

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE



DIPLOMOVÁ PRÁCA

BRATISLAVA 2007

MARIANNA BELÁKOVÁ

Transmisie úrokových sadziieb z medzibankového sektora do klientskych sadziieb

DIPLOMOVÁ PRÁCA

MARIANNA BELÁKOVÁ

**UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
KATEDRA APLIKOVANEJ MATEMATIKY A ŠTATISTIKY**

Študijný odbor: **Matematika**
Číslo študijného odboru: **9.1.9**
Špecializácia: **Ekonomická a finančná matematika**

Vedúci diplomovej práce: **Mgr. Branislav Reľovský**

BRATISLAVA 2007

Abstrakt

Názov práce: Transmisie úrokových sadziieb z medzibankového sektora do klientskych sadziieb

Autor: Marianna Beláková

Škola: Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Univerzita Komenského Bratislava

Školiteľ: Mgr. Branislav Reľovský

Cieľom diplomovej práce je modelovať správanie transmisie úrokových sadziieb z medzibankového peňažného trhu do klientskych úrokových mier z vkladov a úverov. Ako nástroj na dosiahnutie cieľa nám budú slúžiť rovnice odhadnuté Error Corection modelom a predikcie budúceho vývoja úrokových sadziieb. Ďalej budeme skúmať existenciu dlhodobého vzťahu medzi premennými, popíšeme rýchlosť a intenzitu reakcií klientskeho sektora na šoky v medzibankovom prostredí a graficky i ekonomicky zinterpretujeme dosiahnuté výsledky.

Kľúčové slová: menová politika, transmisný mechanizmus, error corection model

Čestne prehlasujem, že diplomovú prácu som vypracovala
samostatne s použitím uvedenej literatúry.

V Bratislave 29. apríla 2007

.....

Marianna Beláková

Moje veľké poďakovanie patrí hlavne p. Mgr. Branislavovi Reľovskému, vedúcemu diplomovej práce, za jeho obetavý prístup, ochotu, cenné rady a čas, ktorý mi venoval. Zároveň by som chcela poďakovať mojim spolužiakom, ktorí mi pomáhali nielen počas písania diplomovej práce, ale počas celého štúdia. Ďakujem hlavne Jankovi Klacsovi za jeho trpezlivosť a pomoc, ktorú voči mojej osobe prejavoval počas celého štúdia.

Obsah

Úvod.....	1
1. Transmisný mechanizmus.....	2
1.1 Úrokový kanál	3
1.2 Úverový kanál	4
1.3 Transmisia úrokových mier.....	4
1.4 Transmisný mechanizmus na Slovensku.....	6
2. Ekonometrická metodológia.....	8
2.1 Stochastické procesy	8
2.2 Integrované procesy	10
2.3 Testovanie rádu integrácie.....	11
2.4 Kointegrácia a ECM modely.....	13
2.5 VEC modely.....	18
2.6 Testy reštrikcie	19
3. Menový vývoj a vývoj úrokových sadzieb vkladov a úverov.....	21
4. Empirická časť.....	32
4.1 Popis a analýza dát	32
4.2 Odhad rovníc metódou ECM	34
4.2.1 Odhad rovníc pre úrokové sadzby z vkladov	36
4.2.2 Odhad rovníc pre úrokové sadzby z úverov	40
4.3 Transmisia sadzieb využitím simulácie.....	42
Záver.....	47
Zoznam použitých skratiek	49
Použitá literatúra.....	50
Zoznam príloh	52

Úvod

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, nemej dôležité, ju čakajú v najbližších rokoch. Vzhľadom na vstup Slovenska do Európskej únie 1.mája 2004 a plán prijať spoločnú európsku menu v roku 2009 je menová politika, ktorú bude naša národná banka dovedy vykonávať, veľmi dôležitá vzhľadom na kritéria, ktoré musíme splniť, aby sme euro mohli prijať.

Cieľom diplomovej práce je modelovať správanie transmisie úrokových sadieb z medzibankového peňažného trhu do klientskych úrokových mier z vkladov a úverov. Ako nástroj na dosiahnutie cieľa nám budú slúžiť rovnice odhadnuté Error Corection modelom a predikcie budúceho vývoja úrokových sadzieb. Ďalej budeme skúmať existenciu dlhodobého vzťahu medzi premennými, popíšeme rýchlosť a intenzitu reakcií klientskeho sektora na šoky v medzibankovom prostredí a graficky i ekonomicky zinterpretujeme dosiahnuté výsledky.

Diplomová práca je rozdelená do štyroch kapitol. V prvej časti sa zameriame na popis fungovania transmisného mechanizmu a jeho kanálov. Bližšie sa budeme venovať kanálom súvisiacim s prenosom úrokových sadzieb a poukážeme na základné činitele, ktoré transmisiu úrokových mier medzibankového trhu na klientsky sektor ovplyvňujú. V súčasnosti sa na modelovanie správania sa a analýzu dát ekonomických veličín používajú ekonometrické prístupy. Jedným z najpoužívanejších je aj Error Corection Model, ktorému sa v druhej kapitole budeme venovať. Ďalej si v tejto časti uvedieme aj vlastnosti stacionárnych a nestacionárnych procesov ako i kointegráciu a matematické prístupy použitých testov. Keďže jedným z predpokladov použitia ekonometrickej teórie je ekonomický základ, tretia kapitola zachytáva menový vývoj a vývoj úrokových sadzieb na Slovensku podľa rokov za celé sledované obdobie. Posledná časť práce popisuje použité dáta a venuje sa samotnej empirickej štúdii a interpretácii dosiahnutých výsledkov.

1. Transmisný mechanizmus

Národná banka pri realizácii svojej menovej politiky naráža na problém, že menovú stabilitu, konečný cieľ menovej politiky, možno ovplyvniť len nepriamo a až po uplynutí určitého času. Obdobie od uskutočnenie zmien až po konečný dopad na reálnu ekonomiku označujeme ako mechanizmus prechodu. *Transmisný mechanizmus menovej politiky* (transmission mechanism of monetary policy) je reťazec ekonomických väzieb, ktorý umožňuje, aby zmeny v nastavení operačného cieľa viedli k žiaducim zmenám. Na začiatku transmisného mechanizmu je teda zmena operačného cieľa. Táto zmena vedie k zmene správaniu sprostredkujúcich trhov, na ktoré má nastavenie operačného cieľa priamy vplyv. Zmena správania týchto trhov potom cez rôzne ďalšie sprostredkujúce trhy vedie k zmenám na cieľových trhoch, ktorých cenový vývoj chce centrálna banka ovplyvniť. Transmisný mechanizmus pôsobí paralelne viacerými cestami, tzv. *kanálmi* (channels).

V uzavretej ekonomike sú štandardné dva transmisné kanály. Kanál *agregátneho dopytu*, ktorý tvorí *kanál úrokovej miery a úverový kanál*. Prostredníctvom kanálu agregátneho dopytu menová politika s oneskorením ovplyvňuje agregátny dopyt pôsobením na krátkodobú reálnu úrokovú mieru, dlhodobé úrokové miery a na dostupnosť úverov. Agregátny dopyt potom vplýva s iným oneskorením na infláciu a tiež na HDP a zamestnanosť. Druhým kanálom je *kanál očakávaní*, ktorý umožňuje menovej politike regulovať inflačné očakávania, ktoré prostredníctvom miezd a cien ovplyvňujú infláciu s oneskorením.

V otvorenej ekonomike sa v transmisnom mechanizme pridáva aj *kanál výmenného kurzu*.

Samotný transmisný mechanizmus môžeme rozdeliť na päť hlavných kanálov¹, ktorými sa v ekonomike šíria menové rozhodnutia, a to *úrokový kanál*, *úverový kanál*, *kanál očakávaní*, *kanál cien domácich aktív* a *kurzový kanál*.

¹Existuje veľa štúdií na tému transmisného mechanizmu a jeho teoretickej analýzy. Vychádzala som z pomerne široko akceptovanej schémy transmisného mechanizmu prezentovaného analýzou Bank of England v práci *The transmission mechanism of monetary policy* (1999) a z analýzy NBS uverejnenej v časopise *Biatec* č.4/1999 v práci *Kanály transmisného mechanizmu menovej politiky*.

1.1 Úrokový kanál

Úrokový kanál transmisného mechanizmu menovej transmisie vychádza z toho, že expanzívna menová politika vedie k zvýšeniu ponuky peňazí, ktorá tlačí na pokles reálnych úrokových sadzieb peňažného trhu. Táto zmena vytvára podmienky na zmenu strednodobých úrokových sadzieb z úverov, a tým aj agregátne výdavky v ekonomike. Pokles krátkodobých a strednodobých úrokových sadzieb nevytvára len priestor na zmenu úrokových sadzieb v ekonomike, ale aj ovplyvňuje rozhodovanie o spotrebe a úsporách ekonomických subjektov. Vychádza sa pritom z toho, že nižšie úrokové sadzby zvyšujú súčasnú hodnotu tovarov, a tým aj dopyt po nich. Preto výdavky na tovary, ktoré sú citlivé na úrokové sadzby, sú ovplyvňované marginálnymi nákladmi z nových pôžičiek. Úverovým sadzbám sa postupne prispôbia aj úrokové sadzby z vkladov. Tieto zmeny úrokových sadzieb ovplyvnia dôchodky dlžníkov a veriteľov a ich hotovostné toky (cash flow). Menovou politikou vyvolané zmeny úrokových sadzieb môžu teda viesť k zmenám hotovostných tokov veriteľov a dlžníkov, a tým aj k zmene ich spotrebných a investičných výdavkov.

Pri úrokovom kanáli transmisného mechanizmu je dôležité rozlišovať medzi reálnymi a nominálnymi úrokovými sadzbami. Reálne úrokové sadzby ovplyvňujú hraničné (marginálne) náklady nových úverov, ktoré determinujú rozhodovanie medzi spotrebou a úsporami. Nominálne zvýšenie úrokových sadzieb, ktoré väčšinou odráža len inflačné očakávania, nemení marginálne náklady z nových pôžičiek. Na druhej strane však zmení cash flow a bilančnú pozíciu dlžníkov z dôvodu inflačného umorovania prijatých úverov v minulosti. Zlepšená situácia v cash flow týchto subjektov má potencióálny dopad na agregátny dopyt. Skutočnosť, že reálne úrokové miery ovplyvňujú agregátne výdavky na hrubý domáci produkt, možno využiť pri formovaní menovej politiky zameranej na podporu ekonomickej aktivity.

Ak chceme stimulovať ekonomický rast, centrálna banka vedie expanzívnu menovú politiku, čo však zvýši očakávanú cenovú úroveň a spolu s očakávanou mierou inflácie povedie k poklesu reálnych úrokových sadzieb a stimulácií výdavkov v ekonomike.

1.2 Úverový kanál

Objem úverov hrá dôležitú úlohu pri formovaní menovej politiky vzhľadom na jeho tesnú väzbu k agregátnym výdavkom. V prípade sprísnenia menovej politiky banky nemusia len reagovať zvýšením úrokových sadziieb z úverov, ale celkovým znížením ponuky, čo môže najviac zasiahnuť hlavne malých podnikateľov, pretože pre tieto firmy je to často jediný zdroj financovania.

Čisté bohatstvo firiem (net worth) je jedným z dôležitých faktorov ovplyvňujúcich situáciu na úverovom trhu. Pri nízkom čistom bohatstve firmy existuje menej potencionálneho kolaterálu, ktorý môžu veritelia prijať ako zálohu za poskytnuté úvery, čo môže vyvolať problém morálneho hazardu. V dôsledku nízkej čistej hodnoty firiem klesá úverová aktivita a tým aj investičné výdavky. Expanzívna menová politika spôsobí rast cien akcií, čo zvýši hodnotu čistého bohatstva firiem a vedie k vyšším investičným výdavkom a agregátnemu dopytu, pretože znižuje riziko morálneho hazardu. Expanzívna menová politika môže rovnako pôsobiť aj na pokles úrokových sadziieb, čo zvýši cash flow firiem a zníži riziko hazardu.

1.3 Transmisia úrokových mier

Menová politika prostredníctvom svojej úrokovej zložky, čiže reálnej úrokovej miery, ovplyvňuje rozhodovanie ekonomických subjektov, pokiaľ ide o úspory, spotrebu a investície. Zmena oficiálnej úrokovej sadzby centrálnej banky v prípade, že sa pomerne rýchlo preniesie do klientských úrokových sadziieb, môže mať vplyv priamo aj na finančnú pozíciu ekonomických subjektov. Pri zvýšení úrokových sadziieb vzrastú ekonomickým subjektom výdavky spojené s platbou úrokov za úvery, súčasne sa zvýšia ich úrokové príjmy z vkladov. Zníženie úrokových mier má opačný efekt. Takýmto spôsobom môže menová politika v závislosti od toho, či v ekonomike prevažuje fixné alebo pohyblivé úročenie, v relatívne krátkom čase ovplyvniť príjmy, resp. výdavky ekonomických subjektov.

Pri transmisii úrokových mier narážame na dve rozdielne, ale nie nezávislé nedokonalosti. V prvom prípade hovoríme o stupni transmisie, čiže o rozsahu, v ktorom sa zmeny sadziieb peňažného trhu prenášajú na bankové sadzby pre klientov z dlhodobého hľadiska. Druhou otázkou, vyvolávajúcou nedokonalosť, je rýchlosť transmisie, ktorá

predstavuje čas, za aký dochádza k úplnej transmisii. Odlišnú rýchlosť a silu transmisie úrokových mier môžeme do značnej miery odôvodniť spojitosťou s rozdielmi v štruktúre finančného systému.

Existuje viacero faktorov, ktoré určujú transmisiu menových impulzov úrokových mier. Úrokový kanál transmisného mechanizmu je ovplyvňovaný menovou politikou, volatilitou úrokových sadzieb, alternatívnym prístupom k finančným zdrojom, kapitálovou vybavenosťou a likvidnou pozíciou bánk či konkurencieschopnosťou bankového sektora.

Na medzibankovom trhu môže mať režim menovej politiky značný vplyv na volatilitu úrokových mier. Pokiaľ má centrálna banka za svoj cieľ stanovené udržiavanie stabilného kurzu, úrokové miery vystupujú ako produkt realizácie menovej politiky. Klientske sadzby sa v tomto prípade prispôbujú podľa toho ako rýchlo trh dešifruje informáciu o tom, či zmena v trhovej sadzbe má trvalý alebo dočasný charakter. Vplýva to aj na dĺžku oneskorenia, a to za ako dlho alebo či sa vôbec klientska sadzba prispôbí zmene trhovej sadzby. Len v malej miere dôjde k pohybu úrokových mier, ak sa predpokladá, že ide len o dočasný výkyv na medzibankovom trhu, pričom oveľa rýchlejšie reagujú, ak sa táto zmena považuje za trvalú, napr. zmena kľúčovej sadzby NBS.

Vysoká volatilita sadzieb peňažného trhu znižuje rýchlosť aj stupeň transmisie do klientskych sadzieb, pretože v takomto prípade sa zmeny chápu skôr ako dočasné.

Na elasticitu dopytu po úveroch a ponuku vkladov s ohľadom na zmeny sadzieb na peňažnom trhu majú vplyv aj nebankové finančné inštitúcie. Tieto spoločnosti môžu nahradiť bankové úvery iným zdrojom financovania. Taktiež prístup domácností k alternatívnym investičným príležitostiam má vplyv na trhovú elasticitu ponuky vkladov a následkom toho vzniká tlak na úrokovú mieru z klientskych vkladov.

Kapitálová vybavenosť a likvidná pozícia bánk dovoľuje viac vyhladzovať úrokovú krivku klientskych sadzieb, pretože dobre kapitálovo zabezpečené banky nemusia zohľadňovať všetky šoky na trhu a premietat' ich na klientov.

Absencia konkurenčného prostredia na peňažnom trhu implikuje väčšie rozdiely medzi sadzbami pre klientov a medzi bankami navzájom. Vtedy je dôležité, ktorým smerom sa pohnú sadzby na medzibankovom trhu. Rastúca konkurencia by mala pôsobiť v smere urýchlenia reakcií trhových sadzieb na menové rozhodnutia. Pre konkurenciu a rýchly prenos informácií medzi jednotlivými segmentami trhu je dôležitý rozvoj finančného trhu, liberalizácia na kapitálovom účte a integrácia domáceho a zahraničného trhu v bankách.

1.4 Transmisný mechanizmus na Slovensku

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. Špecifikom transmisného mechanizmu menovej politiky Národnej banky Slovenska (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 uvedené v predchádzajúcej časti, hlavný kanál, prostredníctvom ktorého sa snaží centrálna banka ovplyvniť chod v uzavretej ekonomike, je agregátny dopyt. Pokiaľ ide o otvorenú ekonomiku, je dôležité uvažovať aj kanál výmenného kurzu. V tranzitívnych ekonomikách je prechod od výmenného kurzu k inflácii podstatne silnejší ako na rozvinutých trhoch. Popritom kanály, ktoré spoľahlivo fungujú v rozvinutých ekonomikách, nemusia mať v tranzitívnych ekonomikách taký význam. Napríklad dopad úrokovej sadzby na tvorbu úverov je v takýchto 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 cieľom 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 fluktuačnom pásme a kontrolovanie menových agregátov. V súčasnosti sme v tzv. režime riadeného plávajúceho kurzu. Pri analýze vplyvu monetárnej politiky so zameraním na inflačné cieľenie národná banka nesmie zabúdať na ďalšie špecifiká nášho trhu. Jedným z nich je napr. administratívne upravovanie cien vládou. Postupná deregulácia cien mala podstatný vplyv na zvyšovanie cien. Zlepšil sa prístup domácností k iným investičným príležitostiam. Konkurencia na trhu zdrojov sa zvyšuje rozvojom finančného a úverového trhu. Typické pre minulé obdobie vo vývoji úverovej politiky bolo krátkodobé úverovanie. Týmto smerom sa vývoj úrokových sadzieb stabilizoval k predĺženiu trvania a samotnej stabilite úverov a vkladov. Nárastom konkurencie medzi bankami došlo k poľaveniu podmienok pre poskytovanie úverov domácnostiam. Zmena úrokových sadzieb NBS sa diferencovane premieta do úrokových sadzieb bankového sektora voči primárnym klientom. Obchodné banky uplatňujú rozdielnu úrokovú politiku voči jednotlivým skupinám klientov, čoho dôsledkom je, že úroková marža bánk pre obyvateľstvo je výrazne vyššie v porovnaní

s úrokovou maržou pre podniky. Ak väčšinu zdrojov banky tvoria krátkodobé vklady, existuje citlivejšie prepojenie medzi trhovými a klientskymi sadzbami. Kvalita finančného trhu a konkurenčné prostredie na peňažnom trhu, trhu vkladov a úverov vplývajú na dopyt po úveroch a ponuku vkladov.

