

Univerzita Karlova v Praze
Fakulta sociálních věd
Institut ekonomických studií

Diplomová práce

2011

Martin Lörinčík

Univerzita Karlova v Praze
Fakulta sociálních věd
Institut ekonomických studií

DIPLOMOVÁ PRÁCA
Vplyv makroekonomických šokov na kreditné riziko
slovenského bankového sektora a jeho stresové
testovanie

Vypracoval: Bc. Martin Lörinčík
Vedúci: doc. Ing. Oldřich Dědek, CSc.
Akademický rok: 2010/2011

Prehlásenie:

Prehlasujem, že som diplomovú prácu vypracoval samostatne a použil iba uvedené pramene a literatúru.

Praha 14.01.2011

podpis študenta

Pod'akovanie:

Moje pod'akovanie za ochotu ujať sa postu odborného konzultanta tejto práce patrí pánovi doc. Ing. Oldřichovi Dědekovi, CSc. a pánovi PhDr. Petrovi Gapkovi, ktorý sa ujal konzultácií výpočtovej časti.

ABSTRAKT

Sledovanie a kvantifikácia kreditného rizika sú dôležitou súčasťou riziko managementu a neprevádzajú ich len finančné inštitúcie na mikroekonomickej úrovni, ale taktiež centrálné banky na základe agregovaných dát. Táto diplomová práca sa zaoberá skúmaním šokov vybraných významných makroekonomických premenných a ich odozvy na zmenu zlyhaných (nesplatených) úverov (indikátor NPL -non performing loans) domácností a firiem v slovenskom bankovom sektore. V úvode práce je popísaný spôsob spracovania dát použitých v analýze, keďže problémom, na ktorý naráža výskum v tejto oblasti, je ich nekonzistentnosť. Tú vo významnej miere zapríčiňuje na jednej strane post - transformačný proces konsolidácie slovenského bankového sektoru, na strane druhej legislatívne úpravy a zmena metodiky výpočtu zlyhaných úverov.

Ambíciou tejto diplomovej práce nie je komplexný popis a interpretácia ekonomických vzťahov, ktoré by mohli ovplyvňovať úroveň zlyhaných úverov, ale skôr snaha o rozšírenie možností stresového testovania kreditného rizika v slovenskom bankovom sektore. Na overenie významnosti makroekonomických premenných, ktoré vplyvajú na veľkosť zlyhaných úverov, analýza používa OLS regresiu. Dôležitou súčasťou stresových testov kreditného rizika je aplikácia metódy Monte Carlo, ktorá simuluje veľké množstvo stresových scenárov a šokov makroekonomických premenných a umožňuje tak lepšie popísať chovanie indikátoru ΔNPL .

Záver sa venuje možnosti stresového testovania kreditného rizika v agregovaných sektoroch domácností a firiem Slovenskej i Českej republiky. Dôvodom je fakt, že obe ekonomiky museli v post transformačnom procese čeliť podobným výzvam a problémom. Po úprave dát a dosiahnutí ich homogenity pre oba bankové sektory, bola navyše potvrdená aj možnosť použitia metódy pooled OLS za účelom získania regresných koeficientov vplyvu významných makroekonomických faktorov na NPL domácností a firiem.

ABSTRACT

Credit risk tracking and quantification play important roles in risk management and they are not applied only by financial institutions on microeconomic level, but also by central banks on the background of aggregated data. This master thesis deals with the analyses of shocks of given significant macroeconomic variables and their reply on changes of households' and firms' defaulted, non performing loans in Slovakian banking sector. In introductory part, the method of data handling is described, because of their inconsistency in the given field of research. That is caused on one hand by the post-transformational consolidation process of Slovakian banking sector and on the other hand by legislative shifts and changes in calculation methodology of non performing loans.

The main aim of the thesis is not to describe and interpret most precisely the economic relations that could influence the level of non performing loans, but the effort to widen the range of credit risk stress testing possibilities in Slovakian banking sector. In order to check the macroeconomic variables' significance, OLS regression is used. Important part of the stress tests is the application of Monte Carlo method which simulates high number of stress scenarios and macroeconomic variables' shocks and therefore helps to improve the description of the Δ NPL indicator behavior.

Conclusion deals with the possibility of credit risk stress testing use in Slovakian and Czech aggregated sectors of firms and households. Main reason of the try is the fact that both countries had to face very similar challenges and problems during the post-transformation era. Moreover, the feasibility of the application of pooled OLS regression method was proven after the modification of the data and achievement of their homogeneity in order to obtain regression coefficients of significant macroeconomic variables' influence on non performing loans for both sectors of firms and households.

Bibliografický záznam:

LÖRINČÍK, M. *Vplyv makroekonomických šokov na kreditné riziko slovenského bankového sektora a jeho stresové testovanie*. Praha, 2011. 92 s. Diplomová práce. Univerzita Karlova v Praze.

Zoznam grafov a tabuliek

Graf 2-1: Hranica uplatnenia/neuplatnenia Európskej call opcie (podnikového defaultu)	6
Graf 2-2: Distribučná funkcia strát vyplývajúcich z kreditného rizika.....	10
Graf 3-1: Časová štruktúra radov firemných klasifikovaných a zlyhaných úverov od roku 1997 a od roku 2006	19
Graf 3-2: Klasifikované a zlyhané úvery	21
Graf 3-3: Celkové úvery	23
Graf 3-4: Index NPL	24
Graf 5-1: Štatist. rozdelenia vplyvu šokov na Δ NPL-F a Δ NPL-D.....	48
Graf 5-2: Štatist. rozdelenia vplyvu šokov na Δ NPL-F a Δ NPL-D–bez fixných efektov	49
Graf 5-3: Št. rozdelenia vplyvu šokov na Δ NPL-F a Δ NPL-D (Zlepšené ekonomické podmienky)	50
Graf 5-4: Štatist. rozdelenie vplyvov šokov na Δ NPL-F a Δ NPL-D (Zhoršené ekonomické podmienky).....	51
Graf 6-1: Štatistické rozdelenie vplyvu šokov na Δ NPL-F a Δ NPL-D–bez fixných efektov.....	60
Tabuľka 4-1: ADF testu pre premenné použité v regresii sektoru firiem a domácností ..	27
Tabuľka 4-2: SUR Firmy (T=45), Vysvetľovaná premenná Δ NPL-F.....	30
Tabuľka 4-3: SUR Domácnosti (T=47), Vysvetľovaná premenná Δ NPL-D	31
Tabuľka 4-4: OLS Firmy (T=45), Vysvetľovaná premenná Δ NPL-F.....	32
Tabuľka 4-5: Domácnosti (T=47), Vysvetľovaná premenná Δ NPL-D	34
Tabuľka 5-1: Analýza časových radov – vysvetľujúce premenné.....	38
Tabuľka 5-2: Δ NPL-F (v %) -Vplyv šokov na krit. hodnotách 95% intervalov spoľahlivosti.....	40
Tabuľka 5-3: Δ NPL-F (v %) -Vplyv šokov na krit. hodnotách 75% intervalov spoľahlivosti.....	40
Tabuľka 5-4: Δ NPL-D (v %) -Vplyv šokov na krit. hodnotách 95% intervalov spoľahlivosti.....	42
Tabuľka 5-5: Δ NPL-D (v %) -Vplyv šokov na krit. hodnotách 75% intervalov spoľahlivosti.....	43
Tabuľka 5-6: Rozdelenia časových radov zmien makroekonomických premenných a aplikované reštrikcie	47
Tabuľka 5-7: Hodnoty kvantilov normálneho rozdelenia Δ NPL-F a Δ NPL-D.....	49
Tabuľka 6-1: ADF test pre premenné použité v panelovej regresii sektoru firiem a domácností.	56
Tabuľka 6-2: Pooled OLS domácností (T=50), Vysvetľovaná premenná – Δ NPL-D	58
Tabuľka 6-3: Pooled OLS Firmy (T=50), Vysvetľovaná premenná – Δ NPL-F.....	59

Obsah

1.	Úvod.....	1
2.	Kreditné riziko	4
2.1.	Modelovanie kreditného rizika a prehľad literatúry	5
2.1.1.	Štruktúrované modely.....	6
2.1.2.	Redukované modely.....	7
2.2.	Stresové testovanie kreditného rizika	8
2.2.1.	Makro úroveň stresového testovania	11
3.	Dáta.....	15
3.1.	Metodika a zmeny výpočtu klasifikovaných a zlyhaných úverov	16
3.1.1.	Firmy.....	18
3.1.2.	Domácnosti	19
3.2.	Štruktúra NPL indikátora.....	21
3.2.1.	Klasifikované a zlyhané úvery.....	21
3.2.2.	Celkové úvery	23
3.2.3.	NPL.....	24
4.	Slovenský bankový sektor	25
4.1.	Regresná analýza	25
4.1.1.	Test použitia SUR – GLS odhadu.....	29
4.2.	Interpretácia modelu	31
4.2.1.	Firmy.....	31
4.2.2.	Domácnosti	34
5.	Stresový test kreditného rizika.....	37
5.1.	Tvorba makroekonomického šoku a jednoduché stresové scenáre	38
5.1.1.	Firmy.....	40
5.1.2.	Domácnosti	42
5.2.	Skladané stresové scenáre.....	44
5.2.1.	Vplyv šokov makroekonomických premenných na Δ NPL	48
5.2.2.	Stresové scenáre zlepšených ekonomických podmienok	49
5.2.3.	Stresové scenáre zhoršených ekonomických podmienok	51
6.	Panelová analýza.....	53
6.1.	Chowov test	54
6.1.1.	Pooled OLS Model	55

6.1.2. Interpretácia modelu	57
6.2. Stresové scenáre.....	60
7. Záver	62
Prílohy.....	66

1. Úvod

Finančné inštitúcie i celé bankové sektory európskych krajín musia v súčasnej dobe čeliť rôznym negatívnym vplyvom, makroekonomickým i mikroekonomickým výkyvom. Rastúci počet korporátnych insolvencií, prepad burzových indexov, nestále úverové marže, inflačná neistota a ekonomiky na pokraji bankrotu sú veľakrát nepriamo zapríčinené masívnou vlnou prepádov amerických akciových indexov v roku 2008 a následným krachom veľkých investičných spoločností. Obdobie posledných rokov, mnohými nazývané aj ako „novodobá globálna hospodárska kríza“, zasiahla v prvej vlne ekonomiku USA a následne aj ekonomiky EÚ, ktoré neboli schopné jej negatívne dopady pohltiť. Jedným z fundamentálnych problémov, ktoré sa v súčasnosti javia ako kľúčové pri jej vzniku, bol problém bonity, jednoduchý prístup k tzv. lacným hypotekárnym peniazom v USA počas 90. rokov a vysoký stupeň kreditného rizika vo vzťahu klientov k poskytovateľom týchto lacných peňazí. Lepšie pochopenie dopadov nepriaznivých vplyvov pôsobiacich na ekonomiky nielen na mikroekonomickej úrovni, ale aj na agregovanej úrovni národných ekonomík, môže byť veľmi užitočné a veľakrát kľúčové pri zachovávaní celkovej ekonomickej stability finančného sektoru.

Najvýznamnejšou snahou posledných rokov o centralizovanú kontrolu stability finančných systémov bolo zavedenie Financial Soundness Indicators (FSIs) Medzinárodným menovým fondom (IMF) v roku 2003 a spolupráca IMF a Svetovej banky (WB) v roku 1999, kedy uviedli tzv. Financial Sector Assessment Program (FSAP)¹. FSIs ako výpočet hlavných ekonomických indikátorov je nástroj makroprudentnej analýzy, ktorá kvantifikuje silné a slabé stránky predmetného finančného systému a bola odozvou na Ázijskú krízu finančných trhov koncom 90. rokov. Hlavným cieľom FSIs je najmä dosiahnutie vyššieho stupňa transparentnosti u rozvojových a rýchlo rastúcich ekonomík, v ktorých bol prístup k podobnému druhu dát obmedzený. FSIs dopĺňajú FSAP. Ich úlohou je systematická kontrola, včasné varovanie, odhalenie potenciálnych slabostí a rizík finančných sektorov a uskutočňovanie krokov, vedúcich k dlhodobu udržateľnému rastu a rozvoju ekonomík zúčastnených krajín. Ďalším dôležitým nástrojom regulácie globálnych finančných trhov je tiež dohoda BASEL II, ktorá rozširuje pôvodnú dohodu BASEL I, zavedenú

¹ FSAP sa v súčasnosti zúčastňuje väčšina krajín G-20, medzi nimi USA, Čína a EÚ.

v roku 1991². Jedná sa o štandardy, ktorých hlavným cieľom je „zvýšiť bezpečnosť a zdravie medzinárodného finančného systému pomocou vytvorenia rizikovo citlivých kapitálových požiadaviek bánk pri udržaní súčasnej úrovne priemerného regulačného kapitálu v bankovom systéme.“³BASEL II zahŕňa implementáciu troch hlavných druhov rizík: úverového rizika, tržného rizika a operačného rizika a stanovuje minimálnu výšku kapitálu potrebného na krytie strát vyplývajúcich z týchto druhov rizík. Plnenie BASEL II je dané direktívou o kapitálovom zabezpečení⁴. V súčasnej dobe sa taktiež pripravuje novelizácia dohody, BASEL III, ktorá by mala rozšíriť minimálne kapitálové požiadavky, schopné pokryť stratu v prípade nepriaznivých ekonomických vplyvov a turbulencií, a taktiež zohľadňovať ekonomický cyklus.

Jedným z kľúčových nástrojov kvantifikácie kreditného rizika na úrovni globálnych stabilizačných programov, a teda aj bazilejských dohôd, je jeho stresové testovanie. Zaoberá sa ním aj táto diplomová práca. Kreditné riziko je stresovo testované oproti signifikantným makroekonomickým premenným v sektore firiem a domácností a popísané je aj jeho správanie v prípade rôznych vonkajších šokov.

V úvodnej časti práce je stručne popísaný teoretický základ, z ktorého vychádzajú použité modely, logika makro a mikro – stresového testovania kreditného rizika, ako aj metodologický postup spracovávania dát, ich použitie v regresnom modeli, historický vývoj časových rád a problémy, s ktorými sa bolo potrebné vysporiadať, aby výstupy analýzy boli použiteľné a dostatočne dôveryhodné pri samotnom testovaní. Druhá časť sa venuje regresnej analýze a snahe dospieť k regresným koeficientom, ktoré tvoria vstup pri tvorbe tzv. stresových scenárov a na základe ktorých sa stresová analýza prevádza. V tejto časti je popísaný teoretický model a sú overené jeho predpoklady. Tretia časť diplomovej práce sa zaoberá panelovou analýzou sektorov domácností a firiem Slovenskej a Českej republiky. Vzhľadom na historickú a politickú príbuznosť oboch ekonomík je testovaná možnosť použitia metódy pooled OLS na dátové časové rady oboch krajín. Práca interpretuje vypočítané regresné koeficienty tejto metódy a stresovo testuje kreditné riziko agregovaných slovenských a českých sektorov

² Zavedeniu predchádzal návrh koncepcie BASEL I v roku 1988 Bazilejským výborom pre bankový dohľad.

³ MEJSTŘÍK, M.; PEČENÁ, M.; TEPLÝ, P. Základní principy bankovníctví. Praha : Karolinum, 2008. 628 s. ISBN 978-80-246-1500-4.

⁴ CRD–Capital requirements directive

domácností a firiem. V závere sa zaoberá interpretáciou výsledkov. V programovej prílohe možno nájsť výstupy regresnej analýzy, stresových testov a ich predpoklady.

2. Kreditné riziko

Kreditné riziko je popri riziku tržnom a operačnom jedným z najsignifikantnejších rizík, ktorým v súčasnosti čelia ekonomické subjekty. Je možné ho definovať niekoľkými spôsobmi alebo indikátormi, keďže sa jedná o riziko spojené s neschopnosťou protistrany kryť svoje záväzky. Tieto indikátory potom pôsobia ako vstupné alebo výstupné faktory v modeloch popísaných v ďalšej časti práce. Analýza sa bude zaoberať kreditným rizikom, ktorému čelí finančný sektor slovenskej ekonomiky zastúpený finančnými, nefinančnými a poisťovacími inštitúciami, vyplývajúcim z neschopnosti slovenských firiem a domácností kryť svoje záväzky z úverovej udalosti ako aj kreditným rizikom, ktorému na agregovanej úrovni čelí slovenská ekonomika spoločne s českou ekonomikou. Nasledujúce indikátory predstavujú hlavné premenné vystupujúce v analýze kvantifikácie kreditného rizika a riziko manažmente.

Indikátor zlyhaných úverov NPL (Non Performing Loans): Udáva pomer nesplatených, prípadne inak definovaných zlých⁵ úverov k celkovým úverom v danom segmente. Indikátor používajú aj obe regresné modely uvedené v tejto diplomovej práci. Indikátor zlyhaných úverov NPL predstavuje vysvetľovanú premennú regresie na vybrané makroekonomické premenné. S NPL indikátorom, ako vysvetľovanou premennou, pracuje napríklad Jakubík⁶, ktorý modeluje mieru zlyhania v českej ekonomike za pomoci jednofaktorového Mertonovho modelu. Pomer zlyhaných úverov k celkovým úverom používajú aj Jurča a Zeman⁷ pre potreby makro-stresového testovania kreditného rizika slovenského bankového sektora. Ich model sa zakladá na OLS regresii makroekonomických faktorov na indikátor NPL domácností a firiem.

Pravdepodobnosť zlyhania PD (Probability of Default): Na rozdiel od NPL ako historickej hodnoty, PD udáva odhad pravdepodobnosti, s ktorou dlžník nesplátí svoje záväzky a upadne do insolventie. S PD pracuje viacero modelov, a to buď na strane PD

⁵ Metodika výpočtu zlyhaných úverov nie je veľakrát jednotná. Platí to aj v prípade zlyhaných úverov v sektore firiem a domácností na Slovensku. Problém vyvstáva v čitateli indikátora, teda u nesplatených úverov, ktoré môžu mať rôznu dĺžku.

⁶ JAKUBÍK, P. Macroeconomics Environment and Credit Risk. *Finance a úvěr*, 2007. s. 60-78.

⁷ JURČA, P., ZEMAN, J. Macro Stress Testing of Slovakian Banking Sector, *National Bank of Slovakia Working Papers Series*, January 2008. WP 1/2008. s.26 ISSN 1337-5830

ako vstupu alebo PD ako pozorovanej premennej. Merton⁸ modeluje pravdepodobnosť zlyhania firmy na základe vzťahu medzi hodnotou jej aktív a pasív na konci určitého časového obdobia, kedy firma musí pokryť svoje záväzky. Niektoré prístupy ako napríklad CreditMetrics+ modelujú PD na základe ratingových hodnôt, ktorým potom na základe historických pozorovaní priradujú pravdepodobnosti, s ktorými firmy v skupine zlyhávajú.

Strata zo zlyhania LGD (Loss given Default) a Expozícia pri zlyhaní EAD (Exposure at Default): LGD definuje mieru straty na strane veriteľa z jeho úverovej angažovanosti v prípade insolvenčie dlžníka. Táto premenná sa môže pohybovať v intervale [0,1]. Pokiaľ veriteľ stratí vďaka insolvenčii protistrany celý podiel svojej úverovej angažovanosti, LGD je rovné 1. Naopak, v prípade, že veriteľ príde len o časť svojej úverovej angažovanosti, hodnota LGD spadne do spomínaného intervalu [0,1] a platí $LGD = 1 - RR$. RR ⁹ predstavuje veľkosť miery expozičie, o ktorú veriteľ v prípade insolvenčie protistrany nepríde. EAD potom definuje absolútnu veľkosť tejto straty.

Očakávaná strata EL (Expected Loss): Je definovaná na základe vzájomného vzťahu predchádzajúcich premenných a možno ju vypočítať ako $ED = PD * LGD * EAD$. Udáva priemernú očakávanú stratu v danom časovom horizonte.

2.1. Modelovanie kreditného rizika a prehľad literatúry

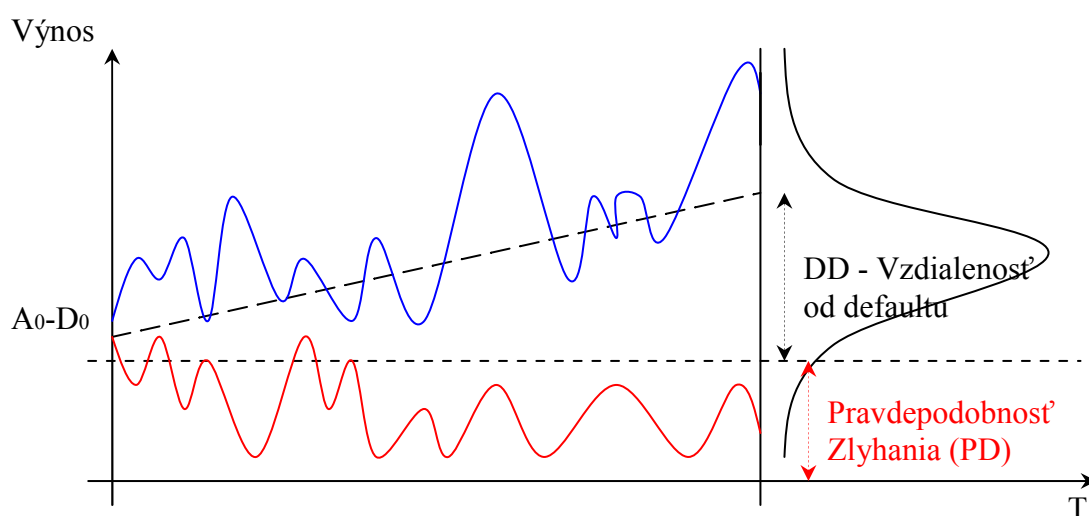
Problematikou kvantifikácie, modelovania a testovania kreditného rizika sa zaoberá mnoho publikácií a takisto metodológia, ktorá sa na tento účel používa, nie je jednotná. Modely môžeme rozdeliť do dvoch podskupín - na štruktúrované a redukované.

⁸ MERTON, C. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *Journal of Finance*, 1974. 29/2, s.449-470.

