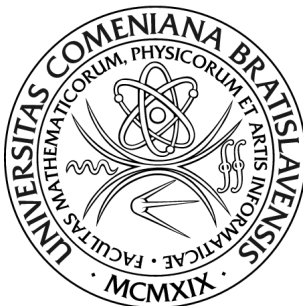


UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY

MODELOVANIE OBJEMU ÚVEROV POSKYTNUTÝCH
DOMÁCNOSTIAM V ZÁVISLOSTI OD
MAKROEKONOMICKÝCH FAKTOROV

Diplomová práca

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY



MODELOVANIE OBJEMU ÚVEROV POSKYTNUTÝCH
DOMÁCNOSTIAM V ZÁVISLOSTI OD
MAKROEKONOMICKÝCH FAKTOROV

Diplomová práca

Štúdijný program: Ekonomická a finančná matematika
Štúdijný odbor: Aplikovaná matematika 1114
Školiace pracovisko: Katedra aplikovanej matematiky
Školiteľ: RNDr. Ján Klacso

Bratislava 2012

Bc. Veronika Stanková

Pod'akovanie

Touto cestou by som sa rada poďakovala svojmu vedúcemu diplomovej práce RNDr. Jánovi Klacsovi za jeho vedenie, odborné rady a čas, ktorý mi pri písaní práce venoval.

Abstrakt

STANKOVÁ, Veronika: Modelovanie objemu úverov poskytnutých domácnostiam v závislosti od makroekonomických faktorov. Diplomová práca. Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky. Vedúci práce: RNDr. Ján Klacso. Bratislava, 2011, 64 strán.

Na Slovensku došlo k výraznému zvýšeniu úverov v sektore obyvateľstva najmä od roku 2004, k čomu prispeli zmeny v štruktúre bankového sektora, ľahšia dostupnosť úverov a zrýchlenie ekonomického rastu. Diplomová práca sa venuje analýze vývoja úverov na bývanie poskytnutých slovenským domácnostiam pomocou error correction modelov. Cieľom práce je skúmať, do akej miery je možné vysvetliť vývoj objemu úverov na bývanie poskytnutých domácnostiam pomocou vybraných makroekonomických faktorov. Odhadli sme dva modely, jeden pomocou údajov s kvartálnou a druhý pomocou údajov s mesačnou frekvenciou. Podarilo sa nám preukázať významný vplyv hrubého domáceho produktu, inflácie, cien nehnuteľností a úrokových sadzieb na vývoj objemu úverov na bývanie. Na základe testov stability koeficientov sa však nedá vylúčiť, že po roku 2008 došlo k určitým zmenám vo vzťahu medzi uvedenými premennými. Okrem odhadu jednotlivých modelov pomocou údajov na štvrťročnej a mesačnej báze sa v práci nachádza odhadnutý aj možný budúci vývoj úverov na bývanie.

Kľúčové slová: úvery na bývanie, nestacionárne časové rady, error correction model

Abstract

STANKOVÁ, Veronika: Modeling the volume of loans granted to households depending on macroeconomic factors. Master thesis. Comenius University in Bratislava, Faculty of Mathematics, Physics and Informatics, Department of Applied Mathematics and Statistics. Tutor: RNDr. Ján Klacso. Bratislava, 2011, 64 pages.

Since 2004, the volume of loans granted to the sector of households increased significantly in the Slovak Republic. Mainly changes in the structure of the banking sector, eased loan accessibility and accelerating economic growth were the factors contributing to this increase. In this diploma thesis, we analyze the development of the loans granted to Slovak households using error correction models. The aim of the thesis is to explore to what extent can be the development of the volume of housing loans granted to households explained by selected macroeconomic factors. We estimated two models, one based on quarterly and one on monthly data. We managed to find significant impact of gross domestic product, inflation, property prices and interest rates on the volume of housing loans. However, changes in the relationship between the listed variables after 2008 cannot be rejected based on the stability tests of the coefficients. In addition to the estimation of the models, we estimated also the possible future development of the housing loans.

Key words: housing loans, non-stationary time series, error correction model

Predhovor

V mnohých krajinách Európy došlo v posledných rokoch k dynamickému rastu objemu úverov. Tento rast môže byť pripísaný viacerým faktorom vrátane zrýchlenia ekonomického rastu, dosiahnutia makroekonomickej rovnováhy, privatizácii vo finančnom sektore či rôznym opatreniam a reformám. Analyzovanie vývoja úverov sa vďaka tomuto úverovému "boomu" stalo veľmi populárne. Kvôli nedostatočnému počtu dát sa autori zameriavali na analýzu celkového objemu úverov v eurozóne či výlučne v krajinách strednej, východnej a juhovýchodnej Európy. Zároveň sa autori venujú aj otázke udržateľnosti tohto rastu z dlhodobého hľadiska. Na Slovensku sa dynamický rozvoj úverových aktivít začal okolo roku 2004, kedy došlo k výraznému zvýšeniu úverov v sektore obyvateľstva. Najdynamickejšie rástli najmä spotrebné úvery a úvery na bývanie.

Keďže samostatne pre Slovenskú republiku neexistuje model, ktorý by vysvetľoval vývoj úverov, táto práca sa zameriava na analýzu vývoja úverov poskytnutých slovenským domácnostiam, konkrétne na analýzu vývoja úverov na bývanie. Tieto úvery predstavujú najvýznamnejšiu časť spomedzi úverov poskytnutých domácnostiam. Práca skúma, do akej miery je možné vysvetliť vývoj objemu úverov na bývanie pomocou vybraných makroekonomických ukazovateľov a zároveň sa tu nachádza odhadnutý možný budúci vývoj úverov.

Obsah

Úvod	1
1 Matematický základ	2
1.1 Stacionarita časových radov	2
1.2 Dickey Fullerov test jednotkového koreňa	3
1.3 Nevlastná regresia (Spurious regression)	4
1.4 Kointegrácia	5
1.5 Error correction model	6
1.6 Testovanie kointegrácie	8
1.6.1 Metodológia Engle a Granger	8
1.6.2 Johansenova metóda	9
2 Makroekonomické faktory ovplyvňujúce vývoj úverov	12
3 Hospodársky vývoj na Slovensku od roku 2000	19
4 Odhad vývoja úverov v závislosti od makroekonomických faktorov	24
4.1 Odhady na základe kvartálnych údajov	24
4.1.1 Testy jednotkového koreňa	25
4.1.2 Odhad jednoduchých regresíí	26
4.1.3 Odhad kointegračného vzťahu	30
4.1.4 Test Grangerovej kauzality	30
4.1.5 Error Correction Model	31
4.1.6 Stabilita koeficientov	32
4.2 Odhady na základe mesačných údajov	33
4.2.1 Testy jednotkového koreňa	35
4.2.2 Odhad jednoduchých regresíí	35
4.2.3 Odhad kointegračného vzťahu	38
4.2.4 Test Grangerovej kauzality	38
4.2.5 Vector Error Correction model	39
4.2.6 Stabilita koeficientov	41
4.3 Predikcie	42

4.3.1	Základný scenár	43
4.3.2	Stresový scenár	43
4.3.3	Predikcie vývoja úverov na bývanie	44
	Záver	48
	Zoznam skratiek	49
	Literatúra	50
	Prílohy	52

Úvod

Vo viacerých krajinách strednej a východnej Európy došlo počas posledných 10 - 20 rokov k výraznému zvýšeniu úverov poskytnutých súkromnému sektoru. Medzi tieto krajiny patrila aj Slovenská republika, kde došlo k zvýšenému rastu úverových aktivít najmä od roku 2004. Okrem nízkej zadlženosti slovenských domácností mali vplyv na zvyšovanie úverov aj zvyšujúce sa reálne mzdy, zmeny v štruktúre bankového sektora či celkové zrýchlenie ekonomického rastu. Zároveň sa úvery stávali ľahšie dostupnými: banky ponúkali nové produkty najmä v oblasti hypotekárnych a spotrebiteľských úverov a rastúca konkurencia bánk prispela k postupnému poklesu úrokových sadzieb.

Najmä kvôli tomuto úverovému rozmachu sa stalo analyzovanie vývoja úverov v krajinách strednej a východnej Európy v posledných rokoch veľmi populárne. Zároveň vývoj úverov predstavuje jeden z dôležitých ukazovateľov ekonomickej a finančnej aktivity.

Cieľom tejto práce je skúmať, do akej miery je možné vysvetliť vývoj objemu úverov poskytnutých domácnostiam pomocou vybraných makroekonomických faktorov. Keďže úvery na bývanie predstavujú najvýznamnejšiu časť spomedzi všetkých úverov poskytnutých domácnostiam, v práci sa budeme venovať modelovaniu práve tohto typu úverov. Vývoj objemu úverov budeme modelovať na základe štvrtročných aj mesačných údajov. Na odhady použijeme metódu kointegrácie, resp. tzv. Error Correction (EC) a Vector Error Correction (VEC) modely. V práci budeme ďalej skúmať stabilitu koeficientov odhadnutých modelov a na záver sa budeme venovať predikcii objemu úverov na základe vopred určeného vývoja jednotlivých makroekonomických faktorov.

Celkovo je práca členená na štyri časti. V prvej kapitole uvádzame matematický aparát potrebný na tvorbu vlastných modelov. Druhá kapitola sa venuje makroekonomickým faktorom, ktoré môžu mať vplyv na vývoj úverov na základe ekonomickej teórie aj dostupnej literatúry. V tretej kapitole sa pozrieme na vývoj ekonomiky na Slovensku od roku 2000. Posledná kapitola je zameraná na samotný odhad vývoja objemu úverov na bývanie poskytnutých slovenským domácnostiam. Pomocou makroekonomických premenných na kvartálnej aj mesačnej báze sa tu nachádzajú skonštruované vlastné modely.

Kapitola 1

Matematický základ

1.1 Stacionarita časových radov ¹

Časový rad $\{y_t\}$ je postupnosť premennej y_t meranej v čase $t \in T$, väčšinou v pravidelných časových intervaloch. V ekonómii je hlavnou úlohou analýzy časových radov predpovedať, interpretovať a testovať hypotézy týkajúce sa ekonomických dát.

Časové rady sa delia na stacionárne a nestacionárne. Pri stacionárnych radoch možno rozlišovať slabú (kovariančnú) a silnú stacionaritu. Rad nazývame kovariančne stacionárny ak pre všetky t a s platí

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu$$

$$E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2$$

$$[var(y_t) = var(y_{t-s}) = \sigma_y^2]$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s$$

$$[cov(y_t, y_{t-s}) = cov(y_{t-j}, y_{t-j-s}) = \gamma_s]$$

kde μ, σ_y^2 a γ_s sú konštanty.

Kovariančne stacionárne dáta kolíšu okolo nejakého konštantného dlhodobého priemeru a majú konečnú disperziu, ktorá sa v čase nemení. Kovariancia závisí len od toho ako ďaleko sa jednotlivé dáta od seba nachádzajú a nie od toho, na akom úseku časovej osi sa nachádzajú.

¹Časti 1.1 Stacionarita časových radov, 1.2 Dickey Fullerov test jednotkového koreňa a 1.3 Nevlastná regresia (Spurious regression) sú prevzaté z bakalárskej práce [19] zo str. 9 - 12.

Silná stacionarita nevyžaduje, aby boli stredná hodnota a/alebo disperzia konečné. Pod stacionaritou budeme odteraz rozumieť kovariančnú stacionaritu.

Jeden zo základných stacionárnych časových radov sa nazýva biely šum (white noise), $\{\varepsilon_t\}$. Pre tento stacionárny proces platí:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$
$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = \begin{cases} \sigma^2 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases}$$

Nestacionárne časové rady majú strednú hodnotu a/alebo disperziu závislú od času. Neexistuje tu žiaden dlhodobý priemer, okolo ktorého by dáta kolísali. Disperzia sa mení v čase a jej limita je nekonečno, keď čas ide do nekonečna.

Na testovanie stacionarity sa využívajú testy jednotkového koreňa. Medzi takéto testy patria napr. Dickey-Fullerov test alebo Phillips-Perronov test, ktoré za nulovú hypotézu považujú existenciu jednotkového koreňa.

1.2 Dickey Fullerov test jednotkového koreňa

Uvažujme základný najjednoduchší tvar regresnej rovnice

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

kde ε_t je biely šum. Aby časový rad generovaný touto rovnicou bol stacionárny je potrebné, aby $|a_1| < 1$.

Odrátaním y_{t-1} z každej strany rovnice dostaneme tvar:

$$\Delta y_t = (a_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

kde $\gamma = a_1 - 1$.

Testovanie hypotézy $a_1 = 1$ je potom to isté ako testovanie hypotézy $\gamma = 0$.

Dickey a Fuller uvažovali tri základné rovnice na prítomnosť jednotkového koreňa:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$$

Prvá rovnica predstavuje model náhodnej prechádzky. Druhá obsahuje navyše konštantu a_0 a tretia obsahuje konštantu a_0 a časový trend $a_2 t$. V ekonómii sa využívajú prevažne prvé dve rovnice.

Vo všetkých troch rovniciach je podstatný parameter γ . Ak $\gamma = 0$, potom časový rad obsahuje jednotkový koreň. Test zahŕňa odhad jednej alebo viacerých hore uvedených rovníc použijúc metódu najmenších štvorcov (OLS - ordinary least squares) na získanie odhadu pre parameter γ a štandardnú odchýlku. Následne sa vypočíta t-štatistika:

$$\text{t-štatistika} = \frac{\text{odhad } \gamma - 0}{\text{štandardná odchýlka}}$$

Porovnaním získanej t-štatistiky s hodnotami v Dickey-Fullerových tabuľkách rozhodneme, či nulovú hypotézu $\gamma = 0$ zamietame alebo prijímame.

Keď časový rad obsahuje jednotkový koreň, tak dáta nie sú stacionárne, to znamená že stredná hodnota a disperzia a aj ostatné momenty závisia od času t .

Nestacionárny časový rad y_t sa nazýva integrovaný rádu d ($y_t \sim I(d)$), ak pre všetky $k = 1, 2, \dots, d - 1$ je jeho k -ta diferenciacia $\Delta^k y_t$ nestacionárna, ale d -ta diferenciacia $\Delta^d y_t$ je už stacionárna.

1.3 Nevlastná regresia (Spurious regression)

Použitie metódy najmenších štvorcov (OLS) vyžaduje, aby boli rady použité v regresnej rovnici stacionárne. Keď sú rady nestacionárne, OLS môže dávať zlé odhady. Granger a Newbold nazvali takéto odhady výsledkami nevlastnej regresie ("spurious regression results"). Nevlastná regresia dáva vysoký koeficient determinácie R^2 a t-štatistiky, ktoré sa zdajú byť významné, ale tieto výsledky nemajú žiaden ekonomický

význam. Regresia "vyzerá dobre", pretože odhady metódou najmenších štvorcov nie sú konzistentné a testy neplatia. Granger a Newbold dôkladnejšie skúmali dôsledky porušenia stacionárnych predpokladov. Vytvorili dva rady $\{y_t\}$ a $\{z_t\}$ ako nezávislé náhodné prechádzky (random walk) pomocou rovníc

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$

a

$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

kde ε_{yt} a ε_{zt} predstavujú biely šum. Vytvorili veľa takýchto vzoriek a pre každú odhadli regresiu v tvare

$$y_t = a_0 + a_1 z_t + e_t$$

Keďže $\{y_t\}$ a $\{z_t\}$ sú nezávislé táto rovnica nemá význam. Prekvapujúco ale na 5%-nej hladine významnosti, boli schopní zamietnuť nulovú hypotézu $a_1 = 0$ až v približne 75% prípadov.

1.4 Kointegrácia

V jednorozmerných modeloch je možné odstrániť nestacionaritu premenných diferencovaním. Použitím prvej diferencie vytvoríme nový rad, kde $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. Ak ani v tomto prípade nemôžeme zamietnuť nulovú hypotézu, urobí sa druhá diferencia $\Delta^2 y_t = \Delta(\Delta y_t) = \Delta(y_t - y_{t-1}) = (y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2})$. Vo väčšine prípadov v ekonómii takto už dostaneme rad, ktorý je stacionárny. V mnohorozmernom prípade takýto prístup nemusí byť veľmi efektívny, ak sú dané premenné kointegrované.

Zložky vektora $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ sú kointegrované rádu d, b ; ($x_t \sim CI(d, b)$), ak

1. Všetky zložky vektora x_t sú integrované rádu d
2. Existuje taký vektor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$, že lineárna kombinácia $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ je integrovaná rádu $(d - b)$, kde $b > 0$.

Vektor β sa nazýva kointegračný vektor.

Prvýkrát pojem kointegrácie predstavili Engle a Granger (1987). Uvažovali množinu ekonomických premenných v dlhodobej rovnováhe, kde $\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0$. Keď označíme β vektor $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ a x_t vektor $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$, potom systém je v dlhodobej rovnováhe, ak $\beta x_t = 0$. Odchýlka od dlhodobej rovnováhy sa nazýva equilibrium error (chyba rovnováhy) a označuje sa $e_t = \beta x_t$.

- Pojem kointegrácie sa vzťahuje len na lineárnu kombináciu nestacionárnych premenných.
- Ak $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ je kointegračný vektor, potom pre ľubovoľnú nenulovú hodnotu λ je vektor $(\lambda\beta_1, \lambda\beta_2, \dots, \lambda\beta_n)$ tiež kointegračným vektorom.
- Podľa definície sa kointegrácia vzťahuje na premenné, ktoré sú integrované rovnakého rádu. Napriek tomu je možné nájsť rovnovážny vzťah medzi skupinou premenných, ktoré sú integrované rôznych rádo. Lee a Granger (1990) zaviedli pre takéto premenné pojem multikointegrácie.
- Ak vektor x_t má n nestacionárnych zložiek, môže existovať až $n - 1$ lineárne nezávislých kointegračných vektorov. Počet kointegračných vektorov sa nazýva kointegračná hodnota vektora x_t .
- V literatúre sa často používa pojem kointegrácie pre premenné typu $CI(1, 1)$. Odteraz budeme pod pojmom kointegrácie rozumieť kointegráciu pre premenné kointegrované rádu $CI(1, 1)$.

1.5 Error correction model

Error correction model predstavuje dynamický systém, v ktorom sú krátkodobé zmeny premenných ovplyvňované odchýlkami od dlhodobej rovnováhy.

Príklad:

Majme dve premenné r_{Lt} a r_{St} , ktoré vyjadrujú dlhodobú a krátkodobú úrokovú mieru. Predpokladajme, že obidve premenné sú $I(1)$. Jednoduchý error correction model, ktorý zahrňuje teóriu časovej štruktúry úrokových mier, môže mať tvar:

$$\Delta r_{St} = \alpha_S(r_{Lt-1} - \beta r_{St-1}) + \varepsilon_{St} \quad \alpha_S > 0$$

$$\Delta r_{Lt} = -\alpha_L(r_{Lt-1} - \beta r_{St-1}) + \varepsilon_{Lt} \quad \alpha_L > 0$$

kde ε_{St} a ε_{Lt} predstavujú biely šum, môžu byť korelované a α_S, α_L a β sú parametre. Krátkodobá a dlhodobá úroková miera sa menia v závislosti od zmeny stochastických zložiek ($\varepsilon_{St}, \varepsilon_{Lt}$) a v závislosti od odchýlky z dlhodobej rovnováhy v predchádzajúcom období. Dlhodobá rovnováha je dosiahnutá pre $r_{Lt} = \beta r_{St}$.

Možno tu vidieť vzťah medzi *error correction* modelom a kointegrovanými premennými. Podľa predpokladu Δr_{St} je stacionárne, čiže ľavá strana rovnice je $I(0)$. Zároveň aj pravá strana musí byť $I(0)$. Keďže ε_{St} je stacionárne, aj lineárna kombinácia

$r_{Lt-1} - \beta r_{St-1}$ musí byť stacionárna. Krátkodobá a dlhodobá úroková miera musia byť kointegrované s kointegračným vektorom $(1, -\beta)$.

Error correction model vyžaduje, aby dve premenné boli kointegrované rádu 1, 1.

Tento model možno rozšíriť na všeobecný model zahrňujúci zmeny premenných v predchádzajúcich obdobiach do obidvoch rovníc.

$$\Delta r_{St} = a_{10} + \alpha_S(r_{Lt-1} - \beta r_{St-1}) + \sum a_{11}(i)\Delta r_{St-i} + \sum a_{12}(i)\Delta r_{Lt-i} + \varepsilon_{St}$$

$$\Delta r_{Lt} = a_{20} + \alpha_L(r_{Lt-1} - \beta r_{St-1}) + \sum a_{21}(i)\Delta r_{St-i} + \sum a_{22}(i)\Delta r_{Lt-i} + \varepsilon_{Lt}$$

$\varepsilon_{St}, \varepsilon_{Lt}$ a všetky členy obsahujúce Δr_{St-i} a Δr_{Lt-i} sú stacionárne a tým pádom aj lineárna kombinácia $r_{Lt-1} - \beta r_{St-1}$ musí byť stacionárna.

Tieto dve rovnice pripomínajú vektorový autoregresný model (VAR) rozšírený o *error correction* členy. Parametre α_S a α_L sa nazývajú koeficienty spätnej väzby (speed of adjustment). Aby takýto model predstavoval *error correction* model, aspoň jeden z koeficientov spätnej väzby musí byť nenulový.

Podobne môžeme vytvoriť zovšeobecnený n-rozmerný model. Pre $(n * 1)$ vektor $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ existuje *error correction* reprezentácia, ak ho môžeme vyjadriť v tvare

$$\Delta x_t = \pi_0 + \pi x_{t-1} + \pi_1 \Delta x_{t-1} + \pi_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \pi_p \Delta x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

kde

π_0 je $(n * 1)$ vektor s prvkami π_{i0}

π_i je $(n * n)$ matica koeficientov s prvkami $\pi_{jk}(i)$

π je matica s prvkami π_{jk} takými, že pre jeden alebo viac prvkov platí $\pi_{jk} \neq 0$

ε_t je $(n * 1)$ vektor s prvkami ε_{it}

Nech všetky premenné x_t sú $I(1)$. Ak existuje *error correction* reprezentácia týchto premenných, potom musí existovať taká lineárna kombinácia $I(1)$ premenných, ktorá je stacionárna. Riešením rovnice pre πx_{t-1} dostaneme

$$\pi x_{t-1} = \Delta x_t - \pi_0 - \sum \pi_i \Delta x_{t-i} - \varepsilon_t$$

Keďže každý výraz na pravej strane je stacionárny, aj výraz πx_{t-1} musí byť stacionárny.

- Ak všetky prvky matice π sú nulové, rovnica 1.1 predstavuje VAR model.
- Ak jeden alebo viac prvkov matice π sú rôzne od nuly, Δx_t sa mení aj v závislosti od odchýlky z dlhodobej rovnováhy v predchádzajúcom období.

