

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY



Modelovanie trhu úverov nefinančným spoločnostiam

DIPLOMOVÁ PRÁCA

BRATISLAVA 2011

Bc. Mária Repková

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

Evidenčné číslo: f0bfc00d-7cd7-4671-9a77-f36ad3a15b70

Modelovanie trhu úverov nefinančným spoločnostiam

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Bc. Mária Repková

Ekonomická a finančná matematika

9.1.9 Aplikovaná matematika

Vedúci diplomovej práce:

Mgr. Ing. Pavol Jurča, PhD.

BRATISLAVA 2011



ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Meno a priezvisko študenta: Bc. Mária Repková
Študijný program: ekonomická a finančná matematika (Jednoodborové štúdium, magisterský II. st., denná forma)
Študijný odbor: 9.1.9. aplikovaná matematika
Typ záverečnej práce: diplomová
Jazyk záverečnej práce: slovenský

Názov : Modelovanie trhu úverov nefinančným spoločnostiam

Cieľ : Vytvorenie ekonometrického modelu pre objem bankových úverov nefinančným spoločnostiam s využitím panelových dát a jeho aplikácia na odhad budúceho vývoja objemu úverov pre makroekonomické scenáre NBS.

Vedúci : Mgr. Ing. Pavol Jurča, PhD.

Dátum zadania: 02.02.2010

Dátum schválenia: 07.04.2011

.....
prof. RNDr. Daniel Ševčovič, CSc.
garant študijného programu

.....
študent

.....
vedúci práce

Dátum potvrdenia finálnej verzie práce, súhlas s jej odovzdaním (vrátane spôsobu sprístupnenia)

.....
vedúci práce

Čestné prehlásenie

Čestne prehlasujem, že diplomovú prácu som vypracovala samostatne pod odborným vedením Mgr. Ing. Pavla Jurču, PhD. a s použitím uvedenej literatúry.

Bratislava, apríl 2011

.....

Pod'akovanie

Úprimné pod'akovanie patrí vedúcemu mojej diplomovej práce Mgr. Ing. Pavlovi Jurčovi, PhD. za cenné rady a usmernenie pri písaní tejto práce a tiež za čas a ochotu pri konzultáciách. Taktiež ďakujem svojej rodine a priateľom za ich trpezlivosť a neustálu podporu počas celého štúdia.

Abstrakt

REPKOVÁ, Mária: Modelovanie trhu úverov nefinančným spoločnostiam. Diplomová práca. Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky. Vedúci práce: Mgr. Ing. Pavol Jurča, PhD. Bratislava, 2011, s. 64.

Diplomová práca sa venuje modelovaniu objemu úverov poskytnutých nefinančným spoločnostiam na Slovensku. Pracovali sme s panelovými dátami, pričom objem úverov a viaceré makroekonomické veličiny sme mali k dispozícii pre jednotlivé odvetvia sektora nefinančných spoločností. Za pomoci panelovej kointegrácie, ktorá je v práci detailne popísaná aj po teoretickej stránke, sme identifikovali dva dlhodobé rovnovážne vzťahy: prvým je vzťah objemu úverov, HDP a úrokovej sadzby poskytnutých úverov, druhým vzťah objemu úverov, tržieb a úrokovej sadzby. Výsledky naznačujú, že v odvetviach s väčším zastúpením dlhodobých úverov je elasticita objemu úverov vzhľadom na HDP aj úrokovú sadzbu vyššia. Robustnosť nájdených kointegračných vzťahov bola potvrdená aj v panelových dátach pre úvery a sadzby úverov v jednotlivých bankách aktívnych na trhu podnikových úverov. Na základe modelu sme vytvorili predikciu očakávaného vývoja na trhu úverov nefinančným spoločnostiam v troch rôznych scenároch budúceho vývoja zodpovedajúcim makrostresovému testovaniu slovenského finančného sektora vykonávaného Národnou bankou Slovenska.

Kľúčové slová: bankové úvery, nefinančné spoločnosti, panelová kointegrácia, DOLS

Abstract

REPKOVÁ, Mária: Modeling loans to non-financial corporations. Diploma thesis. Comenius University in Bratislava, Faculty of Mathematics, Physics and Informatics, Department of Applied Mathematics and Statistics. Supervisor: Mgr. Ing. Pavol Jurča, PhD. Bratislava, 2011, p. 64.

In this diploma thesis, we propose a model of loans to non-financial corporations in Slovakia. We use panel data approach using data on amount of loans and various macroeconomic variables for individual business sectors of non-financial corporations. Using panel cointegration techniques, theoretically described in the paper, we identify two long-run relationships: a relationship between amount of loans, GDP and interest rate on loans and between amount of loans, sales and interest rate on loans. The results suggest that business sectors with mainly long-term loans have higher elasticity of loans with respect to interest rate and GDP. Robustness of results was confirmed by an alternative approach based on volumes and interest rates of loans to non-financial corporations in panel of banks in the Slovak credit market. We then use the estimated model to predict the development of loans in three scenarios used in the recent macro stress testing framework of Slovak financial sector by National Bank of Slovakia.

Keywords: bank loans, non-financial corporations, panel cointegration, DOLS

Obsah

| | |
|--|-----------|
| Úvod | 3 |
| 1 Panelové dáta | 5 |
| 1.1 Modely v panelových dátach | 6 |
| 1.2 Modely s fixnými efektami | 7 |
| 1.3 Modely s náhodnými efektami | 8 |
| 1.4 Fixné alebo náhodné efekty | 10 |
| 2 Nestacionárne panely | 11 |
| 2.1 Základné pojmy | 11 |
| 2.1.1 Stacionárne časové rady | 11 |
| 2.1.2 Nestacionárne časové rady | 13 |
| 2.2 Testy jednotkového koreňa v časových radoch | 13 |
| 2.3 Testy jednotkového koreňa v panelových dátach | 14 |
| 2.3.1 Levin, Lin and Chu test (LLC) | 15 |
| 2.3.2 Im, Pesaran a Shin test (IPS) | 16 |
| 2.3.3 Fisherove testy | 17 |
| 2.3.4 Porovnanie panelových testov jednotkového koreňa | 18 |
| 2.4 Kointegrácia v časových radoch | 18 |
| 2.5 Panelové testy kointegrácie | 20 |
| 2.5.1 Pedroniho testy | 20 |
| 2.5.2 Kao testy | 21 |
| 2.5.3 Porovnanie panelových kointegračných testov | 22 |

| | | |
|----------|---|-----------|
| 2.6 | Odhad kointegračných vzťahov v panelových dátach | 22 |
| 3 | Vývoj na trhu úverov nefinančným spoločnostiam | 25 |
| 3.1 | Vývoj objemu úverov podnikom v období 2005-2010 | 28 |
| 3.2 | Vývoj ponuky a dopytu na trhu úverov | 31 |
| 4 | Modelovanie objemu úverov nefinančným spoločnostiam | 32 |
| 4.1 | Popis dát | 32 |
| 4.1.1 | Objem úverov poskytnutých nefinančným spoločnostiam . . . | 32 |
| 4.1.2 | Faktory vplývajúce na objem úverov | 34 |
| 4.2 | Odhad kointegračných vzťahov | 40 |
| 4.2.1 | Bližšia špecifikácia kointegračných vzťahov | 44 |
| 4.2.2 | Testovanie robustnosti výsledkov v dátach za bankový sektor . | 48 |
| 4.3 | Predikcia budúceho vývoja objemu úverov na základe scenárov NBS . | 50 |
| | Záver | 54 |
| | Literatúra | 55 |
| | Prílohy | 60 |

Úvod

Vývoj na trhu úverov je dôležitým ukazovateľom ekonomickej a finančnej aktivity. Pre podnikový sektor (sektor nefinančných spoločností) predstavujú bankové úvery významný zdroj financovania ich prevádzky, ako aj dlhodobějších investičných aktivít vedúcich k rozvoju a rastu ekonomiky.

Vývoj na trhu úverov nefinančným spoločnostiam hovorí na jednej strane o ochote podnikov čerpať úvery, ktorá je často odpoveďou na vyhliadky ohľadom budúceho ekonomického vývoja, na druhej strane o dostupnosti úverov zo strany bánk. V práci sa pokúsime určiť hlavné faktory, ktoré vplyvajú na objem úverov poskytnutých slovenským bankovým sektorom domácim nefinančným spoločnostiam. Vychádzať budeme z viacerých prác (napr. Sørensen a kol. (2009) a Calza a kol. (2003)), v ktorých bol objem úverov nefinančným spoločnostiam resp. súkromnému sektoru modelovaný prostredníctvom metódy kointegrácie využitím tzv. Vector Error Correction (VEC) modelov.

Cieľom diplomovej práce bude modelovať trh úverov nefinančným spoločnostiam na Slovensku využitím metódy panelovej kointegrácie, ktorá nám umožní popísať dlhodobý rovnovážny stav objemu poskytnutých úverov pomocou vybraných faktorov dopytu a ponuky. Za pomoci panelovej analýzy zostavíme model popisujúci vývoj objemu úverov v jednotlivých odvetviach sektora nefinančných spoločností, ktorý následne povedie k odhadu objemu úverov za celý sektor nefinančných spoločností, vyjadreného ako súčet odhadov za jednotlivé odvetvia. Tento model aplikujeme na odhad vývoja objemu úverov pre tri rôzne makroekonomické scenáre budúceho vývoja, ktoré sú súčasťou stresového testovania Národnej banky Slovenska (NBS) používaného na meranie rizík v bankovom sektore. Modelovanie budúceho vývoja objemu podnikových úverov v rámci stresového testovania umožní sledovať očakávanú úverovú aktivitu bánk a mieru ich vystavenia kreditnému riziku vyplývajúcejmu z množstva

zlyhaných úverov.

Práca je rozdelená do štyroch kapitol. Prvá kapitola sa venuje základným metódam ekonometrického modelovania v panelových dátach. Druhá kapitola ponúka teoretický základ pre prácu s nestacionárnymi časovými radmi a nestacionárnymi panelmi, bližšie popisuje spôsob ich testovania a predstavuje princíp panelovej kointegrácie ako nástroja na popísanie dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi premennými. Tretia kapitola sa venuje situácii na trhu úverov nefinančným spoločnostiam na Slovensku v sledovanom období, pričom hodnotí vplyv rôznych zmien v ekonomike na meniaci sa dopyt podnikov po úveroch a ponuku úverov zo strany bánk. To povedie k identifikácii vhodných faktorov vplývajúcich na zmeny objemu poskytnutých úverov, ktoré využijeme v poslednej kapitole pri vytvorení modelov za pomoci panelovej kointegrácie, ktorými popíšeme rovnovážny vývoj na trhu úverov podnikom. Záverečná časť je venovaná predikciám zostaveným na základe získaných modelov v troch makroekonomických scenároch budúceho vývoja.

Kapitola 1

Panelové dáta

Panelové dáta predstavujú časové pozorovania určitého javu pre viacero jednotlivcov (krajín, priemyselných odvetví, domácností...). Obsahujú dve dimenzie, časovú, ktorú označíme $t = 1, \dots, T$ a prierezovú $i = 1, \dots, N$. Práca s panelovými dátami prináša viacero výhod. Hlavné výhody práce s panelovými dátami v porovnaní s prierezovými dátami alebo časovými radmi možno podľa Hsiao (2006) zhrnúť v nasledujúcich bodoch:

1. Panelové dáta sú popisnejšie, dostupnosť väčšieho počtu pozorovaní zároveň vedie k efektívnejším odhadom. Medzi vysvetľujúcimi premennými je menšia kolinearita a odhady majú vyšší stupeň voľnosti. Väčšia variabilita dát nám tiež dáva lepšiu informáciu a vedie k presnejším a hodnovernejším odhadom parametrov a tiež predikciám.
2. V panelových dátach je možné lepšie identifikovať niektoré faktory, ktoré sú v čisto prierezových dátach alebo časových radoch nepozorovateľné, no ich vynechanie môže viesť k vychýleným odhadom. Panelové dáta zohľadňujú heterogenitu jednotlivých prierezových zložiek (krajín, priemyselných odvetví, ...) a zároveň ich dynamiku v čase, a tak umožňujú do modelu zahrnúť prierezovo alebo časovo invariantné vysvetľujúce premenné.
3. Panelové dáta umožňujú konštrukciu a testovanie komplikovanejších modelov a tiež prácu s nestacionárnymi dátami, u ktorých bola za podmienky nezávislosti prierezových zložiek odvodená asymptotická normalita odhadov.

Podľa štruktúry panela rozlišujeme mikro panely a makro panely. Mikro panely predstavujú pozorovania pre veľký počet firiem resp. domácností, pričom dĺžka časových radov T môže byť kratšia. Makro panely naopak obsahujú dlhšie časové rady pre menší počet jednotlivcov.

Nakoniec sa na panely môžeme pozrieť z hľadiska počtu pozorovaní v prierezových zložkách. Tzv. „*balanced*“ panely obsahujú vo všetkých zložkách $i = 1, \dots, N$ rovnaký počet pozorovaní T . Naopak v „*unbalanced*“ paneloch sa dĺžka jednotlivých časových radov môže líšiť.

1.1 Modely v panelových dátach

Základný model v panelových dátach, z ktorého budeme vychádzať, má tvar:

$$y_{it} = x'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (1.1)$$

kde β_{it} reprezentuje vplyv premennej x_{it} v čase t pre zložku i . Nakoľko je model príliš všeobecný, v empirických prípadoch predpokladáme, že koeficient β_{it} je konštantný pre všetky i a t , až na priesečník. Najčastejšie sa tak stretávame s modelom v tvare:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (1.2)$$

kde x_{it} je K -rozmerný vektor vysvetľujúcich premenných, neobsahujúci konštantu. Znamená to, že efekt zmeny x je rovnaký pre všetkých jednotlivcov v každom čase. Koeficient α_i zachytáva heterogenitu v modeli, ktorá nie je vysvetlená premennými x a hovorí o vplyve premenných, ktoré sú typické pre i -teho jednotlivca a konštantné v čase. Náhodné chyby ε_{it} pokladáme za nekorelované so zložkami vektora x , t.j.

$$E(x_{it}\varepsilon_{is}) = 0 \quad \text{pre všetky } s, t \quad (1.3)$$

a zároveň nezávislé rovnako rozdelené pozdĺž i a t so strednou hodnotou 0 a varianciou σ_ε^2 .

Hsiao (2003) na základe predpokladov, ktoré kladieme na parametre v modeli, špecifikoval niekoľko ďalších základných typov panelových modelov, ktoré sú zhrnuté v Tabuľke 1.1.

Najčastejšie využívanými modelmi pri analýze panelových dát sú prvé tri modely s konštantným sklonom.

Tabuľka 1.1: Prehľad základných panelových modelov

| Charakteristika | Model |
|---|---|
| Sklon konštantný, priesečník rôzny v jednotlivých zložkách | $y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$ |
| Sklon konštantný, priesečník rôzny v jednotlivých zložkách aj v čase | $y_{it} = \alpha_{it} + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$ |
| Sklon konštantný, rôzny priesečník pre jednotlivé zložky a pre čas | $y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$ |
| Všetky koeficienty meniace sa v jednotlivých zložkách i | $y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$ |
| Všetky koeficienty meniace sa v jednotlivých zložkách i aj v čase t | $y_{it} = \alpha_{it} + x'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$ |

Koeficienty α_i , α_{it} a λ_t môžeme chápať ako neznáme fixné parametre, hovoríme potom o modeloch s fixnými efektami alebo ako náhodné z rozdelenia so strednou hodnotou μ a varianciou σ_α^2 (resp. σ_λ^2), kedy hovoríme o modeloch s náhodnými efektami. Dôležitým predpokladom v druhom prípade bude nezávislosť týchto parametrov od vysvetľujúcich premenných x_{it} .

1.2 Modely s fixnými efektami

Analýza panelových dát ponúka zovšeobecnenie základného modelu s konštantným priesečníkom a sklonom tak, aby umožnila vziať do úvahy vplyv vynechaných premenných, ktoré sú

- špecifické pre jednotlivé prierezové zložky, ale konštantné v čase; označíme ich α_i ,
- špecifické pre každú časovú periódu a konštantné v rámci prierezových zložiek; označíme ich ako λ_t .

Pre jednoduchosť vezmeme ďalej do úvahy iba vplyv premenných typických pre prierezové zložky a nebudeme uvažovať vplyv premenných meniacich sa v čase, t.j. $\lambda_t = 0$. Budeme tak pracovať s modelom:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, \quad (1.4)$$

kde β predstavuje $1 \times K$ vektor konštánt a α_i reprezentuje vplyv nezahrnutých premenných typických pre i -tu prierezovú zložku a nemenných v čase. Chyby ε_{it} predstavujú vplyv tých premenných, ktoré sú typické tak pre prierezové, ako aj časové zložky.

Odhad parametra β získame transformáciou modelu pomocou priemerov v prierezových zložkách, čím eliminujeme α_i z modelu. Využijeme

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \bar{x}_i' \beta + \bar{\varepsilon}_i, \quad i = 1, \dots, N, \quad (1.5)$$

kde $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_t y_{it}$, \bar{x}_i a $\bar{\varepsilon}_i$ sú vypočítané analogicky. Z transformovaného modelu

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (1.6)$$

odhadneme pomocou OLS koeficient β , ktorý nazývame „*within estimator*“ alebo „*fixed effect estimator*“:

$$\hat{\beta}_{FE} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i). \quad (1.7)$$

Odhad α_i je

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \bar{x}_i' \hat{\beta}_{FE}, \quad i = 1, \dots, N. \quad (1.8)$$

Za predpokladu nezávislosti x_{it} a ε_{it} je odhad $\hat{\beta}_{FE}$ nevychýleným odhadom β . Navyše za podmienky

$$E(x_{it} - \bar{x}_i)\varepsilon_{it} = 0 \quad (1.9)$$

sú odhady koeficientov α_i a β konzistentné pre $T \rightarrow \infty$.

1.3 Modely s náhodnými efektami

V modeloch s náhodnými efektami už nebudeme vplyv vynechaných premenných špecifických pre jednotlivé prierezové zložky, α_i , chápať ako fixné konštanty, ale ako náhodné premenné. V regresných modeloch je štandardným predpokladom, že všetky faktory, ktoré vplývajú na závislú premennú a nie sú uvedené ako regresory, sú zahrnuté v chybovom člene. V našom prípade budeme predpokladať, že koeficienty α_i budú súčasťou náhodnej chyby a sú nezávisle rovnako rozdelené v jednotlivých zložkách.