⁹ Recovery rate

2.1.1. Štruktúrované modely

Do prvej skupiny patria modely založené na prístupe Mertona¹⁰, ktorý za pomoci Black-Scholesovej¹¹ metodológie oceňovania opcií kvantifikuje a predikuje kreditné riziko. Tieto modely priamo vychádzajú z portfóliovej štruktúry aktív, pasív a hlavne jej financovania, teda miery zadĺženia. Základnou ideou týchto modelov je, že firma emituje záväzok, ktorý nie je spojený s povinnosťou splácať pravidelný kupón a ktorého doba splatnosti je T. Ako je vidieť z Grafu 2-1, v prípade, že v čase T klesne hodnota firemných aktív pod hranicu hodnoty záväzku, nastáva default. Súčasne, vlastný kapitál spoločnosti predstavuje Európsku call opciu¹² na jej aktíva s dobou splatnosti T a uplatňovacou (strike) cenou rovnou nominálnej hodnote záväzku, ktorý firma emitovala. Znamená to teda, že v dobe T firma buď uplatní opciu a získava rozdiel hodnoty firemných aktív (A_t) a nominálnej hodnoty záväzku (D_0), $Výnos_t = \max\{A_t - D_0, 0\}$, alebo opciu neuplatní.



Graf: 2-1: Hranica uplatnenia/neuplatnenia Európskej call opcie (podnikového defaultu)

Zdroj: DREHMANN, M. A Market Based Macro Stress Test for the Corporate Credit Exposures of UK Banks. *Bank of England Working Papers Series*, April 2005. s. 10.

¹⁰ MERTON, C. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *Journal of Finance*, 1974. 29/2, s.449-470.

¹¹ BLACK, F., SCHOLLES, M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *The Journal of Political Economy*, 81/3, 1973. s.637-654.

¹² Právo na uplatnenie záväzku za vopred dohodnutú cenu vo vopred dohodnutom termíne.

Black a Cox¹³ vo First passage-time modeli túto aplikáciu rozšírili o možnosť zlyhania firmy kedykoľvek pred dovŕšením splatnosti T jej záväzku. Insolvencia teda môže podľa Black a Coxa vzniknúť v tom prípade, keď tržná hodnota firemných aktív spadne pod určitú, „ešte únosnú“ hranicu, alebo takzvanú bariéru pred dobou splatnosti záväzku, čo umožňuje dosiahnuť vyšší stupeň objektívnosti pri modelovaní pravdepodobnosti zlyhania. Longstaff a Schwartz¹⁴ pridávajú do First passage-time modelu rozmer úrokového rizika, ktorému firma čelí. To znamená, že expozícia na zmenu úrokovej miery a pravdepodobnosť zlyhania môže byť pre rôzne firmy odlišná, keďže odlišná je aj ich štruktúra aktív. Jarrow a Turnbull¹⁵ pridali do Mertonovho modelu dynamickú analýzu úrokovej miery a vyjadrili závislosť medzi pravdepodobnosťou zlyhania a výnosovou krivkou, ktorá sa mení s fluktuáciou úrokovej miery. Vasicek¹⁶ rozšíril Mertonov model na portfólio dlžníkov a taktiež predpokladá, že dlžník upadá do defaultu v prípade, ak hodnota jeho aktív spadne pod istý trashold daný hodnotou jeho pasív. Na tomto modeli sa zakladá aj tzv. IRB¹⁷ prístup vnútorných ratingov zavedený Bankou pre medzinárodné platby¹⁸, ktorý definuje minimálne kapitálové požiadavky prvého piliera BASEL II.

2.1.2. Redukované modely

Naproti tomu, redukovaná forma modelov kreditného rizika, nepoužíva ako vstup úplnú informáciu, naviazanú na štruktúru firemných aktív a pasív, ale neúplnú informáciu, resp. informáciu, ktorú sprostredkováva trh. Na rozdiel od predchádzajúcej formy, nie je u redukovanej formy modelov možné presne predpokladať okamih¹⁹, kedy firma upadne do defaultu a stane sa neschopnou kryť svoje záväzky. Táto forma preto omnoho lepšie vystihuje realitu, keďže trh nikdy nemá úplnú informáciu a jeho znalosť je

¹³ BLACK, F., COX, J. Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions. *Journal of Finance*, 31/2. 1976. s. 351-367.

¹⁴ LONGSTAFF, F., SCHWARTZ, E. A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt. *Journal of Finance*, 50/3. July 1995. s. 789-819.

¹⁵ JARROW, R., TURNBULL, S. Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Credit Risk. *Journal of Finance*, 50/1. March 1995. s. 53-85.

¹⁶ VASICEK, O. *Limiting Loan Loss Probability Distribution*. San Francisco : KMV Corporation, 1991.

¹⁷ Internal rating based

¹⁸ BIS - Bank for International Settlements

¹⁹ V predchádzajúcom prípade štruktúrovaných modelov bola doba splatnosti záväzku T a okamih uplatnenia, alebo neuplatnenia pomyselnej Európskej call opcie nastával po vypršaní doby splatnosti.

len obmedzená. Preto do tejto skupiny patria najmä modely, ktoré sú využívané komerčne.

Credit Metrics (Credit Migration Analyses) – Analýza migrácie kreditného ratingu. Táto metóda najprv priradí ratingovým párom pravdepodobnosť, s ktorou nastanú, a potom určí pre každý ratingový pár súčasnú hodnotu portfólia. Teda napríklad pri migrácii ratingu portfólia z AAA do BBB bude PV²⁰ portfólia väčšia ako v prípade migrácie ratingu z AAA do CC. Porovnávané sú migračné rozptyly a pravdepodobnosti s ktorými môžu nastať. Platí teda, čím väčší je rozptyl PV portfólia, tým je portfólio rizikovejšie a je mu priradený nižší rating.

Credit Risk+ - Hlavným znakom je priradenie pravdepodobnosti zlyhaniu aktíva v portfóliu. Aktíva s rovnakou pravdepodobnosťou sú potom radené do jednotlivých tried a celková expozícia portfólia voči riziku je daná sumou očakávaných strát všetkých tried.

2.2. **Stresové testovanie kreditného rizika**

Stresové testovanie rôznych druhov rizík možno chápať ako súbor analytických nástrojov, vedúcich k odhaleniu veľkosti rizikovej expozície portfólia na parciálne alebo viaceré súbežné exogénne šoky a tržnú neistotu. Čihák definuje stresové testovanie v kontexte makroprudentnej analýzy ako „súbor štatistických techník, ktoré napomáhajú odhadnúť mieru zraniteľnosti finančného systému, ktorú môžu zapríčiniť výnimočné, ale napriek tomu možné udalosti“²¹. Taktiež Bazilejský výbor pre bankový dohľad hovorí o tom, že v rámci prvého piliera BASEL II: „IRB banka musí používať stresové testovanie pri stanovovaní jej kapitálových požiadaviek. Stresový test by mal zohľadňovať možné situácie, alebo budúce nežiaduce zmeny ekonomických podmienok, ktoré by prípadne negatívne ovplyvnili expozíciu banky voči kreditnému riziku, alebo schopnosť banky úspešne čeliť týmto negatívnym vplyvom.“²² Ďalej „musí banka prevádzať

²⁰ Present value

²¹ ČIHÁK, M. Stress Testing: A Review of Key Concepts. CNB Internal Research and Policy Note, February 2004. s. 34.

²² International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. Basel: Committee on Banking Supervision / Bank for International Settlements, 2006. 333 s.

*záťažový*²³ *test kreditného rizika za účelom posúdenia efektov špecifických vplyvov na IRB kapitálové požiadavky. Použitý test by mal podliehať revízii kontrolného orgánu, mal by byť zmysluplný a primerane konzervatívny.*²⁴ Stresové testovanie kreditného rizika je taktiež vyžadované v druhom pilieri BASEL II a direktívou CRD. Stresový test je možné prevádzať na dvoch rôznych úrovniach, makroekonomickej a mikroekonomickej, podľa toho, aké požiadavky sú kladené na jeho výstup. Analýza sa v kontexte tejto diplomovej práce bude zameriavať najmä na zmeny exogénnych makroekonomických premenných, ktoré ovplyvňujú schopnosť domácností a firiem kryť svoje úverové záväzky v slovenskom bankovom sektore. V rámci stresových testov sú umelo tvorené rôzne stresové scenáre odrážajúce šoky exogénnych makroekonomických premenných.

Komerčné banky môžu aplikovať stresové testovanie za účelom schopnosti krytia predvídateľných strát v prípade negatívnych tržných zmien. Naproti tomu centrálné banky ako tržní regulátori zvyčajne prevádzajú záťažové testy na agregátnej úrovni pre celý bankový sektor. Pre účely testovania kreditného rizika, ktorého realizácia je hlavným zdrojom portfóliových strát a zlyhaní, vytvára centrálna banka v rámci stresového testu rôzne stresové scenáre. Tie možno definovať ako analytické nástroje odrážajúce konkrétny šok, resp. súbor šokov danej makroekonomickej premennej, alebo skupiny viacerých makroekonomických premenných, ktoré môžu v ekonomike nastať s istou pravdepodobnosťou. Na základe výstupov z týchto stresových scenárov dokáže banka lepšie a efektívnejšie predvídať správanie sektora v prípade turbulencií.

Stresové scenáre možno rozdeliť do dvoch kategórií na:

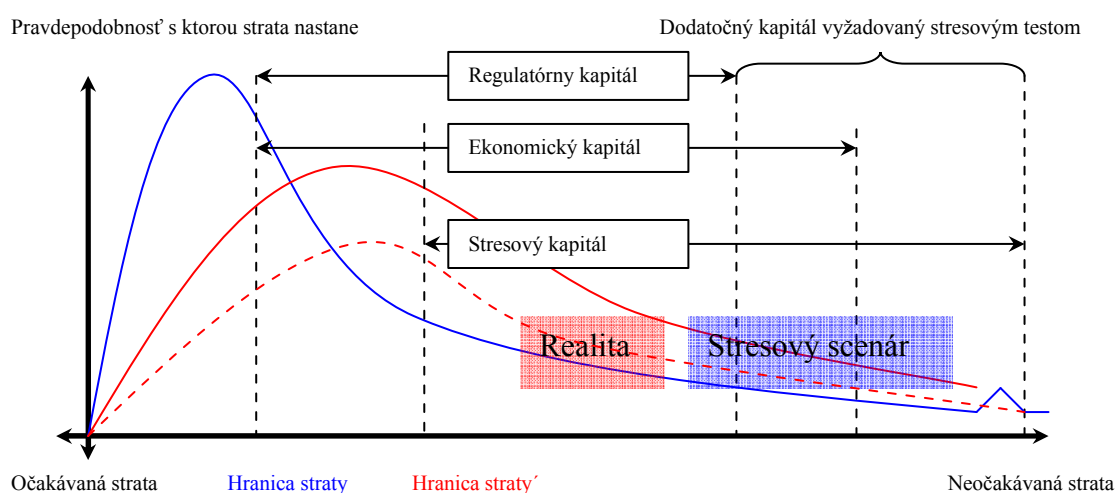
- historické
- hypotetické

Prvá skupina pracuje na základe empiricky odpozorovaného historického šoku. Naproti tomu hypotetické stresové scenáre sú modelované priamo pre potrebu stresu určitého faktoru alebo kombináciu viacerých faktorov a sú pružnejšie ako predchádzajúci prístup. Podliehajú vysokému stupňu subjektivity a v konečnom dôsledku môžu byť výrazne vzdialené od reality. Podľa premenných, ktoré vystupujú v teste, môžeme rozdeliť scenáre na jednofaktorové a multifaktorové scenáre senzitivity, ktoré testujú expozíciu kreditného rizika na komplexnejšiu zmenu vonkajších faktorov. Pokiaľ by sme stratu

²³ stresový

²⁴ *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards*. Basel : Committee on Banking Supervision / Bank for International Settlements, 2006. 333 s.

spôsobenú nastaním takéhoto stresového scenára mali zakresliť do grafu distribučnej funkcie strát, vyplývajúcich z kreditného rizika²⁵ na mikro-úrovni, dospeli by sme k mierne sklopenej funkcii znázornenej v Grafe 2-2 červenou neprerušovanou čiarou. V porovnaní s pôvodnou krivkou, znázornenou modrou čiarou, je jej hranica posunutá doprava a celkový stresový kapitál potrebný na krytie prípadných strát je vyšší. Ďalšie zhoršovanie vonkajších ekonomických podmienok zvyšuje hranicu straty a znižuje pravdepodobnosť, s ktorou stresový scenár nastane.



Graf 2-2: Distribučná funkcia strát vyplývajúcich z kreditného rizika
Zdroj: Autor

Ako možno z grafu vidieť, regulačný kapitál²⁶ a ekonomický kapitál²⁷ pokrýva stále len časť zo straty, ktorú vytvorí stresový scenár. Hranica očakávanej straty pod stresovým scenárom je väčšia ako hranica očakávanej straty, ktorej banka čelí v prípade, že scenár nenastane. Stresový kapitál by mal pokrývať aj stratu vytvorenú v prípade nastania stresového scenára. Na makro-úrovni je interpretácia grafu strát, vyplývajúcich z kreditného rizika, mierne odlišná. Centrálna banka samozrejme nemusí držať prostriedky potrebné na krytie strát, ale musí byť schopná zabezpečiť, aby boli finančné inštitúcie na agreeovanej úrovni schopné odolávať zhoršeným podmienkam. To môže dosiahnuť skrze zvýšenia minimálnych kapitálových požiadaviek, prípadne cez vhodné nastavenie fiškálnej a monetárnej politiky. K tomu by jej samozrejme mal napomáhať

²⁵ Distribučná funkcia strát vyplývajúcich z kreditného rizika nemá normálne rozdelenie. Očakávaná strata je daná hranicou straty.

²⁶ Regulačný kapitál - kapitál potrebný na krytie neočakávaných strát vyžadovaný centrálnou bankou.

²⁷ Ekonomický kapitál – kapitál určený komerčnou bankou nad rámec regulačného kapitálu.

vhodný stresový test, ktorý objektívne simuluje budúci ekonomický vývoj. V priebehu a po uskutočnení stresového testu by sme mali teda byť schopní zodpovedať na mikro (resp. makro) úrovni nasledujúce otázky:

- Aký vplyv má volatilita hodnoty bankového portfólia (resp. makroekonomických premenných) a neistoty na stratu vyplývajúcu z kreditného rizika?
- Aké štatistické rozdelenie popisuje najpresnejšie možný vývoj budúcich portfóliových (sektorových) defaultov vyplývajúcich z kreditného rizika?
- Aký typ scenárov, resp. metodiku zvoliť pre potrebu stresového testu?
- Ako predísť negatívnym vplyvom, ktoré preukázal stresový scenár?

Prvá a druhá otázka závisí od prístupu, ktorý pre potrebu stresového testu použijeme. Je stále dôležité brať do úvahy všetky okolnosti, za ktorých testovanie uskutočňujeme, pretože jeho výsledok môže ovplyvniť chovanie predmetného subjektu na mikro úrovni, alebo centrálnej banky na makro úrovni v prípade nastania situácie podobnej stresovému scenáru. Predchádzanie negatívnym šokom potom závisí od toho, aký konkrétny vplyv majú negatívne šoky na portfólio aktív, respektíve zloženie zlyhaných úverov v ekonomike.

Zaujímavosťou je, že stresový test môže slúžiť ako nástroj obnovy dôvery buď v bankový sektor, alebo v konkrétnu finančnú inštitúciu v prípade, že bankové portfólio už prekonalo krízový scenár. Tento spôsob bol v poslednom čase aplikovaný napríklad v USA, kde vláda testovala najväčšie banky s garanciou podpory pre tie inštitúcie, ktoré disponujú najvyšším pomerom zlých úverov k úverom celkovým. Tento krok by sa dal označiť aj za „pokrízový“, keďže sa jedná o nástroj, ktorým centrálny regulátor môže plne alebo čiastočne navrátiť stratenú dôveru bez výraznej finančnej podpory.

2.2.1. Makro úroveň stresového testovania

Centrálne banky môžu podľa Kalariaia a Scheichera²⁸ na makro úrovni uskutočňovať kontrolu stability bankového sektora na základe zberu informácií o výsledkoch záťažových testov jednotlivo pre každý tržný subjekt. Hneď ale dodávajú,

²⁸ KALIRAI, H.; SCHEICHER, M. Macroeconomic stress testing: preliminary evidence for Austria. In *Financial Stability Report 3*, 58-74 [online]. Vienna : OeNB, 2002.

že tento spôsob nie je príliš efektívny z pohľadu transakčných nákladov, problému zavedenia jednotlivej metodiky pre celý trh a nepružnosti v prípade potreby akýchkoľvek zmien v stresových scenároch. Druhou možnosťou je kontrola stability na základe agregácie tržných dát (najmä však na počte zlyhaní v sektore) a centrálného stresového testovania celého sektoru oproti vonkajším makroekonomickým faktorom. V prípade slovenského bankového sektoru, „*Národná banka Slovenska pravidelne od roku 2005 vykonáva vlastné stresové testovanie slovenského bankového sektora, ktorým hodnotí odolnosť bánk voči extrémnym scenárom*“²⁹. Najznámejšou aplikáciou makro stresového testu na európske dáta je analýza kreditného rizika fínskeho bankového sektoru³⁰. Virolainen definuje:

$$p_{j,t} = \frac{1}{1 + \exp(y_{j,t})} \quad (2.1)$$

kde $p_{j,t}$ je miera defaultu j-tého sektoru v ekonomike v čase t a $y_{j,t}$ predstavuje tzv. sektorový špecifický index, ktorý je definovaný ako:

$$y_{j,t} = L(p_{j,t}) = \ln\left(\frac{1 - p_{j,t}}{p_{j,t}}\right) = \beta_{j,0} + \beta_{j,1}x_{1,t} + \dots + \beta_{j,n}x_{n,t} + v_{j,t} \quad (2.2)$$

kde indexy $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_j$ sú regresné koeficienty a premenné $x_{i,t}$ predstavujú makroekonomické premenné, ktoré sú modelované ako AR(2) proces:

$$x_{i,t} = k_{i,0} + k_{i,1}x_{i,t-1} + k_{i,2}x_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.3)$$

kde k_i sú regresné koeficienty príslušných makroekonomických premenných. Sústava je potom odhadnutá za pomoci Monte - Carlo metódy. Model upravujú Misina, Tessier,

²⁹ NBS [online]. 23. 07. 2010 [cit. 2011-01-02]. Informácia Národnej banky Slovenska k stresovému testovaniu Výborom európskych bankových dohľadov v roku 2010 v rámci Európskej únie.

³⁰ VIROLAINEN, K. Macro Stress Testing with a Macroeconomic Credit Risk Model for Finland. In Bank of Finland Discussion Paper No. 18/2004 [online]. Helsinki : Bank of Finland, October 2004.

Dey³¹. V ich aplikácii na dáta kanadského bankového sektora nemodelujú každú makroekonomickú premennú samostatne za pomoci AR procesu, ale predpokladajú aj nepriame dopady zmien ostatných makroekonomických premenných, takže platí:

$$X_t = z_1 X_{t-1} + \dots + z_p X_{t-p} + u_t, u_t \sim (0, \sigma_u) \quad (2.4)$$

kde z_i sú regresné koeficienty príslušných makroekonomických premenných a

$$X_{t-l} = [1, x_t^1, \dots, x_{t-l}^1, \dots, x_t^M, \dots, x_{t-l}^M] \quad (2.5)$$

predstavuje 1 x (ML+1) vektor makroekonomických premenných a ich posunutí.

Jakubík³² navrhuje stresovo testovať kreditné riziko na agregovanej úrovni za pomoci Mertonovho jednofaktorového štruktúrovaného modelu. Rovnakú metodológiu pre prácu s dátami nemeckého bankového sektora používa napríklad aj Hamerle³³. Tento model predpokladá, že default nastáva v prípade poklesu hodnoty firemných aktív pod určitú hraničnú hodnotu T. V dobe splatnosti pomyselnej Európskej call opcie na firemné aktíva dochádza teda buď k jej uplatneniu, alebo k firemnému defaultu³⁴. Za týchto okolností môžeme T trasholdovú hranicu defaultu vyjadriť ako:

$$T = \beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_j x_{jt} \quad (2.6)$$

kde x_j predstavuje j-tý makroekonomický faktor a β príslušný regresný koeficient. Pravdepodobnosť defaultu i-tej firmy je v čase t daná funkciou:

$$p_{it} = \psi \left(\beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_j x_{jt} \right) \quad (2.7)$$

³¹ MISINA, M.; TESSIER, D.; DEY, S. Stress Testing the Corporate Loans Portfolio of the Canadian Banking Sector [online]. Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9 : Working Paper 2006-47 / Document de travail 2006-47, 2006-47.

³² JAKUBÍK, P. Macroeconomics Environment and Credit Risk. Finance a úvěr, 2007. s. 60-78.

³³ HEMERLE, A., et al Credit Risk Factor Modeling and the Basel II IRB Approach. In Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Studies [online]. Frankfurt : Deutsche Bundesbank, 2003.

³⁴ Graf 2-2

Jakubík používa v analýze agregovaný indikátor zlyhaných úverov NPL ako ukazovateľ defaultov v ekonomike. Po odhadnutí regresných koeficientov je teda možné tvoriť stresové scenáre vplyvu makroekonomických premenných na agregovanej úrovni priamo na NPL.

3. Dáta

Dáta použité v tejto práci pochádzajú prevažne z českého a slovenského štatistického úradu a z verejných databáz národných bánk Slovenskej a Českej republiky. Práca používa primárne dva druhy slovenských kvartálnych časových rád v období rokov 1998 až 2009³⁵. Na jednej strane sú to indikátory zlyhaných úverov domácností³⁶ a firiem³⁷, ktoré boli odvodené z celkových úverov a zlyhaných a klasifikovaných úverov pre sektor firiem a domácností. Na druhej strane sú to makroekonomické premenné vystupujúce hlavne ako vysvetľujúce premenné v použitých modeloch. V oboch prípadoch je dôraz kladený hlavne na homogenitu časových radov a vyvarovanie sa neobjektívnosti, ktorá by mohla prameniť buď zo zmeny metodiky výpočtu premenných ako to bolo napríklad v prípade zlyhaných úverov na Slovensku do roku 2002, alebo z nekonzistencie samotných časových radov v prípade použitia odlišných báz ich výpočtu v priebehu štatistického vykazovania. Na strane analýzy panelových dát dopĺňujú skrátené slovenské časové rady od roku 2002 české časové rady NPL a makroekonomických premenných.