Existujú dva hlavné spôsoby testovania kointegrácie. Metodológia Engle a Granger zisťuje, či sú rezíduá z dlhodobého vzťahu rovnováhy stacionárne. Johansen a Stock-Watson sa zaoberajú hodnotou matice π .

1.6 Testovanie kointegrácie

1.6.1 Metodológia Engle a Granger

Engle a Granger (1987) navrhli 4-krokový postup na testovanie, či dve $I(1)$ premenné sú kointegrované rádu $CI(1, 1)$.

1. Zistiť rad integrácie premenných. Ak sú integrované rôznych rádov, môžeme povedať, že nie sú kointegrované.
2. Odhadnúť dlhodobý vzťah rovnováhy v tvare:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t$$

Postupnosť rezíduí z tejto rovnice označíme $\{\hat{e}_t\}$. Táto postupnosť $\{\hat{e}_t\}$ predstavuje odhady odchýlok z dlhodobej rovnováhy. Ak sú tieto odchýlky stacionárne, postupnosti $\{y_t\}$ a $\{z_t\}$ sú kointegrované rádu $CI(1, 1)$.

3. Odhadnúť *error correction* model. Ak sú premenné kointegrované, rezíduá odhadnuté z rovnice [2] môžu byť použité na odhad *error correction* modelu v tvare:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 z_{t-1}) + \sum \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{12}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt}$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 z_{t-1}) + \sum \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{22}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{zt}$$

kde:

β_i sú parametre kointegračného vektora

ε_{yt} a ε_{zt} predstavujú biely šum

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_y, \alpha_z, \alpha_{11}(i), \alpha_{12}(i), \alpha_{21}(i)$ a $\alpha_{22}(i)$ sú parametre

Veľkosť rezíduí \hat{e}_{t-1} predstavuje odchýlku z dlhodobej rovnováhy v čase $t - 1$, preto môžeme použiť rezíduá $\{\hat{e}_{t-1}\}$ z kroku 2 a nahradiť nimi výraz $y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 z_{t-1}$ v rovniciach a následne odhadnúť *error correction* model ako:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y \hat{e}_{t-1} + \sum \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{12}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt}$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z \hat{e}_{t-1} + \sum \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{22}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{zt}$$

4. Posúdiť adekvátnosť modelu.

1.6.2 Johansenova metóda

Postup Engle a Granger má niekoľko závažných chýb. Johansen (1988) a Stock-Watson (1988) prišli s novou metódou testovania, ktorá umožňuje odhadnúť a testovať prítomnosť násobných kointegračných vektorov. Ich postup zahŕňa vzťah medzi hodnotou matice a jej vlastnými číslami. Tento postup je viacrozmerným zovšeobecnením Dickey-Fullerovho testu. Nech

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

Po úpravách dostaneme

$$\Delta x_t = A_1 x_{t-1} - x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = (A_1 - I) x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \varepsilon_t$$

kde:

x_t a ε_t sú $(n * 1)$ vektory

A_1 je $(n * n)$ matica parametrov

I je $(n * n)$ identická matica

π je definovaná ako $(A_1 - I)$

Hodnosť matice $(A_1 - I)$ sa rovná počtu kointegračných vektorov. Ak matica $(A_1 - I)$ je nulová, čiže jej hodnosť je 0 ($h(\pi) = 0$), všetky postupnosti $\{x_{it}\}$ obsahujú jednotkový koreň. Keďže neexistuje lineárna kombinácia postupností $\{x_{it}\}$, ktorá by bola stacionárna, premenné nie sú kointegrované. Ak vylúčime vlastné čísla, ktoré sú väčšie ako 1 a ak $h(\pi) = n$, rovnice predstavujú konvergentný systém diferencných rovníc, čiže všetky premenné sú stacionárne.

Podobne ako pri Dickey-Fullerovom rozšírenom teste, aj tento viacrozmerný model môže byť zovšeobecnený a obohatený o autoregresný proces vyšších rádov. Nech

$$x_t = A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t$$

kde

x_t je $(n * 1)$ vektor $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$

ε_t je nezávisle rovnako rozdelený n -rozmerný vektor so strednou hodnotou 0 a kovariančnou maticou Σ_ε

Rovnicu môžeme upraviť do nasledujúceho tvaru

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

kde $\pi = -(1 - \sum_{i=1}^p A_i)$ a $\pi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$

Opäť, hodnosť matice π sa rovná počtu nezávislých kointegračných vektorov. Ak $h(\pi) = 0$, matica je nulová a rovnica predstavuje VAR model prvých diferencií. Ak $h(\pi) = n$, vektorový proces je stacionárny. Ak $h(\pi) = 1$, existuje jeden kointegračný vektor a výraz πx_{t-1} predstavuje *error correction* člen. V ostatných prípadoch, ak $1 < h(\pi) < n$, existujú viacnásobné kointegračné vektory.

Hodnosť matice sa rovná počtu vlastných čísel rôznych od nuly. Predpokladajme, že poznáme maticu π . Označíme jej vlastné čísla tak, že $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$. Ak premenné vektora x_t nie sú kointegrované, hodnosť matice π je nula a všetky vlastné čísla sú rovné nule. Keďže $\ln(1) = 0$, všetky výrazy $\ln(1 - \lambda_i)$ sú nulové, ak premenné nie sú kointegrované. Podobne, ak $h(\pi) = 1$, $0 < \lambda_1 < 1$ potom prvý výraz $\ln(1 - \lambda_1)$ bude záporný a ostatné $\ln(1 - \lambda_2) = \ln(1 - \lambda_3) = \dots = \ln(1 - \lambda_n) = 0$.

V praxi možno získať len odhad matice π a jej vlastných čísel. Na testovanie sa používajú nasledujúce dve štatistiky:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

kde

$\hat{\lambda}_i$ je odhadnutá hodnota vlastných čísel, získaná z odhadu matice π

T je počet pozorovaní

Prvá štatistika testuje nulovú hypotézu, že počet rôznych kointegračných vektorov je menší alebo rovný r . λ_{trace} sa rovná nule, ak všetky $\lambda_i = 0$. Čím ďalej sú odhadnuté hodnoty vlastných čísel vzdialené od nuly, tým je výraz $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ zápornejší a tým je vyššia hodnota štatistiky.

Druhá štatistika testuje nulovú hypotézu, že počet kointegračných vektorov je r oproti alternatívnej hypotéze, že počet kointegračných vektorov je $r + 1$. Opäť, ak odhadnuté hodnoty vlastných čísel sú blízke nule, hodnota štatistiky bude malá.

Kritické hodnoty pre obe štatistiky λ_{trace} a λ_{max} boli získané pomocou Monte Carlo prístupu.

[1], [19]

Kapitola 2

Makroekonomické faktory ovplyvňujúce vývoj úverov

Vývoj objemu úverov ovplyvňujú viaceré faktory. Pomerne bežne sa tieto faktory členia na tie, ktoré ovplyvňujú dopyt po úveroch zo strany domácností alebo firiem a tie, ktoré ovplyvňujú ponuku úverov zo strany bánk. V niektorých prípadoch je však náročné sa rozhodnúť, do ktorej skupiny je možné daný faktor zaradiť. Veľa prác zahŕňa ako faktory ovplyvňujúce dopyt najmä ekonomickú aktivitu a náklady na financovanie úverov. Tieto premenné môžu zároveň ovplyvňovať aj ponuku úverov. Medzi dopytové faktory možno ďalej zaradiť ceny bývania a infláciu. V práci [5] sa medzi ponukové faktory radia štyri skupiny premenných. Prvú skupinu predstavujú domáce pasíva bánk, druhú čistá zahraničná pozícia, tretiu rozdiel medzi úrokovými sadzbami na vklady a na úvery a do poslednej skupiny sú zahrnuté premenné, ktoré berú do úvahy vonkajšie vplyvy a kreditné riziko. V práci [4] sú navyše spomenuté premenné, ktoré zachytávajú úvery poskytnuté verejnému sektoru a úverové registre, ktoré možno takisto zaradiť medzi ponukové faktory.

Ekonomická aktivita je najčastejšie zachytená hrubým domácim produktom (HDP). V práci [2] je zdôvodnený pozitívny aj negatívny vplyv HDP na vývoj úverov. Na základe teoretických východísk sa predpokladá, že výrazný ekonomický rast by mal mať pozitívny vplyv na očakávaný príjem a zisky a teda na celkovú finančnú situáciu domácností a firiem. To umožňuje väčšiu zadlženosť a teda financovanie spotreby a investícií prostredníctvom úverov. Na druhej strane existujú argumenty aj pre negatívny vzťah medzi HDP a úvermi. Počas expanzívnych fáz ekonomiky sa môžu spoločnosti spoliehať viac na interné zdroje financií a redukovať externé zdroje financovania. Podobne domácnosti dokážu znížiť svoje dlhy. Naopak v čase recesie, môžu domácnosti a firmy využívať úvery na pokrytie výdavkov vyplývajúcich zo znížených príjmov a ziskov.

Náklady na financovanie úverov predstavujú úrokové miery. Z hľadiska dopytu po úveroch je vzťah medzi úrokovými mierami a úvermi negatívny. Vyššie úrokové sadzby predstavujú menší dopyt po úveroch. Naopak, z ponukovej strany môže byť tento vzťah pozitívny.

Ďalším faktorom, ktorý ovplyvňuje objem úverov je inflácia. Nárast inflácie by mal viesť k zníženiu reálnych nákladov na úvery a teda zo strany domácností viesť k zvýšenému dopytu. Nárast inflácie môže takisto vyvolať očakávania o budúcom raste cien tovarov a služieb, čo podporuje aktuálnu spotrebu oproti spotrebe v budúcnosti. Zvýšená aktuálna spotreba tiež môže prispieť k zvýšenému dopytu po úveroch. Na druhej strane ale zvýšenie inflácie predstavuje väčšiu neistotu o budúcich výnosoch z investícií. Firmy nebudú investovať také množstvo a ich dopyt po úveroch sa zníži. [3]

Vyššie ceny bývania si vyžadujú viac finančných prostriedkov na kúpu nehnuteľností, čo sa odzrkadľuje vyšším dopytom po úveroch. Rastúce ceny nehnuteľností, obdobne ako inflácia, podporujú vo väčšine prípadov očakávania o pokračujúcom raste týchto cien. Tieto očakávania zvyšujú dopyt po nehnuteľnostiach, či už z dôvodu, že domácnosť sa obáva, že v budúcnosti si nebude môcť dovoliť vlastné bývanie pri vyšších cenách, či z investičného, resp. špekulatívneho dôvodu. Ceny bývania majú vplyv aj na ponuku úverov zo strany bánk. Vyššie ceny nehnuteľností znamenajú vyššiu hodnotu kolaterálu, ktorým je daný úver zabezpečený a tým umožňujú bankám poskytovať vyšší objem úverov. Z teoretického hľadiska existuje pozitívny vzťah medzi cenami bývania a úvermi aj z ponukovej aj z dopytovej strany.

Medzi úvermi poskytnutými verejnému a súkromnému sektoru sa predpokladá negatívny vzťah. Zvýšenie úverov poskytnutých verejnému sektoru zníži priestor na poskytovanie úverov súkromnému sektoru.

Existencia úverových registrov prispieva k vyššej transparentnosti na trhu poskytovania úverov, môže tým pádom urýchliť proces rozhodovania pre jednotlivé banky a tým takisto môže prispievať k zvýšeniu množstva úverov poskytnutých zo strany bánk.

Domáce pasíva bánk (vlastné zdroje, vklady) predstavujú zdroje finančných prostriedkov na poskytnutie úverov v rámci krajiny. Čím je týchto zdrojov viac, tým viac úverov možno poskytnúť. Tieto zdroje sú však dôležité hlavne pre vyspelé krajiny a pre banky, ktoré majú sídlo v týchto krajinách. V prípade slovenského bankového sektora, kde väčšina bánk je vlastnená zahraničnými finančnými spoločnosťami, sú dôležitejšie tzv. stabilné zdroje, medzi ktoré sa okrem vlastných zdrojov (teda kapitálu) zahŕňajú aj vklady (najmä vklady retailu) a emitované dlhopisy.

Čistá zahraničná pozícia (zahraničné aktíva - zahraničné pasíva) takisto ovplyvňuje ponuku úverov zo strany bánk. Zvýšením zahraničných pasív sa zvýši aj ponuka úverov (pozitívny vzťah). Na druhej strane zvýšenie zahraničných aktív znamená zníženie úverov poskytovaných domácim zákazníkom (negatívny vzťah).

Rozdiel medzi úrokovými sadzbami na úvery a vklady môže zachytávať finančnú liberalizáciu krajiny. Zmenšenie rozdielu signalizuje väčšiu liberalizáciu, väčšiu konkurenciu medzi bankami a zlepšenie podmienok, za ktoré sa dajú získať úvery, vytvára teda priestor na rast objemu úverov (negatívny vzťah).

Analýza rastu úverov sa stala v posledných rokoch veľmi populárnou najmä v krajinách strednej a východnej Európy. Vo väčšine týchto krajín došlo k výraznému zvýšeniu úverov poskytnutých súkromnému sektoru.

Práca [2] modeluje dopyt po úveroch poskytnutých súkromnému sektoru v krajinách eurozóny. Kvôli nedostatočnému množstvu dát sa práca sústreďuje na modelovanie celkového objemu úverov v období rokov 1980 - 1999. Ako vysvetľujúce premenné sú použité úrokové miery a hrubý domáci produkt. Model je založený na nasledovnom dlhodobom kointegračnom vzťahu:¹

$$LOANS = \alpha + \beta_1 GDP + \beta_2 ST + \beta_3 LT + \varepsilon$$

kde

LOANS - logaritmus reálnych úverov poskytnutých súkromnému sektoru

GDP - logaritmus reálneho hrubého domáceho produktu

ST - krátkodobá úroková miera meraná ako vážený priemer trojmesačnej medzibankovej úrokovej sadzby do 29.12.1998, potom zodpovedá trojmesačnému EURIBOR-u

LT - dlhodobá úroková sadzba meraná ako vážený priemer výnosov desaťročných vládnych dlhopisov

Výsledky ukázali, že z dlhodobého hľadiska existuje medzi úvermi a HDP pozitívny vzťah a negatívny vzťah medzi úvermi a obidvoma úrokovými mierami. Záporný koeficient *error correction* členu v rovnici popisujúcej krátkodobú dynamiku (v *error correction* rovnici) potvrdil, že rovnica popisuje dopytový vzťah.

¹Značenie je rovnaké ako používali autori uvedených prác.

Podobným spôsobom modeluje dopyt po úveroch aj práca [3]. Použité sú dáta za obdobie rokov 1980-2001. Práca sa opäť sústreďuje na analýzu celkového objemu úverov poskytnutých súkromnému sektoru v eurozóne. Medzi vysvetľujúce premenné je zahrnutý hrubý domáci produkt, úrokové miery a inflácia. Dlhodobý vzťah bol odhadnutý nasledovne:

$$(loans - p)_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 R_t + \beta_3 \pi_t$$

kde

loans - logaritmus nominálnych úverov poskytnutých súkromnému sektoru

p - HDP deflátor

y - reálny hrubý domáci produkt

R - nominálna úroková miera, získaná ako vážený priemer medzibankových úrokových mier

$\pi = \Delta p * 4$ - anualizovaná miera inflácie

Výsledky práce ukázali, že pre eurozónu existuje dlhodobý vzťah medzi reálnymi úvermi, reálnym HDP a novo skonštruovanou úrokovou mierou. Tento vzťah môže byť interpretovaný ako rovnica dlhodobého dopytu po úveroch, aj keď môže zachytávať aj vplyvy ponuky.

Práca [4] skúma rovnovážny stav úverov k HDP v 11 krajinách strednej a východnej Európy. Keďže v posledných rokoch objem úverov v transformujúcich sa ekonomikách dynamicky rástol, práca sa zaoberá takisto otázkou, či je tento rast udržateľný z dlhodobého hľadiska. Práca zahŕňa viacero vysvetľujúcich premenných:

HDP na obyvateľa (*CAPITA*) - alternatívne je použité reálne HDP a priemyselná produkcia

úvery poskytnuté verejnému sektoru ako percento HDP (C^G)

dlhodobá ($i^{lending}$) nominálna úroková miera - alternatívne je použitá krátkodobá nominálna úroková miera ($i^{short-term}$)

inflácia - meraná ako index spotrebiteľských cien (p^{CPI}) aj index cien výrobcov (p^{PPI})

ceny bývania (p^{house})

stupeň liberalizácie meraný ako rozdiel medzi úrokovými sadzbami na úvery a vklady (*spread*)

existencia úverových registrov (*reg*)

Základný model bol odhadnutý nasledovne:

$$C^P = f(CAPITA, C^G, i^{lending}, p^{PPI}, spread)$$

kde C^P sú úvery poskytnuté súkromnému sektoru ako percento HDP

Použité sú dáta pre 43 krajín, ktoré sú rozdelené do troch skupín:

1. Rozvinuté OECD krajiny

- Malé OECD krajiny
- Veľké OECD krajiny

2. Rozvíjajúce sa trhy Ázie a Ameriky

3. Transformujúce sa ekonomiky strednej a východnej Európy

- Pobaltské krajiny (B-3) - Estónsko, Lotyšsko, Litva
- Krajiny strednej a východnej Európy (CEE-5) - Česká republika, Maďarsko, Poľsko, Slovensko, Slovinsko
- Krajiny juhovýchodnej Európy (SEE-3) - Bulharsko, Chorvátsko, Rumunsko

Dáta začínajú medzi rokmi 1975-1980 pre OECD krajiny, medzi rokmi 1980-1993 pre rozvíjajúce sa trhy a medzi rokmi 1990-1996 pre transformujúce sa ekonomiky, končia v roku 2004.

Ako najdôležitejšími ukazovateľmi rastu objemu úverov sa v krajinách CEE-5 ukázali úvery poskytnuté verejnému sektoru, nominálne úrokové miery, inflácia a rozdiel medzi úrokovými sadzbami na úvery a vklady. HDP bolo jedinou premennou, ktorá vstupovala do rovníc robustným spôsobom pre krajiny B-3 a SEE-3, ale v krajinách CEE-5 sa ukázala ako nesignifikantná premenná. Ďalej sa ukázalo, že odhadnuté koeficienty pre transformujúce sa krajiny sú oveľa vyššie ako pre krajiny OECD. Svedčí to o vychýlených koeficientoch v transformujúcich sa ekonomikách, ktoré sú spôsobené nižším počiatočným pomerom úverov k HDP ako je hodnota možného (predpokladaného) ekvilibria. Ceny bývania viedli k zvýšeniu úverov len v krajinách, kde bola vysoká inflácia cien bývania.

Na odhadnutie rovnovážneho stavu úverov k HDP transformujúcich sa ekonomík neboli použité odhady koeficientov z rovníc pre tieto ekonomiky. Bolo to najmä kvôli vychýleným koeficientom a nedostatočnej stabilite odhadnutých rovníc. Namiesto toho boli použité koeficienty z rovníc pre malé OECD krajiny, ktoré vykazovali očakávané

znamienka a až na jeden boli všetky štatisticky signifikantné. Zároveň sa z dlhodobého hľadiska predpokladá konvergencia transformujúcich sa ekonomík k malým krajinám OECD. Zo získaných rovnovážnych stavov úverov k HDP pre jednotlivé krajiny sa ukázalo, že Chorvátsko ako jediná krajina mohlo dosiahnuť rovnovážny stav v roku 2004. Na Slovensku a v Českej republike nebol počiatkový pomer úverov k HDP až taký vysoký, ako sa zdalo na základe ich krátkodobej dynamiky. Napriek výraznému rastu poskytnutých úverov vzhľadom k HDP v daných krajinách, sa stav úverov k HDP nachádza vo väčšine prípadov pod odhadnutým ekvilibriom.

Práca [5] sa takisto zaoberá analýzou úverov, ktoré boli poskytnuté súkromnému sektoru v strednej, východnej a juhovýchodnej Európe. Venuje sa faktorom, ktoré vplyvajú na vývoj úverov z dlhodobého (dopytové faktory) a krátkodobého (ponukové faktory) hľadiska v období rokov 1997-2009. Oddeľuje úvery poskytnuté domácnostiam a firmám, identifikuje obdobia, v ktorých mali jednotlivé premenné rozdielny vplyv na vývoj úverov a rozlišuje medzi dopytovými a ponukovými faktormi.

V prvom kroku bol odhadnutý dlhodobý vzťah v tvare:

$$\log(c_t) = a_0 + a_1 \log(IP_t) + a_2 LR_t + a_3 \pi_t^{CPI} + \varepsilon_t$$

kde

c_t - reálne úvery poskytnuté súkromnému sektoru

IP_t - reálna priemyselná produkcia

LR_t - nominálna úroková miera na úvery

π_t^{CPI} - inflácia, založená na indexe spotrebiteľských cien

Následne vytvorili error correction model, ktorý vyjadroval krátkodobé zmeny:

$$\Delta \log(c_t) = b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2' \Delta Z_t + b_2 \Delta \log(c_{t-1}) + u_t$$

kde

ε_{t-1} - *error correction* člen z dlhodobého vzťahu

Z_t - množina možných vysvetľujúcich premenných (pasíva bánk, vlastné zdroje bánk, rozdiel medzi úrokovými sadzbami na vklady a na úvery, volatilita výmenného kurzu, čistá zahraničná pozícia)

V dlhodobom vzťahu predstavuje najviac signifikantnú premennú ekonomická aktivity (najmä pre úvery poskytnuté domácnostiam). Inflácia väčšinou vykazuje očakávané

negatívne znamienko. Vzťah medzi úrokovou mierou a úvermi bol vo väčšine krajín pozitívny. Z krátkodobého hľadiska vysvetľujú väčšinu zmien v raste úverov ponukové faktory a to najmä vklady a vlastné zdroje bánk. *Error correction* koeficient je vo väčšine prípadov signifikantne záporný.

Aplikácia *Markov-switching error correction* modelu umožnila identifikovať obdobia - režimy, v ktorých mali jednotlivé premenné rôzne vplyvy na vývoj úverov. Z krátkodobého hľadiska zostali najviac signifikantnými premennými pasíva a vlastné zdroje bánk, aj keď ich vplyv sa v jednotlivých režimoch značne mení. V závislosti od zmeny režimov sa podarilo identifikovať dve skupiny krajín: krajiny, kde jeden dominantný režim je iba dočasne prerušovaný druhým a krajiny, kde sú oba režimy zastúpené približne v rovnakej miere. Zdá sa, že prepnutie medzi režimami je ovplyvňované viac špecifikami jednotlivých krajín ako globálnymi vplyvmi. Napriek tomu vo veľa prípadoch nastalo prepnutie medzi režimami tesne pred alebo počas finančnej krízy.