Model s náhodnými efektami má tvar

$$y_{it} = \mu + x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1.10)$$

$$= \mu + x'_{it}\beta + v_{it} \quad (1.11)$$

$$\alpha_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2), \quad \varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2),$$

kde $v_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$ predstavujú náhodnú zložku, pričom predpokladáme, že α_i a ε_{it} sú navzájom nezávislé a zároveň nezávislé od x_{it} .

Pretože v_{it} aj v_{is} obsahujú α_i , rezíduá v modeli (1.12) sú korelované. Efektívny odhad parametrov β a μ tak získame pomocou metódy GLS.

$$\hat{\beta}_{RE} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x}) \right)^{-1} \\ \times \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y}) \right) \quad (1.12)$$

$$\hat{\mu}_{RE} = \bar{y} - \hat{\beta}'_{RE}\hat{x}, \quad (1.13)$$

kde $\bar{x} = (1/NT) \sum_{i,t} x_{it}$ predstavuje celkový priemer x_{it} a $\psi = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2}$. Odhad $\hat{\beta}_{RE}$ je možné vyjadriť prostredníctvom $\hat{\beta}_{FE}$ nasledovne:

$$\hat{\beta}_{RE} = \Delta \hat{\beta}_b + (I_K - \Delta) \hat{\beta}_{FE}, \quad (1.14)$$

kde

$$\hat{\beta}_b = \left(\sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right)^{-1} \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y}) \quad (1.15)$$

sa nazýva „*between-group estimator*“. Je to OLS odhad parametra β v modeli pre individuálne priemery:

$$\bar{y}_i = \mu + \bar{x}'_i\beta + \alpha_i + \bar{\varepsilon}_i, \quad i = 1, \dots, N. \quad (1.16)$$

Matica Δ je váhová matica úmerná kovariančnej matici $\hat{\beta}_b$ odhadu a I_K jednotková matica. GLS odhad je tak váženým priemerom β_b a β_{FE} odhadov.

Parametre v modeli s náhodnými efektami je tiež možné odhadnúť metódou maximálnej vierohodnosti. Jeho odvodenie ako aj podrobné odvodenie odhadov $\hat{\beta}_{FE}$ a $\hat{\beta}_{GLS}$ uvádza Hsiao (2003).

1.4 Fixné alebo náhodné efekty

V predchádzajúcej kapitole sme ukázali, že to, či individuálne efekty α_i chápeme ako fixné efekty alebo ako náhodné efekty, vedie k značne odlišným odhadom. Hlavný rozdiel spočíva v tom, že v prípade náhodných individuálnych efektov požadujeme, aby α_i boli nezávislé od vysvetľujúcich premenných. Naopak v prípade fixných efektov pripúšťame ich koreláciu s x_{it} . V modeloch s náhodnými efektami by zanedbanie korelácie medzi α_i a x_{it} viedlo k vychýleným odhadom.

Kritériom pri rozhodovaní pre fixné alebo náhodné efekty je aj štruktúra panela. V makro paneloch, ktoré obsahujú skôr pozorovania pre menší počet jednotlivcov (krajín, priemyselných odvetví,...), sa uprednostňujú modely s fixnými efektami. Naopak v mikro paneloch, kde máme mnoho jednotlivcov (firiem, domácností,...), berieme hodnotu α_i skôr za realizáciu náhodnej premennej.

Hausman (1978) navrhol test, ktorý pomáha určiť, či je vhodnejšie použiť model s fixnými alebo náhodnými efektami na základe prítomnosti korelácie medzi α_i a x_{it} . Hausmanov test porovnáva dva odhady, odhad v modeli s náhodnými efektami ($\hat{\beta}_{RE}$), ktorý je konzistentný iba za platnosti nulovej hypotézy, že α_i a x_{it} sú nekorelované, s odhadom v modeli s fixnými efektami ($\hat{\beta}_{FE}$), ktorý je konzistentný za platnosti nulovej aj alternatívnej hypotézy. Ak sa tieto odhady výrazne líšia, nulovú hypotézu zamietame.

Štatistika Hausmanovho testu má tvar:

$$\xi_H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})'(\hat{V}(\hat{\beta}_{FE}) - \hat{V}(\hat{\beta}_{RE}))^{-1}(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \quad (1.17)$$

kde \hat{V} označuje odhad kovariančnej matice. Za platnosti nulovej hypotézy, ktorá implikuje $\text{plim}(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) = 0$, má štatistika ξ_H asymptoticky χ^2 rozdelenie s K stupňami voľnosti, kde K predstavuje počet vysvetľujúcich premenných x . Hausmanov test tak testuje, či sú odhad pomocou fixných efektov a odhad s náhodnými efektami signifikantne rozdielne, čo by naznačovalo koreláciu medzi α_i a x_{it} .

Kapitola 2

Nestacionárne panely

Práca s panelovými dátami obsahujúcimi nestacionárne časové rady viedla k vzniku špeciálnych panelových testov jednotkového koreňa a s nimi spojených testov kointegrácie. Dôvodom bola najmä snaha zvýšiť silu týchto testov zavedením prierezovej dimenzie. Predovšetkým v oblastiach, kde máme k dispozícii iba krátke časové rady, no podobné dáta sú dostupné za viacero krajín, regiónov či priemyselných odvetví, môže kombinácia časovej a prierezovej zložky viesť k presnejším záverom ohľadne prítomnosti jednotkového koreňa. Výhodou väčšiny panelových testov jednotkového koreňa tiež je, že ich upravené testovacie štatistiky majú asymptoticky štandardizované normálne rozdelenie.

V tejto kapitole si predstavíme základné rozdiely medzi stacionárnymi a nestacionárnymi časovými radmi a popíšeme spôsob testovania stacionarity najskôr v časových radoch a následne v panelových dátach pomocou testov jednotkového koreňa. Nakoniec si predstavíme princíp kointegrácie, ktorý hovorí o existencii dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi nestacionárnymi premennými.

2.1 Základné pojmy

2.1.1 Stacionárne časové rady

Stochastický proces $\{X(\omega, t), \omega \in \Omega, t \in T\}$ je množina náhodných premenných $X(\omega, t)$, ktoré sú pre každé $t \in T$ definované na pravdepodobnostnom priestore (Ω, \mathcal{F}, P) . Pre každé fixné $\omega \in \Omega$ predstavuje funkcia $x(\omega, t)$ *realizáciu (trajektóriu)*

stochastického procesu.

Stochastický proces s diskretným časom, t.j. ak T obsahuje len konečne alebo spočítateľne veľa hodnôt, nazývame *časový rad* a označujeme ho $\{x_t\}_{t \in T}$.

Stochastický proces sa nazýva *slabo stacionárny* ak pre každé $t \in T$ platí

$$1. \quad E(x_t) = \mu < \infty \quad (2.1)$$

$$2. \quad Var(x_t) = E[(x_t - \mu)^2] = \sigma_x^2 < \infty \quad (2.2)$$

$$3. \quad Cov(x_t, x_{t-k}) = E[(x_t - \mu)(x_{t-k} - \mu)] = \gamma_k \quad k = 1, 2, 3, \dots, \quad (2.3)$$

kde μ , σ_x^2 a γ_k sú konštantné v čase. Kovariancia x_t závisí len na časovej vzdialenosti medzi dvoma pozorovaniami. Ďalej budeme pri označení stacionarita mať na mysli slabú stacionaritu.

Bielym šumom nazývame stochastický proces $\{\varepsilon_t\}$, pre ktorý platí

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (2.4)$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases} \quad (2.5)$$

Biely šum je príkladom stacionárneho procesu s nulovou strednou hodnotou, ktorého hodnoty sú v čase nekorelované.

Za predpokladu stacionarity časového radu $\{x_t\}_{t \in T}$ môžeme definovať *autokovariančnú funkciu* k -teho rádu:

$$\gamma_k = Cov(x_t, x_{t-k}) \quad (2.6)$$

a *autokorelačnú funkciu* (ACF):

$$\rho_k = \frac{Cov(x_t, x_{t-k})}{Var(x_t)} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}, \quad (2.7)$$

pre ktorú platí $-1 \leq \rho_k \leq 1$ a $\rho_0 = 1$. Autokorelačná funkcia má dôležitú úlohu pri identifikácii modelu. Z grafu ACF, nazývaného tiež *korelogram*, dokážeme určiť, nakoľko sú pozorovania korelované so svojimi oneskoreniami. Typickou črtou stacionárnych procesov je, že ich autokorelačná funkcia s rastúcim k konverguje k nule.

2.1.2 Nestacionárne časové rady

V mnohých ekonomických aplikáciách sa často stretávame s nestacionárnymi časovými radmi. Typické pre nestacionárne rady je, že ich stredná hodnota a/alebo variancia sú závislé od času, neexistuje stredná hodnota, ku ktorej by časový rad v dlhodobom horizonte konvergoval, variancia rastie s rastúcim časom a teoretický korelogram klesá pomaly. V nestacionárnych radoch tiež na rozdiel od stacionárnych neplatí, že vplyv náhlych zmien, tzv. šokov, sa s rastúcim časom vytráca. V praxi sa zaoberáme nestacionaritou len v určitých konkrétnych podobách. Jednou z nich je prítomnosť deterministického trendu. Takýto trend môžeme modelovať zahrnutím polynómu závisiaceho od času t do modelu. Ďalším typom nestacionárnych procesov sú procesy so stochastickým trendom. Najjednoduchším príkladom procesu obsahujúceho stochastický trend je model *náhodnej prechádzky (random walk)*:

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2.8)$$

kde ε_t je biely šum. Diferencovaním x_t získavame stacionárny proces

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1} = \varepsilon_t. \quad (2.9)$$

Takýto typ procesov nazývame integrované procesy.

Stochastický proces je *integrovaný rádu d (I(d))*, ak jeho diferencovaním rádu d dostávame stacionárny rad. Proces náhodnej prechádzky je integrovaný rádu jedna.

V ekonómii a financiách je častým javom, že premenné sú I(1). Na testovanie stacionarity radu a určenie rádu integrácie slúžia testy jednotkového koreňa (*unit root testy*).

2.2 Testy jednotkového koreňa v časových radoch

Základným testom na určenie prítomnosti jednotkového koreňa je *Dickey-Fullerov test*, ktorý vychádza z AR(1) modelu:

$$x_t = \alpha_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Proces $\{x_t\}$ je integrovaný rádu jedna v prípade, že $\alpha_1 = 1$. V rovnici (2.10) odčítame z oboch strán x_{t-1} , čím dostávame

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2.11)$$

kde $\gamma = \alpha_1 - 1$. Testovanie nulovej hypotézy, že rad obsahuje jednotkový koreň je v novej rovnici ekvivalentné testovaniu $\gamma = 0$. Dickey a Fuller navrhli niekoľko základných tvarov rovníc na testovanie jednotkového koreňa:

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2.14)$$

Druhá a tretia rovnica sú rozšírením základného tvaru rovnice o priesečník α_0 a časový trend $\alpha_2 t$. Kritické hodnoty t -štatistík pre testovanie $\gamma = 0$ závisia od tvaru rovnice a počtu pozorovaní a boli odvodené v práci Dickey a Fuller (1979).

V mnohých prípadoch je AR(1) model nepostačujúci a pre správne popísanie procesu $\{x_t\}$ je vhodnejšie zvoliť autoregresný proces vyššieho rádu. *Augmented Dickey Fuller (ADF) test* vychádza z AR(p) modelu a je rozšírením Dickey-Fullerovho testu. Nulovú hypotézu prítomnosti jednotkového koreňa testuje v rovniciach:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t. \quad (2.17)$$

Alternatívou Dickey-Fullerových testov je neparametrický Phillips Perron test, ktorý zohľadňuje autokoreláciu alebo Kwiatkowski, Phillips, Schmidt a Shin (KPSS) test, ktorý sa od ostatných testov líši tým, že testuje stacionaritu časového radu ako nulovú hypotézu.

2.3 Testy jednotkového koreňa v panelových dátach

Analogicky ako v prípade časových radov, testovanie jednotkového koreňa v panelových dátach vychádza z autoregresného modelu

$$y_{it} = \gamma_i y_{i,t-1} + D'_{it} \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2.18)$$

ktorý vyjadríme v tvare

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + D'_{it} \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2.19)$$

kde $\rho_i = (\gamma_i - 1)$ a D_{it} predstavuje vektor deterministických premenných ako fixné efekty alebo individuálne trendy, ktoré môžu byť zahrnuté do modelu.

Nulovou hypotézou u všetkých testov je, že každý časový rad v paneli obsahuje jednotkový koreň. Na základe predpokladu, ktorý kladieme na parameter ρ_i a tvaru alternatívnej hypotézy, rozlišujeme dva typy testov: testy, ktoré majú ako alternatívu, že niektoré z časových radov v paneli sú stacionárne, pričom pripúšťajú ρ_i rôzne pre jednotlivé zložky (príkladom je Im, Pesaran a Shin (2003)) a testy uvažujúce rovnaké ρ_i pre všetky i , ktoré majú alternatívnu hypotézu stacionaritu vo všetkých zložkách (napr. Levin, Lin and Chu (2002)).

2.3.1 Levin, Lin and Chu test (LLC)

Levin a kol. (2002) navrhli test, ktorý je panelovým rozšírením ADF testu. LLC testuje nulovú hypotézu, že všetky časové rady v paneli majú jednotkový koreň oproti alternatíve, že každý zo zahrnutých časových radov je stacionárny, pričom parameter ρ_i je rovnaký pre všetky $i = 1, \dots, N$, čo môžeme zapísať nasledovne:

$$H_0 : \rho_i = \rho = 0 \quad \text{pre všetky } i \quad (2.20)$$

$$H_1 : \rho_i = \rho < 0 \quad \text{pre všetky } i \quad (2.21)$$

Samotný test vychádza z modelu:

$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + D'_{it} \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (2.22)$$

a prebieha v troch krokoch.

V prvom kroku sa zostavia individuálne augmented Dickey-Fuller (ADF) regresie jednotlivo pre každú prierezovú zložku panela:

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + D'_{it} \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad (2.23)$$

a určí sa počet zahrnutých lagov p_i nasledovne: najskôr sa zvolí $p_{max,i}$, potom sa pomocou t -štatistík pri $\hat{\theta}_{iL}$ určí, či je výhodnejšie znížiť počet lagov. Pre jednotlivé prierezové zložky i sa počet zahrnutých lagov p_i môže líšiť.

Pre zvolené p_i potom z pomocných regresíí

$$\Delta y_{it} = \sum_{L=1}^{p_i} \pi_{1,iL} \Delta y_{i,t-L} + D'_{it} \alpha_{1,i} + e_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad (2.24)$$

$$y_{i,t-1} = \sum_{L=1}^{p_i} \pi_{2,iL} \Delta y_{i,t-L} + D'_{it} \alpha_{2,i} + v_{i,t-1}, \quad i = 1, \dots, N \quad (2.25)$$

získame ortogonalizované rezídua \hat{e}_{it} a $\hat{v}_{i,t-1}$, ktoré normalizujeme odhadnutými štandardnými odchýlkami rezíduí ADF regresíí, čím zohľadníme heterogenitu v jednotlivých zložkách. Dostávame tak:

$$\tilde{e}_{it} = \hat{e}_{it} / \hat{\sigma}_{\varepsilon i} \quad \text{a} \quad \tilde{v}_{i,t-1} = \hat{v}_{i,t-1} / \hat{\sigma}_{\varepsilon i}.$$

Nakoniec z regresie

$$\tilde{e}_{it} = \delta \tilde{v}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (2.26)$$

odhadneme t -štatistiku prislúchajúcu koeficientu δ . Jej dodatočná transformácia pomocou pomeru dlhodobej a krátkodobej variancie a prvých a druhých momentov tabelovaných v práci Levin a kol. (2002) má asymptoticky štandardizované normálne rozdelenie pre $N \rightarrow \infty$, $T \rightarrow \infty$ a $\sqrt{N}/T \rightarrow 0$.

Hlavným limitujúcim predpokladom LLC testu je podmienka homogenity parametra ρ pre všetky i v alternatívnej hypotéze. LLC test navyše vyžaduje aj splnenie podmienky nezávislosti medzi prierezovými zložkami panela.

2.3.2 Im, Pesaran a Shin test (IPS)

Spomínaný predpoklad homogenity parametra ρ pre všetky i sa môže zdať v mnohých prípadoch obmedzujúci. Požaduje, aby všetky zložky panela buď obsahovali, alebo neobsahovali jednotkový koreň a zároveň predpokladá, že jednotlivé časové rady spĺňajú rovnaký autoregresný proces. Môže to napríklad častejšie viesť k nezamietnutiu nulovej hypotézy prítomnosti jednotkového koreňa aj napriek tomu, že jednotlivé časové rady sú stacionárne, no líšia sa v hodnote parametra ρ_i pri autoregresnom člene.

Im, Pesaran a Shin (2003) navrhli všeobecnejšiu verziu testu, ktorý pripúšťa heterogenitu koeficientov pri $y_{i,t-1}$ a testuje nulovú hypotézu, že všetky časové rady majú jednotkový koreň oproti alternatíve, že niektoré rady (nie nutne všetky) sú

stacionárne, t.j.

$$H_0 : \rho_i = 0 \quad \text{pre všetky } i \quad (2.27)$$

$$H_1 : \rho_i < 0 \quad \text{aspoň pre jedno } i. \quad (2.28)$$

Test spočíva v odhade individuálnych ADF testov samostatne pre jednotlivé zložky v paneli a spriemerovaní získaných t -štatistík, čím dostávame štatistiku

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\rho_i}, \quad (2.29)$$

kde t_{ρ_i} sú jednotlivé t -štatistiky pri testovaní hypotézy $H_0 : \rho_i = 0$ pre všetky i . Im a kol. ukázali, že vhodne štandardizovaná \bar{t} štatistika má rovnako asymptoticky normálne rozdelenie za podmienky $N \rightarrow \infty$ a $T \rightarrow \infty$.

Výhodou IPS testu je, že na rozdiel od LLC testu pripúšťa heterogenitu parametra ρ v rámci zložiek panela a tiež istú koreláciu medzi prierezovými zložkami i . Podobne ako ostatné testy však predpokladá rovnaké T pre všetky i v paneli (tzv. balanced panel). Monte Carlo simuláciami bolo ukázané, že ak je v individuálnych ADF testoch zvolený dostatočný počet lagov, tak pre malé panely dáva \bar{t} štatistika uspokojivé výsledky, ktoré sú porovnateľne lepšie ako u LLC testu (Baltagi, 2005).

