenosti, čo môže vo vzťahu k menovej substitúcii priniesť nové výsledky.

2.2.1 Dopyt po peniazoch v uzatvorenej ekonomike

Za primárny motív dopytu po peniazoch budeme považovať potrebu financovať transakcie (transakčný motív). Samozrejme tým zahŕňame aj opatrnostný motív, ktorý zdôvodňuje držanie peňazí ako potrebu mať určitú časť bohatstva vo forme peňazí vzhľadom na neistotu budúceho vývoja. Opatrnostný motív sa totiž tiež odvíja od premenných aproximujúcich rozsah transakcií, ako sú produkt, výdavky, alebo bohatstvo. Tieto premenné sú kľúčovými premennými v akejkoľvek analýze rovnice dopytu po peniazoch.

Medzi premenné, ovplyvňujúce transakčný motív držania peňazí zahŕňajú Baumol a Tobin aj úrokové sadzby, ktoré takto aproximujú alternatívne náklady držania peňazí a majú teda podľa nich pozitívny vplyv na transakčnú rýchlosť obehu peňazí v ekonomike¹ a tým negatívny vplyv na dopyt po peniazoch.

Aj špekulačný motív nám poukazuje na negatívny vzťah medzi dopytom po peniazoch a úrokovými sadzbami. Na druhej strane, portfólio modely, zohľadňujúce investovanie do rôznych druhov aktív dávajú pozitívny vzťah medzi dopytom po peniazoch a vlastnou mierou výnosnosti týchto peňazí a negatívny vo vzťahu k miere výnosnosti alternatívnych aktív.

Zhrnutím týchto skutočností môžeme dopyt po peniazoch v uzatvorenej ekonomike vyjadriť spôsobom, kedy dopyt po peniazoch závisí od úrovne cien P , premennej vyjadrujúcej objem transakcií Y a vektoru R , ktorý predstavuje súhrn

¹ Resp. negatívny vplyv na dobu držania peňazí.

premenných, predstavujúcich alternatívne náklady držania peňazí. Často sa do rovnice dopytu po peniazoch zahŕňa inflácia ako premenná predstavujúca znehodnotenie peňazí a tým potrebu vyššieho objemu peňazí pre transakcie (pozitívny vplyv), alebo ako premennú, ktorá v prípade adaptívnych očakávaní v ekonomike aproximuje očakávanú infláciu. Môže pôsobiť dvomi spôsobmi. Znehodnocuje naše očakávané budúce výnosy a tým pôsobí negatívne. Druhý spôsob vysvetľuje očakávanú infláciu ako premennú vyjadrujúcu výnos z držby hmotných aktív, ktoré môžu byť alternatívou k peniazom ako uchovávateľa hodnoty (tiež negatívny vplyv).

$$M^D = f(P, Y, R, \pi) \quad (2.9)$$

Predpokladá sa, že táto funkcia je rastúca vzhľadom k Y a tiež vzhľadom k tým prvkom vektora R , ktoré sú spojené s výnosom aktív peňažnej zásoby M . Klesajúce sú vzhľadom k ostatným prvkom vektora R , ktoré predstavujú výnosnosť aktív vylúčených zo špecifikácie danej peňažnej zásoby. Tiež sa predpokladá, že funkcia je jednotkovo rastúca vzhľadom k cenovej hladine P , čo zabezpečí vyjadrenie rovnice ako dopytu po reálnych peniazoch². Ako už bolo spomenuté, premenná π - inflácia môže mať na peňažnú zásobu aj pozitívny aj negatívny vplyv. Záleží na špecifikácii modelovanej menovej zásoby a tiež od toho, ktorý z vyššie spomenutých vplyvov má silnejší účinok³.

Pri praktickom modelovaní sa rovnica zväčša prepisuje do logaritmického tvaru:

$$m^d = \alpha_0 + \alpha_1 y + \alpha_2 p + \alpha_3 R^{own} + \alpha_4 R^{alt} + \alpha_5 \pi + \varepsilon \quad (2.10)$$

kde sú všetky pôvodné veličiny, s výnimkou premenných v percentách, logaritmované.

Pri empirických odhadoch môžeme premenné vyjadrujúce výnosnosť vlastných peňazí a premenné vyjadrujúce výnosnosť alternatívnych aktív k peniazom spojiť do jednej premennej ($R^{own} - R^{alt}$), ktorá predstavuje alternatívne náklady držby modelovaných peňazí.

² Ako si ale neskôr uvedieme, predpoklad jednotlovej elasticity nemusí odrážať skutočnosť.

³ Je veľa krajín, kde sa našiel pozitívny vplyv inflácie, ale aj veľa krajín, kde sa zistilo negatívne pôsobenie inflácie (Kamin a Ericsson, 1993).

2.2.2 Dopyt po peniazoch v otvorenej ekonomike

Dopyt po peniazoch v otvorenej ekonomike môže byť determinovaný ďalšími faktormi, ktoré zatiaľ nie sú uvedené v rovnici (2.10). V tejto súvislosti sa hovorí najmä o pojme menová substitúcia.

Existujú rôzne definície menovej substitúcie od veľmi širokého k pomerne úzkemu pojatiu. Na jednej strane sa menová substitúcia vymedzuje ako proces používania rôznych mien v jednej ekonomike ako prostriedku výmeny. Na druhej strane sa na menovú substitúciu pozerá ako na „priamu“ a „nepriamu“. Priama znamená súperenie dvoch mien ako prostriedku výmeny pre transakčné účely a nepriama sa vzťahuje na investovanie medzi finančnými aktívami, čo úzko súvisí s kapitálovou mobilitou. Pokiaľ má menová substitúcia v ekonomike význam, ovplyvňuje stabilitu peňažných agregátov, dynamiku devízových kurzov a tiež vládne príjmy z inflácie.

V tranzitívnych ekonomikách sú implikácie menovej substitúcie trochu odlišné od vyspelých ekonomík. V analýze menovej substitúcie je napríklad často spomínaný pojem likvidita peňazí a náklady tejto likvidity. Tieto náklady sú vyššie v krajinách, kde úroveň rozvinutosti finančných trhov nedovoľuje ekonomickému subjektom ľahký nákup predaj finančných aktív. S takto sa zvyšujúcimi nákladmi likvidity rastie význam dopytu po peniazoch ako uchovávateľa hodnoty. Ak má domáca mena nízky očakávaný výnos (napr. vďaka vysokej inflácii), je zahraničná mena pre domáce subjekty významnou likvidnou alternatívou domácej meny.

Ďalšia implikácia menovej substitúcie pre tranzitívne ekonomiky je jej vplyv na efektívnosť stabilizačných programov vlády. Závěry rôznych modelov a empirických pozorovaní poukazujú na to, že pri prítomnosti menovej substitúcie vykazuje devízový kurz väčšiu volatilitu. Preto, ak hrá menová substitúcia v ekonomike dôležitú úlohu, zistenia ohľadne vyššej volatility kurzu vedú k obhajovaniu režimu fixného devízového kurzu v stabilizačnom období.

Takisto je dôležitý účinok menovej substitúcie na inflačné financovanie vládneho deficitu. Ak je inflácia vysoká, dynamika nominálneho produktu je tiež vysoká, čím sa zvyšujú aj nominálne príjmy vlády. Keďže dlh vlády je nominálna záležitosť, týmto sa vlastne financuje splácanie dlhu. Intuícia nám hovorí, že čím väčšia je substituovateľnosť domácej a zahraničnej meny, tým ťažšie vláda môže financovať svoj deficit tlačením peňazí. Ak je totiž citlivosť domácej meny na inflačnú daň vysoká

a existuje možnosť menovej substitúcie, pre každú vyššiu úroveň „inflačnej dane“ je príjem z tejto dane nižší vďaka tomu, že ekonomické subjekty v portfóliách nahradzujú domácu menu zahraničnou⁴.

Pri zohľadnení determinantov ovplyvňujúcich dopyt po peniazoch v otvorenej ekonomike je potrebné definíciu rovnice (2.10) rozšíriť o niektoré veličiny. Menovú substitúciu definujeme ako mieru, s ktorou ekonomickí agenti nahradzujú domáce peniaze vo svojich portfóliách zahraničnými peniazmi v reakcii na zmenu v ich relatívnom výnose. Rozšírená špecifikácia dopytu po peniazoch má potom takýto tvar:

$$m^d = \alpha_0 + \alpha_1 y + \alpha_2 p + \alpha_3 R^{own} + \alpha_4 R^{alt} + \alpha_5 \pi + \alpha_6 R^* + \alpha_7 e + \varepsilon, \quad (2.11)$$

kde R^* predstavuje výnosnosť úročených zahraničných aktív a e je nominálny výmenný kurz. Odhad rovnice v takomto tvare teda rozlišuje medzi kapitálovou mobilitou predstavovanou premennou R^* a menovou substitúciou, ktorú vyjadruje e .

⁴ Podrobnejšie sa menovej substitúcii venuje Melecký, *Stabilita dlhodobé poptávky po široce definovaných penězích v otevřené ekonomice*.

3 Modelovanie ekonomických časových radov

Pri modelovaní ekonomických časových radov je dôležité rozlišovať medzi dlhodobými a krátkodobými vzťahmi. Krátkodobé vzťahy pôsobia medzi časovými radmi len počas relatívne krátkeho časového obdobia a postupne miznú. Usmerňujú napríklad vplyv neočakávaných šokov na jednotlivé premenné, ktoré sú v dlhodobom vzťahu. Napr. v prípade poľnohospodárskej produkcie sa vplyvom klimatických zmien môže zvýšiť cenová úroveň produktov tohto sektora. Postupne sa ale tieto ceny vrátia do normálneho stavu vďaka opätovnej vyššej produkcii v ďalších rokoch. A práve tento „normálny stav“ má súvis s dlhodobými vzťahmi, ktorých vplyv s postupom času nemizne. Problematika dlhodobých vzťahov je úzko spätá s pojmom ekvilibrium (rovnovážny stav). Ten môžeme definovať ako stav systému, ktorý nemá tendenciu k zmenám vo vnútorných vzťahoch tohto systému¹. My sa budeme zaoberať tzv. stabilným ekvilibriom, t.j. rovnovážnym stavom, ktorý sa v čase nemení.

Formálne dlhodobé ekvilibrium môžeme vyjadriť ako funkciu:

$$f(x_1, x_2, \dots, x_n) = 0, \quad (3.1)$$

ktorá definuje vzťahy medzi premennými v rovnováhe.

¹ Môžeme ho teda chápať ako stav systému, ku ktorému je systém neustále priťahovaný, ak sa iné veličiny nemenia.

3.1 Základné pojmy

Nech $(\Omega, \mathcal{A}, P)$ je pravdepodobnostný priestor a T je indexová množina. Nech pre každé fixné $t \in T$ je $x(\omega, t)$ náhodná premenná definovaná na pravdepodobnostnom priestore $(\Omega, \mathcal{A}, P)$. Stochastický proces, je usporiadaná postupnosť náhodných veličín $\{x(\omega, t), \omega \in \Omega, t \in T\}$. Pre každé fixné $\omega \in \Omega$ je $x(\omega, \cdot)$ realizácia stochastického procesu, definovaná na T . Pokiaľ množinu T zoberieme, ako indexovú množinu času, potom $x(\omega, \cdot)$ (resp. $\{x_t\}_{t \in T}$, alebo iba jednoducho $x(t)$) je v čase usporiadaná postupnosť náhodných veličín, ktorú voláme časový rad.

Pre každé $t \in T$ a $t+h \in T$ sú definované základné charakteristiky stochastického procesu $\{x_t\}_{t \in T}$:

- Stredná hodnota $E[x_t] = \mu_t$,
- Disperzia $D[x_t] = E[(x_t - E[x_t])^2]$,
- Kovariancia $\text{Cov}[x_t, x_{t+h}] = E[(x_t - E[x_t])(x_{t+h} - E[x_{t+h}])]$,

Stochastický proces $\{x_t\}_{t \in T}$ voláme silne stacionárny, ak pre každú indexovú množinu $(t_1, \dots, t_n) \in T$ a ľubovoľné reálne číslo h , pre ktoré $t_i + h \in T$, $i = 1, 2, \dots, n$ platí:

$$F(x_{t_1}, \dots, x_{t_n}) = F(x_{t_1+h}, \dots, x_{t_n+h}), \quad (3.2)$$

kde $F(\cdot)$ je združená distribučná funkcia. Implikuje to, že všetky existujúce momenty tohto procesu sú konštantné v čase. Alebo inak povedané, že proces $x(\omega, t)$ má rovnaké pravdepodobnostné rozdelenie invariantné v čase.

Stochastický proces $\{x_t\}_{t \in T}$ voláme slabo stacionárny², ak pre neho platia nasledovné podmienky:

$$\begin{aligned} & \bullet \quad E[x_{t_i}] = E[x_{t_i+h}] = \mu_1 < \infty, \\ & \bullet \quad E[(x_{t_i})^2] = E[(x_{t_i+h})^2] = \mu_2 < \infty, \\ & \bullet \quad E[x_{t_i}x_{t_j}] = E[(x_{t_i+h})(x_{t_j+h})] = \mu_{ij} < \infty, \end{aligned} \tag{3.3}$$

kde μ_1 , μ_2 a μ_{ij} sú konštantné v čase pre všetky $t \in T$ a h také, že $t_r + h \in T$ ($r = i, j$). Prvé dve podmienky nám implikujú, že stredná hodnota aj disperzia tohto procesu je konštantná a nezávisí od času. Spolu s treťou podmienkou nám to hovorí, že kovariancia závisí iba od vzdialenosti argumentov v čase.

Ak časový rad nespĺňa podmienku stacionarity, hovoríme, že je nestacionárny³.

O nestacionárnom (diskrétnom) stochastickom procese $\{x_t\}_{t \in T}$ budeme hovoriť, že je integrovaný rádu d , ak jeho diferencovaním rádu d získame stacionárny proces. Označíme $x_t \sim I(d)$. Stacionárny proces preto označíme ako $I(0)$.

3.2 Kointegrované procesy

Ako už bolo v úvode tejto kapitoly naznačené, pri konštrukcii modelov ekonomických časových radov je logické vychádzať z predpokladu, že vývoj

² Pri interpretácii stacionarity časového radu pri modelovaní ekonomických časových radov sa myslí slabá stacionarita. Preto keď v ďalšom budeme hovoriť o stacionarite, budeme tým myslieť slabú stacionaritu.

³ Pre testovanie stacionarity existuje viacero testov. Tieto testujú hypotézu, či testovaný rad obsahuje tzv. unit root (preto sa nazývajú *unit root testy*). Vychádzajú z predpokladu, že autoregresný proces $y_t = \rho \cdot y_{t-1} + x_t^T \delta + \varepsilon_t$ (kde x_t môže zahŕňať konštantu alebo trend a ε_t je biely šum) je nestacionárny ak $|\rho| \geq 1$. Testovanie stacionarity je teda testom či $|\rho| < 1$. Vo všeobecnosti je unit root testami testovaná hypotéza $H_0 : \rho = 1$ oproti hypotéze $H_1 : \rho < 1$. Najpoužívanejšie unit root testy sú Dicky-Fullerove testy, Phillip-Peron test, alebo Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS) test, ktorý ale testuje opačnú hypotézu $H_0 : \rho < 1$ oproti $H_1 : \rho = 1$.

jednotlivých radov je spätý teoreticky zdôvodniteľným ekonomickým vzťahom, ktorý sa v dlhodobom horizonte nerozchádza.

Pokiaľ je odklon smeru vývoja spoločného vzťahu časových radov iba krátkodobý, postupne sa vytráca a taktiež existuje hranica, z ktorej tento vzťah „neutečie“⁴, potom hovoríme, že časové rady sú v ekvilíbriu. Štatistické vyjadrenie tohto stavu sa nazýva kointegrácia časových radov (Engle a Granger, 1987).

Veľa ekonomických časových radov, ako je napríklad hrubý domáci produkt, v čase rastie. To znamená, že sú nestacionárne, pretože nespĺňajú už prvú podmienku stacionarity. Niektoré silno autoregresné procesy⁵ sú tiež nestacionárne. Na regresiu s nestacionárnymi časovými radmi sú bežné prostriedky nespoľahlivé⁶. Preto je koncept hľadania štatistickej rovnováhy pre takéto premenné nevyhnutný.

Aj keď existuje dlhodobý vzťah medzi časovými radmi, ako už bolo uvedené, nikdy tento vzťah neplatí absolútne. Preto matematické vyjadrenie dlhodobého vzťahu (3.1) prepíšeme takto:

$$f(x_1, \dots, x_n) = \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Od časového radu chýb modelu ε_t požadujeme, aby spĺňal podmienky stacionarity (3.3). Táto definícia rovnovážneho vzťahu je splnená automaticky, ak všetky samotné časové rady $x_1, \dots, x_n$ sú stacionárne. A to dokonca aj vtedy, ak medzi nimi vzťah nie je. Zoberme si teraz dva časové rady. Uvedieme niektoré pravidlá, ktoré zvyčajne medzi nimi platia:

- a) ak $x_t \sim I(0)$ a $y_t \sim I(0)$, potom $\{a \cdot x_t + b \cdot y_t + c\} \sim I(0)$,
- b) ak $x_t \sim I(1)$ a $y_t \sim I(0)$, potom $\{a \cdot x_t + b \cdot y_t + c\} \sim I(1)$,
- c) ak $x_t \sim I(1)$ a $y_t \sim I(1)$, potom $\{a \cdot x_t + b \cdot y_t + c\} \sim I(1)$.

Tretie pravidlo neplatí absolútne a niekedy sa stáva, že nastane takáto situácia:

- d) ak $x_t \sim I(1)$ a $y_t \sim I(1)$, potom $\{a \cdot x_t + b \cdot y_t + c\} \sim I(0)$.

⁴ Všimnite si nápadnú podobnosť s podmienkami (3.3).

⁵ Najjednoduchší je príklad tzv. náhodnej prechádzky: $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$. (IID – nezávislý, rovnako pravdepodobnostne rozdelený).

⁶ Problém tzv. „spurious regression“ – zdanlivá (falošná) regresia, ktorú načrtli Granger and Newbold (1974). Ak napríklad zoberieme dva nesúvisiace rady, ktoré majú lineárny trend, klasická metóda najmenších štvorcov nám môže dávať dobré výsledky s minimálnymi štandardnými odchýlkami, signifikantnou t-štatistikou a vysokým R^2 . Jediným vodítkom, že ide o tzv. zdanlivú regresiu, je nízka Durbin-Watson štatistika.

A toto je práve prípad kointegrácie, keď nám lineárna kombinácia dvoch nestacionárnych časových radov dáva stacionárny rad.

Majme dva stochastické procesy x_t a y_t , ktoré sú obidva typu $I(d)$ kde $d > 0$ a existuje lineárna kombinácia týchto procesov taká že $\{a \cdot x_t + b \cdot y_t\} \sim I(d - c)$, kde $0 < c \leq d$. Potom sa tieto procesy nazývajú kointegrované rádu d a c a označujeme ich ako $x_t, y_t \sim CI(d, c)$. Vektor (a, b) sa nazýva kointegračný vektor a vyjadruje dlhodobý vzťah medzi premennými.

Uvedený vzťah môžeme definovať aj pre n integrovaných procesov. Nech $\vec{x}_t$ je vektor náhodných premenných $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$, ktoré sú rádu $I(d)$. Zložky vektora sú kointegrované rádu d a c ($\vec{x}_t \sim CI(d, c)$), ak existuje $(n \times 1)$ -rozmerný vektor $\vec{\alpha} \neq 0$, taký, že platí $\alpha^T \vec{x}_t \sim I(d - c)$. Vektor $\vec{\alpha}$ sa nazýva kointegračný vektor. V empirickej ekonometrii je najzaujímavejší prípad, keď kointegračný vektor vedie ku stacionárnej lineárnej kombinácii, t.j. $d = c$.

V prípade dvoch procesov môže existovať iba jeden kointegračný vektor. Ak ale máme prípad viacej ako dvoch procesov, môže nastať zložitejšia situácia. Majme napríklad tri procesy $x_t \sim I(1)$, $y_t \sim I(2)$ a $z_t \sim I(2)$. Aby sme mali výslednú lineárnu kombináciu typu $I(0)$, musí byť druhý a tretí proces kointegrovaný rádu $CI(2,1)$. Lineárnou kombináciou prvého procesu so získaným vzťahom druhých dvoch, potom môžeme dostať druhý kointegračný vzťah. Dá sa odvodiť, že v prípade n procesov môže existovať $(n - 1)$ kointegračných vzťahov.