Použité časové rady sú modifikované ako kvartálne percentuálne zmeny podľa toho, či sa jedná o dáta percentuálnych ukazovateľov, alebo o dáta absolútnych hodnôt podľa vzťahov:

$$\Delta r_t = r_t - r_{t-1} \quad (3.1)$$

$$\Delta\% r_t = (r_t - r_{t-1}) / r_{t-1} \cdot 100 \quad (3.2)$$

Niektoré štúdie používajú diferencie z rovnakého obdobia pred rokom, aby tak odstránili sezónnu zložku zakomponovanú v pozorovaniach aj napriek riziku umelého vytvorenia AR procesu v radách, ktoré priamo figurujú ako vstup analýzy. Jedná sa hlavne o časovú radu HDP. Problém sezónnosti je ošetrený použitím sezónne očistenej časovej rady. V prípade inflácie a indexu reálnych miezd boli použité percentuálne prírastky z rovnakého obdobia minulého roku.

³⁵ Pre potrebu regresnej analýzy a SUR

³⁶ NPL-D

³⁷ NPL-F

Prehľad použitých kvartálnych časových rád:

NPL Domácnosti	Zlyhané úvery domácností s dobou nesplatenia 90 dní a viac.
NPL Firmy	Zlyhané úvery firiem s dobou nesplatenia 90 dní a viac. Pre potrebu analýzy bola táto rada do roku 2002 upravená.
NPL Firmy A	Upravená časová rada zlyhaných úverov firiem.
Inflácia	Index predstavuje prírastky rovnakého obdobia minulého roku.
HDP	Časová rada stálych cien, sezónne očistená.
BRIBOR3M a 6M	Referenčná úroková sadzba 3M a 6M medzibankových depozitov.
EURIBOR3M a 6M	Referenčná úroková sadzba 3M a 6M medzibankových depozitov.
Ďalšie:	Kurz SKK/EUR, Index reálnej mzdy, Index priemyselnej produkcie, Nezamestnanosť, Export, HDP/Export, EURIBOR3M a 6M

3.1. Metodika a zmeny výpočtu klasifikovaných a zlyhaných úverov

Slovenské mesačné údaje, z ktorých sú odvodené kvartálne hodnoty klasifikovaných a zlyhaných úverov, sa spočiatku zdali byť veľmi sľubné, no ich kvalitu znižoval najmä fakt, že metodika, na základe ktorej sa vypočítavali, sa od roku 1997 do roku 2002 niekoľkokrát menila. Tieto zmeny neboli však natoľko zásadné, aby sa muselo opustiť od pôvodnej myšlienky tvorby stresových scenárov, ale je možné, že mohlo dôjsť k istým odchýlkam vo výpočtoch spôsobených touto skutočnosťou. Najdôležitejšia a najzásadnejšia bola zmena podľa opatrenia NBS z roku 2006, ktorá menila prvotné zatriedenie pohľadávok v bankovom sektore. Podľa opatrenia NBS č.13/2004 sa pohľadávky v roku 2005 zatriedovali ako³⁸:

(1) Pohľadávky

- a) štandardné pohľadávky*
- b) štandardné pohľadávky s výhradou*
- c) neštandardné pohľadávky*

³⁸ Slovenská republika. 13.Opatrenie Národnej banky Slovenska. In Vestník Národnej Banky Slovenska. 2004, roč.2004, čiastka 46, s. 802-903.

- d) *pochybné pohľadávky*
 - e) *stratové pohľadávky*
- (2) *Pohľadávky uvedené v odseku 1 písm. c) až e) sú klasifikované pohľadávky*
- ...
- (5) *Neštandardnou pohľadávkou sa rozumie pohľadávka, ak:*
- a) *je dlžník v omeškaní s jej platením dlhšie ako 90 dní, ale nie dlhšie ako 180 dní,*
- ...
- (6) *Pochybnou pohľadávkou sa rozumie pohľadávka, ak:*
- a) *je dlžník v omeškaní s platením pohľadávky dlhšie ako 180 dní, ale nie dlhšie ako 360 dní,*
- ...
- (7) *Stratovou pohľadávkou sa rozumie pohľadávka, ak:*
- a) *je dlžník v omeškaní s platením pohľadávky dlhšie ako 360 dní,*
- ...

Ich hlavnou a najdôležitejšou charakteristikou bola doba omeškania splatnosti o viac ako 90 dní. Vzhľadom na ich rozdelenie do jednotlivých časových intervalov boli agregované pozorovania krátkodobých, strednodobých a dlhodobých úverov do roku 2006, kedy došlo k ďalšej úprave tejto klasifikácie na základe opatrenia NBS č. 7/2005 nasledovne³⁹:

Pohľadávky oceňované na individuálnom základe voči právnickým osobám

- *bez identifikovaného zhodnotenia*
 - *so zníženou hodnotou*
 - o *v intervale znehodnotenia viac ako 20%*
 - o *v intervale znehodnotenia viac ako 20%, ale nie viac ako 50%*
 - o *v intervale znehodnotenia viac ako 50%, ale nie viac ako 95%*
 - o *v intervale znehodnotenia viac ako 95%*
 - *zlyhané*
- ...

Ako zlyhané pohľadávky sa vykazuje majetok, u ktorého banka identifikovala znehodnotenie viac ako 50% alebo ak je dlžník v omeškaní so splácaním viac ako 90 dní.

³⁹ Slovenská republika. 7.Opatrenie Národnej banky Slovenska. In Vestník Národnej Banky Slovenska. 2005, roč.2005, čiastka 41, s. 245-249.

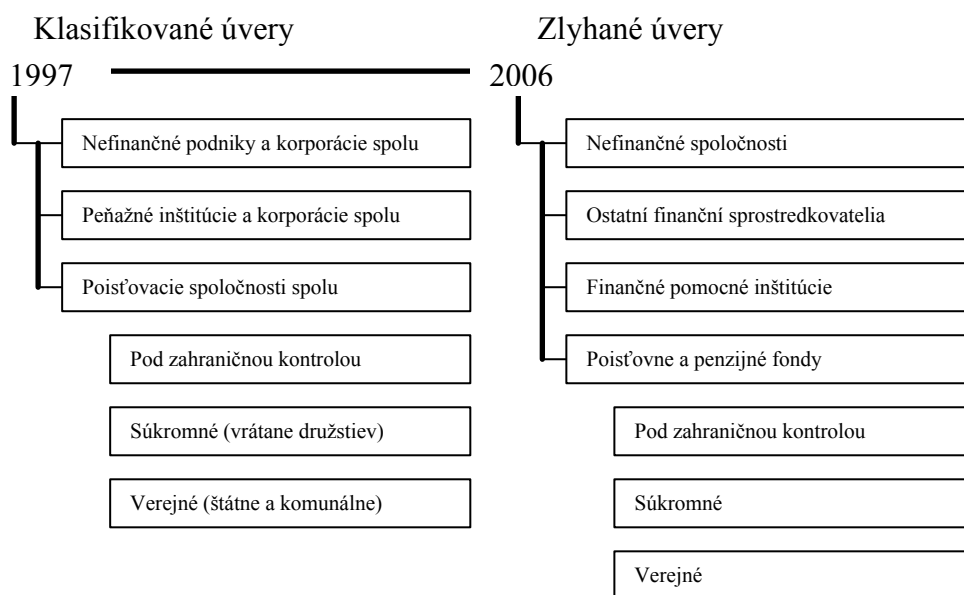
Táto metodická zmena bola z pohľadu homogenity časovej rady NPL najväčšou hrozbou. Obe metodiky však definujú pohľadávky s dobou omeškania 90 a viac dní, preto bolo možné na ich základe modelovať závislosť indikátora Δ NPL na kvartálnych zmenách makroekonomických premenných. K ďalšej metodickej zmene došlo v roku 2009, kedy u vzniku zlyhania pribudla ku 90 dňovému omeškaniu aj doložka o tom, že banka môže sama rozhodnúť o vzniku zlyhania v prípade, ak predpokladá, že nedôjde ku pokrytiu pohľadávky. Táto zmena už ale nemala významnejší dopad na výstup, vzhľadom na to, že sa jedná o zmenu, ktorá ovplyvnila len posledné 4 pozorovania časovej rady zlyhaných úverov.

3.1.1. Firmy

Čitateľ indikátoru firemných klasifikovaných úverov NPL-F na Slovensku od roku 1997 do roku 2006 predstavuje súčet dlhodobých, strednodobých a krátkodobých klasifikovaných úverov na strane nefinančných podnikov a korporácií, peňažných inštitúcií a korporácií a poisťovacích spoločností. Tieto tri hlavné skupiny v analýze teda aproximujú sektor firiem do roku zmeny metodiky. Od roku 2006 túto skupinu zastupuje súčet zlyhaných úverov u nefinančných spoločností, ostatných finančných sprostredkovateľov, finančných pomocných inštitúcií a poisťovacích spoločností. Vo všetkých prípadoch boli do úvahy brané inštitúcie verejné⁴⁰, súkromné⁴¹ a pod zahraničnou kontrolou. Odvetvová klasifikácia úverov do roku 2006 do úvahy braná nebola.

⁴⁰ štátne a komunálne

⁴¹ vrátane družstiev



Graf 3-1: Časová štruktúra radov firemných klasifikovaných a zlyhaných úverov od roku 1997 a od roku 2006
Zdroj: Autor

3.1.2. Domácnosti

V prípade domácností sú do úvahy brané zlyhané úvery bez významnej zmeny v položkách výkazových tabuliek na strane obyvateľstva, poskytnuté v slovenských korunách. Sektor domácností teda tvoria v prípade českých a slovenských dát krátkodobé, strednodobé a dlhodobé klasifikované úvery do roku 2006 a od roku 2006 sú to krátkodobé, strednodobé a dlhodobé zlyhané úvery. V panelovej analýze sú použité skrátené časové rady od roku 2002. Jedná sa o rady neštandardných, pochybných a zlyhaných úverov. Pre úplnosť a korektnosť je potrebné poukázať na fakt, že na strane slovenských úverov sektoru firiem mohlo do roku 2002 dôjsť v pozorovaniach k odchýlkam. Toto je podmienené najmä skutočnosťou dokončenia privatizácie bankového sektoru nielen na Slovensku, ale aj v Českej republike a doznievajúcimi transformačnými procesmi oboch ekonomík, ktoré mohli mať na časovú radu negatívny dopad. V Českej republike je to podľa ČNB aj dokončenie premeny Konsolidačnej banky na Českú konsolidačnú agentúru. Slovenský štatistický úrad zverejňuje podrobné mesačné dáta zlyhaných úverov už od roku 1998. ČNB poskytuje kvôli objektívite tieto dáta až od roku 2002, kedy je „vývoj klasifikovaných úverov ovplyvnený prevažne

vývojom ekonomiky a nie neštandardnými vplyvmi spojenými s privatizáciou“⁴². Pri pohľade na časovú radu zlyhaných úverov slovenského sektoru firiem od roku 1998 do roku 2002 môžeme skutočne sledovať značnú vychýlenosť pozorovaní tvoriacich indikátor NPL oproti lineárnemu trendu rady v období rokov 2002 až 2009. Nespojitosť tejto funkcie na prelomu roku 2002 dokazuje aj takmer 100% prepad pomeru klasifikovaných úverov k celkovým úverom sektoru firiem. Preto bolo potrebné modifikovať a „vyhladiť“ radu jej odhadom na základe pozorovaní z obdobia rokov 2002 až 2009. Pozorovania do roku 2002 boli použité ako trend, a tým sa docielilo „sklopenie“ pôvodnej časovej rady Δ NPL, ktorá ďalej vystupuje v regresii ako závislá premenná. Aj neskoršie závery regresnej analýzy potvrdili správnosť tejto úvahy a preukázali vyšší stupeň dôveryhodnosti výstupov použitej regresie v prípade upravenej časovej rady. Zamedzilo sa tým práci s kratšou časovou radou pri tvorbe stresových scenárov kreditného rizika slovenského bankového sektora⁴³. Nedostatočne dlhá časová rada bol aj dôvod, prečo sa práca nezaoberala podobnou analýzou českých dát a ich porovnaním so závermi pre slovenské sektory domácností a firiem. Tento problém už nebol tak významný v prípade panelovej regresie, kde bolo možné použiť aj kratšie časové rady bez rizika negatívnych dopadov straty stupňov voľnosti v regresii.

Na strane makroekonomických premenných boli do úvahy brané kvartálne časové rady od Q1-1998 do Q4-2009 a pre panelovú regresiu boli použité časové rady Q1-2002 až Q4-2009. V prvej fáze bola testovaná signifikancia premenných vo vzťahu k indikátoru NPL. V ďalšej analýze boli použité len tie premenné, ktoré vykazovali najvyšší stupeň signifikancie. V sektore firiem boli použité aj kvartálne dummy premenné Q4 a Q1, ktoré nadobúdajú hodnotu 1 pre štvrtý a prvý kvartál a medzi premennými, ktoré potvrdili signifikanciu v oboch regresných modeloch a neskôr aj v panelovej regresii je inflácia, HDP a referenčná úroková sadzba medzibankových depozitov BRIBOR3M a BRIBOR6M. U všetkých časových radov bolo testované kvartálne oneskorenie vplyvu voči vysvetľovanej premennej Δ NPL. Ako vstup boli použité kvartálne diferencie všetkých radov.

⁴² ČNB [online]. 31.8.2006 [cit. 2010-12-21]. Klasifikované úvery ve statistice ČNB.

⁴³ vid'. Graf 2-4

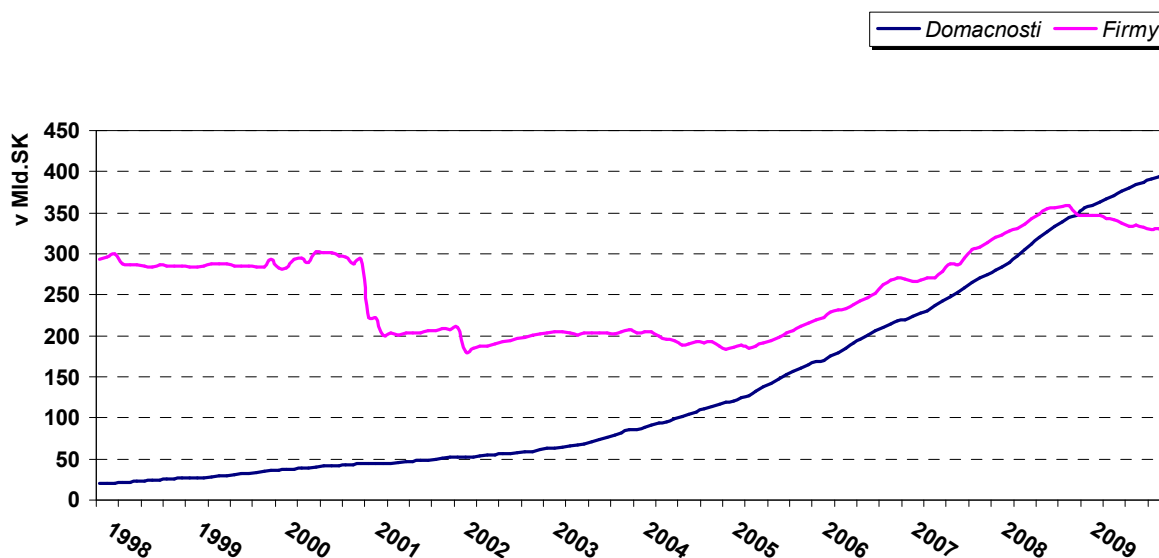
3.2. Štruktúra NPL indikátora

Kľúčovými vstupnými premennými použitými v modeloch sú časové rady indikátora NPL-D⁴⁴ a NPL-F⁴⁵, definované v sektore firiem a domácností ako pomer klasifikovaných resp. zlyhaných úverov k celkovým úverom. Pre NPL-D a NPL-F platí:

$$NPL - D = \frac{\textit{klasifikované _ úvery _ domácností}}{\textit{celkové _ úvery _ domácností}} \quad (3.3)$$

$$NPL - F = \frac{\textit{klasifikované _ úvery _ firiem}}{\textit{celkové _ úvery _ firiem}} \quad (3.4)$$

3.2.1. Klasifikované a zlyhané úvery



Graf 3-2: Klasifikované a zlyhané úvery

Zdroj: Slovstat

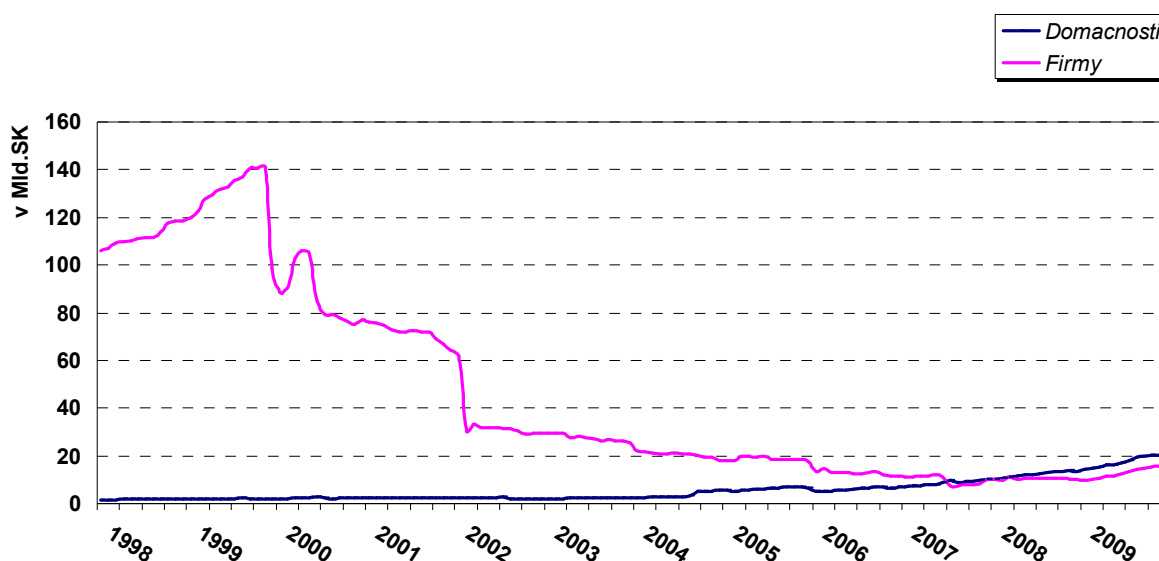
Ako možno vidieť z grafu zlyhaných a klasifikovaných firemných úverov, ich objem je od roku 1998 veľmi vysoký a výrazne prevyšoval zlyhané a klasifikované úvery domácností do roku 2007. Tento trend bol doznievajúcim vplyvom politických tlakov na Slovensku v období rokov 1994 až 1998. Počas tzv. „Mečiarovej vlády“ veľakrát bankový úverový sektor nepracoval efektívne v zmysle poskytovania prostriedkov nie na

⁴⁴ angl. Non performing loans - Households

⁴⁵ angl. Non performing loans - Firms

základe finančného zdravia spoločností, ale na základe politickej príslušnosti. To bol hlavný dôvod, prečo sa v štátnych bankách pred dokončením ich privatizácie masívne hromadili klasifikované úvery a rástol tiež ich pomer k celkovým úverom poskytnutým firmám. V roku 1999 novozvolená vláda predstavila program reštrukturalizácie bankového sektora, ktorý zahŕňal najmä odliv klasifikovaných pohľadávok z najväčších slovenských bánk ako Všeobecná úverová banka, Istrobanka a Slovenská sporiteľňa a ich postupnú privatizáciu. Tento proces trval až do roku 2002, kedy celkové klasifikované úvery výrazne poklesli oproti rovnakému obdobiu z roku 1999. Odsun časti rizikových úverov bol realizovaný v dvoch etapách. V prvej bola časť zlých pohľadávok presunutá do Slovenskej konsolidačnej, a.s. a v druhej do Konsolidačnej banky Bratislava, ktorú založilo vtedajšie Ministerstvo financií SR a ktorá bola následne zrušená v roku 2002. Zlyhané úvery boli potom v portfóliách bánk nahradzané štátnymi dlhopismi, ktoré emitovala NBS. Zlé pohľadávky pomaly, až mierne rástli do prvej polovice roku 2008, kedy slovenské úvery poznačili nastupujúce problémy globálnej ekonomiky a neistota na amerických finančných trhoch, ktorá sa postupne rozšírila aj do Európy. Od konca roku 2008 je badať opäť trend nástupu zvyšujúcich sa zlyhaných firemných úverov. V sektore domácností je vývoj zlyhaných a klasifikovaných úverov konštantne rastúci počas celého obdobia vykazovania a dosahuje úrovne zlyhaných úverov sektoru firiem koncom roku 2008.

3.2.2. Celkové úvery

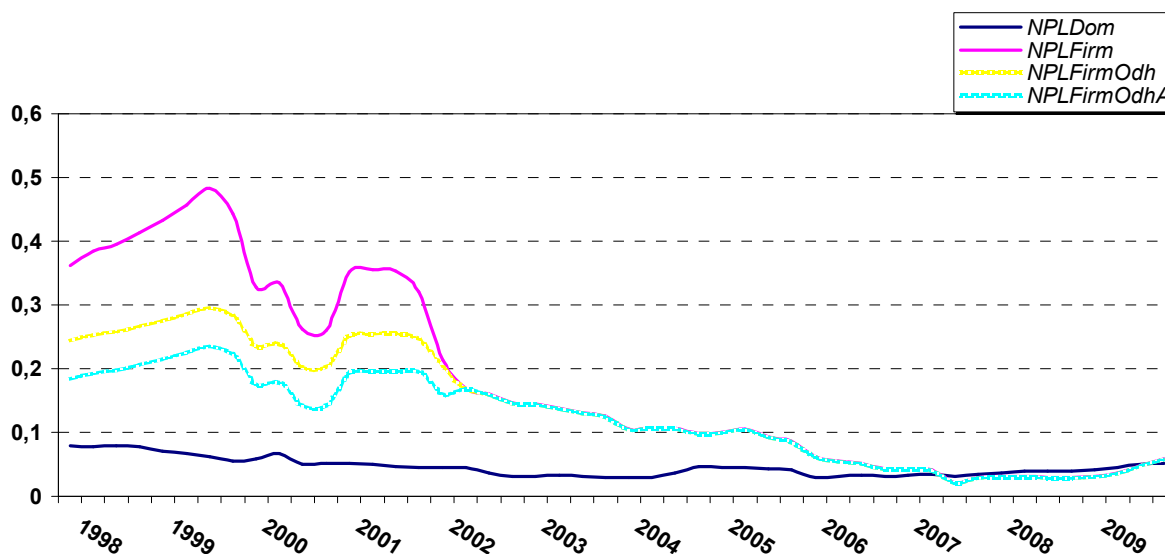


Graf 3-3: Celkové úvery

Zdroj: Slovstat

Trend vývoja celkových nových úverov v sektore firiem kopíroval vývoj zlyhaných a klasifikovaných úverov, kedy sa po reštrukturalizácii a dokončení privatizácie bankového sektora významne oslabil ochota bánk emitovať rizikové aktíva. Koncom roku 2001 a 2002 preto dochádza k poklesu poskytnutých úverov a očisteniu bankového sektora od rizika spojeného s poskytovaním úverov problematickým klientom. Oproti vývoju časovej rady zlyhaných a klasifikovaných úverov, celkové úvery nezaznamenali až taký výrazný prepád po konsolidácii bankového sektora. Podobne ako v prípade zlyhaných a klasifikovaných úverov, pozitívny vývoj trval len do nástupu globálnej krízy finančných trhov. Od začiatku roku 1999 objem celkových úverov v ekonomike klesá.