2.3.3 Fisherove testy

Alternatívnym prístupom je panelový test jednotkového koreňa Fisherovho typu, ktorý navrhli Maddala a Wu (1999) a Choi (2001). Je založený na kombinácii p -hodnôt testov jednotkového koreňa v jednotlivých prierezových zložkách panela, ktoré označíme p_i . Fisherov P test používa testovaciu štatistiku

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln p_i, \quad (2.30)$$

ktorá má za podmienky nezávislosti prierezových zložiek asymptoticky χ^2 rozdelenie s $2N$ stupňami voľnosti pre $T_i \rightarrow \infty$ a konečné N . Rovnako ako IPS, Fisherov test pripúšťa heterogenitu v paneli v podobe rozdielnych parametrov ρ_i pre jednotlivé i , nevyžaduje už však rovnaký časový rozmer panelu T vo všetkých prierezových zložkách. Taktiež dovoľuje premenlivý počet lagov v ADF regresiách pre jednotlivé zložky panela. Výhodou je tiež možnosť použiť namiesto ADF testu aj niektorý iný

test na testovanie individuálnych jednotkových koreňov. Pre $T_i \rightarrow \infty$ a $N \rightarrow \infty$ bol odvodený Fisherov Z test, ktorého štatistika má asymptoticky normálne rozdelenie.

2.3.4 Porovnanie panelových testov jednotkového koreňa

Choi (2001) vo svojej práci ponúkol porovnanie dvoch z týchto testov, IPS test a Fisherov test, a odvodil niektoré ich vlastnosti pre panely konečných rozmerov pomocou Monte Carlo simulácií. Prišiel k nasledovným záverom:

1. Hladina významnosti oboch testov, t.j. pravdepodobnosť zamietnutia nulovej hypotézy, ktorá platí, sa u panelov s malým N empiricky blíži k štandardne uvažovanej nominálnej hodnote 0,05. Pre $N = 100$ sa však Fisherov P test javí menej stabilný a zamietá platnú nulovú hypotézu častejšie ako IPS test. Lepší sa ukázal Fisherov Z test, ktorého vlastnosti boli porovnateľné s IPS testom.
2. Sila všetkých testov, t.j. schopnosť správne zamietnuť nulovú hypotézu, ktorá neplatí, rastie s rastúcim N . Rozmerovo upravené Fisherove P a Z testy preukázali väčšiu silu v porovnaní s IPS.
3. Sila testov klesá pri zahrnutí lineárneho trendu.
4. Z hľadiska hladiny významnosti a sily testu sa Fisherov Z test ukázal najvhodnejší pre použitie v empirických aplikáciach.

2.4 Kointegrácia v časových radoch

Pri zostavovaní regresných rovníc a testovaní hypotéz je otázka stacionarity použitých časových radov veľmi dôležitá. Klasické metódy odhadu predpokladajú prácu so stacionárnymi časovými radmi. V prípade zahrnutia časových radov, ktoré sú integrované rôzneho rádu získavame regresiu, ktorá nedáva zmysel a nevieme ju logicky interpretovať. Iným príkladom je rovnica, ktorá obsahuje nestacionárne časové rady integrované rovnakého rádu, no rezíduá rovnice sú nestacionárne. Hovoríme vtedy o tzv. *zdanlivej regresii* (*spurious regression*), ktorá je často charakterizovaná vysokým R^2 a nízkou Durbin-Watson štatistikou. Výsledky tejto regresie sú však nesprávne, pretože chyby v regresii sú permanentné. Takáto regresia môže napríklad viesť k záveru, že dva

navzájom nezávislé časové rady spolu zdanlivo súvisia. Tomuto problému môžeme predísť tak, že danú regresiu odhadneme v diferenciách za predpokladu, že tie sú stacionárne. Nakoniec uvažujme možnosť, že časové rady zahrnuté do regresnej rovnice sú nestacionárne integrované rovnakého rádu, pričom rezíduá sú stacionárne. V tomto prípade môžeme použiť metódu kointegrácie.

Koncept kointegrácie bol predstavený Engle a Grangerom (1987). Vo svojej analýze uvažovali existenciu dlhodobej rovnováhy medzi premennými v tvare:

$$\beta x_t = 0, \quad (2.31)$$

kde $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ a $x = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$. Nech e_t sú odchýlky od dlhodobej rovnováhy také, že platí:

$$e_t = \beta x_t. \quad (2.32)$$

O rovnováhe z dlhodobého hľadiska môžeme hovoriť iba v prípade, že proces $\{e_t\}$ je stacionárny.

Hovoríme, že zložky vektora $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ sú *kointegrované rádu d, b* , označujeme ako $x_t \sim CI(d, b)$, ak

- a) všetky zložky vektora x_t sú integrované rádu d
- b) existuje vektor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ taký, že lineárna kombinácia

$$\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} \quad (2.33)$$

je integrovaná rádu $(d - b)$, kde $b > 0$.

Vektor β nazývame *kointegračný vektor*.

Najčastejším príkladom kointegračného vzťahu v ekonomických úlohách je prípad $CI(1,1)$ medzi premennými, ktoré sú $I(1)$. V tomto prípade predstavuje kointegračný vektor rovnovážny stav medzi premennými, z ktorého sa krátkodobo môžu vychýliť, dlhodobo sa však k nemu vrátia.

Prítomnosť kointegrácie medzi nestacionárnymi premennými možno testovať dvoma spôsobmi. Test Engela a Grangera (1987) spočíva v testovaní stacionarity rezíduí v regresnej rovnici zostavenej na nestacionárnych premenných, ktoré sú integrované rovnakého rádu. Stacionarita rezíduí vedie k zamietnutiu nulovej hypotézy, že medzi premennými nie je kointegrácia.

Prípád, že medzi premennými existuje viacero kointegračných vzťahov zohľadňuje Johansenov kointegračný test vychádzajúci z VAR modelu:

$$x_t = \delta + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (2.34)$$

kde x_t je k -rozmerný vektor I(1) premenných. Rovnicu (2.34) vyjadríme v tvare:

$$\Delta x_t = \delta + \Pi x_{t-1} + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t, \quad (2.35)$$

kde $\Pi = -(I_k - A_1 - \dots - A_p)$ a $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$.

V prípade, že hodnosť matice Π je $0 < r < k$, predstavujú riadky matice r lineárne nezávislých kointegračných vektorov. Maticu Π potom môžeme vyjadriť ako súčin $k \times r$ matíc γ a β , ktoré majú obe hodnosť r . Dostávame model

$$\Delta x_t = \delta + \gamma \beta' x_{t-1} + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (2.36)$$

nazývaný *vector error-correction model (VECM)*, v ktorom γ vyjadruje rýchlosť prispôsobenia sa zložiek Δx_t odchýlkam (chybám) od rovnovážneho stavu.

2.5 Panelové testy kointegrácie

Otázku kointegrácie a zdanlivej regresie (spurious regression) v panelových dátach predstavili Phillips a Moon (1999). Venovali sa prípadom kointegrácie v homogénnych paneloch, kde jednotlivým zložkám panelu prislúcha rovnaký kointegračný vektor, kointegrácii v skoro-homogénnych paneloch, u ktorých sa kointegračné vektory v rámci zložiek líšia len málo, v heterogénnych paneloch s rôznymi kointegračnými vzťahmi a prípadu zdanlivej regresie bez prítomnosti kointegrácie.

Testovanie kointegrácie je rozšírením Engle-Grangerovej metodológie na panelové dáta a je založené na testovaní stacionarity rezíduí panelových regresí zostavených na nestacionárnych dátach. Pedroni (1999, 2004) a Kao (1999) vo svojich prácach navrhli viacero panelových kointegračných testov, ktoré si bližšie popíšeme.

2.5.1 Pedroniho testy

Pedroni (1999) navrhol celkovo sedem testov na kointegráciu v panelových dátach. Tieto testy pripúšťajú heterogenitu v paneli v podobe individuálnych regresných koeficientov, fixných efektov a individuálnych deterministických trendov. Vychádzajú

z regresie

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + x'_{it} \beta_i + e_{it}$$

kde y_{it} a $x_{it} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Mit})'$ sú integrované rádu jedna, $\beta_i = (\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi})'$ je vektor koeficientov a M počet regresorov. Testujeme platnosť nulovej hypotézy, že v modeli nie je kointegrácia, čo znamená testovať, že rezíduá e_{it} sú I(1).

Pomocou rovníc

$$e_{it} = \gamma_i e_{i,t-1} + v_{it} \quad (2.37)$$

alebo

$$e_{it} = \gamma_i e_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \psi_{ij} \Delta e_{i,t-j} + v_{it} \quad (2.38)$$

odhadneme prítomnosť jednotkového koreňa v rezíduách pre každú prierezovú zložku i v paneli. Podľa spôsobu výpočtu testovacej štatistiky možno Pedroniho testy rozdeliť do dvoch skupín. V oboch sa testuje nulová hypotéza $H_0 : \gamma_i = 1$ pre všetky i . Prvá skupina testov, tzv. „panel within-dimension“ testy, testujú homogénnu alternatívnu hypotézu $H_1 : \gamma_i = \gamma < 1$, zatiaľ čo „group between-dimension“ testy majú heterogénnu alternatívnu hypotézu $H_1 : \gamma_i < 1$ pre všetky i . Všetky testy sú zároveň založené na predpoklade nezávislosti jednotlivých prierezových zložiek.

2.5.2 Kao testy

Kao (1999) použil podobný postup ako Pedroni pre testovanie kointegrácie v homogénnych paneloch. Uvažoval rovnicu:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta + e_{it}.$$

Prítomnosť jednotkového koreňa v rezíduách e_{it} testuje pomocou testov typu DF a ADF:

$$e_{it} = \gamma_i e_{i,t-1} + v_{it} \quad (2.39)$$

alebo

$$e_{it} = \gamma_i e_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \psi_j \Delta e_{i,t-j} + v_{it}. \quad (2.40)$$

Pre testovanie nulovej hypotézy, že medzi premennými nie je kointegrácia Kao navrhol štyri testovacie štatistiky typu DF. Prvé dve (DF_ρ , DF_t) uvažujú exogenitu regresorov a rezíduí, zvyšné dve (DF_ρ^* , DF_t^*) berú do úvahy možnú endogenitu medzi regresormi

a rezíduami. Poslednou je testovacia štatistika typu ADF. Všetky spomenuté štatistiky konvergujú asymptoticky k štandardnému normálnemu rozdeleniu $N(0, 1)$ pre $T \rightarrow \infty$ a $N \rightarrow \infty$.

2.5.3 Porovnanie panelových kointegračných testov

Gutierrez (2003) pomocou Monte Carlo simulácií porovnal dva z panelových kointegračných testov, ktoré navrhol Kao – DF_ρ a DF_ρ^* a dva Pedroniho testy – group- ρ a panel- ρ . Ukázal, že panely s veľkým T môžu byť chybné označené za kointegrované, hoci kointegrovaná je len malá časť vzťahov v modeli. Pre $N = 10, 25, 100$; $T = 10, 50, 100$ a podielom kointegrovaných vzťahov meniacim sa v rozmedzí $\{0, 0.1, 0.2, \dots, 1\}$ Gutierrez ukázal, že pre $T = 10$ a N rastúce majú Kao testy väčšiu silu ako Pedroniho. Nemožno ich však pokladať za testy s veľkou silou ani pre $N = 100$. S rastúcim T majú naopak väčšiu silu Pedroniho testy.

Örsal (2007) skúmal vlastnosti štyroch Pedroniho testov: panel- ρ , group- ρ , panel- t a group- t . Na základe simulácií sa ukázal panel- t test ako najvhodnejší z hľadiska hladiny spoľahlivosti aj sily testu. Pre panely malých rozmerov sa sila panel- t testu blíži jednotke a empirická hladina spoľahlivosti je blízko nominálnej 5% pre $T = 200$ a $N \geq 5$.

2.6 Odhad kointegračných vzťahov v panelových dátach

Pre odhad kointegračných vzťahov v panelových dátach bolo navrhnutých niekoľko prístupov. Na rozdiel od časových radov majú panelové kointegračné regresné modely rozdielne asymptotické vlastnosti u odhadnutých koeficientov a príslušných t -štatistík. Kointegrácia v paneloch je využívaná pri odhade dlhodobých vzťahov pozorovaných predovšetkým v makroekonomických a finančných dátach. Modely, obvyčajne zostavené na základe teoretických poznatkov, sú odhadnuté za pomoci panelových kointegračných metód, pričom nás zaujíma, či získané koeficienty spĺňajú očakávané predpoklady.

Na začiatok uvažujme nasledujúcu panelovú regresiu s fixnými efektami

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.41)$$

kde $\{y_{it}\}$ je 1×1 , β je $k \times 1$ a $\{u_{it}\}$ sú stacionárne rezíduá. $\{x_{it}\}$ je $k \times 1$ vektor I(1) procesov pre všetky i , pre ktorý platí

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}. \quad (2.42)$$

Za týchto predpokladov predstavuje (2.41) systém kointegračných vzťahov, v ktorom $\{y_{it}\}$ je kointegrované s $\{x_{it}\}$.

Odhad koeficientu β pomocou OLS je

$$\hat{\beta}_{OLS} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it} \tilde{x}'_{it} \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it} \tilde{y}_{it} \right], \quad (2.43)$$

kde $\tilde{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_{it}$ a $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_{it}$ pri zahrnutí individuálnych efektov do modelu, inak $\tilde{x}_{it} = x_{it}$ a $\tilde{y}_{it} = y_{it}$. Na rozdiel od časových radov, v panelových dátach je $\hat{\beta}_{OLS}$ nekonzistentným odhadom, čo viedlo k použitiu alternatívnych metód odhadu. Kao and Chiang (2000) navrhli fully-modified OLS (FMOLS) a dynamic least squares (DOLS) pre odhad kointegračných vzťahov v panelových dátach.

DOLS odhad v panelových dátach zohľadňuje možnú endogenitu premenných a prítomnosť autokorelácie zahrnutím minulých hodnôt (*lags*) a budúcich hodnôt (*leads*) diferencií vysvetľujúcich premenných do regresie. β_{DOLS} tak získavame odhadnutím nasledovnej regresie:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \sum_{j=-q}^q c_{ij} \Delta x_{it+j} + v_{it}. \quad (2.44)$$

FMOLS odhad koeficientu β vychádza z OLS odhadu. Rovnako zohľadňuje endogenitu a autokoreláciu v modeli. Má tvar

$$\hat{\beta}_{FM} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it} \tilde{x}'_{it} \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it} \hat{y}_{it}^+ - T \hat{\Delta}_{\varepsilon u}^+ \right], \quad (2.45)$$

kde \hat{y}_{it}^+ a $\hat{\Delta}_{\varepsilon u}^+$ predstavujú korekciu endogenity a autokorelácie.

Oba odhady $\hat{\beta}_{DOLS}$ a $\hat{\beta}_{FM}$ sú v panelových regresiach konzistentné s asymptoticky normálnym rozdelením.

Kao a Chiang (2000) vo svojej práci porovnávajú vlastnosti OLS, DOLS a FMOLS odhadov v konečných paneloch. Pomocou Monte Carlo simulácií ukázali, že OLS dáva vychýlené odhady a FMOLS taktiež nezlepšuje jeho vlastnosti. Najlepším sa v kointegrovaných regresiach v paneloch ukázal DOLS odhad.

Kapitola 3

Vývoj na trhu úverov nefinančným spoločnosťami

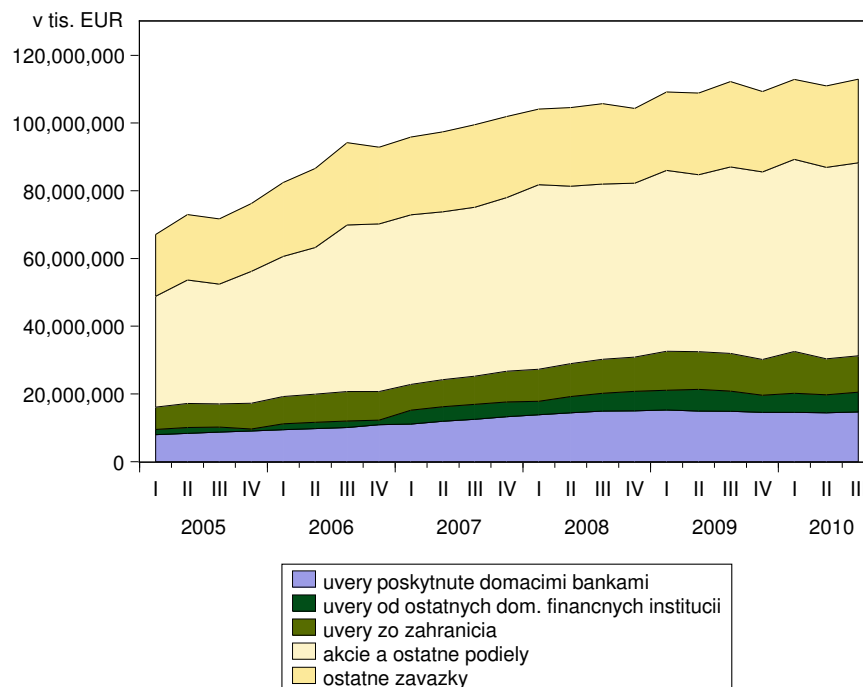
Významnú časť úverového trhu na Slovensku tvoria úvery poskytnuté podnikovej sfére - nefinančným spoločnosťami¹. Bankové úvery predstavujú pre podniky jeden z najvýznamnejších zdrojov financovania ich podnikateľských aktivít. Spolu so zdrojmi zo zahraničia vytvárajú úvery nefinančným spoločnosťami predpoklady pre financovanie technologického rozvoja a dlhodobo udržateľného rastu ekonomiky (Beka, 2006).

