

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY



EKONOMETRICKÝ MODEL ZACHYTÁVAJÚCI
ASYMETRIE A JEHO APLIKÁCIA

BAKALÁRSKA PRÁCA

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY

**EKONOMETRICKÝ MODEL ZACHYTÁVAJÚCI
ASYMETRIE A JEHO APLIKÁCIA**

BAKALÁRSKA PRÁCA

Študijný program: Ekonomická a finančná matematika
Študijný odbor: 1114 Aplikovaná matematika
Školiace pracovisko: Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky
Vedúci práce: Mgr. Norbert Švarda



Univerzita Komenského v Bratislave
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Meno a priezvisko študenta: Emil Haas
Študijný program: ekonomická a finančná matematika (Jednoodborové štúdium, bakalársky I. st., denná forma)
Študijný odbor: 9.1.9. aplikovaná matematika
Typ záverečnej práce: bakalárska
Jazyk záverečnej práce: slovenský

Názov: Ekonometrický model zachytávajúci asymetrie a jeho aplikácia

Cieľ: Cieľom práce by malo byť nastudovanie si jedného zo základných modelov asymetrického modelovania a jeho praktická aplikácia v mikroekonomickej oblasti (podľa výberu študenta).

Vedúci: Mgr. Norbert Švarda

Dátum zadania: 15.10.2011

Dátum schválenia: 27.10.2011

doc. RNDr. Margaréta Halická, CSc.
garant študijného programu

.....
študent

.....
vedúci

Pod'akovanie

Toutu cestou by som sa chcel poďakovať vedúcemu bakalárskej práce Mgr. Norbertovi Švardovi za ochotu, odborné vedenie, podnetné pripomienky a množstvo času, ktoré mi venoval pri vypracovávaní bakalárskej práce.

Abstrakt

HAAS, Emil: Ekonometrický model zachytávajúci asymetrie a jeho aplikácia [Bakalárska práca], Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky; vedúci: Mgr. Norbert Švarda, Bratislava, 2012, 42s.

Cieľom tejto bakalárskej práce je pomocou vybraných ekonometrických modelov zisťovať prítomnosť asymetrického prenosu medzibankových sadzieb do úrokových sadzieb na úvery na bývanie na Slovensku. Úrokové sadzby modelujeme, s použitím dát z rokov 2004 až 2011, pomocou *ARDL model*-u a *partial adjustment model*-u, do ktorých sme okrem medzibankových sadzieb zahrnuli aj makroekonomické ukazovatele aproximujúce rizikovosť klientov. Prítomnosť asymetrií potvrdzujú iba niektoré modely, avšak vo všetkých prípadoch sú to asymetrie v prospech zákazníkov. To by mohlo znamenať silný boj o zákazníka a nenaplnenie predpokladu, že vysoké sadzby na úvery na bývanie na Slovensku, v porovnaní so zvyškom eurozóny, sú spôsobené nedostatočnou konkurenciou.

Kľúčové slová: asymetrický prenos cien, úrokové miery, úvery na bývanie, *ARDL model*, *partial adjustment model*

Abstract

HAAS, Emil: Econometric model noticing asymmetries and its application [Bachelor Thesis], Comenius University in Bratislava, Faculty of Mathematics, Physics and Informatics, Department of Applied Mathematics and Statistics; Supervisor: Mgr. Norbert Švarda, Bratislava, 2012, 42p.

The purpose of this bachelor thesis is to test for an asymmetric transmission of money market rates into interest rates for housing loans in Slovakia by means of chosen econometric models. We model the interest rates using data from period 2004 to 2011 by *ARDL model* and *partial adjustment model*, in which money market rates and also macroeconomic indexes approximating risk premium are included. Presence of asymmetries is confirmed only by a few models, but in all of the cases the asymmetries are in favour of a customer. It might be caused by a strong competition for a customer and therefore a presumption that higher housing loan interest rates in Slovakia than in the eurozone are caused by low competition might be wrong.

Keywords: asymmetric price transmission, interest rates, housing loans, *ARDL model*, *partial adjustment model*

Obsah

Zoznam obrázkov	8
Zoznam tabuliek	8
Úvod	9
1 Prehľad literatúry a bankového sektora	11
1.1 Prehľad literatúry	11
1.2 Prehľad bankového sektora na Slovensku	15
2 Modelovanie asymetrických zmien	19
2.1 ARDL model	19
2.2 Partial adjustment model	21
2.3 Heteroskedasticita	22
2.4 Autokorelácia	23
3 Vlastné modelovanie a výsledky	24
3.1 Použité dáta	24
3.2 Základný model	25
3.3 ARDL model	31
3.4 Diferenciálny model	33
3.5 PAM model	36
Záver	40
Zoznam použitej literatúry	42

Zoznam obrázkov

1	Krátkodobé úrokové sadzby	17
2	Strednodobé úrokové sadzby	18

Zoznam tabuliek

1	Základný model - úroky z úverov s fixáciou do 1 roka	26
2	Asymetrický model - úroky z úverov s fixáciou do 1 roka	28
3	Základný model - úroky z úverov s fixáciou od 1 do 5 rokov	29
4	Asymetrický model - úroky z úverov s fixáciou od 1 do 5 rokov	30
5	Asymetrický ARDL model - úroky z úverov s fixáciou do 1 roka	32
6	Asymetrický ARDL model - úroky z úverov s fixáciou od 1 do 5 rokov .	33
7	Diferencovaný model - úroky z úverov s fixáciou do 1 roka	34
8	Asymetrický diferencovaný model - úroky z úverov s fixáciou do 1 roka	36
9	PAM model - úroky z úverov s fixáciou do 1 roka	37
10	PAM model - úroky z úverov s fixáciou od 1 do 5 rokov	39

Úvod

Medzi verejnosťou dlhodobo panuje názor, že firmy prenášajú na svojich zákazníkov nárast vstupných nákladov oveľa aktívnejšie ako ich pokles. Tento názor však odporuje, prinajmenšom na trhu s fungujúcou konkurenciou, klasickej ekonomickej teórii. Podľa nej by totiž mali firmy prenášať všetky svoje náklady na zákazníka a upraviť tak ceny svojich výrobkov okamžite po zmenách svojich vstupných nákladov. A to rovnako, či už ide o rast, alebo pokles. Ak by totiž na dokonale konkurenčnom trhu firma nepreniesla pokles svojich nákladov do ceny svojho výrobku, prišla by o zákazníkov, ktorí by prešli ku konkurencii, ktorá ceny znížila.

Tejto tematike bolo venované množstvo prác, ktoré buď overovali prítomnosť takýchto cenových asymetrií na konkrétnych produktoch a trhoch, porovnávali asymetrie na rôznych produktoch a trhoch, hľadali dôvody pre asymetrie, či robili celkový prehľad literatúry venovanej tejto problematike. Špeciálnym typom produktov, ktoré sú veľmi dôležité aj z makroekonomického hľadiska, sú bankové úvery. Doterajšie práce v tejto oblasti prezentovali pomerne širokú škálu výsledkov od pozitívnej asymetrie pri niektorých krátkodobých úveroch (najmä [1], [2]), cez symetriu napr. pri dlhodobých úveroch ([5], [7]), až po negatívnu asymetriu pri úveroch v Slovinsku a Bulharsku [4].

Často vytýkaným problémom slovenského bankového trhu sú výrazne vyššie sadzby na úvery na bývanie, v porovnaní s inými krajinami eurozóny. Z tohto dôvodu sú banky podozrievané zo zneužívania svojho trhového postavenia. Nedostatok konkurencie alebo príliš silné postavenie jednotlivých bánk na trhu by sa ale malo prejaviť aj asymetrickým prenosom vstupných nákladov do ich produktov. V práci sme sa preto zamerali práve na slovenský trh s úvermi na bývanie, ktorý podľa našich vedomostí ešte v doterajších prácach skúmaný nebol.

Na asymetrické modelovanie úrokových sadzieb sa používajú rôzne ekonometrické modely, ktorých vstupom bývajú zväčša medzibankové úrokové miery. V našej práci sme použili *ARDL model* a *partial adjustment model*, ktoré nám umožnili testovať prípadnú asymetrickú závislosť výsledných sadzieb od medzibankovej úrokovej miery, predstavujúcej priame náklady bánk na poskytnutý úver. *ARDL model* nám umožnil testovať, či pokles medzibankovej sadzy banky premietali do zmeny výslednej sadzby

rovnako výrazne ako nárast. Pri *partial adjustment model*-i sme zase testovali, či sa výsledná sadzba približuje svojej rovnovážnej hodnote rovnako rýchlo, keď sa nachádza pod ňou, ako keď sa nachádza nad ňou. Okrem medzibankovej sadzby sme navyše na rozdiel od nám známych doterajších prác, zahrnuli do modelov aj vybrané makroekonomické ukazovatele. Týmito sme aproximovali priemernú rizikovosť klientov, ktorá je dôležitým faktorom pri určovaní úrokovej sadzby a môže byť tiež jedným z dôvodov vysokých úrokových sadzieb.

Práca je členená nasledovne. V prvej kapitole popíšeme literatúru, venujúcu sa tejto problematike a takisto stav bankového sektora na Slovensku. V druhej kapitole popíšeme ekonometrické modely použité v práci, typy asymetrie, ktoré možno testovať a problémy, ktoré sa pri ich použití môžu vyskytnúť. V tretej časti priblížime použité dáta a ukážeme postupnú tvorbu našich modelov a výsledky ich použitia.

1 Prehľad literatúry a bankového sektora

1.1 Prehľad literatúry

Tematike asymetrického prenášania vstupných nákladov do koncových cien produktov sa už venovalo množstvo autorov. Spočiatku sa zaoberali hlavne cenami rôznych poľnohospodárskych komodít, či pohonných hmôt. Postupne (od začiatku deväťdesiatych rokov) sa však, zrejme vďaka vývoju finančného sektora, začalo viacero autorov zaoberať aj cenou peňazí. Konkrétne prenosom výšky úrokových mier na medzibankovom trhu do výšky úrokových mier, či už na úvery alebo vklady, pre spotrebiteľov.

Prvé práce zamerané na finančný sektor sledovali najmä úrokové miery na vkladoch. Úvermi sa zaoberali najskôr práce [1] a [2], ktoré skúmali vývoj na americkom trhu s kreditnými kartami v osemdesiatych rokoch. Tento sa zdal byť vďaka veľkému počtu bánk, z ktorých žiadna nemala dominantné postavenie, vysoko konkurenčný. Napriek tomu však banky takmer vôbec nezohľadňovali zmeny svojich nákladov na financovanie úverov (tzv. "*Cost of Funds*") vo výške úrokov na kreditných kartách. Ich výška sa dokonca počas tohto obdobia nemenila takmer vôbec (pohybovala sa približne v rozmedzí jedného percenta), hoci náklady na financovanie úverov sa hýbali v rozmedzí 10%.