3.2.3. NPL



Graf 3-4: Index NPL

Zdroj: Slovstat

Pomer klasifikovaných a zlyhaných úverov k celkovým úverom dosahoval svoje lokálne maximá vo firemnom sektore na prelome rokov 1999 a 2002 a významné šoky zaznamenal koncom rokov 1999 a 2002, kedy došlo ku konsolidácii bankového sektora. Po tomto období nastáva mierny pokles indikátora NPL a jeho vyrovnanie pre oba sektory firiem a domácností. Ako už bolo uvedené, v sektore firiem bolo potrebné radu NPL modifikovať jej sklopením. V tomto sektore kopíruje do roku 2002 vývoj rady celkových zlyhaných úverov. Pre sektor domácností indikátor NPL nevykazuje výrazné výkyvy počas celého obdobia vykazovania.

4. Slovenský bankový sektor

Nasledujúca časť diplomovej práce sa zaoberá tvorbou regresných modelov potrebných pre konštrukciu stresových scenárov zlyhaných úverov domácností a firiem v slovenskom bankovom sektore. Dôležitá je najmä analýza základných predpokladov oboch modelov, bez ktorých by výstupy stresových testov nemali požadovanú vypovedaciu hodnotu, popis regresných koeficientov a ich krátka ekonomická interpretácia. Analýzu dopĺňa pre slovenské dáta test závislosti regresných rovníc sektorov firiem a domácností za pomoci testu diagonality ich variančnej-kovariančnej matice, keďže oba indikátory vykazujú hlavne na konci časovej rady podobný trend. Týmto testom bude vyvrátená závislosť diferencií ΔNPL sektorov domácností a firiem cez ich náhodné chyby v regresii. V závere sa práca venuje samotnému stresovému testovaniu indikátora ΔNPL v sektore firiem a domácností ako aj popisu záverov a zistení. Analýzu doplní aj panelová regresia, založená na diferencii indikátorov NPL v českej a slovenskej ekonomike od roku 2002, kedy v oboch krajinách doznala časť transformačného procesu, privatizácia dovtedy štátneho bankového sektora a odliv zlých úverov z portfólií bánk. Práca sa tiež pokúsi preukázať možnosť odhadu regresných koeficientov pre obe ekonomiky agregovane. Na základe týchto regresných koeficientov sú potom postavené stresové testy kreditného rizika sektoru domácností a firiem v pomyselnej agregovanej česko-slovenskej ekonomike.

4.1. Regresná analýza

Pre potreby regresnej analýzy, na základe ktorej sú postavené stresové scenáre sektoru domácností a firiem na Slovensku, bola aplikovaná metóda najmenších štvorcov (Ordinary Least Square - OLS). Koeficienty regresnej analýzy sú v scenároch použité ako koeficienty expozície kvartálnych zmien indikátora zlyhaných úverov na kvartálne zmeny makroekonomických premenných. Tento spôsob tvorby scenárov používa v súčasnej dobe aj Národná banka Slovenska.

Všeobecne môžeme použitý model sektoru domácností a firiem zapísať ako:

$$Y_{NPL-F} = \beta_1 X_{Infl(t-1)} + \beta_2 X_{HDP/Exp} + \beta_3 X_{SKK/EUR(t-1)} + \beta_4 X_{BRIBOR3M(t-3)} + \beta_5 X_{IRM(t-2)} + u_f \quad (4.1)$$

$$Y_{NPL-D} = \beta_1 X_{HDP(t-4)} + \beta_2 X_{HDP/Exp(t-3)} + \beta_3 X_{SKK/EUR(t-2)} + \beta_4 X_{Infl(t-3)} + \beta_5 X_{BRIBOR6M} + \beta_6 X_{IRM(t-3)} + \beta_7 X_{dq4} + \beta_8 X_{dq1} + u_d \quad (4.2)$$

kde kvartálne zmeny indikátorov NPL-D a NPL-F predstavujú vysvetľované premenné, ktoré sú lineárnou funkciou kvartálnych zmien makroekonomických faktorov a regresných koeficientov. V analýze vystupujú posunutia vysvetľujúcich premenných za účelom dosiahnutia čo najvyššieho stupňa signifikancie makro - premenných a zlepšenia modelu. Regresné koeficienty sú potom použité priamo v stresovej analýze, kde je za ich pomoci kvantifikovaná expozícia $\Delta NPL-D$ a $\Delta NPL-F$ na makroekonomické šoky. Dôraz je kladený aj na nasledujúce základné predpoklady modelu, bez ktorých by nebolo možné ďalej pracovať s výstupmi v stresových scenároch ⁴⁶:

- i. Neprítomnosť autokorelácie
- ii. linearita závislosti vysvetľujúcich premenné a vysvetľovanej premennej
- iii. normálne rozdelenie náhodných porúch, $u_i \sim N(0, \sigma^2)$
- iv. konštantnosť rozptylu náhodných porúch (homoskedasticita), $E(u_i^2) = \sigma$
- v. nekorelovanosť reziduí, $E(u_i u_j) = 0$ kde $i \neq j$
- vi. neprítomnosť multikolinearity

V oboch prípadoch lineárnej regresie boli testované tieto základné predpoklady pomocou štandardných testov, ktoré potvrdili adekvátnosť zvolených modelov sektoru domácností a firiem. Bližšie výsledky jednotlivých testov možno nájsť aj v Prílohe č.1. Použité boli časové rady kvartálnych diferencií kvôli tomu, aby bola docielená stacionarita radov v regresii. Analýza pracuje teda s radami, u ktorých sa predpokladá konštantné rozdelenie v čase a sú očistené od trendovej a sezónnej zložky. Rada náhodných premenných $\{\varepsilon_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ je stacionárna, ak platí:

$$\forall (k \in N), \forall (l_1, l_2, \dots, l_k \in \{\dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots\}), \forall (j \in N)$$

⁴⁶ Podrobný prehľad modelu OLS spolu s testami predpokladov je uvedený v Prílohe č.1 pre sektor firiem a v Prílohe č.2 pre sektor domácností

$$P(\varepsilon_{l_1} < x_1, \varepsilon_{l_2} < x_2, \dots, \varepsilon_{l_k} < x_k) = P(\varepsilon_{l_1+j} < x_1, \varepsilon_{l_2+j} < x_2, \dots, \varepsilon_{l_k+j} < x_k) \quad (4.3)$$

Táto podmienka je overená za pomoci ADF (Augmented Dickey Fuller) testu, ktorý testuje hypotézu existencie jednotkového koreňa $H_0: \varphi = 0$ oproti alternatíve $H_1: \varphi < 0$ časovej rady pozorovaní y_t v regresnej rovnici:

$$\Delta y_t = \mu_t + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

kde μ_t predstavuje konštantu v čase t , a γ_i koeficient vplyvu diferencie Δy_{t-i} na Δy_t . Súčasne platí, že pod alternatívnou hypotézou H_1 je časová rada stacionárna a nie je nutné ju ďalej upravovať a modifikovať.

	bez konštanty μ_t	s konštantou μ_t
Časové rady	P-Hodnota	P-Hodnota
ΔNPL-D	1,613e-007	3,822e-006
ΔNPL-F	7,307e-006	0,0001
ΔHDP	5,806e-005	3,381e-006
ΔHDP/Export	1,432e-005	0,0003
ΔKurz SKK/EUR	8,746e-005	0,0015
ΔInflácia	7,893e-005	0,0018
ΔIRM	2,254e-005	0,0006
ΔBRIBOR3M	9,256e-011	9,636e-012
ΔBRIBOR6M	7,305e-009	1,748e-009

Poznámka: pre účel testu bola použitá rovnica s jedným oneskorením, $\sum_{i=1}^1 \gamma_i \Delta y_{t-i}$

Tabuľka 4-1: ADF testu pre premenné použité v regresii sektoru firiem a domácností
Zdroj: Vlastné výpočty

Vzhľadom na to, že u všetkých premenných bola hypotéza H_0 zamietnutá pri nízkych p-hodnotách, potvrdila sa neexistencia jednotkového koreňa v oboch prípadoch rovnice s konštantou aj bez konštanty. Je teda možné prehlásiť testované časové rady za stacionárne. Ďalším dôležitým predpokladom pre dosiahnutie dôveryhodného výstupu je normálne rozdelenie reziduí, ktoré bolo testované za pomoci Doornikovho-Hansenovho testu normality. V oboch prípadoch sektoru domácností a firiem tento test nezamietol hypotézu $H_0: u_i \sim (0, \sigma^2)$, aj keď len veľmi tesne, na 10%-nej hladine významnosti. V prípade sektoru firiem dosahovala p-hodnota 0,1137 a v domácnostiach 0,1091. Je to spôsobené hlavne tým, že aj keď pracujeme s kvartálnymi časovými radami od roku 1997, niektoré vychýlené pozorovania môžu predpoklad normality významne skresľovať.

Preto je stále dôležité uvažovať nad príčinou nízkych hladín významnosti hlavne pri dlhších časových radách. Teda aj v prípade, že by tento test tesne zamietol H_0 , nemuselo by to znamenať zásadné porušenie predpokladu normality a zamietnutie celého modelu. Model tiež spĺňa predpoklad linearity závislosti vysvetľovanej a vysvetľujúcich premenných. Je to možné sledovať z grafu odhadnutých a odpozorovaných hodnôt, prípadne z grafu reziduí a odhadnutých hodnôt premennej ΔNPL pre sektor domácností a firiem. V oboch prípadoch sa pozorované hodnoty pohybujú súbežne okolo regresnej čiary. Homoskedasticita, teda konštantnosť rozptylu reziduí, je taktiež splnená v oboch sektoroch. Whiteov test nezamietol hypotézu $H_0: E(u^2_i)=\sigma$ prítomnosti homoskedasticity vďaka p-hodnote 0,6455 v sektore firiem, resp. p-hodnote 0,339498 v sektore domácností. Breusch-Godfrey test vzájomnej korelovanosti reziduí v regresii na základe p-hodnoty 0,981 pre sektor domácností a p-hodnoty 0,342 pre sektor firiem taktiež pre $i = \{1,2,3,4\}$ nezamietol hypotézu $H_0 : \rho_i = 0$ ich vzájomnej nekorelovanosti v rovnici

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \rho_3 u_{t-3} + \rho_4 u_{t-4} \quad (4.5)$$

Autokorelácia reziduí bola testovaná do štvrtého rádu, teda s posunutím t-4, keďže model pracuje s kvartálnymi dátami. Hodnoty okolo 2 taktiež vykázala aj Durbin–Watsnova h-štatistika

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2} \quad (4.6)$$

ktorá v sektore firiem dosahuje hodnotu 1,81 a v sektore domácností 2,02. Ani v tomto prípade sme nedospeli k podozreniu vzájomnej kladnej alebo zápornej autokorelácie náhodných chýb. Ako možno vidieť v Prílohe č. 1, nepotvrdila sa ani posledná hypotéza vzájomnej korelácie vysvetľujúcich premenných. Stresové testy kreditného rizika domácností a firiem v slovenskom bankovom sektore sú teda postavené na korektných záveroch použitej regresie.

4.1.1. Test použitia SUR – GLS odhadu

Testovaná je aj skrytá závislosť oboch regresíi sektoru domácností a firiem za pomoci metódy testovania diagonality variančnej-kovariančnej matice. Tá sa prejaví v prípade, ak by regresné rovnice sektoru domácností a firiem boli závislé cez ich náhodné chyby. Pokiaľ by sa táto reziduálna závislosť potvrdila, bolo by výhodnejšie aplikovať na sústavu regresných rovníc metódu SUR, ktorá pracuje s odhadom GLS. Dosiahli by sa tak presnejšie výsledky regresných koeficientov, ktoré sú použité ďalej v stresových scenároch.

Sústavu regresných rovníc sektoru domácností a firiem možno zapísať v tvare:

$$y_i = X_i\beta_i + u_i, u_i \sim (0, \sigma_{ii}I_T) \quad i = 1,2 \quad (4.7)$$

kde rozmer y_i je $T \times 1$, rozmer X_i je $T \times K_i$ (T -počet pozorovaní, K_i -počet vysvetľovaných premenných). Obe rovnice možno prepísať do maticového tvaru ako:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} \quad (4.8)$$

alebo zjednodušene ako $y = X\beta + u$, kde rozmer matíc y a u je $(2T \times 1)$, rozmer matice X je $2T \times (K_1+K_2)$ a rozmer matice β je $(K_1+K_2) \times 1$. Variančnú kovariančnú maticu sústavy možno zapísať ako:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I_T & \sigma_{12}I_T \\ \sigma_{21}I_T & \sigma_{22}I_T \end{bmatrix} \quad (4.9)$$

V prípade, že variančná-kovariančná matica nie je diagonálna, znamená to, že existuje skrytá reziduálna závislosť. V takomto prípade by bolo výhodnejšie použiť GLS odhad regresných koeficientov $\hat{\beta}_{GLS} = (X\Omega^{-1}X)^{-1}X\Omega^{-1}y$. V prípade, že sa nám diagonalita

matice potvrdí, platí $\hat{\beta}_{OLS} = \hat{\beta}_{GLS} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{1,OLS} \\ \hat{\beta}_{2,OLS} \end{bmatrix}$ a sústavu je možné odhadnúť aj jednotlivo za

pomocí metody najmenších štvorcov, OLS. Pre potrebu odhadu diagonality variančnej-kovariančnej matice bol použitý Breusch–Paganov test, ktorý definuje LM štatistiku, založenú na korelačných koeficientoch OLS reziduí oboch rovníc $LM = T \cdot e_{12}^2 \sim \chi_1^2$, kde

$$e_{12}^2 = \frac{\hat{s}_{12}}{\sqrt{\hat{s}_{11}\hat{s}_{22}}}. \text{ Výsledok Breusch-Paganovho testu vrátil hodnotu štatistiky LM} =$$

2.49552 $\sim \chi_1^2$ a p-hodnotu 0.1142. Test nezamietol hypotézu $H_0: \sigma_{12}=0$ diagonality variančnej-kovariančnej matice na 10% hladine významnosti, čo znamená, že výstup OLS analýzy môže byť použitý ako primárny pre tvorbu stresových scenárov. Je dôležité podotknúť, že diagonalita sa potvrdila na veľmi nízkej hladine p-hodnota a ak je

variančná-kovariančná matica diagonálna, malo by platiť $\hat{\beta}_{OLS} = \hat{\beta}_{GLS} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{1,OLS} \\ \hat{\beta}_{2,OLS} \end{bmatrix}$. Je teda

spĺnená postačujúca podmienka rovnosti OLS a GLS a platí nasledujúci vzťah:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{GLS} &= \left[\begin{pmatrix} X_1^T & 0 \\ 0 & X_2^T \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{1}{\sigma_{11}} I & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sigma_{22}} I \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{pmatrix} \right]^{-1} \begin{pmatrix} X_1^T & 0 \\ 0 & X_2^T \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{1}{\sigma_{11}} I & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sigma_{22}} I \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \frac{1}{\sigma_{11}} X_1^T X_1 & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sigma_{22}} X_2^T X_2 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \frac{1}{\sigma_{11}} X_1^T y_1 \\ \frac{1}{\sigma_{22}} X_2^T y_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (X_1^T X_1)^{-1} X_1^T y_1 \\ (X_2^T X_2)^{-1} X_2^T y_2 \end{pmatrix} \rightarrow \begin{pmatrix} \hat{\beta}_{1,OLS} \\ \hat{\beta}_{2,OLS} \end{pmatrix} \quad (4.10) \end{aligned}$$

Po porovnaní výsledkov regresie SUR-GLS a jednoduchého odhadu OLS možno tiež pozorovať, že výsledky oboch metód sú podobné. Ďalej budeme pracovať so závermi OLS analýzy zhrnuté v Tabuľkách 4-2 a 4-3.

	Koeficient	Št. odchýlka	P-hodnota
ΔInflácia (t-1)	-0,4541 (-5,381)	0,0844	3,07e-06
ΔHDP/Export	-0,0762 (-2,422)	0,0314	0,0198
ΔSKK/EUR (t-1)	0,1900 (2,921)	0,0650	0,0056
ΔBRIBOR3M (t-3)	0,1593 (2,208)	0,0721	0,0328
ΔIRM (t-2)	-0,1268 (-1,875)	0,0676	0,0678

* Hodnoty v zátvorkách udávajú hodnotu t-štatistiky pre danú premennú

Tabuľka 4-2: SUR Firmy (T=45), Vysvetľovaná premenná ΔNPL-F
Zdroj: Vlastné výpočty

	Koeficient	Št.odchýlka	P- hodnota
Δ HDP (t-4)	-0,0609 (-1,818)	0,0335	0,0767
Δ HDP/Export (t-3)	-0,1009 (-4,893)	0,0206	1,76e-05
Δ SKK/EUR (t-2)	-0,0687 (-2,585)	0,0265	0,0136
Δ Inflácia (t-3)	0,1349 (2,409)	0,0559	0,0208
Δ BRIBOR6M	0,0615 (1,636)	0,0376	0,1098
Δ IRM(t-3)	0,0746 (1,738)	0,0429	0,0901
Dummyq4	-0,4291 (-2,169)	0,1978	0,0363
Dummyq1	0,5454 (3,050)	0,1788	0,0041

* Hodnoty v zátvorkách udávajú hodnotu t-štatistiky pre danú premennú

Tabuľka 4-3: SUR Domácnosti (T=47), Vysvetľovaná premenná Δ NPL-D

Zdroj: Vlastné výpočty

4.2. Interpretácia modelu

4.2.1. Firmy

V sektore firiem bola pôvodne testovaná signifikancia viacerých makroekonomických premenných. Neprejavil sa očakávaný vplyv HDP, ale len vplyv cez index veľkosti HDP v závislosti na exporte. Pre sektor firiem bola na strane vysvetľovanej premennej použitá už spomínaná sklopená časová rada Δ NPL-F⁴⁷. Modifikácia časovej rady diferencií makroekonomických premenných uvažovaná nebola.

Regresná rovnica sektoru firiem:

$$Y_{NPL-F} = -0,4468 X_{Infl(t-1)} - 0,0765 X_{HDP/Exp} + 0,1635 X_{SKK/EUR(t-1)} + 0,1381 X_{BRIBOR3M(t-3)} - 0,1232 X_{IRM(t-2)} + u_f \quad (4.11)$$

⁴⁷ vid'. Graf 2-4: Index NPL

	Koeficient	Št. odchýlka	P- hodnota
ΔInflácia (t-1)	-0,4468 (-3,544)	0,1260	0,0010
ΔHDP/Export	-0,0765 (-3,452)	0,0221	0,0013
ΔSKK/EUR (t-1)	0,1635 (3,385)	0,0483	0,0015
ΔBRIBOR 3M (t-3)	0,1381 (2,478)	0,0557	0,0172
ΔIRM (t-2)	-0,1232 (-2,620)	0,0470	0,0121
DW štatistika	1,8147		
R-squared	0,4692		
Adj. R-squared	0,4198		

* Hodnoty v zátvorkách udávajú hodnotu t-štatistiky pre danú premennú

Tabuľka 4-4: OLS Firmy (T=45), Vysvetľovaná premenná ΔNPL-F
Zdroj: Vlastné výpočty

Ako je možné vidieť v tabuľke výstupu OLS regresie, ΔNPL-F je ovplyvnená viacerými premennými. Signifikancia koeficientov na 5% hladine významnosti sa potvrdila u všetkých premenných.

ΔHDP/Export - Kladná zmena indexu ΔHDP/Export vykázala negatívny dopad na ΔNPL-F. Vzhľadom na to, že táto časová rada nie je posunutá, môžeme usudzovať, že zvýšenie HDP vzhľadom na export vplýva okamžite na schopnosť firiem kryť svoje záväzky. Zvýšenie HDP pri zachovanej hodnote exportu spôsobuje kladnú zmenu zamestnanosti v ekonomike, čo má za následok zvýšenie produkcie v sektore firiem a postupné znižovanie zmeny pomeru nesplatených úverov k celkovým úverom ΔNPL-F.

ΔInflácia - Vplyv inflácie s oneskorením jedného kvartálu regresia nezamietla na nízkej hladine p-hodnoty 0,001. Inflačné tlaky zvyšujú cenu nielen vstupov, ale aj finálnych produktov firiem. Nakoľko firma zahrnie inflačné očakávania do ceny výrobku, následkom inflácie vzrastie cena daného výrobku viac, ako vzrastú výrobné náklady. Táto skutočnosť vyústi do celkového rastu zisku firiem. Rast zisku má pozitívny vplyv na počet nesplatených úverov – s rastúcim ziskom ΔNPL-F klesá. Je zaujímavé, že tento vplyv vykázal pomerne krátke, len kvartálne oneskorenie, podobne ako v sektore domácností. V oboch sektoroch firiem a domácností je teda ΔInflácia významná premenná vplývajúca na rast alebo pokles ΔNPL. Táto premenná vykazuje tiež najvyšší stupeň vplyvu na vysvetľovanú premennú vďaka regresnému koeficientu -0,44.