V Grafe 3.1, ktorý zobrazuje štruktúru finančných pasív podnikov sektora nefinančných spoločností, môžeme vidieť, že bankové úvery tvoria v bilancii podnikov len určitú časť. Významný podiel na financovaní činnosti a rozvoja podniku majú predovšetkým vlastné zdroje v podobe vlastného imania a výsledku hospodárenia minulých rokov. Ich podiel na bilančnej sume v pasívach sa v poslednom období postupne zvyšoval, a to nielen v dôsledku vyššieho výsledku hospodárenia, ale aj vďaka postupnému splácaniu dlhu a nevytvárania nového dlhu. V prípade financovania podnikov z cudzích zdrojov zohrávajú významnú úlohu práve bankové úvery. Krátkodobé a dlhodobé úvery tvorili k septembru 2010 27.7% celkových finančných pasív v sektore nefinančných spoločností. Úvery poskytnuté slovenskými bankami, ktorými sa

¹Nefinančné spoločnosti sú podľa NBS spoločnosti, ktoré sa zaoberajú hlavne výrobou trhového tovaru a poskytovaním nefinančných služieb, ale nezaoberajú sa finančným sprostredkovaním. Patria tu aj príspevkové organizácie alebo neziskové organizácie v prípade, že tržbami pokrývajú viac ako 50% svojich nákladov.

v našej práci zaoberáme, pritom tvorili len 47% z celkového objemu poskytnutých úverov, zvyšnú časť tvorili úvery ostatných domácich finančných inštitúcií a úvery zo zahraničia. Úvery zo zahraničia a iných finančných inštitúcií tak môžu čiastočne nahrádzať financovanie domácimi bankami, čo pozorujeme napríklad v období krízy na prelome rokov 2008 a 2009, kedy spomalenie rastu domácich úverov bolo sprevádzané zvýšeným financovaním zo zahraničia a iných finančných inštitúcií. Túto skutočnosť je potrebné vziať do úvahy aj v našej analýze.

Obr. 3.1: Finančné pasíva podnikov



Zdroj: Štvrťročné finančné účty (NBS), vlastné spracovanie

Tabuľka 3.1 zobrazuje stav objemu úverov poskytnutých nefinančným spoločnostiam na Slovensku domácimi bankami súhrne v domácej aj cudzej mene uvádzaný v odvetvovom členení podľa Štatistickej odvetvovej klasifikácie ekonomických činností. Celkový objem úverov, ktorý získame ako súčet objemov vykázaných v príslušných odvetviach, spomedzi ktorých sme vylúčili odvetvia finančných inštitúcií, verejnej správy a nerezidentov, však preyšuje sumu za nefinančné spoločnosti ako celok. To nás vedie k predpokladu, že objem úverov uvádzaný v jednotlivých odvetviach zahŕňa úvery poskytnuté nielen podnikovému sektoru, ale aj živnostiam a neziskovým organizáciám slúžiacim domácnostiam². Objem poskytnutých úverov sa

v takomto prípade u oboch spôsobov vykazovania líši minimálne.

Ďalej budeme pracovať s objemom úverov v odvetvovom členení, pričom vytvoríme niekoľko skupín odvetví, v ktorých budeme objemy modelovať. Pojem nefinančné spoločnosti, ktorý budeme v práci ďalej používať, tak bude v skutočnosti predstavovať spolu nefinančné spoločnosti, živnosti a neziskové organizácie slúžiace domácnostiam.

Tabuľka 3.1: Úvery nefin. spoločnostiam v odvetvovom členení k septembru 2010

| Kód | Štatistická klasifikácia | Úhrn úverov | |
|---|--|-------------------|----------------|
| | | v tis. EUR | v % |
| A | Poľnohospodárstvo, lesníctvo a rybolov | 464 778 | 2.99% |
| B | Ťažba a dobývanie | 52 811 | 0.34% |
| C | Priemyselná výroba | 2 878 627 | 18.50% |
| D,E | Dodávka elektriny, plynu a dodávka vody, čistenie a odvod odpadových vôd | 1 210 309 | 7.78% |
| F | Stavebníctvo | 1 133 275 | 7.28% |
| G | Veľkoobchod a maloobchod | 3 540 767 | 22.76% |
| I | Ubytovacie a stravovacie služby | 440 407 | 2.83% |
| H, J | Doprava a skladovanie, informácie a komunikácia | 1 642 914 | 10.56% |
| L, M, N | Činnosti v oblasti nehnuteľností; odborné, vedecké a technické činnosti, administratívne a podporné služby | 3 970 768 | 25.52% |
| R, S | Ostatné | 264 248 | 1.70% |
| CELKOM Odvetvia | | 15 598 904 | 100.26% |
| CELKOM Nefinančné spoločnosti, živnosti a neziskové inštitúcie slúžiace domácnostiam | | 15 558 694 | 100% |
| CELKOM Nefinančné spoločnosti | | 14 697 316 | 94.46% |

Vývoj na trhu úverov nefinančným spoločnostiam bol hlavne v poslednom období výrazne ovplyvnený ekonomickou situáciou, predovšetkým hospodárskou krízou, ktorá viedla k poklesu prevádzkových aj investičných aktivít podnikov a tým aj

²K živnostiam (označovaným tiež ako domácnosti) a neziskovým inštitúciám slúžiacim domácnostiam patria fyzické osoby podnikajúce na základe živnostenského zákona a iných právnych predpisov, nezapísané v obchodnom registri a tiež príjemcovia dôchodkov. Neziskové inštitúcie slúžiace domácnostiam sa zaoberajú hlavne výrobou netrhového tovaru a službami určenými pre určité skupiny domácností.

k poklesu celkového objemu úverov. V ďalšej časti si priblížime ekonomický vývoj a jeho vplyv na zmeny v objeme poskytnutých úverov za obdobie 2005 až prvý polrok roku 2010³. Zaujímať nás bude predovšetkým vplyv rôznych faktorov na zmeny dopytu podnikov po úveroch a tiež na zmeny v ponuke úverov zo strany bánk. Bližšie pochopenie situácie nám tak pomôže pri identifikácii vhodných faktorov pre zahrnutie do modelu.

3.1 Vývoj objemu úverov podnikom v období 2005-2010

Rok 2005 bol na Slovensku charakterizovaný silným ekonomickým rastom a zlepšením finančnej situácie v mnohých ekonomických sektoroch, čo viedlo k výraznému rastu objemu poskytnutých úverov. V podnikovom sektore bol rast úverov podporený zlepšujúcou sa finančnou situáciou podnikov, znížením úrokových sadzieb a tiež zvýšenou ponukou zo strany bánk. Rástli najmä dlhodobé úvery vo forme investičných úverov. Stabilný vývoj mal aj objem prevádzkových úverov. V priebehu roka bol zaznamenaný rast korunových aj devízových úverov, pričom devízové úvery mali na celkovom objeme úverov významný podiel (37% k decembru 2005), čo súvisí najmä s exportným orientovaním podnikového sektora v tomto období. Medziročne došlo k nárastu objemu poskytnutých úverov takmer vo všetkých odvetviach s výnimkou dopravy a telekomunikácií.

Aj počas roka 2006 pokračoval rast objemu podnikových úverov. Dopyt podnikov po úveroch rástol najmä z dôvodu financovania dlhodobých investícií a tiež prevádzkového kapitálu. Pod nárast sa podpísala aj zlepšujúca sa finančná pozícia podnikového sektora a pokles úrokových marží a poplatkov v niektorých bankách. Objem úverov rástol najmä vďaka úverom na komerčné nehnuteľnosti. Úvery poskytnuté v slovenských korunách rástli výraznejšie ako úvery v cudzích menách. Z pohľadu odvetvovej štruktúry sa na raste úverov podieľali najmä úvery poskytnuté na výstavbu nehnuteľností, malo- a veľkoobchodné činnosti a úvery v oblasti dopravy a stavebníctva.

³prehľad vývoja na trhu úverov nefinančným spoločnostiam vychádza z Analýz slovenského finančného sektora za roky 2005 až prvý polrok 2010.

Rok 2007 patril z pohľadu objemu financovania podnikov bankami medzi najúspešnejšie. Banky v priebehu roka zvýšili objem poskytnutých úverov o viac ako pätinu. Podniky boli financované najmä prostredníctvom krátkodobých úverov, ktoré tvorili takmer polovicu z úverov poskytnutých počas roka. Najväčšia časť úverov smerovala do priemyselnej výroby a činnosti v oblasti nehnuteľností a obchodu. V sektore nehnuteľností pritom pokračoval výrazný rast, ktorý bol ovplyvnený pokračujúcim rastom cien rezidenčných a komerčných nehnuteľností. Vysoký objem poskytnutých úverov bol zapríčinený hlavne silným dopytom podnikov po úveroch. Naopak ponuka úverov sa začala meniť v druhej polovici roku 2007, kedy banky sprísňovali úverové štandardy najmä pri financovaní veľkých podnikov a projektovom financovaní z dôvodu obáv o budúci makroekonomický vývoj a rizikovosti určitých odvetví v súvislosti s hypotekárnou krízou v USA.

V roku 2008 bol vývoj na trhu úverov ovplyvnený predovšetkým finančnou krízou. Výraznejšie sa začala prejavovať v treťom štvrťroku 2008. Celkový objem úverov podnikom zaznamenal nižší rast v porovnaní s predošlými obdobiami, pričom vývoj na trhu podnikových úverov sa v prvom a druhom polroku 2008 výrazne líšil. Kým v prvom polroku malo tempo rastu stúpajúci trend, v treťom a štvrtom štvrťroku bolo tempo medziročného rastu nižšie alebo negatívne. Medziročný pokles banky zaznamenali pri investičných a prevádzkových úveroch. Negatívny vplyv krízy sa prejavil predovšetkým sprísnením podmienok pri poskytovaní úverov zo strany bánk. Zároveň sa pomerne rýchlo prejavil na raste úrokových sadzieb na nové úvery. V priebehu roka sa zvýšila citlivosť podnikov na zmeny úrokových sadzieb na medzibankových trhoch. Koncom roka bol takmer celý objem nových úverov poskytnutý s pohyblivou fixáciou sadzby alebo so sadzbou do jedného roka, čo platilo aj pre investičné úvery a úvery na nehnuteľnosti. K poklesu tempa rastu úverov prispel aj pokles dopytu podnikov po nových úveroch. Dôvodom nižšieho dopytu podnikov po financovaní z bánk bol pokles produkcie a odbytu, no hlavne očakávanie negatívneho budúceho ekonomického vývoja.

Ekonomický vývoj v roku 2009 bol ovplyvnený prebiehajúcou globálnou finančnou a hospodárskou krízou. Tá mala v roku 2009 už viac charakter hospodárskej krízy. Negatívny vývoj viedol banky k významnému obmedzeniu financovania podnikového sektora. Na rozdiel od roku 2008, kedy sa objem prostriedkov poskytnutých podnikom

ešte zvyšoval, v roku 2009 celkový stav úverov postupne klesal. Pokles financovania bol zaznamenaný pri všetkých typoch úverov, najvýraznejší však v prípade prevádzkových úverov. Úvery dlhodobejšieho charakteru si zachovali mierny medziročný rast. Financovanie pokleslo takmer vo všetkých odvetviach. Banky sa zamerali skôr na menej rizikové odvetvia. Výrazne klesalo najmä financovanie exportne orientovaných odvetví a odvetví, ktoré zaznamenali významný prepád tržieb. Banky tak obmedzili financovanie najmä v sektore obchodu, strojárskoho priemyslu a dopravy. Naďalej však rástlo financovanie činností v oblasti nehnuteľností, čo však nebolo prejavom dôvery bánk tomuto sektoru, príčinou bolo skôr dofinancovanie rozbehnutých projektov. Z podobného dôvodu rástli aj úvery v stavebníctve. V prípade nových projektov na nehnuteľnosti bol už prístup bánk obozretnejší, financovali ich pri nižšej maturite a nižších objemoch. Sprísnenie úverových podmienok sa prejavilo aj na vyšších úrokových maržiach a prísnejších požiadavkách na zabezpečenie. Výraznou mierou sa na obmedzení úverovania podnikov podieľal aj pokles dopytu zo strany podnikov, z dôvodu poklesu investičných príležitostí v sektore.

Zlepšenie ekonomického vývoja v prvom polroku 2010 viedlo k stabilizácii finančného sektora na Slovensku. Z hľadiska úverových aktivít však pokračovalo obdobie stagnácie alebo iba mierneho rastu, čo sa prejavilo aj pri financovaní podnikov. Banky sa aj naďalej pri financovaní podnikov správali opatrne a pokračovali v politike relatívne prísnych úverových štandardov. Významný podiel na poklese financovania podnikov mali aj samotné podniky, ktorých dopyt najmä po investičných úveroch bol stále nízky z dôvodu nízkeho využitia ich výrobných kapacít a tiež využívania prostriedkov získavaných zo zahraničia. Pokles tempa úverovania podnikov v tomto období naopak nie je možné vysvetliť len pomocou úrokových sadzieb, pretože sa pohybovali na historických minimách. Mierny pokles celkového objemu úverov poskytnutých podnikovému sektoru tak pokračoval aj v prvom polroku 2010. Klesali predovšetkým prevádzkové úvery. Spomaľovanie tempa rastu prešlo postupne do poklesu aj pri dlhodobjších investičných úveroch. V tomto období už nedošlo ani k zvýšeniu objemu úverov poskytnutých na financovanie komerčných nehnuteľností, ktoré v minulom období ešte rástli v dôsledku financovania existujúcich projektov.

3.2 Vývoj ponuky a dopytu na trhu úverov

Vývoj na trhu úverov z hľadiska ponuky a dopytu nám môžu priblížiť výsledky dotazníka pravidelne zverejňovaného Národnou bankou Slovenska. Dotazník o vývoji ponuky a dopytu na trhu úverov ponúka kvalitatívne informácie, založené na odpovediach jednotlivých bánk, o zmenách v nastavení úverových štandardov a podmienkach pri poskytovaní úverov podnikom a domácnostiam a o faktoroch, ktoré na nich mali významný vplyv. Rovnako ponúka pohľad bánk na zmeny v dopyte po úveroch zo strany podnikov a domácností. Výsledky sú prezentované v agregovanej forme. Cieľom dotazníka je podať obraz o vývoji na trhu úverov ako celku. Úverových štandardov sú vážené priemerným objemom úverov, ktoré poskytli v danom období.

Graf 3.2 znázorňuje zmeny úverových štandardov na úvery poskytnuté podnikom a zmeny v dopyte po úveroch podnikom za sledované obdobie. Údaje v grafe sú uvedené v podobe tzv. čistého percentuálneho podielu. Jeho kladná hodnota hovorí o zmierňovaní úverových štandardov v prípade grafu ponuky, resp. o náraste dopytu po úveroch. Konkrétna hodnota predstavuje vážený priemer jednotlivých odpovedí bánk a vypočíta sa tak, že jednotlivé odpovede bánk ohľadom sprísnenia resp. zmiernenia úverových štandardov sú vážené priemerným objemom úverov, ktoré poskytli v danom období. V prípade úverových štandardov sa konkrétna hodnota vypočíta tak, že odpovede jednotlivých bánk ohľadom sprísnenia resp. zmiernenia úverových štandardov sú vážené objemom nimi poskytnutých úverov.

Graf 3.2: Zmeny ponuky a dopytu na trhu úverov podnikom



Zdroj: NBS, vlastné spracovanie

Kapitola 4

Modelovanie objemu úverov nefinančným spoločnostiam

4.1 Popis dát

Pri modelovaní objemu úverov podnikom na Slovensku pomocou panelovej analýzy budeme pracovať s panelom obsahujúcim 12 skupín odvetví nefinančných spoločností. Jednotlivé skupiny odvetví sme vytvorili podľa dostupného členenia použitých dát na základe Štatistickej odvetvovej klasifikácie ekonomických činností (OKEČ do 31.12. 2007, SK NACE Rev. 2 od 1.1.2008). Rozdelenie odvetví do skupín zobrazuje Tabuľka 4.13 v Prílohe 1. Použijeme štvrťročné dáta za obdobie 2005Q1 až 2010Q3. Štvrťročnú frekvenciu dát sme zvolili preto, aby sme do modelov zahrnuli údaje národných účtov ako HDP, či tvorba hrubého fixného kapitálu (investície).

Výhodou využitia panelového prístupu bude dostatočný počet pozorovaní aj napriek relatívne krátkemu obdobiu, za ktoré máme dostupné dáta. Rovnako nám pri modelovaní objemu poskytnutých úverov umožní zohľadniť nepozorované vplyvy špecifické pre jednotlivé odvetvia.

4.1.1 Objem úverov poskytnutých nefinančným spoločnostiam

Objem poskytnutých úverov je možné vyjadriť dvoma spôsobmi, buď ako objem novoposkytnutých úverov, alebo ako celkový stav objemu úverov, ktorý v sebe zahŕňa okrem nových úverov aj zostatkovú hodnotu úverov poskytnutých v minulosti, ktoré

zatiaľ nie sú splatené, prípadne odpísané bankami. Vychádzajúc z viacerých štúdií, ktoré uprednostňujú stav úverov ako modelovanú premennú (Sørensen a kol. (2009), Calza a kol. (2001)), sme sa v práci aj my rozhodli modelovať objem úverov nefinančným spoločnostiam použitím stavov.

Modelovať budeme celkový objem krátkodobých (do 1 roka) a dlhodobých úverov (od 1 do 5 rokov a nad 5 rokov) poskytnutých nefinančným spoločnostiam na Slovensku v domácej aj cudzej mene domácimi bankami. Do úvahy neberieme úvery, ktoré podniky čerpali zo zahraničia. V Tabuľke 4.1 uvádzame zastúpenie jednotlivých skupín úverov s rôznou dobou splatnosti na celkovom objeme poskytnutých úverov.

Tabuľka 4.1: Rozdelenie úverov nefinančným spoločnostiam podľa doby splatnosti k septembru 2010

| | Objem úverov (stav v tis. Eur) | % z celkového objemu úverov |
|---|------------------------------------|--------------------------------|
| Krátkodobé úvery do 1 roka | 5 528 991 | 35.54% |
| Dlhodobé úvery od 1 do 5 rokov | 3 893 064 | 25.02% |
| Dlhodobé úvery nad 5 rokov | 6 136 639 | 39.44% |
| Celkový objem úverov nefinančným spoločnostiam | 15 558 694 | 100.00% |

Zdroj: NBS, vlastné spracovanie

Časová štruktúra objemu poskytnutých úverov nefinančným spoločnostiam a jej prevládajúci dlhodobý charakter naznačuje, že veľká časť úverových zdrojov je zameraná na financovanie investičných a rozvojových aktivít v tomto sektore. Rozdielny vývoj však môžeme sledovať v rámci jednotlivých odvetví. Najmä u niektorých odvetví priemyslu tvoria značnú časť čerpaných úverov krátkodobé úvery. Tento fakt zohľadníme v neskoršej analýze, kedy panel časových radov pre celý sektor nefinančných spoločností rozdelíme na dva panely zodpovedajúce dvom skupinám odvetví. Prvou skupinou budú odvetvia, v ktorých boli poskytnuté prevažne krátkodobé úvery, naopak, druhou skupinou odvetvia, u ktorých prevládajú dlhodobé úvery.