Modelovanie objemu úverov v rozvinutých krajinách sa vyznačuje dlhšími časovými radmi, signifikantnými výsledkami, nevychýlenými koeficientmi a stabilnými rovnicami. Na druhej strane v rozvíjajúcich sa krajinách vo väčšine prípadov nie je k dispozícii dostatočné množstvo dát, preto sa mnoho autorov zaoberá analýzou celkového objemu úverov poskytnutých súkromnému sektoru. Koeficienty sú často vychýlené, rovnice nie sú dostatočne stabilné a premenné, o ktorých sa predpokladá, že by mali mať významný vplyv na vývoj objemu úverov sa v odhadovaných rovniciach ukázať byť nesignifikantné.

Kapitola 3

Hospodársky vývoj na Slovensku od roku 2000

Po pomerne negatívnom vývoji domácej ekonomiky nastal po voľbách v roku 1998 obrat. V roku 1999 vláda prijala opatrenia na ozdravenie ekonomiky, čo malo za následok aj pozitívny vývoj v roku 2000. Dosiahla sa makroekonomická rovnováha - znížil sa deficit zahraničného obchodu a zlepšil sa vývoj vo verejných financiách. Priemyselná výroba začala po poklese v roku 1999 prudko rásť. Zvýšil sa prílev priamych zahraničných investícií. Príčinou rastu bol okrem klasického vstupu zahraničných investorov do podnikov a bánk aj predaj majetku štátu zahraničným investorom. [8]

V roku 2001 naďalej rástla výkonnosť ekonomiky, čo sa prejavilo rastom zamestnanosti, miernym rastom reálnych miezd, spomalením rastu spotrebiteľských cien, rastom ziskovosti podnikateľského sektora. Na druhej strane ale došlo k zhoršeniu štruktúry ekonomiky. Ukázalo sa, že makroekonomická rovnováha v predošlých dvoch rokoch mala len dočasný charakter.

V októbri došlo k zníženiu úrokovej sadzby pre dvojtýždňové REPO tendre o 0,25 percentuálneho bodu na 8%. V novembri 2002 NBS znížila diskontnú sadzbu o 1,5 percentuálneho bodu na 6,5% p. a., čo výrazne ovplyvnilo úrokové miery z čerpaných úverov a vkladov. Úroveň úrokovej sadzby pre hlavné refinančné operácie ECB dosiahla 3,25%. [9]

Voľby v roku 2002 upevnili vnímanie stability Slovenskej republiky pre investorov. Vďaka privatizácii štátneho majetku prudko vzrástli priame zahraničné investície. Dosiahli hodnotu 181,9 miliárd korún, čím prekonal rok 2000 viac ako dvojnásobne. [10]

V roku 2003 vývoj ekonomiky ovplyvňoval najmä blížiaci sa vstup do Európskej únie. Bolo zrealizovaných niekoľko opatrení na upevnenie kvality trhového prostredia

v slovenskej ekonomike a na vytvorenie predpokladov pre dobiehanie úrovne vyspelých krajín EÚ. Tieto opatrenia zahŕňali úpravy regulovaných cien, úpravy nepriamych daní, naštartovanie procesu konsolidácie verejných financií. Došlo k zmenám sadzieb dane z pridanej hodnoty - základná sadzba sa znížila z 23% na 20% a znížená sadzba sa zvýšila z 10% na 14%. Priame zahraničné investície realizované v predchádzajúcich rokoch v značnej miere ovplyvnili zvýšenie exportnej výkonnosti. Najdynamickejší rast vývozu zaznamenal automobilový priemysel.

Banková rada NBS rozhodla o zavedení základnej úrokovej sadzby od 1.januára 2003. Základnou úrokovou sadzbou sa stala limitná úroková sadzba NBS pre dvoj-tyždňové REPO tendre. Ku koncu roka 2003 bola na úrovni 6%. Sadzba pre hlavné refinančné operácie ECB dosahovala v tomto období úroveň 2%. [11]

1.mája 2004 Slovenská republika vstúpila do EÚ. Stali sme sa členským štátom s derogáciou - Slovensko prijalo záväzok stať sa v budúcnosti aj členom menovej únie. Bol vypracovaný Konvergenčný program Slovenska do roku 2010 a zároveň schválený materiál Konkretizácia stratégie prijatia eura v SR. V tomto dokumente sa konštatuje, že zavedenie eura je reálne v roku 2009, pričom už v roku 2007 by sme mali splniť Maastrichtské kritériá. V súvislosti so vstupom do EÚ Slovensko prijalo Spoločnú poľnohospodársku politiku (súbor ekonomických, finančných, legislatívnych a inštitucionálnych nástrojov na zabezpečenie jednotného trhu poľnohospodárskych výrobkov). NBS sa stala súčasťou Európskeho systému centrálnych bánk.

V oblasti kľúčových úrokových sadzieb došlo k ich postupnému znižovaniu, spolu o 2 percentuálne body. Pri rozhodovaní o zmene úrokových sadzieb sa bral do úvahy vývoj základných makroekonomických ukazovateľov, najmä faktorov ovplyvňujúcich infláciu. Zvyšujúce sa reálne mzdy, pokles daňového zaťaženia bežných príjmov, ľahšia dostupnosť úverov a nové produkty v oblasti spotrebiteľských a hypotekárnych úverov mali za následok výrazné zvýšenie úverov v sektore obyvateľstva (o 37,2%). Najdynamickejšie rástli úvery na bývanie a spotrebiteľské úvery.

V rámci komplexnej daňovej reformy došlo k zjednoteniu sadzieb dane z pridanej hodnoty na 19% a dane z príjmov fyzických a právnických osôb tiež na 19%.

Úrokové sadzby ako aj očakávania investorov o posilnení výmenného kurzu slovenskej koruny ovplyvnili portfóliové investície. Zároveň došlo k prílevu priamych zahraničných investícií do komerčného sektora. [12]

Od roku 2005 začala NBS realizovať Stratégiu inflačného cielenia v podmienkach ERM II. Základom menovej politiky sú stanovené cieľové hodnoty pre vývoj inflácie. NBS si stanovila ciele pre medziročnú mieru inflácie meranú harmonizovaným indexom spotrebiteľských cien pod 2,5% v decembri 2006 a pod 2% v decembri 2007 a 2008. K decembru 2005 bola stanovená hodnota medziročnej inflácie $3,5\% \pm 0,5$ percentuálneho

bodou. Tieto hodnoty boli stanovené v súlade so záväzkami v EÚ, so zámerom vytvárať podmienky pre prijatie eura a so záväzkami vlády v oblasti znižovania fiškálneho deficitu.

Bol schválený Národný plán zavedenia eura v SR na bezproblémové zavedenie a používanie eura v celom hospodárstve SR. Slovenská koruna sa stala členom mechanizmu výmenných kurzov ERM II. Centrálna parita bola schválená na úrovni 38,455 SKK/EUR.

Banková rada NBS rozhodla o znížení základnej úrokovej sadzby o 1 percentuálny bod na 3%. Naďalej pokračoval rast úverových aktivít, ktorý bol podporený poklesom úrokových sadzieb, zvyšovaním dostupnosti úverov, rastom reálnych miezd a zrýchlením ekonomického rastu. Dominovali úvery na bývanie. Spolu s rastom úverov sa zvýšila zadlženosť domácností, pričom spomedzi krajín V4 bola zadlženosť slovenských domácností stále najnižšia (podiel pohľadávok voči domácnostiam na HDP bol 12,6%). [13]

Počas roka 2006 inflácia dosahovala vyššie hodnoty v porovnaní s rokom 2005. Došlo k prekročeniu stanoveného inflačného cieľa. Dôvodom bola vyššia dynamika cien energií a potravín. Ceny energií ovplyvňoval vývoj cien komodít na svetových trhoch, čo malo za následok rast regulovaných cien a cien pohonných látok. Nižšia úroda a zvýšenie spotrebných daní na cigarety ovplyvnili ceny potravín. Tieto faktory patria medzi výnimky z plnenia inflačného cieľa a sú mimo dosahu NBS.

Z dôvodu inflačných rizík sprísnila NBS počas roka 2006 menovú politiku. Celkovo došlo k zvýšeniu kľúčových úrokových sadzieb o 1,75 percentuálneho bodu. Aj napriek rastu úrokových sadzieb pokračoval rozvoj úverových aktivít. Dynamika úverov domácnostiam sa mierne spomaľovala. Prevládali úvery na bývanie. Pokračoval rast zadlženosti domácností. [14]

Rok 2007 bol charakterizovaný dynamickým vývojom. Hrubý domáci produkt vzrástol o 10,4% v stálych cenách, čo sa premietlo aj do rastu miezd a zamestnanosti, poklesu počtu nezamestnaných, rastu produktivity práce a zlepšenia finančného hospodárenia korporácií.

Ku koncu roka 2007 dosiahla inflácia meraná harmonizovaným indexom spotrebiteľských cien 2,5%. Opäť došlo k prekročeniu inflačného cieľa, čo bolo dôsledkom najmä dynamického rastu cien potravín a cien ropy. Tieto faktory predstavujú stanovené výnimky z plnenia inflačného cieľa.

V súvislosti s pozitívnym vývojom základných makroekonomických ukazovateľov bola revalvovaná centrálna parita o 8,5% na 35,4424 SKK/EUR.

V priebehu roka NBS dvakrát znížila základné úrokové sadzby spolu o 0,50 percentuálneho bodu. Taktiež pristúpila k zníženiu jednodňovej sterilizačnej sadzby najskôr

o 0,75 percentuálneho bodu a neskôr o 0,25 percentuálneho bodu. [15]

V roku 2008 sa ekonomika Slovenska vyvíjala v prostredí externej finančnej krízy. Dynamika ekonomického rastu sa postupne spomaľovala z 9,3% na 2,5%. Miera inflácie dosiahla v decembri hodnotu 3,5%. Toto zvýšenie bolo spôsobené vývojom svetových cien energetických a poľnohospodárskych komodít.

V oblasti úrokových sadzieb NBS nasledovala rozhodnutia menovej politiky Európskej centrálnej banky a trikrát znížila základnú úrokovú sadzbu na 2,5% (spolu o 175 bázičných bodov).

Prílev priamych zahraničných investícií na Slovensko v roku 2008 v porovnaní s predchádzajúcim obdobím výrazne poklesol. Príčinou je nárast nákladovosti investičného kapitálu a krízové javy vo svetovej ekonomike. [16]

Od 1. januára 2009 sa Slovensko stalo súčasťou eurozóny a prešlo na euro. NBS sa stala súčasťou Eurosystemu združujúceho centrálnu banku krajín eurozóny a ECB. V oblasti úrokovej politiky podlieha NBS rozhodnutiam ECB. Základnou úrokovou sadzbu sa stala sadzba pre hlavné refinančné operácie. Od mája 2009 je táto sadzba na úrovni 1%.

Ekonomický vývoj bol v roku 2009 poznačený finančnou krízou. Reálna ekonomika poklesla o 4,7%. Došlo k zníženiu zahraničného aj domáceho dopytu, poklesu ziskovosti firiem, nárastu nezamestnanosti, poklesu zamestnanosti najmä v priemysle, poklesu rastu nominálnych aj reálnych miezd, zníženiu produktivity práce. Inflácia meraná harmonizovaným indexom spotrebiteľských cien dosahovala v priemere hodnotu 0,9%. K poklesu prispelo spomalenie rastu cien energií a výrazný pokles cien pohonných látok.

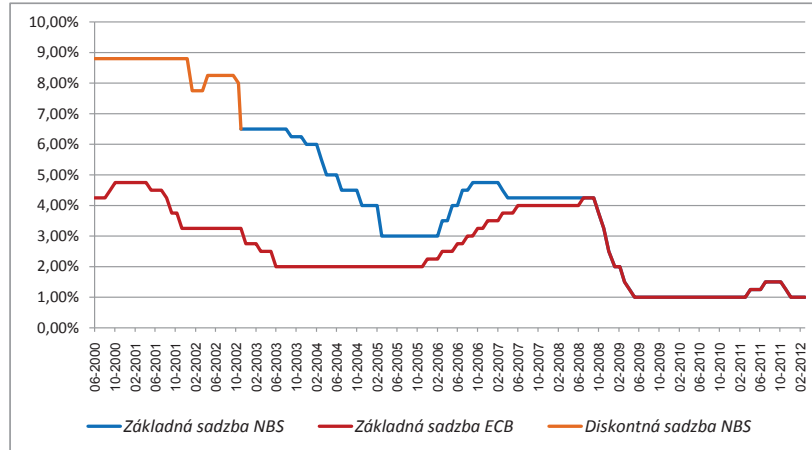
Ekonomická kríza spôsobila rast miery nezamestnanosti a väčšiu neistotu z budúceho vývoja. V dôsledku toho domácnosti prejavovali menšiu ochotu zadlžovať sa. Hoci sa stav úverov domácnostiam zvyšoval počas celého roka, dynamika rastu sa spomalila. Na úvery mali vplyv aj klesajúce ceny nehnuteľností a horšia dostupnosť úverov kvôli sprísneniu úverových štandardov. [17]

V roku 2010 ekonomika Slovenska začala opätovne rásť, pričom v raste pokračovala aj v roku 2011. Tento pozitívny vývoj bol spôsobený najmä otvorenosťou ekonomiky, keď rast bol ťahaný predovšetkým exportom. Domáci dopyt bol tlmený negatívnymi očakávaniami v prípade domácností a podnikov a konsolidačným úsilím v prípade verejnej správy. [18]

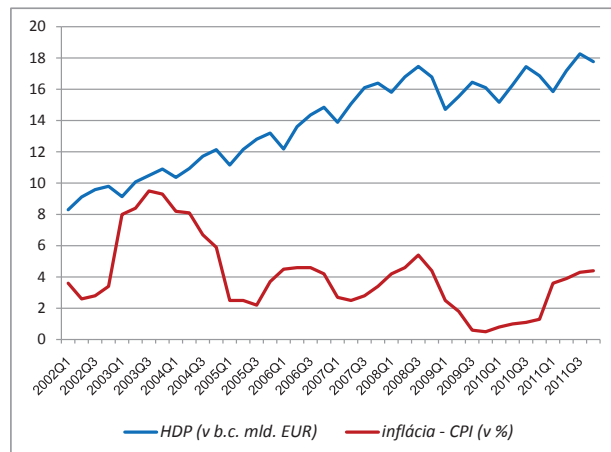
Na nasledujúcich grafoch je znázornený vývoj základnej úrokovej sadzby Národnej banky Slovenska (do 31.12.2002 diskontná sadzba), základnej úrokovej sadzby

Európskej centrálnej banky, hrubého domáceho produktu a inflácie meranej indexom spotrebiteľských cien.

Obr. 3.1: Vývoj základnej úrokovej sadzby NBS (do 31.12.2002 diskontná sadzba) a základnej úrokovej sadzby ECB



Obr. 3.2: Vývoj HDP a inflácie (CPI)



Kapitola 4

Odhad vývoja úverov v závislosti od makroekonomických faktorov

V nasledujúcej časti sa budeme venovať odhadu vývoja objemu úverov na bývanie poskytnutých domácnostiam na Slovensku pomocou vybraných makroekonomických ukazovateľov. Na základe dostupnej literatúry ako aj ekonomickej teórie sme zvolili nasledujúce makroekonomické premenné:

- Hrubý domáci produkt v bežných cenách mld. EUR (HDP)
- Inflácia meraná ako index spotrebiteľských cien (CPI)
- Ceny nehnuteľností v EUR za m^2
- Úrokové sadzby na úvery na bývanie
- Úvery na bývanie v tis. EUR

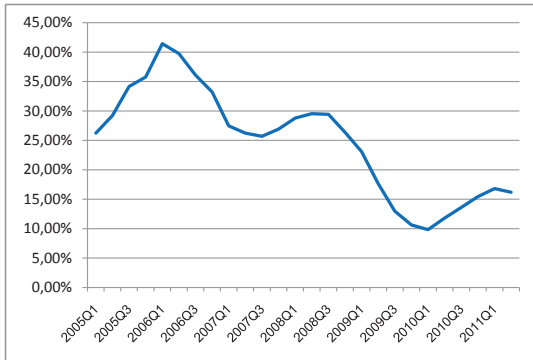
Dáta sme čerpali z databázy Národnej banky Slovenska a zo Štatistického úradu SR. Kvôli reštrukturalizácii a privatizácii bankového sektora, problémom so zlyhanými úvermi ako aj kvôli dostupnosti dát budeme pracovať s dátami od roku 2004. Údaje pred roka 2009 uvádzané v slovenských korunách boli prepočítane na eurá konverzným kurzom $1 \text{ EUR} = 30,126 \text{ SKK}$.

4.1 Odhady na základe kvartálnych údajov

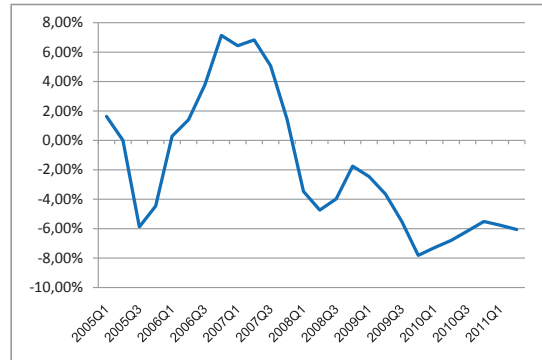
V prvej časti budeme na modelovanie používať štvrtročné údaje od prvého kvartálu 2004 po druhý kvartál 2011. Vývoj daných makroekonomických premenných je v Prílohe v Tabuľke 5. Pracovať budeme s percentuálnymi medziročnými zmenami časových radov, okrem inflácie, ktorá už sama vyjadruje percentuálnu medziročnú zmenu.

Na nasledujúcich grafoch sa nachádza vývoj medziročného rastu úverov na bývanie, úrokových mier na úvery na bývanie a porovnanie medziročného rastu hrubého domáceho produktu a cien nehnuteľností.

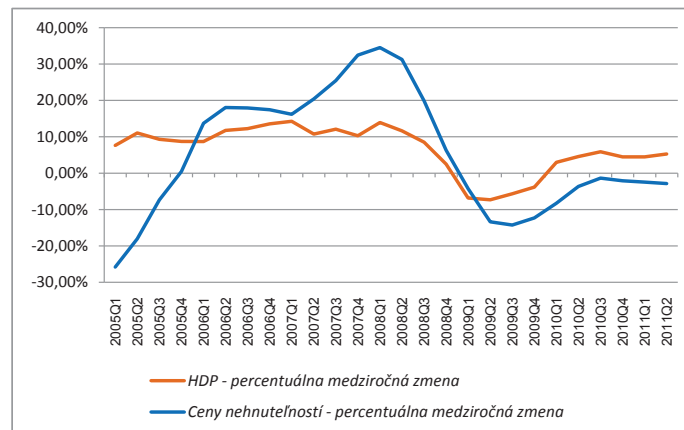
Obr. 4.1: Vývoj medziročného rastu úverov na bývanie



Obr. 4.2: Vývoj medziročného rastu úrokových mier na úvery na bývanie



Obr. 4.3: Porovnanie vývoja medziročného rastu HDP a cien nehnuteľností



4.1.1 Testy jednotkového koreňa

Na testovanie stacionarity jednotlivých časových radov sme použili 2 rôzne testy jednotkového koreňa: rozšírený Dickey-Fullerov test a Phillips-Perronov test. Výsledky testov sú uvedené v Prílohe (Tabuľka 7). Oba testy považujú za nulovú hypotézu existenciu jednotkového koreňa. V prípade úrovnových dát podľa Phillips-Perronovho testu nemôžeme nulovú hypotézu na 5%-nej hladine významnosti zamietnuť. V prípade prvých diferencií obidva testy zamietajú nulovú hypotézu na 5%-nej hladine významnosti. Na základe testov preto budeme ďalej pracovať s časovými radmi ako nestacionárnymi - integrovanými rádu 1.¹

¹Keďže pri odhade pomocou kvartálnych dát sa nepreukázal signifikantný vplyv úrokových sadzieb na úvery na bývanie, ďalej ich v texte nespomíname.

4.1.2 Odhad jednoduchých regresíí

V prvom kroku sme pomocou metódy najmenších štvorcov odhadli niekoľko jednoduchých regresíí. Postupne sme skúmali ako závisí vývoj objemu úverov na bývanie od HDP, inflácie a od cien nehnuteľností, pričom sme predpokladali (na základe vzťahov medzi jednotlivými premennými opísanými v Kapitole 2) kladné znamienko koeficientov pred vysvetľujúcimi premennými. Odhadli sme nasledujúce tri rovnice:

1. $\Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(CPI_{t-l}) + \varepsilon_t$
2. $\Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(HDP_{MZ,t-l}) + \varepsilon_t$
3. $\Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(CN_{MZ,t-l}) + \varepsilon_t$

kde $UB_{MZ,t}$ je percentuálna medziročná zmena úverov na bývanie v čase t , CPI_t je inflácia v čase t a $CN_{MZ,t}$ je percentuálna medziročná zmena cien nehnuteľností v čase t . Dĺžku oneskorenia (l) sme zvolili tak, aby jednotlivé koeficienty boli signifikantné a očakávaného znamienka.

1. $\Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(CPI_t) + \varepsilon_t$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.005189	0.004834	-1.073405	0.2942
$\Delta(CPI_t)$	0.021028	0.005482	3.836131	0.0008
R-squared	0.390178	F-statistic		14.71590
Adjusted R-squared	0.363664	Prob(F-statistic)		0.000844
Log likelihood	58.68689	Durbin-Watson stat		1.522683

2. $\Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(HDP_{MZ,t-1}) + \varepsilon_t$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.004987	0.005825	-0.856162	0.4011
$\Delta(HDP_{MZ,t-1})$	0.334826	0.178608	1.874643	0.0742
R-squared	0.137738	F-statistic		3.514286
Adjusted R-squared	0.098544	Prob(F-statistic)		0.074181
Log likelihood	52.36640	Durbin-Watson stat		0.905513

$$3. \Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(CN_{MZ,t}) + \varepsilon_t$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006675	0.004781	-1.396092	0.1760
$\Delta(CN_{MZ,t})$	0.289994	0.072166	4.018410	0.0005
R-squared	0.412480	F-statistic		16.14762
Adjusted R-squared	0.386936	Prob(F-statistic)		0.000537
Log likelihood	59.15261	Durbin-Watson stat		0.715577

Aj keď vysvetľovacia schopnosť odhadnutých jednoduchých regresíí je pomerne nízka, vo všetkých troch prípadoch sa podarilo preukázať signifikantný vplyv (minimálne na 10%-nej hladine významnosti) danej makroekonomickej premennej na vývoj objemu úverov na bývanie s očakávaným smerom vplyvu. Na základe uvedených jednoduchých regresíí sa ukazuje, že kým inflácia a zmena cien nehnuteľností má bezprostredný vplyv na vývoj objemu úverov (čiže nárast medziročnej zmeny cien nehnuteľností, resp. inflácie povedie k rýchlejšiemu rastu úverov ešte v danom kvartáli), zmena rastu HDP sa prejaví na objeme úverov až s oneskorením (o jeden kvartál).