Situácia na Slovensku sa výrazne menila. Kým na začiatku transformácie na trhu vkladov dominovala jedna prípadne dve banky, postupne sa prístup k primárnym zdrojom vyrovnáva. Pokiaľ nie je na trhu konkurenčné prostredie vznikajú väčšie rozdiely medzi sadzbami pre klientov a medzi bankami navzájom. Tieto rozdiely však u nás postupne klesajú. Integrácii bánk do medzinárodného prostredia pomohla ich privatizácia zahraničnými subjektami. To má za následok, že signály z iných segmentov trhu sa priamo v banke prenášajú na úverov a vkladov, rovnako ako signály zo zahraničného finančného trhu. Vývoj bude smerovať k rýchlejšiemu prenosu rozhodnutí menovej politiky na trh vkladov a úverov s príslušným dopadom na parametre transmisného mechanizmu.

2. Ekonometrická metodológia

2.1 Stochastické procesy

Nech $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ je ľubovoľný pravdepodobnostný priestor a nech T indexová množina. Nech je pre každé $t \in T$ v pravdepodobnostnom priestore $(\Omega, \mathcal{A}, \mathbb{P})$ definovaná náhodná veličina $X(t)$. Potom množinu náhodných premenných $X = \{X(t); t \in T\}$ nazývame *stochastický proces*.

Na stochastický proces sa môžeme pozerat' ako na funkciu dvoch premenných $X = \{x(t, \omega); t \in T, \omega \in \Omega\}$, pričom v každom čase $t \in T$ je $X(t, \omega)$ náhodnou premennou definovanou na (Ω, \mathbb{P}) .

V prípade, že T obsahuje len konečne alebo spočítateľne veľa hodnôt, hovoríme o stochastickom procese s diskrétnym časom alebo stručnejšie o *časovom rade*, ktorý označujeme x_t .

Náhodný proces je funkcia, ktorá času priradzuje náhodnú premennú a preto aj popisné štatistiky týchto náhodných premenných sú funkcie času.

Stredná hodnota	$E[x_t] = \mu_t;$	
Disperzia	$D[x_t] = E[(x_t - E[x_t])^2];$	
Kovariancia	$Cov[x_t, x_{t-k}] = E[(x_t - E[x_t])(x_{t-k} - E[x_{t-k}])];$	pre $t \in T$.

Náhodný proces sa nazýva *striktne stacionárny*, ak pre každú indexovú množinu $(t_1, t_2, \dots, t_n) \in T$ a pre ľubovoľne reálne číslo $h \in \mathbb{R}$, pre ktoré $t_i + h \in T, i = 1, 2, \dots, n$ platí:

$$F(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_n}) = F(x_{t_1+h}, x_{t_2+h}, \dots, x_{t_n+h}),$$

kde $F(\cdot)$ je združená distribučná funkcia n premenných. Implikuje to teda, že striktná stacionarita znamená, že všetky existujúce momenty náhodného procesu sú v čase konštantné. Alebo inak povedané, že proces $X(t, \omega)$ má rovnaké pravdepodobnostné rozdelenie invariantné v čase. Táto podmienka je veľmi silná a preto sa v praxi často požaduje len splnenie slabšej definície stacionarity, zúženej na konštantnosť prvých dvoch momentov.

Hovoríme, že proces je *slabo stacionárny*, ak platí, že má konečnú konštantnú strednú hodnotu, konštantný rozptyl a kovariancia je invariantná voči posunom v čase

$$\begin{aligned} E[x_t] &= E[x_{t-k}] = \mu < \infty; \\ D[x_t] &= D[x_{t-k}] = \sigma^2 < \infty; \\ \text{Cov}[x_t, x_{t-k}] &= \text{Cov}[x_{t-j}, x_{t-j-k}] = \gamma_k < \infty; \end{aligned} \quad \text{pre } t \in T,$$

kde μ, σ^2 a γ_k sú konštantné v čase.

Ďalej budeme hovoriť, že stochastický proces $\{\varepsilon_t\}$ je *biely šum*, ak $\forall t \in T$ spĺňa podmienku:

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_t] &= 0; \\ E[\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}] &= \begin{cases} \sigma^2 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases} \end{aligned}$$

Biely šum je teda stacionárny proces, ktorý má konštantnú, nulovú strednú hodnotu a jeho časové oneskorenia sú nekorelované.

Ak nie je splnená niektorá z uvedených podmienok stacionarity, časový rad nazývame *nestacionárny*. Základné rozdiely môžeme zhrnúť do niekoľkých bodov.

Stacionárne časové rady v dlhodobom časovom horizonte konvergujú k svojej konštantnej strednej hodnote, majú konečnú varianciu, ktorá je časovo invariantná a majú korelogram, ktorý klesá.

Pre *nestacionárne časové rady* z dlhodobého hľadiska neexistuje stredná hodnota, ku ktorej by konvergovali, variancia závisí od času a pre konečný časový rad kolerogram klesá len veľmi pomaly.

2.2 Integrované procesy

Hovoríme, že nestacionárny časový rad x_t je *integrovaný rádu d* $I(d)$, ak pre všetky $k=1,2,\dots,d-1$ je jeho k -tá diferenciacia $\Delta^k x_t$ nestacionárna, ale d -tá diferenciacia $\Delta^d x_t$ je už stacionárna. Z tejto definície vyplýva, že stacionarita je ekvivalentná nulovému rádu integrácie.

Príkladom časového radu $I(d)$ je proces náhodnej prechádzky:

$$x_t = \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2.1)$$

kde ε_t je biely šum a $\alpha = 1$. Tento proces je nestacionárny $AR(1)$, keďže nespĺňa podmienku stacionarity, ktorá má pre $AR(1)$ procesy $y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$, tvar $|\gamma| < 1$. Jeho diferencovaním získame stacionárny $I(0)$ proces $\Delta x_t = x_t - x_{t-1} = \varepsilon_t$, kde $\varepsilon_t \sim I(0)$.

Väčšina ekonomických časových radov, ktoré sú vyjadrené v nominálnych hodnotách, sú nestacionárne časové rady, pretože makro ekonomické údaje vykazujú zväčša rastúci trend. Trend sa eliminuje dvoma spôsobmi:

1. Zahnutím premennej čas ako vysvetľujúcej premennej do regresného modelu. Ak predpokladáme existenciu lineárneho trendu môžeme model špecifikovať

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

Tento model nazývame aj trendovo stacionárny, lebo x_t je stacionárna okolo trendu, stredná hodnota rastie s časom $E[x_t] = \beta_0 + \beta_1 t$ a variancia je konštantná $D[x_t] = \sigma^2$. Reziduá zistené metódou najmenších štvorcov (OLS) sú stacionárne.

2. Nahradením pôvodných dát prvými alebo vyššími diferenciami, ak je x_t náhodnou prechádzkou, t.j. generovaná podľa vzťahu (1). Pridaním konštanty do procesu (1) dostávame modifikovaný model náhodnej prechádzky s lineárnym trendom (driftom).

$$x_t = \sigma + x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

Na rozdiel od modelu (2) náhodné zložky ε_t tu nie sú po eliminácii trendu kovariančne stacionárne, lebo rozptyl vykazuje trend $D[x_t] = t\sigma^2$. V tomto prípade model nazývame diferencne stacionárny.

Častým dôvodom na použitie prvých diferencií miesto originálnych dát v regresnom modeli je *problém zdanlivej závislosti*, ktorý je vykazovaný v dôsledku nestacionárnosti. Použitie prvých diferencií miesto pôvodných trendom zaťažených dát znižuje autokoreláciu a tým zvyšuje presnosť odhadov parametrov.

2.3 Testovanie rádu integrácie

Uvažujme stochastický proces tvaru

$$x_t = \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Ak $\alpha = 1$ tak proces $\{x_t\}$ je integrovaní rádu I(1) a s rastúcim časom rastie aj jeho variancia. V takomto prípade, za predpokladu nulovej hypotézy ($H_0 : \alpha = 1$), nemôžeme použiť klasické regresné metódy na odhad parametra α .

Použitie klasického t-testu pod nulovou hypotézou pripúšťajúcou nestacionárnosť je taktiež neprípustné. Preto bolo nutné vymyslieť nástroj na testovanie procesov I(1). Dickey a Fuller(1979,1981) preto navrhli iný spôsob testovania jednotkového koreňa (unit root test). Spočíva v transformácii vzťahu (2.1) na

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

kde $\gamma = \alpha - 1$. Testovanie na rovnosť $\alpha = 1$ je potom ekvivalentné s testom na $\gamma = 0$.

Jednoduchý Dickey-Fullerov test jednotkového koreňa je založený na odhadnutí rovnice

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + d_t^T \delta + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

formulovaní nulovej a alternatívnej hypotézy

$$H_0 : \gamma = 0, \quad (2.7)$$

$$H_1 : \gamma < 0 \quad (2.8)$$

a vyhodnotením t – štatistiky

$$t_\gamma = \frac{\hat{\gamma}}{se(\hat{\gamma})}, \quad (2.9)$$

kde $\hat{\gamma}$ je získaný odhad koeficientu γ a $se(\hat{\gamma})$ je jeho štandardná odchýlka. Dickey a Fuller ukázali, že za predpokladu nulovej hypotézy jednotkového koreňa táto štatistika nemá štandardné Studentovo t-rozdelenie a súčasne poskytli tabelované kritické hodnoty testu, získané Monte-Carlo simuláciami. Tieto kritické hodnoty sú závislé na zhrnutí deterministických členov, vyjadrených v člene d_t . Autori preto ponúkajú alternatívne kritické hodnoty aj pre prípad zahrnutia konštanty alebo konštanty a trendu.

Jednoduchý Dickey-Fuller test platí len za predpokladu, že testovaný proces je AR(1). Ak má proces korelované oneskorenia vyššieho rádu, je porušený predpoklad o bielom šume odchýliek ε_t . Východiskom je konštrukcia upraveného Dickey-Fullerovho testu (Augmented Dickey Fuller test - ADF), ktorý koriguje chyby vyplývajúce z vyššieho rádu autokorelácie tak, že do regresnej rovnice je medzi regresory pridaných p oneskorených diferencií procesu $\{x_t\}$

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + d_t^T \delta + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \beta_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta x_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (2.10)$$

Fuller dokázal, že rozdelenie t-štatistiky nezávisí od počtu oneskorení diferencií pridaných do odhadovanej rovnice.

Pri testovaní jednotkového koreňa ADF testom musíme špecifikovať deterministické členy a počet oneskorení diferencií, ktoré budú zahrnuté do regresie. Problém s určením deterministických členov by sme mohli riešiť zahrnutím konštanty aj trendového člena do regresie. Zahrnutie irelevantných regresorov do špecifikácie však znižuje silu testu. Preto sa odporúča použiť špecifikáciu, ktorá je vzhľadom na testovaný rad vyhovujúcou v prípade

nulovej aj alternatívnej hypotézy. Počet oneskorení p , ktoré pridáme do rovnice (5) môžeme určiť na základe informačného kritéria (Akaike, Schwartz, Hannan - Quinn).

Alternatívou k ADF testu je medzi inými test Kwiatkowského, Phillipsa, Schmidta a Shina (KPSS). Od ostatných testov jednotkového koreňa sa líši v opačne stanovenej nulovej a alternatívnej hypotéze. V nulovej hypotéze predpokladá stacionaritu skúmaného časového radu a v alternatívnej nestacionaritu. Je založený na regresii

$$x_t = d_t' \delta + \varepsilon_t, \quad (2.11)$$

kde d_t sú deterministické regresory konštanta alebo konštanta a trend. Testovacia

LM – štatistika je definovaná ako

$$LM = \frac{\sum_t S(t)^2}{T^2 f_0}, \quad (2.12)$$

kde $S(t)$ je kumulatívna reziduálna funkcia $S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$ založená na rezíduách z regresie (9) $\hat{u}_r = x_r - d_r' \delta$ a f_0 je odhad reziduálneho spektra nulovej frekvencie.

Obidva spomínané testy majú problémy s použitím na krátkych časových radoch a s nízkou silou testu. Pri praktickom posudzovaní jednotkovosti koreňa je preto vhodné použiť obidve alternatívy, prihliadať na ich nedostatky a konfrontovať ich výsledky so správnym očakávaním na základe ekonomickej teórie.

2.4 Kointegrácia a ECM modely

Pri modelovaní ekonomických časových radov je dobré rozlišovať medzi krátkodobými a dlhodobými vzťahmi. Zaujíma nás, či nejaká zmena alebo šok bude mať trvalé následky alebo sa ich účinok po istej dobe vytratí. Ak je vplyv šoku permanentný a postupujúcim časom nemizne, tak vývoj premenných má charakter náhodnej prechádzky. Problematika dlhodobých vzťahov medzi časovými radmi úzko súvisí s pojmom ekvilibrium (rovnovážny stav), ktoré môžeme chápať ako stav, do ktorého má systém tendenciu stále sa vracieť. Pretože je systém vystavený neustálym šokom, v skutočnosti nikdy nie je v ekvilibriu.

Napriek tomu systém môže byť v dlhodobom rovnovážnom stave, to je stav, ktorý v čase konverguje k rovnováhe. Pri samotnej konštrukcii časových modelov je logické predpokladať, že vývoj ekonomických časových radov sa opiera o teoreticky zdôvodnené ekonomické vzťahy, a že v dlhodobom časovom horizonte sa skutočný vývoj a teoretický predpoklad nerozchádzajú. Premenné sa vplyvom šokov môžu krátkodobo odchyliť od rovnováhy po určitú hranicu, ale v dlhodobom horizonte sa do nej vracajú. Štatistické vyjadrenie tohto stavu sa nazýva kointegrácia. Testy kointegrácie slúžia na odhadnutie, či medzi danými premennými existuje kointegračná rovnica.

Procesy (časové rady) $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{dt})$ sú kointegrované rádu p , b a označujeme $x_t \sim CI(p, b)$ $y_t \sim CI(p, b)$, ak:

1. Všetky zložky vektora x_t sú integrované rádu $p > 0$
2. existuje vektor β taký, že lineárna kombinácia βx_t je integrovaná rádu $p - b$, kde $b > 0$

Vektor β nazývame aj kointegračný vektor.

V prípade, že $p = b$, je takáto lineárna kombinácia stacionárna, nazýva sa *kointegračná rovnica* (cointegrating equation) a môže sa interpretovať ako dlhodobý rovnovážny vzťah medzi jednotlivými premennými. To znamená, že ak sú niektoré premenné kointegrované, tak existuje medzi nimi dlhodobá rovnováha, od ktorého sa vychylujú len v krátkodobom horizonte, potom sa ale vrátia. Príkladom takýchto kointegrovaných premenných je cenová hladina v rôznych krajinách a výmenný kurz medzi peňažnými jednotkami týchto krajín - táto rovnováha sa nazýva „purchasing power parity“. Formulácia *ECM* (error correction model) pozostáva z dvoch krokov. V prvom testujeme, či sú dané rady (nestacionárne) kointegrované. Ak sú, v druhom kroku sa odhadne *error correction model*.

Zoberme vektorový autoregresný proces dĺžky p

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + B y_t + \varepsilon_t, \quad (2.13)$$

kde x_t je k -vektor nestacionárnych premenných, y_t je d -vektor deterministických (exogénnych) premenných a ε_t je rezíduum.

Tento proces môžeme napísať v tvare:

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + B y_t + \varepsilon_t, \quad (2.14)$$

kde

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j. \quad (2.15)$$

Podľa Grangerovej teórie reprezentácie, ak hodnosť matice Π je 0, tak neexistuje kointegrácia medzi premennými, ak je hodnosť $r < k$ rôznej od nuly, tak existujú matice α, β rozmeru $k \times r$, každá s hodnosťou r , pre ktoré platí $\Pi = \alpha \beta^T$ a $\beta^T x_t$ je $I(0)$.

R je počet kointegračných rovností (stupeň kointegrácie). Stĺpce matice β sú vektory kointegrácie, prvky matice α sú tzv. parametre úpravy v modeli VEC (Vector Error Correction), tieto parametre vyjadrujú silu, ktorá núti proces vrátiť sa k dlhodobej rovnováhe.

Johansenova metóda odhaduje maticu Π z neopraveného procesu VAR a testuje, či odmietame reštrikcie implikované zníženou hodnosťou matice Π . Ak sa nachádzajú kointegrované vektory v neopravenom modeli a reštrikcie sú „jednoduchšie“, tak ich môžeme implikovať bez toho, aby sa vlastné hodnoty odhadovanej matice výraznejšie zmenili. Ak sú reštrikcie „komplexnejšie“, tak implikovaním sa vlastné hodnoty upravenej matice budú výraznejšie líšiť od vlastných hodnôt neupravenej matice.

Testovacia štatistika na overenie platnosti týchto reštrikcií má tvar

$$-T \sum_{i=r+1}^p [\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \lambda_i)] \sim \chi^2(k - r), \quad (2.16)$$

kde λ_i^* sú vlastné hodnoty upravenej matice,

λ_i sú vlastné hodnoty neopraveného modelu,

r je počet nenulových vlastných hodnôt neupravenej matice,

k je počet premenných v systéme.

Ak sú reštrikcie podporené dátami (teda ak sú správne), vlastné hodnoty sa nebudú výrazne líšiť pred a po zavedení týchto reštrikcií.