4.1.2 Faktory vplývajúce na objem úverov

Zmeny v objeme úverov môžeme vo všeobecnosti pripísať zmenám v ponuke úverov zo strany bánk, t.j. zmenám v nastavení úverových štandardov bankami vo forme marží či výšky požadovaného zabezpečenia, na druhej strane zmenám v dopyte po úveroch zo strany podnikov. Identifikácia vhodných faktorov vplývajúcich na objem poskytnutých úverov, či už z ponukovej, alebo dopytovej strany povedie k nájdeniu jedného, prípadne viacerých dlhodobých rovnovážnych vzťahov popisujúcich vývoj na trhu úverov. Vzhľadom na typickú črtu - nestacionaritu časových radov a následne aj celých panelov, s ktorými budeme pracovať, použijeme pri špecifikácii týchto vzťahov metódy panelovej kointegrácie popísané v Kapitole 2. Modelovaním objemu úverov nefinančným spoločnostiam, resp. súkromnému sektoru sa venuje viacero prác, ktorých stručný prehľad uvádzame v Prílohe 2. Na základe literatúry a našich teoretických poznatkov sme sa rozhodli pre voľbu nasledujúcich faktorov ovplyvňujúcich vývoj objemu úverov.

- **Hrubý domáci produkt**

Hrubý domáci produkt (HDP) vyjadruje trhovú hodnotu vyprodukovaných výrobkov a služieb. Z produkčného hľadiska súvisí vývoj HDP s rastom prípadne poklesom pridanej hodnoty v jednotlivých odvetviach, inými slovami charakterizuje ekonomickú výkonnosť daných odvetví. Budeme preto predpokladať, že jeho pozitívny vývoj povedie k nárastu dopytu podnikov po úveroch. V modeli použijeme pre zvolené odvetvia časové rady HDP v bežných cenách.

- **Investície**

Investície (INV), ktoré sú v práci reprezentované tvorbou hrubého fixného kapitálu, sú ďalším z ukazovateľov výkonnosti podniku. Posilnenie výkonnosti podniku sa spája s realizáciou investičných a rozvojových aktivít, ktoré sú financované buď z vlastných zdrojov, alebo z cudzích zdrojov, predovšetkým prostredníctvom bankových úverov. Pokles investičných aktivít podnikov tak vedie k poklesu úverov, preto budeme v hľadovaných vzťahoch očakávať u premennej INV kladné znamienko.

- **Tržby**

Tržby (TRZ) predstavujú výnosy v jednotlivých odvetviach z predaja vlastných výrobkov a služieb. Pre podniky sú tržby z hľadiska likvidity jedným z ukazovateľov ich platobnej schopnosti. Pozitívny vývoj tržieb nám tak môže hovoriť o dobrej schopnosti podniku splácať poskytnutý úver a zároveň tiež ochote čerpať väčší objem úverov. V prípade tržieb preto budeme v rovniciach očakávať kladný vplyv na vývoj objemu úverov.

Z hľadiska ziskovosti predstavujú tržby pre podniky prostriedok pre krytie ich prevádzkových nákladov a vytváranie zisku. V niektorých prácach bol preto predstavený názor, že vyššia ziskovosť môže viesť podniky k tomu, že uprednostnia využívanie vlastných zdrojov financovania pred financovaním cudzími zdrojmi vo forme bankových úverov, čo by naznačovalo negatívnu závislosť rastu tržieb a dopytu po úveroch. Podobne by sme mohli predpokladať, že vyššie HDP (resp. investície), ktoré hovoria o väčšej ekonomickej aktivite v jednotlivých odvetviach, umožnia vo väčšej miere financovanie výdavkov z vlastných zdrojov, a tým znížia dopyt podnikov po úveroch. Tento jav, označovaný ako "*cash flow effect*" sa však spája s istou zotrvačnosťou výdavkov, ktorá má v dlhodobom horizonte menší význam (Hülsewig a kol., 2002). My sa preto budeme prikláňať skôr k názoru, že zvýšenie produktivity v nejakom odvetví povedie k rastu úverov.

Na tržby sa môžeme zároveň pozrieť aj ako na faktor ovplyvňujúci ponuku úverov zo strany bánk. Vyššia ziskovosť predstavuje pre podnik možnosť získať od banky lepšie ratingové ohodnotenie. Rastúce tržby sú pre banky signálom, že podnik bude schopný splácať svoje záväzky aj v budúcnosti, čo môže zohrávať dôležitú úlohu aj pri refinancovaní už poskytnutých úverov.

- **Zamestnanosť**

Zamestnanosť (ZAM) bude v práci reprezentovaná priemerným počtom zamestnaných osôb v sledovaných odvetviach. Rast či pokles zamestnanosti je do veľkej miery ovplyvnený vývojom ekonomiky a zodpovedá pohľadu zamestnávateľov na aktuálnu a očakávanú ekonomickú situáciu. Rovnako je dobrým ukazovateľom ekonomickej aktivity podniku, ktorej pokles je často sprevádzaný rastom nezamestnanosti. U premennej zamestnanosti tak budeme očakávať kladné znamienko.

- **Úroková miera**

Dôležitým faktorom ovplyvňujúcim dopyt nefinančných spoločností po úveroch je úroková miera. Keďže úroková miera je u väčšiny úverov fixovaná na krátke obdobie, jej rast sa prejaví vo forme vyšších úverových splátok a povedie k menšej ochote podnikov k ďalšiemu zadlžovaniu v podobe nových úverov. Budeme tak očakávať negatívnu závislosť medzi týmito premennými.

Úroková miera (r) bude v súlade s modelovanou premennou objem úverov (UNS) predstavovať priemernú úrokovú mieru zo stavu úverov (krátkodobých a dlhodobých) poskytnutých nefinančným spoločnostiam v domácej aj cudzej mene.

- **Využitie výrobných kapacít**

Využitie výrobných kapacít (*capacity utilization*) (UTIL) v priemysle predstavuje indikátor, ktorý hovorí, aká je produkcia podnikov oproti produkcii v prípade plného využitia ich výrobných kapacít. Nízka miera využitia výrobných kapacít vyjadruje neistotu ohľadom budúceho vývoja v podnikovom sektore a zároveň hovorí o nižšej potrebe nových investícií. Budeme tak očakávať, že rast miery využitia výrobných kapacít povedie k zvýšenému dopytu podnikov po úveroch.

- **Indikátor ekonomického sentimentu**

Indikátor ekonomického sentimentu (IES) je ďalším z ukazovateľov, ktorý poskytuje informáciu o aktuálnom vývoji ekonomiky. Je zostavený na základe prieskumov ako kompozitný (zložený) indikátor dôvery v štyroch sektoroch (priemysle, stavebníctve, maloobchode a službách) a spotrebiteľskej dôvery. Na základe pozitívnych (negatívnych) odpovedí vyjadruje jedným číslom vnímanie ekonomického vývoja v príslušnom sektore. Aj v prípade tohoto ukazovateľa budeme predpokladať kladné znamienko, a teda rast dopytu podnikov po úveroch v prípade zlepšenia ekonomického vývoja v sledovaných sektoroch.

- **Ponuka a dopyt na trhu úverov podnikom**

Zmeny v ponuke (L^S) a dopyte po úveroch (L^D) z dotazníka NBS o vývoji na trhu úverov budú ďalším kvalitatívnym ukazovateľom v našej práci. Kladné hodnoty reprezentujú zvýšenie dopytu po úveroch zo strany podnikov resp. zvýšenie ponuky

úverov zo strany bánk v podobe zmiernenia úverových štandardov. U oboch premenných budeme očakávať kladné znamienko.

Grafy v Prílohe 3 zobrazujú vývoj objemu úverov v čase za jednotlivé odvetvia. Vzhľadom na výraznú sezónnosť, ktorú pozorujeme vo viacerých odvetviach, budeme pri modelovaní pracovať so sezónne očistenými radmi. Pomocou filtra CensusX12 sme rovnako sezónne očistili aj ostatné rady, u ktorých bola pozorovaná sezónnosť (UNS, HDP, INV, TRZ, ZAM). Všetky premenné okrem ukazovateľov ponuky a dopytu, ktoré obsahujú záporné hodnoty a úrokových mier budú v modeloch vystupovať v logaritmoch. Časovým radom, ktoré nie sú rozlíšené po odvetviach (r , UTIL, IES, L^S , L^D), dáme panelovú štruktúru, pričom budú zhodné pre všetky odvetvia. Dáta sme získali zo stránok Štatistického úradu SR, NBS a OECD.Stat. Dáta z obdobia pred rokom 2009 uvádzané v slovenských korunách boli prepočítané na eurá konverzným kurzom 1 EUR = 30.1260 SKK. Na analýzu dát a odhad rovníc sme použili ekonometrický softvér EViews 7.

Stacionaritu panelových dát, s ktorými budeme pracovať, sme testovali pomocou panelových testov jednotkového koreňa, stacionaritu časových radov rovnakých pre všetky odvetvia pomocou obyčajných testov jednotkového koreňa. Výsledky sú uvedené v Tabuľkách 4.2 a 4.3.

Testy potvrdili prítomnosť jednotkového koreňa takmer u všetkých premenných. Spomedzi panelových dát je jedine premenná HDP na základe testu LLC stacionárna. IPS test a Fisherov test tiež zamietajú prítomnosť jednotkového koreňa, ale až na 10%-nej hladine významnosti. HDP preto budeme ďalej tiež pokladať za nestacionárnu premennú. Jednotkový koreň bol zamietnutý aj v prípade premennej L^S (ponuka úverov) testom ADF. Test PP však jednotkový koreň nezamietá a pokladá ju za nestacionárnu.

Testy jednotkového koreňa zároveň potvrdili stacionaritu prvých diferencií. Všetky premenné tak môžeme pokladať za integrované rádu jedna. Grafy 4.1 zobrazujú vývoj jednotlivých premenných v sledovanom období. Premenné rozlíšené po odvetviach v grafoch uvádzame v agregovanej podobe za odvetvia spolu. Všetky tieto premenné sú zároveň sezónne očistené. V grafe sú uvádzané relatívne zmeny v podobe prvých diferencií logaritmov.

Tabuľka 4.2: Výsledky panelových testov jednotkového koreňa

| | LLC | IPS | Fisher P-ADF | Fisher Z-ADF |
|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| <i>UNS</i> | 1.8237 | 3.2449 | 10.9294 | 3.3086 |
| <i>HDP</i> | -1.8705 ** | -1.4881 * | 34.6854 * | -1.4010 * |
| <i>INV</i> | -0.9132 | -0.6569 | 23.3036 | -0.8251 |
| <i>ZAM</i> | 1.0748 | 2.3738 | 15.6927 | 2.3744 |
| <i>TRZ</i> | -0.1976 | 1.1210 | 16.6588 | 1.1263 |
| ΔUNS | -10.3880 *** | -10.2850 *** | 124.659 *** | -8.6342 *** |
| ΔHDP | -11.0364 *** | -12.6524 *** | 157.858 *** | -10.0665 *** |
| ΔINV | -11.9686 *** | -9.8186 *** | 119.767 *** | -8.0424 *** |
| ΔZAM | -9.2118 *** | -7.4644 *** | 92.5547 *** | -6.3991 *** |
| ΔTRZ | -8.1726 *** | -8.0834 *** | 100.177 *** | -7.0353 *** |

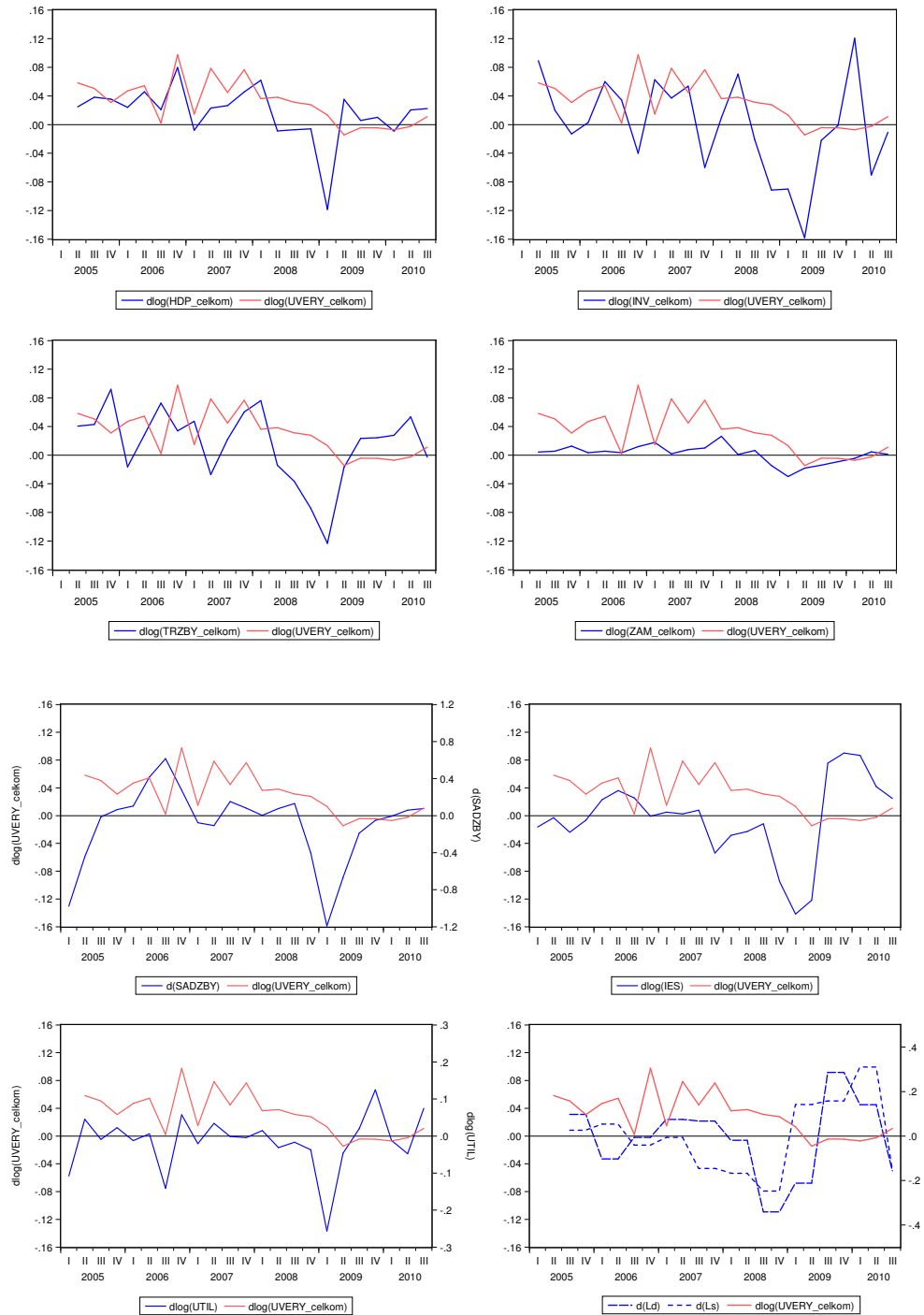
Pozn.: ***/**/* hovorí o zamietnutí nulovej hypotézy na 1%/5%/10%-nej hladine významnosti. Vo všetkých testoch je nulovou hypotézou, že premenná má jednotkový koreň. Testy obsahujú fixné efekty a deterministický časový trend. Počet lagov u jednotlivých testov je zvolený na základe Schwarzovho kritéria pri maximálnom počte lagov 2. Všetky premenné sú sezónne očistené a logaritmované.

Tabuľka 4.3: Výsledky testov jednotkového koreňa pre časové rady nerozlišené po odvetviach

| | ADF | PP |
|---------------|-------------|-------------|
| <i>r</i> | -2.3510 | -1.0081 |
| <i>UTIL</i> | -0.7039 | -0.7039 |
| <i>IES</i> | -2.2342 | -0.2786 |
| L^D | -2.1257 | -1.6289 * |
| L^S | -4.4201 ** | -1.2149 |
| Δr | -2.2972 ** | -2.2616 ** |
| $\Delta UTIL$ | -4.1468 *** | -4.1468 *** |
| ΔIES | -2.9806 *** | -2.1770 ** |
| ΔL^D | -4.5392 *** | -2.3977 ** |
| ΔL^S | -2.0853 ** | -2.1677 ** |

Pozn.: ***/**/* hovorí o zamietnutí nulovej hypotézy na 1%/5%/10%-nej hladine významnosti. Nulovou hypotézou je, že rad obsahuje jednotkový koreň. Konštanta a trend sú do testov zahrnuté, ak sú signifikantné na hladine významnosti 5%. Premenné *UTIL* a *IES* sú v logaritmoch.

Grafy 4.1: Vývoj objemu úverov a faktorov ovplyvňujúcich objem úverov (odvetvia celkom)



Zdroj: NBS, ŠU SR, OECD.Stat, vlastné spracovanie

4.2 Odhad kointegračných vzťahov

Objem úverov nefinančným spoločnostiam sme modelovali pomocou vybraných faktorov využitím metód panelovej kointegrácie popísaných v Kapitole 2. Naším cieľom bolo nájsť dlhodobý rovnovážny vzťah popisujúci vývoj na trhu úverov. Spomedzi odhadnutých rovníc na panelových dátach sme bližšie skúmali tie, u ktorých koeficienty pri vysvetľujúcich premenných mali nami očakávané znamienko a boli signifikantné a navyše vo vzťahoch bola potvrdená kointegrácia.

Presný algoritmus pre hľadanie kointegračných vzťahov implementovaný v programe EVIEWS 7 uvádzame v Prílohe 3. Rovnice sme zostavovali postupne zahrnutím všetkých dvojíc, trojíc a štvoríc vysvetľujúcich premenných a odhadli ich najskôr metódou OLS a následne pomocou odhadu DOLS, pričom sme požadovali, aby odhadnuté koeficienty mali očakávané znamienko a boli signifikantné. Následne sme vzali do úvahy výsledky kointegračných testov Kao, Pedroni panel-t a Pedroni group-t, na základe ktorých sme overili, či odhadnuté rovnice môžeme pokladať za kointegračné vzťahy.