Keďže objem poskytnutých úverov na bývanie v roku 2004 výrazne rástol a to zo začiatku z veľmi nízkych hodnôt, do odhadovaných rovníc sme zahrnuli dummy premennú, na odstránenie tohto bazického efektu. Hodnota tejto premennej je rovná jednej od druhého kvartálu 2005 po prvý kvartál 2006, v ostatných prípadoch je nulová.

$$1. \Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(CPI_t) + c_2dummy + \varepsilon_t$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.011523	0.004171	-2.762422	0.0114
$\Delta(CPI_t)$	0.017276	0.004451	3.880913	0.0008
dummy	0.040904	0.010686	3.827874	0.0009
R-squared	0.633966	F-statistic		19.05188
Adjusted R-squared	0.600691	Prob(F-statistic)		0.000016
Log likelihood	65.06742	Durbin-Watson stat		1.827068

$$2. \Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(HDP_{MZ,t-1}) + c_2dummy + \varepsilon_t$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.011401	0.005022	-2.270354	0.0338
$\Delta(HDP_{MZ,t-1})$	0.304721	0.144147	2.113958	0.0467
dummy	0.050996	0.014204	3.590389	0.0017
R-squared	0.465712	F-statistic		9.152316
Adjusted R-squared	0.414827	Prob(F-statistic)		0.001386
Log likelihood	58.10988	Durbin-Watson stat		0.970989

$$3. \Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(CN_{MZ,t}) + c_2dummy + \varepsilon_t$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.010505	0.004924	-2.133289	0.0443
$\Delta(CN_{MZ,t})$	0.191268	0.084927	2.252131	0.0346
dummy	0.029607	0.015199	1.947887	0.0643
R-squared	0.498903	F-statistic		10.95183
Adjusted R-squared	0.453348	Prob(F-statistic)		0.000500
Log likelihood	61.14148	Durbin-Watson stat		0.748098

Pridaním dummy premennej sa v odhadovaných rovniciach zvýšila hodnota upraveného R^2 , teda odstránením vyššie uvedeného bazického efektu sa podarilo zvýšiť vysvetľovaciu schopnosť jednotlivých regresíí. Najvýraznejšie sa odhady zlepšili v prípade prvej a druhej rovnice. Odhadnuté koeficienty pri jednotlivých makroekonomických ukazovateľoch po zahrnutí dummy premennej boli signifikantné minimálne na 5%-nej hladine významnosti (v prípade inflácie dokonca na 1%-nej hladine významnosti).

Hodnota Durbin-Watson štatistiky, ktorá zachytáva autokoreláciu rezíduí prvého rádu, sa vo väčšine prípadov nachádzala mimo odporúčaného intervalu (1,5 – 2,5). Preto sme pridali do rovníc obsahujúcich HDP a ceny nehnuteľností oneskorenú hodnotu objemu úverov na bývanie v čase $t - 1$.

$$1. \Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(CPI_t) + c_2dummy + c_3\Delta(UB_{MZ,t-1}) + \varepsilon_t$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009713	0.004464	-2.175683	0.0417
$\Delta(CPI)$	0.013830	0.005338	2.590980	0.0175
dummy	0.034494	0.013323	2.589072	0.0175
$\Delta(UB_{MZ,t-1})$	0.211569	0.171297	1.235100	0.2311
R-squared	0.640288	F-statistic		11.86666
Adjusted R-squared	0.586331	Prob(F-statistic)		0.000110
Log likelihood	62.85745	Durbin-Watson stat		1.980450

$$2. \Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(HDP_{MZ,t-1}) + c_2dummy + c_3\Delta(UB_{MZ,t-1}) + \varepsilon_t$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.007768	0.004617	-1.682732	0.1080
$\Delta(HDP_{MZ,t-1})$	0.268709	0.127394	2.109271	0.0477
dummy	0.034442	0.013926	2.473183	0.0225
$\Delta(UB_{MZ,t-1})$	0.410730	0.153192	2.681150	0.0144
R-squared	0.606976	F-statistic		10.29582
Adjusted R-squared	0.548022	Prob(F-statistic)		0.000261
Log likelihood	61.79465	Durbin-Watson stat		1.787134

$$3. \Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(CN_{MZ,t}) + c_2dummy + c_3\Delta(UB_{MZ,t-1}) + \varepsilon_t$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.006621	0.004499	-1.471606	0.1567
$\Delta(CN_{MZ,t})$	0.184537	0.074540	2.475667	0.0224
dummy	0.013914	0.015850	0.877839	0.3905
$\Delta(UB_{MZ,t-1})$	0.436437	0.147398	2.960937	0.0077
R-squared	0.632244	F-statistic		11.46132
Adjusted R-squared	0.577081	Prob(F-statistic)		0.000137
Log likelihood	62.59209	Durbin-Watson stat		1.784958

Pridaním oneskorenej hodnoty úverov na bývanie do regresii sa hodnota Durbin-Watson štatistiky zvýšila a dostala do odporúčaného intervalu. Koeficienty makroekonomických premenných (HDP, ceny nehnuteľností) zostali kladné a významné, koeficient pri oneskorenej hodnote úverov na bývanie bol tiež kladný a významný, F-štatistika potvrdila významnosť regresii na 1%-nej hladine významnosti. Hodnota upraveného R^2 sa v oboch prípadoch zvýšila.

Keďže sa podarilo nájsť významný vplyv jednotlivých makroekonomických premenných na úvery na bývanie, v ďalšom kroku sme odhadli regresiu so zahrnutím všetkých troch vysvetľujúcich premenných. Ukazuje sa však, že v prípade zahrnutia inflácie a rastu HDP bude krátkodobý vplyv zmeny cien nehnuteľností na úvery na bývanie nevýznamný. Regresiu sme preto odhadli len so zahrnutím inflácie a rastu HDP. Koeficienty pri jednotlivých makroekonomických premenných boli v súlade s očakávanými znamienkami. Všetky premenné až na oneskorenú hodnotu úverov na bývanie boli významné (minimálne na 10%-nej hladine významnosti). Taktiež F-štatistika potvrdila významnosť regresie na 1%-nej hladine významnosti. Hodnota R^2 dosiahla 70,39%, hodnota Durbin-Watson štatistiky bola v odporúčanom intervale na úrovni 1,9. Z uvedenej regresie vidíme, že na úvery na bývanie má pozitívny vplyv HDP a inflácia, ich zvyšujúcim sa rastom sa zvyšuje aj rast objemu úverov na bývanie.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009346	0.004159	-2.247110	0.0367
$\Delta(CPI_t)$	0.012503	0.005012	2.494834	0.0220
$\Delta(HDP_{MZ,t-1})$	0.231302	0.114424	2.021447	0.0575
$\Delta(UB_{MZ,t-1})$	0.204630	0.159474	1.283156	0.2149
dummy	0.034374	0.012401	2.771990	0.0121
R-squared	0.703957	F-statistic		11.29494
Adjusted R-squared	0.641632	Prob(F-statistic)		0.000073
Log likelihood	65.19503	Durbin-Watson stat		1.906036

4.1.3 Odhad kointegračného vzťahu

Ak sú časové rady kointegrované, diferenciácia premenných nemusí byť pri odstránení nestacionarity dostatočná. V prípade existencie kointegračného vzťahu totiž odchýlka od tohto vzťahu môže vplývať na vývoj jednotlivých premenných, nezohľadnenie odchýlky pri odhade preto môže viesť k strate informácií. V ďalšom kroku sme preto zisťovali, či medzi premennými existuje kointegračný vzťah. Kointegráciu sme testovali pomocou Johansenovho testu so zahrnutím konštanty do dlhodobého aj krátkodobého vzťahu. Tento test využíva dve štatistiky: Trace štatistiku a Maximum Eigenvalue štatistiku. Testy nezamietli existenciu kointegračného vzťahu medzi HDP, infláciou a úvermi na bývanie (kde Trace test aj Maximum Eigenvalue test potvrdili existenciu jedného kointegračného vektora).

V ostatných prípadoch bola kointegrácia zamietnutá alebo koeficienty pri jednotlivých premenných neboli v súlade s očakávanými znamienkami (Príloha, Tabuľka 9). Vzhľadom na krátky časový úsek, na ktorom sme s dátami pracovali (2004Q1 - 2011Q2) nemožno o tomto kointegračnom vzťahu medzi premennými hovoriť ako o rovnovážnom. Interpretujeme ho ako "dlhodobý" vzťah, ktorý existoval medzi jednotlivými premennými v danom období a ktorý mohol ovplyvňovať vývoj týchto premenných v prípade odchýlky od tohto vzťahu.

4.1.4 Test Grangerovej kauzality

Keďže medzi úvermi na bývanie, HDP a infláciou sa nedá zamietnuť existencia kointegračného vzťahu, je otázne, akým spôsobom vplýva tento vzťah na jednotlivé premenné. Na testovanie slabej exogenity sme použili test Grangerovej kauzality. Výsledky sú uvedené v Prílohe v Tabuľke 11. Na základe výsledkov sa ukazuje, že HDP je slabo exogénna premenná, teda napriek existencii kointegračného vzťahu vplyv nie je vzájomný, skôr ide smerom od HDP k úverom na bývanie. Aj z ekonomickej teórie vyplýva, že ekonomická aktivita, zachytená hrubým domácim produktom, by mala mať či už pozitívny alebo negatívny vplyv na vývoj úverov. Úvery na bývanie ale nepredstavujú hlavný faktor, ktorý by určoval vývoj HDP. V prípade inflácie nie je smer vplyvu jednoznačný. Z výsledkov vyplýva, že inflácia vplýva Granger kauzálne na úvery na bývanie a zároveň aj úvery na bývanie môžu mať určitý vplyv na infláciu. Nárast inflácie by mal viesť k zníženiu reálnych nákladov na úvery a zo strany domácností zvýšiť dopyt po úveroch. Na druhej strane dopyt po úveroch zo strany domácností môže ovplyvniť vývoj inflácie. Napriek nejednoznačným výsledkom, keďže úvery na bývanie predstavujú iba časť celkových úverov, budeme pracovať s infláciou v ďalšom ako so slabo exogénnou premennou. Predpokladáme teda, že zmeny vo vývoji inflácie ovplyvnia vývoj objemu úverov a že vplyv len vývoja objemu úverov na bývanie na infláciu nie je signifikantný.

4.1.5 Error Correction Model

Zistili sme, že medzi premennými existuje kointegračný vzťah. V ďalšom kroku sa preto pokúsime odhadnúť regresiu, do ktorej tento kointegračný vzťah zahrnieme. Na základe testov Grangerovej kauzality budeme skúmať vplyv kointegračného vzťahu (resp. odchýlky od tohto vzťahu) iba na vývoj rastu objemu úverov na bývania, čiže odhadneme tzv. error correction model. Postupne sme odhadli viacero regresíí v tvare error correction modelu.

Tabuľka 4.1: EC modely

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Kointegračná rovnica					
$UB_{MZ,t-1}$	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
CPI_{t-1}	-0.018 (0.011) [-1.679]	-0.014 (0.011) [-1.318]	-0.027 (0.010) [-2.698]	-0.024 (0.012) [-1.974]	-0.031 (0.011) [-2.766]
$HDP_{MZ,t-1}$	-0.886 (0.232) [-3.814]	-1.033 (0.253) [-4.082]	-0.620 (0.213) [-2.910]	-0.905 (0.265) [-3.420]	-0.573 (0.222) [-2.584]
C	-0.140	-0.142	-0.130	-0.121	-0.124
Error correction					
Koeficient spätnej väzby	-0.241 (0.054) [-4.453]	-0.235 (0.061) [-3.824]	-0.287 (0.058) [-4.925]	-0.210 (0.063) [-3.347]	-0.280 (0.057) [-4.911]
$\Delta(HDP_{MZ,t-1})$		0.075 (0.111) [0.676]		0.101 (0.100) [1.013]	
$\Delta(CPI_t)$	0.010 (0.004) [2.431]			0.011 (0.004) [2.616]	0.008 (0.004) [2.030]
$\Delta(CN_{MZ,t-1})$			0.179 (0.051) [3.530]		
$\Delta(CN_{MZ})$					0.151 (0.052) [2.930]
$\Delta(UB_{MZ,t-1})$	0.163 (0.123) [1.318]	0.299 (0.122) [2.456]	0.332 (0.102) [3.237]	0.136 (0.130) [1.040]	0.211 (0.113) [1.872]
C	-0.012 (0.003) [-3.733]	-0.011 (0.004) [-2.962]	-0.010 (0.003) [-3.242]	-0.012 (0.003) [-3.458]	-0.011 (0.003) [-3.782]
Dummy	0.054 (0.011) [5.148]	0.053 (0.012) [4.507]	0.039 (0.012) [3.301]	0.052 (0.011) [4.604]	0.042 (0.011) [3.756]
R-squared	82.4%	77.8%	83.8%	81.8%	86.7%
Adj. R-squared	78.7%	73.1%	80.4%	76.7%	82.9%
F-statistic	22.239	16.638	24.657	16.127	23.369
Akaike AIC	-5.536	-5.304	-5.622	-5.417	-5.729
Schwarz SC	-5.291	-5.058	-5.377	-5.122	-5.435
Log likelihood	71.435	68.644	72.465	71.000	74.753

Pri odhadovaní jednotlivých error-correction modelov sme vychádzali z výsledkov jednoduchých regresíí. Jednotlivé modely sa líšia v odhade krátkodobých vplyvov vybraných makroekonomických faktorov. V každom z uvedených modelov je vplyv (krátkodobý aj dlhodobý) makroekonomických faktorov na vývoj rastu objemu úverov

v súlade s očakávaniami. Zrýchlenie rastu cien, zvýšené tempo medziročného rastu cien nehnuteľností ako aj vyšší ekonomický rast pôsobia na intenzívnejší rast úverov na nehnuteľnosti. Ukazuje sa však, že kým inflácia a rast hrubého domáceho produktu majú dlhodobý vplyv na úvery na bývanie (keďže sme nemohli zamietnuť existenciu kointegračného vzťahu medzi týmito premennými), ceny nehnuteľností majú tendenciu vplývať na úvery skôr v krátkodobom horizonte.

V prípade kointegračného vzťahu sa ukazuje, že v dlhodobom horizonte sa do rastu úverov na bývanie premietne necelých 2 až 3% rastu cien. V prípade HDP je tento vplyv rádovo vyšší, keď v dlhodobom horizonte sa premietne do rastu úverov na bývanie 57 (Model 5) až 100% (Model 2) rastu HDP. Zaujímavé je, že zahrnutie rastu cien nehnuteľností do istej miery zníži vplyv rastu HDP na úvery na bývanie. Určitým vysvetlením môže byť skutočnosť, že najväčší rast cien nehnuteľností na Slovensku nastal v období vysokého rastu ekonomiky a podobne, prepád cien nehnuteľností sledujeme od obdobia prepadu ekonomiky v dôsledku ekonomickej krízy. To znamená, že tieto dve premenné sú do istej miery korelované. Vplyv odchýlky od kointegračného vzťahu je pomerne výrazný vo všetkých modeloch, keď za kvartál sa koriguje približne 21 až 28% tejto odchýlky.

V krátkodobom horizonte má signifikantný vplyv na vývoj rastu úverov na bývanie inflácia a rast HDP/rast cien nehnuteľností (tento výsledok takisto potvrdzuje koreláciu vývoja týchto makroekonomických faktorov v posledných rokoch). V tomto prípade tiež pozorujeme rádovo výraznejší vplyv ekonomického rastu, resp. cien nehnuteľností ako inflácie. Prítomnosť oneskorenej zmeny rastu objemu úverov na nehnuteľnosti svedčí o istej zotrvačnosti vývoja tejto premennej. To znamená, že v prípade nárastu medziročnej zmeny úverov na bývanie očakávame ďalší rast aj v nasledujúcom kvartáli.

Na základe vybraných štatistík preferujeme z odhadnutých modelov poslednú, piatu rovnicu. V prípade tohto modelu má štatistika R^2 aj upravená R^2 najväčšiu hodnotu, takisto aj ostatné štatistiky preferujú tento posledný model.

4.1.6 Stabilita koeficientov

Jednou z dôležitých vlastností ekonometrického modelu je stabilita parametrov počas odhadovaného obdobia. Vo vývoji objemu úverov a HDP badať v období rokov 2004 - 2011 dva veľké zlomy. Prvým je výrazný nárast úverov v roku 2004 vďaka ľahšej dostupnosti úverov a novým produktom v oblasti hypotekárnych úverov. Druhý zlom predstavuje výrazný prepád HDP v roku 2008 v dôsledku finančnej krízy. Skúmali sme, či tieto dve udalosti nebudú mať vplyv na stabilitu koeficientov odhadnutého EC modelu (na testovanie sme použili preferovaný piaty model). EC model sme odhadli znova, s rovnakými premennými ale počas iných časových období. V prvom období 2006Q1 - 2011Q2 sme z odhadu vylúčili roky prudkého nárastu úverov. Druhé obdobie

2005Q1 - 2008Q4 neobsahovalo roky poznačené finančnou krízou. Výsledky pôvodného odhadu EC modelu (1), odhadu EC modelu (2) za obdobie 2006Q1 - 2011Q2 a EC modelu (3) za obdobie 2005Q1 - 2008Q4 sú uvedené v Tabuľke 14.

Stabilitu koeficientov kointegračnej rovnice sme zisťovali pomocou LR-štatistiky. Do pôvodného EC modelu sme zahrnuli reštrikcie, kde sme koeficienty postupne položili rovné odhadnutým koeficientom vo EC modeli (2) a (3). V oboch prípadoch sme na 5%-nej hladine významnosti nemohli zamietnuť nulovú hypotézu, teda nemôžeme tvrdiť, že by reštrikcie štatisticky významne ovplyvňovali pôvodný odhad. Stabilitu koeficientov krátkodobých vplyvov sme testovali podobným spôsobom pomocou Waldovej štatistiky. Aj tu sme testovali, či v pôvodnom modeli môžeme položiť koeficienty rovné koeficientom z EC modelu (2) a (3). V prípade ak položíme koeficienty rovné koeficientom EC modelu (2) nemôžeme nulovú hypotézu na 5%-nej hladine významnosti zamietnuť a teda opäť nemôžeme tvrdiť, že by táto reštrikcia štatisticky signifikantne ovplyvnila pôvodný odhad. V druhom prípade ale nulovú hypotézu zamietame. Koeficienty krátkodobých vplyvov odhadovaného modelu sa štatisticky významne líšia v prípade ak do odhadu zahrnieme obdobie od roku 2009 a v prípade ak toto obdobie z odhadu vynecháme. Tento výsledok interpretujeme tak, že dlhodobý vzťah, ktorý sme odhadli v predchádzajúcich častiach medzi jednotlivými makroekonomickými ukazovateľmi platí vo viac-menej nezmenenej forme počas celého obdobia odhadu. Ukazuje sa však, že krátkodobý vplyv jednotlivých faktorov sa mohol v posledných rokoch zmeniť pod vplyvom či už vstupu Slovenska do Eurozóny alebo finančnej a hospodárskej krízy. (Príloha, Tabuľka 15, 16)

4.2 Odhady na základe mesačných údajov

Údaje o objeme úverov poskytnutých domácnostiam sú dostupné na mesačnej báze. Vplyv jednotlivých makroekonomických faktorov na vývoj objemu úverov sa môže prejaviť aj na mesačnej báze, pričom tento vplyv v modeli odhadnutom na štvrtročných údajoch môže absentovať. V tejto časti sa preto budeme venovať odhadu alternatívneho modelu pomocou údajov s mesačnou frekvenciou. Nakoľko ale vývoj hrubého domáceho produktu, ktorým sme popisovali vývoj reálnej ekonomiky a vývoj cien nehnuteľností sú dostupné len na štvrtročnej báze, je potrebné pri tomto prístupe urobiť niekoľko aproximácií. Na popis vývoja reálnej ekonomiky sme v tejto časti zvolili vývoj tržieb za vybrané odvetvia.² Keďže štvrtročné údaje o cenách nehnuteľností nie je možné nahraďovať inou alternatívou dostupnou na mesačnej báze, tieto údaje sme pretransformovali na

²Medzi vybrané odvetvia sme zaradili: priemysel, stavebníctvo, veľkoobchod, maloobchod, oprava motorových vozidiel a motocyklov, doprava a skladovanie, informácie a komunikácia, vybrané trhové služby.

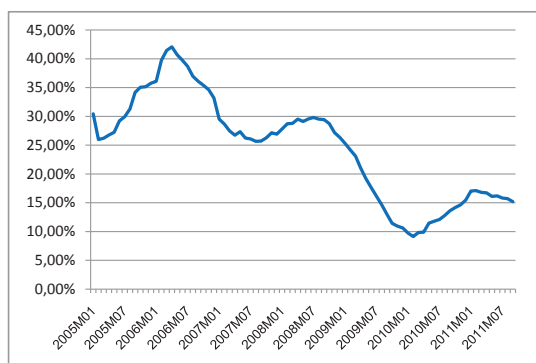
mesačné interpoláciou pomocou kubického splajnu. Vybrané makroekonomické faktory, pomocou ktorých sa v tejto časti pokúsime vysvetliť vývoj objemu úverov sú:

- vývoj tržieb
- inflácia (CPI)
- ceny nehnuteľností
- úrokové miery na úvery na bývanie

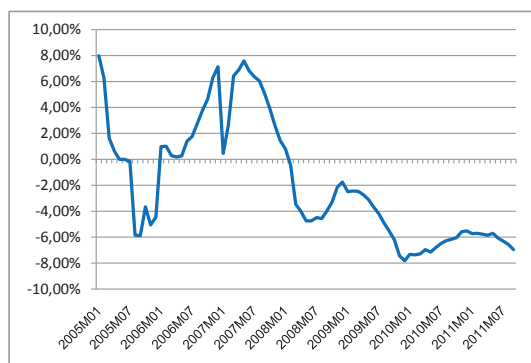
Používať budeme údaje od januára 2004 do septembra 2011. Vývoj jednotlivých časových radov sa nachádza v Prílohe v Tabuľke 6. Pracovať budeme opäť s percentuálnymi medziročnými zmenami časových radov, okrem inflácie, ktorá sama vyjadruje percentuálnu medziročnú zmenu vybraného koša spotrebiteľských cien.

Vývoj medziročného rastu vybraných makroekonomických premenných sa nachádza na nasledujúcich grafoch.