Túto nezrovnalosť autori vysvetlili tým, že na trhu neboli splnené ďalšie podmienky dokonalej konkurencie. Zákazníci totiž nemali úplné informácie o situácii na trhu (s čím sú spojené tzv. "*search costs*") a takisto nemohli zmeniť svoju banku bez toho aby sa tým vystavili dodatočným nákladom ("*switch costs*"). Niektorí z nich navyše ani nemali záujem hľadať lepšie podmienky, lebo stále dúfali, že ich prečerpanie je len dočasné a čoskoro sa z červených čísel dostanú. To je jeden z dôvodov tzv. "*adverse selection problem*", ktorý [2] vysvetlil aj tým, že výška nákladov za hľadanie lepšej ponuky, či za zmenu banky, závisí priamo úmerne od výšky prečerpania.

Tieto práce však ešte nepoužívali asymetrické modelovanie v pravom zmysle slova. Zaoberali sa skôr dôvodmi, pre ktoré sa náklady na financovanie úverov neprenášali do výšok úverov pre spotrebiteľov a dôsledkami, ktoré s tým boli spojené. Asymetrický model popisujúci vzťah medzi veľkoobchodnými a maloobchodnými cenami úverov

použil až [6]. Táto práca bola zároveň prvou, ktorá sa zaoberala touto tematikou na trhoch rozvíjajúcich sa krajín. Skúmala konkrétne závislosť úrokových sadzieb na krátkodobé pôžičky a vklady od krátkodobých medzibankových úrokových sadzieb (ktoré vyjadrujú náklady bánk) v Malajzii a Singapore medzi rokmi 1983 a 1992 (resp. 1994 pre Singapur).

Zaujímavé je porovnanie situácie v dvoch krajinách z ktorých Singapur má finančný sektor vysoko konkurenčný, zatiaľ čo Malajzia ho má viac koncentrovaný (menej konkurenčný) a do istej miery aj regulovaný vládou. Tak možno totiž konfrontovať hypotézu, že k asymetrickým úpravám maloobchodných úrokov prichádza vďaka nedokonalej konkurencii. Tá by totiž intuitívne mohla viesť k snahám o zvýšenie ziskov práve pomalšou, či slabšou reakciou na pokles veľkoobchodných úrokových mier (oproti reakcii na ich rast; pri vkladoch je to samozrejme opačne).

Autor na testovanie použil *error correction model*. Testoval konkrétne hypotézu, podľa ktorej je priemerná doba návratu maloobchodnej úrokovej miery do dlhodobej rovnovážnej hodnoty rovnaká v prípade, že sa nachádza pod ňou, ako v prípade, že sa nachádza nad ňou. Táto bola zamietnutá vo všetkých prípadoch okrem úrokov na úvery v Singapore. Pri úveroch v Malajzii teda pokles úrokových sadzieb v prípade, že sa nachádzajú nad rovnovážnou mierou, trvá signifikantne dlhšie ako ich nárast v prípade, že sa nachádzajú nad rovnovážnou mierou (pri vkladoch to vyšlo v oboch krajinách presne naopak). To podľa autora ukazuje, že regulátor v Malajzii sa (napriek autorovmu očakávaniu) nesnaží dostať úrokové miery pod rovnovážnu úroveň danú trhom, ale presne naopak.

Zatiaľ čo väčšina skorších prác sa zaoberala krátkodobými finančnými produktmi, v [7] sa autor zameril na rôzne typy dlhodobých finančných produktov. Konkrétne to boli 1-, 3- a 5-ročné hypotéky, pôžičky na autá, 1-, 3- a 5-ročné terminované vklady a sporiace účty na kanadskom trhu a 30-ročné hypotéky na americkom trhu z rokov 1982-1995 (resp. 1982-1993 pre sporiace účty). Tieto sú väčšinou vedené vo väčších objemoch ako krátkodobé finančné produkty, čo by tiež mohlo zmeniť rozhodovanie spotrebiteľov a tým aj poskytované výšky sadzieb. Kanadský finančný trh je na rozdiel od amerického vysoko koncentrovaný (6 najväčších bánk ovláda väčšinu bankového systému) a takisto

celkom rovnomerný (banky ponúkajú pri produktoch rovnaké podmienky v rámci celej krajiny). Autor chcel teda tiež overiť zistenia starších prác, že vysoká koncentrovanosť trhu vedie k asymetrickému prenosu úrokových mier.

V prvej časti autor bližšie popísal tri hlavné dôvody asymetrií v úrokových sadzbách spomínané v literatúre, ktorými sú koncentrovanosť trhu, správanie zákazníkov a snaha vyhnúť sa rizikovým zákazníkom ("*adverse selection problem*").

Na samotné testovanie použil autor *error correction model*, pričom ako veľkoobchodné úrokové miery bral úroky cenných papierov s príslušnou dobou splatnosti. Konkrétne kanadských štátnych dlhopisov, pre dobu splatnosti nad jeden rok a kanadských štátnych pokladničných poukážok pre dobu splatnosti do jedného roka (vrátane). Výnimkou sú 30-ročné americké hypotéky, kde je veľkoobchodnou mierou úrok na 30-ročný americký štátny dlhopis. Pre každý produkt sa robili dva testy. Pri prvom znela nulová hypotéza, že úroková miera produktu reaguje rovnako rýchlo na nárast veľkoobchodnej ceny ako na jej pokles. Pri druhom sa testovala nulová hypotéza, podľa ktorej sa úroková miera finančného produktu približuje k dlhodobej rovnovážnej miere rovnako rýchlo keď sa nachádza pod ňou, ako keď sa nachádza nad ňou. Tieto boli zamietnuté iba v prípade automobilových pôžičiek a sporiacich účtov, pričom pri oboch boli asymetrie v prospech bánk (a tým pádom v neprospech spotrebiteľov). Pri ostatných produktoch asymetrie neboli signifikantné pri žiadnom z testov.

Keďže sa asymetria nepotvrdila pri všetkých produktoch na kanadskom koncentrovanom trhu, tak táto práca celkom nepotvrdila názor, že vysoká koncentrovanosť trhu vedie k asymetrickému prenosu úrokových mier. Pri väčšine produktov sa taktiež nepotvrdilo, že banky majú trhovú silu vďaka správaniu spotrebiteľov. Podľa autora by to mohlo byť spôsobené tým, že pri dlhodobých produktoch, ktoré bývajú spojené aj s vyšším obnosom peňazí, sa všetky zmeny v úrokových mierach stávajú citeľnejšími. Naopak "*search*" a "*switch costs*" sa veľmi nemenia a spotrebiteľia majú teda viac dôvodov hľadať čo najvýhodnejšie podmienky. Na druhej strane, pri krátkodobých produktoch, ako sú sporiace účty, ktoré často pracujú s menším množstvom peňazí, zlepšenie úrokovej sadzby neprináša zákazníkovi až taký úžitok v porovnaní so "*search*", či "*switch cost*", čo posilňuje postavenie bánk. Nakoniec, vôbec sa nepotvrdilo, že by mali banky, v snahe vyhnúť sa rizikovým zákazníkom, zvyšovať úroky na úvery pomalšie ako ich

znižujú, nakoľko testy neodhalili žiadnu asymetriu v prospech zákazníkov.

Práca [5] porovnávala rozdiely v prenose úrokových mier na úvery v členských krajinách eurozóny. Tie by totiž mohli výrazne sťažiť prácu Európskej centrálnej banky, ktorá musí stanovovať jednotnú úrokovú sadzbu pre všetky krajiny, keďže zmena základnej úrokovej sadzby by sa potom v každej krajine odzrkadlila inak. Autori analyzovali dáta z rokov 1984 až 1998 v 10 (vtedajších) členských krajinách eurozóny, Grécku a Veľkej Británii. Na rozdiel od starších prác testovali aj prítomnosť prípadných štruktúrnych zmien, ktoré by mohli oslabiť hodnovernosť modelu. Tieto sa prejavovali (s výnimkou Francúzska) medzi rokmi 1987 a 1993, čo mohlo byť spôsobené zmenami v národných bankových systémoch, ktoré priniesla druhá banková smernica EHS. Toto obdobie teda autori z ďalších testov vylúčili a keďže sa chceli zamerať na popisanie stavu pred vznikom Európskej menovej únie, tak na samotné testovanie asymetrií použili iba dáta z rokov 1994 až 1998.

Autori použili *error correction model*, ktorý tu popisoval závislosť krátkodobých úrokových mier na úvery pre spotrebiteľov od základnej úrokovej sadzby stanovenej centrálnou bankou. Najprv testujú hypotézu, podľa ktorej úrokové sadzby pre spotrebiteľov so základnou úrokovou sadzbou nie sú kointegrované. Táto bola zamietnutá pri 5% miere vierohodnosti vo všetkých krajinách okrem Nemecka, Francúzska a Írska. Avšak aj pri Fínsku, Luxembursku, Grécku a Veľkej Británii, vyšla kointegrácia veľmi slabá. V krajinách, kde kointegrácia zamietnutá nebola potom testujú nulovú hypotézu, podľa ktorej sa úroková miera pre spotrebiteľov približuje k dlhodobej rovnovážnej miere (danej základnou úrokovou sadzbou) rovnako rýchlo, či sa nachádza pod ňou, alebo nad ňou. Táto bola zamietnutá iba pri Belgicku, Luxembursku, Holandsku a Grécku, pričom vo všetkých bol návrat k rovnovážnej miere rýchlejší, keď sa úroková miera nachádza nad ňou. Ďalšie rozdiely sa vyskytli v rýchlosti približovania k rovnovážnej miere. Pri niektorých krajinách vyšla doba návratu k rovnováhe na 6 až 8 mesiacov, kým u iných bola limitne až nekonečne dlhá.

Autori teda ukázali, že rozdiely v prenose úrokových mier medzi súčasnými aj potencionálnymi novými členskými krajinami eurozóny sú výrazné vo viacerých smeroch a nepredpokladali, že sa to zmení zavedením jednotnej meny.

Ďalšou prácou, ktorá sa venuje tejto tematike, je [4]. Táto skúma prípadné asymetrie a efektívnosť prenosu úrokových mier na úvery aj vklady v krajinách juhovýchodnej Európy, konkrétne Grécku, Slovinsku a Bulharsku. Všetky tieto krajiny patria do jedného regiónu a sú členmi Európskej únie, ale odlišujú sa v počte obyvateľov, v príjmoch na hlavu, či v stupni európskej integrácie. Autori považujú skúmanie tejto témy za dôležité pre monetárnu politiku centrálnych bánk. Tá môže byť totiž efektívnejšia pokiaľ, centrálna banka bude vedieť ako sa zmeny základnej úrokovej sadzby odrazia na úrokoch pre spotrebiteľov (ktorých zmena je práve cieľom monetárnej politiky).

Testované dáta sú z rokov 1999 až 2007 (resp. 2004 pri Grécku). Autori na to používajú tzv. GETS model, ktorý oproti ECM modelu zachytáva aj prípadný časový trend (čo je vhodné, nakoľko pri troch testovaných krajinách v sledovanom období celkovo klesali rozdiely medzi veľko- a maloobchodnými úrokmi). Ako veľkoobchodné úrokové miery používajú základné úrokové sadzby, ale aj medzibankové úrokové miery, vysvetľovanými premennými sú úrokové miery na vklady a úvery pre spotrebiteľov. Testuje sa nulová hypotéza, podľa ktorej sa maloobchodné úrokové sadzby približujú k rovnovážnej úrokovej miere rovnako rýchlo keď sú nad ňou, ako keď sú pod ňou. Túto autori zamietli pri úveroch v Bulharsku a pri úveroch aj vkladoch v Slovinsku. Vo všetkých troch prípadoch, bola asymetria negatívna, čo znamená, že banky prenášali na spotrebiteľa viac poklesy veľkoobchodných sadzieb. Zaujímavé je, že kým pri úveroch to podľa autorov môže znamenať silný boj o zákazníka (keďže je to asymetria výhodná pre zákazníkov), pri vkladoch to môže znamenať zneužívanie postavenia bánk na trhu (tu je asymetria výhodná pre banky). Rozdiely medzi krajinami autori vysvetľujú rôznou mierou konkurencie, rozvoja a liberalizácie.