Δ SKK/EUR – Premenná má ako jediná len retrospektívnu vypovedaciu hodnotu vzhľadom na zavedenie jednotnej európskej meny euro v Slovenskej republike k 1.1.2009. Keďže analýza pracuje s časovými radami všetkých premenných do Q4 2009, bolo nutné posledné 4 pozorovania pomeru SKK/EUR zafixovať na hodnote stanoveného zmenného kurzu k 31.12.2010 a ďalej pracovať s takto upravenou časovou radou diferencií. Podobne ako v prípade premennej Δ Inflácia, aj zmenný kurz vykazuje oneskorenie vplyvu na Δ NPL-F v dĺžke jedného kvartálu. Kladnú zmenu Δ SKK/EUR je možné interpretovať ako oslabenie koruny voči euru. V takomto prípade sa zvyšuje konkurencieschopnosť a export domácich firiem tovarov a služieb do zahraničia. Firmy na jednej strane zvyšujú svoju výrobu a tým aj dosiahnutý zisk. Preto je záver regresie a kladný koeficient vplyvu Δ SKK/EUR na Δ NPL-F prekvapivý a dal by sa skôr očakávať v prípade dlhšej doby oneskorenia vplyvu tejto vysvetľujúcej premennej. Oslabenie kurzu SKK/EUR má v časovom horizonte jedného kvartálu za následok zdraženie výrobných nákladov na vstupy dovážané zo zahraničia. Zároveň však príjmy z transakcií na zahraničných trhoch rastú. Prvý efekt je však silnejší, a preto krátkodobo po kladnej zmene Δ SKK/EUR premenná Δ NPL-F rastie. V dlhšom časovom horizonte by mala táto premenná opäť vykazovať pokles. Tento vplyv však výstup regresného modelu nepotvrdil.

Δ BRIBOR3M – Diferencia referenčnej úrokovej sadzby trojmesačných medzibankových depozitov Δ BRIBOR3M má oproti predchádzajúcim premenným dlhšie, teda až trojkvartálové oneskorenie vplyvu na Δ NPL-F. Kladná zmena Δ BRIBOR3M zvyšuje úrokové náklady, znižuje sa preto aj schopnosť firiem kryť tieto náklady a vzrastá pomer zlyhaných úverov k celkovým úverom v ekonomike. V prípade tejto premennej bolo nutné posledné 4 pozorovania napojiť kvartálnymi hodnotami Δ EURIBOR3M, vzhľadom na to, že hodnoty oboch premenných sa k sebe už počas roku 2008, pred zavedením spoločnej euro meny významne približovali a koncom roku 2008 dosahovali takmer rovnaké hodnoty.

Δ IRM – Záporný vplyv zmeny indexu reálnych miezd sa preukázal na nižšej hladine významnosti v porovnaní s ostatnými premennými. Rast tejto premennej je za určitých

okolností indikátorom celkového pozitívneho ekonomického vývoja⁴⁸ a vyššieho domáceho agregátneho dopytu, čo sa pozitívne prejaví nižším objemom zlyhajúcich úverov. Reálne mzdy môžu rásť aj z dôvodov, ktoré neindikujú pozitívny ekonomický vývoj ako napr. silnejšie odbory, vyššie mzdy vo verejnom sektore, rast minimálnej mzdy alebo podpory v nezamestnanosti. Tieto vplyvy však boli pravdepodobne slabšie.

4.2.2. Domácnosti

Podobne ako v sektore firiem sa aj v sektore domácností prejavila signifikancia viacerých premenných, vrátane kvartálnych dummy premenných *Dummyq4* a *Dummyq1*, ktorých signifikancia sa neprejavila v sektore firiem. Znamená to, že vývoj premennej $\Delta NPL-D$ v čase na rozdiel od sektoru firiem podlieha sezónnosti. Regresnú rovnicu sektoru domácností môžeme napísať ako:

$$Y_{NPL-D} = -0,0504X_{HDP(t-4)} - 0,0971X_{HDP/Exp(t-3)} - 0,0645X_{SKK/EUR(t-2)} + 0,1368X_{Infl(t-3)} + 0,0593X_{BRIBOR6M} + 0,0735X_{IRM(t-3)} - 0,4664X_{dq4} + 0,4929X_{dq1} + u_d \quad (4.12)$$

	Koeficient	Št.odchýlka	P- hodnota
ΔHDP (t-4)	-0,0504 (-1,946)	0,0259	0,0589
$\Delta HDP/Export$ (t-3)	-0,0971 (-4,215)	0,0230	0,0001
$\Delta Kurz SKK/EUR$ (t-2)	-0,0645 (-2,704)	0,0238	0,0101
$\Delta Inflácia$ (t-3)	0,1368 (2,420)	0,0565	0,0203
$\Delta BRIBOR6M$	0,0593 (2,929)	0,0202	0,0057
$\Delta IRM(t-3)$	0,0735 (1,864)	0,0394	0,0699
Dummyq4	-0,466417 (-3,060)	0,1524	0,0040
Dummyq1	0,4929 (2,165)	0,2276	0,0365
DW- štatistika	2,0297		
R- squared	0,4124		
Adj.R- squared	0,3070		

* Hodnoty v zátvorkách udávajú hodnotu t-štatistiky pre danú premennú

Tabuľka 4-5: Domácnosti (T=47), Vysvetľovaná premenná $\Delta NPL-D$

Zdroj: Vlastné výpočty

⁴⁸ Reálne mzdy rastú najmä pri raste produktivity a vtedy, keď sa ekonomika nachádza nad potenciálnym výstupom.

V sektore domácností sú oneskorenia prejavovaných vplyvov premenných na $\Delta NPL-D$ vyššie ako v prípade sektoru firiem na $\Delta NPL-D$. Môže to byť spôsobené tým, že v krátkom časovom horizonte sú domácnosti kryté najmä zmluvnými vzťahmi s firmami, ktoré sú primárnym zdrojom ich príjmov. Z toho môže prameniť prípadná nepružnosť v prípade zhoršenia celkovej štátnej ekonomickej klímy. To samozrejme môže platiť aj v opačnom smere, kedy sa príjmy domácností prispôsobujú zotavujúcej sa ekonomike pomalšie ako rastúce príjmy firiem.

ΔHDP , $\Delta HDP/Export$ - S najvyšším, až štvorkvartálovým oneskorením spolu s premennou $\Delta BRIBOR6M$ vplýva na diferenciu zlyhaných úverov premenná ΔHDP . Kladná zmena HDP odráža zvýšenie výstupu firiem v ekonomike. Následné zvýšenie zamestnanosti a bohatstva domácností bude znižovať $\Delta NPL - D$. Na zmenu zlyhaných úverov vplýva aj diferenciacia $\Delta HDP/Export$, ktorá nepotvrdila koreláciu s ΔHDP . Interakcia HDP a Exportu má na $\Delta NPL - D$ záporný vplyv a veľkosť jej koeficientu dosahuje -0,097.

$\Delta SKK/EUR$ – Premenná diferencie zmeného kurzu je významná aj v sektore domácností s rovnakým oneskorením ako v sektore firiem. Vplyv pôsobenia $\Delta SKK/EUR$ na $\Delta NPL-D$ je podľa očakávania opačný ako v predchádzajúcom prípade. Vyšší zmený kurz⁴⁹ mal za následok relatívne zníženie ceny slovenských tovarov v zahraničí. Následkom tohto znehodnotenia je zvýšenie exportu slovenských firiem, ktorý implikuje zníženie nezamestnanosti a celkové zvýšenie príjmov domácností.

$\Delta Inflácia$ - Podobne ako v sektore firiem a s dlhším oneskorením troch kvartálov potvrdila významnosť aj premenná $\Delta Inflácia$. Vplýva hlavne na cenu spotrebných košov a tým v krátkom období znižuje schopnosť domácností kryť svoje záväzky. Vplyvom tohto efektu dochádza ku kladnej zmene $\Delta NPL-D$.

ΔIRM - Kladný vplyv indexu reálnych miezd nebol v prípade tejto regresnej analýzy očakávaný, keďže rast IRM zvyšuje rast bohatstva domácností. V tomto prípade má zrejme prevahu efekt, kedy domácnosti s kladnou zmenou ΔIRM zvyšujú svoje úverové

⁴⁹ znehodnotenie koruny

aktivity a ich celkové úvery rastú pomalšie ako celkové zlyhané úvery. Zmena pomeru zlyhaných úverov k celkovým úverom preto v tomto prípade rastie.

Δ BRIBOR6M – Aj v sektore domácností je vplyv referenčnej úrokovej sadzby medzibankových depozitov Δ BRIBOR6M kladný. Tento vplyv bol očakávaný v oboch sektoroch, keďže BRIBOR priamo vplýva na úrokovú mieru, a teda určuje cenu úverov. Z toho vyplýva, že kladná zmena úrokov má za následok postupné zvyšovanie zlyhaných úverov v ekonomike. Posledné 4 pozorovania tejto premennej v roku 2009 boli napojené hodnotami Δ BRIBOR6M z rovnakých dôvodov ako v prípade Δ BRIBOR3M v Kapitole 4.2.1 v sektore firiem.

Dummy Q4 a Q1 - V modeli vystupujú taktiež významné kvartálne dummy premenné, ktoré nadobúdajú hodnotu 1 pre štvrtý, respektíve prvý kvartál. Inak nadobúdajú hodnotu 0. Indikátor NPL teda môže byť ovplyvňovaný aj ďalšími vonkajšími nepozorovanými premennými. Vyššia je tiež pravdepodobnosť vplyvu neekonomických faktorov na zlyhané úvery v sektore domácností. Znamienka vplyvu dummy Q3 a dummy Q4 sú rozdielne pre štvrtý a pre prvý kvartál. Môže tiež ísť teda aj o vplyv viazaný na isté obdobie, ktorý sa pravidelne opakuje.

5. Stresový test kreditného rizika

Podľa predchádzajúcej definície predstavuje stresový test kreditného rizika súbor analytických nástrojov, vedúcich k odhaleniu veľkosti rizikovej expozície portfólia na parciálne alebo viaceré súbežné exogénne šoky a tržnú neistotu. Stresový scenár je jeden z týchto analytických nástrojov odrážajúci konkrétny šok, resp. súbor šokov danej makroekonomickej premennej, alebo skupiny viacerých makroekonomických premenných, ktoré môžu v ekonomike nastať s istou pravdepodobnosťou. Stresové testovanie kreditného rizika je v tejto analýze modelované na dvoch úrovniach za pomoci:

- jednoduchých stresových scenárov
- skladaných stresových scenárov

Prvá úroveň zahŕňa kvantifikáciu expozícií šokov jednotlivých makroekonomických premenných na Δ NPL a počíta len s parciálnym vplyvom danej premennej na Δ NPL v cieľovom sektore domácností, alebo firiem. Tento spôsob tvorby stresových scenárov umožňuje odizolovať vplyv šoku danej makroekonomickej premennej na Δ NPL a uľahčuje jeho interpretáciu. Druhá úroveň počíta so vzájomnou interakciou viacerých šokov makroekonomických premenných, ktoré odrážajú zmeny ekonomických podmienok. Táto úroveň sa nezaobera len jedným konkrétnym scenárom, ale pokúša sa o vytvorenie spektra tzv. skladaných stresových scenárov odstupňovaných od miernych, až po kritické, alebo pesimistické. Preto je nevyhnutné, aby modelované makroekonomické šoky neodzrkadľovali len konkrétny rast, alebo pokles jednej premennej, ale aby odzrkadľovali aj menej pravdepodobné scenáre, ktoré môžu zmeniť pomer zlyhaných úverov k celkovým úverom v ekonomike a následne tak negatívne ovplyvniť aj ďalší ekonomický vývoj naviazaný na úverové defaulty. Pre tento účel je použitá metóda Monte Carlo simulácií, ktorá náhodne vyberá šoky signifikantných makroekonomických premenných z vopred definovaných množín⁵⁰, čím tvorí stresové scenáre v rámci stresového testu kreditného rizika daného sektoru. Monte Carlo metóda simuluje veľký počet možných realizácií vplyvov makroekonomických premenných na Δ NPL. Pokrýva tak veľkú časť spektra šokov signifikantných makroekonomických premenných, ktoré môžu nastať. V ďalšej časti sú opísané základné metodické postupy,

⁵⁰ Oblastný výber šokov makroekonomických premenných.

ktoré vedú ku tvorbe scenárov, najmä však spôsob tvorby a dĺžku trvania makroekonomického šoku, keďže ten najviac ovplyvňuje výstup stresového testu. Kľúčová je aj správna interpretácia výstupov jednotlivých stresových scenárov a komentár záverov regresie, ale taktiež interpretácia opatrení, ktoré by centrálna autorita ako centrálna banka, alebo vláda mohla použiť na odstránenie, resp. prevenciu negatívnych dopadov týchto makroekonomických šokov v prípade, ak by sa dopracovala k rovnakým alebo podobným záverom.

5.1. Tvorba makroekonomického šoku a jednoduché stresové scenáre

Dôležitou súčasťou stresových testov a konštrukcie stresových scenárov je vhodná metodika tvorby makroekonomických šokov. Je viac rôznych spôsobov, ako modelovať tieto šoky premenných, pričom záleží najmä od potrieb kladených na výstup stresového testu. Preto možno ich podobu meniť podľa okolností a stresové scenáre často odzrkadľujú rôzne individuálne požiadavky⁵¹. V prípade jednoduchých stresových scenárov je predpokladané normálne rozdelenie časových radov kvartálnych zmien makroekonomických premenných, konštruované na základe ich strednej hodnoty a smerodajnej odchýlky. Tabuľka 5-1 uvádza hodnoty kvantilov tohto normálneho rozdelenia predstavujúcich konkrétne šoky pre všetky premenné, ktorých vplyv na Δ NPL je signifikantný buď v sektore firiem alebo domácností. To umožní určiť hodnotu šoku na rôznych kritických hodnotách intervalov spoľahlivosti normálneho rozdelenia. Uvedený spôsob je často používaný ako alternatíva historického prístupu v prípade potreby práce s miernejším scenárom, keďže je citlivejší k extrémnym výkyvom a neobmedzuje sa len na krajné hodnoty intervalov s veľmi nízkou pravdepodobnosťou výskytu.

Ukazovatele/ Δ	HDP	HDP/Export	SKK/EUR	Inflácia	BRIBOR3M	BRIBOR6M	IRM
Str.hodnota	1,08	0,34	-0,46	-0,11	-0,35	-0,34	-0,14
Rozptyl	2,28	5,03	2,45	0,82	4,55	2,25	2,30
Q0,025	-2,67	-7,93	-4,50	-1,46	-7,83	-4,04	-3,92
Q0,975	4,83	8,61	3,57	1,24	7,13	3,36	3,64
Q0,1275	-0,46	-3,05	-2,12	-0,66	-3,42	-1,86	-1,69
Q0,8775	2,62	3,73	1,19	0,44	2,72	1,18	1,41

Tabuľka 5-1: Analýza časových radov – vysvetľujúce premenné

Zdroj: Vlastné výpočty

⁵¹ NBS prispôsobuje stresový scenár na základe odpozorovaných najvýznamnejších historických šokov makroekonomických premenných.

Jednoduché stresové scenáre zohľadňujú oneskorenia⁵² pôsobení makroekonomických premenných na $\Delta NPL-D$ a $\Delta NPL-F$ a kvantifikovaný je vplyv ich šokov v dvoch po sebe nasledujúcich kvartáloch⁵³. Tabuľky 5-2 až 5-5 pre sektor firiem a domácností udávajú hodnoty percentuálnych zmien indikátorov NPL-F a NPL-D v príslušných kvartáloch. Šoky sú kvantifikované na kritických hodnotách 95% a 75% intervalov spoľahlivosti normálneho rozdelenia časových radov podľa vzťahu:

$$\sum_{q=Q_p}^{Q_{p+1}} \Delta NPL(D, F)_q = \beta_p \cdot \check{S} \sqrt{2} \quad (5.1)$$

kde Q_p je počiatkový kvartál vplyvu šoku danej premennej na $\Delta NPL-F$ alebo $\Delta NPL-D$ podľa jej oneskorenia. β_p je regresný koeficient príslušnej premennej p a \check{S} predstavuje šok premennej v kvartáloch 2010-Q1 a 2010-Q2. Aplikované je pravidlo odmocniny z času⁵⁴, ktoré sa využíva hlavne pri určovaní VaR⁵⁵ a ktoré by malo zabezpečiť vyššiu objektivitu vypočítaného vplyvu šokov na ΔNPL . Dva po sebe nasledujúce kvartálne šoky sú modelované hlavne kvôli tomu, aby sme overili smer ich pôsobenia a reakcie $\Delta NPL-F$ a $\Delta NPL-D$. Podrobnejším stresovým testovaním sa zaoberajú skladané stresové scenáre v Kapitole 5.2.

⁵² Jedná sa o oneskorenia (lagy) vplyvov kvartálnych šokov vysvetľujúcich makroekonomických premenných, ktoré potvrdila OLS regresia v Kapitole 4.1.

⁵³ Napr. pre premennú s oneskorením t-3 sa v prípade kvartálneho šoku v 2010-Q1 prejaví jej vplyv na ΔNPL až v 2010-Q4. Kvantifikované sú dopady šokov na ΔNPL v dvoch po sebe nasledujúcich kvartáloch 2010-Q1 a 2010-Q2.

⁵⁴ PROVIZIONATOU, V; MARKOSE, S.; MENKES, O. Empirical scaling rules for Value-at-Risk (VaR) [online]. Wivenhoe Park, Colchester : University of Essex, 2005

⁵⁵ Value at Risk

5.1.1. Firmy

	Šoky Q0,1275	Šoky Q0,975
Δ Inflácia (t-1)	0,92	-0,78
Δ HDP/Export	0,86	-0,93
Δ SKK/EUR (t-1)	-1,04	0,83
Δ PRIBOR 3M (t-4)	-1,53	1,39
Δ IRM(t-3)	0,68	-0,63

Tabuľka 5-2: Δ NPL-F (v %) -Vplyv šokov na krit. hodnotách 95% intervalov spoľahlivosti
Zdroj: Vlastné výpočty

	Šoky Q0,1275	Šoky Q0,8775
Δ Inflácia (t-1)	0,42	-0,28
Δ HDP/Export	0,33	-0,40
Δ SKK/EUR (t-1)	-0,49	0,28
Δ PRIBOR 3M (t-4)	-0,67	0,53
Δ IRM(t-3)	0,29	-0,25

Tabuľka 5-3: Δ NPL-F (v %) -Vplyv šokov na krit. hodnotách 75% intervalov spoľahlivosti
Zdroj: Vlastné výpočty

Δ Inflácia – Časová rada tejto premennej potvrdila najmenší rozptyl spomedzi všetkých sledovaných makroekonomických premenných. Vysoký regresný koeficient, ktorý dosahuje hodnotu 0,136 ju však zaraďuje medzi premenné, ktorých zmena ovplyvňuje Δ NPL-F najvýznamnejšie. Zmena inflácie vykazuje pri náraste kladný vplyv na premennú Δ NPL-F. Najvýznamnejšie šoky rada zaznamenala v období rokov 1999 a 2000. Tento fakt potvrdzuje našu predošlú hypotézu, že k najvýznamnejším šokom premenných dochádza práve pred dokončením konsolidácie bankového sektoru Slovenskej republiky a jeho privatizácie.

Δ HDP/Export – Zmena pomeru vykazuje vysoký stupeň volatility počas celého obdobia vykazovania. Preto použitý jednoduchý stresový test, ktorý vyberá historické šoky a šoky

na kritických hodnotách 95% a 75% intervalu spoľahlivosti normálneho rozdelenia časovej rady Δ HDP/Export, je skôr informatívny.

Δ SKK/EUR – Táto premenná je zahrnutá do jednoduchého stresového testu. Nemôže však byť stresovaná na úrovni skladaného scenáru z dôvodu zavedenia jednotnej meny euro na Slovensku začiatkom roku 1999.

Δ BRIBOR3M a Δ BRIBOR6M – Obidve premenné taktiež potvrdili signifikanciu a vplyv na Δ NPL na úrovni kladného regresného koeficientu 0,059 pre sektor domácností⁵⁶ a koeficientu 0,138 v sektore firiem⁵⁷. Nie je ich však možné použiť ako regulačný mechanizmus, keďže po zavedení eura začiatkom roku 2009 NBS stratila možnosť regulovať výšku úrokovej sadzby. Preto by sa mohlo zdať stresové testovanie týchto premenných ako zbytočné. Podobne ako časová rada BRIBOR6M (resp. BRIBOR3M) vplýva však na zmenu pomeru zlyhaných úverov domácností k celkovým úverom aj európska úroková sadzba medzibankových depozitov EURIBOR6M (resp. EURIBOR3M) po roku 2008. Už v roku 2008 ovplyvňovala sadzba EURIBOR strednodobé a dlhodobé sadzby domáceho peňažného trhu. Na rozdiel od krátkodobých sadzieb, ktoré sa vyznačovali vysokou volatilitou a asi od polovice roku 2008 dochádza k postupnému približovaniu monetárnej politiky peňažného trhu vedenej NBS k politike ECB⁵⁸. V júni 2008 zaznamenala úroková sadzba BRIBOR6M (resp. BRIBOR3M) kladný posun a nasledovala tak rast úrokových sadzieb v eurozóne. Postupné približovanie oboch kľúčových sadzieb a proces plnenia konvergenčných kritérií boli badateľné počas celej druhej polovice roku 2008 od oznámenia konverzného kurzu na hodnotu 30,126 SKK/EUR. Táto skutočnosť umožnila v stresovom teste napojenie časovej rady BRIBOR6M (resp. BRIBOR3M) časovou radou EURIBOR6M (resp. BRIBOR3M) počnúc prvým kvartálom 2009 a končiac prvým kvartálom 2010. Diferencie časovej rady BRIBOR6M (resp. BRIBOR3M) zaznamenali najväčšiu volatilitu okolo roku 1998, kedy dosahovali hodnoty rastu/poklesu o 5% až 7 %⁵⁹. Je to spôsobené tým, že slovenská ekonomika prispôbovala svoju monetárnu politiku hlavne

⁵⁶ Δ BRIBOR6M

⁵⁷ Δ BRIBOR3M

⁵⁸ Európska centrálna banka

⁵⁹ Takéto hodnoty šoku nie sú v súčasnej eurozóne pravdepodobné, keďže krátkodobé a dlhodobé úrokové sadzby sa pohybujú na nízkych hodnotách, aby tak podporili ekonomiku EÚ.

meniacim sa objemom likvidity na medzibankovom peňažnom trhu slovenskej koruny. Po konsolidácii slovenského bankového sektora a privatizácii najväčších bánk, bola prebytočná likvidita presúvaná do zahraničia. To malo za následok zníženie volatility úrokovej miery. Po tomto období dochádza k ďalšiemu výraznému šoku premennej koncom roku 2008, kedy úroková miera konvergovala k hodnotám EURIBOR. V jednoduchom stresovom teste je popísaný vplyv šokov týchto premenných na úrovni kritických hodnôt 75% a 95% intervalu spoľahlivosti normálneho rozdelenia. Tento koncept je skôr orientačný a teoretický, keďže takéto hodnoty šokov EURIBOR6M a EURIBOR3M sú v súčasnej dobe⁶⁰ nepravdepodobné.