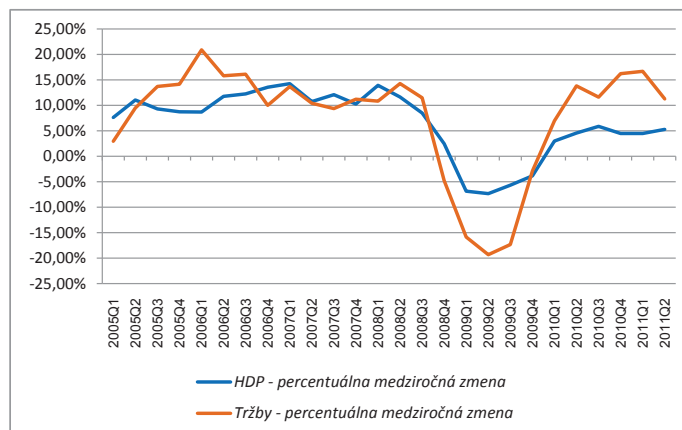
Obr. 4.4: Vývoj medziročného rastu úverov na bývanie



Obr. 4.5: Vývoj medziročného rastu úrokových mier na úvery na bývanie



Obr. 4.6: Porovnanie vývoja medziročného rastu HDP a tržieb



4.2.1 Testy jednotkového koreňa

Stacionaritu jednotlivých premenných sme opäť skúmali pomocou dvoch testov jednotkového koreňa (rozšírený Dickey-Fullerov test a Phillips-Perronov test), ktorých nulovou hypotézou je existencia jednotkového koreňa. Výsledky sú uvedené v Prílohe v Tabuľke 8. Na základe Phillips-Perronovho testu nemôžeme pri úrovňových dátach na 5%-nej hladine významnosti zamietnuť nulovú hypotézu. Oba testy zamietajú nulovú hypotézu v prípade prvých diferencií na 5%-nej hladine významnosti, až na ceny nehnuteľností, kde je nulová hypotéza zamietnutá oboma testami na 10%-nej hladine významnosti. Na základe týchto výsledkov budeme ďalej pracovať s uvedenými časovými radmi ako s nestacionárnymi - integrovanými rádu 1.

4.2.2 Odhad jednoduchých regresíí

Na začiatok sme odhadli niekoľko jednoduchých regresíí pomocou metódy najmenších štvorcov. Postupne sme zisťovali, ako závisí vývoj objemu úverov na bývanie od vývoja tržieb, inflácie, úrokových mier na úvery na bývanie a cien nehnuteľností. Na základe vzťahov popísaných v Kapitole 2 sme predpokladali kladné znamienko pred tržbami, infláciou a cenami nehnuteľností a naopak záporné pred úrokovými mierami na úvery na bývanie. Odhadli sme nasledujúce štyri regresie:

1. $\Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(TRZBY_{MZ,t-l}) + \varepsilon_t$
2. $\Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(CN_{MZ,t-l}) + \varepsilon_t$
3. $\Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(CPI_{t-l}) + \varepsilon_t$
4. $\Delta(UB_{MZ,t}) = c_0 + c_1\Delta(UM_{MZ,t-l}) + \varepsilon_t$

kde $UB_{MZ,t}$ je percentuálna medziročná zmena objemu úverov na bývanie v čase t , $TRZBY_{MZ,t}$ je percentuálna medziročná zmena tržieb v čase t , $CN_{MZ,t}$ je percentuálna medziročná zmena cien nehnuteľností v čase t , CPI_t je inflácia v čase t a $UM_{MZ,t}$ je percentuálna medziročná zmena úrokových mier úverov na bývanie v čase t . Dĺžku oneskorenia (l) sme opäť zvolili tak, aby koeficienty pri jednotlivých premenných boli očakávaného znamienka a signifikantné.

Vo všetkých prípadoch sa preukázala signifikantnosť jednotlivých premenných minimálne na 10%-nej hladine významnosti, pričom pri cenách nehnuteľností, úrokových mierach a inflácii to bolo až na 1%-nej hladine významnosti. Celková vysvetľovacia schopnosť regresíí bola ale pomerne nízka. Na základe dĺžky oneskorenia l sa ukázalo, že jedine inflácia má bezprostredný vplyv na vývoj úverov a teda ovplyvňuje vývoj ešte v danom mesiaci. Ostatné premenné majú vplyv na vývoj úverov s rôznym oneskorením - tržby s oneskorením 4 mesiace, ceny nehnuteľností s oneskorením 2 mesiace a úrokové miery s oneskorením pol roka.

Tabuľka 4.2: Jednoduché regresie 1

	Regresia č. 1	Regresia č. 2	Regresia č. 3	Regresia č. 4
C	-0.001639 (0.001307) [-1.253998]	-0.002332** (0.001067) [-2.186221]	-0.002095* (0.001216) [-1.722651]	-0.002488** (0.001245) [-1.998223]
$\Delta(TRZBY_{MZ,t-4})$	0.042540* (0.023094) [1.842026]			
$\Delta(CN_{MZ,t-2})$		0.313642*** (0.049414) [6.347239]		
$\Delta(CPI)$			0.014296*** (0.002948) [4.849579]	
$\Delta(UM_{MZ,t-6})$				-0.265825*** (0.077002) [-3.452184]
R-squared	0.043842	0.346447	0.231666	0.142015
Adjusted R-squared	0.030921	0.337848	0.221816	0.130099
Log likelihood	233.2471	254.9042	249.2356	232.2058
F-statistic	3.393061	40.28745	23.51841	11.91757
Prob(F-statistic)	0.069478	0.000000	0.000006	0.000935
Durbin-Watson stat	0.817178	1.073627	1.215392	0.889420

Pozn.: V () sú uvedené štandardné odchýlky, v [] hodnoty t-štatistík. ***/**/* predstavujú zamietnutie H_0 na 1, 5 a 10%-nej hladine významnosti. Nulovou hypotézou je, že koeficient pri danej premennej je rovný 0.

Podobne ako pri kvartálnych dátach sme do odhadovaných rovníc zahrnuli dummy premennú kvôli prudkému rastu úverov na bývanie v roku 2004. Táto premenná nabývala hodnotu 1 od štvrtého mesiaca 2005 do štvrtého mesiaca 2006, v ostatných prípadoch bola nulová.

Vysvetľovacia schopnosť jednotlivých regresí sa po zahrnutí dummy premennej zlepšila, pričom znamienka pri koeficientoch makroekonomických premenných zostali zachované. Najvýraznejšie sa upravené R^2 zvýšilo v prípade prvej rovnice. Koeficient dummy premennej bol vo všetkých prípadoch kladný, koeficienty makroekonomických premenných zostali signifikantné minimálne na 10%-nej hladine významnosti.

Do regresí sme ďalej zahrnuli oneskorenú hodnotu úverov na bývanie v čase $t - 1$. Jej pridaním sme sa snažili odstrániť autokoreláciu rezíduí prvého rádu, ktorú zachytáva Durbin-Watson štatistika a ktorá sa v prípade našich regresí nachádzala mimo odporúčaného intervalu.

Po pridaní oneskorenej hodnoty úverov na bývanie sa hodnota Durbin-Watson štatistiky dostala do odporúčaného intervalu, zvýšila sa hodnota upraveného R^2 , teda sa zvýšila vysvetľovacia schopnosť regresí. Koeficient pri oneskorenej hodnote úverov na bývanie bol kladný a signifikantný aspoň na 5%-nej hladine významnosti. Znamienka pri jednotlivých makroekonomických premenných zostali zachované a boli teda v súlade s očakávaniami. F-štatistika taktiež potvrdila signifikantnosť regresí.

Tabuľka 4.3: Jednoduché regresie 2

	Regresia č. 1	Regresia č. 2	Regresia č. 3	Regresia č. 4
C	-0.004152*** (0.001194) [-3.476848]	-0.003545*** (0.001126) [-3.149541]	-0.004468*** (0.001157) [-3.862271]	-0.004196*** (0.001181) [-3.553580]
Dummy	0.017393*** (0.003141) [5.537843]	0.008853** (0.003357) [2.636943]	0.014766*** (0.002901) [5.089652]	0.015260*** (0.003502) [4.357160]
$\Delta(TRZBY_{MZ,t-4})$	0.038522* (0.019525) [1.972936]			
$\Delta(CN_{MZ,t-2})$		0.223965*** (0.058488) [3.829224]		
$\Delta(CPI)$			0.012311*** (0.002596) [4.742511]	
$\Delta(UM_{MZ,t-6})$				-0.186087** (0.071268) [-2.611077]
R-squared	0.326699	0.401899	0.425082	0.323031
Adjusted R-squared	0.308253	0.385949	0.410149	0.303962
Log likelihood	246.5749	258.3621	260.8354	240.9734
F-statistic	17.71055	25.19842	28.46608	16.93965
Prob(F-statistic)	0.000001	0.000000	0.000000	0.000001
Durbin-Watson stat	1.075404	1.143448	1.497935	0.947173

Tabuľka 4.4: Jednoduché regresie 3

	Regresia č. 1	Regresia č. 2	Regresia č. 3	Regresia č. 4
C	-0.002338** (0.001136) [-2.057612]	-0.002203** (0.001095) [-2.012072]	-0.002885** (0.001120) [-2.575321]	-0.002253** (0.001089) [-2.068797]
Dummy	0.009554*** (0.003292) [2.902193]	0.005348 (0.003225) [1.658204]	0.010933*** (0.002939) [3.719664]	0.006825* (0.003454) [1.975979]
$\Delta(UB_{MZ,t-1})$	0.457240*** (0.101583) [4.501124]	0.393833*** (0.103551) [3.803274]	0.239217** (0.096692) [2.474019]	0.489988*** (0.097207) [5.040645]
$\Delta(TRZBY_{MZ,t-4})$	0.027007 (0.017555) [1.538390]			
$\Delta(CN_{MZ,t-2})$		0.141959** (0.058010) [2.447147]		
$\Delta(CPI)$			0.008443*** (0.002545) [3.317611]	
$\Delta(UM_{MZ,t-6})$				-0.173815*** (0.061528) [-2.824975]
R-squared	0.474555	0.499694	0.480512	0.503315
Adjusted R-squared	0.452661	0.479412	0.459732	0.482028
Log likelihood	255.9968	265.3251	267.6850	252.4311
F-statistic	21.67554	24.63652	23.12427	23.64477
Prob(F-statistic)	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Durbin-Watson stat	2.110301	2.069271	1.832484	2.065807

Pozn.: V () sú uvedené štandardné odchýlky, v [] hodnoty t-štatistik. ***/**/* predstavujú zamietnutie H_0 na 1, 5 a 10%-nej hladine významnosti. Nulovou hypotézou je, že koeficient pri danej premennej je rovný 0.

4.2.3 Odhad kointegračného vzťahu

Podobne ako pri kvartálnych dátach aj pri mesačných sme predpokladali, že medzi časovými radmi môže existovať kointegračný vzťah. Kointegráciu sme testovali pomocou Johansenovho testu so zahrnutím konštanty do krátkodobého aj dlhodobého vzťahu. Tento test nezamietol existenciu kointegrácie medzi úvermi na bývanie, cenami nehnuteľností, infláciou a tržbami. Trace aj Maximum Eigenvalue štatistika v tomto prípade potvrdili existenciu jedného kointegračného vektora. Interpretácia kointegračnej rovnice bude aj v tomto prípade podobná interpretácii v prvej časti. Existenciu kointegračného vzťahu nebudeme interpretovať ako existenciu dlhodobého rovnovážneho vzťahu. Predpokladáme ale, že existencia kointegračného vzťahu znamená, že medzi testovanými premennými existuje istý vzťah, ktorý platil počas sledovaného obdobia a ktorý spôsobí, že v prípade vychýlenia sa od tohto vzťahu bude vývoj týchto premenných ovplyvnený touto odchýlkou. Tento vplyv pritom bude skôr dlhodobého charakteru a spôsobuje postupné zmeny vo vývoji jednotlivých premenných. V ostatných prípadoch štatistiky buď zamietali existenciu kointegračného vzťahu, alebo znamienka alebo hodnoty koeficientov neboli v súlade s očakávaniami, prípadne obe štatistiky potvrdili existenciu viac ako jedného kointegračného vektora. (Príloha, Tabuľka 10)

4.2.4 Test Grangerovej kauzality

V predchádzajúcej časti sme zistili, že medzi úvermi na bývanie, cenami nehnuteľností, infláciou a tržbami nemôžeme zamietnuť existenciu kointegračného vzťahu. V ďalšom kroku sme preto skúmali akým spôsobom ovplyvňuje tento vzťah jednotlivé premenné. Pomocou testu Grangerovej kauzality sme testovali slabú exogenitu jednotlivých premenných. Výsledky testu ukázali, že vplyv úverov na bývanie a tržieb nie je vzájomný a tržby môžeme považovať za slabo exogénnu premennú. Tržby vplývajú Granger kauzálne na vývoj objemu úverov na bývanie aj keď na menšej hladine významnosti ako to bolo v prípade HDP a kvartálnych dát. To môže byť spôsobené tým, že tržby predstavujú len aproximáciu vývoja HDP, ktorý zachytáva ekonomickú aktivitu. Keďže úvery na bývanie nepredstavujú hlavný faktor, ktorý by určoval vývoj tržieb, ich vplyv na tržby sa ukázal byť aj v prípade mesačných dát nesignifikantný. V prípade inflácie test potvrdil, že inflácia vplýva Granger kauzálne na úvery na bývanie a zároveň aj úvery na bývanie ovplyvňujú istým spôsobom vývoj inflácie. Infláciu ale budeme podobne ako v prípade kvartálnych dát považovať za slabo exogénnu a teda budeme predpokladať, že vplyv úverov na bývanie na infláciu nie je signifikantný a to kvôli tomu, že úvery na bývanie predstavujú len časť všetkých poskytnutých úverov. Výsledky testu potvrdili aj vzájomný vplyv medzi cenami nehnuteľností a úvermi na bývanie. Zvyšovanie cien nehnuteľností podporuje očakávania o ich ďalšom raste a spôsobuje teda nárast objemu poskytnutých úverov na bývanie. Naopak aj zvyšujúci sa objem

úverov na bývanie ovplyvňuje vývoj cien nehnuteľností. V ďalšom budeme s cenami nehnuteľností pracovať ako s endogénnou premennou. (Príloha, Tabuľka 12)

4.2.5 Vector Error Correction model

Na základe výsledkov kointegračného testu a testu Grangerovej kauzality sa v ďalšom kroku pokúsime odhadnúť regresiu, do ktorej zahrnieme kointegračný vzťah. Keďže odchýlka od kointegračného vzťahu môže mať signifikantný vplyv nielen na vývoj objemu úverov na bývanie ako to bolo v prípade kvartálnych dát, ale aj na vývoj cien nehnuteľností, budeme teraz odhadovať tzv. vector error correction model. Pozrieme sa ako kointegračný vzťah a krátkodobé zmeny premenných vplyvajú na vývoj objemu úverov na bývanie a na vývoj cien nehnuteľností. Najskôr sme podobne ako pri kvartálnych dátach odhadli niekoľko VEC modelov, pri ktorých sme vychádzali z výsledkov jednoduchých regresíí. Výsledky sa nachádzajú v Prílohe v Tabuľke 13.

Jednotlivé modely sa od seba odlišujú vo výbere makroekonomických premenných v error correction rovnici, teda v spôsobe vplyvu krátkodobej dynamiky jednotlivých premenných na vývoj objemu úverov a cien nehnuteľností. Vo všetkých modeloch je krátkodobý vplyv makroekonomických faktorov v súlade s očakávaniami. Nárast inflácie, zvyšovanie cien nehnuteľností, pokles úrokových mier na úvery na bývanie ako aj väčšia ekonomická aktivita zachytená rastom tržieb pôsobia pozitívne na rast objemu úverov na bývanie. Dlhodobý vzťah vykazuje záporný vplyv inflácie na rast úverov, ostatné premenné majú očakávaný pozitívny vplyv.

Z kointegračného vzťahu vyplýva, že v dlhodobom horizonte sa do rastu úverov na bývanie premietne 30 (Model 7 a Model 10) až 100% (Model 8) rastu cien nehnuteľností. V prípade tržieb je tento vplyv podobný, do rastu úverov sa tu premietne od 12 (Model 10) do vyše 100% (Model 6, Model 8 a Model 9) rastu tržieb. Podobne ako pri kvartálnych dátach aj v tomto prípade môžeme hovoriť o istej korelácii medzi úvermi na bývanie a tržbami. Aj tu zahrnutie krátkodobého vplyvu cien nehnuteľností do modelu znižuje dlhodobý vplyv rastu tržieb. Vo všetkých modeloch sa z dlhodobého hľadiska ukázal negatívny vzťah medzi zmenou inflácie a úvermi na bývanie. Tento záporný vzťah je do istej miery korigovaný krátkodobým pozitívnym vplyvom zmeny cien. Pri odhadovaní ďalších modelov sa ukázalo, že hoci medziročný rast cien spôsobuje spočiatku pokles úverov, z dlhodobého hľadiska môžeme hovoriť o pozitívnom vzťahu medzi úvermi na bývanie a infláciou. Vplyv odchýlky od kointegračného vzťahu nie je taký výrazný ako v prípade kvartálnych dát, za mesiac sa koriguje približne 1 až 7% tejto odchýlky.

Z krátkodobého hľadiska najvýraznejšie ovplyvňujú vývoj úverov na bývanie úrokové miery. Ich zvyšovaním objem poskytnutých úverov klesá. Na medziročný rast objemu úverov výrazne vplýva aj oneskorená hodnota tejto premennej, ktorá svedčí

o istej zotrvačnosti vo vývoji úverov. V krátkodobom horizonte má zvyšovanie cien a rast tržieb najmenší a približne rovnaký vplyv na rast úverov.

Keďže pri mesačných dátach máme k dispozícii väčšie množstvo údajov, môžeme odhadnúť regresiu v tvare všeobecného symetrického VEC modelu, do ktorého zahrnieme kointegračný vzťah a zmeny premenných v predchádzajúcich obdobiach. V tomto prípade si budeme všimáť nielen vplyv kointegračného vzťahu na vývoj objemu úverov na bývanie ale aj na vývoj cien nehnuteľností. Podarilo sa nám odhadnúť nasledujúce dva modely:

- Model 13:

$$\begin{aligned}\Delta(UB_{MZ,t}) = a_{10} &+ \alpha_{UB}(\beta_0 + UB_{MZ,t-1} + \beta_1 CN_{MZ,t-1} + \beta_2 CPI_{t-1} + \beta_3 TRZBY_{MZ,t-1}) + \\ &+ \sum_{i=1}^3 a_{11}(i)\Delta(UB_{MZ,t-i}) + \sum_{i=1}^3 a_{12}(i)\Delta(CN_{MZ,t-i}) + \sum_{i=1}^3 a_{13}(i)\Delta(CPI_{t-i}) + \\ &+ \sum_{i=1}^3 a_{14}(i)\Delta(TRZBY_{MZ,t-i}) + \sum_{i=1}^3 a_{15}(i)\Delta(UM_{MZ,t-i}) + \varepsilon_{UB,t}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta(CN_{MZ,t}) = a_{20} &+ \alpha_{CN}(\beta_0 + UB_{MZ,t-1} + \beta_1 CN_{MZ,t-1} + \beta_2 CPI_{t-1} + \beta_3 TRZBY_{MZ,t-1}) + \\ &+ \sum_{i=1}^3 a_{21}(i)\Delta(UB_{MZ,t-i}) + \sum_{i=1}^3 a_{22}(i)\Delta(CN_{MZ,t-i}) + \sum_{i=1}^3 a_{23}(i)\Delta(CPI_{t-i}) + \\ &+ \sum_{i=1}^3 a_{24}(i)\Delta(TRZBY_{MZ,t-i}) + \sum_{i=1}^3 a_{25}(i)\Delta(UM_{MZ,t-i}) + \varepsilon_{UB,t}\end{aligned}$$

- Model 14:

$$\begin{aligned}\Delta(UB_{MZ,t}) = a_{10} &+ \alpha_{UB}(\beta_0 + UB_{MZ,t-1} + \beta_1 CN_{MZ,t-1} + \beta_2 CPI_{t-1} + \beta_3 TRZBY_{MZ,t-1}) + \\ &+ \sum_{i=1}^5 a_{11}(i)\Delta(UB_{MZ,t-i}) + \sum_{i=1}^5 a_{12}(i)\Delta(CN_{MZ,t-i}) + \sum_{i=1}^5 a_{13}(i)\Delta(CPI_{t-i}) + \\ &+ \sum_{i=1}^5 a_{14}(i)\Delta(TRZBY_{MZ,t-i}) + \sum_{i=1}^5 a_{15}(i)\Delta(UM_{MZ,t-i}) + \varepsilon_{UB,t}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Delta(CN_{MZ,t}) = a_{20} &+ \alpha_{CN}(\beta_0 + UB_{MZ,t-1} + \beta_1 CN_{MZ,t-1} + \beta_2 CPI_{t-1} + \beta_3 TRZBY_{MZ,t-1}) + \\ &+ \sum_{i=1}^5 a_{21}(i)\Delta(UB_{MZ,t-i}) + \sum_{i=1}^5 a_{22}(i)\Delta(CN_{MZ,t-i}) + \sum_{i=1}^5 a_{23}(i)\Delta(CPI_{t-i}) + \\ &+ \sum_{i=1}^5 a_{24}(i)\Delta(TRZBY_{MZ,t-i}) + \sum_{i=1}^5 a_{25}(i)\Delta(UM_{MZ,t-i}) + \varepsilon_{UB,t}\end{aligned}$$

Modely sa od seba odlišujú v počte zahrnutých oneskorení (lagov) jednotlivých premenných. V Modeli 13 sme do odhadovanej regresie zahrnuli zmeny premenných s oneskorením od 1 do 3 mesiacov. Model 14 zohľadňuje zmeny premenných s oneskorením od 1 do 5 mesiacov.

V prípade úverov na bývanie je v oboch modeloch dlhodobý vplyv makroekonomických faktorov v súlade s očakávaniami. Najvýraznejšie dlhodobý vzťah ovplyvňujú ceny nehnuteľností, kde sa v Modeli 13 v dlhodobom horizonte premietne do rastu

úverov na bývanie takmer 94% rastu cien nehnuteľností, v Modeli 14 je to až vyše 100%. V prípade rastu tržieb poskytujú modely odlišné výsledky, v Modeli 13 sa v dlhodobom horizonte premietne do rastu úverov približne 74% rastu tržieb, zatiaľ čo v prípade Modelu 14 sú to necelé 4%. Rast cien sa premietne do rastu úverov na úrovni 6 (Model 14) až 10% (Model 13). Vplyv odchýlky od dlhodobého vzťahu podobne ako v predchádzajúcich modeloch nie je veľmi výrazný, za mesiac sa koriguje necelé 1% (Model 13) až 1,3% (Model 14) tejto odchýlky.