1.2 Prehľad bankového sektora na Slovensku

Slovenský bankový sektor zažil po roku 1989 významný rozmach, ktorý však skončil koncom 90-tych rokov, kvôli vážnym problémom bánk s vysokým podielom zlyhaných úverov a nedostatkom kapitálu, ktorý by ich dokázal vykryť. Tieto problémy vyústili až do reštrukturalizácie a následnej privatizácie najväčších štátnych bánk a bankrotov 4 menších bánk v rokoch 1999 až 2001. Aj vďaka tejto konsolidácii bankového sektora nezasiahla prebiehajúca svetová hospodárska kríza slovenské banky tak výrazne ako

banky vo väčšine európskych krajín.

V súčasnosti¹ pôsobí na Slovensku 32 komerčných bánk a pobočiek zahraničných bánk. Tri najväčšie z nich (VÚB, SLSP a Tatrabanka) majú 55% podiel na aktívach v bankovom sektore, 54% podiel na celkových poskytnutých úveroch a 62% podiel na úveroch na bývanie, čo naznačuje, že toto odvetvie je pomerne koncentrované.

Na ohodnotenie miery koncentrácie trhu sa používa aj Herfindahl-Hirschmanov index (HHI), ktorý sa počíta ako

$$HHI = \sum_{i=1}^n x_i^2,$$

kde n je počet bánk na trhu a x_i je podiel i -tej banky na trhu (v percentách). Pri hodnotách $HHI > 1800$ potom hovoríme o vysoko koncentrovanom trhu, pokiaľ $1000 < HHI < 1800$ hovoríme o stredne koncentrovanom trhu a pri hodnotách $HHI < 1000$ o málo koncentrovanom trhu. Niektoré zdroje uvádzajú aj, že pri hodnotách $HHI < 100$ je trh už silne konkurenčný.

V rámci pohľadu na podiely bánk na celkových aktívach v bankovom sektore má bankový sektor na Slovensku² $HHI = 1231$, čo predstavuje stredne koncentrovaný trh. Ako stredne koncentrovaný sa podľa tejto metódy ukazuje aj trh s úvermi na bývanie³, kde $HHI = 1670$.

Vývoj úrokových sadziieb na slovenskom trhu je znázornený na obrázkoch 1 a 2. Na obrázku 1 je konkrétne zobrazený graf vývoja medzibankovej úrokovej sadzby s dennou splatnosťou a úrokovej sadzby na úvery na bývanie s fixáciou do 1 roka, na ktorom je možné si všimnúť ich spoločné trendy.

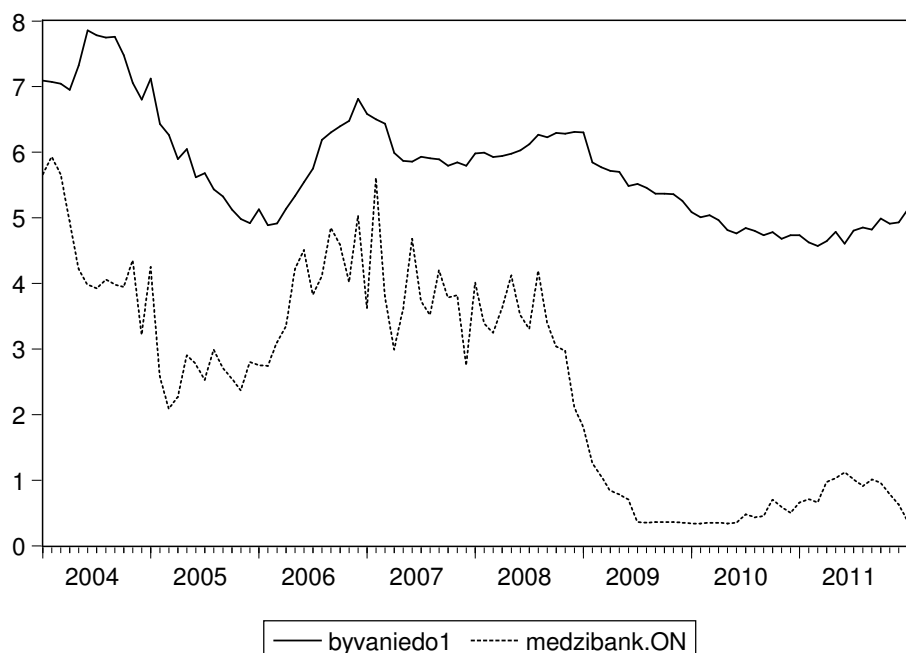
Po počiatočnom náraste dosahuje medzibanková sadzba vrchol už vo februári 2004 (5.93%) odkedy výrazne klesá v dvoch fázach (jar 2004, zima 2005) až na 2.09% v marci 2005. Úroková sadzba na úvery na bývanie dosahuje vrchol až v júni 2004 (7.86%), odkedy pomerne plynule klesá až do februára 2006 (4.89%). Nasledujúci nárast môže byť reakciou na rast medzibankovej sadzby začínajúci v novembri 2011. Od júna 2006 do augusta 2008 sleduje medzibanková sadzba stabilný až mierne klesajúci trend, av-

¹k 31.12.2012 podľa stránky www.nbs.sk

²Zdroj: www.nbs.sk

³Zdroj: www.nbs.sk a vlastný výpočet

Obr. 1: Krátkodobé úrokové sadzby



šak dosahuje veľkú volatilitu. Od augusta 2008 (4.19%) nastal, zrejme vďaka svetovej finančnej kríze a intervenciám centrálnej banky, výrazný pokles až na 0.36% v júli 2009. Na rozdiel od situácie v rokoch 2004/2005, tentoraz úroky na úvery na bývanie reagovali na tento pokles oveľa opatrnejšie. Od decembra 2008 začali z hodnoty 6.31% klesať iba pozvoľna a to iba na 4.57% v marci 2011. Nakoniec, v priebehu roka 2011 medzibanková sadzba dočasne narástla, čo sa zrejme prejavilo aj v jemnom náraste sadzby na úvery na bývanie.

Z grafu teda možno badať jasnú závislosť, hoci s istým oneskorením (3-4 mesiace), výslednej sadzby od medzibankovej úrokovej miery. Jedinou badateľnou asymetriou vyzerá byť slabá reakcia výslednej sadzby na pokles medzibankových sadzieb v rokoch 2008/2009, ktorá však môže byť spôsobená zväčšenou opatrnosťou bánk, zapríčinenou svetovou finančnou krízou.

Obrázok 2 znázorňuje vývoj medzibankovej úrokovej miery so splatnosťou 12 mesiacov a úrokovej miery na úvery na bývanie s fixáciou od 1 do 5 rokov. Aj pri nich možno vidieť jasné spoločné trendy.

Na pokles medzibankovej sadzby z 5.44% v januári 2004 na 2.33% v marci 2005 (s

Obr. 2: Strednodobé úrokové sadzby



prechodným nárastom okolo októbra 2004) reagovala úroková miera na úvery na bývanie o niečo pomalším poklesom z 8.03% v apríli 2004 na 5.56% v septembri 2005 (s prechodným nárastom v decembri 2004). Reakcia na následný výrazný nárast medzibankovej sadzby na 5.47% v júli 2006, bola len veľmi jemná a vyvrcholila v októbri 2006 na hodnote 6.5%. Nasledujúcich 9 mesiacov obe sadzby klesali (maloobchodná asi o tretinu pomalšie) a ďalej pokračovali vo veľmi jemnom raste. Výrazný zlom v medzibankovej sadzbe nastal v októbri 2008, keď z hodnoty 5.16% klesla za rok až na 1.24%. Klesajúci trend nabrala aj úroková sadzba na úvery na bývanie, avšak z 6.45% v decembri 2008 klesla iba na 4.55% v januári 2011. V roku 2011 ešte medzibanková sadzba mierne narástla, na čo však výsledná sadzba reagovala minimálne.

Aj pri úveroch na bývanie s fixáciou od 1 do 5 rokov možno vidieť ich závislosť od medzibankovej sadzby s istým oneskorením (2 až 4 mesiace). V tomto prípade sa však, okrem situácie na prelome rokov 2008/2009, javí táto závislosť skôr ako asymetrická v prospech zákazníka. Nárasty medzibankovej sadzby sa totiž premietali do výslednej sadzby, oproti ostatným poklesom, len zanedbateľne.

2 Modelovanie asymetrických zmien

Na popisovanie vzťahov medzi vstupnými a výstupnými cenami sa používajú rôzne ekonometrické modely. Tieto možno rozdeliť do niekoľkých tried, z ktorých budeme v tejto práci používať *autoregressive distributed lag* (ARDL) model a *partial adjustment model* (PAM).

2.1 ARDL model

Tak ako napovedá už jeho názov, v ARDL modeli je vysvetľovaná premenná $y_t, t = 1, \dots, n$, popisovaná dvoma členmi. Jeden zachytáva jej vlastné hodnoty v minulosti (*autoregressive* - AR časť) a druhý obsahuje súčasné, ale aj minulé hodnoty vysvetľujúcej premennej (*distributed lag* - DL časť).

Ak označíme jedinú vstupnú premennú v čase t ako x_t môžeme základnú verziu ARDL modelu napísať v tvare ako uvádza [3]:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \alpha_j x_{t-j} + \epsilon_t \quad (1)$$

, kde ϵ_t je náhodná odchýlka. Parameter β_i popisuje ako hodnota výstupnej premennej y v čase $t - i$ ovplyvňuje jej hodnotu v čase t . Parameter α_j podobne popisuje závislosť premennej y_t od vstupnej premennej x v čase $t - j$. Nakoľko sú parametre α_j a β_i konštantné, závislosť premennej y_t od svojich minulých hodnôt y_{t-i} aj od vstupných premenných x_{t-j} bude lineárna. To znamená, že pokiaľ sa hodnota premennej x_{t-j} zmení na k -násobok, jej vplyv na výstupnú premennú y_t bude tiež k -násobný oproti pôvodnému. Platí to aj pre záporné hodnoty k a teda záporná hodnota vstupnej premennej x_{t-j} by ovplyvňovala výslednú premennú rovnako ako kladná, len s opačným znamienkom.