Existujú pomerne závažné dôvody, prečo môžeme princíp kointegrácie považovať za kľúčovú myšlienku modelovania nestacionárnych časových radov:

- Stredná hodnota lineárnej kombinácie integrovaných časových radov môžeme chápať ako ekvilibrium.
- Analýza vzťahov integrovaných časových radov má zmysel iba vtedy, ak sú tieto časové rady kointegrované, t.j. sú späté spoločným stochastickým trendom. Inak vzniká problém už spomínanej „zdanlivej regresie“.
- Kointegrované časové rady môžeme popísať modelom „error-correction“, tzv. model korekcie chýb. Tento model v sebe obsahuje parametre, ktoré

popisujú dlhodobý vzťah a tiež parametre charakterizujúce mieru vychýlenia systému od tohto dlhodobého vzťahu.

3.3 Kointegrácia vo viacrovnicových modeloch

3.3.1 EC modely vychádzajúce z VAR

Predpokladajme n -rozmerný model VAR(2) – Vector Autoregression (cielene, kvôli jednoduchosti výkladu, zahrňame len dve oneskorenia) tvaru:

$$X_t = c + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \vec{\varepsilon}_t \quad (3.5)$$

kde X_t je n -rozmerný vektor časových radov, c je vektor konštánt, A_1, A_2 sú matice typu $n \times n$ a $\vec{\varepsilon}_t$ je n -rozmerný proces bieleho šumu⁷.

Error-correction formuláciu tohto modelu dostaneme jednoduchou úpravou rovnice (3.5) na tvar:

$$\Delta X_t = c + K \Delta X_{t-1} + L X_{t-2} + \vec{\varepsilon}_t \quad (3.6)$$

kde $K = (A_1 - I_n)$ a $L = (A_1 + A_2 - I_n)$. Tento model, ktorý nazývame Vector Error-Correction model (VEC), už obsahuje krátkodobé vzťahy medzi premenými, t.j. vzťahy medzi diferencovanými (stacionarizovanými) premennými ktoré sú vyjadrené maticou K a obsahuje tiež dlhodobé vzťahy vyjadrené maticou L . V tomto modeli môžu nastať tri situácie:

1. $h(L) = n$. To znamená, že matica dlhodobých vzťahov má plnú hodnotu. V tomto prípade, ak je viacrozmerný časový rad stacionárny, potom sú stacionárne aj jeho jednotlivé časti a k ich stacionarizácii netreba diferencii.
2. $h(L) = 0$, t.j. matica L je nulová a model (3.6) neobsahuje nediferencovaný člen, čo nám hovorí o tom, že medzi jednotlivými zložkami vektora X_t neexistuje dlhodobý vzťah.
3. $0 < h(L) = r < n$, keďže matica nemá nulovú hodnotu, nezmizne nediferencovaný člen modelu (3.6), ale keďže hodnota matice je r , čo je

⁷ Biely šum je stochastický proces $\{\varepsilon_t\}$ taký, že platí $E[\varepsilon_t] = 0$ a $D[\varepsilon_t, \varepsilon_{t+h}] = \sigma^2$ ak $h = 0$ a $D[\varepsilon_t, \varepsilon_{t+h}] = 0$ ak $h \neq 0$.

menšie ako n , nemôžeme povedať, že X_t je zložený zo stacionárnych zložiek.

Matica L je nenulová a môžeme medzi premennými nájsť dlhodobý vzťah.

Prvé dve situácie sú zrejmé a ich vysvetlenie je logické. Tretia situácia je zložitejšia. Detailne sa ňou zaoberá *Grangerova veta*⁸, ktorej hlavný prínos je v tom, že ňou bolo dokázané, že kointegrovaný systém časových radov je možno vyjadriť v troch formách. A to vo forme VAR modelu, EC modelu (Error-Correction model) a VMA modelu (Vector Moving Average Error model).

Pokiaľ je n – rozmerný systém kointegrovaný rádu r , potom platí, že maticu dlhodobého vzťahu L možno rozložiť na dve matice:

$$L = \gamma \cdot \beta' \quad (3.7)$$

kde matice γ a β majú rozmery $(n \times r)$. Matica β je matica koeficientov dlhodobých vzťahov a matica γ je matica tzv. zaťažení („loadings“), ktoré vyjadrujú silu s akou sa presadzujú dlhodobé vzťahy.

3.3.2 Testovanie kointegrácie vo VEC modely

Ako už bolo naznačené, počet kointegračných vektorov závisí od hodnoty matice L . Testovanie rádu kointegrácie znamená testovanie hodnoty tejto matice. Tým by sme mali dôjsť k počtu kointegračných vektorov, t.j. k počtu dlhodobých vzťahov.

Predpokladajme, že máme maticu L a jej n usporiadaných vlastných čísiel takých, že $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_n$. Ak by premenné neboli kointegrované, hodnota L by bola 0 a preto aj všetky vlastné hodnoty matice L by boli rovné nule. Preto všetky výrazy $\ln(1 - \hat{\lambda}_i) = \ln(1) = 0$. Podobne, ak hodnota L je 1, tak $0 < \hat{\lambda}_1 < 1$, čo nám dáva, že $\ln(1 - \hat{\lambda}_1)$ je záporný a ostatné sú nulové pre $i = 2, 3, \dots, n$.

Označme si teraz hypotézu H_1 , ktorá znamená, že hodnota matice L je $r = n$. Má teda plnú hodnotu a to nám implikuje stacionárnosť všetkých časových radov systému. Ďalej si označme hypotézu $H_2(r)$, ako hypotézu, kedy je hodnota matice L rovná $r < n$, takže n -rozmerný časový rad vektora X_t je $I(1)$. Pre

⁸ Prvýkrát publikovaná v roku 1987, Engle, Granger. Ďalej sa tejto téme venovali Johansen (1991), Banerjee a kol. (1993), Arlt (1995), (1999).

zistenie počtu kointegračných vektorov sa pomocou testu vierohodnostným pomerom testuje hypotéza $H_2(r)$ v rámci hypotézy H_1 . Testované kritérium vznikne podielom vierohodnostných funkcií:

$$Q(H_2(r)|H_1) = \frac{L_{\max}^{-2/T}(H_2(r))}{L_{\max}^{-2/T}(H_1)} = \frac{\prod_{i=1}^r (1 - \hat{\lambda}_i)}{\prod_{i=1}^n (1 - \hat{\lambda}_i)} = \frac{1}{\prod_{i=r+1}^n (1 - \hat{\lambda}_i)} \quad (3.8)$$

Pokiaľ výraz (3.8) logaritmujeme, dostaneme tzv. trace-štatistiku:

$$\eta_r = -2 \ln[Q(H_2(r)|H_1)] = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.9)$$

kde T je počet použiteľných pozorovaní (je to počet pozorovaní mínus straty spôsobené napríklad použitím oneskorených premenných) a $\hat{\lambda}_i$ sú odhadnuté vlastné čísla matice L . Testuje sa tu, že počet rozličných kointegračných vektorov je menej, alebo rovné r .

Podobné kritérium pre testovanie hypotézy $H_2(r)$ v rámci $H_2(r+1)$ má tvar:

$$\xi_r = -2 \ln[Q(H_2(r)|H_2(r+1))] = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.10)$$

Tento test testuje, či počet kointegračných vektorov je r oproti alternatíve, že počet kointegrovaných vektorov je $r+1$. ξ_r sa nazýva max-eigen-štatistika.

3.4 Kointegrácia v jednorovnicových modeloch

3.4.1 EC modely vychádzajúce z ADL

Pri tvorbe jednorovnicových EC modelov sa vychádza z modelov $ADL(m, n, p)$ - Autoregressive-Distributed Lags, ktoré majú všeobecný tvar:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \sum_{i=0}^n \beta_{j,i} \cdot x_{j,t-i} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Jednou z jednoduchých foriem ADL modelu je model $ADL(1,1,1)$, v ktorom sa predpokladajú časové oneskorenia o jedno obdobie:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

kde ε_t je proces bieleho šumu. Podobne, ako model VAR, môžeme aj z modelu ADL jednoduchou transformáciou vytvoriť error-correction formu:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_0 \Delta x_t + (\alpha_1 - 1) \left[y_{t-1} - \left(\frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} \right) x_{t-1} \right] + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

kde vzťah v hranatej zátvorke predstavuje dlhodobú rovnováhu medzi y_t a x_t . Parameter $(\alpha_1 - 1)$ vyjadruje silu, s akou sa presadzuje dlhodobý vzťah a nazývame ho „loading“, zaťaženie dlhodobého vzťahu.

Predpokladajme teraz, že procesy y_t a x_t sú procesy $I(1)$ a uvažujme situácie, aké môžu nastať v statickej regresii

$$y_t = \alpha_0 + \beta_0 x_t + u_t \quad (3.14)$$

Podobne ako pri VEC, rozlišujeme tri prípady:

1. proces $\{u_t\}$ má charakter bieleho šumu. To znamená, že je typu $I(0)$. V tomto prípade pre model (3.14) platí, že $u_t = \varepsilon_t$, $\alpha_1 = 0$, $\beta_1 = 0$. Model (3.12) a (3.13) potom môžeme prepísať do tvaru statickej regresie. Dlhodobý vzťah vyjadruje $y_t = \alpha_0 + \beta_0 x_t$.
2. proces $\{u_t\}$ je typu $I(1)$. Preto ho môžeme napísať v tvare $u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t$, kde ε_t je proces bieleho šumu. V tejto situácii možno model (3.14) vyjadriť v tvare

$$y_t = \alpha_0 + y_{t-1} + \beta_0 x_t - \beta_0 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

čo nám ale implikuje, že neexistuje žiadny dlhodobý vzťah a EC model má formu:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_0 \Delta x_t + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

Časové rady nie sú kointegrované a v tomto prípade sa už nejedná o model EC. Ak by sme takéto časové rady modelovali pomocou vzťahu (3.14), potom by išlo o tzv. „spurious regression“

3. proces $\{u_t\}$ je stacionárny a autokorelovaný a je typu $I(0)$. Preto ho môžeme napísať v tvare $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$, kde ε_t je proces bieleho šumu a $|\rho| < 1$. V tejto situácii je možné model (3.14) vyjadriť v tvare

$$y_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \beta_0 x_t - \rho \beta_0 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

čo je forma $ADL(1,1,1)$. Keď porovnáme (3.12) a (3.17), zistíme, že $\alpha_1 = \rho$ a $\beta_1 = -\rho\beta_0$. Z toho vychádza podmienka pre člen zaťaženia $(\alpha_1 - 1) \in (-2, 0)$, takže model EC má formu (3.13). Existuje dlhodobý kointegračný vzťah:

$$y_t - \beta_0 \left(\frac{1 + \rho}{1 - \rho} \right) x_t = \varepsilon_t$$

ktorý už závisí iba na hodnote parametra β_0 a na sile autokorelácie ρ .

V rovniciach (3.13) založených na štvrťročných údajoch je možné namiesto oneskorenia o jeden 1. štvrťrok použiť časové oneskorenie o štyri štvrťroky. EC modely, v ktorých sa korekcia chýb uskutočňuje na základe pozorovaní posunutých o štyri štvrťroky, majú nasledujúci tvar⁹:

$$\Delta_4 y_t = \alpha_0 + \beta_0 \Delta_4 x_t + (\alpha_1 - 1) \left[y_{t-4} - \left(\frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} \right) x_{t-4} \right] + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

3.4.2 Testovanie kointegrácie v jednorovnicovom modeli

Pri testovaní kointegrácie v jednorovnicových modeloch môžeme použiť rôzne metódy. V prvom rade je potrebné odhadnúť kointegračný vzťah.

Engle a Granger (1987) navrhli dvojkrovový odhad pre odhad EC rovnice s kointegrovanými premennými. V prvom kroku sú parametre kointegrujúceho vektora odhadnuté statickou regresiou, v druhom kroku sú tieto použité pri odhade error-correction formy rovnice. V oboch krokoch je odhad urobený pomocou metódy najmenších štvorcov a je možné ukázať, že odhad kointegračného vzťahu je konzistentný a navyše ku kointegračnému vzťahu rýchlo konverguje. Pokiaľ máme

⁹ Treba rozlišovať diferenciu 4. rádu označovanú $\Delta^4 y_t$ (t.j. 4. krát diferencovaný časový rad) a diferenciu prvého rádu o štyri obdobia označovanú $\Delta_4 y_t$ použitú v tomto modeli.

odhad kointegračného vzťahu, môžeme pri overovaní jeho existencie vychádzať z posúdenia, či reziduá statickej regresie obsahujú tzv. unit root (testovanie stacionarity). Zistíme, či reziduá majú charakter $I(1)$, alebo $I(0)$. V prvom prípade by rady neboli kointegrované, v druhom prípade áno.

Kointegráciu v jednorovnicovom modeli možno testovať aj na základe modelu typu (3.13) vychádzajúceho z $ADL(1,1,1)$ modelu. Pomocou neho získame dlhodobý vzťah a môžeme otestovať stacionaritu jeho reziduí podobne, ako to bolo v predchádzajúcom prípade. V tomto prípade sa testuje aj parameter zaťaženia $(\alpha_1 - 1)$. Testuje sa, či je nulový, alebo rôzny od nuly. Pokiaľ je tento parameter rovný nule, medzi uvažovanými procesy nie je kointegračný vzťah. Tento test je ale problematický v tom, že dosiaľ nebolo odvodené pravdepodobnostné rozdelenie jeho testovaného kritéria.

Iná alternatíva je odhadnúť dlhodobý vzťah pomocou VAR modelu stupňa p a pomocou získaného modelu otestovať kointegráciu Johansenovým testom uvedeným v kapitole 3.3.2. Získaný dlhodobý vzťah potom môžeme použiť pri odhade EC modelu (3.13) vychádzajúceho z ADL formy za týchto predpokladov:

- Johansenov kointegračný test nám poukazuje iba na jeden dlhodobý vzťah medzi premennými;
- je potrebné, aby vysvetľujúce premenné v dlhodobom vzťahu spĺňali podmienku exogenity¹⁰.

¹⁰ Problém exogenity premenných je pomerne obsiahla téma a preto sa jej v tejto práci nevenujeme.

4 Použité časové dáta a ich vývoj

Táto štúdia sa venuje štvrťročnej analýze obdobia od prvého štvrťroku 1995 po štvrtý štvrťrok 2004. Časové rady sú v rovniciach používané v logaritmickej podobe, čo je systém, ktorý je vo svetovej literatúre bežne používaný, pretože koeficienty pri jednotlivých premenných je možné interpretovať v zmysle elasticít. Nelogaritmované premenné sú iba tie, ktoré sú pôvodne v percentách a ich koeficienty sú následne interpretované v zmysle semi-elasticít.

Všetky použité časové rady považujeme za nestacionárne procesy typu $I(1)$. Výsledky testov stacionarity uvádzame v prílohe č. 1 – Analýza stacionarity použitých časových radov.

Peňažná zásoba

Jednotlivé menové agregáty, ktoré spolu predstavujú súhrn všetkých peňazí v ekonomike, sa rozlišujú podľa stupňa likvidity na Slovensku takto:

- **M0** = hotovostné obeživo mimo bánk, tzv. menová báza,
- **M1** = M0 + vklady splatné na požiadanie, tzv. *peniaze v užšom zmysle slova*,
- **QM** = terminované vklady + vklady v cudzej mene, tzv. *kvázipeniaze*,
- **M2** = M1 + QM, tzv. *peniaze v širšom zmysle slova*,
- **M3** = M2 + repo obchody + podielové listy podielových fondov peňažného trhu + vydané dlhové cenné papiere so splatnosťou do 2 rokov.

Menové agregáty a protipoložky menového agregátu M3

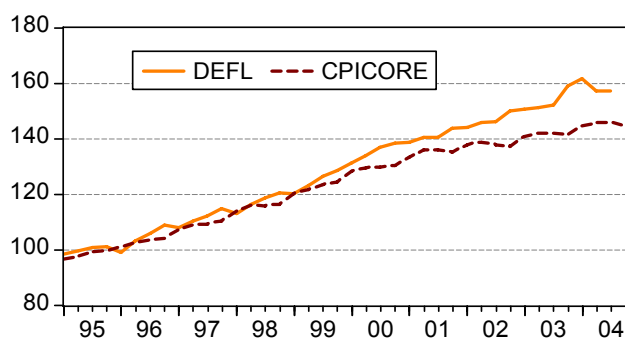
Pasíva	M1	M2	M3
Obeživo	X	X	X
Vklady splatné na požiadanie	X	X	X
Vklady a prijaté úvery s dohodnutou splatnosťou do 2 rokov		X	X
Vklady s výpovednou lehotou do 3 mesiacov		X	X
Repo obchody			X
Podielové listy podielových fondov peňažného trhu *			X
Vydané dlhové cenné papiere so splatnosťou do 2 rokov			X

* údaje o podielových listoch podielových fondov peňažného trhu sa získavajú od roku 2004

Dopyt po peniazoch je v tejto práci reprezentovaný troma peňažnými agregátmi M1, M2 a kvázipeniaze (QM). V analýze používame stavové veličiny z konca daného časového obdobia (tzv. „end-of-period“ dáta). Vklady v cudzej mene patriace do kvázipeniazí a M2 sú prepočítavané v bežnom kurze. Tieto časové rady sú získané z menového prehľadu Národnej banky Slovenska.

Cenová hladina

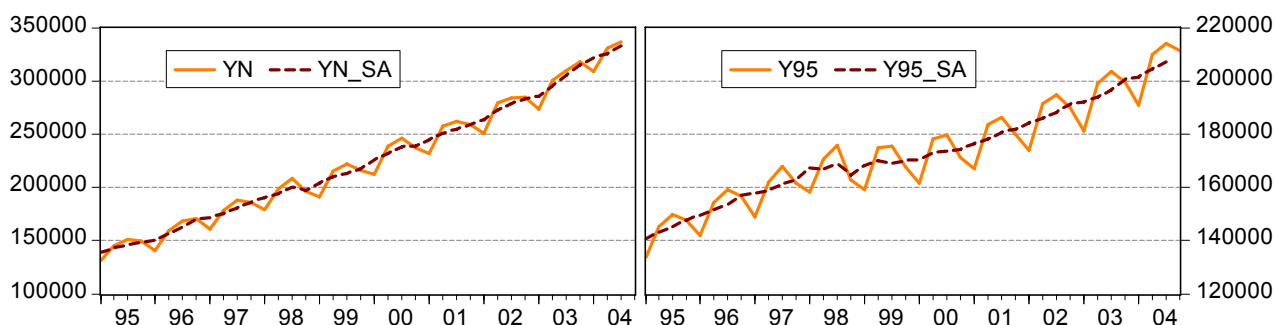
Ako veličinu vyjadrujúcu úroveň cenovej hladiny používame index jadrovej inflácie a deflátor HDP, ktoré sme získali z databázy Eurostatu. Použitie deflátoru HDP ale obmedzíme iba na analyzovanie dopytu po reálnych peniazoch M1. V ďalších analýzach budeme pokračovať už iba s vyjadrením reálneho dopytu pomocou indexu jadrovej inflácie. Je to z dôvodu väčšej stability tohto časového radu. Taktiež veríme, že správanie ekonomických subjektov je determinované vývojom v cenách čiastočne očistených o vplyv deregulácií. Práve veľké výkyvy spôsobené dereguláciami spôsobili, že sme sa rozhodli nepoužiť index spotrebiteľských cien (CPI), ktorý je pri väčšine analýz dopytu po peniazoch štandardne používaný.



Škálová premenná

Ako premennú vyjadrujúcu transakčný a opatrnostný motív dopytu po peniazoch používame sezónne očistené časové rady nominálneho hrubého domáceho produktu a reálneho HDP, ktorú takisto máme z databázy Eurostatu. Ako alternatíva k týmto premenným sa používa napr. domáci dopyt, ktorý je súčtom HDP a importu od ktorého sa odpočíta export. Táto premenná ale prinášala do našich modelov vyššiu nestabilitu koeficientov a preto sme ju v analýze nepoužili.