Existujú dve Johansenove štatistiky, v oboch prípadoch sa vlastné hodnoty zoradia od najväčšej až po najmenšiu ($\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_g$). Štatistika maximálnej vlastnej hodnoty je založená na preskúmaní každej vlastnej hodnoty, kým tzv. *trace* štatistika je založená na preskúmaní $g - r$ najväčších vlastných hodnôt. Ak testovacia štatistika je väčšia ako kritická hodnota, tak zamietame nulovú hypotézu, že je r kointegrovaných vektorov oproti alternatívnej hypotéze, že je $r + 1$ kointegrovaných vektorov (štatistika maximálnej vlastnej hodnoty), resp. že existuje viac ako r kointegrovaných vektorov (*trace* štatistika).

Príklad:

Nulová hypotéza pre oba testy:	<i>trace</i> alternatíva	max. alternatíva
$H_0 : r = 0$	$H_1 : 0 < r \leq g$	$H_1 : r = 1$
$H_0 : r = 1$	$H_1 : 1 < r \leq g$	$H_1 : r = 2$
$H_0 : r = 2$	$H_1 : 2 < r \leq g$	$H_1 : r = 3$
...
$H_0 : r = p - 1$	$H_1 : r = g$	$H_1 : r = g$

Trace test začína s preskúmaním všetkých vlastných hodnôt na otestovanie $H_0 : r = 0$. Ak túto hypotézu nezamietame, to znamená, že medzi našimi radmi neexistuje kointegrácia. Ak hypotézu zamietame, najväčšiu vlastnú hodnotu vynecháme a s použitím ostatných vlastných hodnôt testujeme $H_0 : r = 1$ a takto pokračujeme, kým niektorú z hypotéz nezamietame. Trace štatistika s nulovou hypotézou r kointegračných rovností má tvar:

$$LR_u(r | k) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i), \quad (2.17)$$

kde λ_i je i -ta najväčšia vlastná hodnota matice Π .

Test maximálnej vlastnej hodnoty nasleduje podobnú schému s rovnakou nulovou hypotézou. Rozdiel je v tom, že pri tomto teste sa pracuje naraz len s jednou vlastnou hodnotou. Pre hypotézu $H_0 : r = 0$ sa používa najväčšia vlastná hodnota. Ak zamietame hypotézu oproti hypotéze $H_{alt} : r = 1$, tak v nasledujúcom kroku testujeme hypotézu $H_0 : r = 1$

s druhou najväčšou vlastnou hodnotou, atď. Táto štatistika s nulovou hypotézou r kointegračných rovností má tvar:

$$LR_{\max}(r | r + 1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (2.18)$$

pre $r = 0, 1, 2, \dots, k - 1$.

Pred testovaním sa treba rozhodnúť, aký trend môžu mať testované dáta. Eviews ponúka na výber 5 možností, ktoré špecifikujú trendovosť použitých dát. Trendovosť môžeme určiť pre dáta vo „vnútri modelu“, t.j. pre dáta, medzi ktorými je kointegračná relácia a pre dáta „mimo modelu“, t.j. pre nekointegrované dáta. Pri neistote trendovosti dát môžeme vybrať zhrnutie všetkých možností. Pri tomto výbere sa testy na kointegráciu spravia pre všetky možnosti, preto môžeme pozorovať aké citlivé sú výsledky testu na jednotlivé výbery modelov.

Eviews ponúka nasledujúcich 5 možností na výber deterministického trendu:

1. Dáta y_t nemajú deterministický trend a kointegračné rovnosti nemajú „zlomy“(intercepts)

$$H_2(r) : \Pi x_{t-1} + B y_t = \alpha \beta^T x_{t-1} \quad (2.19)$$

2. Dáta y_t nemajú deterministický trend a kointegračné rovnosti majú „zlomy“(intercepts)

$$H_1^*(r) : \Pi x_{t-1} + B y_t = \alpha (\beta^T x_{t-1} + \rho_0) \quad (2.20)$$

3. Dáta y_t majú lineárny trend a kointegračné rovnosti majú len „zlomy“

$$H_1(r) : \Pi x_{t-1} + B y_t = \alpha (\beta^T x_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{\perp} \rho_0 \quad (2.21)$$

4. Dáta y_t a kointegračné rovnosti majú lineárny trend

$$H^*(r) : \Pi x_{t-1} + B y_t = \alpha (\beta^T x_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp} \rho_0 \quad (2.22)$$

5. Dáta y_t majú kvadratický trend a kointegračné rovnosti majú lineárny trend

$$H(r) : \Pi x_{t-1} + B y_t = \alpha (\beta^T x_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp} (\rho_0 + \rho_1 t) \quad (2.23)$$

Taktiež môžeme špecifikovať oneskorenia (lagy) v modely VAR ako dvojicu intervalov, tieto oneskorenia sa vzťahujú na prvé diferencie premenných a nie na samotný proces. Napr. keď lagy zadáme vo forme „1 2“, tak testujeme regresiu Δx_t na $\Delta x_{t-1}, \Delta x_{t-2}$ a na zadané exogénne premenné.

Výstup testovania v EViews- e sa skladá z dvoch častí, v prvom výstupe sú výsledky trace štatistiky a v druhom výsledky štatistiky maximálnej vlastnej hodnoty.

Vo výstupe sú aj odhadnuté hodnoty α a β , kde prvý riadok matice β je prvý kointegračný vektor, druhý riadok je druhý kointegračný vektor, atď.

Pred odhadovaním α a β môžeme zadať aj vlastné reštrikcie.

2.5 VEC modely

Vector error corection (VEC) modely sú vektorové autoregresné procesy s reštrikciami, ktoré slúžia na prácu s kointegrovanými nestacionárnymi časovými radmi. Model VEC má v sebe už zabudované kointegračné relácie, ktoré nútia procesy konvergovať v dlhodobom horizonte k svojej rovnováhe.

Najjednoduchší prípad je model s dvomi premennými, medzi ktorými existuje jedna kointegračná rovnica:

$$x_{2,t} = \beta x_{1,t} \quad (2.24)$$

a model VEC má tvar

$$\Delta x_{1,t} = \alpha_1 (x_{2,t-1} - \beta x_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t} \quad (2.25)$$

$$\Delta x_{2,t} = \alpha_2 (x_{2,t-1} - \beta x_{1,t-1}) + \varepsilon_{2,t} \quad (2.26)$$

V dlhodobom horizonte je tento model nulový, ak sa premenné vychýlia od tejto rovnováhy, každá premenná nútí systém vrátiť sa do rovnováhy. Koefficienty α_i znázorňujú rýchlosť konverencie i- tej premennej k tejto rovnováhe.

Alternatívou k VEC a EC modelom je odhad dlhodobého vzťahu pomocou VAR modelu prípadne konštrukciou forwardových kriviek. V našej práci budeme využívať iba prvé dva spomínané prístupy, preto sa tejto obsiahlej téme nebudeme viac venovať.

2.6 Testy reštrikcie

Pri zostavovaní matematického modelu môžeme použiť reštrikcie na odhadované koeficienty podľa ekonomickej teórie. Na overenie správnosti použitých reštrikcií slúžia rôzne testy. Jeden z týchto testov je Waldov test.

Nech odhadujeme všeobecný nelineárny regresný model

$$y = f(\beta) + \varepsilon, \quad (2.27)$$

kde y a ε sú n -rozmerné vektory a β je k -rozmerný vektor odhadovaných koeficientov. Pre ľubovoľnú reštrikciu budeme testovať nulovú hypotézu

$$H_0 : g(\beta) = 0, \quad (2.28)$$

kde $g : R^k \rightarrow R^q$ je funkcia predstavujúca q reštrikcií na parametre β . Waldova štatistika má tvar:

$$W = g(\beta)^T \left(\frac{\partial g(\beta)}{\partial \beta} \hat{V}(b) \frac{\partial g(\beta)}{\partial \beta^T} \right) g(\beta) \Big|_{\beta=b}, \quad (2.29)$$

kde b je vektor odhadnutých parametrov bez reštrikcie a \hat{V} je odhad kovariančnej matice parametrov b . Pri štandardnej regresii je matica počítaná ako

$$\hat{V}(b) = s^2 \left(\frac{\partial f(\beta)}{\partial \beta} \frac{\partial f(\beta)}{\partial \beta^T} \right)^{-1} \Big|_{\beta=b}, \quad (2.30)$$

kde s^2 je odhad variancie β . Ak nulovú hypotézu neodmietame, Waldov test má asymptotické $\chi^2(q)$ rozdelenie, kde q je počet reštrikcií.

V prípade lineárnej regresie odhadujeme model tvaru:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (2.31)$$

a pre lineárne reštrikcie testujeme nulovú hypotézu

$$H_0 : R\beta - r = 0, \quad (2.32)$$

kde R je matica rozmeru $q \times k$ a r je vektor dĺžky q . Waldova štatistika nadobudne tvar

$$W = (Rb - r)^T (Rs^2 (X^T X)^{-1} R^T)^{-1} (Rb - r), \quad (2.33)$$

ktorá má v prípade, že neodmietame nulovú hypotézu, asymptotické $\chi^2(q)$ rozdelenie.

V prípade, že vektor rezíduí ε je biely šum, dostávame rozdelenie F-štatistiky:

$$F = \frac{W}{q} = \frac{(u'^T u' - u^T u) / q}{(u^T u) / (n - k)}, \quad (2.34)$$

kde u je vektor rezíduí v modeli bez reštrikcie a u' je vektor rezíduí v modeli s reštrikciou.

Ak použijeme reštrikcie vo VEC modeli, na otestovanie správnosti môžeme použiť LR – štatistiku. V tomto prípade testujeme nulovú hypotézu:

H₀: pridané reštrikcie nezvyšujú štatistickú významnosť modelu

Výstup tohto testu je vo forme vierohodnostného pomeru (LR – likelihood ratio), ktorý je vypočítaný ako:

$$LR = -2(l_r - l_u), \quad (2.35)$$

kde l_r označuje logaritmus vierohodnostnej funkcie pôvodného modelu a l_u označuje logaritmus vierohodnostnej funkcie modelu zahŕňajúceho reštrikcie, pričom logaritmus vierohodnostnej funkcie je počítaný ako:

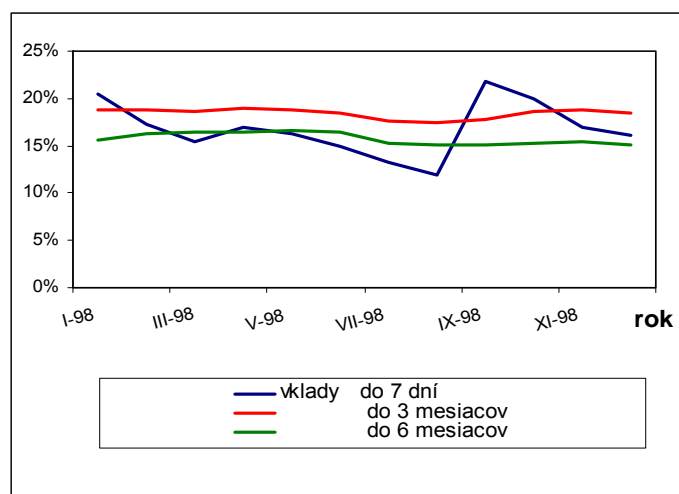
$$l = -\frac{n}{2} \left(1 + \log(2\pi) + \log \left(\frac{\varepsilon^T \varepsilon}{n} \right) \right), \quad (2.36)$$

kde ε je vektor rezíduí v danom modeli. LR štatistika má asymptotické χ^2 rozdelenie s počtom stupňov voľnosti rovným počtom zadaných reštrikcií.

3. Menový vývoj a vývoj úrokových sadziieb vkladov a úverov

Menový vývoj na Slovensku v roku 1998 možno charakterizovať pokračujúcim negatívnym trendom z predchádzajúcich rokov (vysoký deficit platobnej bilancie i fiškálnej politiky a stagnácia rastu reálneho HDP), aj preto bol menový program zameraný na návrat ekonomiky do rovnovážneho stavu a obnovení očakávaných dlhodobějších rastových tendencií. NBS brala výšku úrokových sadziieb na vedomie ako daň za realizovanú formu menovej politiky a ponechávala ju samovývoju. V októbri rozhodla NBS o zrušení fixného nominálneho výmenného kurzu, na ktorom bola doposiaľ založená menová politika a nahradila ho režimom plávajúceho výmenného kurzu.

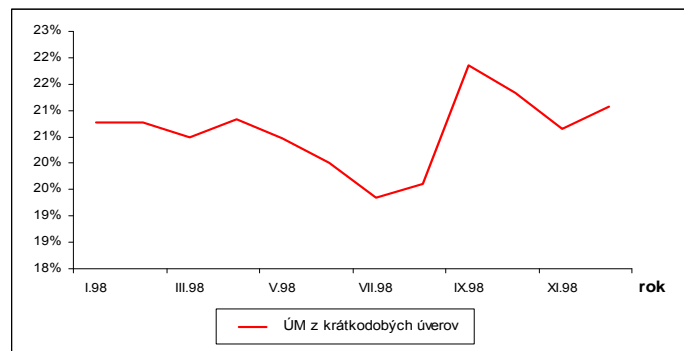
Celkový vývoj úrokových mier z korunových vkladov bol len v minimálnej miere ovplyvnený inflačným vývojom a skôr odrážal potrebu zabezpečiť zdroje. Obchodné banky v snahe o získanie zdrojov pristúpili k zvýšeniu úrokových sadziieb. Výška úrokových sadziieb zo 7-dňových, 3- a 6-mesačných vkladov zaznamenala v priebehu roka najväčšie výkyvy v závislosti na vývoji medzibankového peňažného trhu. Najvyššie hodnoty dosiahli v septembri a v októbri od 17,5% do 22%. Pokračovalo aj zvyšovanie podielu krátkodobých vkladov, čo bolo ovplyvnené relatívne vysokými úrokovými sadzbami. Pokles však zaznamenali netermínované vklady obyvateľstva a podnikové vklady. Celková priemerná úroková miera z vkladov oscilovala okolo 10%.



Graf 1: Vývoj úrokových sadziieb z vkladov

Pre vývoj úverov bolo charakteristické, že napriek nízkemu rastu korunových vkladov došlo k ich nárastu v sektore obyvateľstva o 6,1 mld. Sk. V časovej štruktúre došlo k zníženiu

podielu strednodobých úverov a k stagnácii krátkodobých, zatiaľ čo podiel dlhodobých úverov sa zvýšil. Vývoj klientskych úrokových sadzieb bol ovplyvnený hlavne ekonomickým prostredím, rozpočtovým deficitom a nedostatkom úverových zdrojov. V priebehu roka došlo k výkyvom úrokových sadzieb na medzibankovom peňažnom trhu a následne s určitým oneskorením i k zmenám klientskych úrokových sadzieb. Úrokové sadzby boli ovplyvňované výraznými výkyvmi v objeme novoposkytnutých úverov od 19,4 mld. do 59,5 mld. Sk mesačne, pričom značne kolísal objem krátkodobých úverov do 1 mesiaca so sadzbami nad 20%. Vývoj úrokových mier z novoposkytnutých úverov bol poznamenaný od januára do júla poklesom, v nasledujúcich troch mesiacoch výrazným rastom na úroveň 17% - 24%, vystriedaného opätovným poklesom a nárastom v decembri na 18,62%. Tento vývoj bol ovplyvnený meniacou sa likviditou bankového sektora. Krátkodobé úrokové sadzby z novoposkytnutých úverov v značnej miere kopírovali zmeny sadzieb na medzibankovom peňažnom trhu.



Graf 2: Úroková miera z krátkodobých úverov

Cieľom menovej politiky v roku **1999** bolo udržanie stability cien s priemerne nízkou mierou inflácie. Nepriaznivé ratingové hodnotenie Slovenska, ktoré malo mimo iného aj vplyv na znehodnotenie výmenného kurzu, urýchlilo rozhodnutie vlády SR o nutnosti prijať reformácie na zmiernenie prejavov makroekonomickej nerovnováhy. Následne došlo k prvým krokom smerujúcim k reštrukturalizácii a ozdraveniu najväčších obchodných bánk. Pozitívnym signálom pre stabilizáciu sadzieb a paralelne aj posilnenie kurzu bolo rozhodnutie o prizvaní Slovenska medzi krajiny rokujúce o vstupe do Európskej únie v druhej polovici roka.

Vzhľadom na pretrvávajúce relatívne vysoké úrokové sadzby z krátkodobých termínovaných vkladov sa podnikatelia aj obyvateľstvo snažili minimalizovať zostatky neterminovaných vkladov, čo sa prejavovalo v priebehu celého roka klesajúcou tendenciou. Taktiež poklesli strednodobé a krátkodobé úsporné vklady (vkladné knižky). Vývoj úrokových mier z korunových vkladov bol len v minimálnej miere ovplyvnený inflačným vývojom a skôr odrážal potrebu zabezpečiť likvidné zdroje na medzibankovom peňažnom trhu. Celková priemerná úroková miera z vkladov sa pohybovala v rozpätí 10% - 11%. Nízka úroková sadzba z vkladov nad 5 rokov (4% - 4,5%) bola ovplyvnená osobitnými vkladmi stavebných sporiteľní, ktoré predstavovali až 92,6% z celkových dlhodobých vkladov.

Vývoj úverov bol v priebehu roka nerovnomerný a odrážal celkové problémy vonkajšej a vnútornej nerovnováhy hospodárstva, likvidity obchodných bánk a situácie na medzibankovom peňažnom trhu. Napriek nízkemu rastu korunových úverov došlo k ich nárastu v sektore obyvateľstva o 9,4 mld. Sk, najmä z dôvodu rozvoja úverových aktivít stavebných sporiteľní. V časovej štruktúre došlo k zníženiu podielu krátkodobých a dlhodobých úverov a zvýšeniu podielu strednodobých úverov, a to v dôsledku reštrukturalizácie troch najväčších bánk. Klientske úverové sadzby boli ovplyvňované značnými výkyvmi v objeme novoposkytnutých úverov, pričom značne kolísal objem veľmi krátkych úverov do 1 mesiaca so sadzbami pohybujúcimi sa okolo 20%. Celkový vývoj úrokových mier z novoposkytnutých úverov bol charakterizovaný relatívnou stabilitou s dočasným miernym poklesom v marci a v apríli a výrazným poklesom úrokových mier v druhom polroku, keď sa úrokové miery pohybovali na úrovni 15% až 17%. Tento vývoj bol ovplyvnený meniacou sa likviditou bankového sektora a v prvom polroku najmä poklesom kurzu koruny. Priemerná úroková sadzba z krátkodobých a strednodobých úverov sa znížila. Z dlhodobých úverov sa úroková miera zvýšila, pričom tieto sadzby boli stále ovplyvňované úvermi z minulosti za pevné a nízke úrokové sadzby. Krátkodobé úrokové sadzby z novoposkytnutých úverov v značnej miere kopírovali zmeny sadziieb na medzibankovom peňažnom trhu.