Získali sme nasledujúce tri vzťahy:

Tabuľka 4.4: Odhady kointegračných vzťahov pomocou OLS a DOLS. 2005Q1-2010Q3

| Model 1 | | | | | | |
|----------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|------------|-------------|--|
| | HDP | r | fix. efekty ¹ | pozorovaní | \bar{R}^2 | |
| OLS | 1.1084 *** (11.7983) | -0.0771 *** (-4.7257) | áno | 276 | 0.9107 | |
| DOLS | 1.5177 *** (14.0671) | -0.1128 *** (-4.4773) | áno | 252 | 0.9393 | |
| Model 2 | | | | | | |
| | HDP | TRZ | fix. efekty | pozorovaní | \bar{R}^2 | |
| OLS | 0.8823 *** (7.6277) | 0.2264 * (1.8209) | áno | 276 | 0.9043 | |
| DOLS | 1.1447 *** (8.4258) | 0.3415 ** (2.5147) | áno | 252 | 0.9394 | |

¹Odhady rovníc s náhodnými efektami neuvádzame. Napriek tomu, že Hausmanov test v žiadnej z rovníc nevyhlásil možnosť použitia náhodných efektov, rozhodli sme sa pre fixné efekty, ktoré sú v prípade makropanelov vhodnejšie.

Model 3

| | TRZ | r | fix. efekty | pozorovaní | \bar{R}^2 |
|------|------------------------|--------------------------|-------------|------------|-------------|
| OLS | 1.1275 *** (9.4214) | -0.1191 *** (-6.1640) | áno | 276 | 0.8979 |
| DOLS | 1.2732 *** (9.9260) | -0.1436 *** (-5.0465) | áno | 252 | 0.9290 |

*Pozn.: ***/**/* hovorí, že koeficienty pri premenných v modeloch sú signifikantné na 1%/5%/10% hladine významnosti. V zátvorkách sú uvedené t-štatistiky². Pre odhad všetkých rovníc DOLS boli na základe Schwarzovho kritéria zvolené 2 lags a 2 leads.*

Premenné vo všetkých troch modeloch sú signifikantné. V Modeli 2 však nebola jednoznačne potvrdená kointegrácia (Tabuľka 4.5). Ďalej sme sa preto rozhodli pracovať s Modelmi 1 a 3. Analyzovať budeme vzťahy odhadnuté metódou DOLS, ktorá zohľadňuje koreláciu a možnú endogenitu regresorov v modeli a je pre odhad panelových kointegračných vzťahov vhodnejšia. Prítomnosť kointegrácie v Modeloch 1 a 3 nám hovorí o dlhodobej závislosti vývoja objemu poskytnutých úverov od vývoja HDP a úrokových mier na základe prvej rovnice a od vývoja tržieb v odvetviach a úrokových mier podľa druhej rovnice. Koeficient pri HDP v prvom vzťahu je približne 1.52, teda väčší ako jedna, no je to v súlade s podobnými štúdiami. Calza a kol. (2001) ukázali, že elasticita úverov poskytnutých súkromnému sektoru vzhľadom na HDP pre vybrané európske krajiny je 1.34. Možným vysvetlením je, že tento koeficient zachytáva aj vplyv iných faktorov nezahrnutých do modelu (Calza, 2001). Podobný výsledok dáva aj Model 3 pre koeficient pri premennej TRZ.

Elasticita úverov vzhľadom na úrokovú mieru je v jednotlivých modeloch -0.11 a -0.14. Vidíme, že vývoj úrokovej miery má očakávaný negatívny vplyv na dopyt podnikov po úveroch. Odhad veľkosti tohto koeficientu sa v rôznych empirických štúdiách líši. Závisí hlavne od voľby typu úverov, predovšetkým z hľadiska ich maturity a tiež od pozorovaného obdobia. Mnohé štúdie, ktoré modelovali objem úverov osobitne pre rôzne doby splatnosti ukázali, že objem krátkodobých úverov je menej

²Odhady boli urobené za predpokladu homoskedasticity rezíduí. Prítomnosť heteroskedasticity v rezíduách je možné zohľadniť pomocou odhadu GLS, ktorý vedie k rozdielnym hodnotám t-štatistik. Všetky uvedené vzťahy sme preto tiež odhadli za predpokladu heteroskedasticity, konkrétne vo forme rozdielnej variancie rezíduí v rámci prierezových zložiek, ktorú pokladáme za najpravdepodobnejšiu. Koeficienty u všetkých rovníc ostali signifikantné.

citlivejší na zmeny úrokovej miery v porovnaní s dlhodobými úvermi (Hülsewig, 2002). Je preto ťažké jednoznačne určiť očakávanú elasticitu vzhľadom na úrokové sadzby poskytnutých úverov.

Ďalej budeme skúmať model, do ktorého zahrnieme všetky faktory, ktoré sme identifikovali ako signifikantné v predchádzajúcich modeloch.

Model 4

| | HDP | TRZ | r | fix. efekty | pozorovaní | \bar{R}^2 |
|------|------------------------|------------------------|--------------------------|-------------|------------|-------------|
| OLS | 0.8429 *** (7.8066) | 0.5819 *** (4.5243) | -0.1113 *** (-6.3753) | áno | 276 | 0.9169 |
| DOLS | 1.0953 *** (8.3720) | 0.5920 *** (4.2806) | -0.1193 *** (-4.7287) | áno | 252 | 0.9455 |

Pozn.: V odhade DOLS boli zvolené 2 lagy a 2 leady na základe Schwarzovho kritéria.

Tento vzťah sa ukázal signifikantný vo všetkých premenných, avšak v modeli nebola jednoznačne potvrdená kointegrácia (Tabuľka 4.5). Preto ho nemôžeme pokladať za dlhodobý vzťah, ktorým by sme popísali vývoj objemu úverov. Nebudeme s ním preto ďalej pracovať.

Tabuľka 4.5: Panelové testy kointegrácie

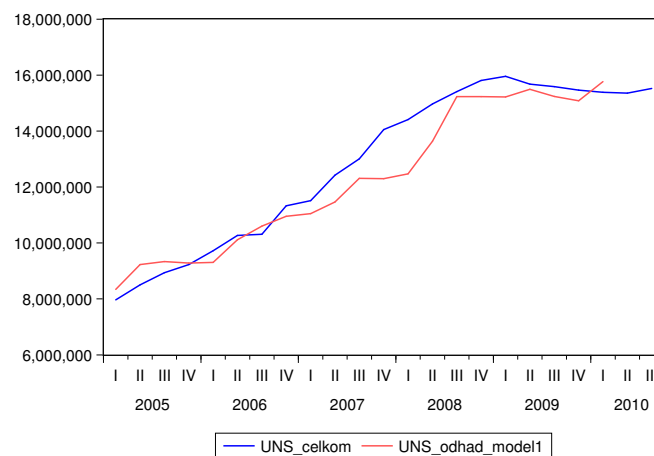
| | Model 1 | Model 2 | Model 3 | Model 4 |
|-----------------------|-------------|------------|------------|-------------|
| KAO | -2.8325 *** | -1.9883 ** | -1.6266 * | -2.5255 *** |
| Pedroni Panel t (ADF) | -2.2041 ** | -1.2817 | -1.6341 * | -0.9092 |
| Pedroni Group t (ADF) | -3.0474 *** | -1.4623 * | -2.0692 ** | -2.0712 ** |

*Pozn.: ***/**/* označuje, že uvedené štatistiky sú signifikantné na 1%/5%/10% hladine významnosti. Nulovou hypotézou vo všetkých testoch je, že premenné v modeli nie sú kointegrované.*

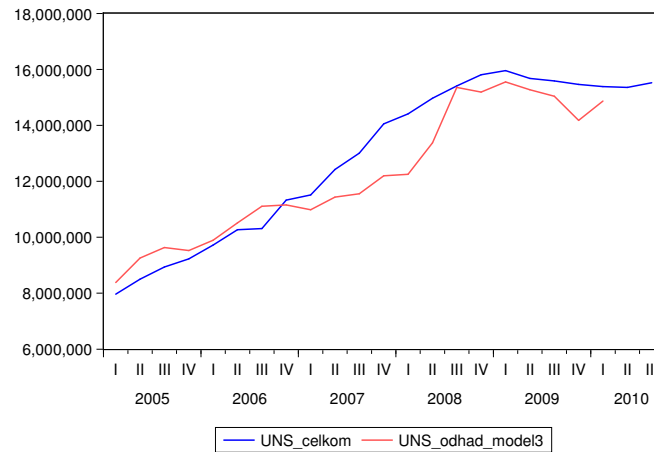
Nájdene kointegračné vzťahy 1 a 3 nám umožňujú popísať dlhodobý rovnovážny stav na trhu úverov nefinančným spoločnostiam. V oboch prípadoch porovnáme skutočný vývoj objemu úverov v sledovanom období s rovnovážnym stavom indikovaným modelom. Zaujímáť nás bude odhad rovnovážneho objemu za celý sektor nefinančných spoločností, ktorý získame ako súčet odhadov v sledovaných odvetviach. Nami skúmaná skupina dvanástich odvetví však nepokrýva všetky odvetvia

nefinančných spoločností, a to z dôvodu, že zvyšným nezahrnutým odvetviam nezodpovedalo dostupné členenie dát u všetkých premenných. Vzhľadom na to sme sa rozhodli objem úverov pre skupinu nezahrnutých odvetví aproximovať, a to tak, že celkovú sumu zvýšime o 1.72%. Hodnota 1.72% predstavuje percentuálny podiel objemu úverov poskytnutých v nezahrnutých odvetviach z objemu úverov poskytnutých v dvanástich skúmaných odvetviach k tretiemu štvrťroku 2010. Skutočný vývoj objemu úverov a odhad rovnovážneho objemu sú zobrazené na Grafoch 4.2 a 4.3. V oboch grafoch môžeme vidieť, že objem úverov poskytnutých nefinančným spoločnostiam sa dlhodobo pohyboval nad rovnovážnou hodnotou určenou Modelmi 1 a 3. Od svojho rovnovážneho stavu sa až na obdobie prelomu rokov 2007 a 2008 nevychýlil viac ako o 10%. Najvyššia odchýlka bola zaznamenaná v prvom štvrťroku 2008, a to 15.5% v prípade Modelu 1 a 17.6% pri Modeli 3. Tento výsledok môže indikovať príliš vysoké tempo rastu úverov podnikom v období tesne pred tým, ako sa na Slovensku prejavila svetová finančná a hospodárska kríza.

Graf 4.2: Vývoj objemu úverov (odvetvia celkom), Model 1, odhad DOLS



Obr. 4.3: Vývoj objemu úverov (odvetvia celkom), Model 3, odhad DOLS



4.2.1 Bližšia špecifikácia kointegračných vzťahov

Sektor nefinančných spoločností sme za účelom vytvorenia homogénnejších podskupín rozdelili na odvetvia, v ktorých prevládajú dlhodobé úvery (od 1 do 5 rokov a nad 5 rokov) a odvetvia, v ktorých podniky čerpali prevažne krátkodobé úvery. V oboch skupinách sme sa pokúsili identifikovať dlhodobú závislosť pomocou nájdenia kointegračných vzťahov.

Prvú skupinu odvetví, v ktorých prevažujú krátkodobé úvery tvoria odvetvie poľnohospodárstva a niektoré odvetvia priemyslu, ako potravinárska výroba, chemická výroba, výroba kovov a stojárska výroba, výroba dopravných prostriedkov, počítačových a elektronických zariadení a tiež odvetvie obchodu.

V zvyšných odvetviach priemyslu, v stavebníctve, v dodávke elektriny, plynu a vody, odvetví ubytovacie a stravovacie služby, doprave a informáciách a v odvetví nehnuteľností prevládajú dlhodobé úvery a zaradíme ich do druhej skupiny.

Vychádzajúc z kointegračných vzťahov popísaných v predchádzajúcej časti sme rovnaké modely zostavili jednotlivo pre obe skupiny. Odhady kointegračných vzťahov pre prvú a druhú skupinu sú uvedené v Tabuľkách 4.6 a 4.8.

Tabuľka 4.6: Odhad kointegračných vzťahov (1. skupina). 2005Q1-2010Q3

| Model A1 | | | | |
|-----------------|------------------------|--------------------------|------------|-------------|
| | HDP | r | pozorovaní | \bar{R}^2 |
| OLS | 0.7336 *** (7.1896) | -0.0324 * (-1.8218) | 138 | 0.9495 |
| DOLS | 1.0594 *** (9.8142) | -0.0527 *** (-2.6393) | 132 | 0.9635 |

| Model A2 | | | | |
|-----------------|------------------------|--------------------------|------------|-------------|
| | TRZ | r | pozorovaní | \bar{R}^2 |
| OLS | 0.5470 *** (3.7111) | -0.0490 ** (-1.9878) | 138 | 0.9361 |
| DOLS | 0.9751 *** (6.3147) | -0.1078 *** (-4.0882) | 132 | 0.9551 |

| Model A3 | | | | | |
|-----------------|------------------------|------------------------|--------------------------|------------|-------------|
| | HDP | TRZ | r | pozorovaní | \bar{R}^2 |
| OLS | 0.6714 *** (6.0355) | 0.1972 (1.3799) | -0.0500 ** (-2.2899) | 138 | 0.9498 |
| DOLS | 0.8420 *** (7.7816) | 0.5636 *** (4.0603) | -0.1072 *** (-4.9365) | 132 | 0.9697 |

*Pozn.: ***/**/* hovorí, že koeficienty sú signifikantné na 1%/5%/10% hladine významnosti. Rovnice obsahujú fixné efekty. V zátvorkách sú uvedené t-štatistiky. Vo všetkých rovniciach DOLS bol na základe Schwarzovho kritéria zvolený 1 lag a 1 lead.*

Tabuľka 4.7: Panelové testy kointegrácie (1. skupina)

| | Model A1 | Model A2 | Model A3 |
|-----------------------|-------------|------------|-------------|
| KAO | -2.4603 *** | -2.2500 ** | -2.3493 *** |
| Pedroni Panel t (ADF) | -2.0469 ** | -1.8976 ** | -0.9088 |
| Pedroni Group t (ADF) | -2.3381 *** | -1.6002 * | -1.4645 * |

Tabuľka 4.8: Odhad kointegračných vzťahov (2. skupina). 2005Q1-2010Q3

| Model B1 | | | | | |
|-----------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|------------|-------------|
| | HDP | r | | pozorovaní | \bar{R}^2 |
| OLS | 1.4276 *** (9.4397) | -0.1078 *** (-4.1225) | | 138 | 0.8773 |
| DOLS | 1.7106 *** (10.3859) | -0.1162 *** (-3.6480) | | 132 | 0.9001 |
| Model B2 | | | | | |
| | TRZ | r | | pozorovaní | \bar{R}^2 |
| OLS | 1.5408 *** (8.4393) | -0.1461 *** (-5.1502) | | 138 | 0.8664 |
| DOLS | 1.4783 *** (7.6297) | -0.1270 *** (-3.6417) | | 132 | 0.8866 |
| Model B3 | | | | | |
| | HDP | TRZ | r | pozorovaní | \bar{R}^2 |
| OLS | 0.9733 *** (5.1355) | 0.8112 *** (3.6700) | -0.1352 *** (-5.1912) | 138 | 0.8882 |
| DOLS | 1.1959 *** (4.5952) | 0.5791 ** (2.1732) | -0.1206 *** (-3.6701) | 132 | 0.9025 |

*Pozn.: ***/**/* hovorí, že koeficienty sú signifikantné na 1%/5%/10% hladine významnosti. Rovnice obsahujú fixné efekty. V zátvorkách sú uvedené t-štatistiky. Vo všetkých rovniciach DOLS bol na základe Schwarzovho kritéria zvolený 1 lag a 1 lead.*

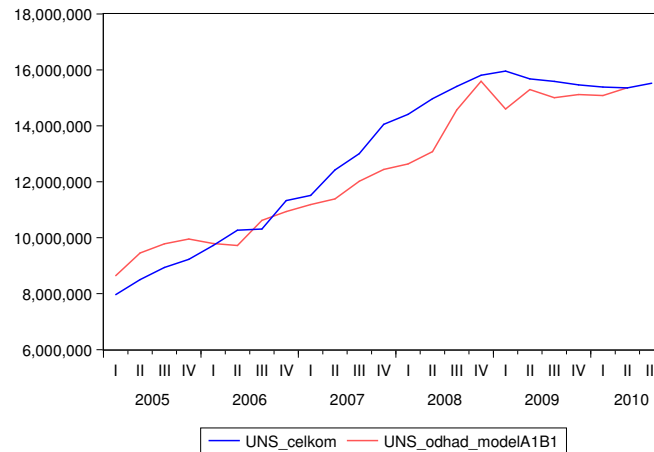
Tabuľka 4.9: Panelové testy kointegrácie (2.skupina)

| | Model B1 | Model B2 | Model B3 |
|-----------------------|-------------|-----------|------------|
| KAO | -2.4952 *** | -0.7251 | -1.9967 ** |
| Pedroni Panel t (ADF) | -1.4405 * | 0.0284 | -0.3980 |
| Pedroni Group t (ADF) | -2.2706 ** | -1.3260 * | -1.4646 * |

V oboch skupinách sme získali výsledky podobné predošlým modelom. Koeficienty u premenných majú očakávané znamienka a sú signifikantné. Hlavným rozdielom je, že v prípade druhej rovnice, v ktorej sú vysvetľovanými premennými tržby a úrokové miery, nám panelové testy kointegrácie potvrdili prítomnosť kointegrácie len v prvej skupine odvetví. V prípade odvetví, v ktorých prevládajú dlhodobé úvery, tak nemôžeme hovoriť o dlhodobom rovnovážnom vzťahu medzi objemom poskytnutých úverov, tržbami a úrokovými sadzbami. Naopak v rovniciach A1 a B1 bola potvrdená kointegrácia, čo hovorí, že v oboch skupinách je medzi úvermi, HDP a úrokovými sadzbami dlhodobá závislosť. Odhadnuté rovnice sa však líšia veľkosťou koeficientov. Elasticita úverov vzhľadom na úrokovú mieru je u odvetví s prevažne dlhodobými úvermi výrazne vyššia v porovnaní s odvetviami, v ktorých prevládajú krátkodobé úvery. Dôvodom môže byť už spomínaný predpoklad, že krátkodobé úvery sú na zmeny úrokovej miery citlivejšie menej ako dlhodobé. V prípade dlhodobých úverov sa jedná predovšetkým o investičné úvery a ich čerpanie závisí do veľkej miery od nastavenia úrokovej sadzby, pričom podniky zohľadňujú svoju schopnosť splácať úver vzhľadom na očakávanú výnosnosť investícií. Krátkodobé úvery naopak závisia od úrokovej sadzby menej vzhľadom na to, že slúžia prevažne na navyhnuté financovanie prevádzky. Rovnako elasticita vzhľadom na HDP je v prvej skupine odvetví výrazne nižšia v porovnaní s druhou skupinou resp. odvetviami spolu.