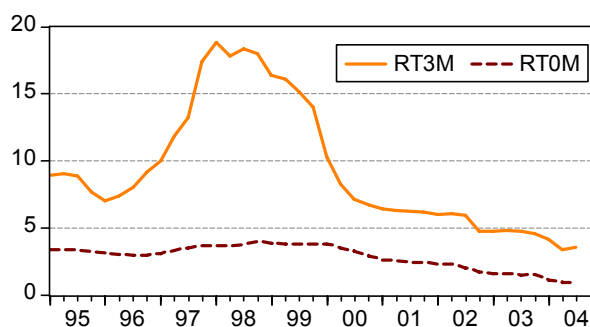
V nasledujúcich grafoch je zobrazený vývoj nominálneho a reálneho HDP:



Výnosnosť peňazí

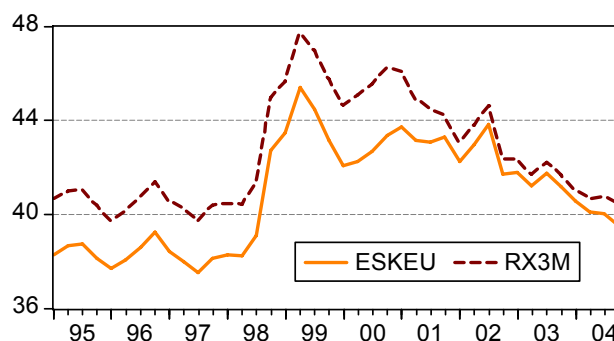
Pri aproximácii tejto veličiny sme sa rozhodli použiť úroky na vklady do 3 mesiacov. Je to z toho dôvodu, že objem krátkodobých terminovaných vkladov tvorí najväčší objem peňazí v rámci M2.

Pri analýze peňažnej zásoby M1 a kvázipeňazí použijeme alternatívu týchto úrokov, keď od úrokov na vklady do 3 mesiacov odpočítame úroky na neterminované vklady. Takto vytvorená diferencia bude pri analýze M1 tvoriť tzv. „opportunity costs“, teda alternatívne náklady držania týchto peňazí a pri analýze QM budú predstavovať vlastnú výnosnosť týchto peňazí.



Vplyv menovej substitúcie

Vplyv menovej substitúcie nám bude predstavovať nominálny výmenný kurz, ktorý sa štandardne používa pri podobných analýzach. Budeme používať kurz SKK/EUR a rozšírime ho o vplyv úrokovej sadzby LIBOR na eurodepozitá. Diskusia k tejto premennej *RX3M* bude rozvedená neskôr, pri konkrétnych analýzach.



Dummy premenné použité v konečných EC modeloch

Vzhľadom na pomerne zložitý vývoj jednotlivých peňažných agregátov na Slovensku sme sa po odhadnutí dlhodobého vzťahu pri tvorbe konečných EC modelov rozhodli použiť aj dummy premenné.

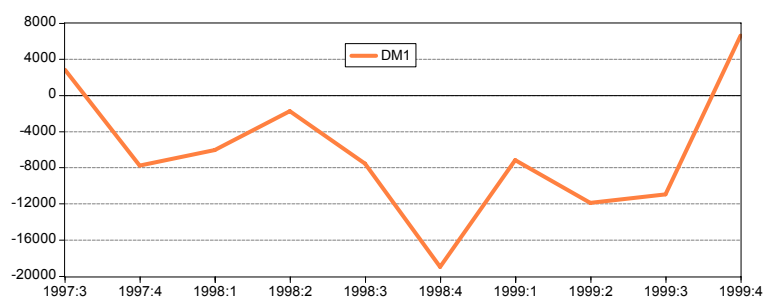
Pri tvorbe týchto dummy premenných sme zohľadňovali vývoj daného peňažného agregátu a tiež použitý druh konečného EC modelu. Pri medziročných modeloch vychádzajúcich z rovnice (3.18) nebolo potrebné použiť dummy premennú tam, kde na objem jednotlivých peňažných agregátoch vplývali len menšie šoky. Diferencie o štyri obdobia tieto šoky pohltili. Naproti tomu v medzikvartálnych modeloch vychádzajúcich z (3.13) už bolo treba tieto šoky zohľadniť.

Dynamika a vnútorné štruktúry agregátu M2 mali na Slovensku pomerne zložitý a nerovnomerný vývoj. Predovšetkým sú to zložené roky 1998 až 2001, keď banky uprednostňovali prostredníctvom vysokých sadzieb termínované vklady s krátkou splatnosťou. Obstarávali si tak dodatočnú likviditu v neistých podmienkach medzibankového trhu. Výrazný vplyv na dynamiku vývoja v rámci M2 mali tiež devalvačné očakávania verejnosti, tlak na výmenný kurz, jeho deprecia a zmena kurzového režimu z fixného na plávajúci.

Zaznamenali sme aj niektoré ďalšie výkyvy ktoré vplývali najmä na medzikvartálne modely peňazí M1 a preto sme ich zohľadnili pri tvorbe dummy premennej.

Dummy premenné pre modely peňažného agregátu M1

Na objem tohto peňažného agregátu v rokoch 1998 a 1999 vplývali viaceré zmeny, ktoré spôsobili ich výrazný prepád M1. Dôvod bol vo výraznom sťahovaní týchto najlikvidnejších zdrojov do neporovnateľne výnosnejších krátkodobých termínovaných vkladov, prípadne do vkladov v cudzej mene (t.j. do QM), ktoré ale neprebiehali rovnomerne, čomu nasvedčuje dynamika vývoja M1 v týchto rokoch. Nasledujúci graf obsahuje medzikvartálne prírastky M1:



Tento nerovnomerný vývoj sa prejavil aj pri sezónnom očisťovaní časového radu M1, čo mohlo spôsobiť vychýlené výsledky očisťovania.

Vo výsledkoch modelov sa pravdepodobne prejavil aj mierny prepád HDP na konci roka 1998.

Pri porovnaní reziduí medzikvartálnych modelov peňazí M1 so zistenými skutočnosťami ohľadne vývoja v tomto období, sme sa rozhodli zohľadniť nerovnomerný vývoj v M1 a to hodnotami 1,5 v druhom štvrťroku 1998 a v prvom štvrťroku 1999. Ďalšie hodnoty v tejto dummy premennej ohodnotíme nižšou hodnotou. A to v treťom štvrťroku 2001 hodnotou 1, v prvom štvrťroku 2002 hodnotou -1 a v prvom štvrťroku 2003 hodnotou 1. V prvých dvoch prípadoch vplývalo na vývoj M1 ukončenie činnosti Devín banky, čoho dôsledkom bolo aj ukončenie výkazníctva a tým sa účtovne znížil objem vkladov. Následne ale boli chránené vklady vyplácané Fondom na ochranu vkladov. V treťom prípade sa nám nepodarilo presne identifikovať príčinu výkyvu reziduí. Mohlo ísť napríklad o veľmi vysoký príliv zahraničných aktív na konci roka 2002 a ich následný prudký pokles na začiatku roka 2003.

Pre medziročné EC modely sme použili premennú, v ktorej sme zohľadnili iba nerovnomerný vývoj z prvého štvrťroku 1999 hodnotou 1. Vzhľadom na to, že model obsahuje diferenciu o štyri obdobia späť, šok sa prejavil aj v prvom štvrťroku 2000, čo sme ohodnotili hodnotou -1.

Dummy premenné pre modely peňažného agregátu QM

Dummy premenná pre modely kvázipeňazí obsahuje hodnotu 1 v treťom štvrťroku 2000 a následne v medzikvartálnom modeli hodnotu -1 vo štvrtom štvrťroku 2000. Medziročný model obsahujúci ročné diferencie používa dummy premennú obsahujúcu hodnotu 1 tiež v treťom štvrťroku 2000 a hodnotou -1 v treťom štvrťroku 2001.

Dôvod výkyvu v tomto období bol predaj časti štátneho podielu v slovenských telekomunikáciách a tým spôsobený príliv finančných prostriedkov do kvázipeňazí vo forme vkladov v cudzej mene.

5 Konštrukcia a výsledky modelov

Cieľom tejto časti analýzy je overiť faktory a smer ich pôsobenia na dopyt po peniazoch na Slovensku v rokoch 1995-2000 a to na peniaze v užšom zmysle slova (menový agregát M1), kvázipeniaze (QM) a tiež na súčet týchto dvoch agregátov, čo predstavuje peniaze v širšom zmysle slova (menový agregát M2).

Táto práca nebude vychádzať z funkcie dopytu po reálnych peniazoch, ale z funkcie nominálneho dopytu po peniazoch. Je na to viacero dôvodov. Ako už bolo spomenuté, vo väčšina teórií predpokladá, že koeficient α_2 v rovnici (2.11) je rovný jednej, t.j. že elasticita pri cenovej hladine je jednotková. Tento predpoklad zodpovedá potom modelovaniu rovnice dopytu po reálnych peniazoch. To ale môže byť v prípade tranzitívnych ekonomík zdrojom relevantných skreslení alebo nepresností, pretože sa dá predpokladať, že počas vývoja v tranzitívnej ekonomike sa vnútorné aj vonkajšie vzťahy a zvyklosti iba formujú (Melecký, 2001). Teória tiež nehovorí, akými konkrétnymi premennými by sa kľúčové premenné mali merať (cenový vývoj, reálna peňažná zásoba¹).

Je preto potrebné jednotlivé menové agregáty odhadnúť najprv v nominálnom vyjadrení, t.j. bez aplikácie jednotkovej elasticity pri cenovej hladine. Pokiaľ sa teoretický prístup nominálneho prístupu potvrdí, môžeme pristúpiť k modelovaniu reálneho dopytu po peniazoch s reštrikciou na jednotkovú elasticitu pri cenovom vývoji. Ten ale nemusí v zmysle vyššie napísaných riadkov priniesť v tranzitívnej ekonomike žiaduce výsledky. V takom prípade sa tiež niekedy odporúča použiť pri

¹ Na meranie reálnych peňazí v ekonomike sa najčastejšie používa cenový index CPI. Alternatívou je index jadrovej inflácie, prípadne PPI index. Používa sa aj deflátor HDP, ktorý obsahuje aj ceny spotrebiteľov aj ceny výrobcov.

transformácii nominálneho tvaru dopytu po peniazoch na reálny odhad koeficientu elasticity u premennej cenového vývoja (Melecký, 2001).

Pri analýze jednotlivých rovníc budeme používať jednorovnicový error-correction (ďalej len EC) model, ktorý vychádza z $ADL(m, n, p)$ formy. Použijeme dvojkrokový systém odhadu. Najprv odhadneme dlhodobý kointegračný vzťah pomocou rôznych metód opísaných v kapitole 3.3 a 3.4 a následne tento dlhodobý vzťah použijeme pri odhade konečnej formy EC modelu.

5.1 Peniaze v užšom zmysle definície – analýza M1

K modelovaniu peňažnej zásoby M1 budeme pristupovať dvojakým spôsobom. Prvý bude spočívať v predpoklade, že na M1 nemajú taký dôležitý vplyv faktory o ktoré sme rozširovali definíciou dopytu po peniazoch v malej otvorenej ekonomike. Preto budeme vychádzať z rovnice (2.10), ktorá neobsahuje premenné súvisiace s menovou substitúciou. Do rovnice tiež nezahrnieme infláciu, ktorá sa zvyčajne v rovniciach dopytu po peniazoch prezentuje ako premenná aproximujúcou výnosy z iných ako peňažných aktív. To ale nemusí mať taký závažný vplyv na nominálny menový agregát M1. Skôr si myslíme, že pri dopyte po tomto agregáte je dôležité sa zamerať na dynamiku presunu peňazí v rámci M2 (t.j. presúvanie peňazí medzi M1 a kvázipeniazmi), čo sa dá analyzovať pomocou úrokových mier výnosnosti peňazí v rámci M1 a mimo nej.

Hlavný dôvod zmien vývoja v objeme peňažného agregátu M1 budeme ale považovať transakčný motív držania peňazí, ktorý bude v rovnici predstavovať hrubý domáci produkt.

Vzhľadom na všetky vyššie uvedené okolnosti, budeme najprv odhadovať rovnicu dlhodobého vzťahu pre nominálne peniaze M1 tvaru:

$$m1 = \alpha_0 + \alpha_1 yn + \alpha_2 R^{own} + \alpha_3 R^{alt} + \varepsilon \quad (3.19)$$

kde malé písmená znamenajú logaritmy pôvodných premenných. V tomto prípade je to objem peňažnej zásoby M1 ($m1$), hrubý domáci produkt v bežných cenách (yn). Ostatné premenné budeme aproximovať úrokovým diferenciálom ($R^{alt} - R^{own}$), kde ako premennú R^{alt} použijeme úroky na krátkodobé vklady do 3 mesiacov. Za premennú R^{own} použijeme úroky na neterminované vklady. Úrokový diferenciál

(*RTDIF*) bude potom predstavovať alternatívne náklady (náklady príležitostí) držania vysokolikvidných peňazí M1.

V druhom prístupe modelovania M1 budeme zahrňať aj premenné zohľadňujúce existenciu menovej substitúcie. Použijeme nominálny výmenný kurz voči euru, upravený o výnosy vkladov v cudzej mene². Ak sa preukáže vplyv menovej substitúcie na peňažný agregát M1, ten istý prístup potom použijeme aj pri modelovaní druhej zložky peňazí M2, čo sú kvázipeniaze.

5.1.1 Analýza dopytu po nominálnych peniazoch M1 (bez analýzy vplyvu menovej substitúcie)

Pri analýze použijeme premenné *m1n*, *yn* a *RTDIF*, ktorých definícia je uvedená vyššie.

Analýza dlhodobého vzťahu

Pre analýzu počtu kointegračných vzťahov sme použili Johansenove kointegračné testy (3.9) a (3.10). Obidve štatistiky hovoria, že medzi premennými existuje len jeden kointegračný vzťah:

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.604548	42.50799	29.68	35.65
At most 1	0.217259	9.109848	15.41	20.04
At most 2	0.008066	0.291538	3.76	6.65
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic		1 Percent Critical Value
None **	0.604548	33.39814	20.97	25.52
At most 1	0.217259	8.818309	14.07	18.63
At most 2	0.008066	0.291538	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Vzhľadom na to, že pri oboch testovaných štatistikách je prvá hodnota väčšia než kritická hodnota a druhá a tretia sú nižšie, prijímame hypotézu, že systém obsahuje jeden kointegračný vektor (pozri Arlt, 1999).

² Nepodarilo sa získať údaje výnosov vkladov v cudzej mene a preto tieto výnosy aproximujeme sadzbou peňažného trhu LIBOR so splatnosťou do 3 mesiacov.

Odhad koeficientov matice zaťažení γ (koeficienty pred kointegračným vzťahom v EC rovnici) a odhad kointegračného vektoru β je po normovaní takýto:

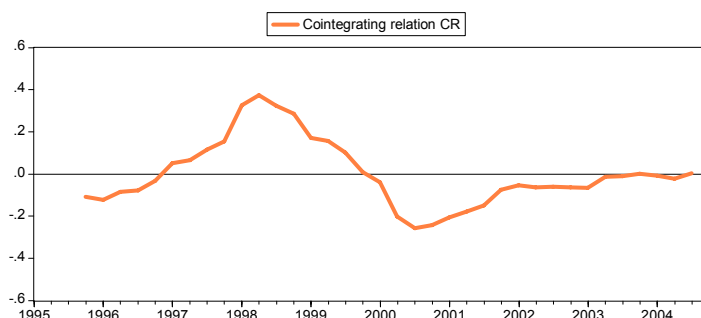
$$\begin{aligned}\beta' &= (1 \quad -0.58937 \quad 0.052859) \\ \gamma' &= (-0.263642 \quad -0.025165 \quad -0.269512)\end{aligned}\quad (3.20)$$

Kointegračný vzťah má teda tvar:

$$CR = m1n_t - 0.58937 * yn_t + 0.05286 * RTDIF_t \quad (3.21)$$

kde sa vývoj M1 vyvíja priamo úmerne s nominálnym produktom a nepriamo úmerne s úrokovým diferenciálom³. Toto zistenie je akceptovateľné, pretože, čím je vyšší nominálny produkt, tým je pre objem transakcií potrebný väčší objem peňazí v obehu. Úrokový diferenciál bol definovaný tak, aby predstavoval akési náklady stratených príležitostí. Čím je vyšší úrokový rozdiel medzi výnosom peňazí mimo M1 a výnosom samotných peňazí M1, tým viac sa presúvajú peniaze z menej výnosného agregátu do toho s vyšším výnosom. Obidva vypočítané koeficienty dlhodobého vzťahu sú významné⁴.

Kointegračný vzťah, ktorý by mal byť stacionárny si môžeme zobrazit' v nasledujúcom grafe:



V terajšom systéme môžeme takisto analyzovať, či všetky endogénne premenné eliminujú nerovnováhu odklonu vývoja od dlhodobého rovnováhy. Pokiaľ niektoré premenné dynamikou svojho vývoja neprispievajú k eliminácii tejto

³ Je potrebné zdôrazniť, že kointegračný vzťah vyjadruje odchýlky od dlhodobej rovnováhy, ktorá v tomto prípade predstavuje rovnicu: $m1n_t = 0.58937 * yn_t - 0.05286 * RTDIF_t$ z čoho ľahšie vyčítať priamu úmernosť medzi $m1n$ a yn a nepriamu vzhľadom k $RTDIF$. V ďalšom texte nebudeme uvádzať rovnicu dlhodobej rovnováhy, ale iba kointegračný vzťah, ktorý by mal byť podľa teórie stacionárny, čo zodpovedá predstave „štatistickej nuly“. Keď tento kointegračný vzťah položíme rovný nule, dostaneme vyjadrenie dlhodobej rovnováhy medzi jednotlivými premennými.

⁴ Viac v prílohe, kde je každý model a jeho základné charakteristiky popísané.

nerovnováhy, môžeme ich označiť za tzv. slabo exogénne a tento fakt je potrebné zohľadniť pri odhade. Prakticky to znamená, že pokiaľ je niektorý z parametrov vektoru zaťaženia γ nulový (pozri Arlt, 1999), tak potom je príslušný časový rad slabo exogénny.

Testovanie slabej exogenity poukazuje na to, že obidve premenné ktoré sme použili pri modelovaní M1, sa zdajú vo vzťahu k tomuto radu slabo exogénne⁵ a to platí aj pre spoločnú reštrikciu na obidve premenné:

LR test [rank=1]	LR	Probability
yn	1.558266	0.211919
RTDIF	0.021956	0.882206
Spolocna (yn aj RTDIF)	1.575361	0.454899

Nulová hypotéza slabej exogenity sa teda v tomto prípade nezamieta a kointegračný test vykonáme s reštrikciami na zaťaženia obidvoch premenných. Výsledky sa veľmi nelíšia od pôvodných koeficientov. Nový získaný vektor kointegračného vzťahu α a vektor zaťaženia γ sú takéto:

$$\begin{aligned}\beta' &= (1 \quad -0.616 \quad 0.05018) \\ \gamma' &= (-0.2653 \quad 0 \quad 0)\end{aligned}\quad (3.22)$$

Dlhodobý kointegračný vzťah označíme $M1N^*$ (hviezdička v označení znamená, že sme ešte nezahrnuli koncept menovej substitúcie):

$$M1N^* = m1n_t - 0.616 * yn_t + 0.05018 * RTDIF_t \quad (3.23)$$

Analýza dlhodobého vzťahu pomocou jednorovnicového modelu

Pri analýze dlhodobého vzťahu vychádzajúc z jednorovnicového modelu $ADL(m, n, p)$ sme použili viacero variant týchto modelov. Konkrétne to boli modely $ADL(1, 1, 2)$, $ADL(1, 0, 2)$ a potom tiež špecifickú formu modelu $ADL(1, 1, 2)$, keď použijeme formu tejto rovnice pre štvrťročné dáta (3.18), kde sa nachádzajú oneskorenia o štyri obdobia dozadu (označíme $ADL^4(1, 1, 2)$).

⁵ Výsledky testovania slabej exogenity nemusia byť ale vzhľadom na krátkosť časových radov presné.

Všetky modely dávali veľmi podobné výsledky výšky koeficientov dlhodobého vzťahu. Tieto uvádzame v tejto tabuľke:

	zaťaženie (loading)	m1	yn	RTDIF
ADL(1,1,2)	-0.12018	1	-0.57084	0.06034
ADL(1,0,2)	-0.12809	1	-0.54472	0.06034
ADL⁴(1,1,2)	-0.53343	1	-0.58455	0.05172

Ako vidieť, koeficienty odhadov dlhohodobej rovnováhy sú veľmi podobné. A to aj medzi samotnými modelmi ADL, ale sú podobné aj tým, ktoré sme získali pomocou analýzy dlhodobého vzťahu vychádzajúc s VAR modelu. Rozdiely môžu byť vzniknuté čiastočne metódou odhadu a čiastočne tiež vďaka rozdielnosti predpokladov o exogenite premenných yn a $RTDIF$.