V roku **2000** bola menová politika realizovaná v prostredí makroekonomickej stabilizácie. V porovnaní s predchádzajúcim rokom došlo k ďalšiemu zlepšeniu vo vývoji bežného účtu platobnej bilancie, k zníženiu podielu fiškálneho deficitu na HDP, k zníženiu dynamiky vývoja cien a k zrýchleniu tempa ekonomického rastu. Hlavná zmena spočívala v riadení prostredníctvom úrokových mier. Od 1. februára začala NBS stanovovať kľúčové

sadzby pre jednodňové refinančné a sterilizačné operácie. Prostredníctvom týchto obchodov môžu banky individuálne dorovnávať svoju likvidnú pozíciu. Realizácia menovej politiky bola poznamenaná pokračujúcim prebytkom likvidity v bankovom sektore a stagnujúcim charakterom jej vývoja. Rast nadbytku zdrojov bol začiatkom roka ovplyvnený navýšením základného imania bánk v rámci ich reštrukturalizácie, čo malo vplyv aj na pokles úrokových sadzieb a výnosová krivka nadobudla inverzný charakter. Vývoj medzibankových obchodov, ktorý sa presunul do dlhších dôb splatností, sa začiatkom júna prejavil rozšírením kotácií sadzieb o 9 a 12 mesačnú sadzbu BRIBORu a doplnil tak kompletnú výnosovú krivku peňažného trhu sa štandardnými dĺžkami splatností.

Netermínované vklady sa v priebehu roka zvýšili, pričom ich medziročné tempo rastu dosiahlo 24,7%. Tento vývoj bol ovplyvnený znižujúcim sa úrokovým diferenciálom medzi termínovanými a netermínovanými vkladmi. Prejavilo sa to hlavne pri netermínovaných vkladoch obyvateľstva, ktoré začiatkom roka prejavovali zápornú dynamiku rastu, avšak po znížení rozdielu medzi úrokovými sadzbami z netermínovaných a termínovaných vkladov dochádza k jej značnému rastu. Podiel krátkodobých vkladov obyvateľstva na termínovaných vkladoch sa v porovnaní s predchádzajúcim rokom mierne zvýšil. Došlo však k zníženiu tempa rastu korunových vkladov obyvateľstva, čo bolo odrazom nízkej kúpyschopnosti obyvateľstva, nižšieho prírastku nominálnych miezd a vysokej miery nezamestnanosti. Výrazný nárast vkladu podnikov v cudzej mene bol ovplyvnený prílevom zahraničných zdrojov v súvislosti s privatizáciou strategických podnikov. Kvalitatívne riadenie menovej politiky vo forme stanovenia kľúčových úrokových sadzieb NBS sa pri súčasnom prebytku likvidity bankového sektora prejavilo v postupnom poklese úrokových mier z klientskych úverov a vkladov v obchodných bankách. Vývoj úrokových mier z korunových vkladov mal klesajúcu tendenciu, ktorá v porovnaní s úrokovými mierami z úverov senzitívnejšie reagovala na zmeny kľúčových sadzieb NBS. Zníženie priemerných úrokových mier termínovaných vkladov najviac ovplyvnila zmena úrokových sadzieb krátkodobých vkladov. Reálne úroková miera, meraná ako rozdiel priemernej ročnej úrokovej miery z krátkodobých vkladov a priemernej ročnej inflácie, dosiahla v roku 2000 negatívnu hodnotu 3,1%.

Celkový stav korunových úverov dosiahol ku koncu roka 351,8 mld. Sk. V časovej štruktúre došlo k zvýšeniu podielu krátkodobých a strednodobých úverov a k zníženiu podielu dlhodobých úverov. Do podnikateľských subjektov smerovalo 95% z celkového objemu čerpaných úverov. Išlo prevažne o krátkodobé úvery. Obyvateľstvo sa na celom objeme podieľalo 3,9%. Priemerné úrokové sadzby z čerpaných úverov mali od apríla klesajúcu tendenciu, ktorá s určitým časovým odstupom kopírovala znižovanie kľúčových úrokových

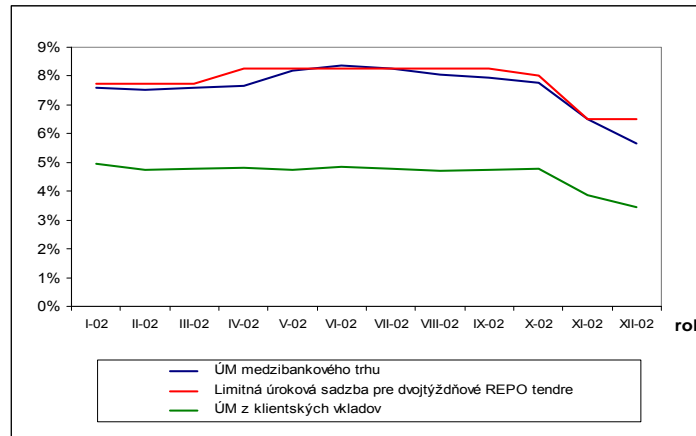
sadzieb NBS. Na vývoj úrokových sadziieb mali vplyv presuny úverov v rámci reštrukturalizácie bankového sektora do Slovenskej konsolidačnej, a.s.. Tieto presuny sa uskutočnili v decembri 1999 a v júni roku 2000. Cena novoposkytnutých úverov sa znížila na 10,78%, pričom priemerná úroková miera v decembri 1999 nezohľadňuje presunuté úvery v rámci reštrukturalizácie úverového portfólia bánk. K poklesu priemerných úrokových mier z novoposkytnutých úverov prispelo tiež ukončenie činnosti niektorých bánk. Priemerná úroková miera zo stavu úverov sa znížila na 10,05%.

Rok **2001** je charakteristický klesajúcou mierou inflácie, pretrvávajúcim hospodárskym rastom a zmenou vývoja zahraničnoobchodnej bilancie. Situácia na devízovom aj peňažnom trhu bola počas celého roka stabilizujúcim prvkom ekonomického vývoja. Priaznivý vývoj inflácie a najmä očakávaní jej ďalšieho spomaľovania boli zo strany NBS podnetom pre rozhodnutie znížiť kľúčové úrokové sadzby. Menový vývoj bol ovplyvnený tiež reštrukturalizáciou vybraných bánk, vyplácaním dlhopisov Fondu národného majetku, ukončením činnosti Devín banky, a.s. a pokračujúcou privatizáciou štátneho majetku.

V tomto roku došlo k pomerne vysokému nárastu korunových vkladov (termínovaných aj netermínovaných). K tomuto vývoju prispieval najmä relatívne nízky úrokový diferenciál medzi sadzbami termínovaných a netermínovaných vkladov. Pretrváva tendencia preferencie držby vysoko likvidných zdrojov najmä pri vkladoch podnikateľských subjektov. Aj obyvateľstvo uprednostňuje krátkodobé vklady a vklady bez časovej viazanosti. Vývoj úrokových mier z korunových vkladov bol charakterizovaný stagnáciou, prípadne mierne klesajúcou tendenciou, ktorá bola v značnej miere determinovaná úrovňou kľúčových sadziieb NBS, pričom sa ich úroveň prispôbovala jednodňovej sterilizačnej sadzbe. Reálna úroková sadzba z vkladov vzrástla v dôsledku zníženia medziročnej miery inflácie (z 8,4% na 6,5%). V časovej štruktúre korunových úverov došlo k poklesu podielu krátkodobých úverov. Podiel strednodobých a dlhodobých úverov vzrástol. Riadenie menovej politiky prostredníctvom kľúčových sadziieb NBS determinovalo v rozhodujúcej miere vývoj klientskych úrokových mier, ktoré sa prispôbovali ich úrovni a zmenám. Klientske úrokové sadzby boli tak charakterizované mierne klesajúcou tendenciou. Cena novoposkytnutých úverov sa medziročne znížila. Priemerná úroková sadzba zo spotrebných úverov poskytovaných obyvateľstvu sa medziročne zvýšila o 1,10 percentuálneho bodu a dosiahla 11,50%. Priemerná úroková miera zo stavu úverov sa znížila o 0,27 bodu na 9,78%.

Rok **2002**, podobne ako rok predchádzajúci, je charakteristický klesajúcou mierou inflácie, pretrvávajúcim hospodárskym rastom a priaznivejším vývojom zahraničnoobchodnej bilancie. Národná banka pokračovala s kvalitatívnym spôsobom výkonu menovej politiky. V priebehu roka Banková rada NBS trikrát prikročila k úprave kľúčových úrokových sadzieb. Týmto krokom reagovala NBS na prehlbovanie vonkajšej ekonomickej nerovnováhy. Obchodné banky na tento krok odpovedali zodpovedajúcim zvýšením úrokových sadzieb na medzibankovom trhu a s jednomesačným oneskorením ho premietli do klientskych úrokových sadzieb. V tomto roku sa spomalil rast termínovaných a netermínovaných vkladov. Naďalej pretrvávala tendencia držby krátkodobých alebo netermínovaných vkladov. Úrokový diferenciál medzi termínovanými a netermínovanými vkladmi sa znížil na 2,5%. U obyvateľstva nastala výrazná zmena v štruktúre krátkodobých vkladov, pokles jednomesačných kompenzoval nárast šesťmesačných vkladov. Atypický vývoj vkladov mohol súvisieť s rastúcim využívaním alternatívnych investičných príležitostí ako podielových fondov. Priemerné úrokové sadzby z vkladov reagovali na zvýšenie kľúčových úrokových sadzieb v apríli úpravou cien krátkodobých vkladov s jednomesačným odstupom, ešte v máji zaznamenali pokles. Výraznejšie reagovali na zníženie sadzieb v novembri, ktoré pokračovalo aj v decembri.

Z novoposkytnutých úverov čerpalobyvateľstvo 7% z celkového objemu poskytnutých úverov. Úrokové sadzby boli determinované úrovňou kľúčových sadzieb NBS. Zvýšenie kľúčových sadzieb o pol percentuálneho bodu v apríli malo vplyv na nárast primárnych úrokových sadzieb z čerpaných úverov. V októbri znížila NBS limitnú sadzbu pre dvojtýždňové REPO tendre o 0,25% a v novembri všetky sadzby o 1,5%, čo výrazne ovplyvnilo úrokové sadzby. Priemerná úroková miera z čerpaných úverov sa znížila, v značnej miere bola ovplyvnená vývojom refinančnej sadzby. Najvýraznejšie reagovala sadzba z krátkodobých novoposkytnutých úverov, ktorá klesla. Keďže v novoposkytnutých úveroch tvorili krátkodobé úvery 87,5% ovplyvnili aj pokles celkovej priemernej úrokovej sadzby.



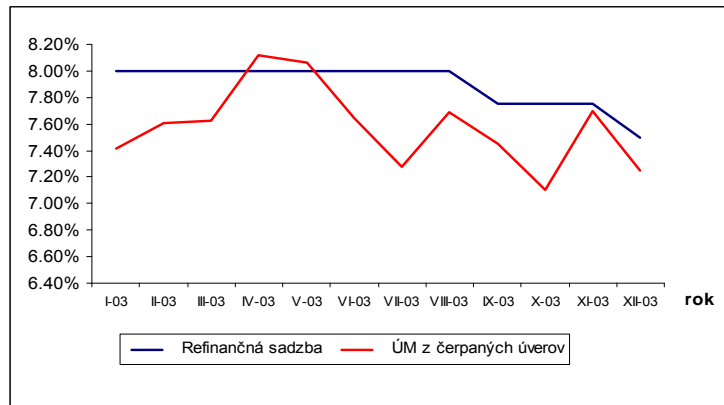
Graf 2: Vývoj úrokových mier medzibankového trhu, kľúčových úrokových sadzieb NBS a klientských úrokových mier z vkladov

Menová politika NBS bola v roku **2003** realizovaná v prostredí charakterizovanom rastúcou mierou inflácie, priaznivým vývojom zahraničnoobchodnej bilancie, pretrvávajúcim hospodárskym rastom, znižujúcou sa mierou nezamestnanosti a zhodnocovaním sa výmenného kurzu slovenskej koruny voči euru, predovšetkým v 2. polroku.

Začiatkom roka sa do rastu sadzieb BRIBOR od troch do dvanástich mesiacov preniesol vplyv z devízového trhu po opakovanom znížení kľúčových sadzieb maďarskou centrálnou bankou, ktoré zachytili aj okolité krajiny. Zmena nastala po správe o výbere Slovenska pre výstavbu závodu PSA Peugeot Citroen. Na septembrové zníženie kľúčových sadzieb peňažný trh výraznejšie nereagoval vzhľadom na to, že pokles bol očakávaný a v aktuálnych sadzbách už bol zohľadnený. Koncoročné zníženie však ovplyvnilo celú výnosovú krivku BRIBORu, ktorá poklesla.

Tempo rastu korunových vkladov spolu sa zvýšilo z 3,7% na 8,0%. Na ich zvýšení sa podieľali podnikové vklady, kým vklady obyvateľstva poklesli. Vývoj korunových vkladov obyvateľstva odráža zmenu preferencií súvisiacu s ponukami bankových produktov, obyvateľstvo efektívnejšie umiestňuje finančné prostriedky. Rastie hlavne využívanie podielových fondov, keď v roku 2003 čistá hodnota aktív alokovaných na podielových fondoch pôsobiacich na finančnom trhu medziročne vzrástla o 22,2 mld. Sk. Najviac prostriedkov bolo investovaných do otvorených podielových fondov denominovaných v slovenských korunách. Klesajúci úrokový diferenciál pôsobil na zníženie atraktivity termínovaných vkladov v porovnaní s vkladmi bez časovej viazanosti. Priemerná úroková miera z vkladov si udržiavala takmer konštantnú diferenciu v porovnaní so sterilizačnou sadzbou. Úroková sadzba z termínovaných a netermínovaných vkladov zaznamenala pokles.

Z pohľadu časovej viazanosti termínovaných a úsporných vkladov klesla priemerná úroková miera z krátkodobých a strednodobých vkladov pri súčasnom náraste sadzieb z dlhodobých vkladov. Podľa pôvodnej metodiky platnej do konca roku 2002 sa vklady členili na netermínované a termínované. Od roku 2003 došlo k zmene metodiky, podľa ktorej sa z termínovaných vkladov vyčlenili úsporné vklady ako samostatná skupina. Súčasne sa zmenila štruktúra termínovaných vkladov, pričom z vkladov do 7 dní boli vyčlenené jednodňové vklady, deväťmesačné vklady boli začlenené do vkladov so splatnosťou do 12 mesiacov a troj a štvorročné vklady boli zahrnuté do vkladov so splatnosťou do päť rokov. V časovej štruktúre úverov zaznamenali najväčší nárast dlhodobé korunové úvery, čo bolo spôsobené nárastom hypotekárnych úverov. Od júla 2003 bol zmenený systém poskytovania štátnej dotácie na hypotekárne úvery a výška štátnej dotácie už nie je garantovaná po celý čas splácania úveru. Podiel čerpaných úverov obyvateľstva dosiahol 7,1%. Výrazný vplyv na úroveň klientskych úrokových sadzieb malo zníženie kľúčových sadzieb NBS v novembri 2002. Vzhľadom na to, že v úrokových sadzbách bola táto zmena zohľadnená už koncom roka 2002, v medziročnom porovnaní nedošlo k výraznejšiemu poklesu klientskych sadzieb. Priemerné úrokové sadzby z čerpaných úverov sa pohybovali na úrovni refinančnej sadzby. Jej vývoj bol v priebehu roka pomerne volatílly, keď priemerná úroková miera z čerpaných úverov v apríli a v máji presiahla úroveň refinančnej sadzby. V ostatných mesiacoch cena čerpaných úverov poklesla a napriek miernym výkyvom v jednotlivých mesiacoch sa pohybovala pod úrovňou refinančnej sadzby NBS. V medziročnom porovnaní klesla priemerná úroková miera z krátkodobých čerpaných úverov a mala vzhľadom na svoj kumulatívny podiel najvýraznejší vplyv na vývoj úrokovej miery z čerpaných úverov spolu. Strednodobé čerpané úvery zaznamenali zníženie úrokov. Priemerná úroková miera z dlhodobých čerpaných úverov taktiež poklesla, predovšetkým vplyvom zvýšeného čerpania hypotekárnych úverov. Nastal výrazný pokles priemernej úrokovej miery z hypotekárnych úverov so štátnym príspevkov, ich podiel na dlhodobých úveroch predstavoval ku koncu roka 32%.



Graf 3 Vývoj refinančnej sadzby a úrokových sadzieb z čerpaných úverov

Slovenský bankový sektor bol v roku **2004** priaznivo ovplyvnený makroekonomickým vývojom, hlavne rastom HDP (nad 5%), zamestnanosti a miezd, ale aj znižovaním krátko i dlhodobých úrokových mier, spôsobené konvergenciou na úroveň EÚ.