ΔIRM – Kvartálne diferencie indexu reálnych miezd majú 3Q oneskorenie na vysvetľovanú premennú ΔNPL-F. Zmena indexu IRM dosahuje najvyššiu hodnotu v prvom kvartáli 2004 a najnižšiu hodnotu v treťom kvartáli 2009.

5.1.2. Domácnosti

	Šoky Q0,025	Šoky Q0,975
ΔHDP (t-4)	0,19	-0,34
ΔHDP/Export (t-3)	1,09	-1,18
ΔSKK/EUR (t-1)	0,41	-0,33
ΔInflácia (t-1)	-0,28	0,24
ΔBRIBOR6M (t-4)	-0,12	0,10
ΔIRM(t-3)	-0,41	0,38

Tabuľka 5-4: ΔNPL-D (v %) -Vplyv šokov na krit. hodnotách 95% intervalov spoľahlivosti
Zdroj: Vlastné výpočty

⁶⁰ Príp. v horizonte niekoľkých kvartálov.

	Šoky Q0,1275	Šoky Q0,8775
$\Delta\text{HDP (t-4)}$	0,03	-0,19
$\Delta\text{HDP/Export (t-3)}$	0,42	-0,51
$\Delta\text{SKK/EUR (t-1)}$	0,19	-0,11
$\Delta\text{Inflácia (t-1)}$	-0,13	0,09
$\Delta\text{RIBOR6M (t-4)}$	-0,06	0,04
$\Delta\text{IRM(t-3)}$	-0,18	0,15

Tabuľka 5-5: $\Delta\text{NPL-D}$ (v %) -Vplyv šokov na krit. hodnotách 75% intervalov spoľahlivosti
Zdroj: Vlastné výpočty

ΔHDP – Táto premenná vplyva na zmenu nesplácaných úverov záporne s oneskorením 4Q a jeho vplyv v prípade sektoru firiem a v prípade domácností nepatrí najvýznamnejšie. Maximálna historická hodnota makroekonomického šoku HDP nastala na prelome 3. a 4. kvartálu roku 1998, teda pred dokončením konsolidácie a čiastočnej privatizácie bankového sektora. Tento kvartálny maximálny nárast odzrkadľuje skôr nerovnomernosť štatistického vykazovania, keďže v roku 1998 v období doznievajúceho „mečiarizmu“ sa na Slovensku prehlbovala vnútropolitická nerovnováha. Zvyšovala sa platobná neschopnosť domácností a firiem, znižoval sa rast HDP a slovenská ekonomika mala problémy spojené s takmer nulovým prílivom zahraničného kapitálu, z dôvodu nedôveryhodnosti krajiny v zahraničí. Najvýznamnejší pokles tejto premennej zaznamenala slovenská ekonomika práve v roku 1999, kedy HDP klesalo až do prvého kvartálu 2000. K doznievaniu nízkeho rastu a opakujúcich sa prepádov HDP došlo v období po roku 1999 po výmene politickej moci na Slovensku. Tento vývoj bol primárnou odozvou na snahu o reformu ekonomiky, kontrolu inflácie a nezamestnanosti.

$\Delta\text{BRIBOR6M}$ - Zmena tejto premennej kopírovala vývoj $\Delta\text{BRIBOR3M}$ ⁶¹, a podobne ako v sektore firiem je v jednoduchých aj skladaných stresových scenároch počiatkom roku 1999 napojená kvartálnou časovou radou $\Delta\text{EURIBOR3M}$.

$\Delta\text{HDP/Export}$ – Zmena tohto pomeru potvrdila najvýznamnejší vplyv na $\Delta\text{NPL-D}$, a podobne ako v prípade sektoru firiem, vykazuje vysoký stupeň volatility.

⁶¹ vid'. predchádzajúcu kapitolu

Δ SKK/EUR, Δ Inflácia a Δ IRM – Oneskorenie vplyvu týchto premenných je podobné ako v prípade sektoru firiem. Zaujímavosťou je, že smer ich pôsobenia na Δ NPL-F je opačný. Premenná Δ SKK/EUR nemôže byť stresovo testovaná z dôvodu zavedenia spoločnej euro meny v roku 2009.

5.2. Skladané stresové scenáre

Skladané stresové scenáre sú konštruované ako interakcie šokov viacerých premenných, ktoré sú signifikantné v regresnom modeli. Za účelom stresového testovania v oboch sektoroch domácností a firiem je použitá metóda Monte Carlo⁶², ktorá realizuje náhodné výbery šokov makroekonomických premenných a kvantifikuje ich dopad na indikátor Δ NPL-D a Δ NPL-F⁶³. Skladané stresové scenáre sú rozdelené do dvoch nasledujúcich podskupín:

- v rámci štatistického rozdelenia vplyvu šokov makroekonomických premenných na Δ NPL-D a Δ NPL-F
 - scenáre nárastu/poklesu
- scenáre zhoršených/zlepšených makroekonomických podmienok

Prvá skupina sa zameriava na popis štatistického rozdelenia vplyvu šokov makroekonomických premenných na Δ NPL-D a Δ NPL-F. Ako je vidieť z Tabuľky 5-6⁶⁴, šoky nepodliehajú žiadnej reštrikcii oblasti ich výberu. Môžu teda pôsobiť na Δ NPL-D v oboch smeroch, pozitívne a taktiež negatívne. Oproti tomu, oblasti výberov šokov druhej skupiny tvoriace scenáre zhoršenia/zlepšenia ekonomických podmienok podliehajú reštrikciám popísaným opäť v Tabuľke 5-6⁶⁵. Obdobie pôsobenia všetkých šokov v danom sektore a v danom scenári je dané najdlhším oneskorením spomedzi všetkých vplyvov vysvetľujúcich premenných na Δ NPL-D a Δ NPL-F. Táto logika konštrukcie scenárov je zvolená preto, aby bolo v stresovom teste možné zachytiť

⁶² Na simuláciu bol použitý software Oracle Crystal Ball for Enterprise Performance Management, Fusion Edition Release 11.1.1.1.00

⁶³ Tento dopad je daný percentuálnymi zmenami indikátorov Δ NPL-F a Δ NPL-D zapríčinenými šokmi makroekonomických premenných v rámci stresových scenárov.

⁶⁴ Stĺpec Obmedzenie intervalu – Scenáre nárastu/poklesu

⁶⁵ Stĺpec Obmedzenie intervalu – Zhoršené/Zlepšené ekonomické podmienky

a kvantifikovať aj posledný kvartálny vplyv premennej s najdlhším oneskorením. V sektore firiem je stresový test konštruovaný na základe skladaného vplyvu makroekonomických premenných v štyroch a v sektore domácností na základe piatich po sebe nasledujúcich kvartáloch⁶⁶. V oboch sektoroch nebol do úvahy braný vplyv premennej $\Delta SKK/EUR$ aj napriek tomu, že sa v regresii potvrdila jej signifikancia. Časové rady premenných $\Delta BRIBOR3M$ a $\Delta BRIBOR6M$ sú začiatkom roku 2009 napojené kvartálnymi zmenami $\Delta EURIBOR3M$, resp. $\Delta EURIBOR6M$ ⁶⁷, a preto je možné tieto premenné stresovo testovať aj po zavedení eura na Slovensku. V prípade uvedeného stresového testu simulácia pracuje na základe realizácií 500,000 stresových scenárov, pozostávajúcich z kombinácií kvartálnych šokov pre každú premennú z vopred definovaných množín. Preto je, podobne ako pri jednoduchých stresových scenároch, dôležitým predpokladom normálne rozdelenie časových radov kvartálnych šokov makroekonomických premenných. Pre potrebu výpočtu strednej hodnoty a rozptylu normálneho rozdelenia boli niektoré šoky premenných nahradené strednou hodnotou pôvodných časových radov⁶⁸. Tým sa podarilo eliminovať nereálne hodnoty šokov. Vplyv šokov, vplyv niektorých pozorovaní z roku 2009 na $\Delta NPL-D$ a $\Delta NPL-F$, ako aj dĺžku trvania stresového scenára, možno vyjadriť nasledujúcim vzťahom:

$$\sum_{q=Q_0}^{Q_0+t_{(D,F)}Q} \Delta NPL(D,F)_q = \sum_{p=1}^a \sum_{q=Q_0-Q_{ta}}^{(Q_0-Q_{ta})+t_{(D,F)}Q} \Delta P_{pq} \beta_p \quad (5.2)$$

kde $\Delta NPL(D,F)_q$ je zmena pomeru zlyhaných úverov k celkovým úverom sektoru firiem alebo domácností v kvartáli q a Q_0 predstavuje počiatočný kvartál, v ktorom vplýva zmena signifikantných makroekonomických premenných na ΔNPL ⁶⁹. Premenná $t_{(D,F)}$ predstavuje najdlhšie oneskorenie vplyvu šoku na ΔNPL v danom sektore. Na druhej strane rovnice ΔP_{pq} predstavuje percentuálnu zmenu premennej p v kvartáli q , Q_{ta} vyjadruje oneskorenie tejto premennej a β_p je jej prislúchajúci regresný koeficient. Monte Carlo simulácia na základe tohto vzťahu kvantifikuje dopad náhodných šokov makroekonomických premenných na ΔNPL a výsledky aproximuje štatistickým rozdelením. Zo vzorca vyplýva, že stresové scenáre počítajú v oboch sektoroch

⁶⁶ Vid'. Prílohu č.9: Konštrukcia stresových testov

⁶⁷ Vid'. Kapitulu 5.1.1., $\Delta BRIBOR3M$ a $\Delta BRIBOR6M$

⁶⁸ Jedná sa o kvartálne šoky premenných okolo roku 2002, kedy prebiehali štrukturálne zmeny Slovenského bankového sektora.

⁶⁹ V prípade uvedených stresových testov je to 2010-Q1 pre sektor firiem aj pre sektor domácností.

s interakciou fixných a simulovaných šokov podľa oneskorenia vplyvu príslušnej premennej na ΔNPL . Fixná zložka v sektore firiem predstavuje 0,12% nárast $\Delta NPL-F$ v období kvartálov 2010-Q1 až 2011-Q1. V prípade domácností je to -0,77% pokles $\Delta NPL-D$ v období 2010-Q1 až 2010-Q3⁷⁰.

⁷⁰ Obe tieto zložky a ich logika sú popísané v Prílohe č.9: Konštrukcia stresových testov

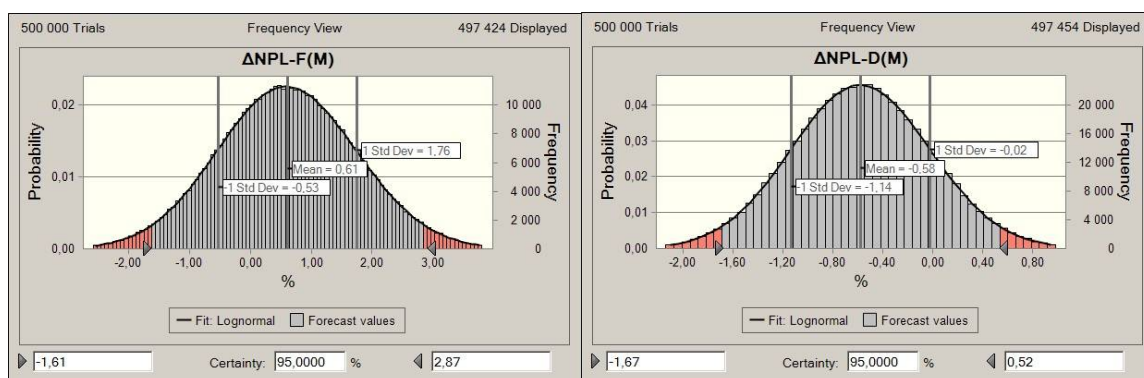
<i>Premenná</i>	<i>Rozdelenie</i>	<i>Domácnosti</i>					<i>Firmy</i>				
		<i>Vplyv/ Oneskorenie</i>	<i>Obmedzenie intervalu</i>		<i>Scenáre nárastu/ poklesu</i>	<i>Stresované kvartály</i>	<i>Vplyv/ Oneskorenie</i>	<i>Obmedzenie intervalu</i>		<i>Scenáre nárastu/ poklesu</i>	<i>Stresované kvartály</i>
			<i>Zlepšené ek.p.</i>	<i>Zhoršené ek.p.</i>				<i>Zlepšené ek.p.</i>	<i>Zhoršené ek.p.</i>		
Δ HDP	N(1,08; 2,28)	Negatívny/ t-4	(0; ∞)	($-\infty$; 0)	($-\infty$; ∞)	2010 – Q1	-	-	-	-	-
Δ HDP/Export	N(0,34; 5,03)	Negatívny/ t-3	(0; ∞)	(-35,25; 0)	(-35,25; ∞)	2010 – Q1,Q2	Negatívny/ žiadne	(0; ∞)	(-17,63; 0)	(-17,63; ∞)	2010 – Q1,Q2,Q3,Q 4
Δ Inflácia	N(-0,11; 0,82)	Pozitívny/ t-3	($-\infty$; 0)	(0; ∞)	($-\infty$; ∞)	2010 – Q1,Q2	Negatívny/ t-1	(0; ∞)	($-\infty$; 0)	($-\infty$; ∞)	2010 – Q1,Q2,Q3
Δ BRIBOR6M	N(-0,34; 2,25)	Pozitívny/ t-4	(-1; 0)	(0; ∞)	(-1; ∞)	2010 – Q1,Q2,Q3,Q4, 2011 – Q1	-	-	-	-	-
Δ BRIBOR 3M	N(-0,35; 4,55)	-	-	-	-	-	Pozitívny/ t-3	(-1; 0)	(0; ∞)	(-1; ∞)	2010 – Q1
Δ IRM	N(-0,14; 2,3)	Pozitívny/ t-3	(-50; 0)	(0; ∞)	(-50; ∞)	2010 – Q1,Q2,Q3	Negatívny/ t-2	(0; ∞)	(-50; 0)	(-50; ∞)	2010 – Q1,Q2

Tabuľka 5-6: Rozdelenia časových radov zmien makroekonomických premenných a aplikované reštrikcie

Zdroj: Vlastné výpočty

5.2.1. Vplyv šokov makroekonomických premenných na Δ NPL

Ako už bolo uvedené v predchádzajúcej Kapitole 5.2., v prípade skúmania vplyvu šokov makroekonomických premenných na Δ NPL neboli okrem obmedzení zaručujúcich reálne hodnoty šokov aplikované žiadne ďalšie obmedzenia. Preto ich možno označiť za najobjektívnejšie, akými sa analýza zaoberá. Aj keď vymedzujú pomerne široké intervaly, do ktorých môže prípadná realizácia Δ NPL-D a Δ NPL-F spadnúť, poskytujú cenné informácie o tom, ako vyzerá rozdelenie prípadných Δ NPL v oboch cieľových sektoroch.



Graf 5-1: Štatist. rozdelenia vplyvu šokov na Δ NPL-F a Δ NPL-D
Zdroj: Vlastné výpočty

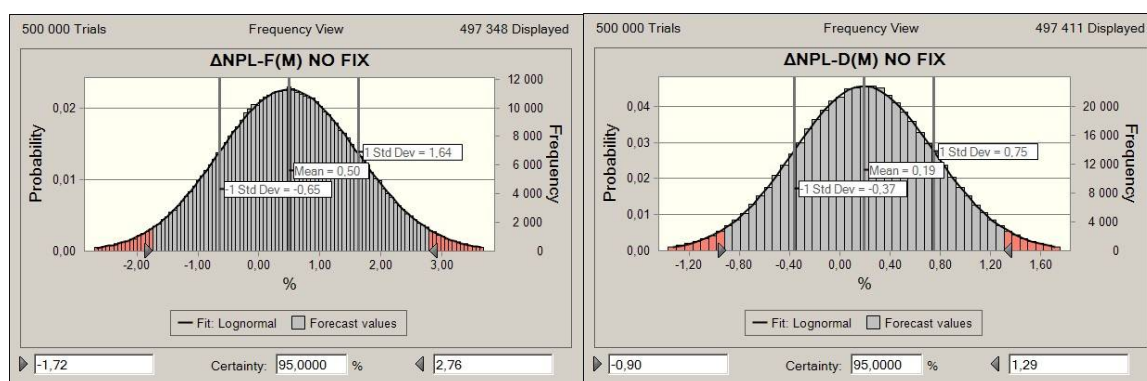
Vplyvy šokov sú v sektore firiem rozdelené podľa log- normálneho rozdelenia so strednou hodnotou 0,61 a rozptylom 1,31. V prípade stresového scenáru Δ NPL-F Monte Carlo simulácia potvrdzuje s najvyššou pravdepodobnosťou realizáciu kladných hodnôt Δ NPL-F okolo strednej hodnoty. Tento fakt môže odzrkadľovať napríklad nástup hospodárskej krízy v roku 2008 a postupné zhoršovanie ekonomických podmienok v ďalších rokoch. 95% interval spoľahlivosti je aj v tomto prípade pomerne široký, no hlavným cieľom je ukázať najmä charakteristiky rozdelenia Δ NPL-F. V sektore domácností je 95% interval spoľahlivosti užší a stredná hodnota -0,58 skôr napovedá, že hodnota Δ NPL-F v kvartáloch 2010–Q1 až 2010–Q4 bude záporná. Sektor domácností teda môže reagovať na zhoršujúce sa ekonomické podmienky pod vplyvom ekonomickej krízy v posledných rokoch menej pružne ako sektor firiem. Nasledujúca Tabuľka 5-7 uvádza hodnoty niektorých kvantilov normálneho rozdelenia, ktoré aproximuje

simulované hodnoty $\Delta\text{NPL-F}$ a $\Delta\text{NPL-D}$ a ktoré môžu predpovedať kritický scenár poklesu/nárastu $\Delta\text{NPL-F}$, alebo $\Delta\text{NPL-D}$.

	Q0,0005	Q0,0025	Q0,005	Q0,995	Q0,9975	Q0,9995
$\Delta\text{NPL-F}$	-3,09	-2,55	-2,29	3,62	3,88	4,46
$\Delta\text{NPL-D}$	-2,4	-2,14	-2,02	0,87	1,00	1,26

Tabuľka 5-7: Hodnoty kvantilov normálneho rozdelenia $\Delta\text{NPL-F}$ a $\Delta\text{NPL-D}$

Zdroj: Vlastné výpočty



Graf 5-2: Štatist. rozdelenia vplyvu šokov na $\Delta\text{NPL-F}$ a $\Delta\text{NPL-D}$ –bez fixných efektov

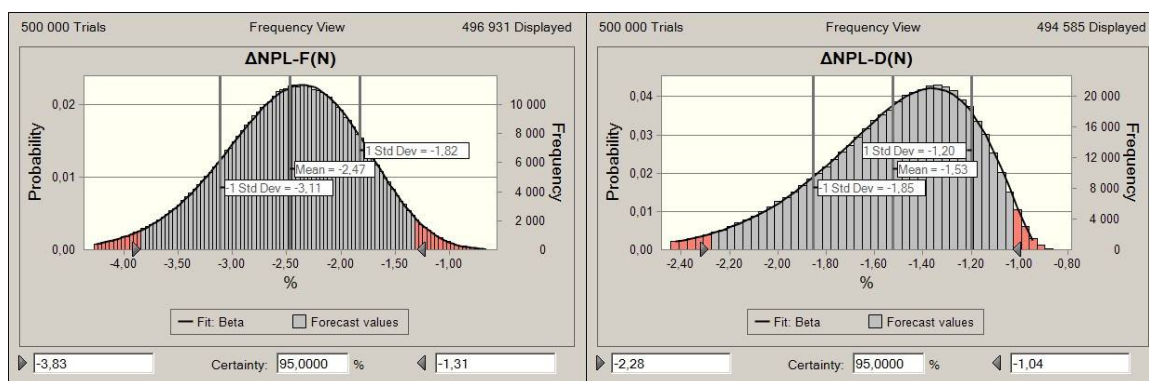
Zdroj: Vlastné výpočty

Ako je vidieť z Grafu 5-2, pre vplyv významných makroekonomických premenných bez fixných efektov sú rozdelenia $\Delta\text{NPL-F}$ a $\Delta\text{NPL-D}$ podobné ako v predchádzajúcom prípade, kedy stresové testy počítajú aj s vplyvom šokov z roku 2009. V prípade $\Delta\text{NPL-D}$ je rozdelenie aproximované normálnym rozdelením oproti log-normálnemu rozdeleniu v prípade zahrnutia fixných efektov.

5.2.2. Stresové scenáre zlepšených ekonomických podmienok

Stresové scenáre zlepšených ekonomických podmienok berú do úvahy len také šoky významných premenných, ktoré majú na ΔNPL záporný vplyv. Tabuľka 5-6 popisuje reštrikcie, ktoré boli v sektore domácností a firiem pri stresovom testovaní použité. Monte Carlo simulácia realizácie náhodných výberov šokov pre každú premennú a jej oneskorenia vďaka týmto obmedzeniam umožňuje stanoviť a bližšie špecifikovať štatistické rozdelenie potenciálnych percentuálnych zmien premennej ΔNPL . Tieto

predpoklady taktiež zaručujú, aby simulácia nepoužila v stresovom teste nereálnu hodnotu pre danú makroekonomickú premennú⁷¹. V sektore domácností bol posledným stresovaným obdobím kvartál 2011–Q1⁷² a posledným obdobím odozvy všetkých šokov taktiež kvartál 2011–Q1 vďaka premennej $\Delta\text{HDP}(t-4)$, ktorej zmena v 2010–Q1 sa prejaví na $\Delta\text{NPL-D}$ až v 2011–Q1. Naproti tomu, v sektore firiem je kvôli premennej s najdlhším oneskorením, $\Delta\text{BRIBOR3M}(t-3)$ posledným obdobím odozvy kvartál 2010.Q4. Posledným stresovaným kvartálom je 2010–Q4⁷³.



