

Fakulta Matematiky, Fyziky a Informatiky, Univerzita Komenského v Bratislave

Ekonomická a finančná matematika

# Príčiny hypotekárnej krízy

Diplomová práca

Michal Ďurica

Bratislava 2010



UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

Fakulta matematiky, fyziky a informatiky

# PRÍČINY HYPOTEKÁRNEJ KRÍZY

Diplomová práca

Študijný program: **9.1.9 Aplikovaná matematika**

Študijný odbor: **Ekonomická a finančná matematika**

Školiace pracovisko: **Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky**

Školiteľ: **Doc Dr. Ing. Menbere Workie Tiruneh, PhD.**

Bratislava 2010

Bc. Michal Ďurica

# Čestné prehlásenie

Prehlasujem, že som prácu vypracoval samostatne s využitím svojich poznatkov a s použitím uvedenej literatúry.

V Bratislave 23. apríla 2010

---

podpis študenta

# Pod'akovanie

Ďakujem svojmu školiteľovi Doc. Dr. Ing. Menbere Workie Tirunehovi, PhD.  
za ochotu, cenné rady a usmernenie pri písaní záverečnej práce.

# Abstrakt

ĎURICA, Michal: *Príčiny hypotekárnej krízy* [Diplomová práca] - Univerzita Komenského v Bratislave. Fakulta matematiky, fyziky a informatiky; Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky. - Vedúci: Doc. Dr. Ing. Menbere Workie Tiruneh, PhD., Bratislava, 2010, 61 strán.

V roku 2007 prepukla kríza na trhu s americkými hypotékami, ktorá sa rozšírila postupne aj na ďalšie finančné trhy a spôsobila celosvetovú krízu s veľkými dôsledkami pre spoločnosť. Hypotekárna kríza však nebola prvotnou príčinou všetkých problémov, no následkom chybných rozhodnutí a pretrvávajúcej makroekonomickej nerovnováhy vo svete. Zvyšujúce sa deficity na bežných účtoch platobných bilancií rozvinutých krajín v kontraste s obrovskými kumulovanými prebytkami v rozvíjajúcej sa časti sveta vytvorili podmienky pre vznik viacerých bulbín na finančných trhoch. Dôležitým aspektom však bol aj neustále rastúci hypotekárny dlh v krajinách a chybné oceňovanie a podcenenie rizika pri sekuritizovaných produktoch. V tejto práci budeme skúmať vplyvy vybraných makroekonomických veličín na možné spúšťače hypotekárnej krízy (nerovnováha na bežných účtoch platobných bilancií, neustále rastúci hypotekárny dlh a úroveň sekuritizovaných produktov v krajinách). V práci vychádzame z viacerých predchádzajúcich empirických štúdií, ktoré sa zaoberali podobnou problematikou.

**Kľúčové slová:** hypotekárna kríza, bežný účet platobnej bilancie, nesplatený hypotekárny dlh, sekuritizácia hypotekárnych produktov, Logit model, panelové dáta.

# Abstract

ĎURICA, Michal: *The causes of mortgage crisis*. [Master thesis] – Comenius University in Bratislava, Faculty of Mathematics, Physics and Informatics; Department of Applied Mathematics and Statistics. - Tutor: Doc. Dr. Ing. Menbere Workie Tiruneh, PhD., Bratislava, 2010, 61 pages.

The crisis in the U.S. mortgage market has broken out in 2007 and spread gradually to other financial markets and caused a global crisis with major implications for society. The mortgage crisis was not the primary cause of all problems but it was consequence of bad decisions and persistent macroeconomic imbalance in the world. Rising current account deficits balance of payments in developed countries, in contrast with huge surpluses accumulated in the developing parts of the world, created the conditions for the emergence of a number of bubbles in financial markets. However an important aspect was the increase in the mortgage debt and measurement error and underestimation of risk in mortgage-backed-securities too. In this paper we explore the effects of selected macroeconomic variables that could be triggers for mortgage crisis (imbalances in current account balances of payments and continually rising level of mortgage debt and mortgage-backed-securities). This work is based on the several previous empirical studies that dealt with similar issues.

**Key words:** mortgage crisis, current account balances, mortgage debt outstanding, securitization of mortgage products, login model, panel data

# Obsah

|   |           |
|---|-----------|
| <b>Zoznam obrázkov</b>  | <b>3</b>  |
| <b>Zoznam tabuliek</b>  | <b>5</b>  |
| <b>Zoznam použitých skratiek</b>  | <b>6</b>  |
| <b>Úvod</b>   | <b>7</b>  |
| <b>1 Americká hypotekárna kríza</b>   | <b>9</b>  |
| 1.1 Makroekonomická situácia . . . . .  | 11        |
| 1.2 Inovácie na trhu s hypotekárnymi produktmi . . . . .                                | 15        |
| 1.3 Posledné kroky vedúce ku kríze . . . . .  | 17        |
| 1.4 Hypotekárne trhy vo svete . . . . .   | 19        |
| <b>2 Logit model</b>  | <b>21</b> |
| 2.1 Regresia s binárnou závislou premennou . . . . .                                    | 21        |
| 2.2 Logit model s jednou vysvetľujúcou premennou . . . . .                              | 23        |
| 2.2.1 Všeobecný Logit model . . . . .   | 25        |
| 2.3 Testovanie významnosti modelu . . . . .   | 25        |
| 2.4 Interpretácia koeficientov v Logit modeli pomocou marginálnych<br>efektov . . . . . | 26        |
| 2.5 Miera priliehavosti v Logit modeli . . . . .  | 27        |
| <b>3 Definícia modelov</b>  | <b>28</b> |
| 3.1 Model bežného účtu platobnej bilancie . . . . .                                     | 29        |
| 3.1.1 Výsledky predchádzajúcich empirických štúdií . . . . .                            | 30        |

|          |   |           |
|----------|---|-----------|
| 3.1.2    | Definícia premenných a hypotézy . . . . .             | 31        |
| 3.1.3    | Problémy pri získavaní dát . . . . .                  | 34        |
| 3.1.4    | Porovnanie skúmaných krajín . . . . .                 | 35        |
| 3.2      | Model hypotekárneho dlhu . . . . .                    | 38        |
| 3.2.1    | Definícia premenných a hypotézy . . . . .             | 39        |
| 3.2.2    | Porovnanie skúmaných krajín . . . . .                 | 41        |
| 3.3      | Model sekuritizácie hypotekárnych produktov . . . . . | 42        |
| 3.3.1    | Definícia premenných a hypotézy . . . . .             | 42        |
| 3.3.2    | Porovnanie skúmaných krajín . . . . .                 | 43        |
| <b>4</b> | <b>Výsledky jednotlivých modelov</b>                  | <b>45</b> |
| 4.1      | Model bežného účtu platobnej bilancie . . . . .       | 45        |
| 4.1.1    | Model celého skúmaného obdobia . . . . .              | 46        |
| 4.1.2    | Modely čiastkových období . . . . .                   | 49        |
| 4.2      | Model hypotekárneho dlhu . . . . .                    | 51        |
| 4.3      | Model sekuritizácie hypotekárnych produktov . . . . . | 53        |
|          | <b>Záver</b>  | <b>56</b> |
|          | <b>Literatúra</b>                                     | <b>59</b> |
|          | <b>Prílohy</b>  | <b>63</b> |



# Zoznam obrázkov

|      |  |    |
|------|--|----|
| 1.1  | Vývoj technologického indexu NASDAQ [21] . . . . .                         | 10 |
| 1.2  | Kvartálne zmeny v cenách nehnuteľností [6] . . . . .                       | 10 |
| 1.3  | Deficit bežného účtu - USA [23] . . . . .                                  | 11 |
| 1.4  | Proces sekuritizácie [4] . . . . .   | 17 |
| 1.5  | Miera nesplácania hypoték v USA [1] . . . . .                              | 18 |
| 1.6  | Miera rastu hypotekárnych trhov [11] . . . . .                             | 20 |
| 3.1  | Saldo bežného účtu - krajiny EU . . . . .                                  | 35 |
| 3.2  | Saldo bežného účtu - krajiny mimo EU . . . . .                             | 36 |
| 3.3  | Saldo štátneho rozpočtu - krajiny EU . . . . .                             | 37 |
| 3.4  | Saldo štátneho rozpočtu - krajiny mimo EU . . . . .                        | 37 |
| 3.5  | Nesplatený hypotekárny dlh . . . . .                                       | 41 |
| 3.6  | Hypotekárne záložné listy . . . . .  | 44 |
| 4.1  | Porovnanie krajín EU - GDP per Capita (USD) . . . . .                      | 63 |
| 4.2  | Porovnanie krajín mimo EU - GDP per Capita (USD) . . . . .                 | 63 |
| 4.3  | Porovnanie krajín EU - RES/GDP . . . . .                                   | 64 |
| 4.4  | Porovnanie krajín mimo EU - RES/GDP . . . . .                              | 64 |
| 4.5  | Hausmanov test pre model bežného účtu . . . . .                            | 65 |
| 4.6  | Výsledky modelu bežného účtu platobnej bilancie - náhodné efekty . . . . . | 65 |
| 4.7  | Výsledky modelu bežného účtu platobnej bilancie - fixné efekty . . . . .   | 66 |
| 4.8  | Výsledky modelu bežného účtu v rokoch 1997-2000 - fixné efekty . . . . .   | 66 |
| 4.9  | Výsledky modelu bežného účtu v rokoch 1997-2000 - náhodné efekty . . . . . | 67 |
| 4.10 | Výsledky modelu bežného účtu v rokoch 2001-2004 - náhodné efekty . . . . . | 67 |

|      |  |    |
|------|--|----|
| 4.11 | Výsledky modelu bežného účtu v rokoch 2005-2008 - náhodné efekty . . . . . | 67 |
| 4.12 | Výsledky Hausmanovho testu - model hypotekárneho dlhu . . . . .            | 68 |
| 4.13 | Výsledky modelu hypotekárneho dlhu za použitia inflácie . . . . .          | 68 |
| 4.14 | Výsledky modelu hypotekárneho dlhu za použitia Mortgage_Rates . . . . .    | 68 |
| 4.15 | Výsledky Hausmanovho testu - model MBS . . . . .                           | 69 |
| 4.16 | Výsledky modelu MBS - regresia s náhodnými efektami . . . . .              | 69 |

# Zoznam tabuliek

|     |  |    |
|-----|--|----|
| 1.1 | Najväčší zahraniční veritelia USA (mld. USD) [26] . . . . .    | 14 |
| 3.1 | Definícia premenných - bežný účet platobnej bilancie . . . . . | 32 |
| 3.2 | Definícia premenných - nesplatený hypotekárny dlh . . . . .    | 39 |
| 3.3 | Definícia premenných - Hypotekárne záložné listy . . . . .     | 42 |
| 4.1 | Výstupy z modelov: 1997 - 2008 . . . . .                       | 46 |
| 4.2 | Výstupy z modelu: 1997-2000 . . . . .                          | 50 |
| 4.3 | Výstupy z modelov: 2001-2004 a 2005-2008 . . . . .             | 50 |
| 4.4 | Výstup z modelu: MDO - náhodné efekty . . . . .                | 52 |
| 4.5 | Výstup z modelu: MBS - náhodné efekty . . . . .                | 54 |

# Zoznam použitých skratiek

**EU** Európska únia

**USA** Spojené štáty americké

**USD** Americký dolár

**MBS** Hypotekárne záložné listy (Mortgage Backed Securities)

**HDP** Hrubý domáci produkt

**FED** Federal reserve system

**LTV** Loan to Value

# Úvod

Február, 2010 - svetu ešte stále vládne hospodárska kríza, charakterizovaná výrazným poklesom svetového dopytu oproti úrovniam spred roka 2008, masívnymi záchrannými balíčkami, pumpovaním mimoriadne lacných peňazí do ekonomiky, sprísňovaním regulácie finančných trhov, či zásahmi štátu do ekonomiky, ktoré v histórii nemajú obdobu. Súčasná kríza mala oproti svojim predchodcom v minulosti veľkú výhodu. Momentálny stupeň globalizácie a previazanosti jednotlivých národných ekonomík dosahuje až takú mieru, že mnohé štáty sú viac ako závislé od medzinárodného obchodu a neobmedzeného prelievania veľkého množstva zahraničného kapitálu cez hranice.

Žiadna kríza však obvykle nezačína vo forme nadnárodnej hospodárskej krízy. Spúšťačom súčasnej celosvetovej recesie boli problémy na americkom trhu s hypotékami a následné prerastenie týchto problémov do krízy dôvery na medzibankovom trhu. Nedôvera medzi bankami nezadržateľne vyústila do krízy likvidity, ktorá sťažila financovanie bánk prostredníctvom obchodov na medzibankovom trhu. Situácia začala byť až natoľko vážna, že niektoré banky už nedokázali plniť svoje záväzky a dostali sa na pokraj vyhlásenia bankrotu. Zlomovým momentom pre vývoj krízy bol krach jednej z najväčších amerických investičných bánk - Lehman Brothers, ktorá bola nútená odpísať miliardy USD v toxických aktívach. Trhy na kolaps investičného kolosu reagovali pádom. Tento bankrot však nezostal osamotený. Mohutné odpisy nezvládla ani najväčšia americká sporiteľňa - Washington Mutual. Pokles akciových trhov, krachy spoločností a finančný systém, ktorý sa dostával do veľkých problémov, sa stali nakoniec impulzom pre kontroverzný zásah štátu prostredníctvom úverových okienok, garancií, či čiastočných prevzatí niektorých spoločností.

Vývoj hospodárskej krízy je veľmi obširná téma, ktorá však nie je obsahom tejto práce, a preto sa jej chronológiou už ďalej nebudeme zaoberať. Náplňou našej práce je preskúmať počiatky krízy a kroky vedúce k jej vzniku. Ako sme už naznačili, za vzniknutú celosvetovú krízu nesie v prvom rade zodpovednosť lokálna kríza na trhu amerických hypoték. Niektorí svetoví ekonómovia tvrdia (napríklad Greenspan (2007)), že keby nedošlo k chybe pri oceňovaní sekuritizovaných aktív a nepraskla bublina na trhu s americkými hypotékami, nerovnováha, ktorá panovala vo svetovej ekonomike, by vyústila do krízy na inom finančnom trhu. Otázne však zostáva, či by prasknutie inej bubliny malo aj rovnako ničivé následky.

Táto práca je rozdelená celkovo na 4 kapitoly. Prvá kapitola sa zaoberá popisom hypotekárnej krízy a obdobím pred jej vypuknutím. Zo strednodobého hľadiska bol dôležitý vývoj od začiatku milénia, recesia po prasknutí bubliny technologických akcií a následné kroky FEDu v monetárnych otázkach. Z dlhodobého horizontu rozoberáme zmeny vo svetových finančných tokoch spôsobené zmenou niektorých makroekonomických parametrov a popisujeme veličiny, ktoré predchádzali kríze na trhu s americkými hypotékami.

Druhá kapitola má teoretický charakter. Nosnou témou je definícia a odvozenie Logit modelu pre jednu a viac vysvetľujúcich premenných, ktorý budeme v celej práci používať na testovanie stanovených hypotéz. Venujeme sa podrobne popisu modelu, možnej interpretácii a štatistike miery priliehavosti modelu.

Tretia kapitola je rozdelená na tri samostatné podkapitoly. V každej definujeme skúmaný model spolu s faktormi a ich možnými vplyvmi na závislú premennú, ktorou je pre nás jeden z troch makroekonomických faktorov (bežný účet platobnej bilancie, hypotekárny dlh a úroveň sekuritizácie v krajine). Rovnako sa snažíme načrtnúť výsledky predchádzajúcich empirických štúdií a rozdiely medzi skúmanými krajinami prostredníctvom názorných grafov.

V poslednej kapitole, ktorá je rovnako rozdelená na tri samostatné podkapitoly, uvádzame výsledky modelov. Vplyv štatisticky významných vysvetľujúcich premenných sa snažíme porovnať s našimi očakávanými výsledkami a výsledkami empirických štúdií. Samotná interpretácia premenných nasleduje vždy za zverejnenými výsledkami modelu.

# Kapitola 1

## Americká hypotekárna kríza

Hypotekárna kríza sa nezačala zo dňa na deň. Aby sme pochopili pozadie za vznikom krízy, musíme sa vrátiť na začiatok roku 2000, kedy po piatich rokoch nekontrolovaného rastu, praskla tzv. Dot-com bublina<sup>1</sup>. Dňa 10.3.2000 dosiahol technologický index NASDAQ svoj vrchol na úrovni 5132,52 bodu (pozri Obr. 1.1), keď následne prepukli masové výpredaje technologických akcií spoločností ako IBM, Cisco a Dell. Vznikajúca panika na trhu spustila sériu výpredajov investorov, fondov a inštitúcií, ktoré sa snažili zatvoriť a zlikvidovať svoje pozície. Do 15.3.2000 index spadol na 4580 bodov a stratil tak 9% svojej hodnoty.

Do recesie však upadla americká ekonomika až po teroristických útokoch 11. 9. 2001. V snahe vyhnúť sa tvrdej recesii, uvoľnil FED menovú politiku a znížil postupne úrokové sadzby z pôvodných 6.5% na konci roku 2000 cez 1.82% v decembri 2001, až na hodnotu 1% v júli roku 2003. Na tejto úrovni zostali úrokové miery skoro celý rok. V júli 2004 sa politika otočila a FED postupne zvýšil sadzby až na hodnotu 5.25% v polovici roku 2006 (Podľa štatistických údajov FEDu [14]). FED k agresívnej menovej politike v spomínanom období motivovali dva základné faktory. Recesia sa technicky skončila koncom roka 2001, ale oživenie nebolo také razantné, ako sa očakávalo. Reálny hrubý domáci produkt, ktorý spravidla v prvých štádiách po recesii rastie hodnotami nad svojou trendovou krivkou, rástol v priemere len 2% p.a. až do polovice roku 2003 (Podľa údajov agentúry

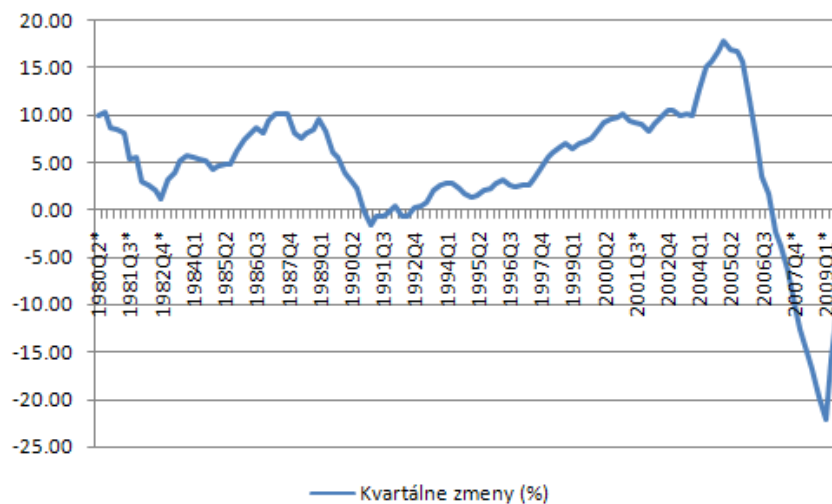
---

<sup>1</sup>Dot-com bublina bola špekulatívna bublina akcií internetových spoločností, ktorá rástla v USA v rokoch 1995 - 2000.

BEA [8]). K rozhodnutiu znížiť sadzby rovnako prispela aj obava, aby USA nasledovali príklad Japonska a nespadli do deflačnej pasce[6]. Táto obava bola až natoľko vážna, že sadzby v tom čase poklesli na svoje historické minimá.



Obr. 1.1: Vývoj technologického indexu NASDAQ [21]



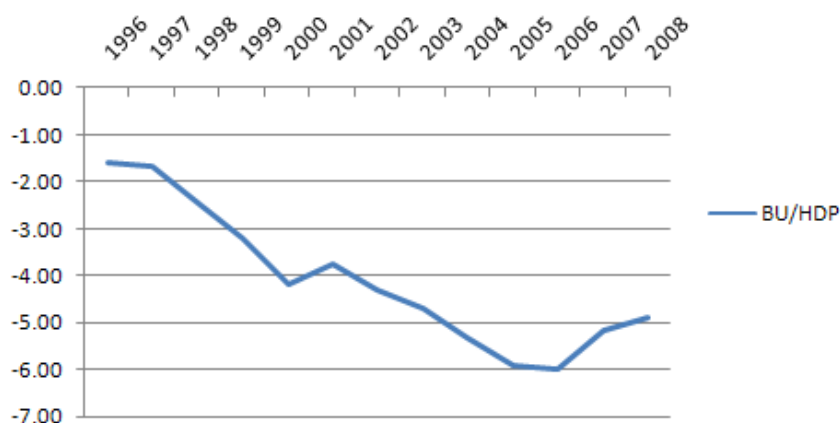
Obr. 1.2: Kvartálne zmeny v cenách nehnuteľností [6]



Prasknutie Dot-Com bubliny znamenalo pre akciové trhy podstatný odliv investícií. Investori hľadali nové a bezpečné príležitosti na zhodnotenie svojich aktív. Nízke úrokové sadzby a nedôvera k akciovým trhom zatriktívili americký trh s realitami. Tomuto sektoru nahrával aj podstatný nárast cien nehnuteľností od roku 1998. Na Obr. 1.2 môžeme vidieť kvartálne zmeny v cenách nehnuteľností. Markantný nárast prišiel práve v rokoch 2004 a 2005, keď sa ročná zmena ceny obytných domov pohybovala v intervale 15% až 17%.

## 1.1 Makroekonomická situácia

Rast cien nehnuteľností po prasknutí akciovej bubliny podporovala aj makroekonomická situácia vo svete. Výkon americkej ekonomiky začal mať negatívny výhľad do budúcnosti. Krajina mala a stále aj má obrovský a neudržateľne rastúci deficit bežného účtu platobnej bilancie (Pozri Obr. 1.3). Deficit prudko rástol hlavne za posledné desaťročie, keď z prijateľných úrovní na konci 90-tych rokov nezadržateľne rástol až do začiatku krízy, ktorá negatívne ovplyvnila americký dopyt, oslabil import a znížila tak aj rast deficitu bežného účtu. Deficit na bežnom účte platobnej bilancie znamená, že krajina je odkázaná na cudzí kapitál, ktorý si musí požičiavať na zahraničných trhoch, aby uspokojila časť dopytu po investíciách na domácom trhu. Najväčšia svetová ekonomika bola v posledných rokoch závislá od financovania spoza hraníc z niekoľkých dôvodov.