V krátkodobom horizonte majú vplyv na vývoj úverov na bývanie zmeny inflácie, tržieb, cien nehnuteľností a úrokových mier na úvery na bývanie, ako aj zmeny objemu úverov na bývanie v predchádzajúcich obdobiach. Vplyvy jednotlivých makroekonomických premenných až na korekcie sú v súlade s očakávaniami. Prítomnosť oneskorených hodnôt úverov na bývanie svedčí o zotrvačnosti tejto premennej, pričom najväčší vplyv má práve hodnota z predchádzajúceho mesiaca. Pri medziročnom náraste objemu úverov na bývanie očakávame nárast aj v ďalšom mesiaci. Zvyšovanie medziročného rastu cien nehnuteľností, rast tržieb ako aj pokles úrokových mier na úvery na bývanie vedú k vyššiemu rastu objemu úverov. Krátkodobý nárast cien vedie spočiatku k menšiemu poklesu úverov na bývanie, v dlhodobom horizonte ale zvyšujúci sa rast cien vyvoláva zvyšujúci sa rast objemu úverov.

V prípade vývoja cien nehnuteľností je vplyv kointegračného vzťahu takmer zanedbateľný. Aktuálny vývoj cien nehnuteľností sa dá vysvetliť takmer výlučne pomocou hodnôt cien nehnuteľností v predchádzajúcich obdobiach. Tento výsledok interpretujeme tým, že ak ľudia predpokladajú nárast cien bývania, tak tento nárast pravdepodobne nastane z dôvodu vysokého dopytu, či už z existenčných alebo investičných dôvodov, naopak ak sa očakáva ich pokles, klesajú. Zmenu z rastu na pokles, teda body zlomu, zachytáva pravdepodobne stochastická zložka.

S počtom dát, ktoré sme mali dispozícií je počet oneskorení (lagov) 5 v Modeli 14 už pomerne vysoký, preto budeme z uvedených modelov preferovať Model 13 aj napriek jeho nižšej hodnote upraveného R^2 .

4.2.6 Stabilita koeficientov

Podobne ako pri kvartálnych údajoch nás na záver bude zaujímať stabilita preferovaného modelu (Model 13). EC model sme opäť odhadli na rôznych časových obdobiach. Časové obdobia sme zvolili podobne ako pri kvartálnych dátach. Najprv sme Model 13 odhadli v časovom rozhraní 2005M05 - 2008M12 (EC 1). Z odhadu sme takto vylúčili roky po zavedení eura na Slovensku, ktoré zároveň predstavujú obdobie finančnej krízy. Táto kríza výrazne ovplyvnila aj vývoj slovenského hospodárstva, ktoré sa prejavilo na výraznom poklese tržieb. Následne sme odhadli Model 13 na časovom úseku 2006M05 - 2011M09 (EC 2), ktoré nezahŕňal obdobie prudkého nárastu úverov. Navyše sme

odhadli model aj v časovom rozhraní 2006M05 - 2008M12 (EC 3). Takto odhadnutý model neobsahoval ani obdobie prudkého nárastu úverov ani obdobie výrazného poklesu tržieb. Výsledky všetkých odhadovaných regresí sa nachádzajú v Prílohe v Tabuľke 17.

Najskôr sme testovali stabilitu modelu použitím odhadnutých regresí (EC 1) a (EC 2). Do pôvodného EC modelu sme zahrnuli reštrikcie, kde sme koeficienty postupne položili rovné odhadnutým koeficientom v (EC 1) a (EC 2). Stabilitu koeficientov kointegračného vzťahu sme zisťovali pomocou LR štatistiky, stabilitu koeficientov krátkodobých vplyvov pomocou Waldovej štatistiky. V oboch prípadoch bola na 5%-nej hladine významnosti nulová hypotéza zamietnutá. Na základe týchto testov sa ukázalo, že dlhodobý vzťah aj krátkodobé vplyvy sa v jednotlivých obdobiach signifikantne zmenili. (Príloha, Tabuľka 18, 19)

V ďalšom sme na testovanie stability odhadnutého modelu použili všetky tri odhadnuté regresie (EC 1), (EC 2) a (EC 3). Stabilitu koeficientov sme opäť testovali pomocou LR a Waldovej štatistiky. V prvom prípade sme do (EC 1) zahrnuli reštrikcie, kde sme koeficienty položili rovné odhadnutým koeficientom v (EC 3). V tomto prípade sme z testovania vylúčili obdobie finančnej krízy a poklesu tržieb a skúmali sme len to, či prudký rast objemu úverov v rokoch 2004 - 2005 výrazne ovplyvnil stabilitu modelu. Výsledky testov ukázali, že na 5%-nej hladine významnosti nemôžeme nulovú hypotézu zamietnuť. Ukázalo sa, že dlhodobý vzťah ako aj krátkodobé vplyvy sa počas tohto sledovaného obdobia výrazne nezmenili. V druhom prípade sme do (EC 2) zahrnuli reštrikcie, kde sme koeficienty položili rovné odhadnutým koeficientom v (EC 3). Takýmto spôsobom sme vylúčili obdobie prudkého rastu úverov a testovali sme, či pokles tržieb v dôsledku finančnej krízy má vplyv na stabilitu modelu. Výsledky testov zamietli nulovú hypotézu na 5%-nej hladine významnosti. Ukázalo sa že rovnako dlhodobý vzťah medzi makroekonomickými ukazovateľmi ako aj jednotlivé krátkodobé vplyvy sa mohli v priebehu posledných rokov zmeniť. (Príloha, Tabuľka 18, 19)

4.3 Predikcie

Na základe dvoch preferovaných modelov odhadnutých v predchádzajúcich častiach (Model 5 v prípade kvartálnych a Model 13 v prípade mesačných údajov) sa pokúsime na základe vopred určeného vývoja slabo exogénnych premenných odhadnúť možný budúci vývoj objemu úverov. Predikcie sme odhadli na časovom horizonte dvoch rokov 2011Q3 (resp. 2011M07)- 2013Q2(resp. 2013M06). Na odhad sme vytvorili dva možné scenáre budúceho vývoja slabo exogénnych premenných - základný a stresový scenár.

4.3.1 Základný scenár

V základnom scenári sme zvolili vývoj jednotlivých makroekonomických ukazovateľov na základe strednodobej predikcie Národnej banky Slovenska k druhému štvrťroku 2011. [6] Na základe tejto predikcie sme určili hodnoty medziročnej dynamiky HDP a inflácie ku koncu roka 2011, 2012 a 2013Q2 (2013M06). Hodnoty v ostatných kvartáloch (mesiacoch) sme určili pomocou lineárnej interpolácie. Predikcia cien nehnuteľností nie je súčasťou strednodobej predikcie Národnej banky Slovenska. Keďže ale vývoj HDP a cien nehnuteľností je do istej miery korelovaný, pri predpokladanom vývoji cien nehnuteľností (v prípade kvartálnych údajov) sme vychádzali práve z vývoja HDP v sledovanom období. Hodnoty medzikvartálnych zmien medziročnej zmeny cien nehnuteľností v jednotlivých kvartáloch (mesiacoch) sme vypočítali ako 1,24 násobok hodnoty medzikvartálnych zmien medziročnej zmeny HDP v danom kvartáli.³ Pri mesačných údajoch sme vývoj tržieb v nasledujúcich rokoch určili ako 1,9 násobok HDP, pričom sme postupovali analogicky ako v prípade cien nehnuteľností. V prípade úrokových mier pri mesačných dátach sme medziročné zmeny v jednotlivých kvartáloch ponechali rovné medziročnej zmene úrokových mier v 2011M06. Predikcie jednotlivých makroekonomických faktorov sa nachádzajú v prílohe v Tabuľke 20 a 21.

Na základe tohto scenára dôjde k poklesu inflácie, ku koncu roka 2011 bude jej hodnota 4,1%, ku koncu roka 2012 3,2% a v polovici roka 2013 bude na úrovni 2,5%. Medziročná dynamika HDP a tržieb ku koncu roka 2011 mierne poklesne a potom bude pomaly rásť, medziročný rast HDP tak dosiahne v polovici roka 2013 úroveň 5,3%, v prípade tržieb bude táto hodnota vyššia (10,07%). Pokles cien nehnuteľností sa zastaví a ceny následne začnú rásť, ich medziročná dynamika dosiahne v polovici roka 2013 hodnotu 6,6%. Medziročná zmena úrokových mier na úvery na bývanie zostane konštantná (-6,07%).

4.3.2 Stresový scenár

V stresovom scenári sme vytvorili predikcie na základe zhoršeného vývoja jednotlivých makroekonomických ukazovateľov:

- Nárast inflácie
- Pokles HDP (tržieb)
- Pokles cien nehnuteľností
- Nárast úrokových mier na úvery na bývanie

³Tento koeficient sme určili ako priemerný podiel medzikvartálnych zmien medziročného rastu HDP a cien nehnuteľností očistených od extrémnych hodnôt.

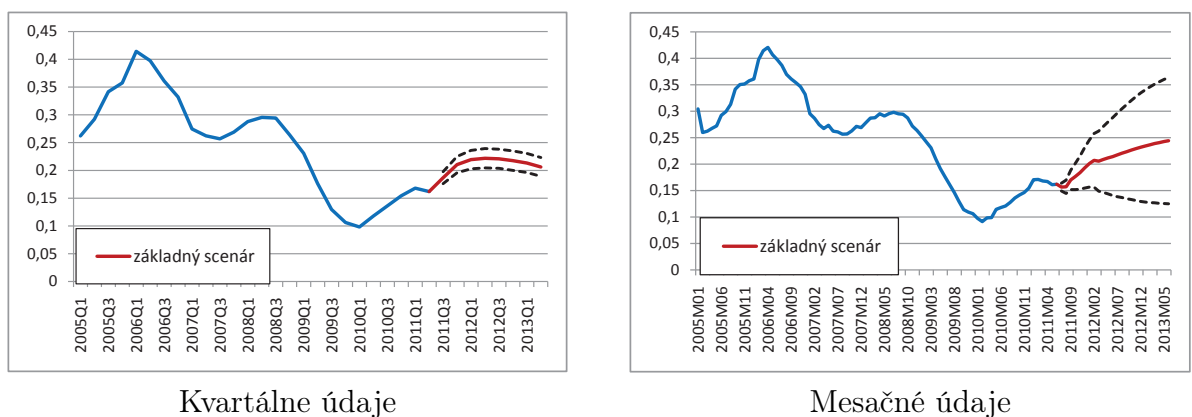
Údaje o zhoršenom vývoji HDP a inflácie sme čerpali z [7]. Na základe [7] sme určili medziročnú zmenu HDP ku koncu roka 2011 na úrovni $-5,7\%$. Hodnoty v ostatných kvartáloch (mesiacoch) sme dopočítali tak, aby bol rozdiel v jednotlivých kvartáloch (mesiacoch) v základnom a stresovom scenári konštantný. V prípade mesačných dát sme opäť medziročné zmeny vývoja tržieb určili ako 1,9 násobok medziročnej dynamiky HDP. Vývoj inflácie sme ponechali od konca roka 2011 do konca prognózovaného obdobia na úrovni $4,8\%$. Predikcie cien nehnuteľností sme opäť získali ako 1,24 násobok HDP. Medziročné zmeny úrokových mier v stresovom scenári sme určili tak, aby bola absolútna hodnota podielu inflácie v stresovom a základnom scenári rovná absolútnej hodnote podielu úrokových mier v stresovom a základnom scenári. Prognózovaný vývoj makroekonomických premenných sa nachádza v prílohe v Tabuľke 20 a 21

Pri odhade objemu úverov na základe zhoršeného vývoja jednotlivých makroekonomických faktorov nás v prvom rade zaujímala citlivosť vývoja objemu úverov na zmenu vo vývoji jednotlivých makroekonomických faktorov. Pri odhade sme preto predpokladali, že zhoršený vývoj nastane vždy iba pri jednej makroekonomickej premennej, pričom vývoj ostatných premenných bude totožný s vývojom v základnom scenári.

4.3.3 Predikcie vývoja úverov na bývanie

Jednotlivé predikcie sme vytvorili pomocou programu E-views, dynamicko - stochastickou simuláciou, ktorá využíva Gauss-Seidelovu iteračnú metódu. Získali sme stredné hodnoty a štandardné odchýlky vývoja medziročných zmien objemu úverov na bývanie. V prípade základného aj stresového scenára bude na základe získaných predikcií objem poskytnutých úverov na bývanie naďalej rásť.

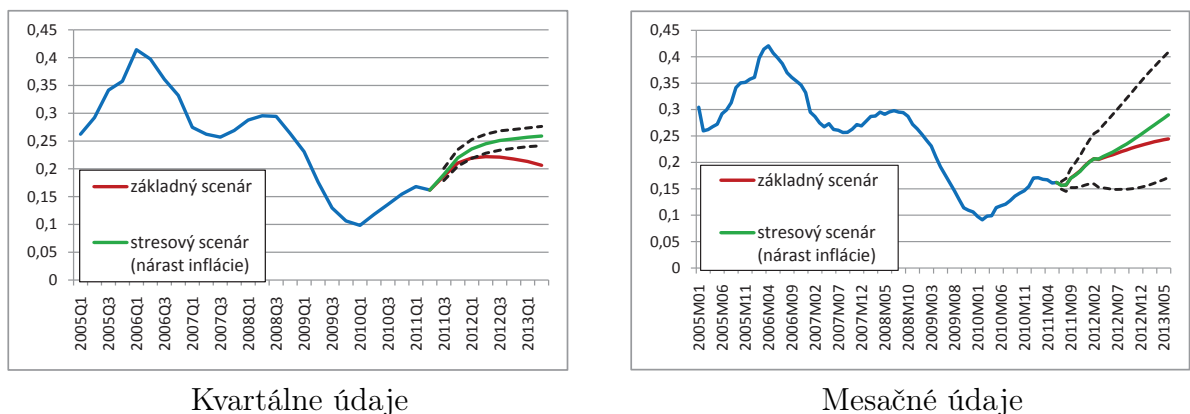
Obr. 4.7: Vývoj medziročného rastu úverov na bývanie podľa základného scenára



Predikcia na základe Modelu 13 (mesačné dáta) v prípade základného scenára ukazuje na zvyšujúci sa rast objemu úverov na bývanie. V polovici roku 2013 dosiahne

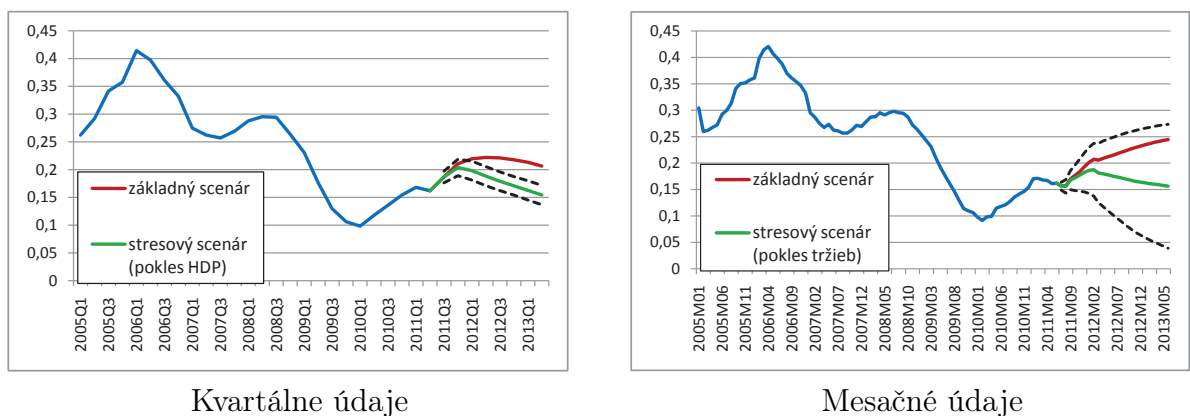
medziročný rast objemu úverov hodnotu takmer 25%. V prípade Modelu 5 (kvartálne dáta) a základného scenára medziročná dynamika objemu úverov na bývanie bude tiež spočiatku rásť, neskôr ale poklesne na úroveň 20%. V prípade stresového scenára sa vývoj objemu úverov bude správať v súlade s očakávaniami: vyššia inflácia spôsobí vyšší rast úverov na bývanie oproti základnému scenáru, pokles HDP (resp. tržieb), pokles cien nehnuteľností ako aj nárast úrokových mier na úvery na bývanie budú mať za následok pokles rastu úverov na bývanie oproti základnému scenáru.

Obr. 4.8: Vývoj medziročného rastu úverov na bývanie podľa stresového scenára - nárast inflácie



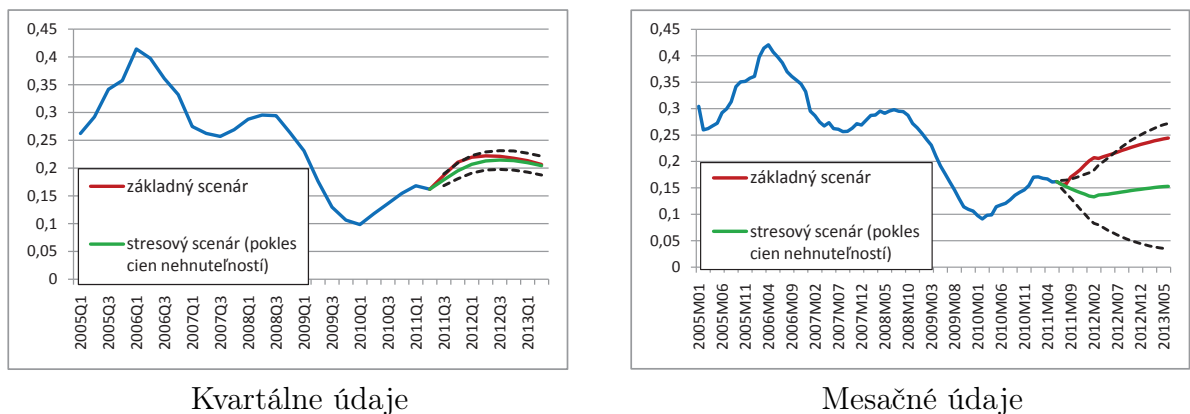
Zvýšená inflácia bude mať v oboch prípadoch podobný vplyv, oproti základnému scenáru sa úroveň medziročného rastu úverov na bývanie v polovici roku 2013 zvýši približne o 5 percentuálnych bodov. Predikcia na základe Modelu 5 (kvartálne údaje) hovorí, že ku koncu prognózovaného obdobia hodnota medziročného rastu úverov dosiahne 25%, zatiaľ čo v prípade Modelu 13 (mesačné údaje) bude na úrovni takmer 30%.

Obr. 4.9: Vývoj medziročného rastu úverov na bývanie podľa stresového scenára - pokles HDP (tržieb)



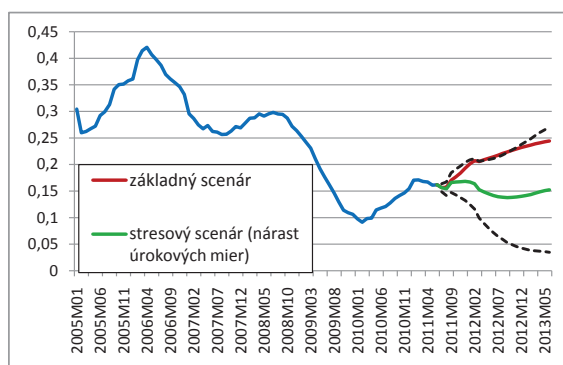
Pokles HDP aj tržieb spôsobí síce spočiatku zvýšený rast úverov (spôsobený pravdepodobne autoregresiou pozorovanou pri vývoji objemu úverov), potom ale dôjde k poklesu v raste úverov na bývanie a v polovici roka 2013 táto hodnota v oboch prípadoch dosiahne úroveň 15%. Oproti základnému scenáru tak v prípade poklesu HDP v Modeli 5 poklesne rast úverov na bývanie o približne 5 percentuálnych bodov, zatiaľ čo v prípade poklesu tržieb v Modeli 13 to bude takmer 10 percentuálnych bodov.

Obr. 4.10: Vývoj medziročného rastu úverov na bývanie podľa stresového scenára - pokles cien nehnuteľností



Podľa predikcie na základe Modelu 5 (kvartálne údaje) nebude mať pokles cien nehnuteľností výrazný vplyv na vývoj objemu úverov oproti základnému scenáru. Naopak, predikcia na základe Modelu 13 (mesačné údaje) ukazuje na výraznejší vplyv poklesu cien nehnuteľností na vývoj úverov oproti základnému scenáru. V polovici roka 2013 bude podľa tejto predikcie rozdiel medzi rastom úverov na bývanie podľa základného scenára a rastom úverov na bývanie na základe stresového scenára s poklesom cien nehnuteľností takmer 10 percentuálnych bodov.

Obr. 4.11: Vývoj medziročného rastu úverov na bývanie podľa stresového scenára - nárast úrokových mier (mesačné údaje)



Nárast úrokových mier podobne ako pokles tržieb či cien nehnuteľností bude viesť k poklesu v raste objemu úverov. Medziročná dynamika objemu úverov v polovici roka 2013 dosiahne úroveň 15%. Oproti základnému scenáru tak táto hodnota poklesne o takmer 10 percentuálnych bodov.

Záver

Hlavným cieľom tejto práce bolo skúmať, nakoľko je možné pomocou vybraných makroekonomických faktorov vysvetliť vývoj objemu úverov na bývanie poskytnutých slovenským domácnostiam. Na základe týchto makroekonomických premenných sme odhadli viacero modelov a pomocou preferovaných modelov sme odhadli možný budúci vývoj objemu úverov na bývanie, resp. sme skúmali citlivosť vývoja tohto objemu na zmeny vo vývoji týchto makroekonomických faktorov.

Modely sme odhadovali pomocou kvartálnych aj mesačných údajov. V prípade kvartálnych dát boli signifikantnými ukazovateľmi vývoja úverov ceny nehnuteľností, inflácia meraná indexom spotrebiteľských cien a hrubý domáci produkt, ktorým sme zachytávali ekonomickú aktivitu. Pri mesačných údajoch sa okrem týchto faktorov navyše prejavil aj signifikantný vplyv úrokových mier na úvery na bývanie.

V prvej časti sme sa venovali odhadu vývoja úverov pomocou údajov na štvrtročnej báze. Výslednú regresiu sme odhadli v tvare Error Correction modelu. Tento model zohľadňuje dlhodobý vzťah medzi premennými ako aj krátkodobé vplyvy jednotlivých faktorov. Zistili sme, že medzi úvermi na bývanie, HDP a infláciou existoval v sledovanom období "dlhodobý" vzťah. Vplyv odchýlky od tohto kointegračného vzťahu bol pomerne vysoký, za jeden kvartál sa korigovalo približne 28% tejto odchýlky. Z krátkodobého hľadiska mal výrazný vplyv na vývoj úverov najmä rast cien nehnuteľností, rádovo nižšie na vývoj úverov vplývala aj zmena inflácie. O zotrvačnosti úverov svedčí prítomnosť oneskorenej hodnoty tejto premennej, ktorá nám hovorí, že pri medziročnom náraste objemu úverov na bývanie očakávame rast aj v nasledujúcom období. Do regresie sme zahrnuli aj dummy premennú, ktorá zohľadňovala prudký nárast úverov v roku 2004 z pomerne nízkych hodnôt.