V tejto práci však chceme zisťovať prípadnú asymetrickú závislosť výstupnej premennej od vstupných premenných a preto model 1 rozšírime podľa [3] nasledovne:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \alpha_j^+ x_{t-j}^+ + \sum_{k=0}^r \alpha_k^- x_{t-k}^- + \epsilon_t \quad (2)$$

, kde

$$x_{t-j}^+ = \begin{cases} x_{t-j}, & \text{ak } x_{t-j} \geq x_{t-j-1}; \\ 0, & \text{ak } x_{t-j} < x_{t-j-1}. \end{cases} \quad (3)$$

a naopak

$$x_{t-j}^- = \begin{cases} 0, & \text{ak } x_{t-j} \geq x_{t-j-1}; \\ x_{t-j}, & \text{ak } x_{t-j} < x_{t-j-1}. \end{cases} \quad (4)$$

Model 2 nám už sledovanie asymetrickej závislosti umožňuje, a to hneď v niekoľkých smeroch:

Testovaním hypotézy $H_0: \alpha_0^+ = \alpha_0^-$ voči alternatívnej hypotéze $H_1: \alpha_0^+ \neq \alpha_0^-$, môžeme zistiť, či je okamžitý dopad premennej x na premennú y symetrický. Pokiaľ by sme hypotézu H_0 nezamietli, znamenalo by to, že vstupná premenná x_t ovplyvňuje výstupnú premennú y_t v čase t rovnako, keď za posledné obdobie narástla ako keď poklesla. Ak by sme ju naopak zamietli, a prijali by sme hypotézu H_1 , znamenalo by to asymetrickú okamžitú závislosť vysvetľovanej premennej od premennej x ("*contemporaneous impact asymmetry*" - COIA).

Opačným je pohľad na celkový vplyv premennej x na premennú y z dlhodobého hľadiska. Ten možno overiť testovaním hypotézy $H_0: \sum_{j=0}^q \alpha_j^+ = \sum_{k=0}^r \alpha_k^-$ voči hypotéze $H_1: \sum_{j=0}^q \alpha_j^+ \neq \sum_{k=0}^r \alpha_k^-$. Ak by sme hypotézu H_0 nezamietli, mohli by sme povedať, že celkový vplyv premenných x^+ a x^- na y je z dlhodobého hľadiska symetrický. Naopak, pokiaľ by sme zamietli H_0 a prijali by sme hypotézu H_1 , označili by sme celkový vplyv premenných x^+ a x^- ako asymetrický (tzv. "*cumulated impact asymmetry*" - CUIA).

Ani symetrickosť okamžitého a celkového dopadu premennej x na y , však nemusí znamenať, že x^+ a x^- ovplyvňujú y (v absolútnej hodnote) celkom rovnako. Rozdiely môžu vznikáť aj "počas trvania ich vplyvu", teda v čase $t \in \langle 1, \max(q, r) - 1 \rangle$. Môžeme teda ešte overovať symetrickosť oneskorených vplyvov x_{t-i}^+ a x_{t-i}^- na premennú y_t , pre jednotlivé doby odstupov $i \in \langle 1, \min(q, r) \rangle$. To spravíme testovaním hypotézy $H_0: \alpha_i^+ = \alpha_i^-$, voči hypotéze $H_1: \alpha_i^+ \neq \alpha_i^-$ postupne pre $i \in \langle 1, \min(q, r) \rangle$. Pokiaľ by sme ju pre nejaké oneskorenie i zamietli, znamenalo by to asymetriu v rozložení oneskorenia ("*distributed lag effect asymmetry*" - DLEA). Táto asymetria takisto nastáva, pokiaľ $q \neq r$. Naopak, ak platí $q = r$ a zároveň $\alpha_i^+ = \alpha_i^-$, pre $\forall i \in \langle 1, \min(q, r) \rangle$, tak rozloženie oneskorenia bude symetrické.

2.2 Partial adjustment model

Partial adjustment model sa zakladá na predpoklade, že existuje nejaká rovnovážna hodnota y^* (závislá od istých vysvetľujúcich premenných X), na ktorej by sa vysvetľovaná premenná y , bez výkyvov vo vysvetľujúcich premenných X , postupne ustálila. Ako uvádza [3], premenná y je potom popísaná nasledovne:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \alpha(y_t^* - y_{t-1}) + \epsilon_t \quad (5)$$

, kde α je parameter popisujúci rýchlosť prispôsobovania sa premennej y k rovnovážnej hodnote y^* . Pokiaľ $\alpha = 1$, znamená to, že hodnota y_t sa novej rovnovážnej hodnote y^* vyrovná okamžite, zatiaľ čo pri $\alpha = 0$ bude prispôsobovanie rovnovážnej hodnote trvať nekonečne dlho.

Ak je premenná y v rovnovážnej hodnote y^* a táto sa vychýli napríklad na $y^* + \lambda$, tak v prvej perióde sa premenná y upraví o $\alpha\lambda$. V druhej sa upraví o ďalších $\alpha(1 - \alpha)\lambda$, v tretej o $\alpha(1 - \alpha)^2\lambda$, atď. V dlhodobom horizonte sa musí zmena rovnovážnej hodnoty preniesť do premennej y úplne, teda ak si jednotlivé korekcie označíme $\lambda C(t)$, kde t je čas od vychýlenia rovnovážnej hodnoty, musí platiť:

$$\sum_{t=0}^{\infty} C(t) = 1 \quad (6)$$

Priemerné oneskorenie potom môžeme vypočítať ako:

$$M = \sum_{t=0}^{\infty} t \cdot C(t) \quad (7)$$

Čo v našom prípade, pre $\alpha \in (0, 1)$, znamená:

$$M = \frac{1 - \alpha}{\alpha} \quad (8)$$

Ani model 5 ale nerozlišuje medzi reakciou na kladné a záporné odchýlky od rovnovážnej hodnoty a preto ho pre potreby našej práce rozšírime rovnako ako v [3] na nasledovný tvar:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \alpha^+(y_t^* - y_{t-1})^+ + \alpha^-(y_t^* - y_{t-1})^- + \epsilon_t \quad (9)$$

V modeli 9 už môžeme skúmať, či na výchylky z rovnovážnej hodnoty nahor reaguje premenná y rovnako ako na výchylky nadol. To spravíme testovaním hypotézy $H_0: \alpha^+ = \alpha^-$ voči hypotéze $H_1: \alpha^+ \neq \alpha^-$. Pokiaľ H_0 zamietneme a prijmeme hypotézu H_1 , môžeme povedať, že reakcie vysvetľovanej premennej na pohyb rovnováhy sú asymetrické ("*equilibrium adjustment path asymmetry*" - EAPA). Naopak, pokiaľ by sme hypotézu H_0 nezamietli, reakcie vysvetľovanej premennej na pohyb rovnováhy by sa ukázali ako symetrické, čo znamená, že by sa jej hodnota približovala k rovnovážnej hodnote rovnako rýchlo, keby sa nachádzala nad ňou, ako keď by sa nachádzala pod ňou.

2.3 Heteroskedasticita

Pri použití metódy najmenších štvorcov na odhadnutie koeficientov lineárneho regresného modelu tvaru

$$y = X\beta + \epsilon$$

vychádzame z niekoľkých predpokladov. Jedným z nich je homoskedasticita, čo znamená, že variancie jednotlivých disturbancií sú rovnaké pre všetky merania, teda $Var[\epsilon_i|X] = \sigma^2$, pre $\forall i = 1, \dots, n$. Pokiaľ sú naopak variancie disturbancií pre rôzne hodnoty vstupnej premennej X_i rôzne, nastáva heteroskedasticita, ktorá spôsobuje:

- Neefektívnosť odhadu získaného MNŠ
- Nesprávnosť kovariančnej matice odhadnutej MNŠ

Nesprávnosť kovariančnej matice znamená aj nesprávnosť odhadnutých štandardných odchýliek. Tieto sa využívajú pri výpočte testovacích štatistík pre testované hypotézy, čo môže spôsobiť vyššiu pravdepodobnosť chýb 1. alebo 2. druhu.

Na zistenie prítomnosti prípadnej heteroskedasticity sa používa niekoľko testov. V našej práci sme použili Whitov test heteroskedasticity. Whitov test na testovanie nulovej hypotézy, ktorou je prítomnosť homoskedasticity, používa pomocnú regresiu, ktorá modeluje druhé mocniny rezíduí pôvodného modelu e^2 podľa vstupných premenných pôvodného modelu x_i , ich druhých mocnín x_i^2 a ich krížových členov $x_i x_j$. Testovacou štatistikou Whitovho testu, je súčin počtu dát n a koeficientu determiná-

cie R^2 pomocného modelu, teda nR^2 . Táto má približne chi-kvadrát rozdelenie s n stupňami voľnosti.

Pokiaľ test prítomnosť heteroskedasticity odhalí a nepodari sa ju odstrániť úpravou modelu, používa sa na výpočet kovariančnej matice Whiteova korekcia štandardných chýb MNŠ:

$$Var(\widehat{\beta}_{MNS}) = (X'X)^{-1}X'\sigma^2\widehat{\Omega}X(X'X)^{-1} \quad (10)$$

, kde $\sigma^2\widehat{\Omega} = diag(e_1^2, \dots, e_n^2)$

2.4 Autokorelácia

Ďalším predpokladom požitia metódy najmenších štvorcov je párová nekorelovanosť disturbancií, teda $Cor[\epsilon_i\epsilon_j|X] = 0$. Ak jednotlivé disturbance sú navzájom korelované, nazývame to autokoreláciou disturbancií, ktorá má za následok rovnaké negatívne dôsledky ako prítomnosť heteroskedasticity (neefektívnosť odhadu, nesprávnosť kovariančnej matice odhadnutej MNŠ).

Prítomnosť autokorelácie možno testovať niekoľkými testami, z ktorých sme v práci používali Durbin-Watsonov test. Jeho testovacia štatistika sa počíta nasledovne:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2} \quad (11)$$

, kde pre dostatočne veľký výber platí $d \cong 2(1 - \widehat{\rho})$, kde $\widehat{\rho}$ je výberová autokorelácia.

Z toho vyplýva, že $d \in \langle 0, 4 \rangle$, pričom v princípe možno prijať nasledovné závery:

- $d < 2 \Rightarrow$ kladná autokorelácia
- $d > 2 \Rightarrow$ záporná autokorelácia
- $d \cong 2 \Rightarrow$ žiadna autokorelácia

Príčinou autokorelácie môže byť napr. nesprávna špecifikácia modelu a tak sme sa ju v práci pokúsili odstrániť pridaním autoregresného člena a diferencovaním modelu.

3 Vlastné modelovanie a výsledky

3.1 Použité dáta

V práci sme použili mesačné dáta za obdobie od januára 2004 do decembra 2011. Získali sme ich zo štatistických databáz Národnej Banky Slovenska, Európskej Centrálnaj Banky a Eurostatu.

Úrokové miery na úvery na bývanie - Použili sme dva typy úrokových sadzieb, rozdelených podľa začiatkovej fixácie úrokovej sadzby na úvery s pohyblivou sadzbou a fixáciou do 1 roka a na úvery s fixáciou od 1 do 5 rokov (dlhšie doby fixácie sme vzhľadom na malý objem úverov nepoužili). Sú to priemerné úrokové sadzby (p. a.), ktoré slovenské úverové inštitúcie uplatňujú voči slovenským domácnostiam, resp. pre roky 2009 až 2011 voči domácnostiam v krajinách eurozóny (po vstupe Slovenska do eurozóny v roku 2009 totiž spojila NBS štatistiku zahŕňajúcu slovenských klientov, so štatistikou zahŕňajúcou klientov z krajín eurozóny, do jednej). Tieto sme použili ako jeden časový rad vzhľadom na to, že nepredpokladáme veľký objem úverov poskytnutých slovenskými inštitúciami zahraničným domácnostiam pred vstupom Slovenska do eurozóny. Štatistiky zahŕňajú všetky nové zmluvy uzavreté medzi bankou a klientmi v priebehu daného mesiaca a sú zverejnené na stránke NBS.