Porovnať skutočný vývoj objemu úverov s rovnovážnym stavom vychádzajúcim z modelu, v ktorom bola potvrdená kointegrácia, dokážeme v tomto prípade len na základe rovníc A1 a B1. Pomocou kointegračného vzťahu A1 odhadneme vývoj v prvej skupine, pomocou B1 v druhej skupine odvetví. Ich súčtom zvýšenom o 1.72%, kvôli zohľadneniu nezahrnutých odvetví, získame odhad rovnovážneho stavu objemu úverov celému sektoru nefinančných spoločností (Graf 4.4). Odchýlka skutočných hodnôt od rovnovážneho stavu bola opäť s výnimkou obdobia na prelome rokov 2007 a 2008 pod 10%. Najvyššia odchýlka bola 14.5% v druhom štvrtroku 2008.

Graf 4.4: Vývoj objemu úverov (odvetvia celkom), Model A1 a B1, odhad DOLS, 2005Q1-2010Q3



4.2.2 Testovanie robustnosti výsledkov v dátach za bankový sektor

Pre overenie nájdených kointegračných vzťahov sme modely znova odhadli, a to v panelových dátach pre skupinu 15 bánk. Objem úverov nefinančným spoločnostiam (UNS) a priemernú úrokovú sadzbu z poskytnutých úverov (r) sme mali k dispozícii za obdobie 2005Q1 až 2010Q3 pre 15 bánk slovenského finančného sektora. Časové rady HDP a tržbieb (TRZ) sme v tomto prípade panelovo nerozlíšili a boli v jednotlivých zložkách panela rovnaké. Premenná TRZ bola reprezentovaná tržbami v priemysle, nakoľko údaje o tržbách za všetky odvetvia hospodárstva nie sú k dispozícii. Testy jednotkového koreňa potvrdili nestacionaritu panelových premenných (UNS, r) aj časových radov (HDP, TRZ). Na základe odhadov koeficientov uvedených v Tabuľke 4.10 a výsledkov kointegračných testov v Tabuľke 4.11 môžeme potvrdiť platnosť dlhodobého vzťahu medzi objemom úverov, HDP a úrokovými mierami. Z dôvodu, že koeficient pri úrokovej miere v odhade DOLS nie je signifikantný, budeme brať do úvahy len výsledky odhadu OLS. Koeficienty v Modeli C1 majú očakávané znamienko, hoci veľkosť koeficientov sa v porovnaní s predchádzajúcimi modelmi líši, a to v prípade väčšej elasticity úverov vzhľadom na HDP a menšej elasticity na úrokovú mieru. Model C2, v ktorom vystupujú tržby, mal pre oba odhady OLS a DOLS očakávané

znamienka a veľkosti koeficientov, Pedroniho testy kointegrácie však v jeho prípade zamietli prítomnosť dlhodobého rovnovážneho vzťahu.

Uvedené odhady aj napriek určitým rozdielom potvrdili platnosť výsledkov, k akým sme prišli v predchádzajúcej časti, predovšetkým existenciu dlhodobej rovnovážnej závislosti objemu úverov poskytnutých podnikom od vývoja HDP a úrokovej sadzby na úvery.

Tabuľka 4.10: Odhad kointegračných vzťahov v dátach pre bankový sektor. 2005Q1-2010Q3

| Model C1 | | | | |
|-----------------|--------------------------|--------------------------|------------|-------------|
| | HDP | r | pozorovaní | \bar{R}^2 |
| OLS | 2.2293 *** (-20.1959) | -0.0413 *** (-3.4025) | 345 | 0.9573 |
| DOLS | 2.1652 *** (14.6997) | -0.0107 (-0.7115) | 300 | 0.9672 |
| Model C2 | | | | |
| | TRZ | r | pozorovaní | \bar{R}^2 |
| OLS | 1.5792 *** (11.2417) | -0.1269 *** (-7.2704) | 345 | 0.9308 |
| DOLS | 2.0151 *** (7.1618) | -0.1618 *** (-5.2059) | 270 | 0.9606 |

Pozn.: V rovniciach DOLS bol na základe Schwarzovho kritéria v Modeli C1 zvolený 1 lag a 1 lead v Modeli C2 2 lagy a 2 leady.

Tabuľka 4.11: Panelové testy kointegrácie

| | Model C1 | Model C2 |
|-----------------------|-------------|------------|
| KAO | -2.1075 ** | -1.9700 ** |
| Pedroni Panel t (ADF) | -3.6164 *** | 0.1643 |
| Pedroni Group t (ADF) | -4.1908 *** | 0.0031 |

4.3 Predikcia budúceho vývoja objemu úverov na základe scenárov NBS

Odhad dlhodobého rovnovážneho vzťahu na trhu úverov využijeme pri zostavení predikcie budúceho vývoja objemu poskytnutých úverov. Vychádzať budeme z Modelu 1, ktorý vysvetľuje vývoj na trhu úverov nefinančným spoločnostiam pomocou vývoja HDP a úrokových sadzieb, ktorých očakávané hodnoty získame na základe strednodobej predikcie NBS na obdobie 2011 až 2012. Odhad očakávaného rastu reálneho HDP, miery inflácie a vývoja úrokových mier na poskytnuté úvery máme k dispozícii pre tri rôzne scenáre budúceho vývoja. Prvým je základný scenár, ktorý zodpovedá oficiálnej strednodobej predikcii NBS k tretiemu kvartálu 2010 a dva stresové scenáre pre obdobie krízy (Analýza, 2010), ktoré si ďalej bližšie popíšeme.

Scenár 1 („Základný scenár“) a s ním spojené odhady vychádzajú z oficiálnej predikcie, ktorá očakáva rast HDP zapríčinený predovšetkým rastom zahraničného dopytu. Čiastočné zníženie rastu sa očakáva v dôsledku plánovaných konsolidačných opatrení vlády. Nárast inflácie by mal nastať hlavne v roku 2011 v dôsledku rastúcej ekonomiky a zvyšovania sadzieb spotrebných daní a dane z pridanej hodnoty.

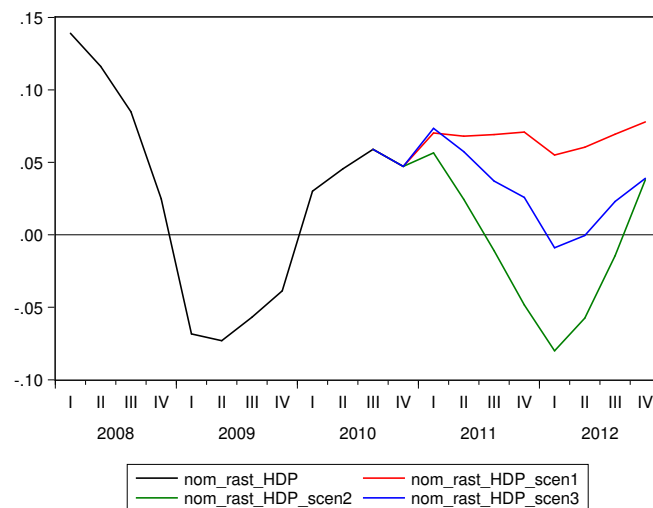
Scenár 2 („Kríza štátov“) vychádza z rizika neudržateľnosti verejných financií v niektorých členských štátoch eurozóny. Ide pritom o riziko, ktoré v sebe zahŕňa možný negatívny vývoj fiškálnej politiky, posilnenie faktorov pôsobiacich tlmiačo na ekonomický rast a negatívny vývoj z hľadiska prístupu finančných spoločností k zdrojom. V scenári sa predpokladá, že očakávané zhoršenie hospodárskeho vývoja v niektorých členských štátoch povedie k väčšej neistote na finančných trhoch a prehĺbeniu ekonomickej nerovnováhy, čo môže viesť k negatívnemu vývoju aj v ostatných krajinách. V dôsledku poklesu zahraničného dopytu by došlo aj k poklesu ekonomiky SR, čo sa prejaví v negatívnom vývoji domáceho HDP, deflačných tlakoch na ceny a v náraste nezamestnanosti.

Scenár 3 („Ponuková inflácia“) očakáva zvýšenie cien ako následok expanzívnej menovej politiky amerického FEDu, ktorá v dôsledku nárastu ponuky dolára povedie k špekulatívnym investíciám do komodít ako zlato a ropa, a zároveň inflačným tlakom na ceny komodít. Nakoľko táto inflácia nie je podporená fundamentálnym vývojom, nejedná sa o dopytovú infláciu. Nárast ponukovej inflácie povedie k nervozite

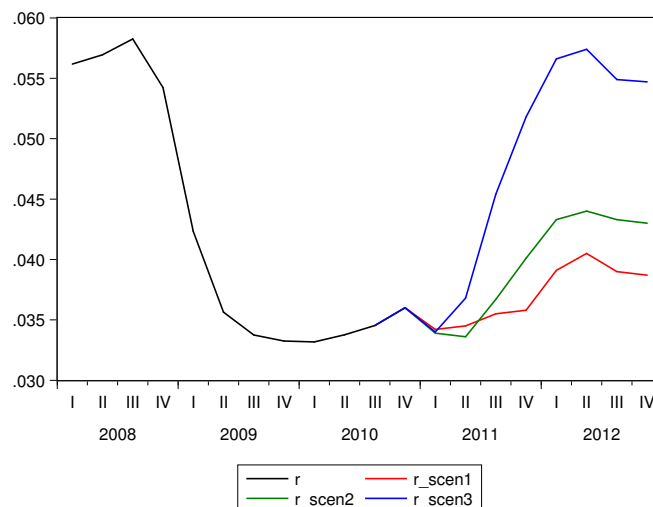
na finančných trhoch a zníženiu rastu globálnej ekonomiky, čo bude mať za následok pokles zahraničného dopytu a následné zníženie domácej produkcie, na ktorú bude negatívne vplývať aj rastúca domáca inflácia. V porovnaní s predchádzajúcim stresovým scenárom bude výrazný najmä nárast oficiálnych úrokových sadzieb ECB a medzibankových sadzieb v roku 2011.

Očakávaný vývoj rastu nominálneho HDP a vývoj úrokovej miery v jednotlivých scenároch je zobrazený na Grafoch 4.5 a 4.6.

Graf 4.5: Odhad miery rastu nominálneho HDP k 2010Q3 v troch scenároch



Graf 4.6: Odhad úrokovej miery úverov podnikom k 2010Q3 v troch scenároch

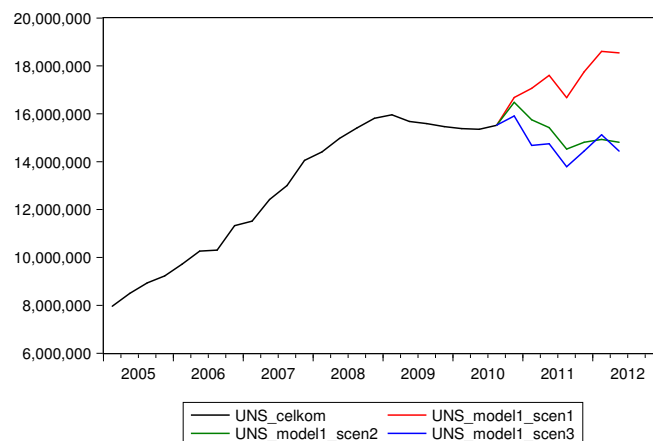


Odhad budúceho rovnovážneho vývoja objemu úverov nefinančným spoločnostiam určíme pomocou odhadu vývoja v jednotlivých odvetviach. Očakávaný vývoj HDP vypočítame na základe predikcie reálneho rastu HDP zvýšeného o očakávanú infláciu. Budeme pritom vychádzať zo zjednodušujúceho predpokladu, že rast HDP je vo všetkých odvetviach rovnaký. V skutočnosti však jednotlivé odvetvia prispievajú k rastu celkového HDP rozdielnou mierou. Modelovanie rastu HDP v jednotlivých odvetviach by vyžadovalo osobitný prístup, ktorému sa v práci nebudeme venovať.

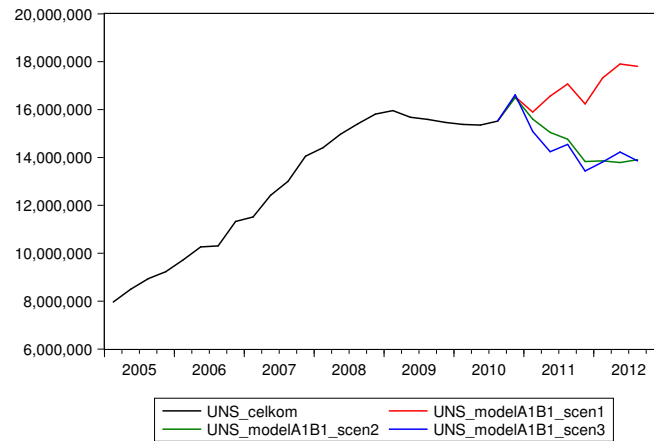
Z Modelu 1 na základe predikcie úrokovej sadzby na úvery podnikom a očakávaného vývoja HDP vytvoríme pre tri scenáre predikcie objemu úverov najskôr pre jednotlivé odvetvia, následne podľa už spomínaného postupu pre celý sektor nefinančných spoločností. Výsledky sú zobrazené na Grafoch 4.7 a 4.8.

V prípade základného scenára má očakávaný vývoj objemu úverov podnikom rastúci trend. V Modeli 1 pozorujeme počas celého obdobia medziročný rast, podobne aj v Modeli A1/B1, kde je medziročný pokles len v poslednom kvartáli 2011. Naopak v krízových scenároch 2 a 3 je v rovnovážnom stave očakávaný postupný medziročný pokles objemu úverov. Tento pokles je pritom oveľa výraznejší ako bol v prípade skutočnej krízy. Vzhľadom na to, že podniky sú zasiahnuté krízou, je skutočne možné očakávať vplyv druhej vlny krízy v oveľa väčšej intenzite. Očakávaný pokles ekonomiky by u podnikov viedol k poklesu dopytu po investičných úveroch, ktorý je aj v súčasnosti dosť slabý z dôvodu nízkeho využitia výrobných kapacít. Výrazný pokles dopytu podnikov po úveroch by bol v treťom scenári navyše zapríčinený značným zvýšením

Graf 4.7: Predikcie objemu úverov v odvetviach na základe scenárov NBS, Model 1, odhad DOLS, 2010Q4-2012Q4



Graf 4.8: Predikcie objemu úverov v odvetviach na základe scenárov NBS, Modely A1/B1, odhad DOLS, 2010Q4-2012Q4



úrokových mier, ktoré by sa premietli do úrokových sadzieb na poskytnuté úvery. U podnikov by to zároveň z dôvodu vyšších nákladov na splácanie dlhu sťažilo prístup k novým úverom.

Odhadnuté výsledky v prípade krízových scenárov majú mať skôr informatívny charakter, nakoľko samotné predikcie, z ktorých vychádzame, sú odvodené na základe viacerých predpokladov a zjednodušení. Porovnanie očakávaného medziročného rastu v troch uvažovaných scenároch s rastom v predkrízovom období a období krízy sú uvedené v Tabuľke 4.12.

Tabuľka 4.12: Priemerný medziročný rast objemu úverov

| | Reálny vývoj | Základný scenár | „Kríza štátov“ (Scenár 2) | „Ponuková inflácia“ (Scenár 3) |
|---------------------------------------|--------------|-----------------|---------------------------|--------------------------------|
| Obdobie pred krízou (2006Q1-2008Q4) | 20.60% | | | |
| Obdobie krízy (2009Q1-2009Q4) | 3.62% | | | |
| Obdobie krízy (2010Q1-2010Q3) | -2.03% | | | |
| Predikcia Model 1 (2010Q4-2012Q2) | | 8.80% | -2.33% | -3.58% |
| Predikcia Model A1/B1 (2010Q4-2012Q3) | | 5.96% | -5.04% | -5.06% |

Záver

V diplomovej práci sme modelovali vývoj na trhu úverov nefinančným spoločnosťami. Modely popisujúce vývoj objemu poskytnutých úverov pomocou vybraných makroekonomických faktorov ovplyvňujúcich ponuku a dopyt po úveroch sme zostavili v panelových dátach pre 12 skupín odvetví sektora nefinančných spoločností.

V prvej časti práce sme ponúkli teoretický základ pre prácu s panelovými dátami a uviedli jej výhody. Vzhľadom na nestacionaritu - typickú črtu makroekonomických premenných, s ktorými sme pracovali, sme sa ďalej zaoberali nestacionárnymi panelovými dátami, predovšetkým procesmi integrovanými rádu jedna ($I(1)$). Následne sme predstavili metódu panelovej kointegrácie popisujúcu dlhodobý vzťah medzi nestacionárnymi procesmi rovnakého rádu integrácie a uviedli spôsoby jej testovania a určenia kointegračných vzťahov v panelových dátach.

Teoretické poznatky sme využili pri zostavení dvoch modelov na základe nájdených kointegračných vzťahov popisujúcich dlhodobý rovnovážny vývoj objemu úverov poskytnutých podnikom na Slovensku. Ten bol v prvom prípade vysvetlený pomocou vývoja HDP v odvetviach a úrokovej sadzby poskytnutých úverov (v práci označený ako Model 1). Tento vzťah sa podarilo bližšie špecifikovať v dvoch skupinách odvetví, do ktorých sme sektor nefinančných spoločností rozdelili na základe časovej štruktúry (dĺžky splatnosti) úverov čerpaných v jednotlivých odvetviach (Model A1/B1). Pre skupinu odvetví, u ktorých prevažnú časť čerpaných úverov tvoria dlhodobé úvery, bola potvrdená vyššia elasticita objemu úverov vzhľadom na úrokovú mieru a tiež HDP. Tento výsledok je potvrdením predpokladu, že dlhodobé úvery sú viac citlivejšie na pohyb úrokových mier ako krátkodobé. Veľkosti elasticít sa v modeloch 1, A1 a B1 pohybovali v intervale (-0.12; -0.05) vzhľadom na úrokovú mieru a v intervale (1.06; 1.71) vzhľadom na HDP. Na základe ďalšieho modelu sme rovnovážny stav objemu úverov vysvetlili pomocou tržieb v odvetviach a úrokovej

sadzby (Model 3). Tento vzťah sa už pre dve skupiny odvetví bližšie špecifikovať nepodarilo, nakoľko v jednej zo skupín nepredstavoval kointegračný vzťah.