Obr. 1.3: Deficit bežného účtu - USA [23]

Podľa Bernanka(2005) hral svoju úlohu aj vývoj na domácom trhu, no musíme sa v prvom rade zamerať na globálne pomery vo svete. Za poslednú dekádu sa celosvetovo významne zvýšila úroveň úspor. Táto skutočnosť vysvetľuje, prečo má USA vysoký deficit bežného účtu a rovnako aj prečo máme vo svete dlhodobé úrokové miery v poslednom období na nízkych hodnotách. Na americký deficit bežného účtu sa môžeme pozrieť z dvoch perspektív. Prvý pohľad skúma deficit z pohľadu medzinárodného obchodu. USA v poslednom období trpí značným záporným saldom medzi relatívne nízkym exportom a vysokým importom (Podľa U.S. Census Bureau v roku 2009 tento schodok dosiahol úroveň 501.263 mld. USD [25]). Druhý pohľad sa zameriava na medzinárodné finančné toky a na fakt, že úroveň úspor a investícií v krajine sa nemusí rovnať v každej perióde. V skutočnosti toto platí len v uzavretej ekonomike bez medzinárodného obchodu a kapitálových tokov. Realita je však odlišná. Globalizácia a otvorenosť ekonomík charakterizujú súčasnú spoločnosť. Veľmi dobre rozvinuté kapitálové trhy teda umožňujú voľný prechod kapitálu z krajín s prebytkom úspor do krajín s dopytom po kapitáli. V USA je úroveň úspor pomerne nízka a domáce úspory nedokážu financovať všetky investície v krajine. Môžeme teda povedať, že veľkosť deficitu bežného účtu USA sa rovná rozdielu medzi americkými investíciami a úsporami. Autor štúdie sa prikláňa k názoru, že za deficit bežného účtu platobnej bilancie môže predovšetkým klesajúca úroveň miery úspor v USA.

Ako príklad môžeme uviesť pokles úspor z 18% HDP v roku 1985, cez 16% HDP v roku 1995 až na úroveň 14% HDP v roku 2004. Pri zisťovaní príčin poklesu šetrenia v USA je možné nájsť rôzne vysvetlenia.

Ako prvé možné vysvetlenie sa nám črtá tzv. hypotéza dvojitého deficitu (twin deficit), ktorá dáva do súvisu deficit štátneho rozpočtu s nárastom deficitu na bežnom účte. Schodky štátnych rozpočtov sú financované okrem iného aj prostredníctvom emitovania dlhových cenných papierov na domácom trhu a tým pádom odčerpávajú kapitál z trhu. V rokoch 1996 - 2000 mal americký štátny rozpočet prebytok a aj napriek tomu sa deficit bežného účtu zvýšil o ďalších 300 miliárd USD. Proti tejto teórii rovnako hovorí aj situácia v rozvinutých krajinách ako Nemecko, Nórsko a Japonsko, ktoré napriek relatívne vysokým deficitom v štátnych

rozpočtoch, vykazujú prebytky na bežnom účte platobnej bilancie.

Bernanke (2005) vidí hlavný problém v celosvetovom prebytku úspor. Rovnaký názor zastáva aj Aiyar (2007). Je zaujímavé, že svoj podiel na raste úrovne úspor má aj starnutie obyvateľstva v rozvinutých krajinách, kde sa mení štruktúra obyvateľstva v neprospech pracujúcich. Z tohto dôvodu majú ľudia počas svojho aktívneho veku väčší sklon k šetreniu, v záujme zachovania svojho životného štandardu aj v dôchodkovom veku.

Omnoho dôležitejším faktorom rastu celosvetových úspor však bola zmena na bežných účtoch rozvíjajúcich sa krajín. Za touto zmenou stála séria kríz od polovice 90-tych rokov minulého storočia. V tomto období bola väčšina rozvojových krajín čistými importérmi kapitálu. Zahraničné kapitálové toky však neboli vždy využité úplne produktívne. Strata dôvery, spolu s ďalšími negatívnymi faktormi ako umelé udržiavanie fixného menového kurzu, či krytie pohľadávok prostredníctvom krátkodobých úverov denominovaných v cudzej mene, vyústili do finančných kríz v Mexiku, v niektorých ázijských krajinách, Rusku, Brazílii i v Argentíne. Sprievodným javom týchto kríz bol obrovský únik kapitálu z týchto krajín, menová depreciácia, oslabenie bankových systémov a neodvratná recesia. Odpoveďou na tieto krízy bola zmena politiky postihnutých krajín v riadení kapitálových tokov. Z krajín závislých od importu kapitálu sa stali naopak významní čistí exportéri. V snahe zabrániť budúcim neočakávaným zmenám v kapitálových tokoch a útokom na výmenné kurzy, si krajiny ako Čína, Thajsko a Južná Kórea začali budovať veľké devízové rezervy, ktoré sa pozitívne prejavili aj zmenou na bežných účtoch týchto ekonomík. Tieto krajiny emitovali dlh na domácom trhu, čím kumulovali domáce úspory, za ktoré následne nakupovali americké štátne dlhopisy a iné aktíva. Stali sa tak sprostredkovateľmi medzi domácimi úsporami a medzinárodnými finančnými trhmi.[5]

Pozitívny obrat na bežnom účte niektorých krajín umožnila aj prudko rastúca cena ropy na svetových trhoch v posledných rokoch. Krajiny Perzského zálivu, Rusko, Nigéria alebo Venezuela zvýšili svoje prebytky na bežných účtoch najmä vďaka obrovským príjmom z exportu ropy.

Atraktivita USA ako investičného cieľa vzrástla hlavne počas technologickej

bublíny. Veľkú úlohu pri tom však zohrala aj úroveň dlhu a vyspelosť finančného trhu v krajine. Z hlavných faktorov nemôžeme vynechať ani americký dolár, ktorý si drží status hlavnej celosvetovej rezervnej meny, na ktorý je fixne naviazaný významný počet zahraničných mien. Toto sú hlavné dôvody, prečo celosvetové úspory tiekli do dolárových aktív (pozri Tabuľku 1.1 - Najväčší veritelia USA).

| Krajina        | 12/2001 | 12/2005 | 02/2010 |
|----------------|---------|---------|---------|
| Čína           | 78.6    | 310     | 877.5   |
| Japonsko       | 317.9   | 670     | 768.5   |
| Veľká Británia | 45      | 146     | 231.7   |
| Ropné krajiny  | 46.8    | 78.2    | 218.8   |
| Brazília       | –       | 28.7    | 180.7   |
| Hong Kong      | 47.7    | 40.3    | 152.4   |
| Nemecko        | 47.8    | 49.9    | 49.9    |
| Total          | 1040    | 2033    | 3750    |

Tabuľka 1.1: Najväčší zahraniční veritelia USA (mld. USD) [26]

Spojené štáty ale neboli jediné, ktoré od roku 1996 zápasili so schodkom na bežnom účte. Patrili sem aj ďalšie dôležité svetové ekonomiky ako Francúzsko, Španielsko, Taliansko, Veľká Británia, či Austrália. Výnimkou sú ale proexportne orientované Nemecko a Japonsko, ktoré v spomínanom období výrazne zvyšovali prebytky na svojich bežných účtoch.

Zaujímavým rozdielom medzi týmito dvomi skupinami je, že krajiny so zhoršujúcou sa situáciou na bežnom účte zaznamenali podstatný nárast cien nehnuteľností, kým v Nemecku a Japonsku k tejto situácii nedošlo. Veľké množstvá tečúceho kapitálu zo zahraničia preukázateľne podporili rast cien nehnuteľností. Svoj podiel na tom s veľkou pravdepodobnosťou nesú inovácie, zmeny vo financovaní hypoték a zavádzanie nových produktov na hypotekárnom trhu po celom svete.

## 1.2 Inovácie na trhu s hypotekárnymi produktmi

Hypotekárny trh sa od svojich počiatkov v 19. storočí do dnešnej doby výrazne zmenil. Je nutné podotknúť, že vývoj smerovania tohto segmentu určovali práve USA, kde sa nachádza najrozvinutejší a najsofistikovanejší hypotekárny systém na svete.

Hypotéky vo svojich začiatkoch ani zďaleka nepripomínali dnešné moderné hypotekárne produkty. Spočiatku sa jednalo o komunálne riešenie problémov s financovaním bývania<sup>2</sup>. Postupom času na tomto princípe začali fungovať inštitúcie ako Savings&Loans, ktoré z klientskych depozít následne financovali hypotéky. Maturity väčšiny pôžičiek sa pohybovali v rozmedzí 6-10 rokov, splátky boli polročné, pričom istina väčšinou nebola amortizujúca. Úrokové sadzby boli variabilné a maximálny podiel Loan-To-Value (LTV)<sup>3</sup> dosahoval 50%. V porovnaní s dnešnými modernými hypotékami ide o veľký rozdiel. V súčasnosti sa poskytujú dlhodobé, amortizujúce produkty s fixnou alebo variabilnou úrokovou sadzbou, charakterizované vysokými LTV hodnotami.

Najväčšia zmena pre hypotekárny sektor však nastala vo financovaní týchto produktov. Prvé separovanie poskytovania hypoték od ich samotného financovania začíname pozorovať od 70-tych rokov 19. storočia. Hypotekárne banky vznikali a poskytovali svoje služby na západe a juhozápade Spojených štátov, pričom ostatné finančné inštitúcie sídlili na priemyselne rozvinutom severovýchode. Tieto spoločnosti začali vytvárať a predávať hypotekárne záložné dlhopisy (MBB) podľa vzoru Francúzska a Nemecka. Tento proces previedol časť rizík z hypotekárnych bánk na investorov, ktorí výmenou za toto riziko získali prémii vo forme úrokového výnosu. Postupom času sa tento systém vyvíjal až do podoby, v ktorom ho poznáme dnes - do sekuritizácie aktív. V posledných 30 rokoch sa sekuritizácia stala dominantným faktorom na trhu s americkými hypotékami.

Sekuritizácia je proces premeny nelikvidných aktív na obchodovateľné cenné papiere. Iná definícia sekuritizáciu popisuje ako združovanie jednotlivých štruk-

---

<sup>2</sup>Pod komunálnym riešením rozumieme skupinu obyvateľov, ktorí spojením úspor podporovali výstavbu domov pre tretie osoby

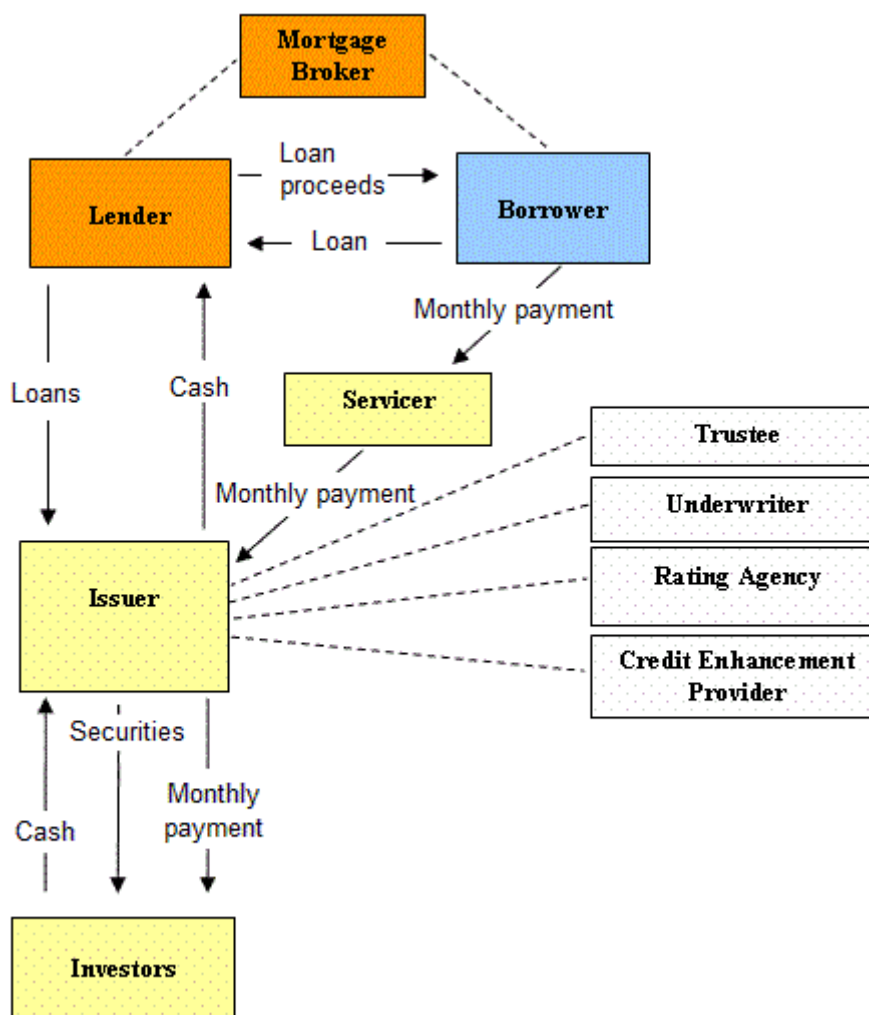
<sup>3</sup>Loan-To-Value - výška úveru v pomere k hodnote nehnuteľnosti

túrovaných aktív (úverov, pohľadávok,...) do balíka, ktorý je postúpený tretej osobe. Na balík, vytvorený z podkladových aktív, sú emitované cenné papiere kryté peňažnými tokmi z aktív portfólia (tzv. Asset Backed Securities). Sekuritizácia rizikových hypoték a ich následný predaj na sekundárnom trhu investorom, umožnili zvýšiť alokáciu finančných prostriedkov v systéme. Nárast finančných aktív a záujem investorov o produkty sekuritizácie, znamenal väčšiu ochotu hypotekárnych bánk poskytovať nové hypotéky čoraz menej bonitnejším klientom. Dôvodom bola možnosť presunúť veľkú časť rizika na investičné banky, ktoré sa venovali skupovaniu týchto dlhových cenných papierov a následnému obchodovaniu s nimi.

Samotná sekuritizácia prebieha na viacerých úrovniach. Na začiatku hypotekárna banka poskytne určitý počet hypoték klientom, ktoré následne rozdelí do balíkov. Následne hypotekárny balík predá inštitúcii, ktorá má kompetencie sekuritizovať aktíva<sup>4</sup>. Tento subjekt vystaví na budúce peňažné toky Postupované cenné papiere (Pass-through securities), ktorých bonitu subjekt vylepší zaobstaraním určitej záruky (napr. Credit Default Swapu u poskytovateľa poistenia) a zabezpečí ohodnotenie bonity ratingovou agentúrou. Tento krok umožní cennému papieru, ktorý je zložený aj z hypoték s nízkym ratingom, získať veľmi vysokú ratingovú známku. Nepredpokladá sa totižto systémové zlyhanie splácania hypoték veľkého množstva dlžníkov v diverzifikovanom portfóliu. Aj napriek defaultu niektorých dlžníkov, vždy existuje vysoká pravdepodobnosť splácania ostatných hypoték, ktoré zabezpečia potrebné finančné toky na uspokojenie investorov (Pozri Obr. 1.4).

---

<sup>4</sup>V USA sú to napríklad pološtátne inštitúcie Freddie Mac a Fannie Mae.



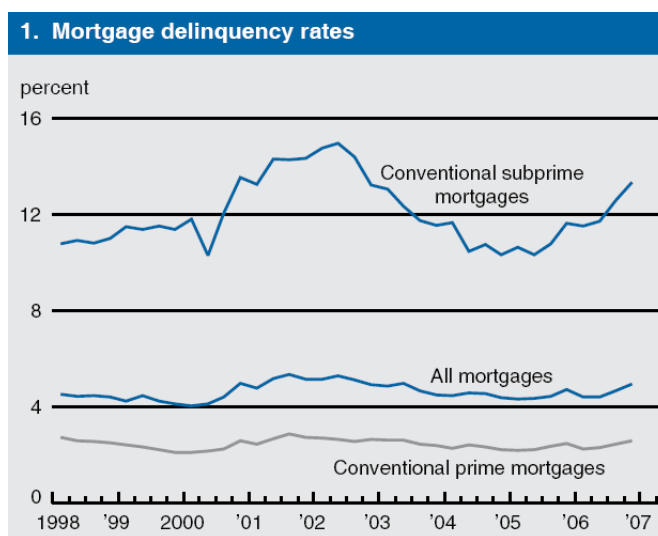
Obr. 1.4: Proces sekuritizácie [4]

### 1.3 Posledné kroky vedúce ku kríze

Nízke úrokové sadzby od začiatku milénia spôsobili expanziu na trhu s hypotekárnymi produktmi. Obľúbenosť týchto produktov demonštruje aj markantný nárast v objeme nových hypoték medzi rokmi 2000 - 2004, keď suma novozałożených hypoték očistená od splatených produktov poskočila z hodnoty 300 miliárd USD na viac ako 800 miliárd USD, čo predstavuje pozitívnu zmenu viac ako 170% [17]. Banky poskytujúce tieto produkty boli stále benevolentnejšie a poskytovali hypotéky aj veľmi málo bonitným klientom bez stabilného príjmu s nízkou pravdepodobnosťou splatenia celej pôžičky. Základným predpokladom pre takéto konanie bankových domov bol očakávaný stály rast cien nehnuteľností na trhu.

Default klienta by teda pre banku neznamenal jednoznačne odpísanie celého úveru.

Prvá negatívna správa pre hypotekárny trh prišla v lete roku 2005, keď FED zvýšil úrokové sadzby. Zvyšovanie sadzieb sa automaticky začalo prejavovať pri hypotékach s variabilnou úrokovou mierou. Do najväčších problémov sa dostal segment subprime hypoték<sup>5</sup>, kde sa výrazne zvýšila miera nesplácania (pozri Obr. 1.5). V decembri 2006 sa táto miera pohybovala na úrovni 13% [1]. Vlna nesplácania sa ďalej rozširovala, keď v januári 2007 trh so subprime hypotékami skolaboval kvôli vysokej miere zabavených nehnuteľností, ktoré pri následnej dražbe nedokázali pokryť straty veriteľov. 25 poskytovateľov subprime hypoték vyhlásilo bankrot a akcie najväčšieho zástupcu týchto firiem, New Century Financial, poklesli až o 84%. V júni 2007, manažér najväčšieho svetového dlhopisového fondu PIMCO, Bill Gross, varoval, že kríza na tomto trhu je natoľko vážna, že môže zasiahnuť celú ekonomiku formou výrazného poklesu cien nehnuteľností. Ním opísaný vývoj sa na trhu reálne prejavil, čo donútilo banky ohlasovať stále sa zvyšujúce odpisy vo svojich bilanciách v dôsledku prepojenia na americký trh so subprime hypotékami.



Obr. 1.5: Miera nesplácania hypoték v USA [1]

<sup>5</sup>Subprime hypotéky sú hypotéky poskytované rizikovým klientom s nízkou bonitou. Vo všeobecnosti majú tieto hypotéky o 200-300 bázických bodov vyššie sadzby ako menej rizikové prime hypotéky.



## 1.4 Hypotekárne trhy vo svete

Americký hypotekárny systém (USMIS) je jedným z najväčších a najkomplikovanejších finančných systémov na svete. Spravuje rozsiahle portfólio nesplateného dlhu, ktorý v roku 2007 dosiahol výšku 10.485 biliónov USD [13], čo predstavovalo viac ako 76.3% HDP krajiny v danom roku. USMIS bol pred krízou efektívnym trhom, ktorý spolu s primárnym, vysoko-konkurenčným hypotekárnym trhom poskytuje a zabezpečuje hypotekárne produkty a likvidným sekundárnym trhom, ktorý ich financuje. Rozsiahlosť trhu dokumentuje veľké množstvo produktov, od vysokých LTV pôžičiek pre bonitné domácnosti, subprime hypoték pre rodiny so zhoršenou finančnou situáciou a špeciálny produkt pre seniorov - reverse annuity mortgages (RAMs)<sup>6</sup>.

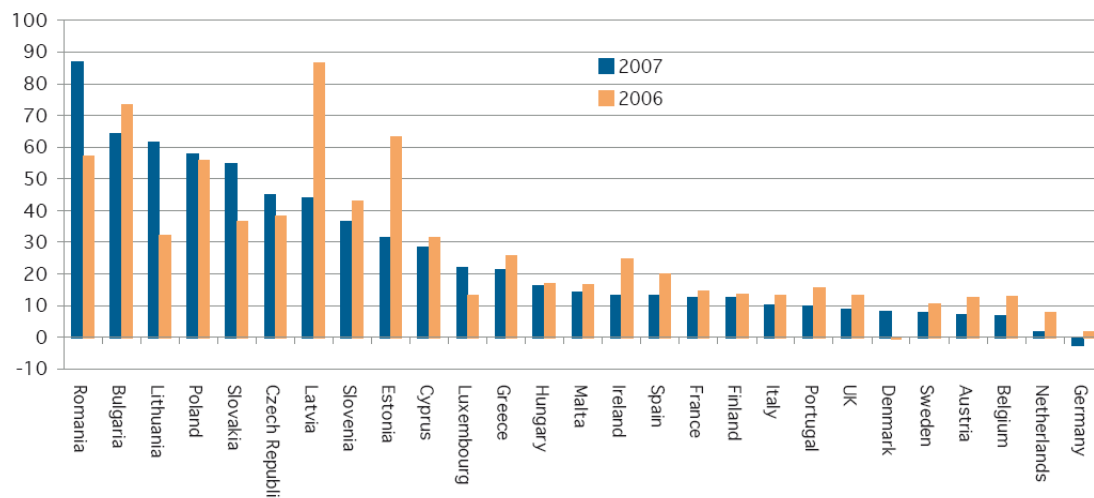
Rovnaký systém ako je ten americký už vo svete nenájdeme. Európske krajiny nevieme charakterizovať pomocou jediného hypotekárneho systému. Vo všeobecnosti sa však európske trhy od amerického líšia vyšším stupňom regulácie zo strany centrálnych bánk a konzervatívnejším prístupom k poskytovaniu hypoték. Hypotekárny trh v EU sa však naďalej vyvíja. Celkový nesplatený hypotekárny dlh sa z úrovne 5.7 biliónov EUR v roku 2006 zvýšil na hodnotu 6.1 biliónov EUR v roku 2007, čo znamená ročnú zmenu 7%. Oproti predchádzajúcemu obdobiu, ktoré bolo charakterizované rekordnými úrovňami rastu, však evidujeme signifikantný pokles miery kumulovania nesplateného dlhu v niektorých krajinách EU 15. Veľmi vysoký nárast na rozdiel od starých krajín EU zaznamenali nové členské krajiny z bývalého východného bloku. Len sedem krajín EU dosiahlo v roku 2007 vyšší nárast hypotekárneho dlhu ako v predchádzajúcom, a to Česká republika, Dánsko, Poľsko, Luxembursko, Litva, Rumunsko a Slovensko (pozri Obr. 1.6).