Referenčná sadzba BRIBOR/EURIBOR - Dáta o slovenskej referenčnej úrokovej sadzbe BRIBOR používané do decembra 2008 sme získali zo stránky NBS. Sú to priemerné úrokové sadzby, ktoré banky v danom mesiaci požadovali za peniaze požičané iným bankám. V našej práci sme použili sadzby so splatnosťou na ďalší deň, ktorými sme modelovali úrokové sadzby na úvery s fixáciou do jedného roka a sadzby so splatnosťou 12 mesiacov, ktorými sme modelovali sadzby na úvery s fixáciou od 1 do 5 rokov. Od vstupu Slovenska do eurozóny v roku 2009 je referenčnou sadzbou na Slovensku EURIBOR, hodnoty ktorého sme získali zo štatistík Eurostatu. Očakávali sme, že banky, ktoré sa pri tvorbe úrokov do roku 2008 orientovali podľa BRIBORu, sa od januára 2009 začali riadiť EURIBORom. Navyše BRIBOR v decembri 2008 skonvergoval k EURIBORu, a tak sme skonštruovali spojené časové rady, ktoré do decembra 2008 obsahovali BRIBOR a od januára 2009 EURIBOR (s príslušnou dobou splatnosti).

Nezamestnanosť - Dáta pochádzajú zo stránky Eurostatu a obsahujú hodnoty se-

zónne upravenej miery nezamestnanosti (zahŕňajúcej aj dlhodobú nezamestnanosť).

Inflácia - Použili sme medziročnú mieru inflácie (HICP), ktorej hodnoty pochádzajú z databázy ECB.

Rast HDP - V práci sme použili aj mieru medziročného rastu HDP, zverejnenú na stránke NBS. Táto je však evidovaná iba štvrťročne a tak sme v použitom časovom rade s mesačnou frekvenciou použili hodnotu pre daný štvrťrok vo všetkých troch jeho mesiacoch. Napriek tomu však považujeme tieto dáta za relevantné, lebo mesačné dáta tohto ukazovateľa nie sú evidované a tak aj banky sa môžu orientovať iba podľa hodnôt zverejňovaných štvrťročne.

3.2 Základný model

Najjednoduchší model, ktorým sme modelovali výšku úrokov na nehnuteľnosti bol v tvare:

$$r_{1,t} = c_1 + c_2 w_{ON,t} + c_3 u_t + c_4 \Delta HDP_t + c_5 \pi_t + \epsilon_t \quad (12)$$

, kde $r_{1,t}$ je úroková miera na úvery na bývanie pre domácnosti s fixáciou do jedného roka v čase t , $w_{ON,t}$ je medzibanková úroková miera s dennou splatnosťou v čase t , u_t je miera nezamestnanosti v čase t , ΔHDP_t je medziročná miera rastu HDP v čase t a π_t je medziročná inflácia v čase t .

Nakoľko premenná $w_{ON,t}$ by mala popisovať priame náklady banky na úver, hodnota koeficientu c_2 by mala byť kladná. Premenná u_t by mala aproximovať rizikovosť slovenských domácností. S rastúcou mierou nezamestnanosti v krajine totiž stúpa riziko, že aj klient banky príde o prácu, prípadne, že sa jeho finančná situácia bude zhoršovať z dôvodu rastúcej konkurencie iných uchádzačov o prácu. Preto sme očakávali, že aj koeficient c_3 bude kladný. Naopak vysoká miera rastu HDP hovorí o vysokom raste príjmov v krajine a teda vo všeobecnosti aj zlepšovaní finančnej situácii obyvateľstva, čo znižuje riziko nesplácania úveru. Lepšia finančná situácia tiež môže priniesť väčší záujem o nehnuteľnosti a tým aj ich vyššiu cenu, čo zlepšuje situáciu banky po prípadnom nesplácaní úveru klientom. Vďaka týmto predpokladom sme očakávali zápornú hodnotu koeficientu c_4 . Pri inflácii je to o čosi zložitejšie. Na jednej strane môže byť inflácia spôsobená rýchlejšim ako očakávaným rastom HDP a teda môže byť spojená

Tabuľka 1: Základný model - úroky z úverov s fixáciou do 1 roka

Premenná	Koeficient	Štatistika	Hodnota
c_1	6.763(0.220)**	R-squared	0.864
$w_{ON,t}$	0.351(0.037)**	F-statistic	114.03
u_t	-0.128(0.015)**	Prob(F-statistic)	0.000
ΔHDP_t	-0.043(0.006)**	Durbin-Watson stat	0.910
π_t	-0.089(0.020)**		

*Pozn.: Štandardná odchýlka je uvedená v zátvorkách; ** znamená signifikanciu na hladine významnosti 5%*

s dobrou finančnou situáciou obyvateľstva a spôsobiť tak pokles úrokových mier. Na druhej strane však rastúca inflácia znižuje reálny úrok, vďaka čomu na jej rast môžu banky reagovať rastom úrokových sadzieb.

Model sme odhadli pomocou metódy najmenších štvorcov. Použitím Quandt-Andrewsovoho testu sme však odhalili štrukturálnu zmenu v auguste 2005 a tak sme ďalší odhad robili už iba pre obdobie od augusta 2005 do decembra 2011. Whitov test však potvrdil prítomnosť heteroskedasticity a tak sme použili Whitovu korekciu štandardných chýb. Výsledky tejto regresie sú uvedené v tabuľke 1.

Výsledky potvrdili naše očakávania pri väčšine vstupných premenných. Závislosť výsledného úroku od medzibankovej úrokovej miery vyšla skutočne signifikantne kladná s koeficientom $c_2 = 0.351$, čo znamená, že pri náraste medzibankovej úrokovej miery o jeden percentuálny bod výsledná úroková miera vzrastie o 0.351 percentuálneho bodu. Koeficient $c_4 = -0.043$ pri premennej ΔHDP_t znamená, že ak sa miera rastu HDP zvýši o jeden percentuálny bod, výsledná úroková miera klesne o 0.043 percentuálneho bodu. Závislosť výsledného úroku od výšky inflácie sa ukázala ako signifikantne záporná, čo je v súlade s teóriou, že nárast inflácie môže byť spôsobený rýchlym rastom ekonomiky. Avšak, naše očakávania sa nepotvrdili pri závislosti výslednej sadzby od miery nezamestnanosti. Táto vyšla ako signifikantne záporná, čo si pri našich vedomostiach nevieme vysvetliť. Nedostatkom tohto modelu je však jeho autokorelácia čo

preukázal Durbin-Watsonov test (DW-stat= 0.910).

Vzhľadom na to, že cieľom našej práce bolo zisťovať prípadné asymetrie v prenose vstupných premenných do výslednej úrokovej sadzby, uvedený základný model sme rozšírili rozdelením radu medzibankových úrokových mier podľa toho, či ich hodnota v danom období stúpila alebo klesla:

$$r_{1,t} = c_1 + \alpha^+ w_{ON,t}^+ + \alpha^- w_{ON,t}^- + c_4 u_t + c_5 \Delta HDP_t + c_6 \pi_t + \epsilon_t \quad (13)$$

, kde

$$w_{ON,t}^+ = \begin{cases} w_{ON,t}, & \text{ak } w_{ON,t} \geq w_{ON,t-1} \\ 0, & \text{ak } w_{ON,t} < w_{ON,t-1} \end{cases} \quad (14)$$

a naopak

$$w_{ON,t}^- = \begin{cases} 0, & \text{ak } w_{ON,t} \geq w_{ON,t-1} \\ w_{ON,t}, & \text{ak } w_{ON,t} < w_{ON,t-1} \end{cases} \quad (15)$$

Napriek malému rozdielu spôsobenému rozdelením, premenné $w_{ON,t}^+$ a $w_{ON,t}^-$ aj v tomto modeli popisujú priame náklady banky na poskytnutie úveru a tak pri oboch premenných očakávame, že budú úrokovú mieru na úvery na bývanie ovplyvňovať pozitívne. V tomto prípade však už môžeme testovať aj nulovú hypotézu $\alpha^+ = \alpha^-$, ktorá predpokladá, že odozva výslednej úrokovej sadzby na zmeny v základnej úrokovej sadzbe je rovnaká pri jej raste ako pri jej poklese. Kladnú závislosť výslednej úrokovej sadzby očakávame opäť aj od miery nezamestnanosti a naopak negatívnu závislosť očakávame od miery rastu HDP.

Model sme odhadli pomocou metódy najmenších štvorcov, pre obdobie od augusta 2005 do decembra 2011, tak ako v symetrickom modeli. Vzhľadom na prítomnosť heteroskedasticity preukázanú White testom sme tiež použili Whiteovu korekciu štandardných chýb. Výsledky regresie sme uviedli v tabuľke 2.

Aj asymetrický model potvrdil naše očakávania ohľadom pozitívnej závislosti vysvetľovanej úrokovej miery od základnej úrokovej sadzby. Navyše použitím Waldovho testu sme zamietli (p-hodn= 0.000) nulovú hypotézu $\alpha^+ = \alpha^-$, čo vzhľadom na odhadnuté koeficienty znamená, že pokles medzibankovej úrokovej miery sa do výslednej úrokovej miery prenáša signifikantne výraznejšie ako nárast, čo by mohlo hovoriť o výraznom

Tabuľka 2: Asymetrický model - úroky z úverov s fixáciou do 1 roka

Premenná	Koeficient	Štatistika	Hodnota
c_1	6.481(0.188)**	R-squared	0.891
$w_{ON,t}^+$	0.349(0.034)**	F-statistic	115.90
$w_{ON,t}^-$	0.427(0.031)**	Prob(F-statistic)	0.000
u_t	-0.110(0.012)**	Durbin-Watson stat	0.767
ΔHDP_t	-0.049(0.006)**		
π_t	-0.092(0.018)**		

*Pozn.: Štandardná odchýlka je uvedená v zátvorkách; ** znamená signifikanciu na hladine významnosti 5%*

konkurenčnom boji o zákazníka. Z odhadnutých koeficientov α^+ a α^- konkrétne vyplýva, že pri raste medzibankovej úrokovej sadzby by sa jej nárast o 1 percentuálny bod mal odraziť v raste úrokovej miery na úvery na bývanie o 0.349 percentuálneho bodu a pri poklese medzibankovej sadzby by sa jej pokles o 1 percentuálny bod mal prejavíť v podobe poklesu výslednej úrokovej miery o 0.427 percentuálneho bodu. Závislosť výslednej sadzby od miery rastu HDP, inflácie a miery nezamestnanosti sa ukázala ako signifikantne záporná, čo sme pri miere rastu HDP a sčasti aj inflácii očakávali, avšak pri miere nezamestnanosti sa to našim očakávaniam prieči. Problémom tohto modelu je však opäť signifikantná autokorelácia (DW-stat= 0.767).