Z výsledkov odhadu vyplýva, že koeficienty zaťaženia sú v prvých dvoch modeloch rovné približne -0,12 a v treťom modeli -0,53, čo sú pomerne vysoké čísla. Preto predpokladáme, že zaťaženie je rôzne od nuly a časové rady sú teda kointegrované. Tento záver je v súlade s viacrovnicovou analýzou.

Odhad EC rovnice pre peňažný agregát M1

Pre odhad sme použili rovnicu (3.13) v ktorej použijeme dlhodobý vzťah $M1N^*$ získaný Johansenovou kointegráciou, čo by mal byť dobrý prístup vzhľadom k výsledkom viacrovnicovej analýzy o počte kointegračných vektorov a k exogenite vysvetľujúcich premenných. Metódou najmenším štvorcov preto odhadujeme rovnicu, kde dlhodobý vzťah je v hranatej zátvorke:

$$\Delta m1_t = a_0 + load \cdot [m1_{t-1} - 0.616 \cdot yn_{t-1} + 0.0502 \cdot RTDIF_{t-1}] + b_1 \Delta yn_t + b_2 \Delta RTDIF_t \quad (3.24)$$

Výsledky testov poukazujú na nevýznamnosť parametra b_1 krátkodobého vzťahu pri HDP v bežných cenách. Predtým než sme túto premennú ale úplne z rovnice vylúčili sme sa pokúsili nominálny produkt rozdeliť na reálny produkt a deflátor HDP, pretože sme chceli zistiť, či nevýznamnosť parametra b_1 v krátkodobých vzťahoch je spôsobená viac zmenami cenovej hladiny, alebo skôr zmenami v reálnom produkte (čo predstavuje najmä zmenu transakčných potrieb ekonomických subjektov). Došli sme k zaujímavému zisteniu, že na krátkodobé sily,

ktoré upravujú výkyvy od dlhodobej rovnováhy nemajú vplyv zmeny cien, ale iba zmeny v reálnom produkte. Dalo by sa to vysvetliť transakčným motívom držby peňazí. Hovorí to o tom, že pokiaľ sa systém dostane mimo dlhodobej rovnováhy, tak v prípade prebytku peňazí v rukách ekonomických subjektov sú tieto peniaze ukladané do druhej zložky peňažnej zásoby M2, teda do kvázipeňazí, čo zvyčajne bývajú krátkodobé terminované vklady do 3 mesiacov. V prípade nedostatku likvidných peňazí spôsobenej zvýšenou mierou transakčných potrieb, ekonomické subjekty finančné prostriedky sťahujú z menej likvidných zdrojov.

Výsledný model⁶ má takéto koeficienty a príslušné štatistiky:

Dependent Variable: DLOG(M1_SA)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	0.738177	0.081431	9.065069
M1N*	-0.152734	0.016667	-9.163646
DLOG(Y95_SA)	1.982032	0.282672	7.011773
D(RTDIF)	-0.00676	0.002225	-3.038597
DUMMY_1	0.012393	0.001795	6.903071
R-squared	0.870094	Akaike info crit.	-5.510014
Adjusted R-squared	0.854348	Schwarz criterion	-5.294542
Log likelihood	109.6903	F-statistic	55.25754
Durbin-Watson stat	2.499628	Prob(F-statistic)	0

Ako je vidieť s výsledkov koeficientov v krátkodobých vzťahoch, hlavný vplyv na úpravu odklonu od dlhodobej rovnováhy má transakčný motív obehu peňazí. Naproti tomu zmeny úrokových mier majú výrazne nižší koeficient, ako tomu bolo v dlhodobých vzťahoch, čo hovorí o tom, že v krátkodobých vzťahoch nemajú zmeny úrokov až taký výrazný vplyv.

Pri štvrťročných dátach je v niektorých prípadoch možné použiť rovnicu (3.18), ktorá v krátkodobých vzťahoch obsahuje diferencie o štyri obdobia (t.j. ročné diferencie) a dlhodobý vzťah je posunutý o štyri obdobia späť. Vyskúšali sme urobiť rovnicu aj tohto modelu. Použili sme pri tom ten istý kointegračný vzťah, ako v modeli (3.24). Výsledky tohto modelu sú podobné medzikvartálnemu. Rozdiel je v tom, že elasticita pri diferencii produktu je tentoraz nižšia a semi-elasticita pri diferencii úrokov je vyššia. To potvrdzuje hypotézu, že v kratších obdobiach má vyšší vplyv na zmenu objemu peňažnej zásoby transakčná potreba peňazí a úroky zvyšujú vplyv

⁶ Používame dummy premenné opísané v kapitole 4, čo platí aj pre medzikvartálny aj pre medziročný model.

spolu s dĺžkou pozorovaného časového obdobia. Výsledný medziročný model má tieto charakteristiky:

Dependent Variable: DLOG(M1_SA,0,4)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	2.382261	0.170099	14.00513
M1N*	-0.48564	0.032762	-14.82311
DLOG(Y95_SA,0,4)	1.336081	0.398206	3.355254
D(RTDIF,0,4)	-0.014522	0.00134	-10.83349
DUMMY_4	0.05693	0.016024	3.552801
R-squared	0.95639	Akaike info crit.	-4.646642
Adjusted R-squared	0.950576	Schwarz criterion	-4.424449
Log likelihood	86.31624	F-statistic	164.4802
Durbin-Watson stat	1.447547	Prob(F-statistic)	0

5.1.2 Prechod k rovnici reálneho dopytu po peniazoch M1 (bez vplyvu menovej substitúcie)

Keďže už máme odhadnutú rovnicu nominálneho dopytu po peniazoch, môžeme pristúpiť k odhadu rovnice pre reálny dopyt. Budeme postupovať tak, že sa pokúsime iba jednoducho rozdeliť nominálny produkt na zložku reálneho dopytu a zložku cenovej hladiny, čo je v prípade deflátoru HDP podľa vzťahu:

$$DEFL = \frac{Y_N}{Y_R} \Rightarrow Y_N = Y_R \cdot DEFL \quad (3.25)$$

To v logaritmickej vyjadrení znamená prechod: $y_n = y_r + defl$ a pokiaľ predpokladáme jednotkovú elasticitu pri cenovej hladine tak môžeme v rovnici dopytu po peniazoch modelovať premennú reálneho dopytu:

$$m1r = \log(M1 / DEFL) \quad (3.26).$$

Prechod k reálnej forme rovnice urobíme v dvoch verziách. V jednej budeme pracovať s deflátorom HDP, ako veličinou aproximujúcou vývoj cenovej hladiny a alternatíva bude pracovať s indexom jadrovej inflácie, pretože predpokladáme, že vývoj dopytu po peniazoch ekonomickými agentmi je ovplyvňovaný najmä touto veličinou. Následne výsledky modelov porovnáme.

Ako premennú vyjadrujúcu „opportunity costs“ tentoraz použijeme premennú $RTREAL1 = RTDIF - INFLC$, t.j. od predtým použitej úrokovej diferencie medzi úrokovými sadzbami na vklady do 3 mesiacov a úrokovými sadzbami na neterminované vklady odpočítame vývoj jadrovej inflácie. To by malo predstavovať akúsi reálnu úrokovú mieru aktív mimo peňažnej zásoby M1.

Model dopytu po reálnych peniazoch M1 s použitím deflátoru

Pokiaľ sme v modeli VAR(2) (3.23) rozdelili nominálny produkt podľa vyššie uvedených pravidiel (3.25) a namiesto úrokovej diferencie použili reálnu úrokovú mieru, koeficient elasticity pri deflátoe HDP nám vyšiel blízky jednotke:

$$CR = m1_t - 0.917 * \text{defl} - 0.76 * yr_t + 0.0657 * RTREAL1_t \quad (3.27)$$

Na základe tohto usudzujeme, že môžeme prijať hypotézu o jednotkovej elasticite pri deflátoe HDP a ďalej teda budeme odhadovať dopyt po reálnych peniazoch $m1r$, ktoré sú definované vzťahom (3.26).

Johansenov kointegračný test indikuje jeden kointegračný vzťah⁷, ktorý má po zohľadnení slabej exogenity premenných tvar:

$$M1R^* = m1r_t - 0.843 * yr_t + 0.0768 * RTREAL1_t \quad (3.28)$$

Výsledky modelov *ADL* okrem modelu $ADL(1,0,2)$ ⁸ poskytujú podobné hodnoty koeficientov, ako Johansenov kointegračný test. Rozdiely sú spôsobené rôznou metodikou odhadu a tiež rôznymi predpokladmi o exogenite premenných.

	zaťaženie (loading)	m1r	y95	RTREAL
ADL(1,1,2)	-0.1062320	1	-0.8790289178	0.0612527299
ADL(1,0,2)	-0.0703420	1	-1.1850956754	0.1050865770
ADL⁴(1,1,2)	-0.4588580	1	-0.7758565831	0.0549974066

Aj napriek miernej rozdielnosti výšok odhadov pri rovnici dopyte po reálnych peniazoch sa ale potvrdil priamoúmerný vzťah medzi peniazmi a vývojom HDP, kedy v prípade zvýšenia reálneho HDP ekonomické subjekty potrebujú vyšší objem reálnych peňažných prostriedkov na uspokojenie transakčných potrieb. Nepriamoúmerný vzťah sme identifikovali medzi reálnou úrokovou mierou výnosnosti aktív mimo peňažného agregátu M1, keď pri zvýšení tejto miery ekonomické subjekty presúvajú vysokoliquidné peniaze M1 do menej likvidných a výnosnejších zložiek peňazí.

Pri tvorbe konečnej podoby error-correction modelu sme opäť použili dlhodobý vzťah získaný z viacrozmerného modelu. Bližšie výsledky odhadu EC rovnice sú

⁷ Bližšie výsledky uvádzame v prílohe č. 3 – Model $M1R_D^*$.

⁸ Tento model je najjednoduchší z uvedených ADL modelov a pravdepodobne nezahŕňa všetky premenné, ktoré sú potrebné na správne identifikovanie dlhodobého vzťahu.

uvedené v prílohe č. 3 – Model $M1R_D^*$, ktorá obsahuje výsledky medzikvartálneho (3.13) aj medziročného modelu (3.18). Tieto modely používajú tie isté dummy premenné, ako tomu bolo v rovnici dopytu po nominálnych peniazoch. Výsledky majú podobné interpretácie, ako tomu bolo v rovnici nominálnej M1. Opäť sa potvrdilo, že na zmeny v objeme peňazí M1 má vplyv najmä transakčný motív držby peňazí a vplyv zmien úrokových sadzieb narastá až s dlhším časovým obdobím.

Model dopytu po reálnych peniazoch M1 s použitím indexu jadrovej inflácie

V prípade vyjadrenia reálneho objemu peňazí v ekonomike prostredníctvom indexu jadrovej inflácie s jednotkovou reštrikciou pri tejto premennej sme dostali výsledky zodpovedajúce zisteniam z predchádzajúcich modelov, t.j. priamo úmernú závislosť medzi dopytom po peniazoch a produktom, ale tentoraz s vyššou elasticitou v porovnaní s predchádzajúcim modelom, pričom výška semi-elasticity pri reálnej úrokovej miere bola tiež vyššia.

Johansenov kointegračný test indikoval jeden kointegračný vzťah tvaru:

$$M1R^* = m1r_t - 1.197 * yr_t + 0.084 * RTREAL_t \quad (3.29)$$

ADL modely mali opäť podobné výsledky:

	zaťaženie (loading)	m1r2	y95	RTREAL
ADL(1,1,2)	-0.1099180	1	-1.2231299696	0.0667042705
ADL(1,0,2)	-0.0609330	1	-1.3227151133	0.1302414127
ADL⁴(1,1,2)	-0.3986900	1	-1.1517595124	0.0667736838

Výsledky konečných EC modelov sú uvedené v prílohe č. 4 – Model $M1R_C^*$. Výsledky poukazujú na tú istú interpretáciu výsledkov ako tomu bolo pri obidvoch predchádzajúcich modeloch.

Porovnanie výsledkov obidvoch predchádzajúcich modelov dopytu po reálnych peniazoch M1 hovorí v prospech modelu s použitím indexu jadrovej inflácie. Je to spôsobené najmä podobným charakterom reziduí tohto modelu v porovnaní s modelom dopytu po nominálnej M1. Výsledkom toho je, že používané dummy premenné sú vhodnejšie práve pre model $M1R_C$. Pri ďalšej tvorbe modelov po reálnych peniazoch sa už obmedzíme iba na modely s použitím indexu jadrovej inflácie.

5.1.3 Analýza dopytu po nominálnych peniazoch M1 (so zahrnutím vplyvu menovej substitúcie)

V tejto časti sa budeme snažiť predchádzajúce rovnice dopytu po peniazoch M1 rozšíriť o veličinu, ktorá do modelov zahrnie pojem menovej substitúcie. Na zohľadnenie jej vplyvu je štandardne používaný nominálny výmenný kurz, čo predstavuje premennú, pri ktorej budeme vzhľadom k peniazom M1 očakávať negatívny vplyv. Vklady v cudzej mene totiž patria do druhej zložky M2, do kvázipeňazí a preto pokiaľ majú na správanie ekonomických subjektov vplyv zmena kurzu (čím vplývajú na očakávania kurzového zisku/straty), je potrebné tento fakt v rovnici M1 zohľadniť.

Nominálny výmenný kurz by sa prípadne mohol upraviť o úroky na vklady v cudzej mene. Tieto dáta ale neboli dostupné a preto sme na aproximovanie týchto úrokov použili úrokovú sadzbu LIBOR na eurodepozitá so splatnosťou do 3 mesiacov. Takto upravený výmenný kurz označíme $RX3M = ESKEU \cdot (1 + LIBOR3M / 100)^9$. Táto premenná môže skrývať ešte iný vplyv na objem peňazí v ekonomike a to prostredníctvom kapitálovej mobility, pretože sa dá interpretovať ako korunový výnos jednotky zahraničnej meny. Čo sa ale týka peňazí M1, aj pri zohľadnení vplyvu kapitálovej mobility očakávame negatívny vplyv na M1.

Dlhodobý vzťah opäť odhadneme rôznymi metódami, ktoré následne porovnáme. Johansenova kointegrácia poukazuje na jeden kointegračný vzťah, ktorý má po zohľadnení slabej exogenity¹⁰ takýto tvar:

$$M1N = m1n_t - 0.78 * yn_t + 0.031 * RTDIF_t + 0.98 * rx3m \quad (3.30)$$

Výsledky ADL modelov:

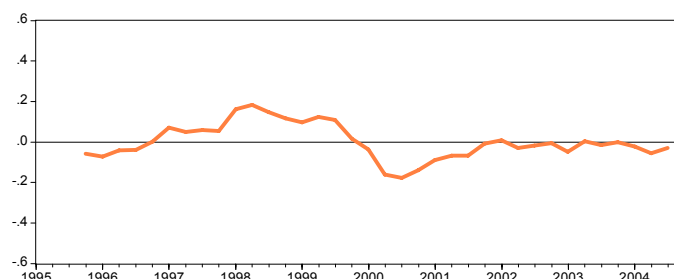
	zaťaženie (loading)	m1	yn	RTDIF	rx3m
ADL(1,1,3)	-0.2900	1	-0.7948	0.02745	1.1565
ADL(1,0,3)	-0.2828	1	-0.8008	0.02829	1.3319
ADL⁴(1,1,3)	-0.8211	1	-0.7569	0.03265	0.9936

Opäť sme získali podobné výsledky, ako aj v doterajších modeloch. Veríme preto, že odhadnutý kointegračný vzťah je správny. Na správnosť zahrnutia novej

⁹ ESKEU označuje nominálny výmenný kurz SKK/EURO a LIBOR3M 3. mesačnú sadzbu libor.

¹⁰ V tomto modeli sa ukázali všetky vysvetľujúce premenné ako slabo exogénne.

premennej do modelu poukazuje aj priebeh reziduí dlhodobého vzťahu vychádzajúceho z M1N:



Z grafu možno vyčítať, že novou premennou sa podarilo sčasti eliminovať veľké odchýlky od dlhodobej rovnováhy, ktoré obsahoval pôvodný model nominálnych peňazí M1N*. Najmä od roku 2002 popisuje dlhodobý vzťah vývoj M1 veľmi dobre.

Do konečného error-correction modelu použijeme kointegračný vzťah získaný z viacrozmerného modelu a vzhľadom na to, že nominálne HDP vykazovalo nesignifikantnosť v krátkodobých vzťahoch, nahradíme ho opäť reálnym HDP. Pri použití tých istých dummy premenných ako v predchádzajúcich modeloch dostávame takéto výsledky medzikvartálneho aj medziročného modelu:

Dependent Variable: DLOG(M1_SA)				Dependent Variable: DLOG(M1_SA,0,4)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	1.740494	0.174095	9.997367	C	4.960026	0.344268	14.40747
M1N	-0.272216	0.027171	-10.01858	M1N	-0.76977	0.052596	-14.6356
DLOG(Y95_SA)	1.626291	0.274666	5.920984	DLOG(Y95_SA,0,4)	1.04331	0.40188	2.596073
D(RTDIF)	-0.004479	0.002124	-2.10853	D(RTDIF,0,4)	-0.013376	0.001304	-10.25806
D(RX3M)	-0.007444	0.002385	-3.121443	D(RX3M,0,4)	-0.008993	0.002097	-4.287691
DUMMY_1	0.012403	0.00164	7.563507	DUMMY_4	0.052424	0.015711	3.336727
R-squared	0.895578	Akaike info crit.	-5.675753	R-squared	0.963204	Akaike info crit.	-4.759388
Adjusted R-squared	0.879262	Schwarz criterion	-5.417187	Adjusted R-squared	0.95686	Schwarz criterion	-4.492757
Log likelihood	113.8393	F-statistic	54.88981	Log likelihood	89.28928	F-statistic	151.8256
Durbin-Watson stat	2.417766	Prob(F-statistic)	0	Durbin-Watson stat	1.720605	Prob(F-statistic)	0

Porovnanie koeficientov krátkodobej dynamiky v oboch modeloch znova poukazuje na znižujúci sa vplyv zmien HDP a zvyšujúci sa vplyv diferencií úrokových sadzieb s rastúcim časom. Transakčný motív držania peňazí M1 sa preto zdá z hľadiska vyrovňovania odklonov od dlhodobej rovnováhy v krátkom časovom horizonte najdôležitejší, čo znamená v prípade prebytku likvidných peňazí M1 ich presun do menej likvidných (a výnosnejších) zložiek menovej zásoby.

5.1.4 Analýza dopytu po reálnych peniazoch M1 (so zahrnutím vplyvu menovej substitúcie)

Pri tvorbe dopytu po reálnych peniazoch¹¹ tiež rozšírime pôvodný model M1R* o premennú $rx3m$, ktorá zohľadňuje vplyv menovej substitúcie. Aj v tomto modeli táto premenná pomáha vylepšovať reziduá dlhodobého vzťahu a odchýlky od neho sú menšie oproti modelu z kapitoly 5.1.2. Koeficienty nového kointegračného vzťahu sa pri premenných yr a $RTDIF$ sa výrazne nezmenili a koeficient pri novo použitej premennej je rovný 1,17 s negatívnym vplyvom. Podrobné výsledky analýzy kointegračných vzťahov a výsledných EC modelov sú prezentované v prílohe č. 6 – model M1R.

Zahrnutie vplyvu menovej substitúcie na peňažnú zásobu M1 sa teda zdá relevantné. V obidvoch modeloch (reálnom aj nominálnom) sú elasticity premennej $rx3m$ blízke jednej s negatívnym vplyvom na objem M1. Vo výške tohto koeficientu môže byť okrem samotnej menovej substitúcie zahrnutý aj vplyv kapitálovej mobility medzi krajinami. Na výšku tejto elasticity ale pravdepodobne nie je rozhodujúci. Hlavný vplyv má menová substitúcia, ktorá je jedným z faktorov, ktoré opisujú dynamiku presunu peňazí medzi M1 a kvázipeniazmi.