Graf 5-3: Št. rozdelenia vplyvu šokov na $\Delta\text{NPL-F}$ a $\Delta\text{NPL-D}$ (Zlepšené ekonomické podmienky)
Zdroj: Vlastné výpočty

Ako je vidieť v Grafe 5-3, v sektore firiem je možné celkový vplyv šokov významných makroekonomických premenných v kvartáloch 2010–Q1 až 2010–Q4, ktoré ovplyvňujú $\Delta\text{NPL-F}$ negatívne a vplyv vybraných pozorovaní z roku 2009 po aplikácii Monte Carlo simulácie na $\Delta\text{NPL-F}$ aproximovať Beta rozdelením so strednou hodnotou -2,47 a rozptylom 0,42. Podľa výstupu Monte Carlo analýzy sú kritické hodnoty 95% intervalu spoľahlivosti normálneho rozdelenia simulovaných hodnôt $\Delta\text{NPL-F}$ -3,83 a -1,31. Znamená to, že ak by všetky šoky významných premenných v tomto sektore ovplyvnili negatívne $\Delta\text{NPL-F}$ v kvartáloch 2010–Q1 až 2010–Q4, celkový percentuálny ročný nárast zlyhaných úverov, oproti poslednej pozorovanej hodnote v 2009-Q4⁷⁴, by s pravdepodobnosťou 95 % patril do tohto intervalu. Tento vysoký pokles zlyhaných úverov bol v úvode tvorby stresového scenára očakávaný, keďže už samotný predpoklad negatívneho vplyvu všetkých modelovaných kvartálnych šokov je extrémny. V sektore domácností je vplyv šokov významných premenných a vplyv niektorých pozorovaní z roku 2009 na ΔNPL jemnejší ako v sektore firiem.

⁷¹ Napr. podmienka kladných hodnôt HDP.

⁷² Šok premennej $\Delta\text{BRIBOR6M}$ bez kvartálneho oneskorenia.

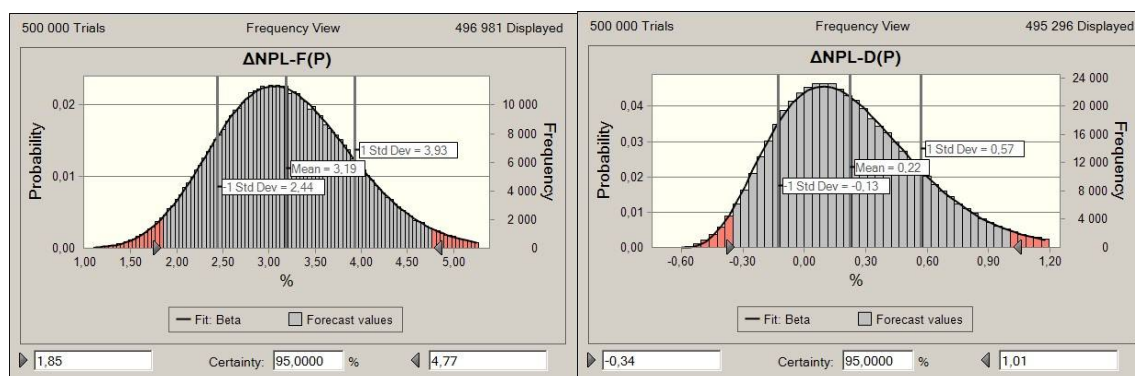
⁷³ Šok premennej $\Delta\text{HDP}/\text{Export}$ bez kvartálneho oneskorenia.

⁷⁴ $\Delta\text{NPL-F}$ dosahoval v tomto kvartáli hodnotu 5,104197%

Rozdelenie pozitívnej negatívnej na Δ NPL-D možno aj v tomto sektore aproximovať Beta rozdelením so strednou hodnotou -1,53 a rozptylom 0,11. V porovnaní so sektorom firiem je šikmosť tohto rozdelenia nižšia, na hranici -0,7847. To môže byť spôsobené najmä obmedzením intervalu výberu šokov u premennej Δ BRIBOR6M na (-1,0) a taktiež obmedzením u premenných Δ Inflácia a Δ IRM. Kritickými hodnotami 95% intervalu spoľahlivosti normálneho rozdelenia Δ NPL-D sú v sektore domácností pre stresový scenár zlepšených ekonomických podmienok hodnoty -2,28 a -1,04.

5.2.3. Stresové scenáre zhoršených ekonomických podmienok

Stresové scenáre zhoršených ekonomických podmienok sú založené na šokoch významných makroekonomických premenných a pozorovaniach z roku 2009, ktoré vďaka regresným koeficientom ovplyvňujú Δ NPL kladne. Tabuľka 5-6 definuje intervaly, z ktorých Monte Carlo simulácia náhodne vyberá šoky pre danú premennú. Tieto obmedzenia teda zaručujú jednak to, aby simulovaný šok spôsobil nárast Δ NPL v danom sektore, a jednak aby simulácia nevyberala z definovaných množín nereálne hodnoty. Aj v tomto prípade sa jedná o extrémne stresové scenáre, keďže simulácia šokov bližšie popisuje rozdelenie možných zmien Δ NPL-D a Δ NPL-F len v prípade pozitívnych vplyvov šokov významných makroekonomických premenných.



Graf 5-4: Štatist. rozdelenie vplyvov šokov na Δ NPL-F a Δ NPL-D (Zhoršené ekonomické podmienky)

Zdroj: Vlastné výpočty

Ako je zrejmé z Grafu 5-4, v sektore firiem je za predpokladu scenára zhoršených ekonomických podmienok rozdelenie možných zmien Δ NPL-F aproximované Beta rozdelením so strednou hodnotou 3,19 a rozptylom 0,56. V porovnaní so scenárom

zlepšených ekonomických podmienok sektoru firiem nie je fluktuácia simulovaných hodnôt $\Delta\text{NPL-F}$ taká vysoká. To implikuje nižšiu mieru neistoty, s ktorou je možné predikovať hodnoty $\Delta\text{NPL-F}$, keďže rozpätie rovnakých intervalov spoľahlivosti je v prípade tohto scenára nižšie. V sektore domácností majú simulované hodnoty $\Delta\text{NPL-D}$ Beta rozdelenie so strednou hodnotou 0,22 a rozptylom 0,12. Zaujímavosťou je, že $\Delta\text{NPL-D}$ môže nadobúdať aj negatívne hodnoty. Je to zapríčinené hlavne poklesom niektorých makroekonomických premenných v roku 2009. Vďaka tomu je aj hodnota výrazu $\sum_{p=1}^a \sum_{q=Q_0-Q_{i_a}}^{(Q_0-Q_{i_a})+t_{D,F}Q} \Delta P_{pq} \beta_p$ pre pozorovania z roku 2009, ktoré vstupujú do stresového testu ako fixné, rovná -0,7705. To preváži niektoré scenáre simulovaných šokov a celková $\Delta\text{NPL-D}$ bude teda záporná. Táto skutočnosť môže v praxi výrazne pomôcť napríklad v kalkulácii výdavkov potrebných na krytie rôznych inštitucionálnych defaultov, vyplývajúcich z objemu nesplácaných úverov v ekonomike.

6. Panelová analýza

Ekonomika Slovenska je často považovaná za príbuznú ekonomike Českej republiky. Je to spôsobené najmä spoločnými kultúrnymi charakteristikami oboch štátov, ale aj veľmi podobným post transformačným vývojom po roku 1989, kedy sa krajiny museli vyrovnáť s dedičstvom 90-tych rokov. V oboch prípadoch stáli ekonomiky na začiatku novodobého vývoja vo veľmi podobnej situácii a čelili takmer rovnakým výzvam, ktoré zvládali najprv ako spoločný štát a neskôr oddelene. V kontexte transformácie bankového sektora došlo v oboch prípadoch v prvej fáze k zhoršeniu portfólií bánk a nárastu pomeru zlých, alebo rizikových aktív k celkovým aktívam a v druhej fáze k privatizácii bankových sektorov a zlepšovaniu situácie v bankách. Preto môže byť zaujímavé zaoberať sa testovaním kreditného rizika oboch krajín na agregovanej úrovni. Pre tento účel bola použitá panelová regresia, v ktorej vystupujú časové rady pozorovaní zlyhaných úverov sektorov firiem a domácností Slovenskej a Českej republiky a taktiež rôzne makroekonomické vysvetľujúce premenné. Vzhľadom na neexistenciu verejných dát zlyhaných úverov v českej ekonomike od roku 2003, analýza pracuje s dátovým panelom kvartálnych pozorovaní do roku 2003. V prípade jednoduchšej regresie pre sektory firiem a domácností pre obe krajiny oddelene, by táto skutočnosť predstavovala hrozbu nízkeho počtu pozorovaní a strate stupňov voľnosti. Panelová analýza však pracuje s pozorovaniami pre český a slovenský sektor súčasne, preto sme sa tomuto prípadu vyhli.

V prvej časti panelovej analýzy otestujeme vhodnosť použitia pooled OLS odhadu regresných koeficientov, aby sme sa vyhli novej neobjektívnosti výstupu panelovej regresie, plynúcej z nekonzistencie časových radov slovenských a českých pozorovaní. Pri spracovaní makroekonomických dát a indikátora NPL bol síce dôraz kladený na to, aby boli časové rady porovnateľné a vychádzali z rovnakej metodiky, ale bolo dôležité túto skutočnosť overiť aj štatisticky. V ďalšej fáze budú výstupy použité na tvorbu stresových scenárov, ktoré popisujú expozíciu zmeny zlyhaných úverov na šoky makroekonomických premenných. Podobne ako v prípade OLS regresie, aj v panelovej regresii je za účelom tvorby stresových scenárov použitá metóda Monte Carlo simulácií.

6.1. Chowov test

Pred použitím panelovej regresie je otestovaná možnosť jej realizácie za pomoci Chowovho testu poolability. Jedná sa o test založený na Fisherovej F-štatistike. V prípade, že test potvrdí hypotézu o stabilite regresných koeficientov, bude možné použiť metódu OLS na panelové dáta. Všeobecne môžeme model panelových dát zapísať ako:

$$y_i = Z_i \delta_i + u_i \quad \text{pre } i = 1, 2 \quad (6.1)$$

$y_i' = (y_{i1}, \dots, y_{iT})$, $Z_i = [1_T, X_i]$. Matica X_i má rozmer $(T \times K)$, δ_i' rozmer $1 \times (K+1)$ a u_i $(T \times 1)$ kde

K je počet vysvetľujúcich premenných v regresii

T je počet pozorovaní v jednej dátovej sade

Ak platí $\delta_i' = \delta$ pre každé i , je možné regresnú sústavu prepísať do tvaru $y = Z\delta + u$ a aplikovať na model odhadu pomocou metódy najmenších štvorcov, $\hat{\delta}_{OLS} = (Z'Z)^{-1} Z'y$. Preto bude testovaná nasledujúca nulová hypotéza oproti alternatíve:

$$H_0: \delta_i' = \delta \quad \text{pre } i = 1, 2$$

$$H_1: \delta_i' \neq \delta \quad \text{pre aspoň jedno } i = 1, 2$$

za pomoci F-štatistiky:

$$F = \frac{\frac{RSS - URSS}{(K+1)(N-1)}}{\frac{URSS}{N(T-K-1)}} \sim F((K+1)(N-1), N(T-K-1)) \quad (6.2)$$

kde URSS predstavuje súčet štvorcov rezíduí získaných aplikáciou OLS na oba sektory domácností a firiem jednotlivo a RSS súčet štvorcov získaných aplikáciou OLS panelovej pooled regresie na model (6.1) za predpokladu platnosti H_0 . Na 5% hladine významnosti hypotézu zamietneme, pokiaľ je p -hodnota = 0,05.

Na testovanie možnosti použitia panelovej regresie bol použitý ekonometrický software GRET. Vzhľadom na to, že v ňom Chowov test nie je implementovaný priamo, príkazová časť a výstup sú uvedené v Prílohe č.5. Pre obe panelové sady dát domácností a firiem test nezamietol H_0 na veľmi vysokých hladinách významnosti, takže je možné použiť pooled OLS ako metódu odhadu regresných koeficientov. Potvrdila sa tak pôvodná domnienka, že zmeny vysvetľujúcich makroekonomických premenných bankových sektorov Slovenskej a Českej republiky sa správajú podobne. Pre jednotlivé F-testy platí:

- Panel ČR s SR Domácností

$$F(8,44)=((RSS-URSS)/8)/(URSS/44) = 0.4113 \text{ pri p-hodnote } 0.890384$$

→ nezamieta $H_0: \delta'_{1,2} = \delta$

- Panel ČR a SR Firiem

$$F(7,46)=((RSS-URSS)/7)/(URSS/46) = 0,470046 \text{ pri p-hodnote } 0.827133$$

→ nezamieta $H_0: \delta'_{1,2} = \delta$

Za cieľom zvýšenia stupňov voľnosti a zlepšenia modelu, bola pomocou F-testu testovaná aj panelová regresia založená na pozorovaniach od roku 1998 do roku 2002⁷⁵. Test ale nepotvrdil možnosť aplikácie pooled OLS na tieto dlhšie časové rady.

6.1.1. Pooled OLS Model

Podobne ako v prípade jednoduchšej regresie, pracuje model pooled OLS s metódou najmenších štvorcov. F-test potvrdil možnosť použitia tejto metódy na panelové dáta firiem a domácností českých a slovenských NPL. Sústavu

$$y = \begin{pmatrix} Z_1 & 0 \\ 0 & Z_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{pmatrix} + u \text{ teda možno prepísať do tvaru } y = Z\delta + u \text{ a použiť odhad}$$

regresných koeficientov $\hat{\delta}_{OLS} = (Z'Z)^{-1}Z'y$. Aj v tomto prípade však musia byť splnené

⁷⁵ Dáta pre Český bankový sektor pre obdobie 1998 - 2002 boli lineárne odhadnuté na základe dát od roku 2003.

základné predpoklady, bez platnosti ktorých by výstup nemohol byť použitý pri tvorbe stresových scenárov. Overené budú nasledujúce predpoklady:

- i. neprítomnosť autokorelácie
- ii. linearita závislosti vysvetľujúcich premenných a vysvetľovanej premennej
- iii. normálne rozdelenie náhodných porúch, $u_t \sim (0, \sigma^2)$
- iv. konštantnosť rozptylu náhodných porúch (homoskedasticita), $E(u_t^2) = \sigma$
- v. nekorelovanosť reziduí, $E(u_i u_j) = 0$ kde $i \neq j$
- vi. multikolinearita

Predpoklad stacionarity časových radov bol testovaný už pri aplikácii jednoduchej regresie. V prípade panelových dát však analýza pracuje s kratšími časovými radami od roku 2003, preto sa v uvedených troch prípadoch premenných Δ IPP(ČR), Δ Nezamestnanosť(SR) a Δ HDP(SR) nepotvrdila ich stacionarita. Ide však len o tri prípady ADF testu rovnice s konštantou, preto sa bude ďalej pristupovať ku všetkým časovým radám ako ku stacionárnym. Nasledujúca tabuľka uvádza výsledky ADF testu pre časové rady Δ NPL firiem a domácností a vysvetľujúcich makroekonomických premenných českého a slovenského bankového sektoru.

	ČR		SR	
	bez konštanty μ_t	s konštantou μ_t	bez konštanty μ_t	s konštantou μ_t
Časové rady/ P-Hodnota				
Δ NPL–D	0,0001	0,0041	0,0006	0,0134
Δ NPL–F	0,0024	0,0056	0,0102	0,1278
Δ Inflácia	0,0032	0,0462	0,0005	0,0113
Δ IPP	0,0379	0,17	0,0006	0,0129
Δ IRM	0,0001	0,0037	4,296e-006	0,0001
Δ Nezamestn.	0,0021	0,0243	0,0796	0,4396
Δ CZKSKKEUR	0,0019	1,91e-005	5,53e-005	0,0010
Δ HDP/Export	0,0007	0,0147	0,0013	0,0174
Δ PRIBOR 3M	0,0018	0,0083	0,0050	0,0681
Δ HDP	0,0102	0,0067	0,0995	0,173

*pre účel testu bola použitá rovnica s jedným oneskorením, $\sum_{i=1}^1 \gamma_i \Delta y_{t-i}$

Tabuľka 6-1: ADF test pre premenné použité v panelovej regresii sektoru firiem a domácností.
Zdroj: Vlastné výpočty

Podobne ako u jednoduchej regresie, musí pooled OLS spĺňať ďalší predpoklad normálneho rozdelenia reziduí. Pre sektor domácností nebola hypotéza normality $H_0: u_t \sim (0, \sigma^2)$ zamietnutá na základe p-hodnoty 0,1721. Naopak normalita reziduí bola

zamietnutá v prípade firiem na základe p-hodnoty 0,0407. Aj napriek tomu by však model nemal byť okamžite odmietnutý ako neobjektívny. Regresia totiž pracuje len s dátami, ktoré sú verejne dostupné. Preto je veľmi zložitá nevyhnúť sa istým nepresnostiam vo výpočte regresných koeficientov. Ako je vidieť z grafu rozdelenia reziduálnych hustôt⁷⁶, úpravou niekoľkých pozorovaní by sa dalo docieľiť splnenie podmienky normality. Teda aj napriek jej tesnému nesplneniu je stresová analýza postavená na záveroch tohto modelu. Počas jeho prípravy bolo do úvahy braných niekoľko ďalších premenných. Tie však normalitu porušovali výraznejšie a nakoniec v regresii použité neboli. Je tiež možné, že regresia vyžaduje prídanie novej premennej, ktorá nie je pozorovaná, alebo ktorej pozorovania nie sú verejné. Dummy premenné do úvahy brané neboli, pretože aj po ich implementácii sa nepotvrdilo zlepšenie modelu. Homoskedasticita, a teda konštantnosť rozptylu reziduí, nie je modelom v oboch prípadoch pooled OLS zamietnutá. V sektore domácností je nulová hypotéza $H_0: E(u^2_i) \neq \sigma$ zamietnutá na základe p-hodnoty 0,31219 a pre sektor firiem na základe p-hodnoty 0,28798. Nepotvrdila sa ani vzájomná korelovanosť vysvetľujúcich premenných⁷⁷.

6.1.2. Interpretácia modelu

Interpretácia pooled OLS modelu nie je taká jednoznačná ako v prípade jednoduchej OLS regresie. Je potrebné brať do úvahy fakt, že pracujeme s agregovanými dátami českých a slovenských sektorov domácností a firiem a fakt, že veľkosť oboch ekonomík nie je rovnaká. Problematický je hlavne dopad jednotlivých makroekonomických faktorov na agregovanú zmenu zlyhaných úverov oboch krajín. Ich vplyv môže byť nepriamy. Aj napriek tomu, že Chow test potvrdil možnosť aplikácie pooled OLS, môže dôjsť k odchýlkam od skutočnosti a dezinterpretácii regresných koeficientov. Preto je potrebné zameriavať sa hlavne na základné súvislosti dopadu použitých premenných na $\Delta NPL-D$ a $\Delta NPL-F$. Zaujímavosťou je, že oneskorenia premenných sú v prípade pooled OLS regresie vo väčšine prípadov dlhšie v oboch sektoroch v porovnaní s posunmi OLS regresie. Ku vplyvu šokov makroekonomických premenných na zmenu zlyhaných úverov preto dochádza v panelovej regresii s dlhším časovým oneskorením.

⁷⁶ Príloha č.7

⁷⁷ Vid'. test multikolinearity v Prílohe č.6 a v Prílohe č.8

	Coefficient	Std.error	P-hodnota
ΔInflácia(t-4)	0,0608 (13,57)	0,0044	1,61e-017
ΔIPM(t-1)	-0,0051 (-7,631)	0,0006	1,19e-09
ΔIRM(t-5)	-0,0163 (-3,814)	0,0042	0,0004
ΔNezamestn(t-3)	0,1325 (28,97)	0,0045	9,66e-031
ΔCZKSKK/EUR(t-5)	-0,0301 (-3,387)	0,0088	0,0015
ΔHDP/Exp(t-3)	-0,0171 (-5,397)	0,0031	2,43e-06
ΔPRIBOR3M(t-4)	0,1252 (3,007)	0,0416	0,0043
DW statistics	1,777341		
R-squared	0,388408		
Adj. R-squared	0,306862		
* Hodnoty v zátvorkách udávajú hodnotu t-štatistiky pre danú premennú			

Tabuľka 6-2: Pooled OLS domácností (T=50), Vysvetľovaná premenná – Δ NPL-D

Zdroj: Vlastné výpočty

V pooled OLS regresii sú pre sektor domácností signifikantné viaceré premenné. S posunom 5Q vystupujú v regresii premenné Δ IRM a Δ CZKSKK/EUR⁷⁸. Kladná zmena oboch premenných vplyva záporne na Δ NPL-D. Zvýšenie Δ IRM implikuje zvýšenie bohatstva domácností a taktiež kúpyschopnosť obyvateľstva v zahraničí. Inflácia spolu s trojmesačnou referenčnou sadzbou medzibankových depozitov BRIBOR3M prejavili 4Q kladný vplyv na Δ NPL-D. Inflácia negatívne vplyva taktiež na ceny spotrebiteľských košov a zvyšuje životné náklady domácností.. Ďalšími signifikantnými premennými sú Δ IPP, Δ Nezamestnanosť a Δ HDP. Všetky tri uvedené premenné vplyvajú na Δ NPL-D s maximálnym 3Q oneskorením.