Rovnaké modely sme použili aj pre úvery s dlhšou fixáciou. Pre fixáciu od 1 do 5 rokov bol tvar základného modelu nasledovný:

$$r_{1-5,t} = c_1 + c_2 w_{12,t} + c_3 u_t + c_4 \Delta HDP_t + c_5 \pi_t + \epsilon_t \quad (16)$$

, kde $r_{1-5,t}$ je úroková miera na úvery na bývanie pre domácnosti s fixáciou od 1 do 5 rokov v čase t a $w_{12,t}$ je medzibanková úroková miera s 12 mesačnou splatnosťou v čase t .

V tomto prípade by nákladom banky na získanie peňazí poskytnutých klientovi

Tabuľka 3: Základný model - úroky z úverov s fixáciou od 1 do 5 rokov

Premenná	Koeficient	Štatistika	Hodnota
c_1	5.111(0.357)**	R-squared	0.768
$w_{12,t}$	0.500(0.048)**	F-statistic	59.59
u_t	-0.011(0.023)	Prob(F-statistic)	0.000
ΔHDP_t	-0.061(0.010)**	Durbin-Watson stat	0.643
π_t	-0.192(0.025)**		

*Pozn.: Štandardná odchýlka je uvedená v zátvorkách; ** znamená signifikanciu na hladine významnosti 5%*

mala zodpovedať premenná $w_{12,t}$ a tak očakávame, že výsledná sadzba bude od nej závislá pozitívne. Podobne očakávame pozitívnu závislosť aj od miery nezamestnanosti a naopak negatívnu závislosť od miery rastu HDP.

Model sme odhadli pomocou metódy najmenších štvorcov. Quandt-Andrewsov test nám ukázal prítomnosť štrukturálnej zmeny v septembri 2005, čo je takmer zhodné so štruktúrnou zmenou v auguste 2005 pre model 12. Tieto mohli byť spôsobené očakávaním stabilizácie kurzu slovenskej koruny, kvôli prípravám na vstup Slovenska do režimu výmenných kurzov ERM II v novembri 2005. V záujme konzistentnosti s modelmi pre úvery s fixáciou do 1 sme teda odhadované obdobie zúžili na august 2005 až december 2011. Výsledky tejto regresie sú uvedené v tabuľke 3.

Výsledky potvrdili štatisticky významnú pozitívnu závislosť od medzibankovej úrokovej miery aj pre úrokovú mieru na úvery na bývanie s fixáciou 1 až 5 rokov. Koeficient $c_2 = 0.5$ pritom znamená, že nárast 12-mesačnej medzibankovej úrokovej miery o 1 percentuálny bod spôsobí nárast výslednej sadzby o 0.5 percentuálneho bodu. Takisto sa potvrdila štatisticky významná negatívna závislosť od rastu HDP a opäť sa ukázala aj signifikantná negatívna závislosť od inflácie. Závislosť výsledného úroku od miery nezamestnanosti sa ukázala ako výrazne nesignifikantná, čo znamená že nezamestnanosť výslednú sadzbu neovplyvňuje. Problémom je však autokorelácia, ktorú opäť preukázal Durbin-Watsonov test (DW-stat= 0.643).

Tabuľka 4: Asymetrický model - úroky z úverov s fixáciou od 1 do 5 rokov

Premenná	Koeficient	Štatistika	Hodnota
c_1	5.009(0.341)**	R-squared	0.793
$w_{12,t}^+$	0.471(0.046)**	F-statistic	54.31
$w_{12,t}^-$	0.522(0.046)**	Prob(F-statistic)	0.000
u_t	-0.004(0.022)	Durbin-Watson stat	0.677
ΔHDP_t	-0.060(0.010)**		
π_t	-0.187(0.024)**		

*Pozn.: Štandardná odchýlka je uvedená v zátvorkách; ** znamená signifikanciu na hladine významnosti 5%*

Následne sme aj pre úvery s fixáciou od 1 do 5 rokov použili asymetrický model:

$$r_{1-5,t} = c_1 + \alpha^+ w_{12,t}^+ + \alpha^- w_{12,t}^- + c_4 u_t + c_5 \Delta HDP_t + c_6 \pi_t + \epsilon_t \quad (17)$$

Aj tentoraz očakávame pozitívnu závislosť výslednej úrokovej sadzby od medzibankovej úrokovej miery či sa táto mení smerom nahor alebo nadol. Budeme tiež testovať pri ktorom z týchto pohybov výsledná sadzba reaguje výraznejšie. Jej pozitívnu závislosť očakávame opäť aj od miery nezamestnanosti a negatívnu závislosť od miery rastu HDP a inflácie.

Model 17 sme opäť odhadli metódou najmenších štvorcov, tak ako v základnom modeli, pre obdobie od augusta 2005 do decembra 2011. Výsledky regresie sme uviedli v tabuľke 4.

Aj model 17 potvrdil kladnú závislosť výslednej sadzby od medzibankovej úrokovej miery pri jej pohyboch nahor aj nadol. Takisto Waldov test zamietol (p-hodn= 0.005) hypotézu $\alpha^+ = \alpha^-$ a tak aj pre strednodobé úvery platí, že ich reakcia na pokles medzibankovej sadzby je silnejšia ako reakcia na jej nárast. Výsledky regresie potvrdili aj naše očakávanie negatívnej závislosti výslednej sadzby od miery rastu HDP a takisto aj od inflácie. Závislosť od miery nezamestnanosti sa aj tu ukazovala ako nesignifikantná. Durbin-Watsonov test však opäť odhalil (DW-stat= 1.438) prítomnosť autokorelácie .

3.3 ARDL model

Vo všetkých uvedených modeloch sme zistili prítomnosť autokorelácie, ktorá môže spôsobovať neefektívnosť výsledných odhadov, či nesprávnosť štandardných odchýliek. Túto sa pokúsime obmedziť rozšírením použitých modelov o autoregresívny člen, čím už dostaneme model typu ARDL:

$$r_{1,t} = c_1 + c_2 r_{1,t-1} + \alpha^+ w_{ON,t}^+ + \alpha^- w_{ON,t}^- + c_5 u_t + c_6 \Delta HDP_t + c_7 \pi_t + \epsilon_t \quad (18)$$

Nakoľko aj samotná prítomnosť kladnej autokorelácie naznačuje, že výsledná sadzba v danom mesiaci je naviazaná na jej hodnoty v skorších mesiacoch, očakávame, že závislosť vysvetľovanej premennej od jej hodnoty z predošlého mesiaca bude kladná. Takisto napriek zahrnutiu tejto významnej premennej opäť očakávame aj kladnú závislosť od premenných $w_{ON,t}^+$ a $w_{ON,t}^-$, nakoľko tieto by mali popisovať priame náklady banky na úver. Očakávame aj pozitívnu závislosť od miery nezamestnanosti a negatívnu závislosť od miery rastu HDP.

Aj ARDL model sme odhadli metódou najmenších štvorcov, tentoraz už pre celé sledované obdobie (ktoré je vzhľadom na prítomnosť oneskoreného člena február 2004 až december 2011), nakoľko QA-test neodhalil prítomnosť žiadnej štrukturálnej zmeny. Whiteov test však odhalil prítomnosť heteroskedasticity a tak sme použili Whiteovu korekciu štandardných chýb. Takto získané výsledky sme uviedli v tabuľke 5.

Výsledky potvrdili výrazne kladnú závislosť úrokovej miery na úvery na bývanie od jej hodnoty v minulom mesiaci. Signifikantne kladný vplyv má podľa očakávania aj medzibanková sadzba, či už pri jej poklese alebo raste. Tentoraz však Waldov test nezamietol (p -hodn = 0.783) hypotézu $\alpha^+ = \alpha^-$, čo znamená, že vplyv medzibankovej úrokovej miery je rovnaký, či už rastie alebo klesá. Závislosť výslednej sadzby od miery rastu HDP sa opäť ukázala ako negatívna, avšak závislosť od miery inflácie sa ukázala ako pozitívna. To mohlo byť spôsobené silnejším záujmom bánk udržať pri rastúcej inflácii reálny úrok na istých hodnotách. Miera nezamestnanosti sa ukazovala ako nesignifikantná premenná a tak výslednú sadzbu zrejme neovplyvňuje. Nakoniec, Durbin-Watsonov test odhalil, že ARDL model skutočne zamedzuje vzniku autokorelácie (DW-stat = 1.935).

Tabuľka 5: Asymetrický ARDL model - úroky z úverov s fixáciou do 1 roka

Premenná	Koeficient	Štatistika	Hodnota
c_1	0.745(0.230)**	R-squared	0.964
$r_{1,t-1}$	0.845(0.043)**	F-statistic	388.47
$w_{ON,t}^+$	0.078(0.023)**	Prob(F-statistic)	0.000
$w_{ON,t}^-$	0.074(0.028)**	Durbin-Watson stat	1.935
u_t	-0.007(0.007)		
ΔHDP_t	-0.011(0.005)**		
π_t	0.028(0.012)**		

*Pozn.: Štandardná odchýlka je uvedená v zátvorkách; ** znamená signifikanciu na hladine významnosti 5% ; * znamená signifikanciu na hladine významnosti 10%*

Základný ARDL model sme použili aj pre sadzby na úvery s fixáciou od 1 do 5 rokov:

$$r_{1-5,t} = c_1 + c_2 r_{1-5,t-1} + \alpha^+ w_{12,t}^+ + \alpha^- w_{12,t}^- + c_5 u_t + c_6 \Delta HDP_t + c_7 \pi_t + \epsilon_t \quad (19)$$

Aj pri strednodobých úveroch sme vzhľadom na systematický priebeh ich sadzieb očakávali ich pozitívnu závislosť od vlastných hodnôt z predošlého mesiaca. Takisto sme očakávali pozitívnu závislosť od nákladov bánk na získanie poskytnutých peňazí, ktoré by mala predstavovať medzibanková sadzba a od neistoty zamestnania klientov, ktoré by mala aproximovať miera nezamestnanosti. Závislosť od miery rastu HDP očakávame opäť ako negatívnu.

Model 19 sme odhadli metódou najmenších štvorcov za celé obdobie od februára 2004 do decembra 2011. Heteroskedasticitu Whiteov test nepreukázal a tak sme výsledky bez úprav uviedli v tabuľke 6.

Výsledky potvrdili naše očakávania ohľadom významne pozitívnej závislosti výslednej sadzby od jej hodnôt z predošlého mesiaca a takisto pozitívnu závislosť od medzibankovej úrokovej miery. Waldov test zamietol (p-hodn= 0.021) hypotézu $\alpha^+ = \alpha^-$, čo vzhľadom na odhadnuté koeficienty znamená, že pri poklese medzibankovej úroko-

Tabuľka 6: Asymetrický ARDL model - úroky z úverov s fixáciou od 1 do 5 rokov

Premenná	Koeficient	Štatistika	Hodnota
c_1	0.467(0.157)**	R-squared	0.958
$r_{1,t-1}$	0.851(0.039)**	F-statistic	330.59
$w_{ON,t}^+$	0.079(0.038)**	Prob(F-statistic)	0.000
$w_{ON,t}^-$	0.104(0.038)**	Durbin-Watson stat	2.215
u_t	0.011(0.012)		
ΔHDP_t	-0.010(0.007)		
π_t	0.007(0.015)		

*Pozn.: Štandardná odchýlka je uvedená v zátvorkách; ** znamená signifikanciu na hladine významnosti 5%*

vej sadzby táto ovplyvňuje úrokovú mieru na úvery na bývanie výraznejšie ako pri jej raste. Zaujímavosťou je, že v tomto modeli sa všetky makroekonomické ukazovatele ukazovali ako nesignifikantné a teda by nemali výslednú sadzbu ovplyvňovať. Použitie ARDL modelu tiež zabránilo vzniku autokorelácie (DW-stat= 2.215).