5.2 Kvázipeniaze

Pri analýze kvázipeňazí (QM) použijeme tie isté premenné, ako pri modelovaní M1 v rozšírenej verzii, ktorá zohľadňovala vplyv menovej substitúcie. Očakávať budeme priamoúmerný vzťah úrokových sadzieb $RT3M$ (resp. úrokového diferenciálu $RTDIF$). Takisto očakávame pozitívny vplyv menovej substitúcie, pretože vklady v cudzej mene sú súčasťou kvázipeňazí. Vzhľadom na použitie premennej $rx3m$ treba ale zdôrazniť, že získané elasticity môžu byť nižšie ako v prípade použitia nominálneho výmenného kurzu z toho dôvodu, že nami používaná premenná pravdepodobne obsahuje aj informácie o medzinárodnej kapitálovej mobilite, ktorá má opačný vplyv na objem peňazí v domácej krajine ako menová substitúcia.

¹¹ Na vyjadrenie reálnych peňazí M1 použijeme index jadrovej inflácie.

Zaujímavé bude sledovať vplyv premenných v krátkodobých vzťahoch. Môžeme totiž očakávať, že transakčný motív, ktorý sa ukázal ako najdôležitejší v krátkodobej dynamike vplyvu na M1, môže mať menší význam vo vzťahu ku kvázipeniazom.

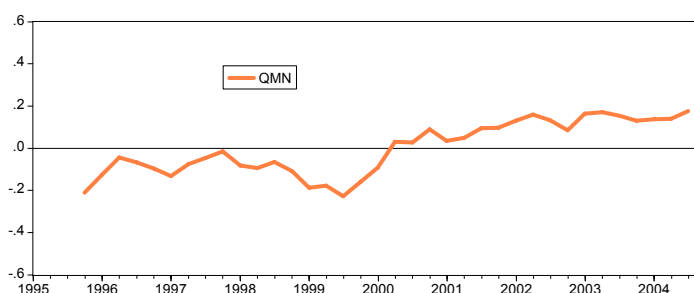
5.2.1 Analýza dopytu po nominálnych kvázipeniazoch

Ako už bolo vyššie uvedené, pri analýze použijeme tie isté premenné, ako tomu bolo v analýze M1. Týmto prístupom sa chceme zamerať na zmapovanie dynamiky presunu peňazí v rámci M2.

Johansenov kointegračný test tentoraz nevykazoval taký jasný kointegračný vzťah ako tomu bolo pri peniazoch M1, ale aj pri porovnaní výsledkov z ADL modelov dostaneme podobné výsledky. Kointegračný vzťah získaný z viacrovnicovej analýzy je:

$$QMN = qmn_t - 0.698 * yn_t - 0.014 * RTDIF_t - 1.76 * rx3m \quad (3.31)$$

Znamienka koeficientov elasticít dlhodobej rovnováhy teda zodpovedajú našim predpokladom¹², kde sme predpokladali pozitívny vplyv všetkých troch použitých vysvetľujúcich premenných. Priebeh kointegračného vzťahu prezentuje nasledujúci graf:



Ako je vidieť z grafu, kointegračný vzťah má tendenciu rásť. Môže to byť spôsobené viacerými dôvodmi. Na jednej strane to môže byť preto, že v našej rovnici chýba nejaká ďalšia dôležitá premenná. Pri pokusoch zahrnúť do modelu ďalšie premenné, ktoré sa do rovníc dopytu po peniazoch zvyčajne zahrňajú, sme ale nedostali lepšie výsledky v zmysle analýzy počtu kointegračných vektorov, alebo tendencie rastu dlhodobého vzťahu. Na druhej strane je dôležité poznamenať, že

¹² Diskusiu k výške elasticít dlhodobých vzťahov zhrnieme v kapitole 5.3.

analyzujeme krátke, a z pohľadu vývoja sledovaných premenných, pomerne zložité časové obdobie¹³. S ohľadom na tieto skutočnosti môže byť identifikovaný kointegračný vzťah správny. Napriek tomu je potrebné interpretovať výsledky modelu so zvýšenou opatrnosťou. Zaujímavé bolo zistenie, že pokiaľ sme do systému neimplementovali pojem slabej exogenity, tak výsledný vzťah vykazoval menšiu tendenciu rastu. Ale premenná *RTDIF* bola v tomto prístupe nesignifikantná a keďže výsledky ADL analýzy boli podobné s (3.31), tak sme v konečnej forme EC modelu použili vzťah zohľadňujúci analýzu slabej exogenity.

V krátkodobých vzťahoch výsledného EC modelu bola nesignifikantná premenná diferencií nominálneho produktu a nepomohla ani jej výmena za reálny HDP, tak ako sme to robili v rovniciach dopytu po M1. Na základe týchto výsledkov predpokladáme, že v krátkodobej dynamike vývoja v rámci kvázipeňazí nemá transakčný motív držby peňazí zásadný vplyv. Takisto premenná úrokových mier vykazovala nesignifikantnosť v medzikvartálnom modeli a významná sa ukázala až v medzročnom. Elasticita pri diferencií premennej *rx3m* je výrazne nižšia, ako tomu bolo v dlhodobých vzťahoch. Z toho vyplýva, že ekonomické subjekty nereagujú tak výrazne na krátkodobé zmeny v kurze. Je to spôsobené tým, že depreciačné/apreciačné očakávania kurzu sa netvoria jednoducho na základe krátkych výkyvov kurzu, ale musia byť späté s celkovým vývojom ekonomiky a očakávaním tohto vývoja.

Dependent Variable: DLOG(QM_SA)				Dependent Variable: DLOG(QM_SA,0,4)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	-0.258965	0.038871	-6.662256	C	-1.037409	0.061649	-16.8277
QMN	-0.111143	0.015194	-7.31505	QMN	-0.443503	0.023959	-18.51112
DLOG(RX3M)	0.194088	0.090388	2.147277	D(RTDIF,0,4)	0.004492	0.000834	5.383371
DUMMY_QM1	0.021069	0.003488	6.039493	DLOG(RX3M,0,4)	0.282853	0.056233	5.030035
R-squared	0.747458	Akaike info crit.	-5.819767	DUMMY_QM4	0.01008	0.00315	3.199869
Adjusted R-squared	0.725812	Schwarz criterion	-5.649146	R-squared	0.942205	Akaike info crit.	-5.164111
Log likelihood	117.4855	F-statistic	34.53029	Adjusted R-squared	0.934499	Schwarz criterion	-4.941919
Durbin-Watson stat	2.377022	Prob(F-statistic)	0	Log likelihood	95.37195	F-statistic	122.2687
				Durbin-Watson stat	1.842154	Prob(F-statistic)	0

5.2.2 Analýza dopytu po reálnych kvázipeňazoch

Vzhľadom na výsledky, ktoré sme dosiahli analyzovaním peňažného agregátu M1, pri analýze kvázipeňazí použijeme na vyjadrenie reálnych peňazí index jadrovej inflácie. Kointegračný vzťah využitý vo finálnych modeloch má tieto koeficienty:

¹³ Tendenca rastu reziduí dlhodobého vzťahu môže byť taktiež iba zdanlivá. Zlom, ktorý nastal v roku 2000 mohol byť iba nastavenie sa na novú rovnovážnu úroveň, čo by zodpovedalo veľkým štrukturálnym zmenám, ktoré súviseli s vtedajšou reštrukturalizáciou bánk.

$$QMR = qmr_t - 0.725 * y95_t - 0.006 * RTREAL_t - 1.47 * rx3m \quad (3.32)$$

Výsledky konečných EC modelov priniesli podobné výsledky ako tomu bolo v predchádzajúcom modeli dopytu po nominálnych peniazoch a preto prinášajú tie isté implikácie, ktoré boli prezentované v kapitole 5.2.1.

5.3 Diskusia k získaným elasticitám dlhodobých vzťahov¹⁴

V nasledujúcich tabuľkách sú zhrnuté kointegračné vzťahy z jednotlivých modelov dopytu po nominálnych aj reálnych peniazoch M1 a QM:

Rovnice dopytu po nominálnych peniazoch:

Kointegračný vzťah M1N

LOG(M1_SA)	LOG(YN_SA)	RTDIF	LOG(RX3M)
1	-0.779509	0.031033	0.979547

Kointegračný vzťah QMN

LOG(QM_SA)	LOG(YN_SA)	RTDIF	LOG(RX3M)
1	-0.697845	-0.013691	-1.76458

Rovnice dopytu po reálnych peniazoch:

Kointegračný vzťah M1R

LOG(M1_SA/CCPI)	LOG(YN_SA)	RTREAL	LOG(RX3M)
1	-1.265903	0.067976	1.172752

Kointegračný vzťah QMR

LOG(QM_SA/CCPI)	LOG(Y95_SA)	RTREAL	LOG(RX3M)
1	-0.725362	-0.006189	-1.477143

Touto analýzou sa potvrdil priamo úmerný vzťah medzi peniazmi a škálovou premennou (v našej analýze používaným hrubým domácim produktom). Nie je jednoznačný názor na to, aká vysoká by mala byť elasticita pri tejto premennej. Väčšina teórií predpokladá z dlhodobého hľadiska jednotkovú elasticitu, čo hovorí o tom, že vývoj nominálneho (reálneho) produktu sa musí v rovnakej miere prejavíť vo vývoji objemu nominálnej (reálnej) peňažnej zásoby. Napriek tomu, že je takýto pohľad pomerne zjednodušujúci, my ho prijímame ako dobrý, lebo si myslíme, že

¹⁴ Pre doplnenie analýzy dlhodobých vzťahov peňazí M1 a QM sme tiež použili metódu odhadnutia dlhodobých vzťahov pomocou viacrozmerného modelu, kde sa obidva kointegračné vzťahy odhadovali naraz. Výsledky týchto odhadov prezentujeme v prílohe č. 9 – Viacrozmerná analýza M1 a QM.

stojí na rozumných predpokladoch. Tu je ale potrebné zdôrazniť predpoklad dlhodobej analýzy, ktorú naša štúdia nepredkladá. A to môže byť prvý dôvod, prečo sú vypočítané elasticity rôzne od jedna.

Druhý dôvod je ten, že predpoklad jednotkovej elasticity počíta s tým, že sa transakčná rýchlosť obehu peňazí počas sledovaného obdobia nemení. Tento predpoklad ekonomika Slovenska počas sledovaného obdobia tiež porušila. Napr. zavádzanie bankomatov a nových foriem platenia zrýchlilo obchodovanie likvidných peňazí v ekonomike a preto je na uspokojenie našich transakčných potrieb stále menej peňazí. Tento dôvod (a to sa potvrdilo aj pri našej analýze) ale až tak výrazne neovplyvňuje na menej likvidné zložky peňazí.

Tretí dôvod prečo elasticita pri domácom produkte môže byť rôzna od jedna je ten, že v prípade analýzy jednotlivých zložiek peňazí musí platiť predpoklad, že sa počas sledovaného obdobia nemení štruktúra peňažnej zásoby. Tento predpoklad má samozrejme tiež súvis s predchádzajúcim predpokladom o konštantnej rýchlosti obehu peňazí. Ale pri celkovom pohľade na štruktúru peňazí v ekonomike zohrávajú dôležitú úlohu aj výnosnosti jednotlivých peňažných agregátov, ktorých rozdiely potom spôsobujú presuny v rámci peňazí v ekonomike. Predpoklad stabilnej štruktúry peňažnej zásoby bol na Slovensku tiež porušený, pretože ako sme zistili, dynamika presunov medzi M1 a kvázipeniazmi bola pomerne silná a podiel jednotlivých zložiek peňazí sa na ich celkovom množstve v niektorých obdobiach výrazne menil.

Potvrdilo sa očakávanie, že ďalšie dve použité premenné (úroky a premenná menovej substitúcie), ktoré predstavujú pre kvázipeniaze výnosnosť týchto peňazí a pre M1 tzv. „opportunity costs“ majú v závislosti na modelovaných peniazoch pozitívny/negatívny vplyv. Tieto opačné znamienka teda sčasti mapujú dynamiku presunu peňazí medzi nimi. Tuto by sme sa pozastavili pri výške elasticít pri premennej vyjadrujúcej menovú substitúciu. Vo výške tohto koeficientu v rovnici pre kvázipeniaze je zahrnutý aj fakt, že samotné kvázipeniaze obsahujú vklady v cudzej mene a preto pri depreciácii kurzu priamo rastie objem peňažnej zásoby. Tento priamy vplyv ale nie je veľký, pretože objem vkladov v cudzej mene na celkových kvázipeniazoch tvorí momentálne približne len 10% percent a preto na elasticitu 1,7 prispieva hodnotou len 0,1. Zdá sa teda, že význam menovej substitúcie je pomerne veľký a to aj pri kvázipeniazoch aj vzhľadom k agregátu M1. Získaná elasticita pri

kvázipeniazoch je vyššia ako pri M1 a ak zoberieme do úvahy aj to, že tieto peniaze tvoria väčší objem ako peniaze M1, dá sa povedať, že pri deprecii kurzu kvázipeniaze absorbujú okrem peňazí presunutých z M1 aj iné aktíva. Je potrebné si ale uvedomiť, že toto je dlhodobý vzťah a ten môže v sebe akumulovať krátkodobé reakcie. V krátkodobom horizonte by mala byť táto elasticita nižšia, čo sa nám potvrdilo v odhadoch koeficientov konečných error-correction rovníc, kde v krátkodobých vzťahoch vychádzala elasticita v rozmedzí od 0,2 v medzikvartálnych modeloch do 0,3 v medzročných modeloch.

5.4 Analýza dlhodobého dopytu po široko definovaných peniazoch M2

Teraz, keď máme odhadnuté dlhodobé vzťahy pre peniaze M1 aj QM, by sa mohlo zdať jednoduché vytvoriť dlhodobú rovnicu dopytu po celom objeme peňazí M2. Lenže je potrebné si uvedomiť fakt, že premenné použité v predchádzajúcich modeloch, okrem HDP, nám z veľkej časti opisovali pohyb peňazí v rámci M2 a preto pri použití v rovnici dopytu po M2 môžu vychádzať nevýznamné, alebo tiež so znamienkom, ktoré by sme pri ňom neočakávali.

Pri tvorbe modelu dopytu po peniazoch M2 je preto potrebné úrokový diferenciál používaný v predchádzajúcich modeloch nahradiť úrokom, ktorý by vyjadroval všeobecný výnos peňazí M2 a to najmä v porovnaní s výnosom iných aktív ako sú peniaze. Mali by sme preto použiť aj premennú ktorá by nejako vyjadrovala tento alternatívny výnos. Takú premennú sme ale v našich empirických štúdiách pre roky 1995 – 2004 nevedeli identifikovať. Myslíme si, že je to kvôli tomu, že pre ekonomické subjekty na Slovensku veľmi dlhú dobu neexistovala alternatíva k peniazom a ich rôznym formám ako aktívum, ktoré prináša výnos¹⁵. V tomto ohľade teda môže premenná vyjadrujúca výnosnosť peňazí M2 strácať význam. Napriek tomu sa pokúsime túto premennú do modelu zahrnúť. Môžu sa použiť rôzne druhy úrokov. Často sa pre tento účel používa vážený priemer výnosnosti jednotlivých podagregátov M2. Môže sa ale použiť výnosnosť tých aktív z M2, ktoré tvoria ich najdynamickejšiu časť. Použili sme obidva prístupy a výsledky nám hovorili o väčšej vhodnosti druhého prístupu vzhľadom na významnosť a vyššiu stabilitu

¹⁵ Tá sa objavuje až v posledných rokoch, napr. vo forme vkladov do podielových fondov, ktoré nepatria do špecifikácie peňažného agregátu M2.

koeficientu semi-elastivity tejto premennej pri analýze rôznymi s modelmi. Najvhodnejšie z úrokov z rôznou splatnosťou sa nám zdali úroky na krátkodobé vklady do troch mesiacov vzhľadom na to, že o tieto vklady bol počas sledovaného obdobia najväčší záujem.

Pri analýze dopytu po M2 sa budeme, na rozdiel od predchádzajúcich analýz jej podagregátov, snažiť rozlíšiť pojem menovej substitúcie (ktorá by mala prebiehať do M2) a kapitálovú mobilitu, ktorá by mala peniaze z M2 odčerpávať. Menovú substitúciu bude vyjadrovať nominálny výmenný kurz. Kapitálovú mobilitu sa budeme snažiť vyjadriť prostredníctvom výnosu zahraničných aktív. Do tohto výnosu, okrem sadzby LIBOR, zahrnieme aj očakávaný kurzový zisk / stratu, čo vyjadríme formou adaptívnych očakávaní cez zisk/stratu z minulého obdobia.

Odhadovať budeme teda rovnicu:

$$m2 = \alpha_0 + \alpha_1 y + \alpha_2 RTQ + \alpha_3 eskeu + \alpha_4 RTX3MQ \quad (3.33)$$

kde y je hrubý domáci produkt a $eskeu$ nominálny výmenný kurz. Premennú úroky na vklady do troch mesiacov (RTQ) používame v dvoch alternatívach. Prvá alternatíva patrí použitiu v rovnici dopytu po nominálnych peniazoch M2, ako úrokovú sadzbu prepočítanú z ročných výnosov na štvrťročné. Druhá alternatíva predstavuje prípad rovnice dopytu po reálnej M2. V tomto prípade odpočítame od predchádzajúceho úroku štvrťročnú zmenu v indexe cien jadrovej inflácie, čím dostaneme reálnu štvrťročnú úrokovú mieru:

$$RT3MQ_t = \left(\sqrt[4]{(1 + RT3M_t / 100)} - 1 \right) \cdot 100$$

$$RTREALQ_t = RT3MQ_t - INFLCQ_t$$

Takisto výnos zo zahraničných aktív je vyjadrený v zmysle štvrťročného výnosu nasledovne:

$$RTX3MQ_t = \left(\frac{ESKEU_t}{ESKEU_{t-1}} \left(\sqrt[4]{(1 + LIBOR3M_t / 100)} \right) - 1 \right) \cdot 100$$

Výsledky ukázali ale, že vplyv kapitálovej mobility na peňažnú zásobu nie je pravdepodobne veľký. Identifikovali sme síce nepriamo úmerný vzťah medzi premennou $RTXM3Q$ a $m2$, čo by zodpovedalo predpokladom, ale významnosť

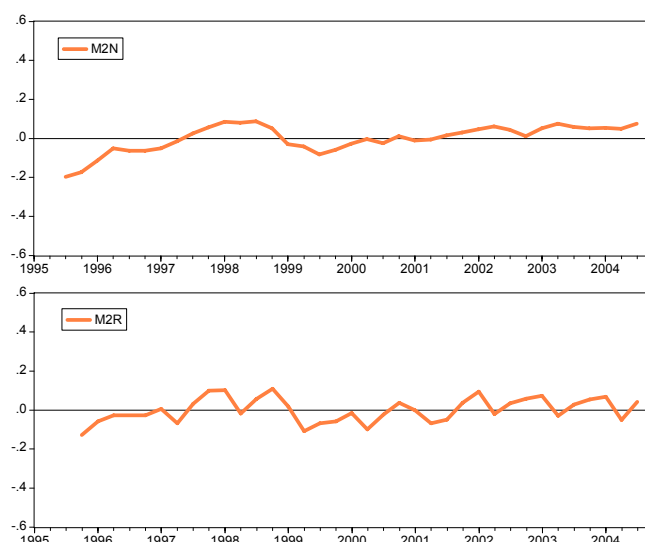
koeficientu tejto premennej bola malá. Preto sme túto premennú zo špecifikácie rovnice dopytu po široko definovaných peniazoch vylúčili.