Druhá časť modelovania bola venovaná odhadu vývoja úverov na bývanie pomocou údajov na mesačnej báze. Regresiu sme tento krát odhadli v tvare Vector Error Correction modelu. Z dlhodobého hľadiska sme našli vzťah medzi úvermi na bývanie, cenami nehnuteľností, infláciou a tržbami. Keďže odchýlka z takéhoto kointegračného vzťahu môže ovplyvniť aj vývoj cien nehnuteľností, odhadovali sme regresie aj pre túto premennú. Z dlhodobého hľadiska najvýraznejšie ovplyvňovali vývoj úverov ceny nehnuteľností a tržby, vplyv inflácie nebol oproti nim taký výrazný. V krátkodobom horizonte sa s určitými korekciami prejavil očakávaný vplyv jednotlivých faktorov.

Medziročný rast cien nehnuteľností, tržieb a pokles úrokových mier viedli k rastu objemu úverov na bývanie. Hoci nárast inflácie sa zo začiatku prejavil poklesom úverov, z dlhodobého hľadiska môžeme hovoriť o pozitívnom vzťahu medzi úvermi na bývanie a infláciou. Výsledky pri použití mesačných aj kvartálnych údajov teda potvrdili, že vývoj objemu úverov na bývanie poskytnutých domácnostiam je ovplyvnený vývojom makroekonomických faktorov. Na základe testov stability koeficientov ale nie je možné vylúčiť, že tento vplyv sa zmenil od roku 2009.

Na záver sme vytvorili viacero predikcií vývoja úverov na bývanie. Predikcie sme vytvorili na dva roky dopredu, na základe dvoch scenárov - základného a stresového. V oboch prípadoch bude objem poskytnutých úverov na bývanie naďalej rásť. Pri základnom scenári sa ale bude zvyšovať aj dynamika medziročného rastu objemu úverov. Do stresového scenára sme postupne zahrnuli pokles HDP (resp. tržieb), pokles cien nehnuteľností, nárast inflácie a zvýšenie úrokových mier na úvery na bývanie. Všetky tieto scenáre viedli k očakávanému vývoju úverov na bývanie. Pokles HDP ako aj pokles cien nehnuteľností či nárast úrokových mier viedli aj v prípade kvartálnych aj v prípade mesačných údajov k poklesu medziročnej zmeny úverov oproti základnému scenáru. Naopak zvýšenie inflácie spôsobilo nárast medziročnej zmeny úverov oproti základnému scenáru.

Zoznam skratiek

$CN_{MZ,t}$	percentuálna medziročná zmena cien nehnuteľností v čase t
CPI_t	inflácia v čase t meraná indexom spotrebiteľských cien
$HDP_{MZ,t}$	percentuálna medziročná zmena hrubého domáceho produktu v čase t
$TRZBY_{MZ,t}$	percentuálna medziročná zmena tržieb v čase t
$UB_{MZ,t}$	percentuálna medziročná zmena objemu úverov na bývanie v čase t
$UM_{MZ,t}$	percentuálna medziročná zmena úrokových mier na úvery na bývanie v čase t

Literatúra

- [1] ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*, United States: John Wiley & Sons, Inc., 1995. ISBN: 0-471-03941-1.
- [2] CALZA, A., GARTNER, C., SOUSA, J. *WORKING PAPER NO. 55, Modelling the Demand for Loans to the Private Sector in the Euro Area*, European Central Bank, 2001. ISSN: 1561-0810. Dostupné na internete: <http://www.ecb.int>.
- [3] CALZA, A., MANRIQUE, M., SOUSA, J. *WORKING PAPER NO. 202, Aggregate Loans to the Euro Area Private Sector*, European Central Bank, 2003. ISSN: 1725-2806. Dostupné na internete: <http://www.ecb.int>.
- [4] ÉGERT, B., BACKÉ, P., ZUMER, T. *WORKING PAPER SERIES NO 687, Credit Growth in Central and Eastern Europe*, European Central Bank, 2006. ISSN: 1725-2806. Dostupné na internete: <http://www.ecb.int> alebo http://ssrn.com/abstract_id=936896.
- [5] ELLER, M., FRÖMMEL, M., SRZENTIC, N., *Private Sector Credit in CESEE: Long-Run Relationships and Short-Run Dynamics*.
- [6] *Strednodobá predikcia 2. Q 2011*, Národná banka Slovenska, 2011. ISSN: 1338-1466. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.
- [7] *Analýza slovenského finančného sektora za prvý polrok 2011*, Národná banka Slovenska, 2011. ISSN: 1338-5577. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.
- [8] *Výročná správa 2000*, Národná banka Slovenska. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.
- [9] *Výročná správa 2001*, Národná banka Slovenska. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.
- [10] *Výročná správa 2002*, Národná banka Slovenska, 2003. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.
- [11] *Výročná správa 2003*, Národná banka Slovenska, 2004. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.

- [12] *Výročná správa 2004*, Národná banka Slovenska, 2005. ISBN: 80-8043-095-0. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.
- [13] *Výročná správa 2005*, Národná banka Slovenska, 2006. ISBN: 80-8043-105-1. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.
- [14] *Výročná správa 2006*, Národná banka Slovenska, 2007. ISBN: 978-80-8043-113-6. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.
- [15] *Výročná správa 2007*, Národná banka Slovenska, 2008. ISBN: 978-80-8043-125-9. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.
- [16] *Výročná správa 2008*, Národná banka Slovenska. ISBN: 978-80-8043-133-4. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.
- [17] *Výročná správa 2009*, Národná banka Slovenska. ISBN:978-80-8043-151-8. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.
- [18] *Výročná správa 2010*, Národná banka Slovenska. ISBN:978-80-8043-166-2. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk>.
- [19] STANKOVÁ, V., *Spotreba domácností a likvidné ohraničenia*, *Bakalárska práca*, 2010.

Prílohy

Dáta

Tabuľka 5: Vývoj makroekonomických premenných - kvartálne údaje

	HDP (v b.c. mld. EUR)	Inflácia (CPI)	Ceny nehnuteľností (v EUR za m^2)	Úvery na bývanie (objem v tis. EUR)	Úvery na bývanie (úrokové miery)
2004Q1	10,37	8,20	1 119	2 244 276	6,14
2004Q2	10,94	8,10	1 013	2 396 254	6,17
2004Q3	11,72	6,70	938	2 529 576	6,46
2004Q4	12,14	5,90	890	2 719 443	6,27
2005Q1	11,16	2,50	830	2 832 674	6,24
2005Q2	12,15	2,50	830	3 096 137	6,17
2005Q3	12,81	2,20	869	3 393 628	6,08
2005Q4	13,2	3,70	894	3 691 733	5,99
2006Q1	12,13	4,50	944	4 006 116	6,26
2006Q2	13,58	4,60	980	4 326 623	6,26
2006Q3	14,38	4,60	1 025	4 618 845	6,31
2006Q4	14,99	4,20	1 050	4 917 667	6,42
2007Q1	13,86	2,70	1 097	5 106 619	6,66
2007Q2	15,04	2,50	1 180	5 461 312	6,68
2007Q3	16,12	2,80	1 286	5 805 773	6,63
2007Q4	16,53	3,40	1 391	6 240 584	6,51
2008Q1	15,79	4,20	1 476	6 576 108	6,43
2008Q2	16,79	4,60	1 549	7 074 320	6,37
2008Q3	17,49	5,40	1 542	7 514 095	6,37
2008Q4	16,94	4,40	1 479	7 885 890	6,40
2009Q1	14,71	2,50	1 413	8 094 569	6,27
2009Q2	15,56	1,80	1 342	8 321 545	6,13
2009Q3	16,5	0,60	1 322	8 488 653	6,02
2009Q4	16,29	0,50	1 297	8 723 665	5,90
2010Q1	15,15	0,8	1 296	8 890 184	5,81
2010Q2	16,27	1	1 293	9 302 493	5,72
2010Q3	17,47	1,1	1 304	9 643 633	5,64
2010Q4	17,02	1,3	1 270	10 071 089	5,57
2011Q1	15,83	3,6	1 264	10 384 527	5,48
2011Q2	17,13	3,9	1 256	10 808 595	5,37

Tabuľka 6: Vývoj makroekonomických premenných - mesačné údaje

	Tržby (v b.c. tis. EUR)	Inflácia (CPI)	Ceny nehnuteľností (v EUR za m ²)	Úvery na bývanie (objem v tis. EUR)	Úvery na bývanie (úrokové miery)
2004M01	4 762 729	8,3	1 159	2 161 711	5,88
2004M02	5 032 520	8,5	1 120	2 217 967	5,89
2004M03	5 714 555	8,2	1 082	2 244 276	6,14
2004M04	5 335 682	8	1 047	2 281 796	6,19
2004M05	5 542 821	8,3	1 014	2 346 073	6,21
2004M06	5 764 894	8,1	985	2 396 254	6,17
2004M07	5 351 893	8,5	960	2 453 955	6,16
2004M08	5 494 610	7,2	939	2 520 025	6,50
2004M09	5 915 104	6,7	922	2 529 576	6,46
2004M10	6 265 823	6,6	906	2 580 794	6,29
2004M11	6 256 258	6,3	889	2 637 645	6,33
2004M12	5 993 660	5,9	869	2 719 443	6,27
2005M01	5 102 050	3,2	849	2 819 498	6,35
2005M02	5 348 027	2,7	833	2 793 938	6,26
2005M03	5 882 890	2,5	825	2 832 674	6,24
2005M04	5 931 934	2,7	825	2 892 272	6,23
2005M05	6 061 781	2,4	832	2 984 917	6,21
2005M06	6 311 895	2,5	843	3 096 137	6,17
2005M07	6 019 701	2	856	3 188 693	6,15
2005M08	5 980 262	2	868	3 308 568	6,12
2005M09	6 727 271	2,2	877	3 393 628	6,08
2005M10	6 957 612	3,3	885	3 485 179	6,06
2005M11	7 223 608	3,4	896	3 564 745	6,01
2005M12	6 842 787	3,7	910	3 691 733	5,99
2006M01	5 813 908	4,1	927	3 836 935	6,41
2006M02	6 082 035	4,4	943	3 904 721	6,32
2006M03	7 112 993	4,5	956	4 006 116	6,26
2006M04	6 506 762	4,5	968	4 108 968	6,24
2006M05	7 044 612	4,8	981	4 199 442	6,23
2006M06	7 310 225	4,6	995	4 326 623	6,26
2006M07	7 131 342	5	1 010	4 421 795	6,26
2006M08	7 368 205	5,1	1 024	4 531 585	6,29
2006M09	7 811 538	4,6	1 034	4 618 845	6,31
2006M10	8 325 525	3,7	1 042	4 718 935	6,34
2006M11	8 242 523	4,3	1 051	4 799 849	6,39
2006M12	7 528 251	4,2	1 063	4 917 667	6,42
2007M01	7 228 924	3	1 079	4 969 970	6,44
2007M02	7 385 522	2,7	1 098	5 024 173	6,49
2007M03	8 086 987	2,7	1 122	5 106 619	6,66
2007M04	7 463 876	2,7	1 150	5 207 222	6,67
2007M05	8 093 359	2,3	1 181	5 347 441	6,70
2007M06	8 072 723	2,5	1 214	5 461 312	6,68
2007M07	7 819 915	2,3	1 250	5 575 242	6,66
2007M08	7 769 512	2,3	1 286	5 694 134	6,67
2007M09	8 544 652	2,8	1 322	5 805 773	6,63
2007M10	9 295 780	3,3	1 357	5 959 280	6,59
2007M11	9 342 964	3,1	1 390	6 102 764	6,55
2007M12	8 372 890	3,4	1 420	6 240 584	6,51
2008M01	8 470 939	3,8	1 448	6 351 749	6,49
2008M02	8 887 374	4,1	1 476	6 466 406	6,46
2008M03	8 963 181	4,2	1 504	6 576 108	6,43
2008M04	9 344 670	4,3	1 528	6 744 566	6,40
2008M05	9 070 156	4,6	1 545	6 903 692	6,38
2008M06	9 226 927	4,6	1 553	7 074 320	6,37

pokračovanie na nasledujúcej strane

Tabuľka 6: Vývoj makroekonomických premenných - mesačné údaje

	Tržby (v b.c. tis. EUR)	Inflácia (CPI)	Ceny nehnuteľností (v EUR za m^2)	Úvery na bývanie (objem v tis. EUR)	Úvery na bývanie (úrokové miery)
2008M07	8 959 549	4,8	1 551	7 236 927	6,36
2008M08	8 346 532	5	1 540	7 374 684	6,36
2008M09	9 526 998	5,4	1 523	7 514 095	6,37
2008M10	9 828 187	5,1	1 502	7 671 571	6,37
2008M11	8 930 641	4,9	1 479	7 762 248	6,41
2008M12	7 972 765	4,4	1 458	7 885 890	6,40
2009M01	6 458 712	3,4	1 436	7 959 904	6,33
2009M02	6 709 901	3,1	1 412	8 030 668	6,31
2009M03	7 542 556	2,5	1 387	8 094 569	6,27
2009M04	7 067 817	2,1	1 363	8 162 681	6,23
2009M05	6 987 693	1,9	1 345	8 226 953	6,18
2009M06	7 444 056	1,8	1 333	8 321 545	6,13
2009M07	7 160 067	1,7	1 327	8 403 937	6,09
2009M08	7 145 017	1,3	1 321	8 454 514	6,05
2009M09	7 876 266	0,6	1 313	8 488 653	6,02
2009M10	8 327 764	0,4	1 305	8 546 693	5,98
2009M11	8 326 923	0,4	1 299	8 611 170	5,94
2009M12	7 743 356	0,5	1 296	8 723 665	5,90
2010M01	6 786 213	0,4	1 295	8 735 830	5,87
2010M02	7 151 774	0,4	1 295	8 763 941	5,84
2010M03	8 068 216	0,8	1 294	8 890 184	5,81
2010M04	7 991 782	1,3	1 293	8 970 192	5,80
2010M05	8 017 885	1,2	1 294	9 169 429	5,74
2010M06	8 473 411	1,0	1 298	9 302 493	5,72
2010M07	7 906 909	1,1	1 302	9 419 662	5,70
2010M08	7 894 132	1,0	1 301	9 533 449	5,67
2010M09	8 792 003	1,1	1 294	9 643 633	5,64
2010M10	9 250 125	1,0	1 282	9 756 902	5,62
2010M11	9 407 099	1,0	1 272	9 870 882	5,60
2010M12	9 000 299	1,3	1 266	10 071 089	5,57
2011M01	8 095 244	3,0	1 264	10 224 780	5,53
2011M02	8 320 593	3,3	1 263	10 262 812	5,51
2011M03	9 414 294	3,6	1 262	10 384 527	5,48
2011M04	8 954 424	3,7	1 259	10 468 516	5,46
2011M05	9 375 251	4,0	1 256	10 646 619	5,41
2011M06	9 428 989	3,9	1 253	10 808 595	5,37
2011M07	8 516 982	3,7	1 251	10 910 317	5,34
2011M08	8 988 821	4,0	1 248	11 030 788	5,30
2011M09	9 756 216	4,3	1 245	11 108 296	5,25

Výsledky testov jednotkového koreňa

Tabuľka 7: Výsledky testov jednotkového koreňa - kvartálne údaje

	Augmented Dickey-Fuller			Phillips-Perron		
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None
HDP_{MZ}	-1.908330	-2.843534	-1.539980	-1.568430	-1.931502	-1.169447
$\Delta(HDP_{MZ})$	-3.412511**	-3.335914*	-3.471810***	-3.496895**	-3.422135*	-3.553338***
CPI	-3.354900**	-3.291235*	-1.920587*	-2.604473	-2.228809	-1.913698*
$\Delta(CPI)$	-3.599246**	-3.846964**	-3.621752***	-3.668817**	-3.839225**	-3.681594***
UB_{MZ}	-0.125626	-1.170343	-1.701975*	-1.031070	-2.687523	-0.767820
$\Delta(UB_{MZ})$	-2.134205	-10.00874***	-1.280323	-2.462322	-2.361238	-2.451080**
CN_{MZ}	-2.631081	-2.558061	-2.276232**	-2.097907	-2.330646	-1.874110*
$\Delta(CN_{MZ})$	-2.493303	-2.346624	-2.598627**	-1.973030	-1.980601	-2.036506**
UM_{MZ}	-1.897626	-2.754989	-1.694857*	-1.521278	-1.853638	-1.187778
$\Delta(UM_{MZ})$	-3.089934**	-3.031316	-3.143733***	-3.053285**	-2.957945	-3.102928***

Pozn.: V tabuľke sú uvedené hodnoty t-štatistik. *** / ** / * predstavujú zamietnutie H_0 na 1, 5 a 10%-nej hladine významnosti. Nulovou hypotézou u oboch testov je, že časové rady obsahujú jednotkový koreň.

Tabuľka 8: Výsledky testov jednotkového koreňa - mesačné údaje

	Augmented Dickey-Fuller			Phillips-Perron		
	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept	None
$TRZBY_{MZ}$	-2.216187	-2.230548	-1.793919*	-2.218510	-2.263555	-1.739107*
$\Delta(TRZBY_{MZ})$	-3.699216***	-3.675146**	-3.724833***	-11.75850***	-11.69236***	-11.82269***
CPI	-2.658097*	-3.445192*	-1.868806*	-2.427582	-1.869713	-1.760491*
$\Delta(CPI)$	-7.015486***	-7.269351***	-7.009585***	-6.998885***	-7.269351***	-6.990977***
UB_{MZ}	-0.682080	-4.885055***	-0.579618	-0.952581	-2.024081	-1.040931
$\Delta(UB_{MZ})$	-5.793377***	-5.790390***	-5.574529***	-5.962268***	-6.011139***	-5.973384***
CN_{MZ}	-2.184701	-2.281986	-2.264363**	-2.021360	-2.337967	-1.795254*
$\Delta(CN_{MZ})$	-1.877750	-1.362287	-1.914666*	-1.824240	-1.917665	-1.827733*
UB_UM_{MZ}	-2.079068	-2.264020	-1.541112	-2.163056	-2.529158	-1.670274*
$\Delta(UB_UM_{MZ})$	-7.808737***	-7.766825***	-7.781705***	-7.754173***	-7.707905***	-7.726237***

Pozn.: V tabuľke sú uvedené hodnoty t-štatistik. *** / ** / * predstavujú zamietnutie H_0 na 1, 5 a 10%-nej hladine významnosti. Nulovou hypotézou u oboch testov je, že časové rady obsahujú jednotkový koreň.

Johansenov kointegračný test

Tabuľka 9: Johansenov kointegračný test - kvartálne údaje

UB_{MZ}	HDP_{MZ}	CN_{MZ}	CPI	Adjustment Coefficient	Trace Test	Maximum Eigenvalue Test	Lags interval
1.000000	-1.498531 (0.09693)			-0.134480 (0.06472)	1	1	1 to 5
1.000000		-0.513427 (0.12099)		-0.177406 (0.06678)	2	2	1 to 2
1.000000			-0.033731 (0.01011)	-0.026864 (0.14877)	2	2	2 to 7
1.000000	-0.345724 (0.14600)		-0.077419 (0.01000)	-0.139585 (0.15544)	1	1	1 to 3
1.000000		-0.445619 (0.10774)	-0.013187 (0.01149)	-0.100216 (0.10190)	1	1	3 to 3
1.000000	4.043603 (0.64440)	-1.440214 (0.15510)	-0.030727 (0.01667)	-0.063313 (0.03645)	2	2	2 to 3

Pozn.: v () sú uvedené štandardné odchýlky, Trace test a Maximum Eigenvalue test vyjadrujú počet kointegračných vektorov potvrdených jednotlivými testami

Tabuľka 10: Johansenov kointegračný test - mesačné údaje

UB_{MZ}	$TRZBY_{MZ}$	CN_{MZ}	CPI	UM_{MZ}	Adjustment Coefficient	Trace test	Maximum Eigenvalue test	Lags interval
1.000000	-2.540675 (0.51521)	-	-	-	-0.016913 (0.00444)	1	1	no lags
1.000000	-	-9.284026 (1.96634)	-	-	-0.000653 (0.00084)	1	1	1 to 3
1.000000	-0.443549 (0.13963)	-	-0.084365 (0.01331)	-	-0.003292 (0.02165)	2	2	1 to 7
1.000000	-	-0.398890 (0.10966)	-0.017476 (0.01275)	-	-0.078348 (0.02178)	1	1	1 to 7
1.000000	-2.044010 (0.44235)	-	-	0.631682 (1.09778)	-0.018073 (0.00513)	1	1	5 to 6
1.000000	-0.732131 (0.41303)	-1.182229 (0.29421)	-0.060576 (0.03410)	-	-0.000345 (0.00445)	1	1	2 to 2
1.000000	-	-0.741503 (0.16904)	-0.104976 (0.01918)	3.580925 (0.52358)	-0.006992 (0.00638)	2	2	no lags
1.000000	-0.691966 (0.88450)	-3.916632 (0.70975)	-0.243509 (0.06249)	11.24560 (1.88599)	-0.000103 (0.00224)	3	3	7 to 7

Pozn.: v () sú uvedené štandardné odchýlky, Trace test a Maximum Eigenvalue test vyjadrujú počet kointegračných vektorov potvrdených jednotlivými testami

Test Grangerovej kauzality

Tabuľka 11: Grangerova kauzalita - kvartálne údaje

Null Hypothesis	Lags	F-Statistic	Probability
HDP_{MZ} does not Granger Cause UB_{MZ}	1	6.53656	0.01799
UB_{MZ} does not Granger Cause HDP_{MZ}	1	0.12570	0.72631
HDP_{MZ} does not Granger Cause UB_{MZ}	5	6.77104	0.00527
UB_{MZ} does not Granger Cause HDP_{MZ}	5	0.90786	0.51289
CPI does not Granger Cause UB_{MZ}	2	3.47339	0.05180
UB_{MZ} does not Granger Cause CPI	2	3.70876	0.04367
CPI does not Granger Cause UB_{MZ}	5	4.22849	0.02514
UB_{MZ} does not Granger Cause CPI	5	1.42981	0.29422