V roku 2007 sa prejavujú aj prvé náznaky prerastenia americkej hypotekárnej krízy aj na európske trhy formou zvyšovania úrokových sadzieb na hypotekárnych produktoch, spomalením nárastu cien nehnuteľností a poklesom spotrebiteľskej

---

<sup>6</sup>Pre amerických občanov na 62 rokov.

dôvery.



Obr. 1.6: Miera rastu hypotekárnych trhov [11]

# Kapitola 2

## Logit model

### 2.1 Regresia s binárnou závislou premennou

Regresný model s binárnou závislou premennou popisuje situáciu voľby medzi dvomi stavmi v závislosti od známych skutočností. Binárne závislá premenná predstavuje diskretnú náhodnú veličinu, ktorá môže nadobúdať len dve hodnoty. V našom prípade to bude  $Y = 1$ , ak daná situácia nastala a  $Y = 0$  bude znamenať alternatívny stav, ak k situácii nedošlo. Vektor nezávislých premenných  $X$  môže obsahovať kvantitatívne vysvetľujúce premenné, ich transformácie, polynomiálne regresory sformulované z kvantitatívnych premenných, či binárne regresory reprezentujúce kvalitatívne premenné.[15]

Pravdepodobnosti výskytu udalosti definujeme ako

$$P(Y_j = 1|X_j) = \pi_j$$

$$P(Y_j = 0|X_j) = 1 - \pi_j$$

Z toho vyplýva, že podmienená stredná hodnota veličiny  $Y_j$  sa rovná

$$E(Y_j|X_j) = \pi_j(1) + (1 - \pi_j)(0) = \pi_j$$

Závislosť premennej  $Y$  od vysvetľujúcej premennej  $X$  môžeme najprv skúmať pomocou lineárnej regresie:

$$Y_j = \beta X_j + \epsilon_j$$

kde  $\epsilon_j \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$  a  $\epsilon_i$  a  $\epsilon_j$  sú nezávislé pre  $i \neq j$ . Pre podmienenú strednú hodnotu premennej  $Y_j$  dostávame vzťah

$$E(Y_j|X_j) = \beta X_j$$

a teda platí

$$\pi_j = \beta X_j \tag{2.1}$$

Chceli by sme teda, aby pravdepodobnosti  $\pi_j$  boli závislé od vektoru pozorovanej veličiny  $X_j$ . Najjednoduchší prípad nastáva, keď je pravdepodobnosť  $\pi_j$  lineárnou funkciou zvolenej premennej. Model (2.1) nazývame aj *Lineárnym pravdepodobnostným modelom*, ktorý sa najčastejšie odhaduje pomocou metódy najmenších štvorcov.

Ak chceme použiť regresnú rovnicu a následne odhadnúť vzájomnú závislosť zvolených premenných, musíme najprv pretransformovať závislú binárnu premennú na veličinu so spojitými hodnotami, ktorá bude funkciou pravdepodobnosti výskytu udalosti. Pri takomto transformačnom procese sa nám však vynárajú viaceré problémy[15]:

- **Náhodné chyby nie sú náhodne rozdelené** - Keďže závislá premenná  $Y_j$  je binárna, náhodné chyby  $\epsilon_j$  sú rovnako binárne a nie normálne rozdelené: S pravdepodobnosťou  $\pi_j$  sa  $Y_j = 1$  a teda platí

$$\epsilon_j = 1 - \beta X_j = 1 - E(Y_j|X_j) = 1 - \pi_j$$

Druhý prípad  $Y_j = 0$  nastáva s pravdepodobnosťou  $1 - \pi_j$  a teda platí

$$\epsilon_j = 0 - \beta X_j = 0 - E(Y_j|X_j) = \pi_j$$

Normalitu rezíduí vyžadujeme kvôli efektívnosti odhadov parametrov.[15]

- **Disperzia náhodných chýb nie je konštantná** - Ak je splnený predpoklad  $E(\epsilon_j) = 0$ , disperziu rezíduí môžeme vyjadriť ako:

$$var(\epsilon_j) = \pi_j(1 - \pi_j)^2 + (1 - \pi_j)(-\pi_j)^2 = \pi_j(1 - \pi_j)$$

Keďže platí vzťah  $E(Y_j|X_j) = \pi_j = \beta X_j$ , pravdepodobnosť  $\pi_j$  závisí od hodnoty premennej  $X_j$ . Disperzia rezíduí teda nie je konštantná, ale funkciou premennej  $X_j$ . [15]

- **Iracionálne predikcie** - Predpoklad  $E(\epsilon_j) = 0$  sa dá udržať len pre obmedzený rozsah hodnôt vektora  $X_j$ . Ak je rozsah hodnôt vzorky dostatočne široký, potom všetky hodnoty pravdepodobnosti  $\pi_j$  nespádajú do intervalu  $[0, 1]$ . Interpretácia hodnoty  $\pi_j$  ako pravdepodobnosti mimo jednotkového intervalu však nemá racionálny základ.[15]

Aby sme zabezpečili, že pravdepodobnosti  $\pi_j$  budú nadobúdať len reálne hodnoty v intervale  $\langle 0, 1 \rangle$  použijeme transformáciu rastúcou funkciou  $F(\cdot)$ , ktorá zobrazí výraz  $\beta X_j$  do požadovaného intervalu a zároveň zachová lineárnu štruktúru modelu:

$$\pi_j = F(\alpha + \beta X_j)$$

Funkcia  $F(\cdot)$  musí ešte spĺňať podmienku  $F(-\infty) = 0$  a  $F(+\infty) = 1$ . Týmto všetkým požiadavkám vyhovuje ľubovoľná kumulatívna distribučná funkcia. [15]. V tejto práci sme si za funkciu  $F(\cdot)$  zvolili distribučnú funkciu logistického rozdelenia.

## 2.2 Logit model s jednou vysvetľujúcou premennou

Nech je  $(Y_1, X_1), \dots, (Y_n, X_n)$  náhodný výber z podmieneného logistického rozdelenia. Potom môžeme definovať pravdepodobnosti

$$P[Y_j = 1|X_j] = \frac{1}{1 + \exp(-\alpha_0 - \beta_0 X_j)}$$

$$P[Y_j = 0|X_j] = 1 - P[Y_j = 1|X_j] = \frac{\exp(-\alpha_0 - \beta_0 X_j)}{1 + \exp(-\alpha_0 - \beta_0 X_j)}$$

pričom premenné  $X_j$  sú nezávislé vysvetľujúce premenné a  $\alpha_0$  a  $\beta_0$  sú neznáme parametre, ktoré chceme odhadnúť. Tento model sa nazýva *Logit model*, pretože

$$P[Y_j = 1|X_j] = F(-\alpha_0 - \beta_0 X_j) \quad (2.2)$$

kde

$$F(x) = \frac{1}{1 + \exp(-x)} \quad (2.3)$$

je distribučná funkcia logistického alebo logit rozdelenia.

Funkcia podmienenej pravdepodobnosti má tvar

$$\begin{aligned} f(y|X_j, \alpha_0, \beta_0) &= P[Y_j = y|X_j] = \\ &F(\alpha_0 + \beta_0 X_j)^y (1 - F(\alpha_0 + \beta_0 X_j))^{1-y} = \\ &= \begin{cases} F(\alpha_0 + \beta_0 X_j) & \text{ak } y = 1 \\ 1 - F(\alpha_0 + \beta_0 X_j) & \text{ak } y = 0 \end{cases} \end{aligned}$$

Teraz si môžeme určiť podmienenú log-likelihood funkciu

$$\begin{aligned} \ln(L_n(\alpha, \beta)) &= \sum_{j=1}^n \ln(f(y|X_j, \alpha, \beta)) = \\ &= \sum_{j=1}^n Y_j \ln(f(y|X_j, \alpha, \beta)) + \sum_{j=1}^n (1 - Y_j) \ln(f(y|X_j, \alpha, \beta)) \\ &= - \sum_{j=1}^n (1 - Y_j)(\alpha + \beta X_j) - \sum_{j=1}^n \ln(1 + \exp(-\alpha - \beta X_j)) \end{aligned}$$

Je možné dokázať, že platí:

$$E[\ln(L_n(\alpha, \beta))|X_1, \dots, X_n] \leq E[\ln(L_n(\alpha_0, \beta_0))|X_1, \dots, X_n] \quad (2.4)$$

Nerovnosť (2.4) nám dáva možnosť odhadnúť neznáme parametre  $\alpha_0$  a  $\beta_0$  pomocou maximalizácie logaritmu vierohodnostnej funkcie  $\ln(L_n(\alpha, \beta))$  :

$$\ln(L_n(\hat{\alpha}, \hat{\beta})) = \max_{\alpha, \beta} \ln(L_n(\alpha, \beta)). \quad (2.5)$$

([7])

## 2.2.1 Všeobecný Logit model

Všeobecný Logit model nadobúda tvar

$$P[Y_j = 1 | X_{1,j}, \dots, X_{k,j}] = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_1^0 X_{1,j} - \dots - \beta_k^0 X_{k,j})} \quad (2.6)$$

$$= \frac{1}{1 + \exp\left(-\sum_{i=1}^k \beta_i^0 X_{i,j}\right)}$$

kde jedna z premenných  $X_{i,j}$  sa rovná 1 a čísla  $\beta_i^0$  sú reálne hodnoty koeficientov. Tento model môžeme taktiež odhadnúť metódou maximálnej vierohodnosti ako *Logit model* s jednou vysvetľujúcou premennou. Potom pre zodpovedajúcu log-likelihood funkciu dostávame

$$\ln(L_n(\beta_1, \dots, \beta_k)) = -\sum_{j=1}^n (1 - Y_j) \sum_{i=1}^k \beta_i X_{i,j} - \sum_{j=1}^n \ln\left(1 + \exp\left(-\sum_{i=1}^k \beta_i X_{i,j}\right)\right) \quad (2.7)$$

Odhady parametrov  $\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k$  získame maximalizovaním funkcie  $\ln(L_n(\beta_1, \dots, \beta_k))$ :

$$\ln\left(L_n\left(\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k\right)\right) = \max_{\beta_1, \dots, \beta_k} \ln(L_n(\beta_1, \dots, \beta_k)). \quad (2.8)$$

[7]

## 2.3 Testovanie významnosti modelu

Dôležitým prvkom analýzy je určenie celkovej signifikantnosti modelu pomocou testovania nulovej hypotézy

$$H_0 : \beta_1^0 = 0, \beta_2^0 = 0, \dots, \beta_m^0 = 0 \quad (2.9)$$

kde  $m < k$ .

Existujú dve možnosti, ako overiť signifikantnosť modelu. Prvá varianta je opätovné odhadnutie modelu s koeficientami z nulovej hypotézy:

$$\ln\left(L_n\left(0, \dots, 0, \tilde{\beta}_{m+1}, \dots, \tilde{\beta}_k\right)\right) = \max_{\beta_{m+1}, \dots, \beta_k} \ln(L_n(0, \dots, 0, \beta_{m+1}, \beta_k))$$

a následné porovnanie hodnôt log-likelihood funkcií. Je možné ukázať, že pri nulovej hypotéze platí:

$$LR_m = -2\ln \left( \frac{L_n(0, \dots, 0, \beta_{m+1}, \beta_k)}{L_n(\tilde{\beta}_1, \dots, \tilde{\beta}_k)} \right) \approx \chi_m^2,$$

kde sa stupeň voľnosti  $m$  rovná počtu obmedzení v nulovej hypotéze. Tento test sa nazýva likelihood ratio test. Napríklad, na hladine významnosti 5% pri kritickej hodnote  $c$ , dostávame pre  $\chi_m^2$  rozdelenú náhodnú premennú  $Z_m$  pravdepodobnosť  $P[Z_m > c] = 0.05$ . Potom nulovú hypotézu (2.9) zamietame na hladine významnosti 5%, ak  $LR_m > c$  a prijímame v prípade, že  $LR_m \leq c$ .

Alternatívne testovanie nulovej hypotézy (2.9) umožňuje Wald test, pre ktorý má nulová hypotéza (2.9) taktiež  $\chi_m^2$  štatistické rozdelenie.[7]

## 2.4 Interpretácia koeficientov v Logit modeli pomocou marginálnych efektov

Uvažujme *Logit model* (2.2). Ak je koeficient  $\beta_0 > 0$ , potom pravdepodobnosť  $P(Y_j = 1|X_j) = F(\alpha_0 + \beta_0 X_j)$  je rastúcou funkciou  $X_j$ :

$$\frac{dP[Y_j = 1|X_j]}{dX_j} = \beta_0 F'(\alpha_0 + \beta_0 X_j),$$

kde  $F'$  je derivácia funkcie (2.3):

$$\begin{aligned} F'(x) &= \frac{\exp(-x)}{(1 + \exp(-x))^2} = \frac{1 + \exp(-x)}{(1 + \exp(-x))^2} - \frac{1}{(1 + \exp(-x))^2} \\ &= \frac{1}{1 + \exp(-x)} - \frac{1}{(1 + \exp(-x))^2} = F(x) - F(x)^2 = F(x)(1 - F(x)) \end{aligned}$$

Teda marginálny efekt  $X_j$  na pravdepodobnosť  $P[Y_j = 1|X_j]$  závisí od  $X_j$ : [7]

$$\frac{dP[Y_j = 1|X_j]}{dX_j} = \beta_0 F(\alpha_0 + \beta_0 X_j)(1 - F(\alpha_0 + \beta_0 X_j)).$$



Koeficient  $\beta_0$  vyjadruje teda smer a veľkosť zmeny pravdepodobnosti vysvetľovanej veličiny  $Y_j$  pri zmene vysvetľujúcej premennej  $X_j$ .

## 2.5 Miera priliehavosti v Logit modeli

Nakoľko sa parametre v *Logit modeli* odhadujú pomocou maximalizácie vierohodnostnej funkcie, na určenie miery priliehavosti modelu nemôžeme použiť koeficient determinácie  $R^2$ , ako pri použití lineárneho regresného modelu. Za účelom určenia, do akej miery je skúmaný model vhodný pre popis daných dát, boli vyvinutá štatistika, ktorú nazývame *pseudoR<sup>2</sup>*. Tento koeficient má podobné vlastnosti ako používaný koeficient determinácie  $R^2$ , t.z. čím je hodnota koeficientu vyššia (bližšie k 1), tým skúmaný model lepšie popisuje dané dáta. [15]

My budeme používať na odhadnutie priliehavosti modelu McFaddenovu štatistiku *pseudoR<sup>2</sup>*. Táto štatistika využíva hodnotu logaritmu likelihood funkcie úplného modelu  $l_f$  a logaritmus likelihood funkcie modelu  $l_0$ , odhadnutého len pomocou konštanty:

$$pseudoR^2 = 1 - \frac{l_f}{l_0} \quad (2.10)$$

Čím je  $l_f$  modelu s parametrami menší v porovnaní s  $l_0$  modelu, odhadnutého len za pomoci konštanty, tým je pomer logaritmov vierohodnostných funkcií menší a celková miera priliehavosti vyššia.[15]

# Kapitola 3

## Definícia modelov

Ako sme už naznačili v prvej kapitole, myslíme si, že na americkú hypotekárnu krízu sa musíme pozeráť aj z makroekonomického hľadiska. Dlhodobu nezdravý a neudržateľný stav v amerických verejných financiách a závislosť ekonomiky od externého financovania považujeme za dôležité faktory, negatívne vplyvajúce na predkrízový stav v americkej ekonomike. Naším cieľom nie je dokázať tvrdenie, že zlá makroekonomická situácia americkej ekonomiky v spomínaných ukazovateľoch bola priamym a jediným spúšťačom hypotekárnej krízy. Nechceme zľahčovať faktory preukázateľne vedúce ku kríze ako nedostatočná regulácia a kontrola na hypotekárnom trhu, laxný prístup pri posudzovaní bonity klienta, či podcenenie systémového rizika. Chceme poukázať na možný vplyv vybraných makroekonomických veličín, ktoré mohli výrazne hypotekárnu krízu urýchliť, prehĺbiť, či rozšíriť na ďalšie finančné trhy.

Naším cieľom je na základe cross-section analýzy (prierezová analýza) panelových dát rôznych krajín, ktoré sa líšia svojou geografickou polohou, kultúrou, ekonomickou vyspelosťou, či orientáciou hospodárstiev, pomocou *Logit modelu* a lineárnej regresie určiť vzťahy medzi vybranými faktormi. Tieto vzťahy by mohli v budúcnosti napomôcť pri sledovaní zhoršujúcej sa situácie na trhu a eventuálne dopomôcť k včasnému indikovaniu možných problémov.

Na základe predošlých poznatkov (uvedených v Kapitole 1) sme za možné makroekonomické spúšťače označili tri faktory: zhoršujúcu sa situáciu na bežnom účte platobnej bilancie krajiny, vysoký podiel nesplateného hypotekárneho dlhu

v krajine a vysokú úroveň sekuritizácie hypotekárnych produktov. Samotná identifikácia vplyvu týchto faktorov na akceleráciu hypotekárnej krízy v USA nie je na základe súčasných dát možná. S odstupom času by sa však situácia mohla zmeniť. Nás však bude zaujímať, čo ovplyvňuje horeuvedené tri faktory. Cieľom tejto práce je teda určenie, resp. vyvrátenie vzťahov medzi vybranými makroekonomickými veličinami a vyššie spomenutými tromi faktormi, ktoré mohli stať v pozadí vzniku hypotekárnej krízy.

### 3.1 Model bežného účtu platobnej bilancie

Ako prvý budeme skúmať model sledujúci situáciu na bežnom účte platobnej bilancie. Závislá premenná pre nás bude výsledok bežného účtu v danom roku vyjadrený ako podiel z HDP. Za možné makroekonomické faktory vplyvajúce na tento ukazovateľ sme označili rast HDP, veľkosť HDP v prepočte na obyvateľa, výšku devízových rezerv krajiny, dlhodobú úrokovú mieru na štátnych dlhopisoch emitovaných danou krajinou, mieru deficitu/prebytku štátneho rozpočtu a celkový vládny nesplatený dlh. Vychádzali sme z empirických štúdií, ktoré sa zaoberali skúmaním faktorov vplyvujúcich na bežný účet platobnej bilancie (Tieto štúdie sú uvedené v nasledujúcej podkapitole).

Bežný účet je súčasťou platobnej bilancie krajiny. Platobná bilancia je štatistický výkaz centrálnej banky, či inej štátnej inštitúcie, ktorý systematickým spôsobom zachytáva ekonomické transakcie so zahraničím (t.j. medzi rezidentami a nerezydentami) za určité časové obdobie. V platobnej bilancii sa používa podvojný účtovníctvo a musí byť vždy vyrovnaná. Platobná bilancia zahŕňa už spomínaný bežný účet, kapitálový účet a finančný účet, ktorého súčasťou sú aj devízové rezervy.[19]

Bežný účet platobnej bilancie zachytáva toky tovarov (export a import) a služieb (príjmy a výdaje z dopravných služieb, cestovného ruchu a ostatných obchodných a neobchodných služieb), výnosy z kapitálu, investícií a práce (úroky, dividendy, reinvestované zisky a pracovné príjmy) i kompenzujúce položky k reálnym a finančným zdrojom poskytnutých či získaných bez protihodnoty (bežné jed-

nostranné prevody). Rozdiel medzi dovozom a vývozom sa označuje ako obchodná bilancia. Ak krajina viac vyváža ako dováža, má kladnú obchodnú bilanciu, avšak tú musíme chápať ako celkovú medzinárodnú pozíciu. Krajina môže mať dlhodobú zápornú obchodnú bilanciu vyrovnanú exportom služieb. Princíp podvojného účtovníctva nám hovorí, že ak je na bežnom účte záporný schodok, zvyšok platobnej bilancie musí mať rovnako veľký prebytok. [19]

Saldo bežného účtu sa často vyjadruje v pomere k HDP, lebo umožňuje znázorniť jeho relatívnu váhu v danom štáte a jednoduché medzinárodné porovnanie. Za zvládnuteľnú mieru deficitu bežného účtu sa považuje hodnota v intervale 4.5% až 5% z HDP. Podľa empirickej štúdie od Aristovnika (2006) budeme v našej analýze považovať za zvládnuteľnú mieru 5% z HDP. Táto hodnota bude pre nás rovnako znamenať aj hranicu pre rozdelenie dát do dvoch skupín pre skúmanie pomocou *Logit modelu*.

V modeli pre bežný účet platobnej bilancie budeme najskôr skúmať krajiny pre celé obdobie od rokov 1997 - 2008. Následne otestujeme dáta aj pre tri menšie časové úseky, aby sme zistili, či sa závislosti medzi premennými menili v čase. Prvé obdobie môžeme označiť ako obdobie pred prasknutím Dot-Com bubliny v USA. Jedná sa o roky 1997-2000. Druhý časový úsek bude označovaný ako obdobie po prasknutí Dot-Com bubliny v rokoch 2001-2004. Tretiu etapu pre roky 2005-2008 označíme ako obdobie pred vypuknutím hypotekárnej krízy a jej následným preliatím sa na ostatné finančné trhy. V jednotlivých časových úsekoch, ktoré charakterizovali odlišné trhové podmienky, očakávame aj zmeny veľkosti koeficientov pre signifikantné vysvetľujúce premenné.

### 3.1.1 Výsledky predchádzajúcich empirických štúdií

Bežný účet platobnej bilancie je dôležitým makroekonomickým ukazovateľom. Môžeme nájsť veľký počet empirických štúdií, ktoré sa už v minulosti zaoberali vzťahom bežného účtu s inými ekonomickými veličinami. Štúdium týchto prác nám ozrejmilo zaradenie niektorých parametrov do modelu a výrazne dopomohlo k interpretácii výsledkov.