Uvedené základné ARDL modely sme chceli ďalej rozšíriť, tak ako v teórii, aj o členy popisujúce prípadnú závislosť výslednej sadzby od hodnôt základnej úrokovej sadzby z niekoľkých predošlých mesiacov $w_{ON,t-k}$. Vplyv týchto premenných sa však neukazoval ako štatisticky významný a tak výsledky týchto ARDL modelov vyšších rádov neuvádzame. Mohlo to byť spôsobené mesačnou frekvenciou našich dát a tým, že reakcia výsledných sadzieb na medzibankovú úrokovú mieru je merateľná zrejme skôr v dňoch, či týždňoch ako v mesiacoch.

3.4 Diferenciálny model

Okrem zaradenia autoregresného člena by sa autokorelácia z jednoduchých modelov mohla odstrániť aj ich diferencovaním. Tu sa naskytla otázka, či by mali byť diferencované iba úrokové miery alebo aj makroekonomické ukazovatele použité v modeloch. Miera rastu HDP je vlastne relatívna diferenciacia nominálneho HDP. Takisto inflácia je

Tabuľka 7: Diferencovaný model - úroky z úverov s fixáciou do 1 roka

Premenná	Koeficient	Štatistika	Hodnota
c_1	0.097(0.095)	R-squared	0.199
$\Delta w_{ON,t}$	0.102(0.031)**	F-statistic	5.589
u_t	-0.016(0.007)**	Prob(F-statistic)	0.000
ΔHDP_t	0.002(0.004)	Durbin-Watson stat	1.946
π_t	0.029(0.010)**		

*Pozn.: Štandardná odchýlka je uvedená v zátvorkách; ** znamená signifikanciu na hladine významnosti 5%*

relatívnou diferenciou cien tovarov v určitom spotrebnom koši. Iba miera nezamestnanosti sa nedá považovať za diferenciálnu premennú. Pri použitých modeloch sa však ukazovali ako signifikantnejšie všetky pôvodné (nediferencované) premenné a tak sme do finálnych modelov zaradili práve tieto:

$$\Delta r_{1,t} = c_1 + \alpha \Delta w_{ON,t} + c_3 u_t + c_4 \Delta HDP_t + c_5 \pi_t + \epsilon_t \quad (20)$$

, kde $\Delta r_{1,t}$ je zmena úrokovej miery na úvery na bývanie v čase t oproti jej hodnote v čase $t - 1$ a $\Delta w_{ON,t}$ je zmena medzibankovej úrokovej sadzby s dennou splatnosťou v čase t oproti jej hodnote v čase $t - 1$.

Pri diferencovanom modeli sú naše očakávania podobné ako v predošlých modeloch. Nakoľko medzibankovú úrokovú mieru považujeme za priame náklady banky na poskytnutie úveru, očakávame že aj zmeny v medzibankovej úrokovej miere pozitívne ovplyvňujú zmeny v úrokovej miere na úvery na bývanie. Mierou nezamestnanosti aproximujeme priemernú rizikovosť klientov a tak by tiež mohla pozitívne ovplyvňovať zmenu výslednej sadzby. Rast HDP zase popisuje celkový nárast bonity klientov a tak očakávame, že zmenu výslednej sadzby ovplyvní negatívne.

Model 20 sme pre obdobie od februára 2004 do decembra 2011 odhadli metódou najmenších štvorcov a výsledky sme uviedli v tabuľke 7.

Výsledky potvrdili naše očakávania iba ohľadom pozitívnej závislosti zmeny výsled-

nej sadzby od zmeny medzibankovej úrokovej miery. Odhadnuté koeficienty konkrétne znamenajú, že nárast zmeny medzibankovej sadzby o jeden percentuálny bod spôsobí nárast zmeny úrokovej miery na úvery na bývanie o 0.102 percentuálneho bodu. Naše očakávania sa však nenaplnili pri vplyve nezamestnanosti, keď sa ukázalo, že pri vyššej miere nezamestnanosti je zmena výslednej sadzby nižšia. Vplyv inflácie sa ukázal ako pozitívny a vplyv rastu HDP ako nesignifikantný. Diferencovaním modelu sa nám skutočne podarilo zabrániť vzniku autokorelácie (DW-stat= 1.946).

Aj pri diferencovanom modeli sme chceli zistiť prípadný asymetrický vplyv medzibankovej úrokovej miery a tak sme rozdelili premennú $\Delta w_{ON,t}$ do dvoch časových radov obsahujúcich jej kladné a záporné hodnoty:

$$\Delta r_{1,t} = c_1 + \alpha^+ \Delta w_{ON,t}^+ + \alpha^- \Delta w_{ON,t}^- + c_4 u_t + c_5 \Delta HDP_t + c_6 \pi_t + \epsilon_t \quad (21)$$

, kde

$$\Delta w_{ON,t}^+ = \begin{cases} \Delta w_{ON,t}, & \text{ak } \Delta w_{ON,t} \geq 0 \\ 0, & \text{ak } \Delta w_{ON,t} < 0 \end{cases} \quad (22)$$

a naopak

$$\Delta w_{ON,t}^- = \begin{cases} 0, & \text{ak } \Delta w_{ON,t} \geq 0 \\ \Delta w_{ON,t}, & \text{ak } \Delta w_{ON,t} < 0 \end{cases} \quad (23)$$

Aj v asymetrickom modeli očakávame pozitívnu závislosť zmeny výslednej sadzby od zmeny medzibankovej úrokovej miery. Tu už však budeme môcť testovať, či zmenu výslednej sadzby viac ovplyvňuje pozitívna alebo negatívna zmena v medzibankovej úrokovej sadzbe. Opäť očakávame aj negatívnu závislosť od miery rastu HDP. Pri inflácii a nezamestnanosti je to menej jasné.

Model sme odhadli metódou najmenších štvorcov pre obdobie od februára 2004 do decembra 2011 a výsledky sme uviedli v tabuľke 8.

Zaujímavosťou tohto modelu bolo, že signifikantne kladná závislosť zmeny výslednej sadzby sa preukázala iba od záporných zmien v medzibankovej sadzbe. Závislosť od kladných zmien medzibankovej úrokovej sadzby bola tiež kladná, avšak neukázala sa ako štatisticky významná. To by mohlo znamenať väčší vplyv poklesu medzibankovej úrokovej miery na výslednú sadzbu ako vplyv jej nárastu. Waldov test však, zrejme vďaka pomerne veľkým štandardným odchýlkam, nezamietol (p-hodn= 0.252) rovnosť

Tabuľka 8: Asymetrický diferencovaný model - úroky z úverov s fixáciou do 1 roka

Premenná	Koeficient	Štatistika	Hodnota
c_1	0.132(0.099)	R-squared	0.211
$\Delta w_{ON,t}^+$	0.044(0.059)	F-statistic	4.754
$\Delta w_{ON,t}^-$	0.151(0.052)**	Prob(F-statistic)	0.001
u_t	-0.018(0.007)**	Durbin-Watson stat	1.975
ΔHDP_t	0.003(0.004)		
π_t	0.029(0.010)**		

Pozn.: Štandardná odchýlka je uvedená v zátvorkách; ** znamená signifikanciu na hladine významnosti 5%

koeficientov $\alpha^+ = \alpha^-$ a tak vplyv poklesu medzibankovej sadzby nie je štatisticky významnejší ako vplyv jej nárastu. Podobne ako v symetrickom diferenciálnom modeli sa tiež ukázal pozitívny vplyv inflácie a miery nezamestnanosti na zmenu výslednej sadzby a vplyv rastu HDP sa ukázal ako nesignifikantný. Nakoniec, Durbin-Watsonov test prítomnosť autokorelácie nepreukázal (DW-stat= 1.975).

Pri úveroch s fixáciou od 1 do 5 rokov už bol diferenciálny model nesignifikantný a tak jeho výstupy neuvádzame.

3.5 PAM model

Posledným použitým typom modelu je *partial adjustment model*, ktorý modeluje vysvetľovanú premennú $r_{1,t}$ podľa jej predošlej hodnoty $r_{1,t-1}$ a podľa odchýlky aktuálnej očakávanej (rovnovážnej) hodnoty vysvetľovanej premennej $r_{1,t}^*$ od jej predošlej hodnoty $r_{1,t-1}$:

$$r_{1,t} = c_1 r_{1,t-1} + c_2 (r_{1,t}^* - r_{1,t-1}) + \epsilon_t \quad (24)$$

Rovnovážnu hodnotu pritom môžeme odhadnúť viacerými spôsobmi. V našej práci sme na to využili výsledky základného modelu 12 popisujúceho úrokovú mieru na úvery na bývanie, ktorý bol kvôli štrukturálnemu zlomu odhadnutý za obdobie od augusta

Tabuľka 9: PAM model - úroky z úverov s fixáciou do 1 roka

Premenná	Koeficient	Štatistika	Hodnota
$r_{1,t-1}$	1.001(0.004)**	R-squared	0.957
$(r_{1,t}^* - r_{1,t-1})^+$	0.225(0.106)**	Durbin-Watson stat	1.349
$(r_{1,t}^* - r_{1,t-1})^-$	0.342(0.102)**		

*Pozn.: Štandardná odchýlka je uvedená v zátvorkách; ** znamená signifikanciu na hladine významnosti 5%*

2005 do decembra 2011:

$$r_{1,t}^* = 6.7632 + 0.3513w_{ON,t} - 0.1281u_t - 0.0433\Delta HDP_t - 0.0889\pi_t \quad (25)$$

Nakoľko našim cieľom bolo odhaľovanie prítomnosti prípadných asymetrií v prenose medzibankovej úrokovej miery do výslednej sadzby, vytvorili sme pomocné premenné obsahujúce kladnú, resp. zápornú časť odchýlky očakávanej hodnoty vysvetľovanej premennej od hodnoty vysvetľovanej premennej z predchádzajúceho mesiaca ($(r_{1,t}^* - r_{1,t-1})^+$, resp. $(r_{1,t}^* - r_{1,t-1})^-$). Tieto sme následne použili v asymetrickom PAM modeli:

$$r_{1,t} = c_1 r_{1,t-1} + \alpha^+ (r_{1,t}^* - r_{1,t-1})^+ + \alpha^- (r_{1,t}^* - r_{1,t-1})^- + \epsilon_t \quad (26)$$

Závislosť vysvetľovanej premennej od jej hodnoty z predošlého mesiaca sme očakávali výrazne kladnú. Nakoľko $r_{1,t}^*$ je hodnota na ktorej by sa úroková sadzba na úvery na bývanie mala bez zmien vo vstupných faktoroch po čase ustáliť, očakávali sme kladnú závislosť aj od premenných $(r_{1,t}^* - r_{1,t-1})^+$ a $(r_{1,t}^* - r_{1,t-1})^-$.