V tomto roku najväčšiu časť zdrojov bánk tvorili vklady klientov až 87%, ktoré predstavovali korunové vklady domácich klientov. Výška vkladov domácností, ktoré majú na celkových vkladoch najvyšší podiel, postupne mierne klesala. Na druhej strane rástli vklady podnikov, čo mohlo súvisieť so zrýchlením ekonomického rastu. Úroková miera z vkladov obyvateľstva medziročne poklesla pri znížení úrokovej sadzby z termínovaných, netermínovaných a úsporných vkladov. Popri zmene sektorovej štruktúry sa zároveň menila aj časová štruktúra vkladov. Klesali dlhodobé úsporné a termínované vklady, ktoré reagovali citlivejšie na pokles úrokových sadzieb. Ich pokles bol sprevádzaný rastom podielových fondov. Vzrástol podiel vkladov zahraničných bánk a podiel emitovaných hypotekárnych záložných listov. Jedným z trendov bol vysoký nárast úverov domácnostiam, hlavne dlhodobých hypotekárnych úverov na bývanie o 52%. Výška úverov domácnostiam vzrástla medziročne o 37%. Dôvodom bola pomerne nízka počiatočná zadlženosť domácností a schopnosť splácať úvery, rast reálnych miezd a nižšie úrokové miery na úvery. Celkovo rýchly rast úverov na bývanie prispieval k zmene časovej štruktúry úverov. Tá sa menila opačne ako pri vkladoch, teda v prospech dlhodobých úverov, ktoré spolu tvorili 40%-ný podiel z celkového počtu čerpaných úverov. Menšiu časť tvorili spotrebiteľské úvery a prečerpania bežných účtov. Pri úveroch podnikom nastal trend nahradzovania korunových úverov devízovými. Dôvodom môže byť, že úvery poskytnuté v cudzej mene v prostredí silnejúcej koruny zvyhodňujú dlžníkov.

Makroekonomický vývoj na Slovensku v roku **2005** môžeme naďalej definovať ako pozitívny so zvyšujúcim sa tempom hospodárskeho rastu, ekonomických aktivít, spomalením

rastu cien a zhodnocovaním meny voči euru. NBS v súlade s Menovým programom NBS do roku 2008 začala realizovať Stratégiu inflačného cielenia v podmienkach ERM II. V súvislosti so zmenou menovopolitickej stratégie došlo aj k zmene v komunikácii menovej politiky vo vzťahu k verejnosti. Menové programy boli nahradené štvrťročne publikovanou strednodobou predikciou, ktorá bola po prvýkrát zverejnená v máji 2005. Národný plán zavedenia eura v SR bol Bankovou radou NBS schválený v júni 2005 a následne v júli vládou Slovenskej republiky, pričom tento plán predpokladá vstup Slovenska do eurozóny v roku 2009. Centrálna parita bola stanovená na úrovni 38,4550 SKK/EUR, pričom koruna využíva štandardné flukтуаčné pásmo $\pm 15\%$.

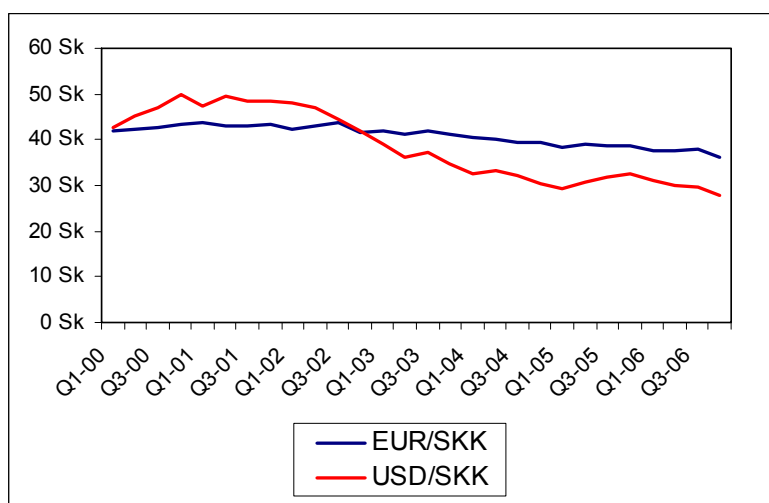
Prvé mesiace roku boli charakteristické výrazným poklesom úrokových mier z vkladov nefinančných spoločností a domácností v dôsledku postupného znižovania kľúčových úrokových sadziieb NBS koncom roka 2004 a na začiatku roku 2005. Po tomto poklese úročenie vkladov stagnovalo. Aj napriek zníženiu nominálnych úrokových sadziieb mala reálna úroková miera v prvých troch štvrťrokoch mierne rastúci trend v dôsledku poklesu inflácie. Objem vkladov domácnosti sa v tomto roku zvýšil len mierne, na jednej strane vzrástli najlikvidnejšie vklady a prijaté úvery na požiadanie, na strane druhej poklesli vklady a prijaté úvery s dohodnutou splatnosťou do 2 rokov a s výpovednou lehotou do 3 mesiacov. Naďalej pretrváva presun, resp. uchovávanie peňažných prostriedkov v najlikvidnejšej forme, čiže bez akejkoľvek viazanosti. Tento vývoj podporovala aj skutočnosť, že rozdiel v úrokových sadzbách z vkladov a prijatých úverov bez viazanosti a s určitou časovou viazanosťou sa v porovnaní s minulým rokom znížil. Zvyšovanie medziročných prírastkov úverov domácnostiam bolo bezpochyby ovplyvnené rýchlejším rastom reálnych miezd a už spomínaním klesajúcim trendom úrokových sadziieb. Záujem o úvery pravdepodobne súvisel aj s posilnením spotrebiteľskej dôvery. Tento prorastúci trend však na začiatku 2. polroku dočasne zastavilo oznámenie o zvýšení regulovaných cien. Z hľadiska účelovej štruktúry zaznamenali najvyšší medziročný prírastok úvery na bývanie. Relatívne vysoký medziročný prírastok zaznamenali aj ostatné úvery², pričom spotrebiteľské vzrástli len mierne. Pod tento vývoj sa pravdepodobne podpísalo zjednotenie vykazovania nového produktu tvz. amerických hypoték v ostatných úveroch. Tento dynamický vývoj úverov bol sprevádzaný rastom zadlženosti domácností, ktorá oproti minulému roku vzrástla. Podobný trend zaznamenali aj ďalšie členské krajiny. V porovnaní s eurozónou je zadlženosť domácností u nás pomerne nízka.

²pohľadávky voči domácnostiam sa z hľadiska účelu členia na spotrebiteľské úvery, úvery na bývanie a ostatné úvery

Rok **2006** sa niesol v prostredí pretrvávajúceho hospodárskeho rastu a rastu miezd a zamestnanosti. Tento fakt sa pozitívne preniesol aj do vývoja inflácie. Nakoľko sa predpokladalo, že inflácia by mala v tomto roku, ako aj v nasledujúcom prekročiť stanovený cieľ, pristúpila NBS k sprísneniu menovej politiky a k zvýšeniu kľúčových úrokových sadzieb, a to spolu o 1,25 percentuálneho bodu, keď ich v 1. polroku zvyšovala v dvoch krokoch: v marci a v máji, vždy o 0,5 bodu a v septembri o 0,25 percentuálneho bodu.

Vklady nefinančných spoločností zaznamenali v roku 2006 pokles. Tento trend bol ovplyvnený hlavne poklesom vkladov v cudzej mene. Naopak korunové vklady prispeli kladne k celkovému medziročnému rastu vkladov nefinančných spoločností. Naďalej z hľadiska likvidity podniky preferujú najlikvidnejšiu formu vkladov, až 60% všetkých vkladov tvoria vklady a prijaté úvery splatné na požiadanie. Úročenie časovo viazaných vkladov sa začalo, oproti minulému roku, zvyšovať, čo ovplyvnilo aj rast ukladania prostriedkov do týchto foriem vkladov.

Pri vkladoch domácností bolo zaznamenané zvýšenie tempa rastu a v 1. polroku priemerné medziročné tempo rastu dosiahlo až 10,9% (v roku 2005 to bolo 0,5%). Prispel k tomu predovšetkým rast vkladov a prijatých úverov domácností na požiadanie. Na samotný rast vkladov mal pravdepodobne vplyv aj pokles záujmu o investovanie do podielových fondov. Z hľadiska menovej štruktúry na vývoj vkladov domácností majú hlavne vplyv korunové vklady, ktoré tvoria takmer 90% a od začiatku roka zaznamenali zrýchlenie medziročnej dynamiky rastu (na 11,4% v júni 2006 oproti 1,7% v decembri 2005).



Graf 4 Vývoj slovenskej koruny voči euru a americkému doláru

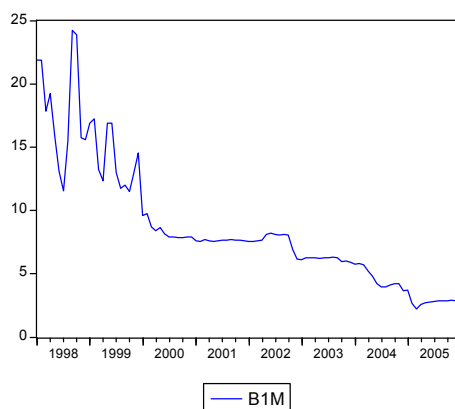
4. Empirická časť

4.1 Popis a analýza dát

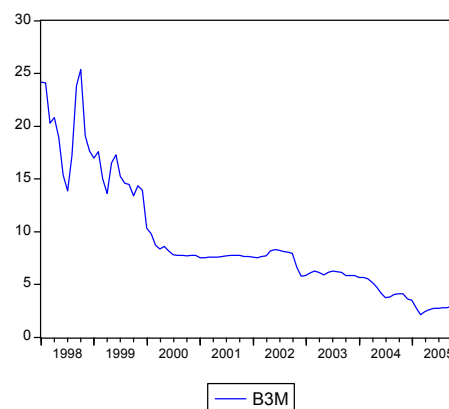
Dáta, použité na modelovanie transmisií, sú na mesačnej báze a získali sme ich na web stránke NBS. Pracovali sme s časovými radmi v rozsahu január 1998 až december 2005, hoci niektoré časové rady sú obmedzené na kratšie obdobie. Na spracovanie a analýzu dát sme použili ekonometrický softvér Eviews 4.1.

V našej práci sme skúmali transmissiu sadzieb medzibankového sektora na klientske úrokové sadzby z vkladov a novoposkytnutých úverov. Pracovali sme s priemernými sadzbami BRIBORu s maturitami do 1, 3, 6 a 12 mesiacov a s rovnakými splatnosťami aj pre úrokové miery z klientskych vkladov. Na modelovanie transmisie úverov sme si zvolili dáta novoposkytnutých úverov, ktoré sú však kótované až od roku 2004, avšak najlepšie odrážajú súčasný stav úverov na peňažnom trhu, pretože v sebe nekumulujú informácie minulých rokov. Úroková sadzba zo stavu úverov nezachytáva aktuálne pohyby na peňažnom trhu, a preto sme od nej abstrahovali. Dlhú dobu boli úrokové sadzby zo stavu úverov ovplyvňované úvermi poskytnutými v minulosti za úrokové miery, ktoré nezodpovedali trhovým podmienkam. Objem ani úroková sadzba novoposkytnutých úverov nie sú týmito úvermi ovplyvnené. Rozhodnutie pracovať s dátami novoposkytnutých úverov bolo podmienené aj všeobecným predpokladom, že transmissia je najrýchlejšia a najvýraznejšia práve u týchto úveroch.

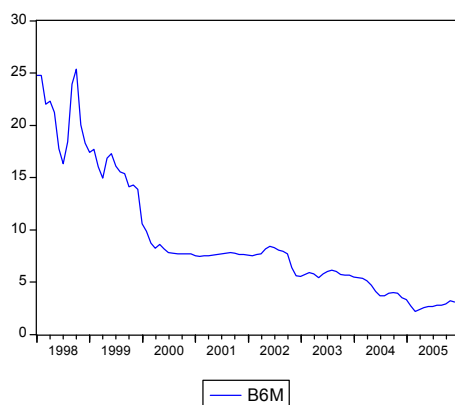
Na grafoch 5 až 8 je znázornený priebeh vývoja úrokových sadzieb BRIBOR pre všetky splatnosti, s ktorými sme pracovali, teda pre splatnosti do 1, 3, 6 a 12 mesiacov.



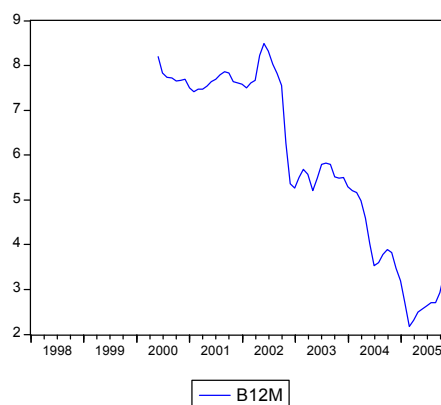
Graf 5 Vývoj ÚM jednomesačného BRIBORu v %



Graf 6 Vývoj ÚM trojmesačného BRIBORu v %



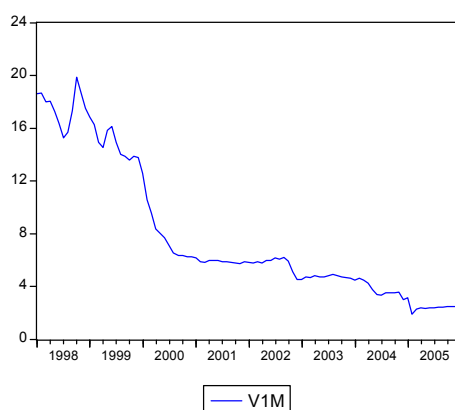
Graf 7 Vývoj ÚM šesťmesačného BRIBORu v %



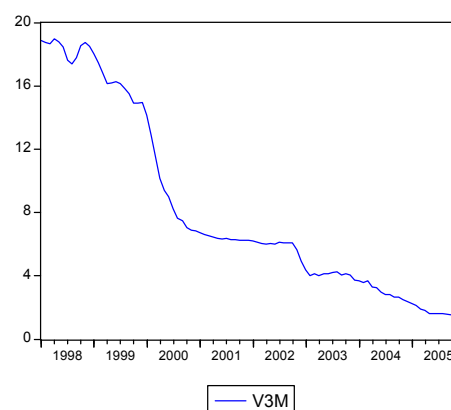
Graf 8 Vývoj ÚM dvanásťmesačného BRIBORu v %

Zamerali sme sa na splatnosti maximálne do 12 mesiacov, pretože pre dlhšie časové obdobie sadziab BRIBORu to nemá zmysel, nakoľko jednou z charakteristík peňažného trhu je, že sa na ňom obchodujú splatnosti do 1 roka a preto sme sa nezaoberali hľadáním rovnováh s klientskymi sadzbami pre dlhšie maturity.

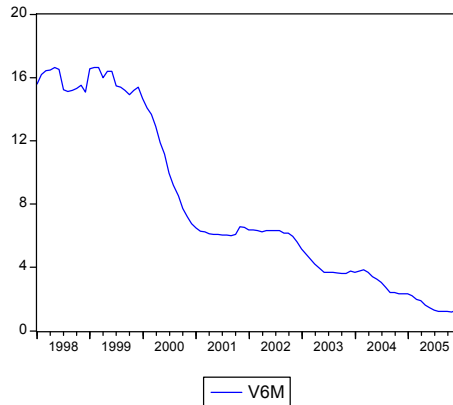
Pri vkladoch sme odhadovali viac rovníc. Na jednej strane to boli rovnice rovnakých splatností BRIBORu a klientskych úrokových mier, na strane druhej sme skúmali aj rôzne kombinácie týchto splatností a snažili sme sa nájsť tie rovnice, ktoré by najlepšie popisovali transmisiu. Na grafoch 9 až 12 je zachytený priebeh priemerných úrokových klientskych sadziab z vkladov pre splatnosti do 1, 3, 6 a 12 mesiacov.



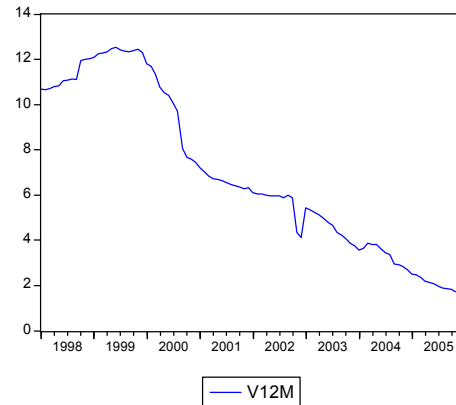
Graf 9 Vývoj ÚM jednomesačných vkladov v %



Graf 10 Vývoj ÚM trojmesačných vkladov v %

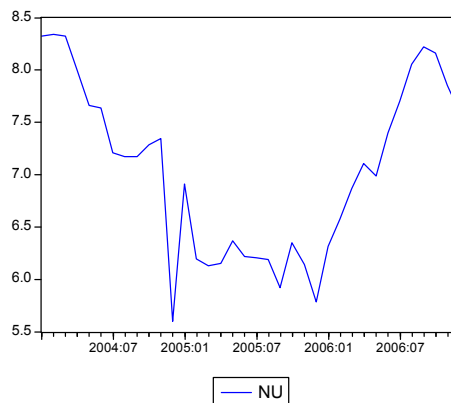


Graf 11 Vývoj ÚM šesťmesačných vkladov v %



Graf 12 Vývoj ÚM dvanásťmesačných vkladov v %

Pri úveroch bolo odhadovanie rovníc o čosi jednoduchšie, keďže sme hľadali závislosti len medzi novoposkytnutými úvermi celkovo a BRIBORom do splatnosti 1, 3, 6 a 12 mesiacov. Priebeh novoposkytnutých úverov znázorňuje graf 13.



Graf 13 Vývoj ÚM novoposkytnutých úverov v %

4.2 Odhad rovníc metódou ECM

Na nájdenie dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi sadzbami medzibankového trhu BRIBOR a klientskymi úrokovými sadzbami sme využili metódu kointegrácie. Ako sme už uviedli v časti ekonometrickej metodológie, aby mala metóda kointegrácie zmysel, musia byť jednotlivé stochastické procesy rovnakého rádu integrácie.

Testovanie stacionarity

Na testovanie rádu integrácie sme použili štandardný Dickey-Fullerov Unit Root test. Časové rady, s ktorými pracujeme, sa po otestovaní javia ako nestacionárne I(1) procesy (integrované rádu jedna). Keďže analyzujeme pomerne krátke časové obdobie, na overenie nášho výsledku sme použili aj KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) test, ktorý označil rady prvých diferencií za stacionárne a test pre úroňové dáta zamietol hypotézu o stacionarite. Výsledky testov sú uvedené v prílohe.