Dibooglu (1994) sa zaoberá skúmaním vzťahu medzi americkým deficitom bežného účtu a viacerými ekonomickými ukazovateľmi, z ktorých sú pre nás dôležité reálna úroková miera, hospodárenie štátneho rozpočtu a vládna spotreba. Morsy (2009) na vzorke krajín exportujúcich ropu identifikoval signifikantný vzťah medzi bežným účtom a hospodárením štátneho rozpočtu krajiny. Za dôležitý považuje aj vplyv ekonomického rastu (vplyv tejto premennej závisí od dosiahnutého ekonomického vývoja) a čistých devízových aktív krajiny na vývoj bežného účtu. Nickel a Vansteenkiste (2008) vo svojej práci došli k záveru, že bežný účet úzko súvisí s fiškálnou politikou štátu vo forme vládneho nesplateného dlhu. Ich model ukazuje, že v krajinách s nízkym až stredným dlhom (do 44% HDP) je táto závislosť pozitívna, t.z. zvýšenie fiškálneho deficitu vedie aj k vyšším schodkom na bežnom účte. Pri krajinách s vládnym dlhom do 90% HDP sa ešte stále prejavuje pozitívna korelácia, avšak už nie taká výrazná ako v predchádzajúcej skupine. A naopak v krajinách s najvyšším dlhom je tento vzťah negatívny. Navýšenie dlhu teda nespôsobí zhoršenie deficitu bežného účtu. De Lima, Moura, Meurer a Da Silva (2007) skúmali na základe empirických dát americký deficit na bežnom účte. Ich práca hovorí o jedinečnom postavení amerického dolára ako hlavnej svetovej rezervnej meny a jeho vplyve na americký bežný účet. Ekonometrická analýza ukázala, že oslabovanie dolára je automaticky spojené aj so znížením prílevu zahraničného kapitálu do USA.

### 3.1.2 Definícia premenných a hypotézy

Náš model bežného účtu platobnej bilancie je založený na skúmaní panelových dát z 34 rôznych krajín. Predchádzajúce empirické štúdie venujúce sa problematike bežného účtu skúmali túto makroekonomickú veličinu buď len pre jednu krajinu, resp. na obmedzenej vzorke krajín (krajinu exportujúcu ropu, krajiny Európskej Únie). Je nutné podotknúť, že v modeli sa zameriavame na širokú skupinu krajín.

Premenné zahrnuté v modeli (ich definície a zdroje sú uvedené v Tabuľke 3.1) by mali mať podľa nás signifikantný vzťah s bežným účtom platobnej bi-

Tabuľka 3.1: Definícia premenných - bežný účet platobnej bilancie

| Premenná   | Definícia   | Zdroje                             |
|------------|---|------------------------------------|
| BU/GDP     | Prebytok/deficit bežného účtu platobnej bilancie v pomere k HDP | OECD, economywatch.com             |
| LongIR     | Úroková miera na 10Y štátnych dlhopisoch, p.a.                  | OECD, UN, Národné zdroje           |
| GDP_Growth | Ročná zmena HDP   | UN                                 |
| ln_GDP_PC  | Logaritmus HDP per capita                                       | UN                                 |
| Res/GDP    | Devízové rezervy v pomere k HDP                                 | OECD, Národné zdroje               |
| FB/GDP     | Hospodárenie štátneho rozpočtu v pomere k HDP                   | EUROSTAT, OECD, UN, Národné zdroje |
| GGD/GDP    | Celkový vládny nesplatený dlh na konci roku v pomere k HDP      | OECD, EUROSTAT                     |

lancie. Smer vplyvu niektorých premenných sa môže zdať ľahko odhadnuteľný, no skúmanie veľkej vzorky krajín môže viesť k prekvapivým výsledkom. Očakávaný vplyv niektorých vysvetľujúcich premenných na bežný účet sme prebrali z výsledkov niekoľkých predchádzajúcich empirických štúdií, resp. sme ich odhadli na základe poznatkov z makroekonómie.

Očakávané výsledky vplyvu na bežný účet platobnej bilancie:

- **LongIR** - úrokovú mieru na 10 ročných štátnych dlhopisoch, môžeme považovať za bezrizikovú úrokovú mieru v danej krajine. Korelácie medzi úrokovými mierami v krajine sú preukázateľne vysoké. Tento faktor umožňuje predpoklad, že nárast sadzieb na štátnych dlhopisoch, spôsobí aj zvýšenie hladiny úrokových mier v krajine a následne aj zvýšenie miery úspor a zníženie investícií, čo by malo mať pozitívny efekt na bežný účet platobnej bilancie.
- **GDP\_Growth** - dynamika hospodárstva. Vysoký rast hospodárstva signalizuje, že krajina je pravdepodobne v rannom štádiu vývoja, ktorý so sebou prináša potrebu vysokých investícií a väčšinou aj import kapitálu zo

zahraniciá. To by mohlo znamenať aj zvyšovanie deficitu na bežnom účte. Ak však krajina dokáže import kapitálu vyrovnať rastúcimi prebytkami v obchodnej bilancii, rast HDP nemusí mať jednoznačne negatívny efekt.

- **ln\_GDP\_PC** - HDP na obyvateľa nám podáva správu o bohatstve krajiny. Krajiny s vysokými hodnotami tejto veličiny sú väčšinou exportérmi kapitálu, preto môžeme očakávať pozitívny efekt na bežný účet. Iný pohľad na tento ukazovateľ je prostredníctvom horšej obchodnej bilancie (neplatí pre Nemecko a Japonsko), keď bohatá krajina má výrazné schodky v medzinárodnom obchode, keď domáca výroba nestačí uspokojovať vysokú spotrebu domácností.
- **Res/GDP** - úroveň devízových rezerv krajiny. Devízové rezervy sú významnou položkou v platobnej bilancii, ktorá slúži buď ako zdroj priameho financovania platobnej nerovnováhy alebo nepriamej regulácie veľkosti tejto nerovnováhy prostredníctvom intervencií na menovom trhu [19]. Podľa Morisyho (2009) majú devízové rezervy dva rôzne efekty na bežný účet. Krajiny s vysokými rezervami dokážu v prípade vysokých obchodných deficitov zostať dlhšiu dobu solventné, čo znamená negatívny vzťah k bežnému účtu. Druhý možný efekt hovorí, že krajiny s vysokými devízovými rezervami majú aj vysoké príjmy v cudzích menách (napríklad z exportu tovarov) a teda môžeme hovoriť o pozitívnom vzťahu s bežným účtom platobnej bilancie.
- **FB/GDP** - hospodárenie štátneho rozpočtu. Empirické štúdie skúmajúce efekt fiškálnej politiky na bežný účet hovoria o tzv. twin deficit hypotéze. Podľa tejto hypotézy existuje vysoká korelácia medzi saldom bežného účtu a schodkom štátneho rozpočtu. Veľké deficity vo fiškálnej oblasti by sa mali prejaviť aj v podobe deficitu na bežnom účte krajiny.
- **GGD/GDP** - nesplatený vládny dlh v danom roku. Podľa empirickej štúdie Nickel a Vansteenkiste (2008) nemôžeme jednoznačne tvrdiť o smere závislosti medzi vládny dlhom a bežným účtom platobnej bilancie. Výsledky štúdie na vzorke 22 krajín hovoria o pozitívnom efekte pri krajinách s nízkym

dlhom, zatiaľ čo krajiny s veľmi vysokým dlhom majú túto závislosť opačnú. V našom modeli skúmané krajiny na tieto dve, resp. tri skupiny deliť nebudeme. Nevieme teda dopredu jednoznačne odhadnúť vzťah tejto veličiny k bežnému účtu platobnej bilancie.

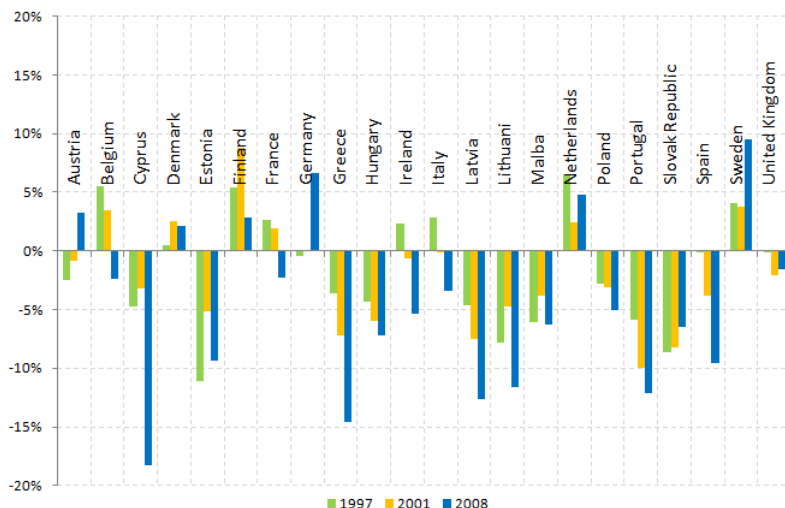
### 3.1.3 Problémy pri získavaní dát

Najväčším problémom, s ktorým sme sa pri písaní tejto práce stretli, bolo získavanie dát. Dostupné zverejnené štatistiky nepokrývajú všetky potrebné údaje pre potreby tejto práce. Pôvodným zámerom bolo do tohto modelu zahrnúť aj krajiny s veľkými prebytkami na bežnom účte platobnej bilancie. Tigre ázijskej ekonomiky ako Čína, Thajsko alebo Vietnam, ktorých národné ekonomiky sú závislé od exportu výrobkov na vyspelé svetové trhy a majú po skúsenostiach s predchádzajúcimi krízami vysoké devízové rezervy, mohli ponúknuť zaujímavé výsledky pre náš model. Rovnako sme museli kvôli chýbajúcim údajom pre niektoré vysvetľujúce premenné (údaje o úrokových mierach na štátnych dlhopisoch a nesplatenom vládnom dlhu) upustiť od krajín vyvážajúcich ropu (Spojené Arabské Emiráty, Saudská Arábia, Kuvajt).

Problémy získať údaje o výnosoch na 10 štátnych dlhopisoch sme zaznamenali aj v prípade Turecka. V tejto do EU prístupujúcej krajine bola v rokoch 2000 a 2001 finančná kríza, kvôli ktorej boli výnosy štátnych dlhopisoch na mimoriadne vysokých hodnotách. V rokoch po finančnej kríze turecká vláda nevydávala dlhopisy s maturitou presahujúcou 36 mesiacov. Preto sme v prípade Turecka pristúpili k zmene definície vysvetľujúcej premennej a namiesto výnosu 10 štátnych dlhopisov sme použili priemer všetkých ročných výnosov štátnych dlhopisov s maturitou vyššou ako 6 mesiacov emitovaných tureckou vládou v danom roku.

V dôsledku chýbajúcich údajov o úrokovej miere na štátnych dlhopisoch sme do merania nemohli zahrnúť ani Estónsko (pre roky pred 2001), Brazíliu (pre roky pred 2001), Maďarsko (pre roky pred 2000), Lotyšsko (pre roky pred 2000), Maltu (pre roky pred 1999), Rusko (pre roky pred 1999) a Poľsko (pre roky pred 1999).



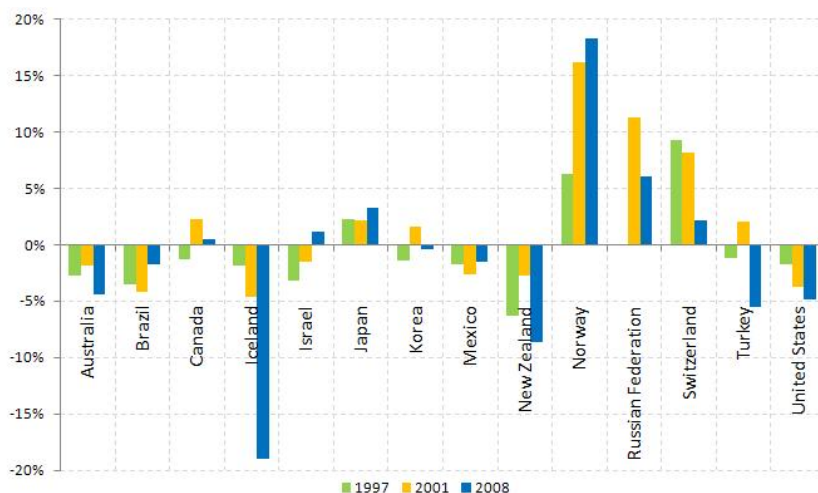


Obr. 3.1: Saldo bežného účtu - krajiny EU

### 3.1.4 Porovnanie skúmaných krajín

Keďže ekonomické veličiny nie sú v čase statické, ale menia sa, je zaujímavé sledovať ich vývoj. Aby sme mohli porovnať skúmané krajiny za jednotlivé roky, budeme si ich musieť rozdeliť kvôli prehľadnosti na dve skupiny. V jednej skupine budeme vždy porovnávať štáty EU. Do druhej skupiny budú automaticky patriť krajiny, ktoré nie sú členmi tohto zoskupenia, resp. sa o členstvo len uchádzajú.

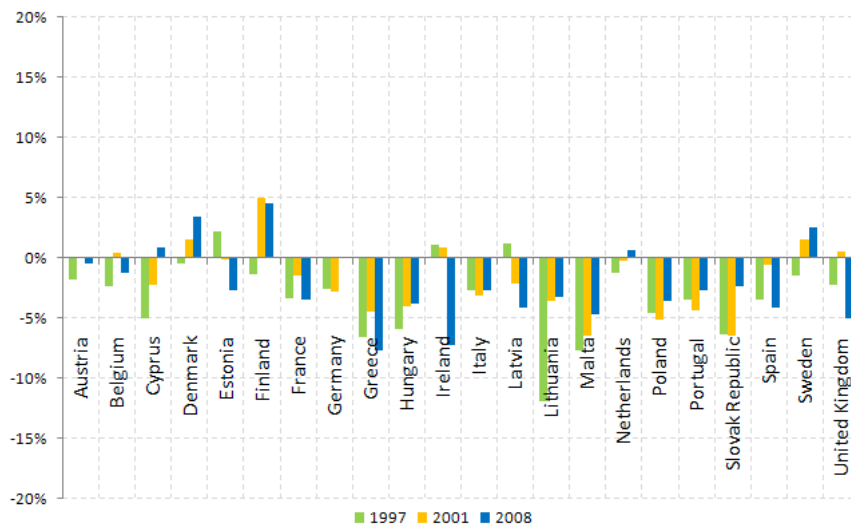
Ako prvé porovnáme krajiny z hľadiska salda na bežnom účte platobnej bilancie. Na Obr. 3.1 môžeme vidieť porovnanie krajín EU za roky 1997, 2001 a 2008. Údaje z roku 2008 sa pre niektoré krajiny výrazne odlišujú od dvoch predchádzajúcich pozorovaní. Pre krajiny ako Cyprus, Grécko, Pobaltské krajiny, Taliansko a Španielsko evidujeme výrazné navýšenie deficitu na bežnom účte. Prebiehajúca kríza, ktorá sa v roku 2008 rozšírila z amerického trhu aj na ostatné svetové trhy, znamenala pokles dopytu po určitých skupinách tovarov. Tento aspekt mohol mať za následok aj prehĺbenie schodkov na bežných účtoch niektorých krajín. Opačný prípad platí pre Nemecko, ktoré aj napriek prebiehajúcej kríze dokázalo výrazne zvýšiť prebytok na bežnom účte oproti pozorovaniu z roku 2001. Keďže najväčšou zložkou bežného účtu Nemecka je kladná obchodná bilancia, môžeme predpokladať, že pokles celosvetového dopytu sa v roku 2008 ešte Nemecka výrazne nedotkol kvôli špecifikosti exportných artiklov tejto krajiny.



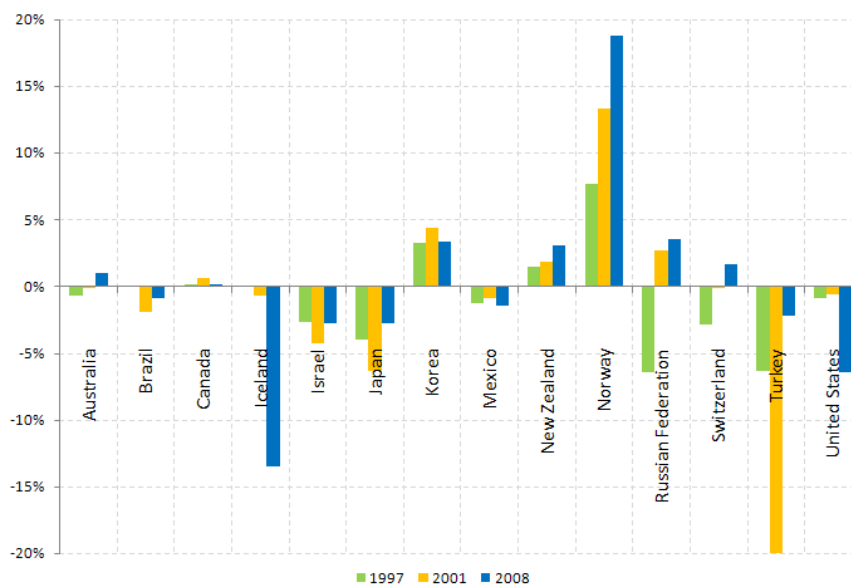
Obr. 3.2: Saldo bežného účtu - krajiny mimo EU

Porovnanie krajín, ktoré nie sú členmi EU, môžeme vidieť na Obr. 3.2. Najväčší prepad zaznamenal v roku 2008 Island, ktorý bol finančnou krízou z európskych krajín postihnutý najväznejšie. Najviac odolnou krajinou sa z tejto vzorky stalo Nórsko, ktoré bolo rovnako ako Nemecko schopné výrazne zlepšiť situáciu na bežnom účte. Nórsko je špecifická škandinávská krajina, ktorá profituje z exportu ropy a zemného plynu z nálezísk v Severnom mori. Export týchto komodít zaistil Nórsku kladnú obchodnú bilanciu, a tým pádom aj rast prebytku na bežnom účte platobnej bilancie oproti roku 2001.

Významnou je ešte jedna štatistika pozorovaných krajín. Ako sme uviedli, rozpočtová disciplína výrazne ovplyvňuje aj situáciu na bežnom účte krajiny. Na Obr. 3.3 uvádzame porovnanie krajín EU. V prevažnej miere hospodária krajiny EU s permanentnými rozpočtovými schodkami. Aj napriek Paktu rastu a stability a povinnosti dodržiavať Maastrichtské kritériá, sa členom EU (až na pár výnimiek) nepodarilo udržať deficit štátneho rozpočtu pod stanovenou hranicou 3%. V roku 2008 malo najväčší problém s rozpočtovou disciplínou Grécko, ktoré v súčasnosti čelí hrozbe štátneho bankrotu a obvineniam z vedomého falšovania štatistík o rozpočtových deficitoch a nesplateného vládneho dlhu. Výrazné deficity zaznamenali aj ostatné krajiny, ktorým v roku 2008 klesali príjmy v štátnom rozpočte a v dôsledku prehlbujúcej sa krízy boli nútené formou štátnych výdavkov pomáhať ekonomike.



Obr. 3.3: Saldo štátneho rozpočtu - krajiny EU



Obr. 3.4: Saldo štátneho rozpočtu - krajiny mimo EU

Krajiny bez členstva v EU boli oproti predchádzajúcej skupine disciplinovanejšie (pozri Obr. 3.4). V roku 2008 okrem USA, Japonska a Islandu zaznamenali skúmané krajiny nízke rozpočtové deficity, resp. hospodárili s prebytkom. Najväčší prepad zaznamenal krízou zasiahnutý Island. Za zmienku stojí aj prípad Turecka z roku 2001. Turecko sa v tomto období dostalo do vážnej finančnej krízy, kedy sa vládny deficit dostal až na úroveň 24% HDP.

Porovnanie krajín pre ostávajúce premenné je možné nájsť vo forme grafov v prílohe.

## 3.2 Model hypotekárneho dlhu

Druhý v poradí budeme skúmať model hypotekárneho dlhu krajiny. Ako závislú premennú použijeme nesplatený hypotekárny dlh na konci sledovaného roku vyjadrený ako podiel k HDP. Za možný faktor vplývajúci na túto veličinu budeme považovať opäť ekonomickú úroveň krajiny, ktorej dynamiku sledujeme prostredníctvom rastu HDP a súčasný stav pomocou veľkosti HDP na obyvateľa. Veľmi dôležitú úlohu podľa nás zohráva aj zmena cenovej hladiny, výška hladiny úrokových mier na hypotekárnych produktoch pre obyvateľstvo a samotný rast cien nehnuteľností.

Hypotekárny dlh je vytvorený poskytnutím hypotekárneho úveru klientovi. Za úver ručí záujemca o úver nehnuteľnosťou. V prípade defaultu klienta si banka na túto nehnuteľnosť uplatní záložné právo a speňaží ju. Hypotekárny nesplatený dlh je agregovaná makroekonomická veličina, ktorá vyjadruje veľkosť nesplateného naakumulovaného dlhu, ktorý bol poskytnutý prostredníctvom hypotekárnych produktov.

Do skúmania v našom modeli sme zahrnuli celkovo 22 krajín. V sledovanom období medzi rokmi 1999 - 2008 sa budeme snažiť pre tieto krajiny identifikovať vzťahy medzi hypotekárnym nesplateným dlhom ako závislou premennou a makroekonomickými veličinami, ktoré by naň mohli výrazne vplývať.

Otázkou hypotekárneho nesplateného dlhu sa zaoberalo podstatne menej empirických výskumov ako problémom bežného účtu platobnej bilancie. Jednou z tých-

to štúdií je empirický výskum ECB od Wolswijka (2005), ktorý na vzorke 15 štátov EU skúmal efekty fiškálnych rozhodnutí na hypotekárny dlh. K ďalším faktorom, ktoré ovplyvňujú rast hypotekárneho dlhu, patria podľa autora zmena cien nehnuteľností, finančná deregulácia a rast trhov s cennými papiermi.

Autor došiel k záveru, že finančná deregulácia má pozitívny efekt na rast poskytovania hypotekárnych produktov. Rast finančných trhov a cien nehnuteľností tiež podľa očakávaní podporuje zvyšovanie hypotekárneho dlhu krajiny. Naopak reštrikcie a prísna regulácia spomaľujú rast hypotekárneho zadlžovania.