Model sme odhadli metódou najmenších štvorcov za obdobie od augusta 2005 do decembra 2011 a výsledky sme uviedli v tabuľke 9.

Výsledky naše očakávania potvrdili. Závislosť vysvetľovanej premennej od jej hodnoty v poslednom mesiaci vyšla signifikantne kladná s koeficientom blízky 1. Kladná vyšla aj jej závislosť od odchýlky jej rovnovážnej hodnoty od jej hodnoty z posledného mesiaca. Z odhadnutých koeficientov podľa 8 vyplýva, že pokiaľ je výsledná sadzba

pod rovnovážnou hodnotou, tak sa jej vyrovná v priemere za 3.4 mesiaca a pokiaľ je výsledná sadzba nad rovnovážnou hodnotou, vyrovná sa jej priemerne za 1.9 mesiaca. Z toho by sa mohlo zdať, že sadzba na úvery na bývanie sa rýchlejšie vracia do rovnováhy, keď je nad rovnovážnou hodnotou, avšak Waldov test hypotézu $\alpha^+ = \alpha^-$ nezamietol (p-hodn= 0.506). To znamená, že úroková miera na úvery na bývanie sa približuje k svojej rovnovážnej hodnote rovnako rýchlo, keď sa nachádza nad ňou, ako keď sa nachádza pod ňou. Problémom modelu je však signifikantná autokorelácia (DW-stat= 1.349).

Pre úvery s fixáciou od 1 do 5 rokov sme takisto odhadli rovnovážnu hodnotu úrokovej miery pomocou základného modelu 16 (kvôli štrukturálnej zmene) za obdobie od augusta 2005 do decembra 2011:

$$r_{1-5,t}^* = 5.1115 + 0.4998w_{12,t} - 0.0109u_t - 0.0612\Delta HDP_t - 0.1919\pi_t \quad (27)$$

Vypočítané rovnovážne hodnoty sme následne použili pri odhade asymetrického PAM modelu:

$$r_{1-5,t} = c_1 r_{1-5,t-1} + \alpha^+ (r_{1-5,t}^* - r_{1-5,t-1})^+ + \alpha^- (r_{1-5,t}^* - r_{1-5,t-1})^- + \epsilon_t \quad (28)$$

Aj v tomto prípade sme očakávali pozitívnu závislosť výslednej sadzby od jej vlastných hodnôt z predošlého mesiaca a takisto aj od odchýlok (či už kladných alebo záporných) jej rovnovážnej hodnoty od jej hodnoty z posledného mesiaca.

Model sme odhadli metódou najmenších štvorcov za obdobie od augusta 2005 do decembra 2011 a výsledky sme uviedli v tabuľke 10.

Všetky odhadnuté koeficienty potvrdili naše očakávania. Ukázala sa pozitívna závislosť výslednej sadzby od jej vlastných hodnôt z predošlého mesiaca a takisto aj od odchýlok jej rovnovážnej hodnoty od jej hodnoty z predošlého mesiaca. Waldov test hypotézu $\alpha^+ = \alpha^-$ na hladine významnosti 5% nezamietol (p-hodn= 0.060). To znamená, že napriek pomerne výraznej rozdielnosti koeficientov neexistuje signifikantný rozdiel medzi rýchlosťou približovania úrokovej miery na úvery na bývanie ku svojej rovnovážnej hodnote, pokiaľ je nad rovnováhou oproti tomu keď je pod rovnovážnou

Tabuľka 10: PAM model - úroky z úverov s fixáciou od 1 do 5 rokov

Premenná	Koeficient	Štatistika	Hodnota
$r_{1,t-1}$	1.006(0.005)**	R-squared	0.921
$(r_{1,t}^* - r_{1,t-1})^+$	0.053(0.117)	Durbin-Watson stat	1.920
$(r_{1,t}^* - r_{1,t-1})^-$	0.477(0.140)**		

*Pozn.: Štandardná odchýlka je uvedená v zátvorkách; ** znamená signifikanciu na hladine významnosti 5%*

hodnotou. Nakoniec, na rozdiel od modelu pre úvery s fixáciou do 1 roka, v modeli 28 Durbin-Watsonov test prítomnosť autokorelácie zamietol (DW-stat= 1.920).

Záver

V tejto práci sme sa snažili popísať tvorbu úrokových sadziieb na úvery na bývanie na Slovensku. Chceli sme konkrétne zistiť, či banky premietajú na svojich klientov nárast vstupných nákladov rovnako výrazne ako ich pokles. Použili sme na to asymetrické ekonometrické modely, ktoré úrokové sadzby modelovali v závislosti od medzibankových sadziieb, predstavujúcich priame náklady bánk na úver a makroekonomických ukazovateľov, aproximujúcich rizikovosť klientov.

Pri niekoľkých modeloch sme asymetrie našli, pomerne prekvapujúcim poznatkom však bolo, že všetky zistené asymetrie boli v prospech zákazníka. Prvé tri typy modelov (základný, *ARDL* a diferenciálny) nám umožnili testovať, či nárast medzibankovej sadzby ovplyvňuje výslednú sadzbu rovnako výrazne, ako jej pokles. Základný model odhalil, pre úvery s oboma testovanými fixáciami, negatívnu asymetriu, čo znamená, že pokles medzibankovej sadzby sa odrazí v zmene úroku na úvery výraznejšie ako jej nárast. Problémom základného modelu však bola výrazná autokorelácia, ktorú sme chceli odstrániť pridaním autoregresného člena, resp. diferencovaním modelu.

Pridaním autoregresného člena vznikol *ARDL model*, v ktorom sa už autokorelácia skutočne nepotvrdila. *ARDL model* asymetriu pri úveroch s fixáciou do 1 roka zamietol, avšak opäť potvrdil negatívnu asymetriu pri úveroch s fixáciou od 1 do 5 rokov.

Závislosť výslednej sadzby od miery rastu HDP sa vo väčšine modelov ukázala podľa očakávania ako negatívna. Závislosť od inflácie sa ukázala v základných modeloch ako záporná a v *ARDL model*-och ako kladná, čo mohlo byť spôsobené je zložitejším vplyvom na výsledné sadzby. Závislosť výslednej sadzby od nezamestnanosti sa vo väčšine prípadov ukazovala ako nesignifikantná. Negatívnu závislosť v modeli 13 si nevieme vysvetliť inak, ako jeho nedokonalosťou, ktorú preukazuje prítomnosť autokorelácie.

Ani pri diferencovanom modeli sa problém s autokoreláciou nevyskytol, avšak tento model nebol pre úvery s fixáciou od 1 do 5 rokov vôbec signifikantný. Pri úveroch s fixáciou do 1 roka signifikantný bol a prítomnosť asymetrie zamietol.

Na rozdiel od spomínaných modelov nám *partial adjustment model* umožňoval testovať, či sa úroková miera na úvery na bývanie približuje k svojej rovnovážnej hodnote rovnako rýchlo v prípade, keď sa nachádza pod ňou, ako keď sa nachádza nad ňou. Ako rovnovážnu hodnotu výslednej sadzby sme pritom využili jej očakávanú hodnotu

odhadnutú základným modelom podľa medzibankovej sadzby a makroekonomických ukazovateľov. Test asymetrie nepotvrdil, hoci priemerná doba, za ktorú sa výsledná sadzba vyrovná svojej rovnovážnej hodnote sa ukazovala ako kratšia v prípade, keď bola nad rovnovážnou hodnotou.

Z našich výsledkov nič nenasvedčuje tomu, že by slovenské banky zneužívali svoje postavenie, nadobudnuté vďaka nedostatočnej konkurencii. Práve naopak, preukázaná asymetrie v prospech zákazníkov by mohli byť spôsobené možnou veľmi silnou (alebo aspoň silnejúcou) konkurenciou na slovenskom trhu s úvermi na bývanie. Väčší počet takýchto asymetrií pre úvery s fixáciou od 1 do 5 rokov môže byť spôsobený aj tým, že pri dlhšej fixácii spôsobuje aj malý rozdiel v úrokovej sadzbe väčší rozdiel v konečných nákladoch. Kvôli tomu majú klienti tendenciu viac porovnávať ponuky jednotlivých bánk a hľadať tú najvýhodnejšiu, čo núti banky tlačiť sadzby nadol.

Podľa tejto práce teda vyššie úrokové sadzby na úvery na bývanie na Slovensku, oproti ostatným krajinám eurozóny, pravdepodobne nie sú spôsobené nedostatočnou konkurenciou na slovenskom trhu. Treba si však uvedomiť, že naše modely boli pomerne jednoduché a vykazovali niekoľko nedostatkov. Niektoré z nich sme sa síce snažili odstrániť (napr. autokorelácia), iné sa nám však celkom odstrániť nepodarilo (napr. heteroskedasticita, nízky koeficient determinácie). Je preto možné, že pri ďalšom skúmaní úrokových sadzieb na úvery na bývanie, by sa dali zvoliť vhodnejšie premenné aproximujúce rizikovosť klientov a malo by význam aj použitie sofistikovanejších ekonometrických modelov, ako napríklad *error correction model*.

Zoznam použitej literatúry

- [1] Ausubel, M.: *The Failure of Competition on Credit Card Market*, The American Economic Review, Volume 81, Number 1, (March 1991), 50-81, dostupné na internete (17.3.2012):
<http://www.ausubel.com/creditcard-papers/aerlow.pdf>
- [2] Callem, P., Mester, L.: *Consumer Behavior and Stickiness of Credit Cards Interest Rates*, American Economic Review 85 (1995), 1327-1336, dostupné na internete (17.3.2012):
<http://finance.wharton.upenn.edu/rlwctr/papers/9403.pdf>
- [3] Frey, G., Manera, M.: *Econometric Models of Asymmetric Price Transmission*, GFEEM Working Paper No. 100.05 (2005), dostupné na internete (17.3.2012):
<http://ssrn.com/abstract=843504>
- [4] Karagiannis, S., Panagopoulos, Y., Vlamis, P.: *Symmetric or Asymmetric Interest Rate Adjustments? Evidence from Greece, Bulgaria and Slovenia*, Hellenic Observatory Papers on Greece and Southeast Europe, GreeSE Paper No 39, dostupné na internete (17.3.2012):
http://eprints.lse.ac.uk/29168/1/GreeSE_No39.pdf
- [5] Sander, H., Kleimeier, S.: *Asymmetric Adjustment of Commercial Bank Interest Rates in the Euro Area: Implications for Monetary Policy*, European Credit Research Institute Research Report, 2, January, dostupné na internete (17.3.2012):
<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.200.3270&rep=rep1&type=pdf>
- [6] Scholnick, B.: *Asymmetric Adjustment of Commercial Bank Interest Rates: Evidence from Malaysia and Singapore.*, Journal of International Money and Finance 15, no. 3 (1996), 485-496, dostupné na internete (17.3.2012):
<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0261560696000162>
- [7] Scholnick, B.: *Interest Rate Asymmetries in Long-Term Loan and Deposit Markets*, Journal of Financial Services Research 16:1 5-26 (1999), dostupné na internete (17.3.2012):
<http://www.springerlink.com/content/m17h452gth3w0285/>