Kointegračné vzťahy

Ďalej nás zaujímalo, v akom vzťahu sú skúmané sadzby. Ako už bolo spomenuté, kointegračné vzťahy sme hľadali medzi sadzbami BRIBORu a klientskymi úrokovými sadzbami z vkladov pre rovnaké splatnosti, u ktorých sme predpokladali dlhodobú rovnováhu, ale aj ich rôzne kombinácie maturít, ktoré by nám mohli odhaliť, s akými oneskoreniami reagujú dané sadzby na zmenu na medzibankovom trhu. Taktiež sme skúmali aj kointegráciu medzi klientskymi úrokovými mierami z novoposkytnutých úverov a sadzbami BRIBORu.

Na hľadanie kointegračných vzťahov sme použili Johansenov kointegračný test, ktorý ukázal kointegráciu medzi všetkými skúmanými vzťahmi. Výsledky testov kointegráciu sú uvedené v prílohe.

Model

Po otestovaní stacionarity časových radov a potvrdením existencie dlhodobej rovnováhy sme sa začali zaoberať zostavením vhodného modelu. Vychádzali sme z najjednoduchšieho tvaru error correction (ďalej len EC) modelu

$$\Delta i_t = \chi \Delta BR_t + \alpha (i_{t-1} + \beta_0 BR_{t-1} + \beta_1) + \varepsilon_t$$

kde Δi_t predstavuje zmenu klientskej úrokovej miery na vklady alebo novoposkytnuté úvery v mesiaci t ,

ΔBR_t je zmena príslušného BRIBORu v mesiaci t ,

- χ je koeficient vyjadrujúci vplyv zmeny sadzby daného BRIBORu na
klientsku úrokovú mieru,
- β_0 koeficient dlhodobých elasticít,
- β_1 konštanta v kointegračnom vzťahu,
- ε_t sú rezíduá,
- α parameter znamená rýchlosť návratu klientskej úrokovej miery späť k
rovnováhe. Má rozumné vysvetlenie, ak je záporný. Odchýlku od rovnováhy
popisuje výraz v zátvorke. Ďalej je dôležité, aby koeficient α bol
signifikantný, inak by mohlo dôjsť k vylúčeniu člena z error corection modelu.

Keďže kointegrácia sa potvrdila vo všetkých skúmaných vzťahoch pristúpili sme k hľadaniu vhodných rovníc. Výber finálnych rovníc do modelu bol uskutočnený na základe štatistickej významnosti vysvetľujúcich premenných v kointegračnom vzťahu, správnosti ich znamienok a ekonomickej prijateľnosti a interpretácii dlhodobého vzťahu.

Pri analýze jednotlivých rovníc sme využili jednorovnicový EC model s dvojkrokovým systémom odhadu. Najprv sme odhadli parametre kointegrujúceho vektora pomocou statickej regresie. Odhadovali sme dlhodobé ekvilibrium v tvare $i_t = \beta_1 + \beta_0 BR_t$. Následne sme tieto parametre dlhodobého vzťahu použili pri odhade konečnej formy EC modelu. Odhad kointegračného vzťahu bol uskutočnený s reštrikciou na jednotkovú sumu elasticít, čím bola splnená homogénnosť zaručujúca stabilitu modelu. Na testovanie reštrikcie sme použili LR štatistiku s nulovou hypotézou, že pridanie reštrikcie štatisticky nevylepší model. Taktiež bolo nutné stanoviť optimálnu dĺžku oneskorení (lagov).

4.2.1 Odhad rovníc pre úrokové sadzby z vkladov

Na základe ekonomickej teórie sme predpokladali dlhodobú rovnováhu medzi rovnakými splatnosťami klientskych úrokových sadzieb a sadzbami medzibankového peňažného trhu. Pracovali sme s dátami v rozsahu od januára 1998 do decembra 2005.

Štatistickú významnosť parametrov sme najskôr testovali VEC modelom. Ten však poukázal na značnú volatilitu sadzieb medzibankového trhu v rokoch 1998 a 1999 a vysoké výkyvy, ktoré nebolo možné rozumne premietnuť do klientskych úrokových sadzieb. Tento

vývoj bol odrazom skrytej nerovnováhy v ekonomike spôsobenej vysokými vládnymi výdavkami, snahou o udržanie fixného kurzu, ako aj chýbajúcou reštrukturalizáciou bankového sektora. Z dôvodu tejto turbulentnosti dát, ktorú možno pozorovať aj v grafickej interpretácii, sme upustili od týchto rokov a pozorované obdobie sme skrátili. Po roku 2000 sa situácia na trhu stabilizovala a klientske sadzby boli viac naviazané na sadzby peňažného trhu.

1.rovnica

Metódou výberu na základe štatistickej významnosti parametrov uvedených v Tabulke1 a 2, ekonomickej interpretácie a normality rezíduí sme identifikovali ako štatisticky najkorektnejšiu rovnicu vyjadrujúcu vzťah klientskych úrokových sadzieb z vkladov a BRIBORu so šesťmesačnými splatnosťami. Do rovnice bola zavedená aj umelá premenná, ktorej cieľom bolo skorigovať jednorázový šok, ktorý vznikol v novembri 2001 v dátach z vkladov. Tento skok nevieme presne ekonomicky interpretovať. Nakoľko však má len dočasný charakter, môžeme predpokladať, že sa pravdepodobne jedná buď o jednorázový vklad za dohodnutú špeciálnu úrokovú sadzbu alebo prípadne o nejakú drobnú metodickú zmenu.

vklady	BRIBOR	α	β_o	β_1
V1M	B1M	-0.3288	-0.6869	-0.3319
V3M	B3M	-0.1154	-0.7930	0.7683
V6M	B6M	-0.1189	-0.9573	1.7495
V12M	V12M	-0.2645	-0.8377	0.5228

Tabuľka 1: Hodnoty parametrov kointegračných vzťahov bez reštrikcií³

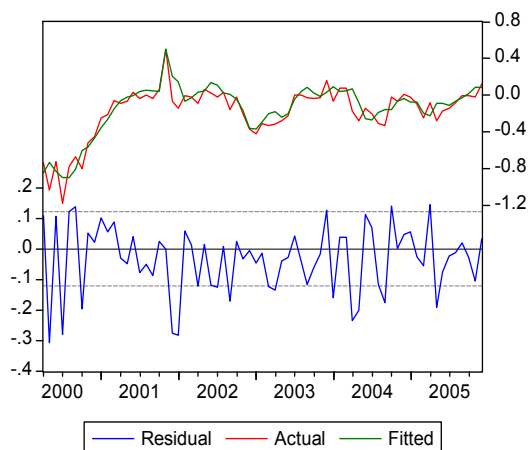
vklady	BRIBOR	α	β_1	R^2
V1M	B1M	-0.1835	1.7961	0.46
V3M	B3M	-0.1414	1.9178	0.79
V6M	B6M	-0.1253	1.9748	0.80
V12M	V12M	-0.2290	1.4918	0.26

Tabuľka 2: Hodnoty parametrov kointegračných vzťahov s jednotkovými reštrikciami³

³Hodnoty parametrov sú výstupy z VEC modelu (EViews4.1)

$$\Delta(V6M_t) = 0,0871\Delta(B6M_t) - 0,0497(V6M_{t-1} - B6M_{t-1} + 0,7973) + 0,3865\Delta(V6M_{t-1}), \\ + 0,3267\Delta(V6M_{t-2}) + 0,1445\Delta(B6M_{t-1}) + 0,4595 \text{ dummy1}$$

Šesťmesačné vklady reagovali na zmenu BRIBORU rovnakej splatnosti kladne. Do zmeny sadzby na vklady sa prenieslo 9% aktuálneho, 39% jeden mesiac oneskoreného a 33% o dva mesiace oneskoreného nárastu zmeny sadzby šesťmesačného BRIBORu. Pred kointegračným vzťahom je záporné znamienko, čo znamená, že rovnica sa dá správne interpretovať a z dlhodobého hľadiska úrokové miery smerujú k dlhodobej trhovej rovnováhe. Koeficient rýchlosti návratu klientskej úrokovej miery späť k rovnováhe je nízky, len 0,0497, čo môžeme vysvetliť dobrou volatilitou BRIBORu s krátkodobými dynamikami



Graf 14 Rovnica klientskych úrokových sadzieb z vkladov so splatnosťou do šiestich mesiacov

2.rovnica

Pri odhade druhej rovnice nášho modelu sme sa snažili zistiť, ako sú citlivé vklady na zmeny iných splatností BRIBORu. Pôvodne sme sa pokúšali analyzovať vývoj dlhších splatností, avšak dvanásťmesačné vklady v kombinácii s ostatnými sadzbami medzibankového trhu vykazovali hodnoty, ktoré nebolo možné rozumne vysvetliť, aj napriek tomu, že test stacionarity nám ukázal, že všetky premenné sú integrované prvého stupňa. Taktiež Johansenov test na kointegráciu premenných ukázal, že tieto premenné sú kointegrované, ale keď sme sa pokúsili aplikovať EC alebo VEC metódu na odhady rovníc, jednotlivé koeficienty boli nesignifikantné, P-hodnoty príliš vysoké až okolo 0,3 a koeficient

determinácie R^2 naopak príliš nízky. Preto sme upustili od pôvodnej myšlienky a modelovali sme opäť na základe štatistickej významnosti parametrov.

vklady	BRIBOR	α	β_0	β_1
V3M	B1M	-0.1518	-0.7907	0.7758
V6M	B1M	-0.0892	-0.8888	1.7027
V6M	B3M	-0.0821	-0.8911	1.4568
V12M	B1M	-0.0399	0.1135	-3.0306
V12M	B3M	-0.0875	-0.6538	0.3452
V12M	B6M	-0.1329	-0.8332	1.1708

Tabuľka 3: Hodnoty parametrov kointegračných vzťahov bez reštrikcií⁴

vklady	BRIBOR	α	β_1	R^2
V3M	B1M	-0.1764	1.9847	0.74
V6M	B1M	-0.1003	2.3031	0.77
V6M	B3M	-0.0977	2.0198	0.80
V12M	B1M	-0.0979	2.3685	0.15
V12M	B3M	-0.1090	1.9775	0.13
V12M	B6M	-0.1408	1.9751	0.24

Tabuľka 4: Hodnoty parametrov kointegračných vzťahov s jednotkovými reštrikciami⁴

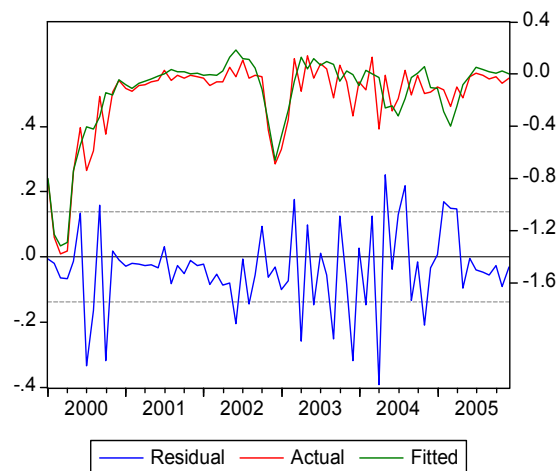
Na základe práce s dátami a prvotných odhadov sa štatisticky najvýznamnejšie javila rovnica vývoja trojmesačných vkladov s trochu volatilným jednomesačným BRIBORom. Opätovne sme použili dáta v rozsahu 2000:01 až 2005:12. Pri tvorbe finálnej rovnice EC modelu sme po porovnaní rezíduí klientskych vkladov taktiež pristúpili k zavedeniu umelej premennej, a to v období október až december 2002, keď NBS z dôvodu prehlbovania vonkajšej ekonomickej nerovnováhy znížila limitnú úrokovú sadzbu pre dvojtýždňové REPO tendre v priebehu troch mesiacov o 1,75 percentuálneho bodu. Obchodné banky na tento krok odpovedali zodpovedajúcim zvýšením úrokových sadzieb na medzibankovom trhu a túto zmenu plne premietli s jednomesačným oneskorením aj do klientskych úrokových sadzieb.

$$\Delta(V3M_t) = 0,2211\Delta(B1M_t) - 0,0724(V3M_{t-1} - B1M_{t-1} + 1,1429) + 0,3158\Delta(V3M_{t-1}) + 0,1746\Delta(B1M_{t-1}) + 0,1050\Delta(B1M_{t-2}) + 0,0699\Delta(B1M_{t-3}) - 0,1594 dummy_2$$

Trojmesačné vklady vykazovali jednu z najväčších naviazaností na trhové sadzby. Vyšší koeficient dlhodobých elasticít mali už len šesťmesačné vklady, ktoré sme si už namodelovali v prvej rovnici. Ako najvýznamnejší sa preukázal aktuálny vplyv zmien sadzieb BRIBORu

⁴Hodnoty parametrov sú výstupy z VEC modelu (EViews4.1)

jednomesačnej splatnosti . Do vkladov sa prenesie až 22% zmien okamžite, 17,5% s jednomesačným oneskorením, 10,5% s dvojmesačným a len 7% s trojmesačným oneskorením. V rovnici je pred dlhodobým vzťahom záporne znamienko, teda opäť môžeme konštatovať, že vklady nám konvergujú k dlhodobej trhovej rovnováhe. Parameter α má hodnotu 0,0724.



Graf 15 Rovnica klientskych úrokových sadzieb z vkladov so splatnosťou do troch mesiacov

4.2.2 Odhad rovníc pre úrokové sadzby z úverov

Keďže sa nám potvrdili kointegračné vzťahy medzi klientskymi úrokovými sadzbami z vkladov a sadzbami medzibankového peňažného trhu, znamená to, že sme predpokladali aj existenciu dlhodobého vzťahu medzi úrokovými mierami z úverov, ktoré poskytujú banky klientom a vývojom sadzieb na peňažnom trhu. Zamerali sme sa na úrokové miery z novoposkytnutých úverov už z vyššie uvedených dôvodov. Avšak ani v tomto prípade sme sa nevyhli malej korekcii zavedením umelej premennej. Premennú sme nasadili v decembri 2004 na zjemnenie skoku v dátach novoposkytnutých úverov, ktorý nastal z dôvodu čerpania vládneho úveru za osobitnú úrokovú sadzbu, ktorá zmenila celú štatistiku.

úvery	BRIBOR	α	β_0	β_1
NU	B1M	-0.1946	-0.9208	-3.5952
NU	B3M	-0.3621	-0.8757	-3.7376
NU	B6M	-0.5637	-0.8286	-0.9033
NU	B12M	-0.6000	-0.7930	-4.0217

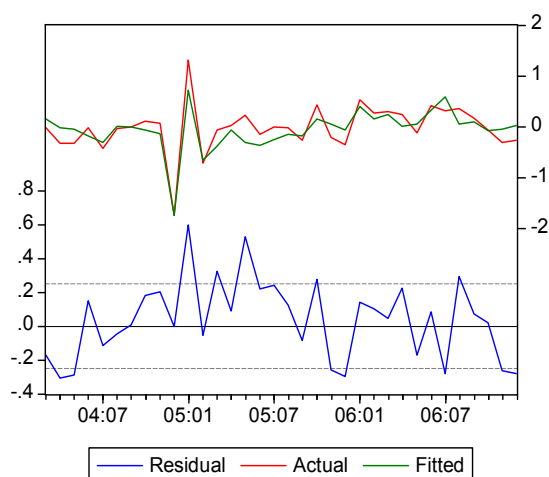
Tabuľka 5: Hodnoty parametrov kointegračných vzťahov bez reštrikcií⁵

úvery	BRIBOR	α	β_1	R^2
NU	B1M	-0.0344	-3.3028	0.67
NU	B3M	-0.1003	-3.2804	0.67
NU	B6M	-0.2033	-3.2783	0.69
NU	B12M	-0.2730	-3.2665	0.70

Tabuľka 6: Hodnoty parametrov kointegračných vzťahov s jednotkovými reštrikciami⁵

$$\Delta(NU_t) = 0,8604\Delta(B6M_t) - 0,6261(NU_{t-1} - B6M_{t-1} - 3,2032) - 0,4391\Delta(B6M_{t-1}) - 1,2828 \text{ dummy}$$

Úroková miera z novoposkytnutých úverov veľmi citlivo reaguje na zmeny trhových sadziieb. Z trhu sa prenáša až 86% aktuálnych zmien v šesťmesačnom BRIBORe, to nám môže indikovať pomerne vysokú okamžitú transmisiu. Záporné znamienko pred diferenciou BRIBORu v krátkodobej dynamike nám zase hovorí o zápornej zmene, ktorá by mala nastať s jednemesačným oneskorením. Rozdiel medzi klientskou sadzbou novoposkytnutých úverov a s ňou kointegrujúcou šesťmesačnou splatnosťou BRIBORu je 3,2%.



Graf 16 Rovnica klientských úrokových sadziieb z novoposkytnutých úverov so splatnosťou do troch mesiacov

⁵Hodnoty parametrov sú výstupy z VEC modelu (EViews4.1)

4.3 Transmisia sadzieb využitím simulácie

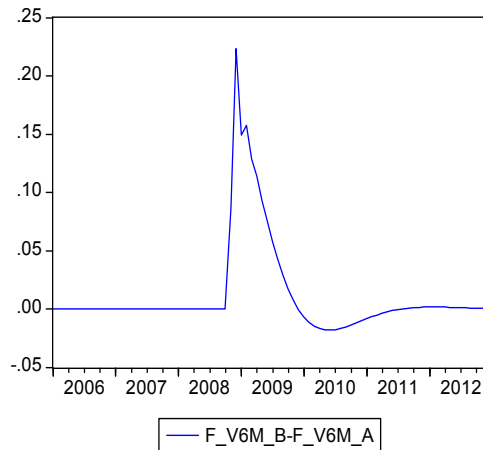
V tejto časti práce sa pokúsime pomocou odhadnutých rovníc a predikcií simulovať vývoj úrokových sadzieb z vkladov a novoposkytnutých úverov pri dočasnom alebo trvalom šoku. Zamerali sa na ich správanie pri vychýlení sa od dlhodobej rovnováhy z dôvodu nasadenia šoku do sadzieb medzibankového peňažného trhu. Ďalej sme skúmali intenzitu a čas tejto reakcie, teda o koľko sa úroková sadzba od svojho pôvodného ekvilibria vychýli a za aký čas sa „vráti späť“, prípadne, pri stálom šoku, ustáli na úrovni nového rovnovážneho stavu. Úrokové miery slovenského peňažného trhu ako aj klientske úrokové sadzby boli v sledovanom období ešte pomerne volatilne, preto sme si pomocou predikcií namodelovali ich vývoj až po dosiahnutie rovnovážneho stavu, z dôvodu lepšie interpretácie výsledkov aplikovaných zmien.