### 3.2.1 Definícia premenných a hypotézy

Názvy premenných, ktoré vystupujú v modeli, ich definície a zdroje môžeme nájsť v Tabuľke 3.2:

Tabuľka 3.2: Definícia premenných - nesplatený hypotekárny dlh

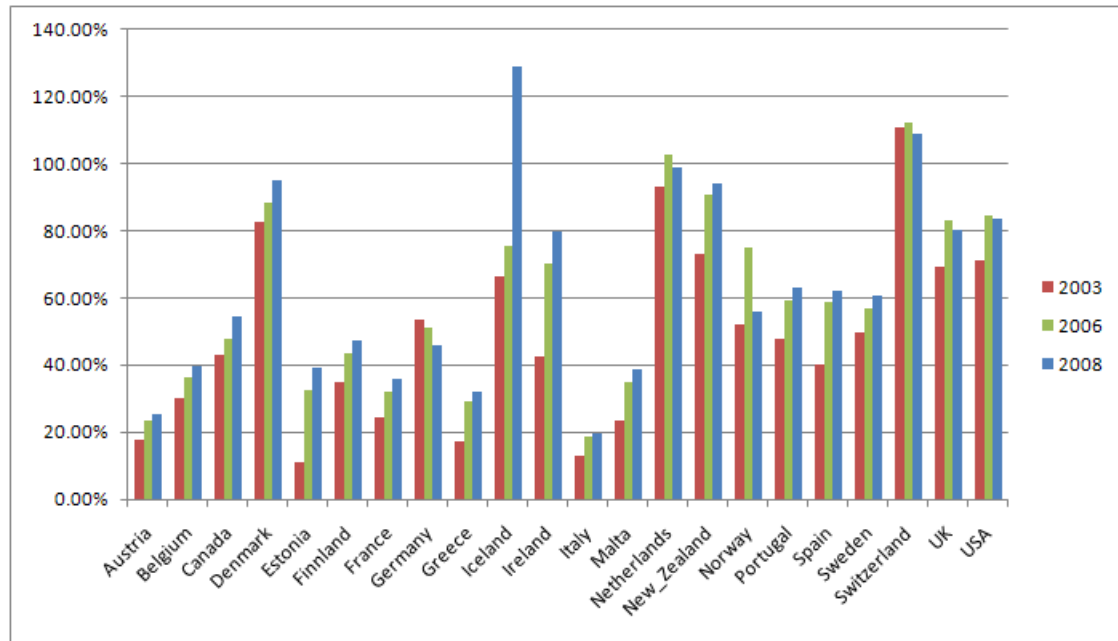
| Premenná      | Definícia   | Zdroje                       |
|---------------|---|------------------------------|
| MDO/GDP       | Nesplatený hypotekárny dlh krajiny na konci roku v pomere k HDP | www.hypo.org, Národné zdroje |
| GDP_Growth    | Ročná zmena HDP   | UN                           |
| ln_GDP_PC     | Logaritmus HDP per capita                                       | UN                           |
| House_price   | Ročná zmena cien obytných nehnuteľností                         | www.hypo.org, OECD           |
| Mortgage_rate | Priemerná úroková miera na 30 ročných hypotékach                | www.hypo.org, Národné zdroje |
| HICP          | Harmonizovaný index spotreb. cien                               | EUROSTAT, OECD               |

Minimálny počet empirických štúdií, ktoré by sa zaoberali skúmaním vzťahov hypotekárneho dlhu s inými makroekonomickými veličinami, nám neumožnil položiť naše očakávané výsledky overenými vzťahmi z predchádzajúcich prác. Preto budeme odhadovať potencionálne pôsobenia veličín na hypotekárny dlh väčšinou len na základe nadobudnutých poznatkov z makroekonómie.

Očakávané výsledky vysvetľujúcich premenných na hypotekárny nesplatený

dlh:

- **GDP\_Growth** - dynamika HDP. Vysoké rasty ekonomiky väčšinou charakterizujú menej rozvinuté krajiny, ktoré prešli transformáciou hospodárstva, ozdravením a liberalizáciou finančných trhov. V týchto krajinách s nízkou úrovňou zadlženia obyvateľstva je veľký potenciál pre rast životnej úrovne obyvateľov aj prostredníctvom prechodu k životu na dlh. Preto predpokladáme, že vysoký rast hospodárstva je sprevádzaný aj rastom zadlženia obyvateľstva z pôvodne nízkych úrovní. Vysoké rasty HDP budú teda znamenať nízku hodnotu hypotekárneho dlhu v krajine. Toto očakávanie potvrdzuje aj záporná hodnota korelácie medzi premennými ( $\rho = -0.1566$ ), vypočítaná z našich dát.
- **ln\_GDP\_PC** - po preskúmaní dát môžeme vysloviť hypotézu, že krajiny s vysokým HDP na obyvateľa majú podstatne vyšší objem nesplateného hypotekárneho dlhu ako chudobnejšie krajiny. Preto očakávame pozitívny vzťah medzi týmito dvomi premennými. Na podloženie nášho tvrdenia sme vypočítali aj hodnotu korelácie medzi premennými ( $\rho = 0.5250$ ).
- **House\_price** - ceny obytných nehnuteľností môžu mať podľa Wolswijka(2005) dvojaký efekt na hypotekárny dlh. Vysoká úroveň cien nehnuteľností môže znížiť dopyt nových uchádzačov o poskytnutie úveru. Na druhej strane však vysoké ceny zvyšujú aj požadované množstvo kapitálu na kúpu nehnuteľností. Nemôžeme zanedbať ani možné špekulatívne správanie domácností vo vzťahu k rastúcim cenám nehnuteľností. Preto očakávame pozitívny vzťah medzi skúmanými veličinami.
- **Mortgage\_rate** - vysoké úrokové sadzby na hypotekárnych produktoch automaticky predražujú celý hypotekárny úver. Preto predpokladáme negatívny vzťah medzi zmenou úrovne úrokových sadzieb a veľkosťou hypotekárneho dlhu.
- **HICP** - rast cenovej úrovne môže vplývať na dopyt po hypotékach rôznymi spôsobmi. Podľa Wolswijka (2005) je najdôležitejší vzťah inflácie a úrokových



Obr. 3.5: Nesplatený hypotekárny dlh

mier. Rastúca inflácia sa odrazí aj na vyšších nominálnych úrokových mierach, čo výrazne predražuje splácanie a znižuje tak dopyt po hypotekárnych produktoch. Na druhej strane však inflačné riziká môžu znamenať aj rastúci dopyt po kúpe nehnuteľností, kvôli potrebe investorov ochrániť reálnu hodnotu svojich aktív v čase vysokej inflácie.

### 3.2.2 Porovnanie skúmaných krajín

Na Obr. 3.5 môžeme vidieť porovnanie skúmaných krajín pre závislú veličinu - nesplatený hypotekárny dlh. Na ukážku sme vybrali tri roky 2003, 2006 a 2008. Rok 2003 je charakteristický silnou expanziou na trhu s hypotekárnymi produktmi v USA. Rok 2006 nám ukazuje situáciu tesne pred vypuknutím hypotekárnej krízy. Posledný stĺpec znázorňuje hodnotu hypotekárneho dlhu krajiny na konci roku 2008, keď sa americký hypotekárny sektor zmietať v problémoch.

Krajinou s najväčším hypotekárnym dlhom v pomere k HDP bol v roku 2008 Island na úrovni 129% HDP. Hypotekárny dlh tejto krajiny sa vyšplhal v roku 2007 na hodnotu 121% HDP z úrovne 75,5% HDP roku 2006, čo je takmer 60% nárast. Najkonzervatívnejšou krajinou v hypotekárnom zadlžovaní bolo v

roku 2008 Taliansko, ktorého dlh dosiahol len zanedbateľnú úroveň 19.8% HDP. Priemerná hodnota sledovanej veličiny bola v tomto roku 63.2% HDP krajiny. Nad touto hodnotou sa ocitlo 9 krajín, zvyšné boli zadlžené výrazne menej.

### 3.3 Model sekuritizácie hypotekárnych produktov

Model sekuritizácie mal byť pôvodne nosným modelom tejto diplomovej práce. Sekuritizáciu hypotekárnych aktív považujeme za jeden z hlavných dôvodov vypuknutia hypotekárnej krízy. Avšak veľký počet chýbajúcich údajov v danej oblasti nám neumožnil tento model skúmať pre požadovanú vzorku krajín. Podarilo sa nám nakoniec skompletizovať dáta pre 17 krajín za roky 2003-2008, čo nepostačuje na skúmanie hypotéz pomocou *Logit modelu*. Rozhodli sme sa však spraviť aspoň lineárnu regresiu a zistiť možný vzťah medzi premennými. Za závislú premennú sme si zvolili hodnotu hypotekárnych záložných listov emitovaných v danom roku vyjadrenú ako percento z HDP. Ako vysvetľujúce veličiny budeme používať bohatstvo krajiny vyjadrené ako HDP na obyvateľa, bezrizikovú úrokovú mieru na štátnych dlhopisoch a veľkosť nesplateného hypotekárneho dlhu obyvateľstva v pomere k HDP.

#### 3.3.1 Definícia premenných a hypotézy

V Tabuľke 3.3 je možné vidieť prehľad premenných, ktoré vystupujú v modeli:

Tabuľka 3.3: Definícia premenných - Hypotekárne záložné listy

| Premenná  | Definícia  | Zdroje                          |
|-----------|--|---------------------------------|
| MBS/GDP   | Hodnota vydaných hypotekárnych záložných listov v pomere k HDP | www.hypo.org,<br>Národné zdroje |
| ln_GDP_PC | Logaritmus HDP per capita                                      | UN                              |
| MDO/GDP   | Hodnota nesplateného hypotekárneho dlhu v pomere k HDP         | www.hypo.org,<br>Národné zdroje |
| LongIR    | Úroková miera na 10 ročných štátnych dlhopisoch, p.a.          | OECD,<br>UN, Národné zdroje     |

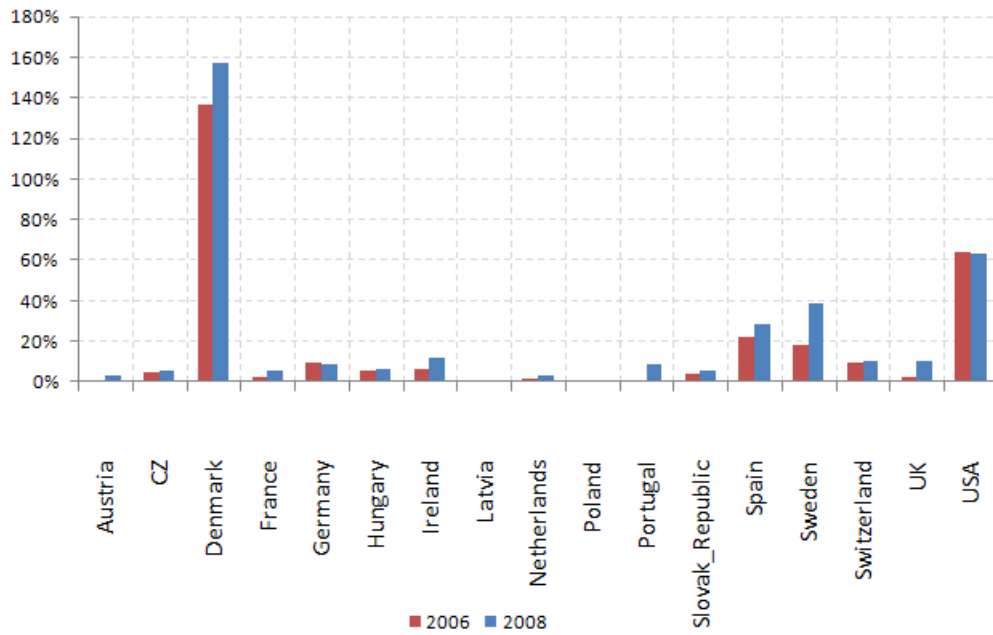


Otázkou skúmania vzťahu hypotekárnych záložných listov a makroekonomických veličín sa bohužiaľ doteraz podľa nášho prieskumu nezaoberali žiadne empirické štúdie. Nemôžeme sa preto oprieť o žiadne výsledky pri stanovovaní hypotéz v tomto modeli. Očakávané výsledky uverejňujeme len na základe odhadu a aplikovaní poznatkov z makroekonomickej teórie:

- **ln\_GDP\_PC** - ekonomická úroveň krajiny. Otázka možného vzťahu tejto premennej k vysvetľovanej veličine ostáva otvorená. Predpokladáme však, že pri krajinách s vyššou hodnotou HDP na obyvateľa je pravdepodobnejší väčší objem sekuritizovaných dlhových cenných papierov ako pri chudobnejších krajinách kvôli rozvinutejším finančným trhom.
- **MDO/GDP** - Nesplatený hypotekárny dlh patrí tiež medzi veličiny, ktoré môžu, ale nemusia ovplyvniť výšku sekuritizovaných aktív. Existujú krajiny, ktoré majú relatívne vysoký hypotekárny dlh, no z pohľadu sekuritizácie aktív ich zaraďujeme skôr ku konzervatívnejším krajinám (UK - MDO/GDP v roku 2008 mal hodnotu 80.5% HDP, pričom sekuritizovaný objem bol vo výške 10.3% HDP).
- **LongIR** - bezriziková úroková miera na 10 ročných štátnych dlhopisoch. Vo vzťahu tejto veličiny k úrovni sekuritizácie predpokladáme negatívnu závislosť. Čím sú štátne dlhopisy výnosnejšie, tým je väčšia pravdepodobnosť, že správcovia aktív skôr investujú do menej rizikových štátnych dlhových cenných papierov ako do hypotekárnych záložných listov.

### 3.3.2 Porovnanie skúmaných krajín

Skúmané krajiny sa výrazne líšia v úrovni sekuritizácie hypotekárnych produktov. Ako môžeme vidieť na Obr. 4.16, väčšina krajín je výrazne konzervatívna vo vzťahu k sekuritizácii hypotekárnych produktov. Aj krajiny, pri ktorých sme zaznamenali vysoký nesplatený hypotekárny dlh (pozri Obr. 3.5), majú veľmi nízke hodnoty závislej premennej. Dánsko ako jediná krajina v skúmanej vzorke zaznamenala hodnoty sekuritizovaných aktív nad 100% HDP (Podľa údajov štatistickej



Obr. 3.6: Hypotekárne záložné listy

ročenky: HYPOSTAT v roku 2008 táto hodnota dosiahla hranicu 157% HDP [12]). Veľmi dôležitá je aj situácia v USA, kde síce hodnoty MBS/GDP nedosahujú hranicu 100% HDP, ale hodnota aktív presahovala, napríklad v roku 2008 sumu 8,9 bilióna USD (Podľa údajov asociácie SIFMA [24]).

# Kapitola 4

## Výsledky jednotlivých modelov

### 4.1 Model bežného účtu platobnej bilancie

Ako prvý sme testovali náš model bežného účtu platobnej bilancie. Celkovo sme skúmali údaje z 36 krajín za časové obdobie 1997 - 2008. Použité panelové dáta sú na ročnej báze.

Na skúmanie vzťahov sme použili binárny *Logit model* pre panelové dáta. Tento model vyžaduje, aby bola závislá premenná diskretná a nadobúdala len dve možné hodnoty. Preto sme rozdelili veličinu BU/GDP na dve skupiny. Podľa empirickej štúdie od Aristovnika (2006) je hodnota udržateľnosti deficitu bežného účtu 5% HDP. Táto hodnota bola pre nás referenčná na zaradenie jednotlivých pozorovaní do príslušnej skupiny. Pre krajiny, ktorých deficit na bežnom účte v danom roku prekročil spomínanú hodnotu, sme definovali závislú premennú  $Group = 1$ . Naopak krajiny, ktoré mali priaznivejšiu situáciu na bežnom účte v danom roku, dostali  $Group = 0$ . Celkovo sme definovali  $Group = 1$  pre 128 pozorovaní. Druhá skupina obsahovala 305 pozorovaní. Najväčší prebytok zaznamenalo v roku 2008 Nórsko (BU/GDP = 18.33% HDP), zatiaľ čo najväčší deficit bol na Islande v roku 2006 (BU/GDP = -24.25% HDP). Priemerná hodnota výsledku bežného účtu platobnej bilancie v sledovanom období dosiahla úroveň -1.04% HDP.

Všetky modely boli testované pomocou programu STATA 8.1.

### 4.1.1 Model celého skúmaného obdobia

Tento model sa zaoberá skúmaním vzťahov veličín počas celého obdobia 1997-2008, ktoré je charakterizované vznikom viacerých národných finančných kríz (USA, Turecko, Island, Rusko) a spomínanej hypotekárnej, ktorá prerástla do celosvetovej hospodárskej krízy.

Keďže pracujeme s panelovými dátami, je dôležité sa rozhodnúť, aké efekty pri skúmaní použijeme (fixné alebo náhodné efekty). Na túto otázku nám odpovedá Hausmanov test. Výsledky spomínaného testu sú uvedené v prílohe 4.5. Keďže z Hausmanovho test nevyplýva, aké efekty použiť, rozhodli sme sa model odhadnúť pomocou oboch možností.

Výstupy oboch modelov uvádzame v prílohe 4.6 a 4.7. V Tabuľke 4.1 však nájdeme zhrnutie získaných výsledkov. Pri každej premennej je najprv uvedený regresný koeficient  $\beta$  a číslo v zátvorke reprezentuje P-hodnotu.

Tabuľka 4.1: Výstupy z modelov: 1997 - 2008

| Premenná   | Random efekty            | Fixed efekty             |
|------------|--------------------------|--------------------------|
| LongIR     | <b>-39.84785 (0.000)</b> | -13.52592(0.517)         |
| GDP_Growth | -8.738879(0.483)         | <b>47.39386 (0.043)</b>  |
| ln_GDP_PC  | <b>-4.295639 (0.000)</b> | -11.79499(0.081)         |
| Res/GDP    | <b>-21.99186 (0.000)</b> | -0.2682725(0.984)        |
| FB/GDP     | <b>24.00212 (0.027)</b>  | <b>051.27988 (0.033)</b> |
| GGD/GDP    | <b>-2.433008 (0.038)</b> | -9.490844(0.157)         |

Počet štatisticky významných premenných je za použitia fixných efektov výrazne nižší (len FB/GDP a GDP\_Growth), ako za použitia náhodných efektov(LongIR, ln\_GDP\_PC, Res/GDP, FB/GDP a GGD/GDP). Na dummy premenne charakterizujúce jednotlivé roky sa nepozerať. Ich efekty majú nulovú výpovednú hodnotu. Oba modely sú tiež signifikantné ako celky (P-hodnota je výrazne pod 5%).

Výsledky koeficientov, ktoré sme dostali v modeli, sa nedajú interpretovať ako priame pôsobenie na skúmanú veličinu BU/GDP. V *Logit modeli* máme totiž

diskrétnu závislú premennú, ktorá vyjadruje príslušnosť ku skupine s neudržateľným stavom deficitu na bežnom účte, resp. ku krajinám s ekonomicky zdravou situáciou. Koeficienty teda podľa interpretácie marginálnymi efektami znamenajú smer a veľkosť zmeny pravdepodobnosti zaradenia sa do skupiny s neudržateľným deficitom na bežnom účte platobnej bilancie.

Porovnanie výsledkov štatisticky významných premenných s predpokladmi a interpretáciami ich pôsobenia:

- **LongIR** - bezriziková úroková miera na štátnych dlhopisoch mala mať podľa našich predpokladov pozitívny vplyv na bežný účet platobnej bilancie. Pri pohľade na výsledok modelu môžeme povedať, že to súhlasí s našimi očakávaniami. Zvýšenie výnosností štátnych dlhopisov znižuje pravdepodobnosť možnosti prekročenia deficitu bežného účtu hranicu 5% HDP. Korelácie medzi úrokovými mierami v krajine indikujú, že vyššie sadzby na vládnych dlhopisoch znamenajú aj celkovo vyššiu hladinu úrokových mier, ktorá sa odrazí na vyššom zhodnotení depozít domácností a zároveň predražení úverov pre ponukovú stranu ekonomiky. Toto má za následok nárast miery úspor a zníženie investičnej aktivity v ekonomike, čo má pozitívny efekt na znižovanie deficitu bežného účtu. Podľa Bernanka (2005) je práve rozdiel medzi investíciami a úsporami v krajine (tzv. saving glut) rovný deficitu na bežnom účte.
- **GDP\_Growth** - medziročná zmena hodnoty HDP vyšla signifikantná len za použitia fixných efektov. Rast HDP má podľa nášho modelu pozitívny vzťah s nárastom pravdepodobnosti prekročenia 5% deficitu na bežnom účte. Toto zistenie korešponduje aj s našimi očakávaniami. Medzi ekonomiky s vysokým rastom HDP zaraďujeme krajiny, ktoré v uplynulej dobe boli cieľom priamych zahraničných investícií. Import kapitálu v podobe zahraničných investícií negatívne ovplyvňuje výsledok bežného účtu. Na druhej strane však vytvára predpoklady do budúcnosti na zvrátenie tohto trendu, čo umožní vytvárať prebytky na bežnom účte vo forme pozitívnej situácie v obchodnej bilancii krajiny.