Kompletnú analýzu zahrňujúcu finálne identifikovanie dlhodobého vzťahu pomocou viacrozmerného modelu aj pomocou ADL špecifikácií uvádzame v prílohe č. 10. Kointegračné vzťahy získané viacrozmernou analýzou vyšli v jednotlivých modeloch takého:

$$M2N = m2n_t - 0.639 * yn_t + 0.0376 * RT3MQ_t - 1.1 * eskeu$$

$$M2R = m2r_t - 0.755 * y95_t + 0.042 * RTREALQ_t - 0.8 * eskeu$$

Priebeh reziduí dlhodobých vzťahov je znázornený v nasledujúcich grafoch:



Znamienka elasticít potvrdili priamoúmerný vzťah peňažnej zásoby M2 s produktom aj s kurzom, čím sa potvrdil vplyv menovej substitúcie. Problémom môže byť interpretácia získaného znamienka pri úrokových sadzbách. Ako sme už ale uviedli v úvode tejto kapitoly, táto premenná nemusí mať na peňažnú zásobu taký vplyv, ako by sa dalo očakávať. Význam tejto premennej sa potvrdil pri analýze agregátu M1 a kvázipeňazí, kde vo vzťahu M1 mala negatívny vplyv a opačný vplyv bol na kvázipeniaze. Zdá sa, že táto premenná pôsobí na dynamiku v rámci presunu peňazí medzi agregátmi patriacimi do M2, ale vplyv na celý objem M2 nemusí byť významný. Aspoň nie z toho pohľadu, že ňou vysvetľujeme výnosnosť peňazí M2 oproti výnosom iných alternatívnych aktív. Práve veličina ktorou by sme opísali vplyv výnosov iných aktív ako sú peniaze nám pri analýze chýbala. Ako už bolo uvedené, nevedeli sme ju správne identifikovať (čo môže byť pri zložitom vývoji počas

sledovaných rokov nemožné). Pokiaľ by sa takáto premenná do analýzy zahrnula, je možné, že znamienko výnosov peňazí by sa otočilo správnym smerom. To ale môže byť predmetom diskusie, prípadne ďalšieho skúmania. Práve vývoj v najbližších rokoch by mohol lepšie ukázať, ako to s dopytom po široko definovaných peniazoch je. V posledných rokoch sa na Slovensku pomerne dobre etablovali podielové fondy. A práve výnosy z týchto fondov predstavujú možnú (a pomerne dosť využívanú) alternatívu k peniazom ako uchovávateľa hodnoty. Preto analýza dopytu po široko definovaných peniazoch by mala v najbližších rokoch zohľadniť túto skutočnosť, čo by sa mohlo prejaviť v lepšom identifikovaní rovnice dopytu po týchto peniazoch.

5.5 Lineárny model

Na záver, pre zaujímavosť, ešte dopĺňame jednu analýzu dlhodobých vzťahov pre peniaze M1, QM a M2, keď sme nevytvorili modely s logaritmovanými premennými, tak ako sa štandardne ekonometrické modely peňazí tvoria, ale všetky použité premenné sme nechali v ich pôvodnom vyjadrení¹⁶. Takto sme vlastne vytvorili lineárny model dopytu po peniazoch. Tu ponúkame koeficienty dlhodobých vzťahov vysvetľujúcich premenných¹⁷ pre jednotlivé peňažné agregáty (v hranatých zátvorkách uvádzame príslušné t-štatistiky):

	YN	RT3M	RX3M	CONST
M1 =	0.731128 [19.2017]	-4 763 [-8.31203]	-4 041 [-4.52969]	-236 490
QM =	0.983164 [4.69161]	7 392 [3.45517]	21 018 [4.84302]	833 795
M2 =	1.895246 [11.9044]	-3 886 [-2.48728]	17 102 [5.19069]	581 503

Menový agregát M2 je súčtom jeho podagregátov M1 a QM. Zaujímavosťou týchto výsledkov je to, že pokiaľ si výsledné koeficienty pri jednotlivých premenných peňazí M1 a QM spočítame, dostaneme približne rovnakú hodnotu v rovnici pre M2. To ale neplatí pre premennú RT3M. Aj tu sa prejavil nepriamoúmerný vzťah k objemu peňažnej zásoby, pričom ale v súčte vychádza vzťah priamoúmerný.

¹⁶ Pokiaľ sa používa model kde sú všetky premenné logaritmované, po vyjadrení vysvetľovanej premennej z výslednej rovnice dostaneme multiplikatívny model, v ktorom sú odhadnuté koeficienty v exponente každej premennej.

¹⁷ YN je nominálny produkt, RT3M sú úroky na vklady do 3 mesiacov a RX3M je výmenný kurz upravený o výnos 3. mesačnej úrokovej sadzby LIBOR na eurodepozitá.

Samozrejme, že prezentáciou týchto výsledkov nechceme vysloviť tvrdenie, že tvorba lineárneho modelu dopytu po peniazoch je správna. Uvádzame ju ako zaujímavý výsledok, ktorý hovorí o tom, že pri analýze dopytu po peniazoch by sa mohlo vychádzať z rôznych modifikácií štandardne tvorených logaritmických modelov, ktoré by lepšie popisovali samotný dopyt po peniazoch.

Záver

V uvedenej práci sme popísali tvar dopytových funkcií po nominálnych, ako aj reálnych peňažných zostatkoch jednotlivých menových agregátov, pričom sme nezostali iba pri analýze dlhodobých vzťahov, ale snažili sme sa zanalyzovať aj krátkodobú dynamiku peňazí v reakcii na rôzne podnety.

Na analýzu sme použili error-correction modely, ktoré sú vhodné pri analýze dlhodobých vzťahov, ale obsahujú v sebe aj popis krátkodobých interakcií. Použili sme dvojkrokový systém odhadu, ktorého prvý krok spočíval v odhade dlhodobého vzťahu a ten sa následne aplikoval na jednorovnicový error-correction model. Pre získanie robustných odhadov sme použili viacero metód odhadu dlhodobých vzťahov. Na viacrozmernú analýzu vychádzajúcu z VAR modelov sme sa zamerali ako na ústrednú, pričom sme výsledky porovnávali s výstupmi z ADL modelov.

Špecifikum a hlavný prínos tejto práce spočíva v popísaní dynamiky vývoja peňazí v rámci široko definovaných peňazí označovaných M2, keď sme sa zamerali na likvidnejší peňažný agregát M1 a tiež na menej likvidnú časť, označovanú ako kvázipeniaze. V tomto ohľade sa podarilo nájsť premenné, ktoré z veľkej časti popísali presun peňazí medzi týmito agregátmi. Úrokové sadzby, ako aj vplyv menovej substitúcie sa zdá byť relevantný. Našiel sa aj vplyv hrubého domáceho produktu, ktorý vyjadruje najmä transakčný, ale aj opatrnostný motív držania peňazí. Výška elasticity pri tejto premennej vyšla vo väčšine modelov nižšia ako jedna, čo sme zdôvodnili súčasným špecifickým vývojom v našej ekonomike, kde zdôrazňujeme najmä skracujúcu sa transakčnú rýchlosť obehu peňazí.

Väčší problém nastal pri popise dlhodobého vzťahu pre agregát M2. Potvrdil sa priamoúmerný vzťah domáceho produktu s elasticitou mierne nižšou ako jedna a potvrdil sa aj vplyv menovej substitúcie. Avšak znamienko pri vlastnej výnosnosti týchto peňazí sa zdá nesprávne.

Možnosti ďalšieho výskumu v tejto oblasti existujú najmä pri podrobnejšom analyzovaní menovej substitúcie na jednotlivé menové agregáty. Časom taktiež dôjde k skvalitneniu dátovej základne pre tento výskum, vďaka postupnej harmonizácii definície peňazí Národnej banky Slovenska s definíciou Európskej centrálnej banky. Takisto vplyv nových faktorov, ako sú napr. podielové fondy, ktorých význam stále narastá, môže v budúcnosti pomôcť v identifikácii dopytových funkcií jednotlivých zložiek peňazí, najmä však menového agregátu M2. V tomto ohľade bude pravdepodobne jasnejšie aj postavenie vlastnej výnosnosti peňazí M2.

Literatúra

1. The Monetary Policy Committee (2001): *The Transmission Mechanism of Monetary Policy*, Bank of England.
2. Louis Kuijs (2002): *Monetary Policy Transmission Mechanism and Inflation in the Slovak Republic*, International Monetary Fund.
3. George T. Mc. Candless Jr., Warren E. Weber (1995): *Some Monetary Facts*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review, vol. 19, no. 3.
4. G. J. de Bondt (1998): *Credit and Asymmetric Effects of Monetary Policy in Six EU Countries*, De Nederlandsche Bank, Econometric Research and Special Studies Department.
5. Ganev, Molnar, Rybinski, Wozniak (2004): *Transmission Mechanisms of Monetary Policy in Central and Eastern Europe*, National Bank of Poland.
6. John A. Leventakis (2001): *Modelling Money Demand in Open Economies Over the Modern Floating Rate Period*, Athens University of Economics and Business, Department of Economics.
7. Nasri Harb (2004): *Money Demand Function: a Heterogeneous panel application*, UAE University, United Arab Emirates, Economic Department.
8. Claudia M. Buch (2001): *Money Demand in Hungary and Poland*, The Kiel Institute of World Economics.

9. Ahmed M. Khalid (1999): *Modelling Money Demand in Open Economies: The Case of Selected Asian Countries*, National University of Singapore, Department of Economics.
10. Pierre L. Siklos (1995): *Long-run and short-run money demand: which price deflator to use? Some evidence using New Zealand data*, Wilfrid Laurier University, Canada, Department of Economics.
11. J. Arlt, M. Guba, Š. Radkovský, M. Sojka, V. Stiller (2001): *Vliv vybraných faktorů na vývoj poptávky po penězích v letech 1994-2000*, Česká národní banka.
12. Martin Melecký (2001): *Stabilita dlouhodobé poprávky po široce definovaných penězích v otevřené ekonomice: případ ČR 1994-2000*, Česká národní banka.
13. Poeter Howells, Khaled Hussein (1998): *the Endogeneity of Money: Evidence From the G7*, University of East London, University of Kent at Canterbury.
14. Santi Chaisrisawatsuk, Subhash C. Sharma, Abdur R. Chowdhury (2004): *Money Demand Stability Under Currency Substitution*, National Institute of Development Administration (Bangkok), Department of Economics of Southern Illinois University, Department of Economics of Marquette University.
15. Manfred Gartner (1993): *Macroeconomics Under Flexible Exchange Rates*, University of St. Gallen, Department of Economics.
16. J. Arlt (1999): *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*, Česká národní banka.
17. A. Banerjee, J. Dolado, J. W. Glabraith, D. F. Hendry (1993): *Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press, New York.
18. Zora Komínková (2001): *Monetizácia slovenskej ekonomiky a problém finančných štruktúr*, NBS.
19. Anton Malesich (2004): *Modelovanie reálneho efektívneho výmenného kurzu*, diplomová práce, FMFI.

Prílohy

Príloha č. 1 – Analýza stacionarity použitých časových radov

Augmented Dickey-Fuller

Variable	Spec	ADF test run on variables				ADF test run on differences of variables.			
		t-stat	1%	p-value		t-stat	1%	p-value	
m1_sa	trend	-0.106052	-4.219126	0.9929	H0 -> je I(1)	-4.837994	-4.226815	0.0021	H1 -> je I(0)
	const	1.698645	-3.615588	0.9995	H0 -> je I(1)	-4.447553	-3.621023	0.0011	H1 -> je I(0)
	none	4.684171	-2.627238	1	H0 -> je I(1)	-1.179086	-2.632688	0.2131	H0 -> je I(1)
qm_sa	trend	0.93332	-4.219126	0.9998	H0 -> je I(1)	-9.227561	-4.219126	0	H1 -> je I(0)
	const	-3.066884	-3.615588	0.0377	H1 -> je I(0)	-1.482209	-3.626784	0.5311	H0 -> je I(1)
	none	0.465283	-2.630762	0.8102	H0 -> je I(1)	-1.088538	-2.630762	0.2451	H0 -> je I(1)
m2_sa	trend	-5.388726	-4.273277	0.0006	H1 -> je I(0)	-8.233022	-4.219126	0	H1 -> je I(0)
	const	-0.97658	-3.615588	0.7518	H0 -> je I(1)	-8.22484	-3.615588	0	H1 -> je I(0)
	none	1.563521	-2.630762	0.9687	H0 -> je I(1)	-0.834196	-2.630762	0.3476	H0 -> je I(1)
ccpi	trend	0.810462	-4.211868	0.9996	H0 -> je I(1)	-4.232496	-4.219126	0.0097	H1 -> je I(0)
	const	-2.562828	-3.610453	0.1092	H0 -> je I(1)	-3.52047	-3.615588	0.0127	H1 -> je I(0)
	none	2.37651	-2.627238	0.9949	H0 -> je I(1)	-1.048814	-2.628961	0.2601	H0 -> je I(1)
defl	trend	-2.207122	-4.252879	0.4707	H0 -> je I(1)	-3.218656	-4.252879	0.0978	H0 -> je I(1)
	const	-0.756748	-3.639407	0.8185	H0 -> je I(1)	-3.498396	-3.639407	0.0142	H1 -> je I(0)
	none	2.651099	-2.634731	0.9973	H0 -> je I(1)	-0.462749	-2.634731	0.5073	H0 -> je I(1)
yn_sa	trend	-0.707143	-4.219126	0.9652	H0 -> je I(1)	-6.096412	-4.226815	0.0001	H1 -> je I(0)
	const	2.509576	-3.615588	1	H0 -> je I(1)	-5.257486	-3.621023	0.0001	H1 -> je I(0)
	none	13.47759	-2.627238	1	H0 -> je I(1)	0.079136	-2.634731	0.7012	H0 -> je I(1)
y95_sa	trend	-0.532414	-4.226815	0.9773	H0 -> je I(1)	-7.68522	-4.226815	0	H1 -> je I(0)
	const	0.750468	-3.621023	0.9917	H0 -> je I(1)	-7.676401	-3.621023	0	H1 -> je I(0)
	none	7.148336	-2.627238	1	H0 -> je I(1)	-0.089351	-2.636901	0.6454	H0 -> je I(1)
RTDIF	trend	-2.000997	-4.226815	0.5816	H0 -> je I(1)	-3.160586	-4.226815	0.108	H0 -> je I(1)
	const	-1.558145	-3.621023	0.4935	H0 -> je I(1)	-3.149218	-3.621023	0.0315	H1 -> je I(0)
	none	-0.971207	-2.628961	0.2904	H0 -> je I(1)	-3.184726	-2.628961	0.0022	H1 -> je I(0)
RTREAL	trend	-3.391537	-4.262735	0.0698	H0 -> je I(1)	-4.074518	-4.226815	0.0145	H1 -> je I(0)
	const	-1.901883	-3.621023	0.3279	H0 -> je I(1)	-4.020757	-3.621023	0.0035	H1 -> je I(0)
	none	-1.592608	-2.628961	0.1037	H0 -> je I(1)	-4.078932	-2.628961	0.0002	H1 -> je I(0)
RX3M	trend	-0.945165	-4.211868	0.9401	H0 -> je I(1)	-5.038251	-4.219126	0.0012	H1 -> je I(0)
	const	-1.280201	-3.610453	0.6291	H0 -> je I(1)	-4.960669	-3.615588	0.0002	H1 -> je I(0)
	none	-0.108141	-2.625606	0.6401	H0 -> je I(1)	-5.028679	-2.627238	0	H1 -> je I(0)

Phillips-Perron

Variable	Spec	PP test run on variables				PP test run on differences of variables.			
		t-stat	1%	p-value		t-stat	1%	p-value	
m1_sa	trend	-0.553992	-4.219126	0.9762	H0 -> je I(1)	-4.87859	-4.226815	0.0019	H1 -> je I(0)
	const	1.115967	-3.615588	0.9969	H0 -> je I(1)	-4.617954	-3.621023	0.0007	H1 -> je I(0)
	none	3.513719	-2.627238	0.9998	H0 -> je I(1)	-3.44264	-2.628961	0.0011	H1 -> je I(0)
qm_sa	trend	0.242757	-4.211868	0.9976	H0 -> je I(1)	-8.583897	-4.219126	0	H1 -> je I(0)
	const	-2.420566	-3.610453	0.1429	H0 -> je I(1)	-7.43708	-3.615588	0	H1 -> je I(0)
	none	2.927898	-2.625606	0.9988	H0 -> je I(1)	-4.884798	-2.627238	0	H1 -> je I(0)
m2_sa	trend	-1.984835	-4.211868	0.5911	H0 -> je I(1)	-7.918196	-4.219126	0	H1 -> je I(0)
	const	-0.748019	-3.610453	0.8224	H0 -> je I(1)	-7.912108	-3.615588	0	H1 -> je I(0)
	none	6.088589	-2.625606	1	H0 -> je I(1)	-3.640736	-2.627238	0.0006	H1 -> je I(0)
ccpi	trend	0.11942	-4.211868	0.9964	H0 -> je I(1)	-4.279998	-4.219126	0.0086	H1 -> je I(0)
	const	-1.884633	-3.610453	0.3358	H0 -> je I(1)	-3.649262	-3.615588	0.0092	H1 -> je I(0)
	none	7.036164	-2.625606	1	H0 -> je I(1)	-1.122059	-2.627238	0.2333	H0 -> je I(1)
defl	trend	-2.892467	-4.219126	0.1761	H0 -> je I(1)	-8.55475	-4.226815	0	H1 -> je I(0)
	const	-0.502416	-3.615588	0.8797	H0 -> je I(1)	-8.421083	-3.621023	0	H1 -> je I(0)
	none	7.892667	-2.627238	1	H0 -> je I(1)	-4.192096	-2.628961	0.0001	H1 -> je I(0)
yn_sa	trend	-0.025526	-4.219126	0.9944	H0 -> je I(1)	-10.9923	-4.226815	0	H1 -> je I(0)
	const	9.809782	-3.615588	1	H0 -> je I(1)	-5.229271	-3.621023	0.0001	H1 -> je I(0)
	none	34.80046	-2.627238	0.9999	H0 -> je I(1)	-1.67239	-2.628961	0.0888	H0 -> je I(1)
y95_sa	trend	-1.051009	-4.219126	0.9242	H0 -> je I(1)	-7.595612	-4.226815	0	H1 -> je I(0)
	const	0.401982	-3.615588	0.9805	H0 -> je I(1)	-7.576641	-3.621023	0	H1 -> je I(0)
	none	7.148336	-2.627238	1	H0 -> je I(1)	-3.797165	-2.628961	0.0004	H1 -> je I(0)
RTDIF	trend	-1.677237	-4.219126	0.7418	H0 -> je I(1)	-3.128173	-4.226815	0.1149	H0 -> je I(1)
	const	-1.278677	-3.615588	0.6295	H0 -> je I(1)	-3.115582	-3.621023	0.034	H1 -> je I(0)
	none	-0.871987	-2.627238	0.3317	H0 -> je I(1)	-3.150446	-2.628961	0.0025	H1 -> je I(0)
RTREAL	trend	-1.982217	-4.219126	0.5921	H0 -> je I(1)	-4.073937	-4.226815	0.0146	H1 -> je I(0)
	const	-1.895487	-3.615588	0.3309	H0 -> je I(1)	-4.005196	-3.621023	0.0037	H1 -> je I(0)
	none	-1.554062	-2.627238	0.1115	H0 -> je I(1)	-4.063086	-2.628961	0.0002	H1 -> je I(0)
RX3M	trend	-1.105025	-4.211868	0.9152	H0 -> je I(1)	-4.9409	-4.219126	0.0015	H1 -> je I(0)
	const	-1.280201	-3.610453	0.6291	H0 -> je I(1)	-4.953567	-3.615588	0.0002	H1 -> je I(0)
	none	-0.111571	-2.625606	0.6389	H0 -> je I(1)	-5.021968	-2.627238	0	H1 -> je I(0)

Príloha č. 2 – Model M1N*

VAR analýza kointegračného vzťahu:

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.604548	42.50799	29.68	35.65
At most 1	0.217259	9.109848	15.41	20.04
At most 2	0.008066	0.291538	3.76	6.65

Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.604548	33.39814	20.97	25.52
At most 1	0.217259	8.818309	14.07	18.63
At most 2	0.008066	0.291538	3.76	6.65

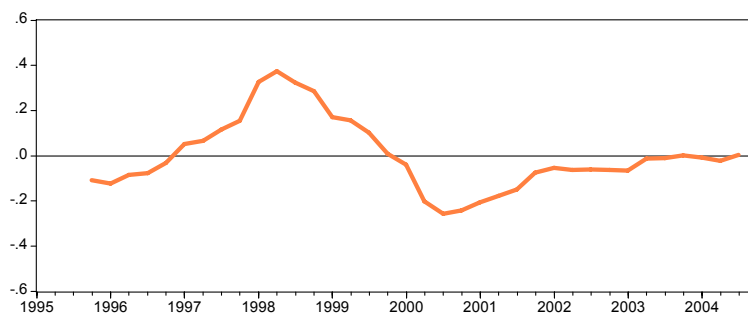
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Kointegračný vzťah M1N*(t-statistics in [])

LOG(M1_SA)	LOG(YN_SA)	RTDIF
1	-0.616064	0.050178
	[-8.74210]	[8.53830]



ADL analýza kointegračného vzťahu:

	zaťaženie (loading)	m1	yn	RTDIF
ADL(1,1,2)	-0.12018	1	-0.57084	0.06034
ADL(1,0,2)	-0.12809	1	-0.54472	0.06034
ADL ⁴ (1,1,2)	-0.53343	1	-0.58455	0.05172

EC model:

EC1

Dependent Variable: DLOG(M1_SA)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	0.738177	0.081431	9.065069
M1N*	-0.152734	0.016667	-9.163646
DLOG(Y95_SA)	1.982032	0.282672	7.011773
D(RTDIF)	-0.00676	0.002225	-3.038597
DUMMY_1	0.012393	0.001795	6.903071
R-squared	0.870094	Akaike info crit.	-5.510014
Adjusted R-squared	0.854348	Schwarz criterion	-5.294542
Log likelihood	109.6903	F-statistic	55.25754
Durbin-Watson stat	2.499628	Prob(F-statistic)	0

EC4

Dependent Variable: DLOG(M1_SA,0,4)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	2.382261	0.170099	14.00513
M1N*	-0.48564	0.032762	-14.82311
DLOG(Y95_SA,0,4)	1.336081	0.398206	3.355254
D(RTDIF,0,4)	-0.014522	0.00134	-10.83349
DUMMY_4	0.05693	0.016024	3.552801
R-squared	0.95639	Akaike info crit.	-4.646642
Adjusted R-squared	0.950576	Schwarz criterion	-4.424449
Log likelihood	86.31624	F-statistic	164.4802
Durbin-Watson stat	1.447547	Prob(F-statistic)	0

Príloha č. 3 – Model M1R_D*

VAR analýza kointegračného vzťahu:

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.589605	44.60701	29.68	35.65
At most 1	0.28847	12.54416	15.41	20.04
At most 2	0.008078	0.291991	3.76	6.65

Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.589605	32.06285	20.97	25.52
At most 1	0.28847	12.25217	14.07	18.63
At most 2	0.008078	0.291991	3.76	6.65

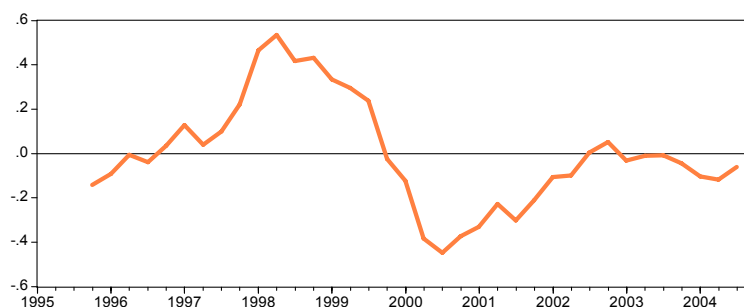
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Kointegračný vzťah M1R* (t-statistics in [])

LOG(M1_SA/DEFL)	LOG(Y95_SA)	RTREAL
1	-0.842545	0.076762
	[-2.70697]	[5.95874]



ADL analýza kointegračného vzťahu:

	zaťaženie (loading)	m1r	y95	RTREAL
ADL(1,1,2)	-0.10623	1	-0.87903	0.06125
ADL(1,0,2)	-0.07034	1	-1.18510	0.10509
ADL ⁴ (1,1,2)	-0.45886	1	-0.77586	0.05500

EC model:

EC1

Dependent Variable: DLOG(M1_SA/DEFL)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	0.061913	0.015637	3.959483
M1R*	-0.105665	0.018115	-5.832883
DLOG(Y95_SA)	2.332005	0.502411	4.641631
D(RTREAL1)	-0.006439	0.003434	-1.874958
DUMMY_1	0.01313	0.003172	4.139895
R-squared	0.701091	Akaike info crit.	-4.366108
Adjusted R-squared	0.664859	Schwarz criterion	-4.150636
Log likelihood	87.95604	F-statistic	19.35036
Durbin-Watson stat	2.148331	Prob(F-statistic)	0

EC4

Dependent Variable: DLOG(M1_SA/DEFL,0,4)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	0.253468	0.032515	7.795338
M1R*	-0.379479	0.024709	-15.35806
DLOG(Y95_SA,0,4)	1.69495	0.471162	3.597379
D(RTREAL1,0,4)	-0.016061	0.001783	-9.009714
DUMMY_4	0.086326	0.021603	3.996052
R-squared	0.933865	Akaike info crit.	-4.098173
Adjusted R-squared	0.925046	Schwarz criterion	-3.87598
Log likelihood	76.71803	F-statistic	105.9036
Durbin-Watson stat	1.351969	Prob(F-statistic)	0

Príloha č. 4 – Model M1R_C*

VAR analýza kointegračného vzťahu:

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.61543	46.08088	29.68	35.65
At most 1	0.270323	11.67819	15.41	20.04
At most 2	0.009198	0.33265	3.76	6.65

Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value
None **	0.61543	34.4027	20.97	25.52
At most 1	0.270323	11.34553	14.07	18.63
At most 2	0.009198	0.33265	3.76	6.65

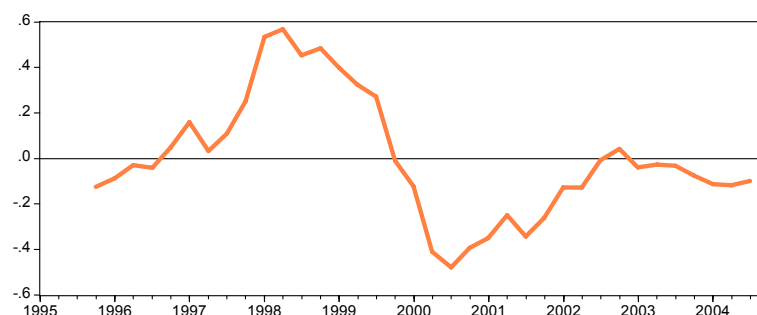
(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Kointegračný vzťah M1R*(t-statistics in [])

LOG(M1_SA/CCPI)	LOG(Y95_SA)	RTREAL
1	-1.214736	0.086172
	[-3.94874]	[6.06852]



ADL analýza kointegračného vzťahu:

	zaťaženie (loading)	m1r	y95	RTREAL
ADL(1,1,2)	-0.10000	1	-1.22255	0.07093
ADL(1,0,2)	-0.06192	1	-1.30404	0.13001
ADL ⁴ (1,1,2)	-0.40089	1	-1.15139	0.06683

EC model:

EC1

Dependent Variable: DLOG(M1_SA/CCPI)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	-0.735862	0.077652	-9.476401
M1R*	-0.100392	0.010825	-9.273919
DLOG(Y95_SA)	2.095354	0.329685	6.355631
D(RTREAL1)	-0.004863	0.00226	-2.151742
DUMMY_1	0.012668	0.002088	6.068533
R-squared	0.837287	Akaike info crit.	-5.205643
Adjusted R-squared	0.817564	Schwarz criterion	-4.990172
Log likelihood	103.9072	F-statistic	42.45272
Durbin-Watson stat	2.296343	Prob(F-statistic)	0

EC4

Dependent Variable: DLOG(M1_SA/CCPI,0,4)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	-2.48323	0.139006	-17.86424
M1R*	-0.341191	0.020459	-16.67652
DLOG(Y95_SA,0,4)	1.894755	0.431605	4.390021
D(RTREAL1,0,4)	-0.017597	0.001625	-10.82773
DUMMY_4	0.083241	0.019628	4.240947
R-squared	0.94662	Akaike info crit.	-4.286858
Adjusted R-squared	0.939503	Schwarz criterion	-4.064665
Log likelihood	80.02002	F-statistic	133.0033
Durbin-Watson stat	1.551431	Prob(F-statistic)	0

Príloha č. 5 – Model M1N

VAR analýza kointegračného vzťahu:

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.680624	66.82753	47.21	54.46
At most 1	0.353056	25.73767	29.68	35.65
At most 2	0.217984	10.05985	15.41	20.04
At most 3	0.033004	1.208187	3.76	6.65

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.680624	41.08986	27.07	32.24
At most 1	0.353056	15.67782	20.97	25.52
At most 2	0.217984	8.851664	14.07	18.63
At most 3	0.033004	1.208187	3.76	6.65

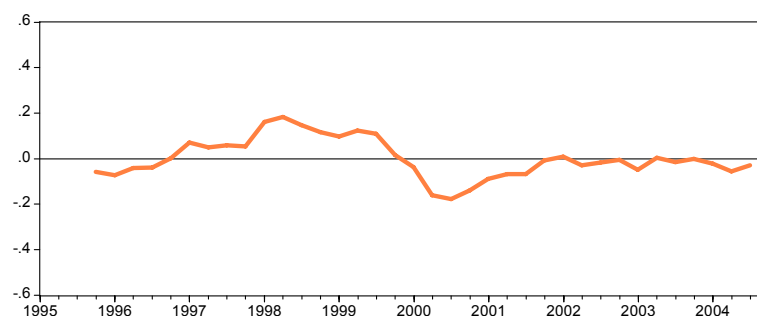
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Kointegračný vzťah M1N(t-statistics in [])

LOG(M1_SA)	LOG(YN_SA)	RTDIF	LOG(RX3M)
1	-0.779509	0.031033	0.979547
	[-20.6282]	[10.4989]	[5.31831]



ADL analýza kointegračného vzťahu:

	zatťaženie (loading)	m1	yn	RTDIF	rx3m
ADL(1,1,3)	-0.2900	1	-0.7948	0.02745	1.1565
ADL(1,0,3)	-0.2828	1	-0.8008	0.02829	1.3319
ADL ⁴ (1,1,3)	-0.8211	1	-0.7569	0.03265	0.9936

EC model:

EC1

Dependent Variable: DLOG(M1_SA)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	1.740494	0.174095	9.997367
M1N	-0.272216	0.027171	-10.01858
DLOG(Y95_SA)	1.626291	0.274666	5.920984
D(RTDIF)	-0.004479	0.002124	-2.10853
D(RX3M)	-0.007444	0.002385	-3.121443
DUMMY_1	0.012403	0.00164	7.563507
R-squared	0.895578	Akaike info crit.	-5.675753
Adjusted R-squared	0.879262	Schwarz criterion	-5.417187
Log likelihood	113.8393	F-statistic	54.88981
Durbin-Watson stat	2.417766	Prob(F-statistic)	0

EC4

Dependent Variable: DLOG(M1_SA,0,4)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	4.960026	0.344268	14.40747
M1N	-0.76977	0.052596	-14.6356
DLOG(Y95_SA,0,4)	1.04331	0.40188	2.596073
D(RTDIF,0,4)	-0.013376	0.001304	-10.25806
D(RX3M,0,4)	-0.008993	0.002097	-4.287691
DUMMY_4	0.052424	0.015711	3.336727
R-squared	0.963204	Akaike info crit.	-4.759388
Adjusted R-squared	0.95686	Schwarz criterion	-4.492757
Log likelihood	89.28928	F-statistic	151.8256
Durbin-Watson stat	1.720605	Prob(F-statistic)	0

Príloha č. 6 – Model M1R

VAR analýza kointegračného vzťahu:

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized	Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value
None **	0.637335	64.19319	47.21
At most 1	0.376787	27.67926	29.68
At most 2	0.250681	10.65605	15.41
At most 3	0.007384	0.266792	3.76

Hypothesized	Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value
None **	0.637335	36.51392	27.07
At most 1	0.376787	17.02321	20.97
At most 2	0.250681	10.38926	14.07
At most 3	0.007384	0.266792	3.76

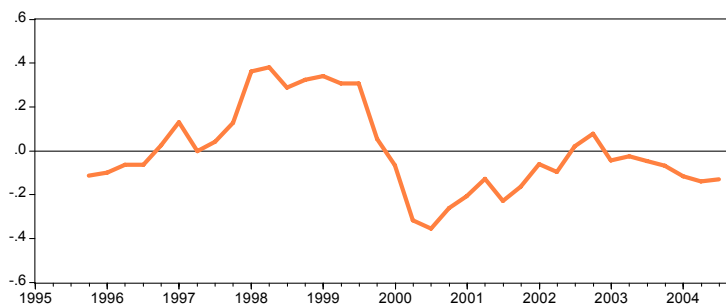
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% level

Kointegračný vzťah M1R (t-statistics in [])

LOG(M1_SA/CCPI)	LOG(Y95_SA)	RTREAL	LOG(RX3M)
1	-1.265903	0.067976	1.172752
	[-6.27660]	[6.91767]	[2.44871]



ADL analýza kointegračného vzťahu:

	zaťaženie (loading)	m1	y95	RTREAL	rx3m
ADL(1,1,3)	-0.2191	1	-0.9509	0.03236	1.2781
ADL(1,0,3)	-0.1910	1	-1.2539	0.04464	1.6891
ADL ⁴ (1,1,3)	-0.4343	1	-1.2109	0.06474	0.1766

EC model:

EC1

Dependent Variable: DLOG(M1_SA/CCPI)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	-0.491378	0.050428	-9.744172
M1R	-0.139056	0.014707	-9.455421
DLOG(Y95_SA)	1.987523	0.328227	6.055329
D(RTREAL1)	-0.006668	0.002248	-2.966942
DUMMY_1	0.012547	0.002069	6.064009
R-squared	0.839943	Akaike info crit.	-5.222103
Adjusted R-squared	0.820542	Schwarz criterion	-5.006631
Log likelihood	104.22	F-statistic	43.29417
Durbin-Watson stat	2.246222	Prob(F-statistic)	0

EC4

Dependent Variable: DLOG(M1_SA/CCPI,0,4)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	-1.590444	0.109935	-14.46708
M1R	-0.461541	0.033231	-13.8888
DLOG(Y95_SA,0,4)	1.246102	0.570591	2.18388
D(RTREAL1,0,4)	-0.018587	0.002021	-9.197228
D(RX3M,0,4)	-0.006271	0.003158	-1.98602
DUMMY_4	0.079272	0.022246	3.56347
R-squared	0.937885	Akaike info crit.	-4.07816
Adjusted R-squared	0.927176	Schwarz criterion	-3.811529
Log likelihood	77.3678	F-statistic	87.57569
Durbin-Watson stat	1.558198	Prob(F-statistic)	0

Príloha č. 7 – Model QMN

VAR analýza kointegračného vzťahu:

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.63816	68.93226	47.21	54.46
At most 1 *	0.458666	32.33635	29.68	35.65
At most 2	0.246481	10.24245	15.41	20.04
At most 3	0.00151	0.054418	3.76	6.65

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.63816	36.59591	27.07	32.24
At most 1 *	0.458666	22.0939	20.97	25.52
At most 2	0.246481	10.18803	14.07	18.63
At most 3	0.00151	0.054418	3.76	6.65

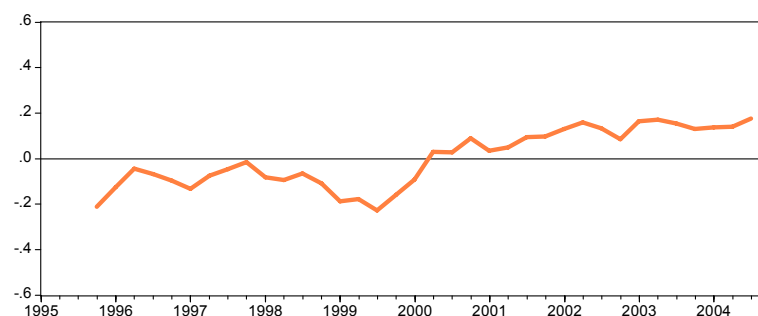
(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test and Max-eigenvalue test indicate 2 cointegrating equations at 5% level

Trace test and Max-eigenvalue test indicate 1 cointegrating equation at 1% level

Kointegračný vzťah QMN (t-statistics in [])

LOG(QM_SA)	LOG(YN_SA)	RTDIF	LOG(RX3M)
1	-0.697845	-0.013691	-1.76458
	[-7.42712]	[-4.01647]	[-6.40197]



ADL analýza kointegračného vzťahu:

	zaťaženie (loading)	qm	yn	RTDIF	rx3m
ADL(1,1,3)	-0.4752	1	-0.6843	-0.0088	-1.9764
ADL(1,0,3)	-0.0981	1	-0.5529	-0.0081	-1.7996
ADL ⁴ (1,1,3)	-0.0880	1	-0.4688	-0.0078	-1.4032

EC model:

EC1

Dependent Variable: DLOG(QM_SA)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	-0.258965	0.038871	-6.662256
QMN	-0.111143	0.015194	-7.31505
DLOG(RX3M)	0.194088	0.090388	2.147277
DUMMY_QM1	0.021069	0.003488	6.039493
R-squared	0.747458	Akaike info crit.	-5.819767
Adjusted R-squared	0.725812	Schwarz criterion	-5.649146
Log likelihood	117.4855	F-statistic	34.53029
Durbin-Watson stat	2.377022	Prob(F-statistic)	0

EC4

Dependent Variable: DLOG(QM_SA,0,4)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	-1.037409	0.061649	-16.8277
QMN	-0.443503	0.023959	-18.51112
D(RTDIF,0,4)	0.004492	0.000834	5.383371
DLOG(RX3M,0,4)	0.282853	0.056233	5.030035
DUMMY_QM4	0.01008	0.00315	3.199869
R-squared	0.942205	Akaike info crit.	-5.164111
Adjusted R-squared	0.934499	Schwarz criterion	-4.941919
Log likelihood	95.37195	F-statistic	122.2687
Durbin-Watson stat	1.842154	Prob(F-statistic)	0

Príloha č. 8 – Model QMR

VAR analýza kointegračného vzťahu:

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.611131	64.35925	47.21	54.46
At most 1 *	0.411959	30.35676	29.68	35.65
At most 2	0.238981	11.24224	15.41	20.04
At most 3	0.03843	1.410766	3.76	6.65
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.611131	34.00249	27.07	18.63
At most 1	0.411959	19.11452	20.97	18.63
At most 2	0.238981	9.831474	14.07	18.63
At most 3	0.03843	1.410766	3.76	6.65

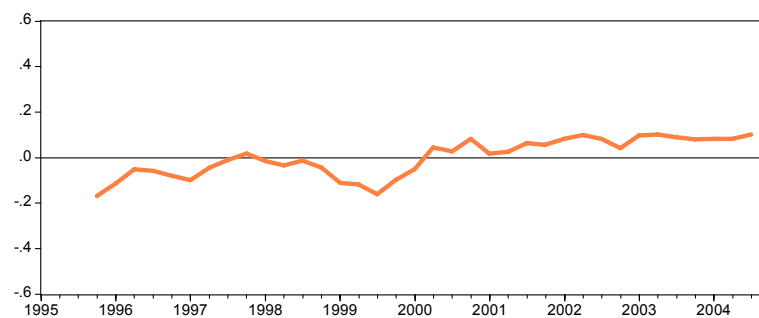
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 2 cointegrating eq. at 5% level and 1 cointegrating eq. at the 1% level

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Kointegračný vzťah QMR (t-statistics in [])

LOG(QM_SA/CCPI)	LOG(Y95_SA)	RTREAL	LOG(RX3M)
1	-0.725362	-0.006189	-1.477143
	[-4.42134]	[-1.84763]	[-6.68481]



ADL analýza kointegračného vzťahu:

	zaťaženie (loading)	qm	y95	RTREAL	rx3m
ADL(1,1,3)	-0.1848	1	-0.5907	-0.0048	-1.2562
ADL(1,0,3)	-0.1295	1	-0.5570	-0.0019	-1.3497
ADL ⁴ (1,1,3)	-0.6537	1	-0.8902	-0.0006	-1.5329

EC model:

EC1

Dependent Variable: DLOG(QM_SA/CCPI)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	-0.817312	0.148053	-5.520408
QMR	0.130608	0.02325	-5.617653
DLOG(RX3M)	0.236434	0.091824	2.574852
DUMMY_QM1	0.02168	0.003575	6.064975
R-squared	0.696261	Akaike info crit.	-5.771506
Adjusted R-squared	0.670226	Schwarz criterion	-5.600885
Log likelihood	116.5444	F-statistic	26.74351
Durbin-Watson stat	2.230189	Prob(F-statistic)	0

EC4

Dependent Variable: DLOG(QM_SA/CCPI,0,4)			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	-3.236354	0.183477	-17.63899
QMR	-0.516445	0.028767	-17.95239
D(RTDIF,0,4)	0.004162	0.000692	6.010359
DLOG(RX3M,0,4)	0.331888	0.04583	7.241677
DUMMY_QM4	0.011035	0.0026	4.24375
R-squared	0.941099	Akaike info crit.	-5.517801
Adjusted R-squared	0.933245	Schwarz criterion	-5.295608
Log likelihood	101.5615	F-statistic	119.8313
Durbin-Watson stat	1.842819	Prob(F-statistic)	0