Pomocou minulých dát odhadnutých rovníc sme predikcie namodelovali až do roku 2012.

Simulácia šesťmesačných vkladov

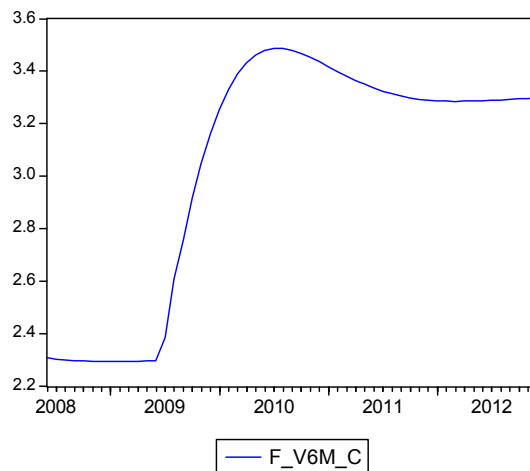
U šesťmesačných vkladoch nám prognóza vývoja ukázala možné ustálenie klientskych úrokových sadzieb zhruba v polovici roku 2008 na úrovni okolo 2,3%.

Jednorázový 1% šok sme nasadili na šesťmesačný BRIBOR v novembri 2008, keď sme predpokladali, že peňažný trh je už stabilný. Zmena na medzibankovom trhu sa okamžite preniesla na úrokové sadzby zo šesťmesačných vkladov. Tie hneď v jedenástom mesiaci 2008 vzrástli z 2,38% na 2,52%. K pôvodnému ekvilibriu sa sadzby vrátili s trojmesačným oneskorením. Vývoj tohto šoku je možné pozorovať aj z grafu 17, kde sme v druhom mesiaci zaznamenali ešte mierne zakolísanie sadzieb, ktoré je ovplyvnené parametrami vstupujúcimi do rovnice a môže byť spôsobené aj tým, že simulujeme vklady dlhších splatností, ktoré reagujú opatrnejšie. Transmisia nie je úplná, nakoľko sa jedná len o dočasný šok a jeho intenzita na medzibankovom trhu bola prikrátka na to, aby sa plne preniesla aj do klientskych sadzieb.



Graf 17 Simulácia šesťmesačných vkladov po nasadení
1% dočasného šoku v sadzbách medzibankového trhu

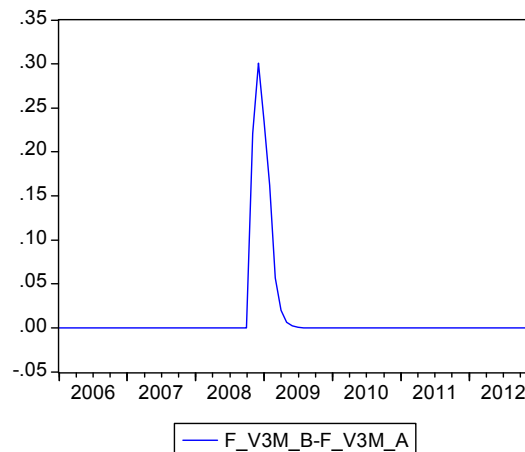
Pri trvalom 1% šoku, ktorý nastal v našich odhadnutých dátach v medzibankový sektor v júli 2009, bola rýchlosť reakcie klientskych úrokových mier podobná ako pri dočasnom šoku vkladov s rovnakou splatnosťou. Na zmenu klientskych sektor reagoval okamžite, už v priebehu júla došlo k prvému zvýšeniu sadzieb. Transmisiu môžeme označiť za úplnú, nakoľko úrokové sadzby zo šesťmesačných klientskych vkladov sa zmenili presne o jedno percento. Svoj nový rovnovážny stav, ktorý sa ustálil na úrovni 3,3%, dosiahli po 2 rokoch.



Graf 18 Simulácia šesťmesačných vkladov po nasadení
1% trvalého šoku v sadzbách medzibankového trhu

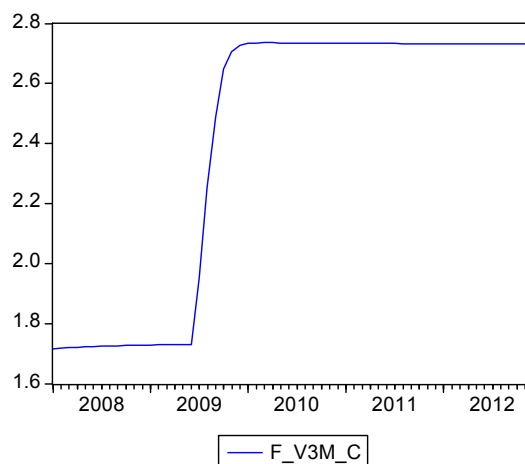
Simulácia trojmesačných vkladov

Priebeh trojmesačných vkladov, po nasadení dočasného jednotkového šoku na peňažný trh v novembri 2008, bol veľmi hladký a dovolíme si tvrdiť, že takmer bezproblémový. Vklady reagovali veľmi flexibilne, vychýlili sa s jednomesačným oneskorením a na svoju pôvodnú úroveň sa dostali o 3 mesiace. Opäť nedošlo k úplnému preneseniu zmeny, vychýlenie malo intenzitu 0,3%.



Graf 19 Simulácia trojmesačných vkladov po nasadení
1% dočasného šoku v sadzbách medzibankového trhu

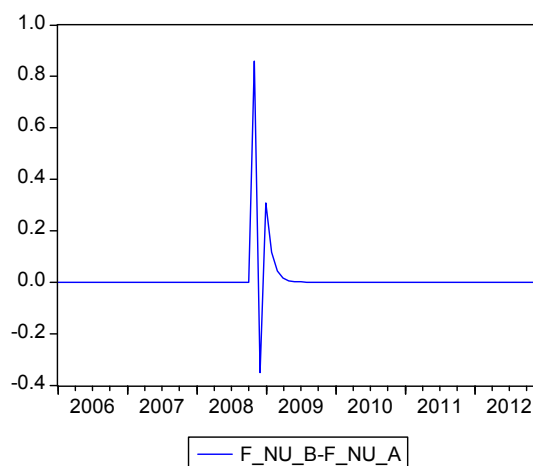
Stály 1% šok v jednomesačnom BRIBORE v júli 2009 vychýlil úrokové miery z trojmesačných vkladov plne. Do klientských sadzieb bola táto zmena zahrnutá o jeden mesiac neskôr. Novú ustálenú hodnotu na úrovni 2,7% klientske sadzby dosiahli už o 4 mesiace.



Graf 20 Simulácia trojmesačných vkladov po nasadení
1% trvalého šoku v sadzbách medzibankového trhu

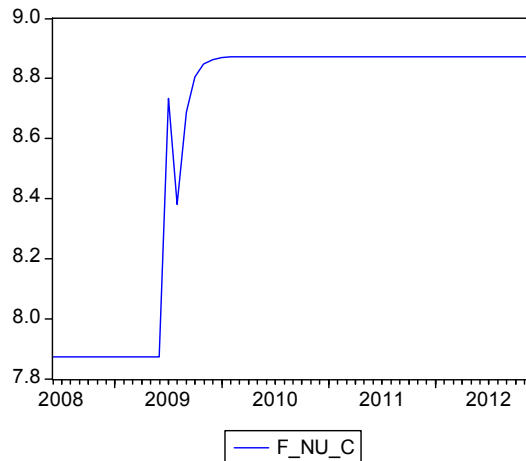
Simulácia novoposkytnutých úverov

Pri úrokových mierach z novoposkytnutých úverov dočasný šok spôsobil, tak ako sme predpokladali, aj zápornú zmenu sadzieb. Na zmenu sadzby BRIBORu o 1% reagovali úvery okamžite kladnou zmenou takmer úplnej transmisie, o jeden mesiac neskôr však bola zaznamenaná malá záporná zmena a následne opätovný nárast. Takéto správanie sa sadzieb môže byť spôsobené modelovaním na pomerne krátkom časovom rade či metodickými zmenami, ktoré v sledovanom období nastali a mali vplyv aj na odhadované dáta z predikcií. Zápornú zmenu môžeme vysvetliť mínusovým znamienko v rovnici pred diferenciu šesťmesačného BRIBORu s jednemesačným oneskorením. Svoje pôvodne ekvilibriu nakoniec úrokové sadzby z novoposkytnutých úverov dosiahli po 4 mesiacoch.



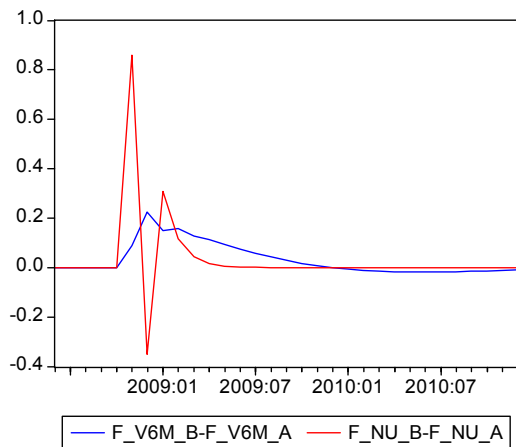
Graf 21 Simulácia novoposkytnutých úverov po nasadení
1% dočasného šoku v sadzbách medzibankového trhu

Priebeh reakcie pri trvalom šoku u novoposkytnutých úveroch bol podobný ako pri šoku dočasnom. Trhový šok sa prejavil v klientskom sektore okamžite, avšak s rovnakým efektom zápornej zmeny s jednemesačným oneskorením a opätovným nárastom a ustálením sa v novom ekvilibriu. V konečnom dôsledku môžeme konštatovať úplnú transmisiu v priebehu 3 mesiacov.

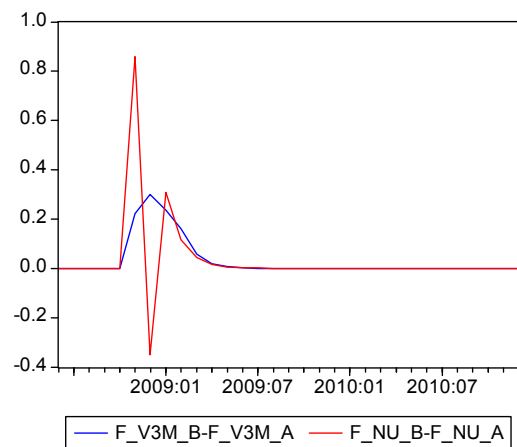


Graf 22 Simulácia novoposkytnutých úverov po nasadení
1% trvalého šoku v sadzbách medzibankového trhu

Na grafoch 23 a 24 môžeme porovnať rýchlosť a intenzitu vychýlenia klientskych úrokových mier z vkladov a z úverov pri reakciách na zmeny sadzieb medzibankového trhu. Podľa ekonomického predpokladu, by mali na šoky z peňažného trhu rýchlejšie reagovať vklady ako úvery, u nás sa to plne nepotvrdilo, i keď musíme zohľadniť aj netipický vývoj u novoposkytnutých úverov. Naopak veľmi dobrý priebeh transmie sme zaznamenali pri vkladoch.



Graf 23 Porovnanie rýchlosti transmie šesťmesačných vkladov a novoposkytnutých úverov pomocou simulácií



Graf 24 Porovnanie rýchlosti transmie trojmesačných vkladov a novoposkytnutých úverov pomocou simulácií

Záver

V uvedenej práci sme pomocou ekonomickej a ekonometrickej teórie, popísanej v prvých troch kapitolách, skonštruovali tri základne rovnice. Tie nám ďalej slúžili ako základ pre modelovanie správania sa transmisie úrokových mier po nasadení šoku. Existencia dlhodobých rovnováh medzi úrokovými sadzbami peňažného trhu a klientskym sektorom sa testami potvrdila. Na odhad rovníc sme použili Error Corection Model (ECM), ktorý je vhodný pri analýze dlhodobých vzťahov. Aplikovali sme dvojkrokový systém odhadu, ktorého prvý krok spočíval v odhade dlhodobého vzťahu a ten sa následne použil v jednorovnicovom ECM. Predikcie sme robili z odhadnutých rovníc generovaním hodnôt budúceho vývoja jednotlivých sadzieb pomocou ECM.

Na odhadnutých prognózach budúceho vývoja pre troj a šesťmesačné vklady a novoposkytnuté úvery sme sledovali vychýlenia spôsobené vplyvom zmeny v medzibankových sadzbách BRIBORu pre jedno, troj a šesťmesačné splatnosti. Pri dočasnom šoku o 1 percentuálny bod reagovali klientske sadzby bezprostredne po nasadení zmeny (pri vkladoch trojmesačných splatností s jednomesačným oneskorením). Transmisia nebola úplná (intenzita transmisie bolo od 0,14% do 0,8%), nakoľko vplyv zmeny v sadzbách BRIBORu bol len jednorázový v trvaní jedného mesiaca. Klientske úrokové miery sa k svojmu pôvodnému rovnovážnemu stavu vrátili v priebehu 3-4 mesiacov. Pri trvalom šoku sa už úplná transmisia potvrdila. Vo všetkých troch skúmaných rovniciach sa sadzby ustálili v novom ekvilibriu navýšenom o hodnotu permanentnej zmeny. Tu sa rýchlosť transmisie pohybovala od 3 mesiacov pri novoposkytnutých úveroch až po 24 mesiacov pri šesťmesačných vkladoch.

Aj keď skúmanie prenosu zmien z medzibankového peňažného trhu do klientskeho sektora neprinieslo exaktné výsledky, môžeme na základe parciálnych výsledkov a grafickej analýzy predpokladať, silnejúci vplyv týchto zmien na reálnu ekonomiku. Tento relatívny vplyv je zrejmý predovšetkým pri vkladoch. Pri simulovaní transmisie šokov peňažného trhu na úvery sa nám nepotvrdil predpoklad pomalších reakcií, v porovnaní s rýchlosťou transmisie vkladov, z dôvodu zmien v sadzbách BRIBORu. Dôvodom môže byť slabšia dátová základňa ako aj metodické zmeny v štatistikách novoposkytnutých úverov.

V práci sme sa pokúsili analyzovať aj vývoj dlhších splatností, avšak dvanásťmesačné vklady v kombinácii s ostatnými sadzbami medzibankového trhu vykazovali hodnoty, ktoré nebolo možné rozumne vysvetliť, aj napriek tomu, že test stacionarity nám ukázal, že všetky

premenné sú integrované prvého stupňa. Taktiež Johansenov test na kointegráciu premenných ukázal, že tieto premenné sú kointegrované, ale keď sme sa pokúsili aplikovať EC alebo VEC metódu na odhady rovníc, jednotlivé koeficienty boli nesignifikantné, P-hodnoty príliš vysoké až okolo 0,3 a koeficient determinácie R^2 naopak príliš nízky. Na odhad dlhších splatností by bolo možné použiť inú alternatívu ako napríklad VAR model alebo odhad uskutočniť pomocou konštrukcie Forwardových kriviek. Od tohto kroku sme však abstrahovali, nakoľko cieľom diplomovej práce nebolo porovnávať transmisiu kratších a dlhších splatností.

Ďalšími zaujímavými otázkami, ktoré možno v budúcnosti riešiť, sú skúmania vlastností transmisíí pred a po vstupe Slovenska do európskeho menového systému a analyzovanie tohto peňažného trhu.