- **ln\_GDP\_PC** - štatisticky významnou premennou je aj ukazovateľ veľkosti HDP na obyvateľa. Podľa výsledkov modelu môžeme povedať, že čím je krajina bohatšia, tým je menšia pravdepodobnosť zhoršenia situácie na bežnom účte. Bohaté krajiny sú exportérmi kapitálu (investujú v zahraničí), zatiaľ čo menej bohaté krajiny (nové členské krajiny EÚ, ázijské krajiny) sa snažia prilákať priame zahraničné investície na podporu svojej ekonomiky. Import kapitálu v danom období zhoršuje situáciu na bežnom účte, ale zároveň vytvára predpoklady na priaznivý vývoj v budúcnosti. Za zmienku stojí aj postavenie Nemecka a Japonska (krajiny s vysokou hodnotou HDP na obyvateľa), ktoré patria medzi proexportne orientované ekonomiky a vytvárajú prebytky na bežnom účte, aj vďaka kladnej obchodnej bilancii.
- **Res/GDP** - výška devízových rezerv krajiny má podľa výsledkov modelu výrazne pozitívny vplyv na sledovanú premennú. Týmto sme potvrdili výsledok empirickej štúdie od Morsyho (2009). Krajiny s vysokými objemom rezerv majú aj vysoké príjmy v cudzích menách. Tento stav charakterizuje väčšinu významných exportérov. Nezanedbateľnú úlohu pri raste devízových rezerv hrá aj cestovný ruch.
- **FB/GDP** - hospodárenie štátneho rozpočtu je jediný prekvapivý výsledok nášho modelu. Deficity vo vládnych rozpočtoch ovplyvňujú pravdepodobnosť prekročenia hraničnej hodnoty deficitu bežného účtu v opačnom smere, ako sme chceli ukázať. Náš model teda nie je konzistentný s niektorými predchádzajúcimi štúdiami, ktoré potvrdili tzv. twin-deficit hypotézu. Táto hypotéza hovorí o paralelnom výskyte dvoch deficitov (deficitu štátneho rozpočtu a deficitu na bežnom účte) a ich súvislosti. Náš model však túto teóriu nepotvrdil. Pri spätnom pohľade na skúmané dáta sme objavili krajiny ako Cyprus, ktorý v rokoch 2007 a 2008 mal výrazné deficity na bežnom účte (2007: -11,56% HDP a 2008: -18,3% HDP) a zároveň vládne hospodárenie vytváralo prebytky v štátnom rozpočte (2007: 3,4% HDP a 2008: 0,9% HDP). Takýto stav sme zaznamenali aj v Austrálii (1998,1999,2002-2008), v Kanade (1997,1998), Dánsku (1998), Estónsku (2002-2007), Nemecku (2000),

Islande (1999,2000,2005,2006), Írsku (2000, 2004-2008), Nový Zéland (1997, 1998, 2000-2008), Španielsku (2005-2007), Veľkej Británii (1999-2001) a v USA (1998-2000).

- **GGD/GDP** - podľa empirickej štúdie Nickel a Vansteenkiste (2008) je pôsobenie štátneho zadlženia na bežný účet vo všeobecnosti nejednoznačné a závisí od samotnej výšky dlhu. Priemerné zadlženie medzi pozorovaniami v našej vzorke bolo vo výške 58.6% HDP. Podľa spomínanej štúdie v málo zadlžených krajinách (pod 44% HDP) je výrazne pozitívne pôsobenie tejto veličiny na deficit bežného účtu. Krajiny s dlhom v rozmedzí 44 – 90% HDP charakterizuje už len nepatrný pozitívny vzťah medzi týmito dvomi premennými. Nakoniec pri krajinách s dlhom nad 90% HDP sa prejavuje opačný vzťah. Podľa nášho modelu výška dlhu pôsobí na pravdepodobnosť prekročenia deficitu bežného účtu negatívne. Čím je dlh krajiny vyšší, tým sa znižuje riziko negatívnej situácie na bežnom účte. Tento výsledok je totožný so záverom spomínanej empirickej štúdie.

Dôležitým ukazovateľom modelu je aj jeho miera priliehavosti. McFaddenova štatistika pri použití náhodných efektov nám vyšla na úrovni  $pseudoR^2 = 21.06\%$ . Pre fixné efekty sme dostali hodnotu  $pseudoR^2 = 29,63\%$ . Pomerne nízke hodnoty tejto štatistiky znamenajú, že náš model neodráža dokonale reálnu situáciu. Je to celkom pochopiteľné, keďže bežný účet platobnej bilancie je komplexná veličina, na ktorú pôsobí značné množstvo iných makroekonomických a mikroekonomických parametrov. Tieto faktory sme však pri tvorbe nášho modelu zanedbali.

#### 4.1.2 Modely čiastkových období

Model bežného účtu sme skúmali aj pre tri čiastkové časové úseky: 1997-2000, 2001-2004 a 2005-2008. Čiastkové modely sme sa rozhodli zaradiť do tejto práce preto, aby sme zistili, či vzťahy získané z modelu celého obdobia, platia aj pre menšie časové jednotky, alebo sa tieto vzťahy menili.

Najskôr sme jednotlivé modely skúmali pomocou *Logit modelu*. Všetky predpoklady zostali aj pre tieto modely nezmenené. Modely nám však vyšli nesig-

nifikantné, kvôli špecifickosti *Logit modelu*. Tento model je totiž veľmi citlivý na počet pozorovaní a krátke časové úseky spôsobili nefunkčnosť modelu. Rozhodli sme však určiť vzťahy pomocou modelu lineárnej regresie panelových dát. V Tabuľke 4.2 môžeme vidieť výstupy modelu lineárnej regresie pri skúmaní pomocou fixných aj náhodných efektov v prvom období. Prvé číslo vyjadruje regresný koeficient  $\beta$  a číslo v zátvorke reprezentuje P-hodnotu. Výstupy modelov je možné nájsť v prílohe 4.8 a 4.9.

Tabuľka 4.2: Výstupy z modelu: 1997-2000

| Premenná   | Random efekty            | Fixed efekty              |
|------------|--------------------------|---------------------------|
| LongIR     | 0.0199808(0.756)         | <b>0.760767 (0.011)</b>   |
| GDP_Growth | -0.1994068(0.135)        | <b>-0.4411689 (0.005)</b> |
| ln_GDP_PC  | 0.0019526(0.887)         | -0.0221743(0.705)         |
| Res/GDP    | 0.1499234(0.150)         | 0.0254601(0.924)          |
| FB/GDP     | <b>0.4737149 (0.002)</b> | <b>0.9160095 (0.000)</b>  |
| GGD/GDP    | <b>0.0608365 (0.023)</b> | -0.0070567(0.908)         |
| $R^2$      | 0.2418                   | 0.5944                    |

V Tabuľke 4.3 sú uvedené výsledky modelu pre druhý a tretí skúmaný časový úsek. Keďže pre tieto dve obdobia vyšli modely za použitia fixných efektov nesignifikantné, uvádzame len výstupy pre náhodné efekty. Výstupy sú uvedené v prílohe 4.10 a 4.11.

Tabuľka 4.3: Výstupy z modelov: 2001-2004 a 2005-2008

| Premenná   | Random efekty 2001-2004  | Random efekty 2005-2008   |
|------------|--------------------------|---------------------------|
| LongIR     | <b>0.1317979 (0.007)</b> | -0.0822926(0.741)         |
| GDP_Growth | -0.1968893(0.205)        | <b>-0.5449167 (0.000)</b> |
| ln_GDP_PC  | 0.0117888(0.243)         | -0.011626(0.487)          |
| Res/GDP    | 0.0042637(0.951)         | <b>-0.25032 (0.015)</b>   |
| FB/GDP     | <b>0.2948054 (0.025)</b> | <b>0.3403091 (0.022)</b>  |
| GGD/GDP    | 0.0308499(0.154)         | <b>0.0625285 (0.036)</b>  |
| $R^2$      | 0.4064                   | 0.2566                    |



Ako vidíme ani pre jeden model nebola štatisticky významná veličina vyjadrujúca HDP na obyvateľa. Podľa výsledkov čiastkových modelov teda na bežný účet platobnej bilancie nepôsobí veľkosť bohatstva krajiny. Tieto výsledky, ale nekorešponujú s výsledkami modelu celého časového obdobia. Naopak premenná FB/GDP vyšla štatisticky významná v každom skúmanom modeli. Môžeme teda povedať, že rozpočtová disciplína vlády má veľký vplyv na bežný účet platobnej bilancie. Závislosť medzi veličinami je pozitívna, t.z. vyšší deficit v štátnom rozpočte, zhoršuje aj situáciu na bežnom účte. Prebytky v hospodárení vlády majú naopak priaznivý vplyv na celkovú bilanciu. Celkovo môžeme povedať, že štatisticky významné premenné majú rovnaký smer pôsobenia na bežný účet platobnej bilancie vo všetkých čiastkových modeloch ako aj v modeli celého obdobia.

## 4.2 Model hypotekárneho dlhu

Druhý v poradí sme testovali model o hypotekárnom nesplatenom dlhu. Celkovo sme v modeli skúmali 22 rôznych krajín v čase horizontu 1999 - 2008. Všetky použité dáta sú rovnako na ročnej báze.

Na skúmanie vzťahov medzi premennými sme opäť použili binárny *Logit model* pre panelové dáta. Závislú premennú MDO/GDP sme pre potreby modelu museli rozdeliť na dve skupiny, aby sme získali binárnu závislú premennú. Keďže nevieme jednoznačne povedať, aký veľký hypotekárny dlh je ešte udržateľný a doteraz sa touto otázkou podľa nášho prieskumu nezaoberala žiadna štúdia, rozhodli sme sa pre určenie kritickej hranice spriemerovaním jednotlivých údajov. Tento údaj mal však spĺňať Maastrichtské kritériá o udržateľnosti dlhu. Preto výsledná hodnota nemohla presiahnuť hranicu 60%. Hodnotu tejto hranice sme stanovili na  $MDO/GDP = 52.14\%$  HDP. Všetky pozorovania, ktorých hodnota v danom roku presiahla spomínanú hranicu, dostali ako závislú premennú  $Group = 1$ . Ostatné pozorovania boli zaradené do skupiny, kde sa  $Group = 0$ . Do skupiny s vyšším MDO/GDP, ako bola stanovená hranica, sme zaradili celkovo 94 pozorovaní. Do druhej skupiny sme priradili 112 pozorovaní. Najväčší hypotekárny dlh sme zaznamenali v roku 2008 na Islande (129% HDP). Naopak najmenší hy-

potekárny dlh malo Estónsko v roku 2002 (7,6% HDP).

Model hypotekárneho dlhu sme testovali pre dva rôzne varianty. Prvý variant obsahoval ako vysvetľujúcu premennú údaj o výške úrokových sadzieb na hypotekárnych produktoch (Mortgage\_rate). V druhom variante sme namiesto tejto premennej použili údaje o cenovej hladine (HICP).

Model, kde bola zahrnutá výška hypotekárnych sadzieb, nám pre fixné aj náhodné efekty vyšiel nesignifikantný. Výsledky sú uvedené v prílohe 4.14. Model s údajom o inflácii však naopak vyšiel štatisticky významný. Model, ktorý by skúmal hypotekárny dlh s hypotekárnymi sadzbami aj s infláciou sme nerobili kvôli vysokej korelácii medzi týmito dvomi premennými.

Pre výber vhodných efektov pre náš model sme opäť robili Hausmanov test. Výsledky testu jednoznačne odporúčili použiť v modeli náhodné efekty. Výsledky testu je možné nájsť v prílohe 4.12. V Tabuľke 4.4 môžeme vidieť výsledky modelu pri použití náhodných efektov.

Tabuľka 4.4: Výstup z modelu: MDO - náhodné efekty

| Premenná                    | Random efekty 1999-2008  |
|-----------------------------|--------------------------|
| GDP_Growth                  | <b>-56.95091 (0.037)</b> |
| ln_GDP_PC                   | <b>4.544682 (0.000)</b>  |
| House_Price                 | 10.42139(0.194)          |
| HICP                        | <b>-102.6057 (0.002)</b> |
| <i>PseudoR</i> <sup>2</sup> | 0.1155                   |

Celý výstup z programu je možné nájsť v prílohe 4.13.

Porovnanie výsledkov modelu s predpokladmi a ich interpretácia pomocou marginálnych efektov:

- **GDP\_Growth** - Pôvodne sme očakávali, že čím krajina rýchlejšie rastie, tým by mal byť jej hypotekárny dlh na nižšej úrovni. Výsledky modelu hovoria, že rýchlosť rastu ekonomiky negatívne ovplyvňuje nárast pravdepodobnosti prekročenia nami stanovenej hranice udržateľnosti hypotekárneho dlhu. Medzi krajiny s vysokým tempom rastu hospodárstva zaraďujeme štáty, ktoré prešli štrukturálnou zmenou v ekonomike a aj ich finančné

trhy sú ešte len v počiatkoch rozvoja, a preto majú nízke hodnoty hypotekárneho zadĺženia (Estónsko, Írsko (1999-2003)). Naopak existujú aj krajiny s nadpriemerným zadĺžením a pritom ich ekonomiky rástli vysokými hodnotami (Island, Írsko (2004-2008)). Môžeme teda povedať, že vo všeobecnosti neplatí nami očakávaný vzťah.

- **ln\_GDP\_PC** - Premenná popisujúca veľkosť HDP výrazne vplýva na výšku hypotekárneho dlhu krajiny. Výsledky modelu hovoria, že čím je krajina bohatšia, tým sa zvyšuje pravdepodobnosť prekročenia kritickej hranice hypotekárneho zadĺženia (52,14% HDP). Tento výsledok korešponduje aj s našimi očakávaniami. Rozvinuté krajiny majú aj vyspelé finančné trhy. Veľké portfólio hypotekárnych produktov a ich ľahká dostupnosť, vysoké hodnoty LTV alebo možnosť pre klienta zobrať si na tú istú nehnuteľnosť viac ako jeden hypotekárny úver veľkou mierou zvyšujú zadĺženosť obyvateľstva. Dôležitým je aj trend v poklese úrovne miery úspor v rozvinutých krajinách a zvyšovania zadlžovania obyvateľov v dôsledku celosvetovej nízkej úrovne dlhodobých úrokových mier [5].
- **HICP** - výsledky nášho modelu potvrdili závery empirickej štúdie od Wolswijka (2005). Veľkosť inflácie sa automaticky odrazí aj v úrovni úrokových sadzieb v krajine kvôli vysokej korelácii medzi týmito dvomi veličinami. Zvyšujúci sa rast cien sa premietne do zvyšujúcich sa nákladov splácania úverov pri nových úveroch, resp. pri starých úveroch s variabilnou úrokovou mierou. Tento stav znižuje dopyt po nových hypotekárnych produktoch a tým aj rast hypotekárneho zadĺženia. V krajinách s vysokou infláciou je teda pravdepodobnosť prekročenia kritickej hranice hypotekárneho dlhu výrazne nižšia ako v krajinách so stabilnou hladinou spotrebiteľských cien.

### 4.3 Model sekuritizácie hypotekárnych produktov

Ako posledný sme testovali model sekuritizácie hypotekárnych produktov. Kvôli nedostatku pozorovaní sme nemohli na skúmanie dát použiť *Logit model*.

Preto sme sa rozhodli dáta otestovať aspoň pomocou lineárnej regresie a zobrať namiesto pôvodných hodnôt premenných, ich logaritmické hodnoty. Celkovo sme do modelu zahrnuli 17 krajín za roky 2003-2008. Všetky použité dáta sú na ročnej báze.

Závislou premennou v tomto modeli bol údaj o sekuritizácii v jednotlivých rokoch (MBS/GDP). Priemerná hodnota závislej premennej bola MBS/GDP=16.93% HDP. Najvyššiu hodnotu v sledovanej premennej dosiahlo Dánsko v roku 2008 (157% HDP). Krajinou s najnižším ukazovateľom sekuritizácie bolo Poľsko v roku 2003 (0,1% HDP).

Najskôr sme pomocou Hausmanovho testu určili vhodné efekty pre náš model. Výsledky testu, ktorý jednoznačne odporučil použiť náhodné efekty, uvádzame v prílohe 4.15. Dáta sme sa však rozhodli testovať aj za pomoci fixných efektov. Tento model však vyšiel celkovo nesignifikantný. Preto v Tabuľke 4.5 uvádzame len zhrnutie výsledkov modelu za použitia náhodných efektov. Celý výstup modelu s náhodnými efektami uvádzame v prílohe 4.16.

Tabuľka 4.5: Výstup z modelu: MBS - náhodné efekty

| Premenná   | Random efekty 2003-2008  |
|------------|--------------------------|
| GDP_Growth | -3.134327(0.377)         |
| ln_GDP_PC  | -0.1441282(0.848)        |
| LongIR     | <b>-1.730589 (0.027)</b> |
| MDO/GDP    | 0.2164469(0.628)         |
| $R^2$      | 0.2415                   |

V modeli nám vyšla len jedna štatisticky významná premenná (LongIR). Ostatné premenné v modeli sú nesignifikantné.

Pred samotným testovaním modelu sme predpokladali negatívnu závislosť medzi bezrizikovou úrokovou mierou na štátnych dlhopisoch a veľkosťou sekuritizácie v krajinách. Čím sú vládne cenné papiere výnosnejšie, tým sú atraktívnejšie aj pre investorov a môžeme predpokladať určitý odliv prostriedkov od rizikovejších hypotekárnych záložných listov. Naopak, málo úročené štátne dlhopisy, budú motivovať investorov k nákupu výnosnejších, no rizikovejších cenných papierov, čo

zvýši dopyt aj po sekuritizovaných aktívach. Keďže ponuka je ovplyvnená v prvom rade dopytom, zníženie atraktivity rizikovejších aktív, spôsobí aj pokles v miere sekuritizovaných produktov.

# Záver

Hypotekárna kríza je komplexná a rozsiahla téma, ktorá sa nedá úplne rozobrať v jednej práci. Našou úlohou bolo podrobnejšie preskúmať príčiny jej vzniku a poukázať na dlhodobú makroekonomickú nerovnováhu vo svete. Mnoho autorov predchádzajúcich štúdií, ktorí sú spomenutí v tejto práci, vidia príčiny vzniknutej nerovnováhy v dlhodobo nízkych úrokových mierach vo svete. Tento stav spôsobil pokles miery úspor v rozvinutej časti sveta. Sprievodným a rovnako dôležitým javom bola transformácia viacerých proexportne orientovaných ekonomík, z krajín, ktoré boli nútené v minulosti importovať kapitál, na krajiny s masívnymi prebytkami kapitálu. Veľké štátne investičné fondy získavajú veľkú dominanciu v kontrole finančných tokov.

Nerovnováha medzi rozložením úspor vo svete a neustále rastúce schodky na bežnom účte v USA, spôsobili mohutné kapitálové toky do tejto krajiny, ktoré stáli za vznikom niekoľkých bublín na finančných trhoch. Toto bol hlavný dôvod, prečo sme identifikovali deficit bežného účtu platobnej bilancie ako jednu z možných príčin vzniku hypotekárnej krízy.

Bežný účet platobnej bilancie ovplyvňuje množstvo parametrov. Použitý model v tejto práci predpokladal závislosť bežného účtu od:

- Výnosnosti 10 ročných štátnych dlhopisov
- Ekonomického rastu
- Bohatstva krajiny
- Výšky devízových rezerv
- Fiškálneho hospodárenia vlády

- Celkového vládneho naakumulovaného dlhu

Skúmanie panelových dát vyžaduje rozhodnutie, aké efekty budú v modeli použité (fixné alebo náhodné). Pre model bežného účtu s náhodnými efektami sme dostali až 5 štatisticky významných premenných. Bezriziková úroková miera, HDP na obyvateľa, veľkosť devízových rezerv a vládny dlh ovplyvňujú pravdepodobnosť prekročenia deficitu bežného účtu vo výške 5% HDP negatívnym smerom. Výsledky nášho modelu potvrdili hypotézu dvojitého deficitu (twin deficit), keď záporné saldo štátneho rozpočtu zvyšuje pravdepodobnosť vysokých deficitov aj na bežnom účte. Medziročný ekonomický rast krajiny nám vyšiel štatisticky významný len za použitia fixných efektov. Vysoké rasty ekonomiky, ktoré so sebou prinášajú v prvých štádiách masívne importy kapitálu, negatívne ovplyvňujú situáciu na bežnom účte, no vytvárajú predpoklady na zvrátenie tohto stavu v budúcnosti.

Dôležitým faktorom, ktorý mal na hypotekárnu krízu veľký vplyv, bola aj výška nesplateného hypotekárneho dlhu. V krajinách s vysokou hodnotou tejto veličiny, existuje vyššia šanca, že v prípade systémových problémov, vznikne aj vážnejšia kríza. Použitý model v tejto práci predpokladal súvis hypotekárneho dlhu s nasledujúcimi premennými:

- Ekonomický rast
- Bohatstvo krajiny
- Zmena cien nehnuteľností
- Medziročná inflácia

Náš model vyšiel štatisticky významný pre tri premenné. Výška HDP na obyvateľa ma pozitívny vplyv na pravdepodobnosť prekročenia udržateľnej miery hypotekárneho dlhu. Ekonomický rast a vysoká zmena cenovej úrovne majú opačný efekt a pôsobia na výšku hypotekárneho dlhu negatívne.

Sekuritizácia hypotekárnych produktov a chybné oceňovanie vzniknutých MBS môžeme označiť tiež za jednu z príčin poslednej krízy. Model skúmajúci túto veličinu predpokladal vzťah úrovne sekuritizácie s nasledovnými premennými:

- Ekonomický rast
- Bohatstvo krajiny
- Výnosnosť 10 ročných štátnych dlhopisov
- Nesplatený hypotekárny dlh

Pre nedostatok pozorovaní sme tento model testovali len pomocou lineárnej regresie. V tomto modeli nám vyšla len jedna štatisticky významná premenná - bezriziková úroková miera na štátnych dlhopisoch. Výnosy vládnych cenných papierov negatívne ovplyvňujú dopyt po sekuritizovaných produktoch a teda aj úroveň sekuritizácie v krajine.