Pomocou týchto modelov sme v sledovanom období 2005Q1 až 2010Q3 odhadli rovnovážnu úroveň objemu úverov nefinančným spoločnostiam ako súčet odhadov rovnovážnych objemov v skúmaných odvetviach. Reálny vývoj objemu úverov sa u všetkých troch modelov pohyboval okolo svojej rovnovážnej hodnoty s väčším vychýlením iba v období na začiatku roka 2008 pred nástupom krízy, kedy bolo tempo rastu vyššie oproti svojmu rovnovážnemu stavu.

V závere práce sme pomocou strednodobej predikcie rastu HDP a vývoja úrokovej miery v základnom scenári a dvoch scenároch zodpovedajúcim stresovému testovaniu NBS odhadli budúci rovnovážny vývoj na trhu úverov podnikom v období 2010Q4 až 2012Q4. V základnom scenári by mal byť súčasný mierny pokles objemu úverov vystriedaný postupným medziročným rastom, ktorý by bol odpoveďou na očakávaný rast ekonomiky. Naopak v oboch krízových scenároch („kríza štátov“ a „ponuková inflácia“) by bol pokles úverovej aktivity voči podnikom ešte viac prehĺbený, ako následok stáleho pretrvávania nízkeho dopytu podnikov po financovaní zo strany bánk z dôvodu už v súčasnosti nízkeho využitia výrobných kapacít a celkovo nízkej podnikateľskej dôvery v dôsledku krízy. V prípade rastu úrokových mier, predpokladaného v stresovom scenári „ponuková inflácia“, by bol tento jav ešte výraznejší.

Odhadnuté výsledky nemôžeme chápať ako skutočné predikcie budúceho vývoja, nakoľko vychádzajú z viacerých predpokladov a zjednodušení. Z našej strany je ním predovšetkým predpoklad rovnakého rastu HDP vo všetkých odvetviach nefinančných spoločností, z ktorého sme vychádzali pri zostavení predikcií budúceho vývoja pre sledované odvetvia. V našej analýze sme sa tiež nevenovali osobitne jednotlivým druhom úverov z hľadiska doby ich splatnosti. Aj napriek tomu však získané výsledky naznačujú, že odhadnuté modely vývoja objemu podnikových úverov sú aplikovateľné na odhad vývoja ziskovosti a primeranosti vlastných zdrojov v rámci systému makrostresového testovania finančného sektora vykonávaného Národnou bankou Slovenska.

Literatúra

- [1] Analýzy slovenského finančného sektora za roky 2005-2010, NBS. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk/sk/publikacie/publikacie-nbs/analyzy-slovenskeho-financneho-sektora>
- [2] BALTAGI, B. H. (2005): *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, John Wiley & Sons, West Sussex.
- [3] BANERJEE, A. (1999): Panel data unit roots and cointegration: An overview, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 607–629.
- [4] CALZA, A., GARTNER, C., SOUSA, J. (2001): Modelling the demand for loans to the private sector in the euro area, Working Paper Series 55, European Central Bank.
- [5] CALZA, A., MANRIQUE, M., SOUSA, J. (2003): Aggregate loans to the euro area private sector, Working Paper Series 202, European Central Bank.
- [6] BEKA, J., ČÁRSKY, R. (2006): Úvery nefinančným spoločnostiam a ich úverové podmienky. *Biatec - odborný bankový časopis*, roč. 14, 2/2006, s. 5-7. ISSN 1335-0900.
- [7] CHOI, I. (2001): Unit root tests for panel data, *Journal of International Money and Finance* 20, 249–272.
- [8] CRESPO-CUARESMA, J., FIDRMUC, J., MacDONALD, R. (2004): Monetárny model výmenného kurzu Slovenskej koruny, *Ekonomický časopis* 52, č. 8, 915-928.

- [9] Dotazníky o vývoji ponuky a dopytu na trhu úverov, NBS. Dostupné na internete: <http://www.nbs.sk/sk/dohlad-nad-financnym-trhom/analyzy-spravy-a-publikacie-v-oblasti-financneho-trhu/dotaznik-o-vyvoji-ponuky-a-dopytu-na-trhu-uverov>
- [10] ENDERS, W. (1995): *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc.
- [11] EViews 7 User's Guide II.
- [12] GUTIERREZ, L. (2003): On the power of panel cointegration tests: A Monte Carlo comparison, *Economics Letters* 80, 105–111.
- [13] HADRI, K. (2000): Testing for stationarity in heterogeneous panel data, *Econometrics Journal*, Vol. 3, 148-161.
- [14] HSIAO, C. (2003): *Analysis of Panel Data*, Second Edition, Cambridge University Press, Cambridge.
- [15] HSIAO, C. (2006): *Panel Data Analysis*, IEPR Working Paper 06.49., University of Southern California.
- [16] HÜLSEWIG, O., WINKER, P., WORMS, A. (2002): Bank lending in the transmission of monetary policy: A VECM analysis for Germany, *International University in Germany Working Paper* 08/2001.
- [17] IM, K.S., PESARAN, M.H., SHIN, Y. (2003): Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics* 115, 53–74.
- [18] KAO, C. (1999): Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data, *Journal of Econometrics* 90, 1–44.
- [19] KAO, C., CHIANG M.H. (2000): On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data, *Advances in Econometrics* 15, 179–222.
- [20] KOTOVOVÁ, K. (2005): *Modelovanie rovnovážneho výmenného kurzu pomocou panelových modelov*, Diplomová práca, FMFI UK, Bratislava.

- [21] LEVIN, A., LIN, C.F., CHU, C. (2002): Unit root test in panel data: Asymptotic and finite sample properties, *Journal of Econometrics* 108, 1–25.
- [22] MRAČNOVÁ, A. (2007): Modelovanie úverov podnikom, Diplomová práca, FMFI UK, Bratislava.
- [23] MADDALA, G.S., WU, S. (1999): A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 631–652.
- [24] ÖRSAL, D.D.K. (2008): Comparison of Panel Cointegration Tests, *Economics Bulletin*, Vol. 3, No.6, 1-20
- [25] PEDRONI, P. (1999): Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 653–670.
- [26] PEDRONI, P. (2004): Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis, *Econometric Theory* 20, 597–625.
- [27] SØRENSEN, C. K., IBANEZ, D. M., ROSSI C. (2009): Modelling loans to non-financial corporations in the euro area, Working Paper Series 989, European Cenral Bank.
- [28] Strednodobá predikcia NBS P3Q-2010, NBS. Dostupné na internete: http://www.nbs.sk/_img/Documents/_Publikacie/PREDIK/2010/P3Q-2010.pdf
- [29] VERBEEK, M. (2004): *A Guide to Modern Econometrics*, 2nd Edition, John Wiley & Sons, West Sussex.
- [30] ZÁVARSKÁ, Z.: Analýza zdrojov financovania rozvojových aktivít podniku v podmienkach Slovenskej Republiky. 250-263.
- [31] Databáza SLOVSTAT (Štatistický úrad Slovenskej Republiky): <http://www.statistics.sk/pls/elisw/MetaInfo.explorer?cmd=open&s=1006&sso=6>
- [32] Národná banka Slovenska: www.nbs.sk

[33] Databáza OECD.Stat <http://stats.oecd.org/>

Prílohy

Príloha 1:

Tabuľka 4.13: Rozdelenia sektora nefinančných spoločností na 12 skupín odvetví.

| Ozn. | Kód (SK NACE Rev.2 ¹) | Odvetvie |
|------|--------------------------------------|--|
| POLN | A | Poľnohospodárstvo, lesníctvo a rybolov |
| POTR | C10-12 | Výroba potravín, nápojov a tabakových výrobkov |
| CHEM | C19-22 | Výroba chemických výrobkov, farmaceutických výrob., ropných produktov a výrob. z gumy a plasty |
| KOV | C24-25 | Výroba kovov, kovových výrob. a kovových konštrukcií okrem strojov a zariadení |
| STR | C26-30 | Výroba strojov, dopravných prostriedkov, elektrických, elektronických zariadení a počítačov |
| OSTP | B, C13-18, 23, 31-33 | Ťažba a dobývanie + ostatný priemysel |
| ELEK | D, E | Dodávka elektriny, plynu, vody |
| STAV | F | Stavebníctvo |
| OBCH | G | Veľkoobchod a maloobchod |
| UBYT | I | Ubytovacie a stravovacie služby |
| DOPR | H, J | Doprava a skladovanie, informácie a komunikácia |
| NEHN | L, M, N | Činnosti v oblasti nehnuteľností; odborné, vedecké a technické činnosti, administratívne a podporné služby |

¹Štatistická klasifikácia ekonomických činností (SK NACE Rev. 2) vydaná Vyhláškou Štatistického úradu Slovenskej republiky č. 306/2007

Príloha 2:

Prehľad literatúry k modelovaniu trhu úverov v krajinách Eurozóny

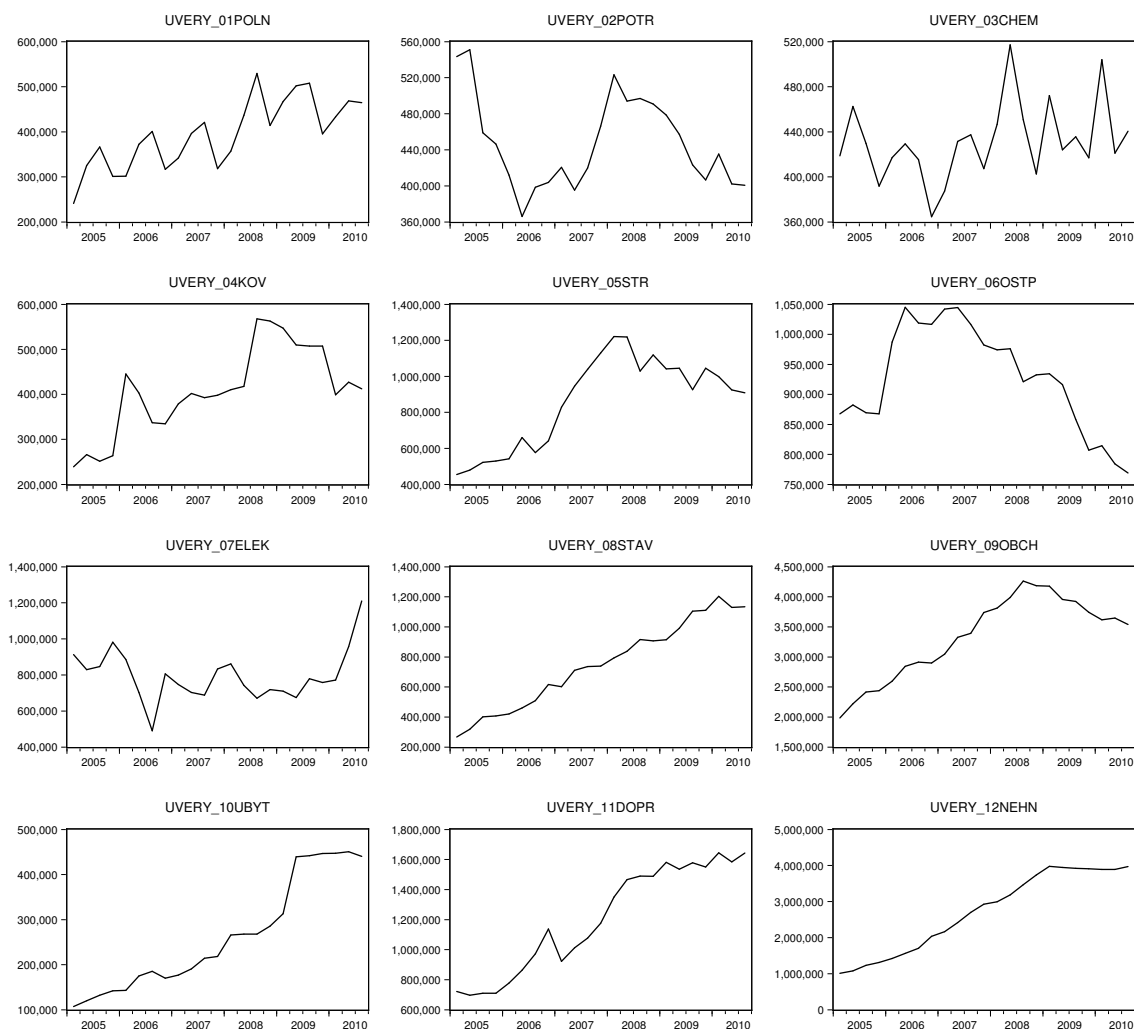
| Práca | Krajina | Metóda, výsledky | Kointegračné vzťahy |
|---|-------------------------|---|--|
| A. ÚVERY NEFINANČNÝM SPOLOČNOSTIAM | | | |
| Focarelli a | Taliansko | VEC model, 3 kointegračné vzťahy | (1) $\Delta L_e^n = 0.11(I_e^n - E)$ |
| Rossi (1998) | (1984-1996) | (1) vzťah dopytu po úveroch; (2) vzťah investícií (I) a príjmov (E) (3) vzťah úrokových sadziieb a výnosov bezrizikových štátnych dlhopisov (igov) | (2) $I_e^n = 0.46E$ (3) $l_e^n = igov^n$ |
| Berkel a | Eurozóna | VEC model, 1 kointegračný vzťah | (1) $L_e^r = 0.82I^r - 0.05l_e^r$ |
| Werner (2005) | (1991-2004) | (1) vzťah dopytu po úveroch | |
| Kakes | Holandsko | VEC model, 2 kointegračné vzťahy pre krátkodobé úvery | (1) $L_e^r = 1.8y^r - 0.6l_e^n$ (2) $L_e^r = 1.7y^r + 0.1(l_e^n - i^n)$ (3) $L_{ps}^r = 2.5y^r - 0.2l_e^n$ |
| (2000) | (1983-1996) | (1) dopyt a (2) ponuka úverov; 1 kointegračný vzťah pre dlhodobé úvery (3) dopyt po úveroch | |
| Sørensen a | Eurozóna | VEC model, 3 kointegračné vzťahy | (1) $L_e^n = y_n - 0.04(l_e^n - x) + 11.4$ |
| kol. (2009) | (1991-2006) | (1) dopyt po úveroch; (2) vzťah investícií (I), úrokových sadziieb a pridanej hodnoty (S); (3) vzťah úrokovej sadzby a krátkodobej úrokovej miery | (2) $I_e^n = 0.13S - 0.07l_e^n$ (3) $l_e^n = i + 1.5$ |
| B. ÚVERY SÚKROMNÉMU SEKTORU | | | |
| Hofman | 8 krajín | VEC model 1 kointegračný vzťah | (1) $L_{ps}^r = \beta_1 y^r + \beta_2 l_{ps}^r + \beta_3 ph^r$ |
| (2001) | Eurozóny (1980-1998) | (1) dopyt po úveroch | (koeficienty β sú rozdielne pre jednotlivé krajiny) |
| Calza a | Eurozóna | VEC model 1 kointegračný vzťah | (1) $L_{ps}^n - p = 1.49y^r - 5.08(l^n - \pi)$ |
| kol. (2003) | (1980-2001) | (1) dopyt po úveroch | |

Pozn.: (r) zodpovedá reálnym premenným, (n) nominálnym premenným. Nefinančné spoločnosti označujeme (e), súkromný sektor (ps). (L) predstavuje objem úverov, (y) HDP, (l) úrokovú sadzbu úverov, (i) krátkodobú úrokovú mieru, (p) index spotrebiteľských cien, (ph) index cien nehnuteľností, (x) výnosy cenných papierov, (π) infláciu.

Zdroj: [27]

Príloha 3:

Obr. 4.9: Vývoj objemu úverov v jednotlivých odvetviach, 2005Q1-2010Q3



Príloha 4:

Zdrojový kód pre určenie kointegračných vzťahov (EViews 7)

```

!index=1
table(1,12) results
results(1,1)="variables"
results(1,2)="const"
results(1,3)="beta 1"
results(1,4)="beta 2"
results(1,5)="p-value-const"
results(1,6)="p-value-beta1"
results(1,7)="p-value-beta2"
results(1,8)="KA0"
results(1,9)="Pedroni-Panel t"
results(1,10)="Pedroni-Group t"

string variables="hdp_l inv_l trzby_l zam_l r util_l ies_l ls ld"
for %x1 {variables}
  for %x2 {variables}    'rovnice s dvoma vysvetlujucimi premennymi

    if (%x1>%x2) then    ' odhad DOLS (1lag, 1lead)
      !old_count = @errorcount
      equation eq!index.ls(cx=f) uvery_l {%x1} {%x2} d({%x1}(-1)) d({%x1})
                          d({%x1}(1)) d({%x2}(-1)) d({%x2}) d({%x2}(1))
      !new_count = @errorcount

      if !new_count = !old_count then
        !pval1=2*( 1-@ctdist(@abs(eq!index.@tstats(1)), eq!index.@regobs-9))
        !pval2=2*( 1-@ctdist(@abs(eq!index.@tstats(2)), eq!index.@regobs-9))
        !pval3=2*( 1-@ctdist(@abs(eq!index.@tstats(3)), eq!index.@regobs-9))

        if !pval2<=0.10 and !pval3<=0.10 then
          !signs=0
          if (%x1="r") then
            if eq!index.@coefs(2)<0 then !signs=!signs+1
            endif
          else
            if eq!index.@coefs(2)>0 then !signs=!signs+1
            endif
          endif
          if (%x2="r") then
            if eq!index.@coefs(3)<0 then !signs=!signs+1
            endif
          else

```

```
    if eq!index.@coefs(3)>0 then !signs=!signs+1
    endif
endif

if !signs=2 then    'znamienska su v poriadku
    results(!index+1,1)=eq!index.@varlist
    results(!index+1,2)=eq!index.@coefs(1)
    results(!index+1,3)=eq!index.@coefs(2)
    results(!index+1,4)=eq!index.@coefs(3)
    results(!index+1,5)=!pval1
    results(!index+1,6)=!pval2
    results(!index+1,7)=!pval3

    group temp uvery_1 {%x1} {%x2}
    freeze(results_coint1) temp.coint(kao,maxlag=4,info=sic)
    results(!index+1,8) = @val(results_coint1(12,5))
    freeze(results_coint2) temp.coint(pedroni,maxlag=4,info=sic)
    results(!index+1,9) = @val(results_coint2(18,6))
    results(!index+1,10) = @val(results_coint2(25,4))
    delete temp
    delete results_coint1
    delete results_coint2
    delete eq!index
    !index=!index+1
else
    delete eq!index
endif
endif
endif
endif
next
next
```