Zoznam použitých skratiek

B1M	priemerný jednomesačný BRIBOR
B3M	priemerný trojmesačný BRIBOR
B6M	priemerný šesťmesačný BRIBOR
B12M	priemerný dvanásťmesačný BRIBOR
V1M	vklady do jedného mesiaca
V3M	vklady do troch mesiacov
V6M	vklady do šiestich mesiacov
V12M	vklady do dvanástich mesiacov
NU	novoposkytnuté úvery celkom
F_V3M_A	simulácia vývoja trojmesačných vkladov
F_V3M_B	simulácia vývoja trojmesačných vkladov po nasadení dočasného šoku
F_V3M_C	simulácia vývoja trojmesačných vkladov po nasadení trvalého šoku
F_V6M_A	simulácia vývoja šesťmesačných vkladov
F_V6M_B	simulácia vývoja šesťmesačných vkladov po nasadení dočasného šoku
F_V6M_C	simulácia vývoja šesťmesačných vkladov po nasadení trvalého šoku
F_NU_A	simulácia vývoja novoposkytnutých úverov
F_NU_B	simulácia vývoja novoposkytnutých úverov po nasadení dočasného šoku
F_NU_C	simulácia vývoja novoposkytnutých úverov po nasadení trvalého šoku

Použitá literatúra

- [1] Banerjee, A., Dolado, J.J., Galbraith, J.W., Hendry, D.F.: *Co-integration Error Corection, and The Econometric Analysis of Non-stationary Data*. New York, Oxford University Press 1993.
- [2] Burgstaller, J.: *Interest Rate Transmission to Commercial Credit Rates in Austria*. Working Paper No. 0306. May 2003.
< http://ideas.repec.org/p/jku/econwp/2003_06.html >
- [3] Čársky, R., Trajlinková, K.: *Analýza vplyvu menovej politiky na úrokové príjmy a výdavky podnikov a obyvateľstva*. Bratislava, publikované Biatec , 2-7, 2007.
- [4] Dovčiak, P.: *Kanály transmisného mechanizmu menovej politiky*. Bratislava, Biatec č.4, 5-7, ročník 7, 1999.
- [5] *EViews 4 User's Guide*. Revided for EViews 4.1 February 2002.
- [6] Fuertes, A.M., Heffernan, S.: *Bank Heterogeneities in the Interest Rate Transmission Mechanism*. Cass Business School Research Paper July 2006.
< http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=903348 >
- [7] Hendry, D.F., Juselius, K.: *Explaining Cointegration Analysis: Part I*. Working Paper series September 1999.
- [8] Hendry, D.F., Juselius, K.: *Explaining Cointegration Analysis: Part II*. Working Paper series 2000.
- [9] Chionis, D.P., Leon, C.A.: *Modeling Interest Rate Transmission Dynamics in Greece – Is There Any Structural Brake After EMU?*. Working Paper series May 2005.
< http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=815584 >
- [10] Jelínek, J.: *Peníze a měnová politika*. Praha GRADA Publishing 2004.
- [11] Malesich, A.: *Modelovanie reálneho výmenného kurzu*. Bratislava, diplomová práca FMFI UK 2004.
< <http://www.iam.fmph.uniba.sk/studium/efm/diplomovky> >
- [12] Málek, J.: *Dynamika úrokových měř a úrokové deriváty*. Praha, EKOPRESS 2005.
- [13] Ondko, P.: *Rovnovážny výmenný kurz*. Bratislava, diplomová práca FMFI UK 2005.
< <http://www.iam.fmph.uniba.sk/studium/efm/diplomovky> >
- [14] *Správa o finančnej stabilite za 1.polrok 2006*. Bratislava, Národná banka Slovenska 2006.
< www.nbs.sk >

- [15] Švantner, M.: *Transmisný mechanizmus menovej politiky. Dopyt po peniazoch na Slovensku*. Bratislava, diplomová práca FMFI UK 2005.
< <http://www.iam.fmph.uniba.sk/studium/efm/diplomovky> >
- [16] *Výročná správa NBS 1998*. Bratislava, Národná banka Slovenska 1999.
< www.nbs.sk >
- [17] *Výročná správa NBS 1998*. Bratislava, Národná banka Slovenska 1999.
< www.nbs.sk >
- [18] *Výročná správa NBS 1999*. Bratislava, Národná banka Slovenska 2000.
< www.nbs.sk >
- [19] *Výročná správa NBS 2000*. Bratislava, Národná banka Slovenska 2001.
< www.nbs.sk >
- [20] *Výročná správa NBS 2001*. Bratislava, Národná banka Slovenska 2002.
< www.nbs.sk >
- [21] *Výročná správa NBS 2002*. Bratislava, Národná banka Slovenska 2003.
< www.nbs.sk >
- [22] *Výročná správa NBS 2003*. Bratislava, Národná banka Slovenska 2004.
< www.nbs.sk >
- [23] *Výročná správa NBS 2004*. Bratislava, Národná banka Slovenska 2005.
< www.nbs.sk >
- [24] *Výročná správa NBS 2005*. Bratislava, Národná banka Slovenska 2006.
< www.nbs.sk >

Zoznam príloh

Príloha 1 – Testy stacionarity

Príloha 2 – Johansenov test kointegrácie

Príloha 3 – Porovnanie vývoja klientskych úrokových mier a sadzieb medzibankového
peňažného trhu

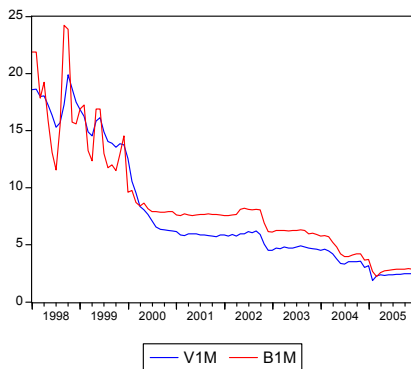
Príloha č.1

premenná	úrovňové dáta				prvé diferencie				úrovňové dáta				prvé diferencie			
	t - štatistika		p - hodnota		t - štatistika		p - hodnota		LM - štatistika		p - hodnota		LM - štatistika		p - hodnota	
B1M	ADF test		-1.941626	0.3121	-11.49707		0.0001		KPSS test		1.147289	0	0.311816		0.2665	
	kritické hodnoty	1%	-3.502238		-3.502238				kritické hodnoty	1%	0.739000		0.739000			
		5%	-2.892879		-2.892879					5%	0.463000		0.463000			
		10%	-2.583553		-2.583553					10%	0.347000		0.347000			
B3M	ADF test		-2.01435	0.2803	-10.08059		0		KPSS test		1.124859	0	0.337161		0.1122	
	kritické hodnoty	1%	-3.502238		-3.502238				kritické hodnoty	1%	0.739000		0.739000			
		5%	-2.892879		-2.892879					5%	0.463000		0.463000			
		10%	-2.583553		-2.583553					10%	0.347000		0.347000			
B6M	ADF test		-2.579567	0.1008	-5.506892		0		KPSS test		1.109445	0	0.376231		0.0492	
	kritické hodnoty	1%	-3.500669		-3.536587				kritické hodnoty	1%	0.739000		0.739000			
		5%	-2.892200		-2.907660					5%	0.463000		0.463000			
		10%	-2.583192		-2.591396					10%	0.347000		0.347000			
B12M	ADF test		-0.408116	0.9009	-5.506892		0		KPSS test		0.963810	0	0.073319		0.0374	
	kritické hodnoty	1%	-3.536587		-3.536587				kritické hodnoty	1%	0.739000		0.739000			
		5%	-2.907660		-2.907660					5%	0.463000		0.463000			
		10%	-2.591396		-2.591396					10%	0.347000		0.347000			
V1M	ADF test		-1.957067	0.3052	-6.592441		0		KPSS test		1.108449	0	0.289322		0.0059	
	kritické hodnoty	1%	-3.501445		-3.501445				kritické hodnoty	1%	0.739000		0.739000			
		5%	-2.892536		-2.892536					5%	0.463000		0.463000			
		10%	-2.583371		-2.583371					10%	0.347000		0.347000			
V3M	ADF test		-1.619275	0.4688	-3.711821		0.0003		KPSS test		1.165625	0	0.291949		0.0079	
	kritické hodnoty	1%	-3.501445		-2.589795				kritické hodnoty	1%	0.739000		0.739000			
		5%	-2.892536		-1.944286					5%	0.463000		0.463000			
		10%	-2.583371		-1.614487					10%	0.347000		0.347000			
V6M	ADF test		-0.677627	0.8462	-6.668233		0		KPSS test		1.192498	0	0.114943		0.0001	
	kritické hodnoty	1%	-3.505595		-3.501445				kritické hodnoty	1%	0.739000		0.739000			
		5%	-2.894332		-2.892536					5%	0.463000		0.463000			
		10%	-2.584325		-2.583371					10%	0.347000		0.347000			
V12M	ADF test		-2.573312	0.1038	-6.997567		0		KPSS test		1.066091	0	0.263574		0.0020	
	kritické hodnoty	1%	-3.536587		-3.536587				kritické hodnoty	1%	0.739000		0.739000			
		5%	-2.907660		-2.907660					5%	0.463000		0.463000			
		10%	-2.591396		-2.591396					10%	0.347000		0.347000			
NU	ADF test		-0.544422	0.4737	-8.707359		0		KPSS test		0.187950	0	0.367601		0.7902	
	kritické hodnoty	1%	-2.634731		-2.634731				kritické hodnoty	1%	0.739000		0.739000			
		5%	-1.951000		-1.951000					5%	0.463000		0.463000			
		10%	-1.610907		-1.610907					10%	0.347000		0.347000			

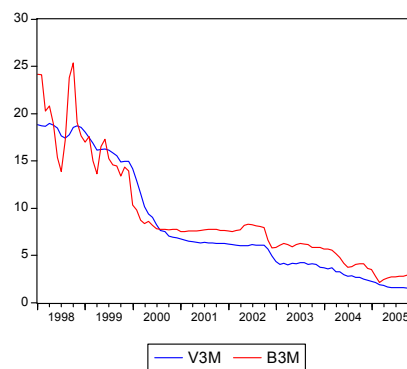
Príloha č.2

V1M_B1M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.152359	20.21512	15.41	20.04	15.20738	14.07	18.63
At most 1 *	0.052977	5.007741	3.76	6.65	5.007741	3.76	6.65
V3M_B3M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.186312	22.00323	15.41	20.04	18.76219	14.07	18.63
At most 1	0.034989	3.241047	3.76	6.65	3.241047	3.76	6.65
V6M_B6M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.17282	27.01868	15.41	20.04	17.07601	14.07	18.63
At most 1 **	0.10459	9.942662	3.76	6.65	9.942662	3.76	6.65
V12M_B12M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.437252	41.74465	19.96	24.6	36.79508	15.67	20.2
At most 1	0.074422	4.949576	9.24	12.97	4.949576	9.24	12.97
V3M_B1M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.190116	22.33344	15.41	20.04	19.61041	14.07	18.63
At most 1	0.028855	2.723036	3.76	6.65	2.723036	3.76	6.65
V6M_B1M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.280343	32.77732	15.41	20.04	30.59518	14.07	18.63
At most 1	0.023191	2.182144	3.76	6.65	2.182144	3.76	6.65
V6M_B3M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.32032	37.36166	19.96	24.6	27.80154	15.67	20.2
At most 1 *	0.124342	9.560127	9.24	12.97	9.560127	9.24	12.97
V12M_B1M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.379042	46.30086	19.96	24.6	34.30743	15.67	20.2
At most 1 *	0.153441	11.99343	9.24	12.97	11.99343	9.24	12.97
V12M_B3M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.340319	43.42271	19.96	24.6	29.9519	15.67	20.2
At most 1 **	0.170635	13.47081	9.24	12.97	13.47081	9.24	12.97
V12M_B6M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.336095	44.99347	19.96	24.6	29.4924	15.67	20.2
At most 1 **	0.193695	15.50107	9.24	12.97	15.50107	9.24	12.97
NU_B1M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.483976	24.73231	19.96	24.6	21.83285	15.67	20.2
At most 1	0.084113	2.899464	9.24	12.97	2.899464	9.24	12.97
NU_B3M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.396356	19.8317	19.96	24.6	16.65746	15.67	20.2
At most 1	0.091708	3.174243	9.24	12.97	3.174243	9.24	12.97
NU_B6M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.296954	15.48982	19.96	24.6	11.62699	15.67	20.2
At most 1	0.110464	3.862832	9.24	12.97	3.862832	9.24	12.97
NU_B12M							
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.309559	16.42554	19.96	24.6	12.22402	15.67	20.2
At most 1	0.119547	4.20152	9.24	12.97	4.20152	9.24	12.97

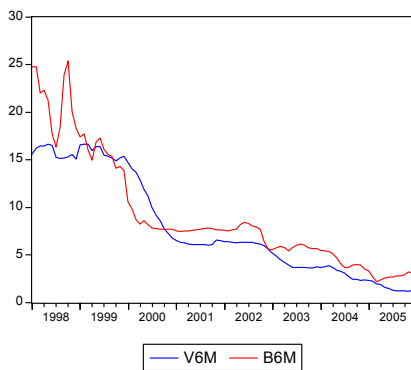
Príloha č.3



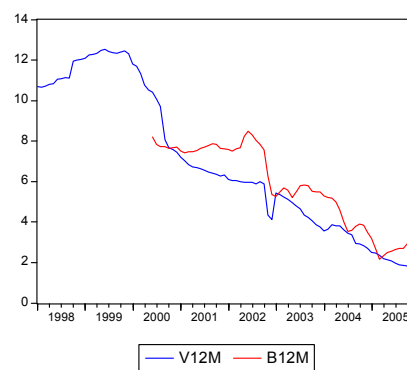
Graf 1 Vývoj ÚM z vkladov a BRIBORu so splatnosťami do jedného mesiaca



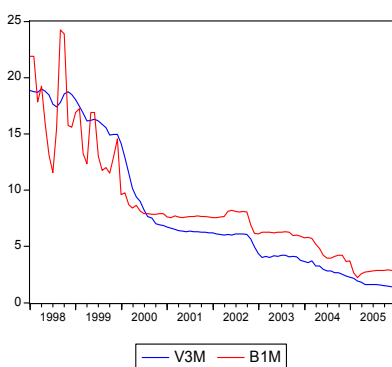
Graf 2 Vývoj ÚM z vkladov a BRIBORu so splatnosťami do troch mesiacov



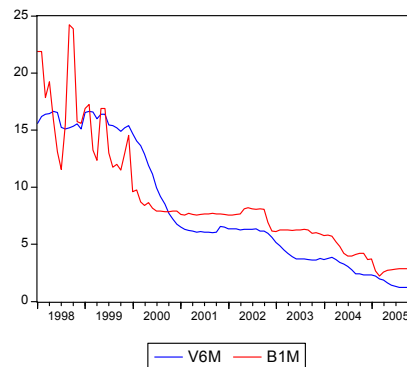
Graf 3 Vývoj ÚM z vkladov a BRIBORu so splatnosťami do šiestich mesiacov



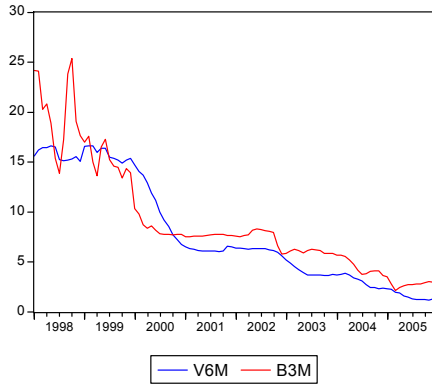
Graf 4 Vývoj ÚM z vkladov a BRIBORu so splatnosťami do dvanástich mesiacov



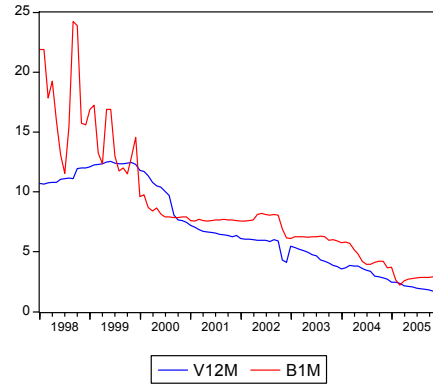
Graf 5 Vývoj ÚM z trojmesačných vkladov a jednomesačného BRIBORu



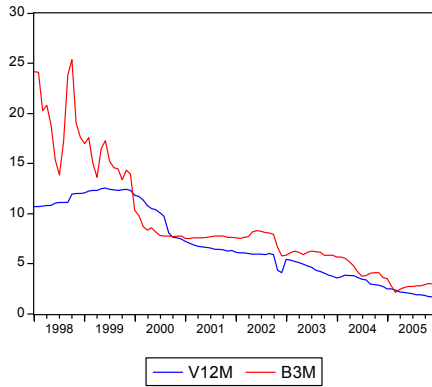
Graf 6 Vývoj ÚM zo šesťmesačných vkladov a jednomesačného BRIBORu



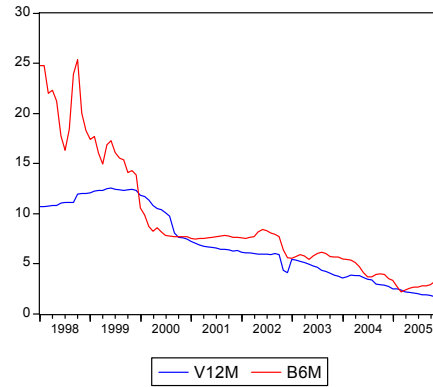
Graf 7 Vývoj ÚM zo šesťmesačných vkladov a trojmesačného BRIBORu



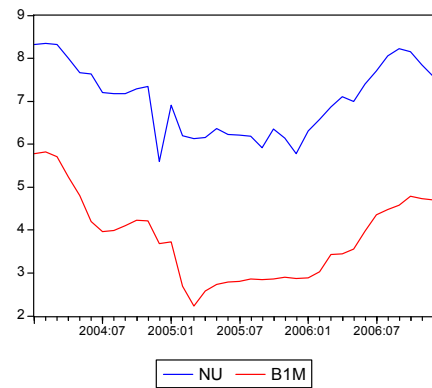
Graf 8 Vývoj ÚM z dvanásťmesačných vkladov a jednomesačného BRIBORu



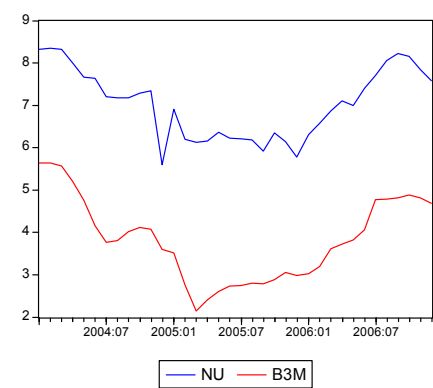
Graf 9 Vývoj ÚM z dvanásťmesačných vkladov a trojmesačného BRIBORu



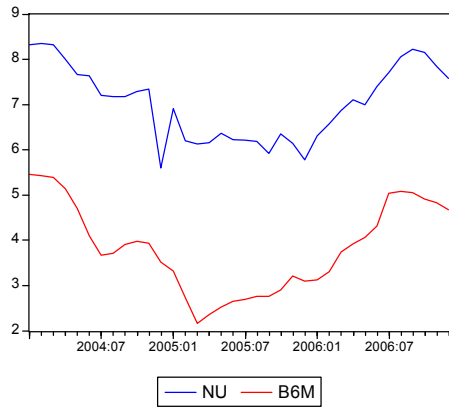
Graf 10 Vývoj ÚM z dvanásťmesačných vkladov a šesťmesačného BRIBORu



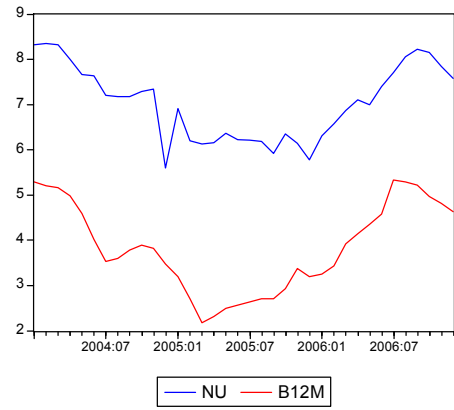
Graf 11 Vývoj ÚM z novoposkytnutých úverov a jednomesačného BRIBORu



Graf 12 Vývoj ÚM z novoposkytnutých úverov a trojmesačného BRIBORu



Graf 13 Vývoj ÚM z novoposkytnutých úverov a šesťmesačného BRIBORu



Graf 14 Vývoj ÚM z novoposkytnutých úverov a dvanásťmesačného BRIBORu