# Literatúra

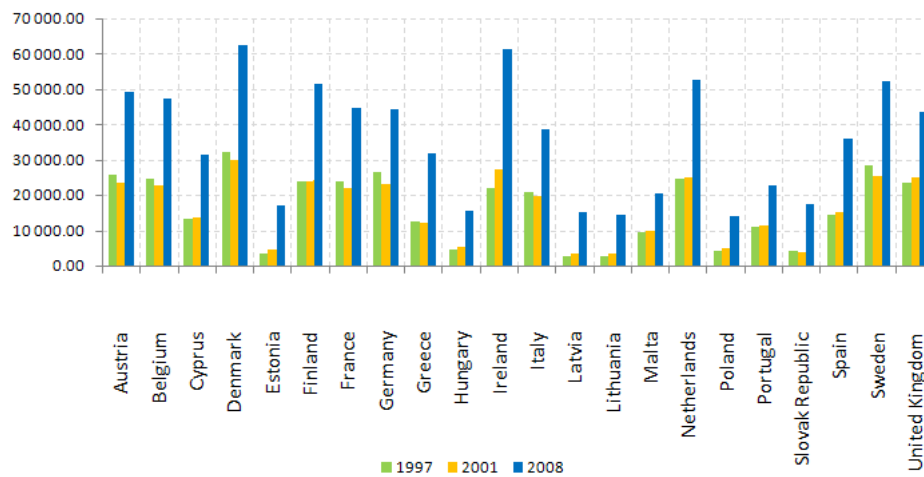
- [1] AGARWAL, S. - HO, C.T. 2007. *Comparing the prime and subprime mortgage markets*. [online]. Chicago: Chicago Fed Letter, 2007. Dostupné na internete: <[http://www.chicagofed.org/digital\\_assets/publications/chicago\\_fed\\_letter/2007/cflaugust2007\\_241.pdf](http://www.chicagofed.org/digital_assets/publications/chicago_fed_letter/2007/cflaugust2007_241.pdf)>
- [2] AIYAR, S.S.A. 2007. *The Global Savings Glut and Its Consequences*. In South China Morning Post. [online]. 2007. [2010-04-18]. Dostupné na internete: <[http://www.cato.org/pub\\_display.php?pub\\_id=8272](http://www.cato.org/pub_display.php?pub_id=8272)>
- [3] ARISTOVNIK, A. 2006. *How sustainable are current account deficits in selected transition economies?*. [online]. Munich: Munich personal RePEc Archive, 2006. Dostupné na internete: <[http://mpira.ub.uni-muenchen.de/485/1/MPRA\\_paper\\_485.pdf](http://mpira.ub.uni-muenchen.de/485/1/MPRA_paper_485.pdf)>
- [4] BAIR, S.C. 2007. *Possible Responses to Rising Mortgage Foreclosures before the Committee on Financial Services*. 2007. [online]. Dostupné na internete: <<http://www.fdic.gov/news/news/speeches/archives/2007/chairman/spapr1707.html>>
- [5] BERNANKE, B. S. 2005. *The global saving glut and the US current account deficit*. [online]. 10 s. Dostupné na internete <<http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2005/200503102/default.htm>>
- [6] BERNANKE, B. S. 2010. *Monetary Policy and the Housing Bubble*. [online]. Dostupné na internete <<http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20100103a.htm>>

- [7] BIERENS, H. J. 2008. *The Logit Model: Estimation, Testing and Interpretation*. [online]. 12 s. Dostupné na internete <[http://econ.la.psu.edu/~hbierens/ML\\_LOGIT.PDF](http://econ.la.psu.edu/~hbierens/ML_LOGIT.PDF)>
- [8] BUREAU OF ECONOMIC ANALYSIS. 2010. *National Economic Accounts - Gross Domestic Product (GDP)*. [online]. 2010. [cit.18.4.2010]. Dostupné na internete:<<http://www.bea.gov/national/index.htm#gdp>>
- [9] DE LIMA, G. - MOURA, G. - MEURER, R. - DA SILVA, S. 2007. *US Current Account Deficit and Exchange Rate Tax*. [online]. Munich: Munich personal RePEc Archive, 2007. Dostupné na internete: <[http://mpa.ub.uni-muenchen.de/3908/1/MPRA\\_paper\\_3908.pdf](http://mpa.ub.uni-muenchen.de/3908/1/MPRA_paper_3908.pdf)>
- [10] DIBOGLU, S. 1994. *Accounting for U.S. Current Account Deficits: An Empirical Investigation*. [online]. Carbondale: Southern Illinois University at Carbondale, 1994. Dostupné na internete: <<http://129.3.20.41/eps/if/papers/9502/9502003.pdf>>
- [11] EUROPEAN MORTGAGE FEDERATION. *Hypostat 2007: A Review of Europe's Mortgage and Housing Markets*. [online]. 2008. [cit.18.4.2010]. Dostupné na internete:<<http://www.hypo.org/Content/default.asp?PageID=524>>
- [12] EUROPEAN MORTGAGE FEDERATION. *Hypostat 2008: A Review of Europe's Mortgage and Housing Markets*. [online]. 2009. [cit.18.4.2010]. Dostupné na internete:<<http://www.hypo.org/Content/default.asp?PageID=524>>
- [13] FED. 2010. *Debt Outstanding by Sector, Billions of dollars*. [online]. 2010. [cit.18.4.2010]. Dostupné na internete:<<http://www.federalreserve.gov/releases/z1/Current/z1r-2.pdf>>
- [14] FED. 2010. *Selected interest rates - Historical Data (updated every business day, excluding holidays)*. [online]. 2010. [cit.18.4.2010]. Dostupné na internete:<[http://www.federalreserve.gov/releases/h15/data/Annual/H15\\_FF\\_0.txt](http://www.federalreserve.gov/releases/h15/data/Annual/H15_FF_0.txt)>

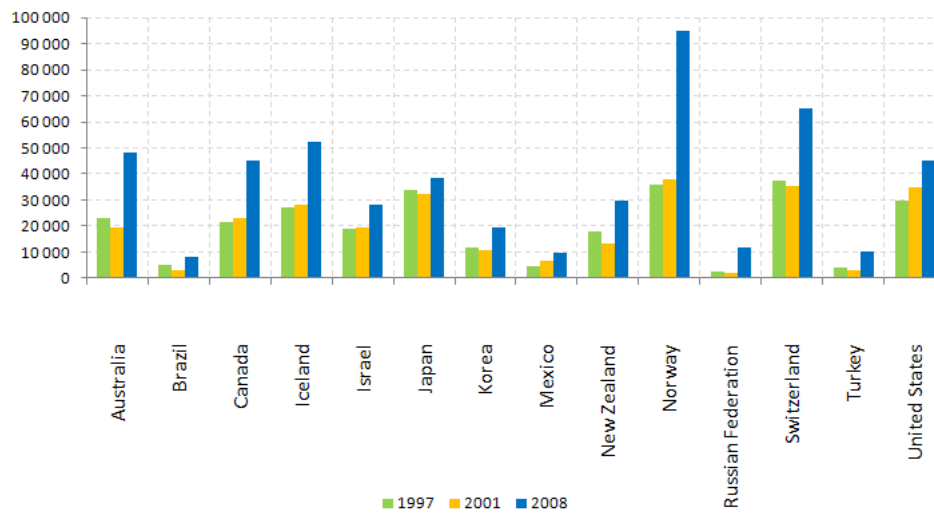
- [15] GEMERAN, M. 2008. *Modelovanie vzťahov na trhu práce pomocou metód maximálnej vierohodnosti*: diplomová práca. Bratislava: Univerzita Komenského, 2008. 76 s.
- [16] GREENSPAN, A. 2007. *The Roots Of The Mortgage Crisis*. In Wallstreet Journal. [online]. 2007. Dostupné na internete <[http://www.aei.org/docLib/20071214\\_Greenspan1.pdf](http://www.aei.org/docLib/20071214_Greenspan1.pdf)>
- [17] GREENSPAN, A. - KENNEDY, James. 2005. *Estimates of Home Mortgage Originations, Repayments, and Debt On One-to-Four-Family Residences*. [online]. Dostupné na internete: <<http://www.federalreserve.gov/PUBS/feds/2005/200541/200541pap.pdf>>
- [18] GREEN, R. K. - WACHTER, S. M. 2005. *The American Mortgage in Historical and International Context*. 100-106 s. [online]. Dostupné na internete <[http://repository.upenn.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1000&context=penniur\\_papers](http://repository.upenn.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1000&context=penniur_papers)>
- [19] JÍLEK, J. 2004. *Peníze a měnová politika*. 1. vyd. Praha: Grada, 2004. 744 s. ISBN 80-247-0769-1
- [20] MORSY, H. 2009. *Current Account Determinants for Oil-Exporting Countries*: IMF Working Paper. [online]. Dostupné na internete: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2009/wp0928.pdf>>
- [21] NASDAQ. 2010. *NASDAQ Market Indices*. [online]. [cit.18.4.2010]. Dostupné na internete: <<http://dynamic.nasdaq.com/dynamic/IndexChart.asp?symbol=IXIC&desc=NASDAQ+Composite&sec=nasdaq&site=nasdaq&months=84>>.
- [22] NICKEL, Ch. - VANSTEENKISTE, I. 2008. *Fiscal Policies, The Current Account And Ricardian Equivalence*: ECB Working Paper. [online]. Dostupné na internete: <<http://www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp935.pdf>>
- [23] OECD. 2010. *Key Short-Term Economic Indicators: Current Account % of*

- GDP. [online]. [cit.18.4.2010]. Dostupné na internete: <<http://stats.oecd.org/index.aspx>>
- [24] SECURITIES INDUSTRY and FINANCIAL MARKETS ASSOCIATION. *Outstanding U.S. Bond Market Debt \$ Billions*. [online]. [cit.18.4.2010]. Dostupné na internete:<[http://www.sifma.org/research/pdf/Overall\\_Outstanding.pdf](http://www.sifma.org/research/pdf/Overall_Outstanding.pdf)>
- [25] U.S. Census Bureau. *Trade in Goods (Imports, Exports and Trade Balance) with World*. [online]. 2009. [cit.18.4.2010]. Dostupné na internete:<<http://www.census.gov/foreign-trade/balance/c0015.html#2009>>
- [26] USTREAS. 2010. *MAJOR FOREIGN HOLDERS OF TREASURY SECURITIES*. [online]. 2010. [cit.18.4.2010]. Dostupné na internete:<<http://www.ustreas.gov/tic/mfhhis01.txt>>
- [27] WOLSWIJK, G. 2005. *On Some Fiscal Effects On Mortgage Debt Growth In The EU*: ECB Working Paper. Dostupné na internete: <<http://www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp526.pdf>>

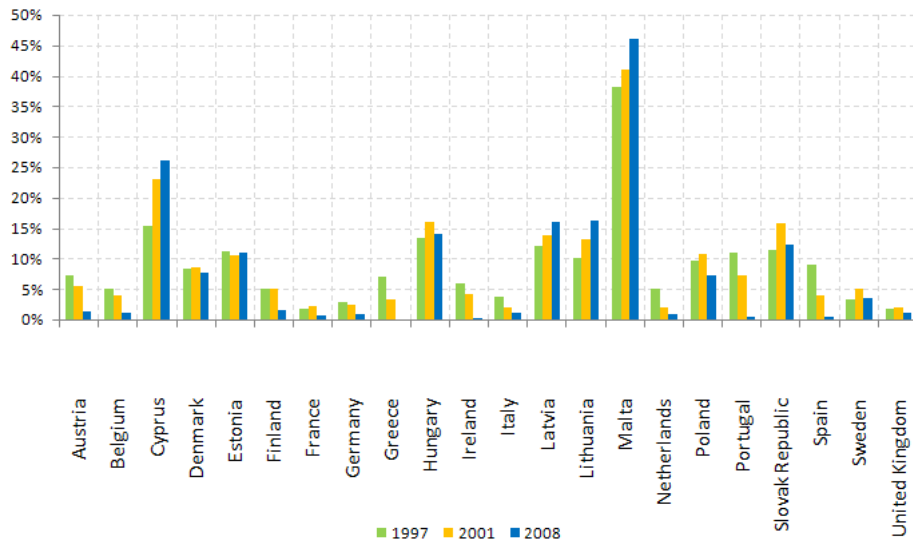
# Prílohy



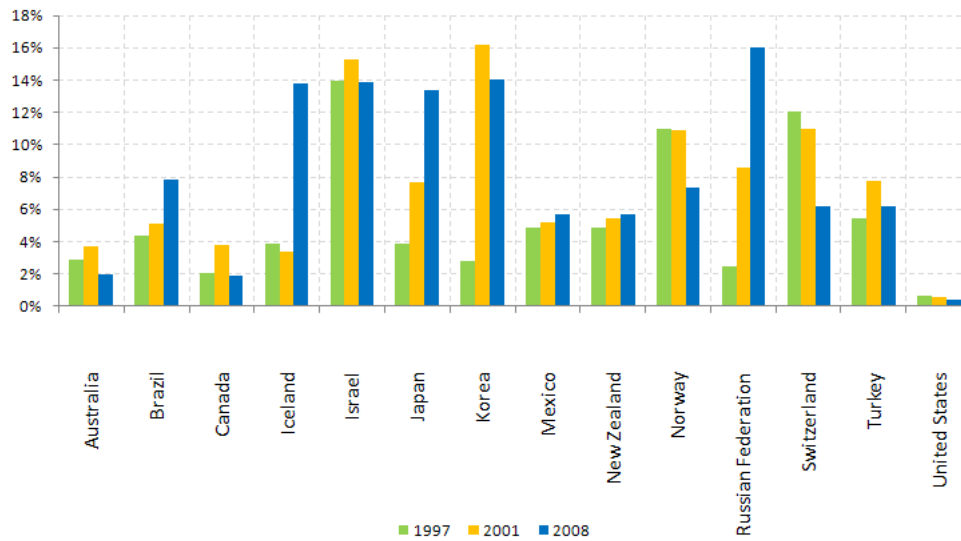
Obr. 4.1: Porovnanie krajín EU - GDP per Capita (USD)



Obr. 4.2: Porovnanie krajín mimo EU - GDP per Capita (USD)



Obr. 4.3: Porovnanie krajín EU - RES/GDP



Obr. 4.4: Porovnanie krajín mimo EU - RES/GDP

|            | Coefficients |           | (b-B)<br>Difference | sqrt(diag(U_b-U_B))<br>S.E. |
|------------|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
|            | (b)<br>fe    | (B)<br>re |                     |                             |
| longir     | -13.52836    | -39.84785 | 26.31949            | 17.47692                    |
| gdp_growth | 47.39311     | -8.738879 | 56.13199            | 20.65292                    |
| ln_gdp_pc  | -11.79525    | -4.295639 | -7.499612           | 6.613769                    |
| resgdp     | -.2732028    | -21.99186 | 21.71865            | 12.57724                    |
| fbgdp      | 51.27746     | 24.00212  | 27.27534            | 20.59708                    |
| ggdgdg     | -9.490021    | -2.433008 | -7.057013           | 6.617384                    |
| _1998      | -1.983381    | -.2437314 | -1.739649           | 3.292615                    |
| _1999      | .9187325     | 1.169692  | -.2509597           | 3.104028                    |
| _2000      | .7687607     | .5840071  | .1847536            | 2.97882                     |
| _2001      | -2.026998    | -1.571331 | -.4556667           | 3.014411                    |
| _2002      | -.1648926    | -.3878095 | .2229169            | 3.197241                    |
| _2003      | 2.551873     | .7179034  | 1.833969            | 3.813442                    |
| _2004      | 8.232245     | 3.798047  | 4.434197            | 4.580688                    |
| _2005      | 9.035276     | 3.94662   | 5.088657            | 4.901025                    |
| _2006      | 10.92201     | 4.825991  | 6.096017            | 5.626685                    |
| _2007      | 14.39315     | 5.900916  | 8.492235            | 6.809663                    |

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtlogit  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtlogit

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(16) = (b-B)'[U\_b-U\_B]^-1(b-B)  
= -10.95      chi2(0 ==> model fitted on these  
data fails to meet the asymptotic  
assumptions of the Hausman test;  
see suest for a generalized test

Obr. 4.5: Hausmanov test pre model bežného účtu

|                                    |                    |   |        |
|------------------------------------|--------------------|---|--------|
| Random-effects logistic regression | Number of obs      | = | 400    |
| Group variable (i): id             | Number of groups   | = | 36     |
| Random effects u_i ~ Gaussian      | Obs per group: min | = | 7      |
|                                    | avg                | = | 11.1   |
|                                    | max                | = | 12     |
| Log likelihood = -105.55674        | Wald chi2(17)      | = | 46.26  |
|                                    | Prob > chi2        | = | 0.0002 |

| group      | Coef.     | Std. Err. | z     | P> z  | [95% Conf. Intervals] |
|------------|-----------|-----------|-------|-------|-----------------------|
| longir     | -39.84785 | 10.76646  | -3.70 | 0.000 | -60.94972 -18.74597   |
| gdp_growth | -8.738879 | 12.46302  | -0.70 | 0.483 | -33.16594 15.68818    |
| ln_gdp_pc  | -4.295639 | .8226373  | -5.22 | 0.000 | -5.907978 -2.683299   |
| resgdp     | -21.99186 | 4.309099  | -5.10 | 0.000 | -30.43753 -13.54618   |
| fbgdp      | 24.00212  | 10.8575   | 2.21  | 0.027 | 2.721822 45.28243     |
| ggdgdg     | -2.433008 | 1.172329  | -2.08 | 0.038 | -4.730731 -.1352852   |
| _1998      | -.2437314 | 1.301542  | -0.19 | 0.851 | -2.794707 2.307244    |
| _1999      | 1.169692  | 1.295283  | 0.90  | 0.367 | -1.369017 3.708401    |
| _2000      | .5840071  | 1.305609  | 0.45  | 0.655 | -1.974939 3.142953    |
| _2001      | -1.571331 | 1.322515  | -1.19 | 0.235 | -4.163414 1.020751    |
| _2002      | -.3878095 | 1.299976  | -0.30 | 0.765 | -2.935292 2.159673    |
| _2003      | .7179034  | 1.311956  | 0.55  | 0.584 | -1.853484 3.289291    |
| _2004      | 3.798047  | 1.353746  | 2.81  | 0.005 | 1.144755 6.45134      |
| _2005      | 3.94662   | 1.364502  | 2.89  | 0.004 | 1.272244 6.620995     |
| _2006      | 4.825991  | 1.422543  | 3.39  | 0.001 | 2.037858 7.614124     |
| _2007      | 5.900916  | 1.513572  | 3.90  | 0.000 | 2.93437 8.867462      |
| _2008      | 6.099639  | 1.506798  | 4.05  | 0.000 | 3.14637 9.052909      |
| _cons      | 42.78075  | 8.65568   | 4.94  | 0.000 | 25.81593 59.74557     |
| /lnsig2u   | 3.167542  | .2875564  |       |       | 2.603942 3.731143     |
| sigma_u    | 4.873299  | .7006741  |       |       | 3.676537 6.459625     |
| rho        | .8783284  | .0307305  |       |       | .8042536 .9269188     |

Likelihood-ratio test of rho=0: chibar2(01) = 137.86 Prob >= chibar2 = 0.000

Obr. 4.6: Výsledky modelu bežného účtu platobnej bilancie - náhodné efekty

| Conditional fixed-effects logistic regression |           |           |       |       |                      | Number of obs      | = | 154    |
|---|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|--------------------|---|--------|
| Group variable (i): id                        |           |           |       |       |                      | Number of groups   | = | 14     |
|   |           |           |       |       |                      | Obs per group: min | = | 8      |
|   |           |           |       |       |                      | avg                | = | 11.0   |
|   |           |           |       |       |                      | max                | = | 12     |
| Log likelihood = -21.434422                   |           |           |       |       |                      | LR chi2(26)        | = | 92.24  |
|   |           |           |       |       |                      | Prob > chi2        | = | 0.0000 |
| group   | Coef.     | Std. Err. | z     | P> z  | [95% Conf. Interval] |                    |   |        |
| longir  | -13.52592 | 20.85738  | -0.65 | 0.517 | -54.40564            | 27.3538            |   |        |
| gdp_growth                                    | 47.39386  | 23.41673  | 2.02  | 0.043 | 1.497902             | 93.28981           |   |        |
| ln_gdp_pc                                     | -11.79499 | 6.751959  | -1.75 | 0.081 | -25.02859            | 1.438605           |   |        |
| resgdp  | -2.682725 | 13.31505  | -0.20 | 0.984 | -26.36529            | 25.82874           |   |        |
| fhgdp   | 51.27988  | 24.03119  | 2.13  | 0.033 | 4.179611             | 98.38015           |   |        |
| ggdgdg  | -9.490844 | 6.709818  | -1.41 | 0.157 | -22.64185            | 3.660157           |   |        |
| _1998   | -1.984463 | 3.52135   | -0.56 | 0.573 | -8.886182            | 4.917256           |   |        |
| _1999   | .9178078  | 3.329242  | 0.28  | 0.783 | -5.607386            | 7.443001           |   |        |
| _2000   | .7678977  | 3.22895   | 0.24  | 0.812 | -5.560728            | 7.096524           |   |        |
| _2001   | -2.027939 | 3.283244  | -0.62 | 0.537 | -8.462979            | 4.4071             |   |        |
| _2002   | -1.659744 | 3.441628  | -0.48 | 0.629 | -6.91144             | 6.579492           |   |        |
| _2003   | 2.550794  | 4.024443  | 0.63  | 0.526 | -5.33697             | 10.43856           |   |        |
| _2004   | 8.231299  | 4.763297  | 1.73  | 0.084 | -1.104592            | 17.56719           |   |        |
| _2005   | 9.034304  | 5.074349  | 1.78  | 0.075 | -9.11238             | 18.97985           |   |        |
| _2006   | 10.92094  | 5.783642  | 1.89  | 0.059 | -4.147922            | 22.25667           |   |        |
| _2007   | 14.39205  | 6.975548  | 2.06  | 0.039 | .7202274             | 28.06387           |   |        |
| _2008   | 72.34179  | 767691.2  | 0.00  | 1.000 | -1504575             | 1504720            |   |        |
| australia                                     | 90.09149  | 1759073   | 0.00  | 1.000 | -3447629             | 3447809            |   |        |
| iceland                                       | 6.026407  | 7.583187  | 0.79  | 0.427 | -8.836366            | 20.88918           |   |        |
| ireland                                       | 21.98872  | 556120.6  | 0.00  | 1.000 | -1089954             | 1089998            |   |        |
| newzealand                                    | -33.41115 | 1848466   | -0.00 | 1.000 | -3622959             | 3622893            |   |        |
| poland  | -30.34664 | 1554599   | -0.00 | 1.000 | -3046988             | 3046927            |   |        |
| slovakrepu*c                                  | -24.62554 | .         | .     | .     | .                    | .                  |   |        |
| spain   | 27.32682  | 6962364   | 0.00  | 1.000 | -1.36e+07            | 1.36e+07           |   |        |
| turkey  | 24.49752  | 5813637   | 0.00  | 1.000 | -1.14e+07            | 1.14e+07           |   |        |
| unitedstates                                  | 88.82124  | 2264521   | 0.00  | 1.000 | -4438290             | 4438468            |   |        |