Tabuľka 12: Grangerova kauzalita - mesačné údaje

Null Hypothesis	Lags	F-Statistic	Probability
CN_{MZ} does not Granger Cause UB_{MZ}	2	8.88909	0.00035
UB_{MZ} does not Granger Cause CN_{MZ}	2	14.4354	5.1E-06
CN_{MZ} does not Granger Cause UB_{MZ}	4	4.07271	0.00510
UB_{MZ} does not Granger Cause CN_{MZ}	4	1.77228	0.14453
CPI does not Granger Cause UB_{MZ}	2	2.14512	0.12428
UB_{MZ} does not Granger Cause CPI	2	4.31486	0.01689
CPI does not Granger Cause UB_{MZ}	5	2.09767	0.07687
UB_{MZ} does not Granger Cause CPI	5	1.88897	0.10835
CPI does not Granger Cause UB_{MZ}	6	2.55188	0.02841
UB_{MZ} does not Granger Cause CPI	6	3.38855	0.00591
$TRZBY_{MZ}$ does not Granger Cause UB_{MZ}	2	2.70277	0.07364
UB_{MZ} does not Granger Cause $TRZBY_{MZ}$	2	0.94277	0.39417
$TRZBY_{MZ}$ does not Granger Cause UB_{MZ}	4	0.77104	0.54781
UB_{MZ} does not Granger Cause $TRZBY_{MZ}$	4	0.25476	0.90580
$TRZBY_{MZ}$ does not Granger Cause UB_{MZ}	11	1.75157	0.09093
UB_{MZ} does not Granger Cause $TRZBY_{MZ}$	11	0.47714	0.90813
$TRZBY_{MZ}$ does not Granger Cause UB_{MZ}	14	2.01373	0.04377
UB_{MZ} does not Granger Cause $TRZBY_{MZ}$	14	1.03672	0.44063

(Vector) Error Correction modely

Tabuľka 13: (Vector) Error Correction modely - mesačné údaje

	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10	Model 11	Model 12	Model 13	Model 14	
Kointegračná rovnica										
$UB_{MZ,t-1}$	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	
$CN_{MZ,t-1}$	-0.861745 (0.18238) [-4.72488]	-0.298228 (0.08671) [-3.43946]	-1.097168 (0.33611) [-3.26434]	-0.803857 (0.17146) [-4.68838]	-0.297749 (0.08032) [-3.70700]	-0.783278 (0.16093) [-4.86734]	-0.829810 (0.16194) [-5.12433]	-0.938380 (0.29541) [-3.17648]	-1.362545 (0.23153) [-5.88509]	
CP_{t-1}	0.131873 (0.01701) [7.75184]	0.013123 (0.00996) [1.31759]	0.270293 (0.03576) [7.55940]	0.120720 (0.01575) [7.66428]	0.003654 (0.01000) [0.36544]	0.109251 (0.01646) [6.63757]	0.117066 (0.01655) [7.07349]	-0.099875 (0.03236) [-2.59097]	-0.060526 (0.02336) [-2.59097]	
$TRZBY_{MZ,t-1}$	-1.067264 (0.20496) [-5.20710]	-0.160107 (0.09621) [-1.66415]	-2.278084 (0.37158) [-6.13073]	-1.037384 (0.18147) [-5.71670]	-0.122751 (0.08961) [-1.36979]	-0.851286 (0.18393) [-4.62824]	-0.844231 (0.17292) [-4.88234]	-0.736692 (0.42973) [-1.71431]	-0.038612 (0.33930) [-0.11380]	
C	-0.490555	-0.253926	-0.795961	-0.459960	-0.229149	-0.446566	-0.462865	0.167075	0.031417	
Error correction										
Koeficient spätnej väzby	-0.020749 (0.00458) [-4.59428]	-0.062053 (0.01390) [-4.46281]	-0.010434 (0.00251) [-4.15916]	-0.020461 (0.00433) [-4.72489]	-0.076926 (0.01550) [-4.96192]	-0.024512 (0.00561) [-4.36929]	-0.023388 (0.00456) [-5.13432]	-0.008748 (0.00635) [-1.37757]	-0.013184 (0.00878) [-1.50196]	0.002507 (0.00088) [2.83849]
$\Delta(UB_{MZ,t-1})$	0.258513 (0.10018) [2.58054]	0.262296 (0.09700) [2.70415]	0.065574 (0.09813) [0.66827]	0.280660 (0.09242) [3.03692]	0.099976 (0.10298) [0.97086]	0.129234 (0.10826) [1.19376]	0.089129 (0.09592) [0.92919]	0.395492 (0.13857) [2.85417]	0.337985 (0.14847) [2.27645]	0.014980 (0.01494) [1.00275]
$\Delta(UB_{MZ,t-2})$								0.016786 (0.02332) [0.71979]	0.386957 (0.15988) [2.42028]	-0.035925 (0.01609) [-2.23320]
$\Delta(UB_{MZ,t-3})$								-0.004630 (0.02102) [-0.22021]	0.236262 (0.16875) [1.40009]	-0.015617 (0.01698) [-0.91981]
$\Delta(UB_{MZ,t-4})$									0.001797 (0.16162) [0.01112]	-0.021426 (0.01626) [-1.31758]
$\Delta(UB_{MZ,t-5})$									0.316110 (0.13270) [2.38209]	0.003468 (0.01335) [0.25974]
	pokračovanie na nasledujúcej strane									

	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10	Model 11	Model 12	Model 13		Model 14	
$\Delta(CN_{MZ,t-1})$								0.222577 (0.51840) / 0.42936]	2.419597 (0.08226) / 29.4135]	0.159544 (1.40570) / 22.8407]	3.230513 (0.14144) / 22.8407]
$\Delta(CN_{MZ,t-2})$		0.053959 (0.05540) / 0.97403]			0.041519 (0.05157) / 0.80516]			0.544188 (0.96759) / 0.56242]	-2.229105 (0.15354) / -14.5180]	1.072763 (4.20624) / 0.25504]	-4.781815 (0.42322) / -11.2987]
$\Delta(CN_{MZ,t-3})$								-0.678668 (0.53544) / -1.26750]	0.806668 (0.08497) / 9.49403]	-1.096542 (0.56602) / -0.19360]	3.996813 (0.56989) / 7.01325]
$\Delta(CN_{MZ,t-4})$										-0.376124 (4.06146) / -0.09261]	-1.820092 (0.40865) / -4.45390]
$\Delta(CN_{MZ,t-5})$										0.264759 (1.28612) / 0.20586]	0.377211 (0.12941) / 2.91496]
$\Delta(CPI_t)$			0.005686 (0.00242) / 2.34750]		0.005612 (0.00218) / 2.56976]	0.004722 (0.00236) / 1.99764]	0.005367 (0.00210) / 2.55470]				
$\Delta(CPI_{t-1})$								-0.000404 (0.00314) / -0.12871]	0.000170 (0.00050) / 0.34246]	-0.003383 (0.00321) / -1.05431]	0.000464 (0.00032) / 1.43668]
$\Delta(CPI_{t-2})$								-0.005806 (0.00330) / -1.76219]	-0.000164 (0.00052) / -0.31374]	-0.009569 (0.00329) / -2.90835]	0.000285 (0.00033) / 0.85967]
$\Delta(CPI_{t-3})$								0.001753 (0.00328) / 0.53435]	-0.000897 (0.00052) / -1.72392]	-0.002852 (0.00343) / -0.83098]	0.000239 (0.00035) / 0.69106]
$\Delta(CPI_{t-4})$										0.001276 (0.00343) / 0.37219]	-0.000571 (0.00034) / -1.65703]
$\Delta(CPI_{t-5})$			0.003547 (0.00182) / 1.94480]		0.002860 (0.00166) / 1.72739]	0.003065 (0.00179) / 1.70802]	0.006708 (0.00192) / 3.49619]			0.001078 (0.00349) / 0.30912]	-4.48E-05 (0.00035) / -0.12756]
$\Delta(TRZBY_{MZ,t-1})$								0.017031 (0.02243) / 0.75926]	-0.001777 (0.00356) / -0.49913]	0.027578 (0.02484) / 1.11015]	-0.003393 (0.00250) / -1.35761]
$\Delta(TRZBY_{MZ,t-2})$								0.002541 (0.02490) / 0.10203]	-0.000974 (0.00395) / -0.24656]	0.020589 (0.02887) / 0.71323]	-0.003814 (0.00290) / -1.31311]
$\Delta(TRZBY_{MZ,t-3})$								0.008874 (0.02113) / 0.42000]	-0.002881 (0.00335) / -0.85934]	0.044905 (0.02820) / 1.59214]	-0.005571 (0.00284) / -1.96308]

pokračovanie na nasledujúcej strane

	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10	Model 11	Model 12	Model 13	Model 14
$\Delta(TRZBY_{MZ,t-4})$	0.009009 (0.01607) [-0.56077]					0.004575 (0.01569) [-0.29165]			0.045012 (0.02490) [-1.80796]
$\Delta(TRZBY_{MZ,t-5})$									0.030441 (0.02098) [-1.45091]
$\Delta(UM_{MZ,t-1})$							-0.084209 (0.07340) [-1.14729]	-0.017243 (0.01165) [-1.48048]	-0.123475 (0.08436) [-1.46367]
$\Delta(UM_{MZ,t-2})$							0.053800 (0.07109) [-0.75677]	-0.004437 (0.01128) [-0.39333]	0.011368 (0.00874) [-0.52923]
$\Delta(UM_{MZ,t-3})$							-0.135970 (0.06954) [-1.95255]	0.009364 (0.01104) [-0.84854]	-0.034441 (0.07986) [-0.43127]
$\Delta(UM_{MZ,t-4})$				-0.124966 (0.05588) [-2.23644]			-0.112343 (0.05076) [-2.21330]		-0.089791 (0.07076) [-1.26895]
$\Delta(UM_{MZ,t-5})$									0.025676 (0.07120) [-0.36062]
$\Delta(UM_{MZ,t-6})$				-0.192344 (0.05331) [-3.60818]			-0.192168 (0.04836) [-3.97411]		
C	-0.003595 (0.00104) [-3.44027]	-0.004315 (0.00109) [-3.97474]	-0.003980 (0.00105) [-3.79203]	-0.003484 (0.00095) [-3.67374]	-0.005313 (0.00107) [-4.97025]	-0.004187 (0.00103) [-4.05608]	-0.004337 (0.00088) [-4.90955]	-0.000535 (0.00112) [-0.47699]	0.000452 (0.00130) [-0.34784]
Dummy	0.016404 (0.00329) [-4.99053]	0.018531 (0.00412) [-4.49297]	0.016779 (0.00304) [-5.51217]	0.012503 (0.00331) [-3.78008]	0.023339 (0.00429) [-5.43841]	0.019060 (0.00350) [-5.44371]	0.014679 (0.00314) [-4.67910]		
R - squared	0.592543	0.606935	0.584297	0.659146	0.663920	0.633366	0.728946	0.591229	0.711656
Adj. R - squared	0.569588	0.585397	0.555824	0.634083	0.635519	0.601485	0.700197	0.482223	0.555470
F-statistic	25.81291	28.17994	20.52120	26.29974	23.37652	19.86645	25.35623	5.423837	4.556457
Akaike AIC	-6.859491	-6.916247	-6.847811	-7.036802	-7.021591	-6.912431	-7.211884	-6.555415	-6.650688
Schwarz SC	-6.706153	-6.765176	-6.667853	-6.849986	-6.810092	-6.697758	-6.962796	-6.037951	-5.816393
Log likelihood	265.6607	274.7336	276.4885	266.3617	280.8421	269.6724	274.8397	269.3835	276.4008

Pozn.: V () sú uvedené štandardné odchýlky, v [] hodnoty t-štatistik

Stabilita modelov

Tabuľka 14: EC modely použité pri testovaní stability koeficientov - kvartálne údaje

	EC model (1) 2005Q1 - 2011Q2	EC model (2) 2006Q1 - 2011Q2	EC model (3) 2005Q1 - 2008Q4
<i>Koeficienty kointegračného vzťahu</i>			
$UB_{MZ,t-1}$	1.000000	1.000000	1.000000
CPI_{t-1}	-0.030633	-0.001187	-0.054274
$HDP_{MZ,t-1}$	-0.572937	-0.980601	-0.246884
C	-0.124308	-0.179874	-0.088024
<i>Koeficienty krátkodobých vplyvov</i>			
Koeficient spätnej väzby	-0.279658	-0.189380	-0.504795
C	-0.011288	-0.009676	-0.019296
$\Delta(CPI_t)$	0.007625	0.007567	0.016342
$\Delta(CN_{MZ,t})$	0.151094	0.044775	0.346366
$\Delta(UB_{MZ,t-1})$	0.211076	0.283889	0.185075
Dummy	0.042314	0.066463	0.040081

Tabuľka 15: Test stability koeficientov kointegračného vzťahu (LR test) - kvartálne údaje

Porovnávané modely	LR - štatistika	p-hodnota
EC model (1) a (2)	3.445356	0.178587
EC model (1) a (3)	5.393016	0.067441

Tabuľka 16: Test stability koeficientov krátkodobých vplyvov (Waldov test) - kvartálne údaje

Porovnávané modely	Waldova štatistika	p-hodnota
EC model (1) a (2)	7.560177	0.1091
EC model (1) a (3)	53.81601	0.0000

Tabuľka 17: EC modely použité pri testovaní stability koeficientov - mesačné údaje

	EC model (1) 2005M05 - 2011M09	EC model (2) 2006M05 - 2011M09	EC model (3) 2005M05 - 2008M12	EC model(4) 2006M05 - 2008M12
<i>Koeficienty kointegračného vzťahu</i>				
$UB_{MZ,t-1}$	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000
$CN_{MZ,t-1}$	-0.938380	-0.375757	0.281940	0.464535
CPI_{t-1}	-0.099875	0.014632	-0.041811	-0.039106
$TRZBY_{MZ,t-1}$	-0.736692	-0.105232	-0.313183	-0.291399
C	0.167075	-0.234252	-0.161365	-0.217421
<i>Koeficienty krátkodobých vplyvov</i>				
Koeficient spätnej väzby	-0.008748	-0.085043	-0.091224	-0.072086
C	-0.000535	-0.003769	-0.002010	-0.004781
$\Delta(UB_{MZ,t-1})$	0.395492	0.206698	0.062274	0.537791
$\Delta(UB_{MZ,t-2})$	0.251709	-0.079084	-0.015662	-0.537301
$\Delta(UB_{MZ,t-3})$	0.190886	0.032555	0.233255	0.073305
$\Delta(CN_{MZ,t-1})$	0.222577	0.300913	-1.167558	-0.385499
$\Delta(CN_{MZ,t-2})$	0.544188	-0.938334	3.164693	1.208170
$\Delta(CN_{MZ,t-3})$	-0.678668	0.681693	-1.798459	-0.640439
$\Delta(CPI_{t-1})$	-0.000404	0.004004	0.003646	0.008510
$\Delta(CPI_{t-2})$	-0.005806	-0.003124	-0.000882	-0.003850
$\Delta(CPI_{t-3})$	0.001753	0.005179	0.006378	0.010554
$\Delta(TRZBY_{MZ,t-1})$	0.017031	-0.022224	-0.008184	-0.045117
$\Delta(TRZBY_{MZ,t-2})$	0.002541	-0.029082	-0.029326	-0.052419
$\Delta(TRZBY_{MZ,t-3})$	0.008874	-0.015547	-0.014043	-0.029216
$\Delta(UM_{MZ,t-1})$	-0.084209	-0.068903	-0.060414	-0.340305
$\Delta(UM_{MZ,t-2})$	0.053800	0.131502	-0.031526	0.113420
$\Delta(UM_{MZ,t-3})$	-0.135970	-0.070401	-0.174538	-0.323588

Tabuľka 18: Test stability koeficientov kointegračného vzťahu (LR test) - mesačné údaje

Porovnávané modely	LR - štatistika	p-hodnota
EC model (1) a (2)	21.28369	0.000092
EC model (1) a (3)	19.83076	0.000184
EC model (3) a (4)	3.282804	0.350043
EC model (2) a (4)	24.10029	0.000024

Tabuľka 19: Test stability koeficientov krátkodobých vplyvov (Waldov test) - mesačné údaje

Porovnávané modely	Waldova štatistika	p-hodnota
EC model (1) a (2)	670.0894	0.0000
EC model (1) a (3)	587.5413	0.0000
EC model (3) a (4)	24.97488	0.0703
EC model (2) a (4)	69.58835	0.0000

Predikcie vývoja makroekonomických faktorov

Tabuľka 20: Predikcie vývoja makroekonomických faktorov - kvartálne údaje

	Základný scenár			Stresový scenár		
	<i>CPI</i>	<i>HDP_{MZ}</i>	<i>CN_{MZ}</i>	<i>CPI</i>	<i>HDP_{MZ}</i>	<i>CN_{MZ}</i>
2011Q2	3,90	5,29	-2,86	3,90	5,29	-2,86
2011Q3	4,00	4,44	0,80	4,35	-0,21	-4,96
2011Q4	4,10	3,60	4,46	4,80	-5,70	-7,07
2012Q1	3,88	3,88	4,81	4,80	-5,43	-6,73
2012Q2	3,65	4,15	5,15	4,80	-5,15	-6,39
2012Q3	3,43	4,43	5,49	4,80	-4,88	-6,05
2012Q4	3,20	4,70	5,83	4,80	-4,60	-5,70
2013Q1	2,85	5,00	6,20	4,80	-4,30	-5,33
2013Q2	2,50	5,30	6,57	4,80	-4,00	-4,96

Tabuľka 21: Predikcie vývoja makroekonomických faktorov - mesačné údaje

	Základný scenár				Stresový scenár			
	<i>CPI</i>	<i>TRZBY_{MZ}</i>	<i>CN_{MZ}</i>	<i>UM_{MZ}</i>	<i>CPI</i>	<i>TRZBY_{MZ}</i>	<i>CN_{MZ}</i>	<i>UM_{MZ}</i>
2011M06	3,93	11,28	-3,48	-6,07	3,93	11,28	-3,48	-6,07
2011M07	3,96	10,54	-2,16	-6,07	4,08	7,60	-4,08	-3,87
2011M08	3,99	9,80	-0,83	-6,07	4,22	3,91	-4,68	-1,68
2011M09	4,02	9,06	0,49	-6,07	4,37	0,23	-5,27	0,52
2011M10	4,04	8,32	1,82	-6,07	4,51	-3,46	-5,87	2,72
2011M11	4,07	7,58	3,14	-6,07	4,66	-7,15	-6,47	4,91
2011M12	4,10	6,84	4,46	-6,07	4,80	-10,83	-7,07	7,11
2012M01	4,03	7,01	4,58	-6,07	4,80	-10,66	-6,95	7,28
2012M02	3,95	7,19	4,69	-6,07	4,80	-10,48	-6,84	7,44
2012M03	3,88	7,36	4,81	-6,07	4,80	-10,31	-6,73	7,61
2012M04	3,80	7,54	4,92	-6,07	4,80	-10,13	-6,61	7,78
2012M05	3,73	7,71	5,03	-6,07	4,80	-9,96	-6,50	7,94
2012M06	3,65	7,89	5,15	-6,07	4,80	-9,79	-6,39	8,11
2012M07	3,58	8,06	5,26	-6,07	4,80	-9,61	-6,27	8,28
2012M08	3,50	8,23	5,37	-6,07	4,80	-9,44	-6,16	8,44
2012M09	3,43	8,41	5,49	-6,07	4,80	-9,26	-6,05	8,61
2012M10	3,35	8,58	5,60	-6,07	4,80	-9,09	-5,93	8,78
2012M11	3,28	8,76	5,71	-6,07	4,80	-8,91	-5,82	8,94
2012M12	3,20	8,93	5,83	-6,07	4,80	-8,74	-5,70	9,11
2013M01	3,08	9,12	5,95	-6,07	4,80	-8,55	-5,58	9,53
2013M02	2,97	9,31	6,08	-6,07	4,80	-8,36	-5,46	9,96
2013M03	2,85	9,50	6,20	-6,07	4,80	-8,17	-5,33	10,38
2013M04	2,73	9,69	6,32	-6,07	4,80	-7,98	-5,21	10,80
2013M05	2,62	9,88	6,45	-6,07	4,80	-7,79	-5,08	11,23
2013M06	2,50	10,07	6,57	-6,07	4,80	-7,60	-4,96	11,65

Predikcie vývoja úverov na bývanie

Tabuľka 22: Predikcie vývoja úverov na bývanie - kvartálne údaje

	Základný scenár	Stresový scenár		
		Nárast inflácie	Pokles HDP	Pokles cien nehnuteľností
2011Q3	0,186906	0,189760	0,186761	0,178832
2011Q4	0,210458	0,219659	0,203855	0,194963
2012Q1	0,219458	0,235727	0,198223	0,206705
2012Q2	0,221913	0,245089	0,188206	0,212794
2012Q3	0,221046	0,250865	0,179072	0,214461
2012Q4	0,217643	0,253871	0,170847	0,213550
2013Q1	0,213326	0,256734	0,162775	0,209690
2013Q2	0,206303	0,258912	0,154336	0,204343

Tabuľka 23: Predikcie vývoja úverov na bývanie - mesačné údaje

	Základný scenár	Stresový scenár			
		Nárast inflácie	Pokles tržieb	Pokles cien nehnuteľností	Nárast úrokových mier
2011M07	0,156613	0,156473	0,156395	0,156859	0,156319
2011M08	0,157200	0,157223	0,156014	0,152466	0,154459
2011M09	0,170235	0,169859	0,167892	0,148632	0,165973
2011M10	0,176743	0,175790	0,172196	0,144817	0,167141
2011M11	0,184017	0,182905	0,177170	0,141231	0,167485
2011M12	0,193111	0,192275	0,182503	0,138367	0,168260
2012M01	0,201238	0,200506	0,186155	0,134780	0,166948
2012M02	0,207134	0,206803	0,187436	0,133171	0,163755
2012M03	0,205649	0,206352	0,181285	0,136715	0,152693
2012M04	0,208832	0,211226	0,179713	0,137329	0,148517
2012M05	0,211735	0,215384	0,177832	0,138103	0,144904
2012M06	0,214298	0,219394	0,175563	0,139575	0,141680
2012M07	0,217454	0,224549	0,173654	0,140939	0,139371
2012M08	0,220809	0,229661	0,171653	0,142392	0,138442
2012M09	0,223568	0,234845	0,169502	0,143602	0,137732
2012M10	0,226689	0,240557	0,167473	0,145138	0,138251
2012M11	0,229418	0,246415	0,165337	0,146253	0,138860
2012M12	0,231987	0,252480	0,164097	0,147312	0,140261
2013M01	0,234431	0,258691	0,162662	0,148607	0,141784
2013M02	0,236608	0,264860	0,161089	0,149433	0,143332
2013M03	0,239000	0,271045	0,159935	0,150680	0,146155
2013M04	0,240772	0,277298	0,159036	0,151742	0,148538
2013M05	0,242791	0,283620	0,157511	0,152586	0,150769
2013M06	0,244320	0,290091	0,156165	0,152977	0,152484