Príloha č. 9 – Viacrozmerná analýza M1 a QM

Analýza dopytu po nominálnych peniazoch

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.721299	106.02	68.52	76.07
At most 1 **	0.598203	60.02575	47.21	54.46
At most 2	0.392342	27.20061	29.68	35.65
At most 3	0.226897	9.267429	15.41	20.04
At most 4	0.000086	0.003094	3.76	6.65

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.721299	45.99422	33.46	38.77
At most 1 **	0.598203	32.82514	27.07	32.24
At most 2	0.392342	17.93318	20.97	25.52
At most 3	0.226897	9.264335	14.07	18.63
At most 4	0.000086	0.003094	3.76	6.65

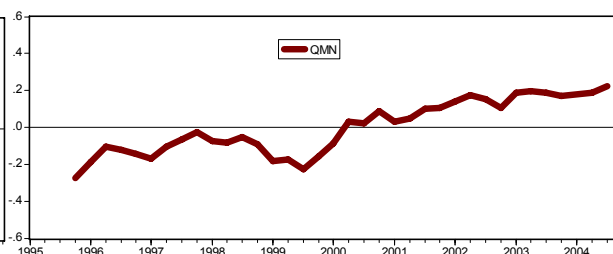
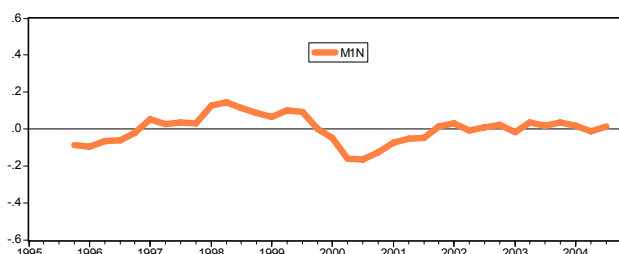
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Kointegračný vzťah M1N a QMN (t-statistics in [])

LOG(M1_SA)	LOG(YN_SA)	RTDIF	LOG(RX3M)
1	-0.699634	0.02807	0.986462
	[-11.5233]	[9.88589]	[5.61619]
LOG(QM_SA)	LOG(YN_SA)	RTDIF	LOG(RX3M)
1	-0.549275	-0.010049	-1.856507
	[-4.71304]	[-1.84369]	[-5.50632]



Analýza dopytu po reálnych peniazoch

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.700991	115.5339	68.52	76.07
At most 1 **	0.624524	72.07172	47.21	54.46
At most 2 **	0.451626	36.80753	29.68	35.65
At most 3	0.294464	15.17883	15.41	20.04
At most 4	0.070247	2.622125	3.76	6.65

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.700991	43.46213	33.46	38.77
At most 1 **	0.624524	35.26419	27.07	32.24
At most 2 *	0.451626	21.6287	20.97	25.52
At most 3	0.294464	12.5567	14.07	18.63
At most 4	0.070247	2.622125	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

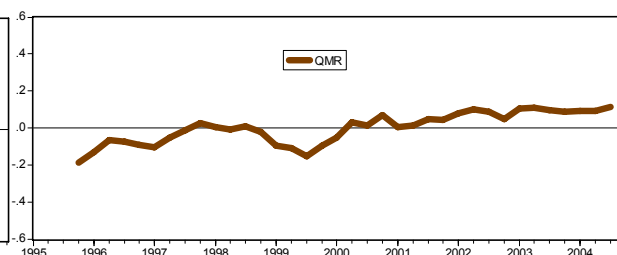
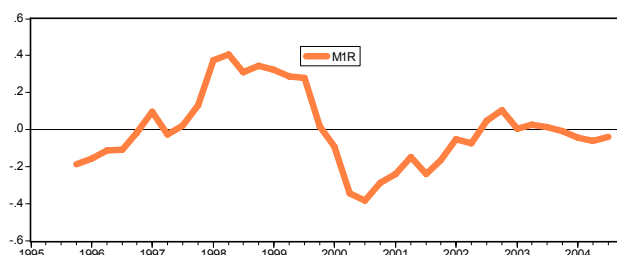
Trace test indicates 3 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating equation(s) at the 5% level

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 1% level

Kointegračný vzťah M1R a QMR (t-statistics in [])

LOG(M1_SA/CCPI)	LOG(Y95_SA)	RTDIF	LOG(RX3M)
1	-0.805064	0.070965	0.824978
	[-2.21253]	[6.53172]	[1.55984]
LOG(QM_SA/CCPI)	LOG(Y95_SA)	RTDIF	LOG(RX3M)
1	-0.642952	-0.002791	-1.556246
	[-3.42867]	[-0.49849]	[-5.70959]



Príloha č. 10 – Analýza dlhodobej rovnováhy dopytu po M2

Dopyt po nominálnych peniazoch M2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.682594	78.33404	47.21	54.46
At most 1 *	0.484865	35.57378	29.68	35.65
At most 2	0.253025	11.33073	15.41	20.04
At most 3	0.014407	0.536952	3.76	6.65

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.682594	42.46026	27.07	32.24
At most 1 *	0.484865	24.54305	20.97	25.52
At most 2	0.253025	10.79378	14.07	18.63
At most 3	0.014407	0.536952	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 2 cointegrating eq. at 5% level and 1 cointegrating eq. at the 1% level

Max-eigenvalu test indicates 2 coint. eq. at 5% level and 1 cointegrating eq. at the 1% level

Kointegračný vzťah M2N (t-statistics in [J])

LOG(M2_SA)	LOG(YN_SA)	RT3MQ	LOG(ESKEU)
1	-0.639266	0.037592	-1.098528
	[-8.53381]	[3.91430]	[-4.82290]

	zaťaženie (loading)	m2	yn	RT3MQ	eskeu
ADL(1,1,3)	-0.0998	1	-0.5451	0.0525	-0.6287
ADL(1,0,3)	-0.2048	1	-0.7548	0.0335	-0.6425
ADL ⁴ (1,1,3)	-0.6606	1	-0.6915	0.0318	-1.0853

Dopyt po reálnych peniazoch M2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.685772	74.65054	47.21	54.46
At most 1 *	0.496421	32.97558	29.68	35.65
At most 2	0.20544	8.279034	15.41	20.04
At most 3	0.00000643	0.000231	3.76	6.65

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.685772	41.67496	27.07	32.24
At most 1 *	0.496421	24.69655	20.97	25.52
At most 2	0.20544	8.278803	14.07	18.63
At most 3	0.00000643	0.000231	3.76	6.65

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 2 cointegrating eq. at 5% level and 1 cointegrating eq. at the 1% level

Max-eigenvalu test indicates 2 coint. eq. at 5% level and 1 cointegrating eq. at the 1% level

Kointegračný vzťah M2R (t-statistics in [J])

LOG(M2_SA/CCPI)	LOG(Y95_SA)	RTREALQ	LOG(ESKEU)
1	-0.754975	0.042157	-0.79537
	[-6.95803]	[4.56030]	[-5.02831]

	zaťaženie (loading)	m2	y95	RTREALQ	eskeu
ADL(1,1,3)	-0.1660	1	-0.8662	0.0311	-0.5129
ADL(1,0,3)	-0.1592	1	-0.9028	0.0208	-0.4033
ADL ⁴ (1,1,3)	-0.6599	1	-0.7358	0.0098	-1.1258

Príloha č. 11 - Kanály transmisného mechanizmu menovej politiky a stratégie menovej politiky

Kanály transmisného mechanizmu

Priama menová transmisia

Do prvého transmisného kanálu, priama menová transmisia, zaraďujeme operovanie centrálnej banky s peniazmi. Centrálna banka operuje priamo s vysoko likvidnou menovou bázou (označovanou M1) a stanovuje úrokovú sadzbu, za ktorú požičiava komerčným bankám tieto vysokoliquidné peniaze. Môže tým ovplyvniť objem ponúkaných úverov komerčnými bankami a tým ponuku peňazí v obehu. Ak napríklad centrálna banka takto zvýši ponuku peňazí, zvýšenie má za následok prebytok hotovostnej bilancie ekonomických subjektov na trhu a to postupne spôsobuje zvyšovanie celkovej spotreby.

Kanály úrokových sadzieb

Fakt, že centrálna banka stanovuje úrokovú sadzbu, za ktorú požičiava komerčným bankám, sa prejavuje na trhovách úrokových sadzbách, ako sú napr. úroky na úvery. Rozdiel je v rýchlosti prenášaných zmien na jednotlivé druhy úrokových sadzieb. Zmena v oficiálnej úrokovej sadzbe centrálnej banky sa okamžite premieta do krátkodobých a sčasti aj strednodobých úrokových sadzieb. Naproti tomu dopad na dlhodobé úrokové sadzby sa prejavuje po dlhšom časovom období alebo sa môže stať, že sa zmena vôbec neprejaví. Je to kvôli tomu, že na dlhodobé úrokové sadzby majú veľký vplyv očakávania úrokových sadzieb v budúcnosti. Rozdiel môže byť aj vo výške zmeny pri jednotlivých sadzbách.

Ako už bolo spomenuté, centrálna banka priamo svojou menovou politikou ovplyvňuje vývoj úrokových sadzieb na peňažnom trhu. Expanzívna monetárna politika, ktorá predstavuje znižovanie reálnych úrokových sadzieb, ovplyvňuje agregátnu spotrebu rôznymi spôsobmi. Nižšia úroková miera vedie k nižšej cene kapitálu, čo je veľmi dôležité pre rozhodovanie o investíciách. Takisto vedie ekonomické subjekty k väčšiemu sklonu k

súčasnej spotrebe/investíciám, ako k úsporám (substitučný efekt).

Keďže úrokové sadzby priamo ovplyvňujú cenu úverov, do kanálu úrokových sadzieb možno zaradiť aj veľmi dôležitý úverový kanál¹. Teórie tohto kanálu zdôrazňujú nedokonalosti finančného trhu, ako základného faktoru šírenia a zosilňovania šokov prameniacich zo zmien v monetárnej politike². Výška ceny, ktorú dlžník zaplatí navyše pri úverovom financovaní oproti samofinancovaniu, tzv. „prirážka externého financovania“ (external finance premium), je práve obrazom týchto nedokonalostí. Táto prirážka je ovplyvnená dvomi spôsobmi. Prvý spôsob je ovplyvňovanie prostredníctvom kanálu bankových úverov a druhý spôsob je cez kanál, ktorý nazveme kanál čistej ekonomickej hodnoty.

Kanál bankových úverov ovplyvňuje priamo objem ponuky úverov na trhu. Je potrebné si uvedomiť, že najmä pre domácnosti a malé firmy neexistuje dostatočný substitút k bankovým úverom. Ak centrálna banka sťahuje likviditu z trhu, banky musia prispôbiť svoje portfóliá redukovaním ponuky úverov, alebo zvyšovaním úrokovej sadzby. To vedie k vyššej prirážke externého financovania pre ekonomické subjekty závislé na tomto druhu financovania a tak k ich zmenšenej ekonomickej aktivite.

Kanál čistej ekonomickej hodnoty zdôrazňuje možný dopad monetárnej politiky na finančné postavenie dlžníkov. Toto ich postavenie, ich čistú hodnotu, možno vyčítať z ich súvahy. Monetárna politika mení úverové podmienky ktorým dlžník čelí

¹ V literatúre sa často úverový kanál abstrahuje ako samostatný kanál transmisného mechanizmu. A práve v tranzitívnych ekonomikách, ako je aj Slovensko, mali mnohokrát na tvorbu úverov vplyv aj iné faktory, ako bola menová politika Národnej banky Slovenska. A aj keď úrokové sadzby NBS ovplyvňovali ostatné úrokové sadzby, tie už na tvorbu úverov mali slabší vplyv (Kujis (2002) – Monetary policy transmission mechanism and inflation in the Slovak Republic). V súčasnosti by už ale tvorba úverov, mala vznikať podobným spôsobom, ako je to vo vyspelých ekonomikách a preto úverový kanál z pohľadu jeho budúceho analyzovania na Slovensku zaraďujem do kanála úrokových mier.

² Podrobnejšie analyzované v práci G. J. Bondta *Credit and asymmetric effects of monetary policy in six EU countries*

a to napríklad tak, že zmenou cenovej hladiny alebo zmenou cien nehnuteľností sa zmení aj ich jeho čistá hodnota. Toto sa deje preto, lebo zaťaženie dlhom je nominálna záležitosť. Netreba si ale mýliť kanál čistej ekonomickej hodnoty s kanálom efektu bohatstva, ktorý má za následok zmenu v spotrebe ekonomických subjektov. Kanál čistej ekonomickej hodnoty patrí do úverového kanála tým, že je to spôsob, ako zmena čistej hodnoty dlžníka ovplyvňuje prirážku externého financovania a aj celkové úverové podmienky.

Kanály cien aktív

Okrem zmien v objeme peňazí a úrokových mier sú rozhodnutia monetárnej politiky prenášané do reálnej ekonomiky taktiež prostredníctvom cien aktív, ako sú napr. ceny cenných papierov, ceny nehnuteľností atď. Napríklad pri zvýšení dlhodobých úrokových sadzieb sa znižuje cena dlhopisov. Je to preto, že očakávané budúce výnosy diskontujeme vyššou úrokovou mierou.

Dôležitý je tu efekt bohatstva, ktorý implikuje to, že vzrast cien aktív zvýši bohatstvo ekonomických subjektov, ktoré majú vo vlastníctve tieto aktíva. To môže zvýšiť spotrebu týchto ekonomických subjektov.

Kanály očakávaní

Zmeny v menovej politike môžu ovplyvniť očakávania budúceho reálneho vývoja ekonomiky a tiež dôveru, s ktorou tieto očakávania jednotlivé ekonomické subjekty majú. Ak napríklad takéto zmeny vo vnímaní vývoja ekonomiky ovplyvnia jednotlivé subjekty na finančnom trhu, tí môžu ovplyvniť ostatné subjekty v ekonomike cez očakávanie budúcich očakávaných miezd, zamestnanosti, ziskov atd. Je ale ťažké predpovedať smer, ako tieto očakávania vznikajú a ako sa budú šíriť a takisto sa môžu meniť s časom.

Dopad menovej politiky na ekonomiku z pohľadu očakávaní závisí tiež od predvídateľnosti jej zmien. Nepredvídateľné zmeny majú spravidla relatívne silný efekt. Pre centrálnu banku snažiacu sa ovplyvniť formovanie očakávaní na trhu je dôležité, aby jej rozhodnutia reagujúce na vývoj v reálnej ekonomike boli dôveryhodné. Zvyšovanie neistoty má za následok, že informácie na trhu sú asymetrické, čo negatívnym spôsobom ovplyvňuje aktivitu ekonomických subjektov na trhu.

Kanály výmenného kurzu

V otvorenej ekonomike je veľmi dôležitý kanál výmenného kurzu. Výmenný kurz je relatívna cena domácej a zahraničnej meny a preto závisí aj na domácej, ale aj na zahraničnej monetárnej politike. Vplyv zmeny úrokovej miery na výmenný kurz nie je vždy jednoznačne určený. Závisí od zmeny úrokových sadzieb, očakávaniach týchto zmien, inflácie, celkovom makroekonomickom vývoji nie iba doma, ale aj v zahraničí. Ak by ale ostatné veličiny ostali nezmenené, expanzívna monetárna politika na domácom trhu vedie k znižovaniu trhových úrokových mier a to má za následok zníženie atraktivity našej meny na finančných trhoch. Takto sa oslabuje jej kurz voči ostatným menám, čo podporuje vyšší export, a tým aj zvyšovanie celkového produktu.

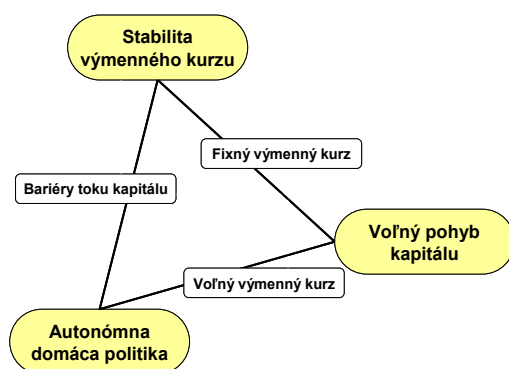
Kanál výmenného kurzu môžeme rozdeliť na tri hlavné subkanály. Prvý funguje tak, že zmeny vo výmennom kurze vedú tiež k zmene relatívnych cien domácich a zahraničných tovarov a služieb, a tým priamo, cez importované ceny, ovplyvňujú infláciu. Druhý je efekt reálneho výmenného kurzu, ktorý nepriamo, cez zahraničný dopyt ovplyvňuje aj náš agregátny dopyt a tým domáce inflačné tlaky. Dôležitý je tiež tretí subkanál, ktorý predstavuje dopad výmenného kurzu na ceny doma produkovaných tovarov cez relatívne ceny importovaných vstupov alebo polotovarov.

Stratégie menovej politiky

Pre malú otvorenú ekonomiku by bolo z pohľadu menovej politiky dobré dosiahnuť tieto ciele:

- stabilita výmenného kurzu,
- autonómna domáca menová politika,
- voľný pohyb kapitálu.

Dosiahnuť naraz sa dajú iba dva z týchto cieľov, pretože tieto dva sa vzájomne vylučujú s tretím. Táto skutočnosť je znázornená v nasledujúcej schéme.



V oválnych rámečkoch sú naznačené želané ciele a spojice naznačujú stratégiu politiky, ktorej sa treba pridržovať, pokiaľ chceme tieto ciele dosiahnuť.

Je všeobecný konsenzus týkajúci sa toho že je pre ekonomiku voľný pohyb kapitálu prospešný. Ťažko si tiež v našich podmienkach predstaviť také niečo, ako administratívne obmedzenia voľného pohybu kapitálu. Preto od možnosti výberu politiky „bariéry toku kapitálu“ abstrahujeme. Monetárna politika má potom už na výber iba z dvoch alternatív a to politiky voľného výmenného kurzu, alebo fixného výmenného kurzu viazaného na jednu menu, alebo kôš mien. Ak zaviazeme výmenný kurz našej meny na zahraničnú, „vzdávame“ sa tým monetárnej politiky a všetky jej nástroje je treba použiť na udržanie kurzu na danej úrovni. Tým ale stratíme kontrolu nad cenami v krajine. Na druhej strane, pokiaľ sa zameriame na stabilizáciu cenovej hladiny, prestávame mať vplyv na vývoj výmenného kurzu.

V ďalšom sa pokúsime stručne popísať rôzne zaužívané režimy monetárnej politiky.

Režim cieľovania objemu peňažnej masy v obehu

Táto stratégia bola doteraz často využívaná, ale v súčasnosti je na ústupe. V tomto režime centrálna banka rôznymi prostriedkami (repotendre, úrokové sadzby) reguluje menový agregát M1. Výhody tejto stratégie sú, že je jednoduchá, ľahko dosiahnuteľná a transparentná stratégia. Dôležité pri tejto stratégii je dobre poznať kanál, ktorým sa objem M1 prejaví na hospodárskych ukazovateľoch krajiny. Je to stratégia, ktorá je nezávislá od zahraničia (t.j. neovplyvňuje výmenný kurz) a práve preto nie je vhodná pre tranzitívne ekonomiky, pretože vývoj hospodárskych ukazovateľov v týchto krajinách silno ovplyvňuje vývoj výmenného kurzu.

Cieľovanie výmenného kurzu – režim fixného kurzu

V tomto režime sa národná banka rozhodne zaviazat' kurz svojej meny na inú menu (alebo na kôš mien). Využívajú ju krajiny, ktoré potrebujú stabilitu kurzu, pretože u nich existuje veľmi silný kanál výmenného kurzu. Výhodou tohto režimu je tiež transparentnosť, nevýhodou zase, že sa vzdávame vlastnej autonómnej menovej politiky a tiež ten fakt, že je náchylná na špekulačné útoky.

Inflačné cieľovanie – režim cielenej inflácie

Je to menová stratégia, ktorú prvýkrát úspešne vyskúšal Nový Zéland, po ňom Austrália a Veľká Británia. Túto stratégiu ale môže robiť iba banka, ktorá si získa dôveru ekonomických agentov v krajine a touto formou politiky sa vlastne snaží vytvárať inflačné očakávania. Je to režim, ktorý je najnáročnejší na analytické schopnosti banky pri identifikácii kanálov transmisného mechanizmu. Tento režim nie je taký transparentný ako predchádzajúce v tom zmysle, že nie sú jasné všetky kauzálne vzťahy, ktoré fungujú v ekonomike krajiny. Postupne naň ale prechádzajú národné banky vo väčšine krajín, pretože stabilita meny sa považuje za dôležitý aspekt zdravého vývoja ekonomiky.