Obr. 4.7: Výsledky modelu bežného účtu platobnej bilancie - fixné efekty

| Fixed-effects (within) regression |           |           |       |       |                      | Number of obs      | = | 116    |
|-----------------------------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|--------------------|---|--------|
| Group variable (i): id            |           |           |       |       |                      | Number of groups   | = | 33     |
| R-sq: within = 0.5944             |           |           |       |       |                      | Obs per group: min | = | 1      |
| between = 0.1094                  |           |           |       |       |                      | avg                | = | 3.5    |
| overall = 0.0070                  |           |           |       |       |                      | max                | = | 4      |
| corr(u_i, Xb) = -0.8358           |           |           |       |       |                      | F(36, 47)          | = | 1.91   |
|                                   |           |           |       |       |                      | Prob > F           | = | 0.0185 |
| bugdp                             | Coef.     | Std. Err. | t     | P> t  | [95% Conf. Interval] |                    |   |        |
| longir                            | .760767   | .2885925  | 2.64  | 0.011 | 1.3413               | .1802341           |   |        |
| gdp_growth                        | -.4411689 | .1506539  | -2.93 | 0.005 | -.7442454            | -.1380924          |   |        |
| ln_gdp_pc                         | -.0221743 | .0582899  | -0.38 | 0.705 | -.1394385            | .0950899           |   |        |
| resgdp                            | -.0254601 | .2667106  | 0.10  | 0.924 | -.5110925            | .5620127           |   |        |
| fhgdp                             | .7160095  | .2384058  | 3.84  | 0.000 | .4363988             | 1.39562            |   |        |
| ggdgdg                            | -.0070567 | .0609568  | -0.12 | 0.908 | -.1296859            | .1155725           |   |        |
| _1997                             | -.0187475 | .0244709  | -0.77 | 0.447 | -.0679766            | .0304816           |   |        |
| _1998                             | (dropped) |           |       |       |                      |                    |   |        |
| _1999                             | -.9120461 | .0062864  | -1.92 | 0.061 | -.0246927            | .0006006           |   |        |
| _2000                             | -.0196787 | .0084506  | -2.33 | 0.024 | -.0366791            | -.0026783          |   |        |
| australia                         | -.0592455 | .0356753  | -1.66 | 0.103 | -.1310151            | .012524            |   |        |
| austria                           | -.0109214 | .0345417  | 0.32  | 0.753 | -.0585676            | .0804104           |   |        |
| belgium                           | -.0405777 | .0351413  | -1.15 | 0.254 | -.1112729            | .0301176           |   |        |
| brasil                            | (dropped) |           |       |       |                      |                    |   |        |
| canada                            | (dropped) |           |       |       |                      |                    |   |        |
| denmark                           | -.0254815 | .0346257  | -0.74 | 0.465 | -.0951394            | .0441763           |   |        |
| finland                           | -.0539706 | .0367539  | -1.47 | 0.149 | -.1279099            | .0199686           |   |        |
| france                            | -.0214245 | .0341489  | -0.63 | 0.533 | -.0901232            | .0472742           |   |        |
| germany                           | -.0345136 | .0347815  | -0.99 | 0.326 | -.104485             | .0354577           |   |        |
| greece                            | (dropped) |           |       |       |                      |                    |   |        |
| hungary                           | (dropped) |           |       |       |                      |                    |   |        |
| iceland                           | -.0799143 | .0347702  | -2.30 | 0.026 | -.1498629            | -.0099658          |   |        |
| ireland                           | -.0655232 | .0371317  | -1.76 | 0.084 | -.1402226            | .0091762           |   |        |
| israel                            | (dropped) |           |       |       |                      |                    |   |        |
| italy                             | -.0508714 | .0359649  | -1.41 | 0.164 | -.1232236            | .0214807           |   |        |
| japan                             | .0342513  | .0400536  | 0.86  | 0.397 | .0463261             | .1148287           |   |        |
| korea                             | .0456501  | .0411561  | 1.11  | 0.273 | -.0371655            | .1284656           |   |        |
| latvia                            | (dropped) |           |       |       |                      |                    |   |        |
| mexico                            | (dropped) |           |       |       |                      |                    |   |        |
| netherlands                       | -.0645339 | .0358121  | -1.80 | 0.078 | -.1365786            | .0075108           |   |        |
| newzealand                        | -.0048371 | .0363308  | -0.13 | 0.895 | -.0682511            | .0779254           |   |        |
| norway                            | -.0232067 | .034333   | -0.68 | 0.502 | -.0922758            | .0458623           |   |        |
| poland                            | -.0390669 | .0317745  | -1.23 | 0.225 | -.0248552            | .102989            |   |        |
| portugal                          | -.0474388 | .0366804  | -1.29 | 0.202 | -.1212303            | .0263527           |   |        |
| russianFed*n                      | -.3440943 | .1557023  | -2.21 | 0.032 | -.6573269            | -.0308617          |   |        |
| slovakrepu*c                      | -.0677447 | .0413951  | -1.64 | 0.108 | -.0155315            | .1510208           |   |        |
| southafrica                       | (dropped) |           |       |       |                      |                    |   |        |
| spain                             | -.0533942 | .0377599  | -1.41 | 0.164 | -.1293574            | .022569            |   |        |
| sweden                            | -.0465596 | .0359687  | -1.29 | 0.202 | -.1189193            | .0258              |   |        |
| switzerland                       | -.0110235 | .0346973  | -0.32 | 0.752 | -.0808255            | .0587785           |   |        |
| turkey                            | (dropped) |           |       |       |                      |                    |   |        |
| unitedking*m                      | -.0678195 | .0360779  | -1.88 | 0.066 | -.1403988            | .0047598           |   |        |
| unitedstates                      | -.0456722 | .034658   | -1.32 | 0.194 | -.1153952            | .0240507           |   |        |
| estonia                           | (dropped) |           |       |       |                      |                    |   |        |
| lithuania                         | -.1127387 | .0396869  | -2.84 | 0.007 | -.1925784            | -.032899           |   |        |

Obr. 4.8: Výsledky modelu bežného účtu v rokoch 1997-2000 - fixné efekty



|                               |                    |   |        |
|-------------------------------|--------------------|---|--------|
| Random-effects GLS regression | Number of obs      | = | 117    |
| Group variable (i): id        | Number of groups   | = | 33     |
| R-sq: within = 0.1074         | Obs per group: min | = | 1      |
| between = 0.2202              | avg                | = | 3.5    |
| overall = 0.2418              | max                | = | 4      |
| Random effects u_i ~ Gaussian | Wald chi2(9)       | = | 18.17  |
| corr(u_i, X) = 0 (assumed)    | Prob > chi2        | = | 0.0333 |

| bugdp      | Coef.     | Std. Err.                         | z     | P> z  | [95% Conf. Intervall] |
|------------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|-----------------------|
| longir     | -.0199808 | .0643572                          | 0.31  | 0.756 | -.106157 .1461187     |
| gdp_growth | -.1994068 | .1332872                          | -1.50 | 0.135 | -.4606449 .0618313    |
| ln_gdp_pc  | -.0019526 | .0137274                          | 0.14  | 0.887 | -.0249525 .0288577    |
| resgdp     | -.1499234 | .1042679                          | 1.44  | 0.150 | -.0544379 .3542848    |
| fbgdp      | -.4737149 | .1553911                          | 3.05  | 0.002 | -.1691541 -.7782758   |
| ggdgdgdp   | -.0608365 | .0267185                          | 2.28  | 0.023 | -.0084692 -.1132037   |
| _1997      | (dropped) |                                   |       |       |                       |
| _1998      | -.0035291 | .0070458                          | -0.50 | 0.616 | -.0173387 .0102804    |
| _1999      | -.0091447 | .0070805                          | -1.29 | 0.197 | -.0230223 .0047328    |
| _2000      | -.0118392 | .0078481                          | -1.51 | 0.131 | -.0272212 .0035428    |
| _cons      | -.0558233 | .1339488                          | -0.42 | 0.677 | -.3183581 .2067116    |
| sigma_u    | .0369918  |                                   |       |       |                       |
| sigma_e    | .02107783 |                                   |       |       |                       |
| rho        | .7549055  | (fraction of variance due to u_i) |       |       |                       |

Obr. 4.9: Výsledky modelu běžného účtu v letech 1997-2000 - náhodné efekty

|                               |                    |   |        |
|-------------------------------|--------------------|---|--------|
| Random-effects GLS regression | Number of obs      | = | 144    |
| Group variable (i): id        | Number of groups   | = | 36     |
| R-sq: within = 0.0342         | Obs per group: min | = | 4      |
| between = 0.4629              | avg                | = | 4.0    |
| overall = 0.4064              | max                | = | 4      |
| Random effects u_i ~ Gaussian | Wald chi2(9)       | = | 19.49  |
| corr(u_i, X) = 0 (assumed)    | Prob > chi2        | = | 0.0214 |

| bugdp      | Coef.     | Std. Err.                         | z     | P> z  | [95% Conf. Intervall] |
|------------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|-----------------------|
| longir     | -.1317979 | .0488707                          | 2.70  | 0.007 | -.0360132 .2275826    |
| gdp_growth | -.1968893 | .155229                           | -1.27 | 0.205 | -.5011325 .1073539    |
| ln_gdp_pc  | -.0117888 | .0101039                          | 1.17  | 0.243 | -.0080143 .031592     |
| resgdp     | -.0042637 | .0695772                          | 0.06  | 0.951 | -.132105 .1406324     |
| fbgdp      | -.2948054 | .1313356                          | 2.24  | 0.025 | -.0373923 .5522185    |
| ggdgdgdp   | -.0308499 | .0216658                          | 1.42  | 0.154 | -.0116143 .0733142    |
| _2001      | -.0007952 | .0071486                          | 0.11  | 0.911 | -.0132158 .0148062    |
| _2002      | -.0052402 | .0062394                          | 0.84  | 0.401 | -.0067889 .0174692    |
| _2003      | -.0050858 | .005358                           | 0.95  | 0.343 | -.0054157 .0155873    |
| _2004      | (dropped) |                                   |       |       |                       |
| _cons      | -.1392236 | .1035586                          | -1.34 | 0.179 | -.3421948 .0637475    |
| sigma_u    | .03679934 |                                   |       |       |                       |
| sigma_e    | .01686115 |                                   |       |       |                       |
| rho        | .82648751 | (fraction of variance due to u_i) |       |       |                       |

Obr. 4.10: Výsledky modelu běžného účtu v letech 2001-2004 - náhodné efekty

|                               |                    |   |        |
|-------------------------------|--------------------|---|--------|
| Random-effects GLS regression | Number of obs      | = | 139    |
| Group variable (i): id        | Number of groups   | = | 36     |
| R-sq: within = 0.2535         | Obs per group: min | = | 1      |
| between = 0.2238              | avg                | = | 3.9    |
| overall = 0.2566              | max                | = | 4      |
| Random effects u_i ~ Gaussian | Wald chi2(9)       | = | 46.48  |
| corr(u_i, X) = 0 (assumed)    | Prob > chi2        | = | 0.0000 |

| bugdp      | Coef.     | Std. Err.                         | z     | P> z  | [95% Conf. Intervall] |
|------------|-----------|-----------------------------------|-------|-------|-----------------------|
| longir     | -.0822926 | .2492978                          | -0.33 | 0.741 | -.5709072 .4063221    |
| gdp_growth | -.5449167 | .1488488                          | -3.66 | 0.000 | -.8366551 -.2531784   |
| ln_gdp_pc  | -.011626  | .0167124                          | -0.70 | 0.487 | -.0443817 .0211297    |
| resgdp     | -.25032   | .1028177                          | -2.43 | 0.015 | -.451839 .0488011     |
| fbgdp      | -.3403091 | .1483387                          | 2.29  | 0.022 | -.0495707 .6310476    |
| ggdgdgdp   | -.0625285 | .0298533                          | 2.09  | 0.036 | -.0040171 .1210399    |
| _2005      | -.1144716 | .1767342                          | 0.65  | 0.517 | -.2319211 .4608643    |
| _2006      | -.1069245 | .1786772                          | 0.60  | 0.550 | -.2432764 .4571254    |
| _2007      | -.1018794 | .1809144                          | 0.56  | 0.573 | -.2527063 .4564652    |
| _2008      | -.0878558 | .1813352                          | 0.48  | 0.628 | -.2675548 .4432663    |
| _cons      | (dropped) |                                   |       |       |                       |
| sigma_u    | .05576203 |                                   |       |       |                       |
| sigma_e    | .02041596 |                                   |       |       |                       |
| rho        | .88179635 | (fraction of variance due to u_i) |       |       |                       |

Obr. 4.11: Výsledky modelu běžného účtu v letech 2005-2008 - náhodné efekty

|             | Coefficients |           | (b-B)<br>Difference | sqrt(diag(U_b-U_B))<br>S.E. |
|-------------|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
|             | (b)<br>fe    | (B)<br>re |                     |                             |
| gdp_growth  | -3899.176    | -56.95091 | -3842.225           | 93604.94                    |
| ln_gdp_pc   | 609.3199     | 4.544682  | 604.7752            | 10805.23                    |
| house_price | 152.9341     | 10.42139  | 142.5127            | 7265.105                    |
| hicp        | -7584.044    | -102.6057 | -7481.439           | 154649.5                    |
| var2        | 48.98832     | 1.371468  | 47.61685            | 9.85e+07                    |
| var3        | 84.1845      | .5183881  | 83.66611            | 31720.3                     |
| var4        | -107.2488    | -.560963  | -106.6879           | 9.85e+07                    |
| var5        | -147.254     | -1.960516 | -145.2935           | 8584.418                    |
| var6        | -200.1148    | -.407423  | -199.7073           | 9.85e+07                    |
| var7        | -203.8476    | .2336494  | -204.0812           | 31898.87                    |
| var8        | -200.1061    | 1.371299  | -201.4774           | 9.85e+07                    |
| var9        | -294.8066    | .6542975  | -295.4609           | 8223.869                    |
| var10       | -331.6237    | 1.940603  | -333.5643           | 9.85e+07                    |

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtlogit  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtlogit

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[U\_b-U\_B]^-1(b-B)  
= 0.01  
Prob>chi2 = 1.0000

Obr. 4.12: Výsledky Hausmanovho testu - model hypotekárneho dlhu

|                                    |                    |   |        |
|------------------------------------|--------------------|---|--------|
| Random-effects logistic regression | Number of obs      | = | 206    |
| Group variable (i): id             | Number of groups   | = | 22     |
| Random effects u_i ~ Gaussian      | Obs per group: min | = | 6      |
|                                    | avg                | = | 9.4    |
|                                    | max                | = | 10     |
| Log likelihood = -54.176401        | Wald chi2(13)      | = | 24.96  |
|                                    | Prob > chi2        | = | 0.0234 |

| group       | Coef.     | Std. Err. | z     | P> z  | [95% Conf. Interval] |
|-------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| gdp_growth  | -56.95091 | 27.26924  | -2.09 | 0.037 | -110.3976 -3.50419   |
| ln_gdp_pc   | 4.544682  | 1.235323  | 3.68  | 0.000 | 2.123494 6.965869    |
| house_price | 10.42139  | 8.022185  | 1.30  | 0.194 | -5.301802 26.14459   |
| hicp        | -102.6057 | 33.64897  | -3.05 | 0.002 | -168.5565 -36.65494  |
| var2        | 1.371468  | 1.855224  | 0.74  | 0.460 | -2.264704 5.00764    |
| var3        | .5183881  | 1.914997  | 0.27  | 0.787 | -3.234938 4.271714   |
| var4        | -.560963  | 1.896226  | -0.30 | 0.767 | -4.277497 3.155571   |
| var5        | -1.960516 | 1.934833  | -1.01 | 0.311 | -5.752719 1.831687   |
| var6        | -.407423  | 1.745582  | -0.23 | 0.815 | -3.828701 3.013855   |
| var7        | .2336494  | 1.719349  | 0.14  | 0.892 | -3.136213 3.603512   |
| var8        | 1.371299  | 1.739639  | 0.79  | 0.431 | -2.038331 4.780929   |
| var9        | .6542975  | 1.797678  | 0.36  | 0.716 | -2.869088 4.177682   |
| var10       | 1.940603  | 2.405927  | 0.81  | 0.420 | -2.774928 6.656135   |
| _cons       | -45.04288 | 12.3084   | -3.66 | 0.000 | -69.1669 -20.91885   |
| /lnsig2u    | 3.724331  | .4049099  |       |       | 2.930722 4.517939    |
| sigma_u     | 6.437661  | 1.303336  |       |       | 4.329106 9.573221    |
| rho         | .926456   | .0275886  |       |       | .8506711 .9653466    |

Likelihood-ratio test of rho=0: chibar2(01) = 136.02 Prob >= chibar2 = 0.000

Obr. 4.13: Výsledky modelu hypotekárneho dlhu za použitia inflácie

|                                    |                    |   |        |
|------------------------------------|--------------------|---|--------|
| Random-effects logistic regression | Number of obs      | = | 206    |
| Group variable (i): id             | Number of groups   | = | 22     |
| Random effects u_i ~ Gaussian      | Obs per group: min | = | 6      |
|                                    | avg                | = | 9.4    |
|                                    | max                | = | 10     |
| Log likelihood = -46.338443        | Wald chi2(13)      | = | 17.28  |
|                                    | Prob > chi2        | = | 0.1869 |

| group         | Coef.     | Std. Err. | z     | P> z  | [95% Conf. Interval] |
|---------------|-----------|-----------|-------|-------|----------------------|
| gdp_growth    | -92.19526 | 47.72675  | -1.93 | 0.053 | -185.738 1.347446    |
| ln_gdp_pc     | 20.51998  | 5.809035  | 3.53  | 0.000 | 9.134478 31.90548    |
| house_price   | -26.53954 | 12.03209  | -2.21 | 0.027 | -50.12196 -2.957113  |
| mortgage_rate | 79.1327   | 47.36906  | 1.67  | 0.095 | -13.70895 171.9743   |
| var2          | 1.779543  | 2.387149  | 0.75  | 0.456 | -2.899184 6.45827    |
| var3          | .0799324  | 2.308448  | 0.03  | 0.972 | -4.444543 4.604407   |
| var4          | -2.064364 | 2.476564  | -0.83 | 0.405 | -6.91834 2.789611    |
| var5          | -5.509229 | 2.87542   | -1.92 | 0.055 | -11.14495 -1.264902  |
| var6          | -4.131888 | 2.769095  | -1.49 | 0.136 | -9.559216 1.295439   |
| var7          | -4.46645  | 2.852172  | -1.57 | 0.117 | -10.0566 1.123705    |
| var8          | -4.84472  | 2.842021  | -1.70 | 0.088 | -10.41498 .7255379   |
| var9          | -8.659372 | 3.463714  | -2.50 | 0.012 | -15.44813 -1.870617  |
| var10         | -12.46759 | 4.669199  | -2.67 | 0.008 | -21.61906 -3.31613   |
| _cons         | -204.0073 | 57.10175  | -3.57 | 0.000 | -315.9246 -92.08988  |
| /lnsig2u      | 5.117587  | .5827819  |       |       | 3.975355 6.259819    |
| sigma_u       | 12.92022  | 3.764835  |       |       | 7.298565 22.8719     |
| rho           | .9806731  | .0110457  |       |       | .9418329 .9937504    |

Likelihood-ratio test of rho=0: chibar2(01) = 134.05 Prob >= chibar2 = 0.000

Obr. 4.14: Výsledky modelu hypotekárneho dlhu za použitia Mortgage\_Rates

|                         | Coefficients |           | (h-B)<br>Difference | sqrt(diag(U_b-U_B))<br>S.E. |
|-------------------------|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------|
|                         | (h)<br>Fe    | (B)<br>re |                     |                             |
| gdp_growth              | -1.517526    | -3.134327 | 1.616801            | 2.556034                    |
| ln_gdp_pc               | -1.740691    | -.1441282 | -1.596563           | .9880741                    |
| ln_longter <sup>e</sup> | -1.061995    | -1.730589 | .6685937            | .692344                     |
| ln_mdogdp               | .7709269     | .2164469  | .5544801            | .4959106                    |
| _2004                   | -.0799846    | -6.935836 | 6.855852            | .                           |
| _2005                   | -.3412624    | -7.156365 | 7.497627            | .                           |
| _2006                   | .2250989     | -6.77431  | 6.999409            | .                           |
| _2007                   | 1.116027     | -6.476751 | 7.592778            | .                           |
| _2008                   | 1.150673     | -6.18925  | 7.339923            | .                           |

h = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg  
 Test: Ho: difference in coefficients not systematic  
 chi2(9) = (h-B)'[(U\_b-U\_B)^(-1)](h-B)  
           = 2.10  
 Prob>chi2 = 0.9899  
 (U\_b-U\_B is not positive definite)

Obr. 4.15: Výsledky Hausmanovho testu - model MBS

|                               |                    |   |        |
|-------------------------------|--------------------|---|--------|
| Random-effects GLS regression | Number of obs      | = | 93     |
| Group variable (i): id        | Number of groups   | = | 17     |
| R-sq: within = 0.3558         | Obs per group: min | = | 3      |
| between = 0.2294              | aug                | = | 5.5    |
| overall = 0.2415              | max                | = | 6      |
| Random effects u_i ~ Gaussian | Wald chi2(9)       | = | 104.96 |
| corr(u_i, X) = 0 (assumed)    | Prob > chi2        | = | 0.0000 |

| ln_mbs                  | Coef.     | Std. Err. | z     | P> z  | [95% Conf. Interval]              |
|-------------------------|-----------|-----------|-------|-------|-----------------------------------|
| gdp_growth              | -3.134327 | 3.547048  | -0.88 | 0.377 | -10.08641 3.81776                 |
| ln_gdp_pc               | -.1441282 | .7497976  | -0.19 | 0.848 | -1.613704 1.325448                |
| ln_longter <sup>e</sup> | -1.730589 | .7839282  | -2.21 | 0.027 | -3.26706 -.1941182                |
| ln_mdogdp               | .2164469  | .4460734  | 0.49  | 0.628 | -.6578409 1.090735                |
| _2003                   | -7.193153 | 8.475279  | -0.85 | 0.396 | -23.80439 9.418088                |
| _2004                   | -6.935836 | 8.523847  | -0.81 | 0.416 | -23.64227 9.770596                |
| _2005                   | -7.156365 | 8.572409  | -0.83 | 0.404 | -23.95798 9.645248                |
| _2006                   | -6.77431  | 8.555538  | -0.79 | 0.428 | -23.54286 9.994237                |
| _2007                   | -6.476751 | 8.611247  | -0.75 | 0.452 | -23.35449 10.40098                |
| _2008                   | -6.18925  | 8.664566  | -0.71 | 0.475 | -23.17149 10.79299                |
| _cons                   | (dropped) |           |       |       |                                   |
| sigma_u                 | 1.560066  |           |       |       |                                   |
| sigma_e                 | .47939196 |           |       |       |                                   |
| rho                     | .91372026 |           |       |       | (fraction of variance due to u_i) |

Obr. 4.16: Výsledky modelu MBS - regresia s náhodnými efektami