⁷⁸ Označenie pre pooled časovú radu zmenných kurzov SKK/EUR a CZK/EUR

	Coefficient	Std.error	P-hodnota
Δ HDP(t-2)	-0,1153 (-6,101)	0,0189	2,04e-07
Δ PRIBOR3M(t-4)	0,6853 (24,92)	0,0274	2,35e-028
Δ CZKSKK/EUR(t-1)	0,0191 (18,04)	0,0010	1,69e-022
Δ Inflácia(t-5)	0,1005 (2,024)	0,0496	0,0488
Δ Nezamestnan(t-4)	0,3208 (4,172)	0,0768	0,0001
Δ IPP(t-1)	-0,0185 (-3,137)	0,0059	0,0030
DW statistics	1,7509		
R-squared	0,4576		
Adj. R-squared	0,3987		
* Hodnoty v zátvorkách udávajú hodnotu t-štatistiky pre danú premennú			

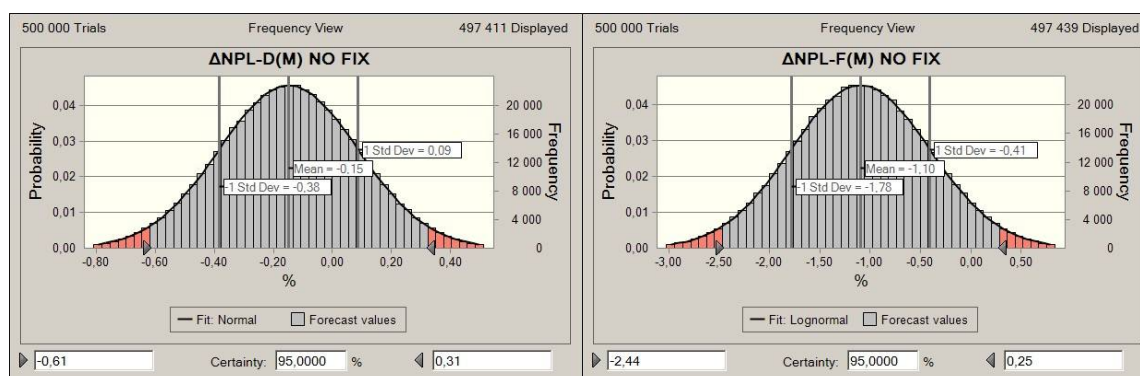
Tabuľka 6-3: Pooled OLS Firmy (T=50), Vysvetľovaná premenná – Δ NPL-F

Zdroj: Vlastné výpočty

V sektore firiem sa potvrdila signifikancia niekoľkých vysvetľujúcich premenných. Podobne ako v jednoduchej OLS regresii aj v pooled OLS modeli domácností vystupujú premenné Δ Inflácia, Δ CZKSKK/EUR a zmena trojmesačnej referenčnej úrokovej sadzby medzibankových depozitov Δ BRIBOR3M. Vplyv premennej Δ Inflácia na Δ NPL-F je aj v tomto prípade kladný s oneskorením vplyvu 5Q. Toto oneskorenie je najdlhšie spomedzi posunov všetkých premenných použitých v panelovej a OLS regresii. Neschopnosť krytia úverových záväzkov v ekonomike sa teda so zvýšením inflácie tiež zvyšuje. To môže byť spôsobené tým, že inflačné tlaky pôsobia na schopnosť firiem splácať svoje pohľadávky nepriamo. Dochádza tak k zvyšovaniu cien tovarov a služieb, čo pre firmy znamená zvýšenie nákladov na výrobu, nižší odbyt produkcie a menšiu konkurencieschopnosť na zahraničných trhoch. Premenná Δ CZKSKK/EUR spolu s Δ BRIBOR3M vykázali taktiež kladný vplyv na Δ NPL-F. Silnejúca koruna pôsobí negatívne hlavne na exportné aktivity firiem. Zníženie exportu následne zvyšuje úroveň NPL-F v ekonomike. Negatívny vplyv vykázala aj Δ HDP a Δ IPP. Kladná zmena oboch premenných sa priamo premietne do poklesu hodnoty zlyhaných firemných úverov. Poslednou signifikantnou premennou je Δ Nezamestnanosť, ktorá potvrdila predpokladaný kladný vplyv na Δ NPL-F.

6.2. Stresové scenáre

V prípade pooled OLS modelu sú podobne ako v predchádzajúcej časti OLS regresie stresové scenáre konštruované za pomoci Monte Carlo simulácie na základe časových radov kvartálnych pozorovaní významných makroekonomických premenných. Rozdelenia možných realizácií $\Delta\text{NPL-D}$ a $\Delta\text{NPL-F}$ sú odvodené od 500000 scenárov interakcií možných šokov, ktoré vplyvajú na premennú ΔNPL v agregovaných sektoroch domácností a firiem slovenského a českého bankového sektoru a neberú do úvahy pozorovania z roku 2009. Na rozdiel od stresových scenárov, uvedených v predchádzajúcej časti pre slovenský neagregovaný sektor, sa teda analýza obmedzuje len na popis štatistického rozdelenia vplyvu šokov makroekonomických premenných na $\Delta\text{NPL-D}$ a $\Delta\text{NPL-F}$ bez fixných efektov šokov z roku 2009. Scenáre zhoršených/zlepšených makroekonomických podmienok do úvahy brané nie sú, keďže sa v tomto prípade jedná len o teoretický koncept a ich interpretácia by nebola jednoznačná.



Graf 6-1: Štatistické rozdelenie vplyvu šokov na $\Delta\text{NPL-F}$ a $\Delta\text{NPL-D}$ –bez fixných efektov
Zdroj: Autor

V sektoroch domácností a firiem sú kvantifikované dopady kvartálnych šokov v období 2010–Q1 až 2011–Q1 vzhľadom na to, že v oboch sektoroch regresia potvrdila vplyv premenných s oneskorením 5Q. Podobne ako v prípade neagregovaného sektoru slovenských domácností je možné $\Delta\text{NPL-D}$ (M) NO FIX aproximovať normálnym rozdelením so strednou hodnotou -0,15 a rozptylom 0,06. V sektore firiem je $\Delta\text{NPL-F}$ (M) NO FIX aproximované Beta rozdelením so strednou hodnotou -1,1 a rozptylom 0,47. Interpretácia stresových scenárov pooled OLS analýzy nie je taká jednoznačná ako u neagregovaných sektorov a Graf 6-1 predikuje smer pôsobenia zmeny zlyhaných úverov v danom regióne. V našom prípade je to región ekonomík Slovenskej a Českej

republiky na základe trendu vývoja zmien makroekonomických faktorov a dopadu ich vplyvov na zlyhané úvery. Stredná hodnota vplyvov šokov je v oboch prípadoch negatívna, čo naznačuje zníženie objemu nesplatených úverov.

7. Záver

Práca sa zaoberá stresovým testovaním kreditného rizika domácností a firiem v slovenskom bankovom sektore a možnosťou aplikácie stresového testu na agregované dáta domácností a firiem v slovenskom a českom bankovom sektore.

Príprava a zber dát sa na začiatku javili ako najväčšie prekážky, keďže posttransformačný vývoj zlých úverov v portfóliách bánk sa vyznačuje nekonzistenciou dát a veľkými historickými šokmi. Je to zapríčinené hlavne konsolidáciou bankového sektora, kedy sa vláda snažila o jeho ozdravenie, a taktiež pomerne častými zmenami metodiky výpočtu zlyhaných úverov. Tie výrazne komplikovali prípravu kvartálnych časových rádov kľúčového indikátora NPL. Uvedený problém sa podarilo do značnej miery zvládnuť, keďže regresný model určenia signifikantných makroekonomických premenných vplyvujúcich na zlyhané úvery v sektore domácností a firiem a ich koeficientov nevykazuje porušenie základných predpokladov. V tejto časti bola použitá metóda najmenších štvorcov a testovaná bola aj možnosť použitia odhadu GLS. Prípadné zlepšenie modelu však potvrdené nebolo. Túto metódu overenia signifikancie a výpočtu regresných koeficientov v súčasnej dobe aplikuje Slovenská národná banka. Stresové testovania však prevádza na základe modelovania konkrétnych stresových scenárov a kvantifikácie ich dopadu na pomer zlyhaných úverov k celkovým úverom. V tejto práci sa metodický postup podarilo rozšíriť o použitie Monte Carlo metódy. Tá simuluje veľké množstvo šokov makroekonomických premenných a tým pádom aj stresových scenárov a umožnila presnejší popis chovania zlyhaných úverov v sektore domácností a firiem cez zmenu indikátora NPL v sektore domácností a firiem. Najvýznamnejším obmedzením uvedených stresových scenárov je najmä nedostupnosť dát zlyhaných úverov pre sektor firiem a domácností v niekoľkých posledných kvartáloch, s ktorými mohli byť ich závery objektívnejšie.

Záverečná časť práce je venovaná možnosti aplikácie stresových testov na agregované sektory domácností a firiem Slovenskej a Českej republiky. Vplyvy makroekonomických premenných na zlyhané úvery majú v porovnaní s neagregovaným slovenským bankovým sektorom dlhšie kvartálne oneskorenia. Štatistické rozdelenie vplyvov šokov makroekonomických premenných na $\Delta\text{NPL-D}$ a $\Delta\text{NPL-F}$ je posunuté k záporným hodnotám, čo môže predznamenať postupné znižovanie objemu nesplatených úverov v agregovanom bankovom sektore SR a ČR.

Použitá literatura

BALTAGI, BADI H. *Econometric Analysis of Panel Data 3rd Ed.*. Chichester, West Sussex : John Wiley and Sons Ltd., 2005. 302 s. ISBN 0-471-01456-1.

BLACK, F., COX, J. Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions. *Journal of Finance*, 31/2. 1976. s. 351-367.

BLACK, F., SCHOLES, M. The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *The Journal of Political Economy*, 81/3, 1973. s.637-654.

BLUHM, CH.; WAGNER, CH. *An Introduction to Credit Risk Modeling (Chapman & Hall/Crc Financial Mathematics Series)*. London : Chapman and Hall/CRC, 2003. 297 s. ISBN 1-58488-326-X.

ČIHÁK, M. Stress Testing: A Review of Key Concepts. *CNB Internal Research and Policy Note*, February 2004. s. 34.

ČNB [online]. 31.8.2006 [cit. 2010-12-21]. Klasifikované úvěry ve statistice ČNB. Dostupné z WWW: http://www.cnb.cz/cs/statistika/menova_bankovni_stat/stat_mb_met/stat_mb_klasif_uv_ery.html.

DREHMANN, M. A Market Based Macro Stress Test for the Corporate Credit Exposures of UK Banks. *Bank of England Working Papers Series*, April 2005. s. 10.

HAMERLE, A.; LIEBIG, T.; SCHEULE, H. Forecasting Credit Portfolio Risk. In *Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Supervision No 01/2004* [online]. Frankfurt : Deutsche Bundesbank, 2004 [cit. 2011-01-10]. Dostupné z WWW: <http://www.bundesbank.de/download/bankenaufsicht/dkp/200401dkp_b.pdf>. ISBN 3-935821-82-4.

HEMERLE, A., et al Credit Risk Factor Modeling and the Basel II IRB Approach. In *Discussion Paper Series 2: Banking and Financial Studies* [online]. Frankfurt : Deutsche Bundesbank, 2003 [cit. 2011-01-02]. Dostupné z WWW: <<http://ideas.repec.org/p/zbw/bubdp2/2226.html>>.

CHALUPKA, R.; TEPLÝ, P. *Operational Risk Management and Implications for Bank's Economic Capital – a Case Study* [online]. Prague : Charles University Prague, Faculty of Social Sciences, Institute of Economic Studies in its series Working Papers IES, 2008/17 [cit. 2010-12-29]. Dostupné z WWW: <http://ideas.repec.org/p/fau/wpaper/wp2008_17.html>.

International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. Basel : Committee on Banking Supervision / Bank for International Settlements, 2006. 333 s. Dostupné z WWW: <<http://www.bis.org/publ/bcbs128.pdf>>.

JAKUBÍK, P. Macroeconomics Environment and Credit Risk. *Finance a úvěr*, 2007. s. 60-78.

JARROW, R., TURNBULL, S. Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Credit Risk. *Journal of Finance*, 50/1. March 1995. s. 53-85.

JURČA, P., ZEMAN, J. Macro Stress Testing of the Slovak Banking Sector. *National Bank of Slovakia Working Papers Series*, January 2008. WP 1/2008. s.26 ISSN 1337-5830.

KALIRAI, H.; SCHEICHER, M. Macroeconomic stress testing: preliminary evidence for Austria. In *Financial Stability Report 3*, 58-74 [online]. Vienna : OeNB, 2002 [cit. 2011-01-02]. Dostupné z WWW: <http://www.oenb.at/en/img/fsr_03_tcm16-8093.pdf>.

LONGSTAFF, F., SCHWARTZ, E. A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt. *Journal of Finance*, 50/3. July 1995. s. 789-819.

MEJSTRŮK, M.; PEČENÁ, M.; TEPLÝ, P. *Základní principy bankovníctví*. Praha : Karolinum, 2008. 628 s. ISBN 978-80-246-1500-4.

MERTON, R. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *Journal of Finance*, 29/2, 1974. s.449-470.

MISINA, M.; TESSIER, D.; DEY, S. *Stress Testing the Corporate Loans Portfolio of the Canadian Banking Sector* [online]. Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9 : Working Paper 2006-47 / Document de travail, 2006-47. Dostupné z WWW: <<http://www.bankofcanada.ca/en/res/wp/2006/wp06-47.pdf>>. ISSN 1192-5434.

NBS [online]. 23. 07. 2010 [cit. 2011-01-02]. Informácia Národnej banky Slovenska k stresovému testovaniu Výborom európskych bankových dohľadov v roku 2010 v rámci Európskej únie. Dostupné z WWW: <http://www.nbs.sk/sk/informacie-pre-media/tlacove-spravy/detail-spravy/_informacia-nbs-k-stresovemu-testovaniu-vyborom-europskych-bankovych-dohladov>.

PROVIZIONATOU, V; MARKOSE, S.; MENKES, O. *Empirical scaling rules for Value-at-Risk (VaR)* [online]. Wivenhoe Park, Colchester : University of Essex, 2005 [cit. 2011-01-08]. Dostupné z WWW: <http://www.econ.ku.dk/fru/conference/Programme/friday/a4/provizionatou_empirical%20scaling%20rule.pdf>.

SAUNDERS, A. *Credit Risk Measurement: New Approaches to Value at Risk and Other Paradigms 2nd Edition*. New York : John Wiley and Sons, Inc., 2002. 319 s. ISBN 0-471-21910-X.

SCHEICHER, K. *Financial Stability Report* [online]. Vienna : Oesterreichische Nationalbank, 2002. Dostupné z WWW: <http://www.oenb.at/en/img/fsr3_macroeconomicst_tcm16-9484.pdf>.

Slovenská republika. 13. Opatrenie Národnej banky Slovenska. In *Vestník Národnej Banky Slovenska*. 2004, roč.2004, čiastka 46, s. 802-903. Dostupný z WWW: <http://www.nbs.sk/_img/Documents/LEGS/2004/ciast46.pdf>.

Slovenská republika. 7.Opatrenie Národnej banky Slovenska. In Vestník Národnej banky Slovenska. 2005, roč.2005, čiastka 41, s. 245-249. Dostupný z WWW: <http://www.nbs.sk/_img/Documents/LEGS/2005/opat7-05.pdf>.

The New Basel Capital Accord : Consultative Document. Basel : Committee on Banking Supervision / Bank for International Settlements, January 2001. 133 s. Dostupné z WWW: <<http://www.bis.org/publ/bcbsca03.pdf>>.

VAN GASTEL, T.; BAESENS, B. *Credit Risk Management: Basic Concepts: Financial Risk Components, Rating Analysis, Models, Economic and Regulatory Capital*. Oxford : Oxford University Press, 2009. 535 s. ISBN 978-0-19-954511-7.

VASICEK, O. *Limiting Loan Loss Probability Distribution*. San Francisco : KMV Corporation, 1991 [cit. 2011-01-12]. Dostupné z WWW: <http://www.moodyskmv.com/research/whitepaper/Limiting_Loan_Loss_Probability_Distribution.pdf>.

VIROLAINEN, K. Macro Stress Testing with a Macroeconomic Credit Risk Model for Finland. In *Bank of Finland Discussion Paper No. 18/2004* [online]. Helsinki : Bank of Finland, October 2004 [cit. 2011-01-02]. Dostupné z WWW: <<http://www.bof.fi/NR/rdonlyres/72DEE9DA-7A18-4894-9E43-BD76877ECA2F/0/0418.pdf>>.

Prílohy

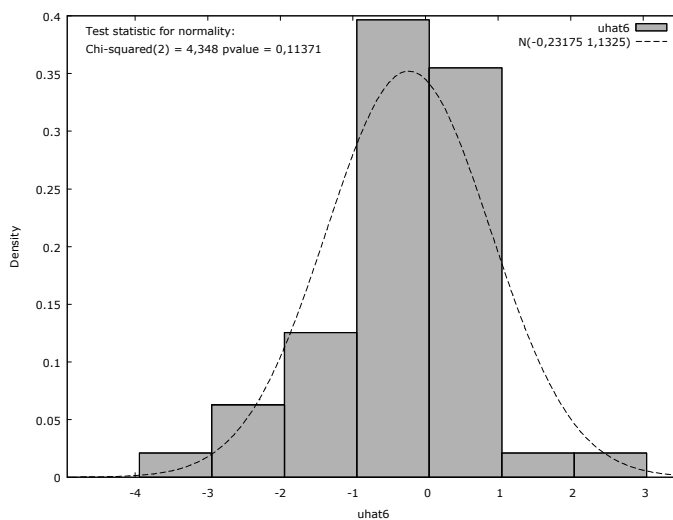
Príloha č.1: OLS Firmy

Model 2: OLS, using observations 1998:1-2009:4 (T = 48)
 Dependent variable: NPL_F
 HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value	
Inflácia_1	-0,446878	0,126082	-3,5443	0,00096	***
BRIBOR3M_3	0,138117	0,0557407	2,4779	0,01722	**
SKK_EUR_1	0,163554	0,0483144	3,3852	0,00153	***
IRM_2	-0,123227	0,04704	-2,6196	0,01211	**
HDP_Export	-0,0765742	0,0221795	-3,4525	0,00126	***

Mean dependent var	-0,306403	S.D. dependent var	1,489322
Sum squared resid	57,72516	S.E. of regression	1,158640
R-squared	0,469224	Adjusted R-squared	0,419849
F(5, 43)	9,308047	P-value(F)	4,60e-06
Log-likelihood	-72,53686	Akaike criterion	155,0737
Schwarz criterion	164,4297	Hannan-Quinn	158,6094
rho	0,055014	Durbin-Watson	1,814709

Normalita reziduí



Frequency distribution for uhat2, obs 1-51
 number of bins = 7, mean = -0,23175, sd = 1,13247

interval	midpt	frequency	rel.	cum.	
< -2,9414	-3,4405	1	2,08%	2,08%	
-2,9414 - -1,9430	-2,4422	3	6,25%	8,33%	**
-1,9430 - -0,94466	-1,4438	6	12,50%	20,83%	****
-0,94466 - 0,053693	-0,44548	19	39,58%	60,42%	

0,053693 - 1,0520	0,55287	17	35,42%	95,83%	*****
1,0520 - 2,0504	1,5512	1	2,08%	97,92%	
>= 2,0504	2,5496	1	2,08%	100,00%	

Missing observations = 3 (5,88%)

Test for null hypothesis of normal distribution:
 Chi-square(2) = 4,348 with p-value 0,11371

- Autokorelácia

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 4

OLS, using observations 1998:1-2009:4 (T = 48)

Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
Inflacia_1	0,0295540	0,0934434	0,3163	0,7535
BRIBOR3M_3	-0,00151628	0,0668096	-0,02270	0,9820
SKK_EUR_1	-0,000933369	0,0735787	-0,01269	0,9899
IRM_2	0,0279395	0,0744122	0,3755	0,7093
HDP_Export	0,0144150	0,0352596	0,4088	0,6849
uhat_1	0,127123	0,165468	0,7683	0,4470
uhat_2	-0,103232	0,182071	-0,5670	0,5740
uhat_3	0,240834	0,170837	1,410	0,1665
uhat_4	-0,275456	0,163647	-1,683	0,1003

Unadjusted R-squared = 0,106588

Test statistic: LMF = 1,163217,
with p-value = $P(F(4,39) > 1,16322) = 0,342$

Alternative statistic: $TR^2 = 5,116218$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(4) > 5,11622) = 0,276$

Ljung-Box Q' = 5,13392,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(4) > 5,13392) = 0,274$

- Heteroskedasticita

White's test for heteroskedasticity

OLS, using observations 1998:1-2009:4 (T = 48)

Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
Inflacia_1	0,0683860	0,517622	0,1321	0,8958
BRIBOR3M_3	-0,279520	0,470288	-0,5944	0,5570
SKK_EUR_1	0,321712	0,387544	0,8301	0,4135
IRM_2	-0,163381	0,265939	-0,6144	0,5439
HDP_Export	0,125978	0,128604	0,9796	0,3357
sq_Inflacia_1	0,00838616	0,0800343	0,1048	0,9173
X1_X2	0,159959	0,164080	0,9749	0,3380
X1_X3	0,149654	0,252466	0,5928	0,5581
X1_X4	-0,0401316	0,226017	-0,1776	0,8603
X1_X5	0,0348022	0,104258	0,3338	0,7410
sq_BRIBOR3M_3	-0,0117892	0,0431232	-0,2734	0,7866
X2_X3	0,149805	0,153125	0,9783	0,3363
X2_X4	-0,0798445	0,156320	-0,5108	0,6135
X2_X5	-0,0748973	0,0603035	-1,242	0,2245
sq_SKK_EUR_1	0,103331	0,0799734	1,292	0,2069
X3_X4	-0,0744019	0,156560	-0,4752	0,6383
X3_X5	0,0208167	0,0438862	0,4743	0,6389
sq_IRM_2	0,0147745	0,0582453	0,2537	0,8016
X4_X5	-0,0118903	0,0672440	-0,1768	0,8609
sq_HDP_Export	0,00969117	0,0134364	0,7213	0,4767

Unadjusted R-squared = 0,336997

Test statistic: $TR^2 = 16,175859$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(19) > 16,175859) = 0,645514$

▪ Multikolinearita

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

Inflacia_1	1,019
BRIBOR3M_3	1,076
SKK_EUR_1	1,065
IRM_2	1,025
HDP_Export	1,016

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 1314,5928

Determinant = 4,9465283e+012

Reciprocal condition number = 0,10956443

Príloha č.2: OLS domácnosti

Model 4: OLS, using observations 1998:2-2009:4 (T = 47)

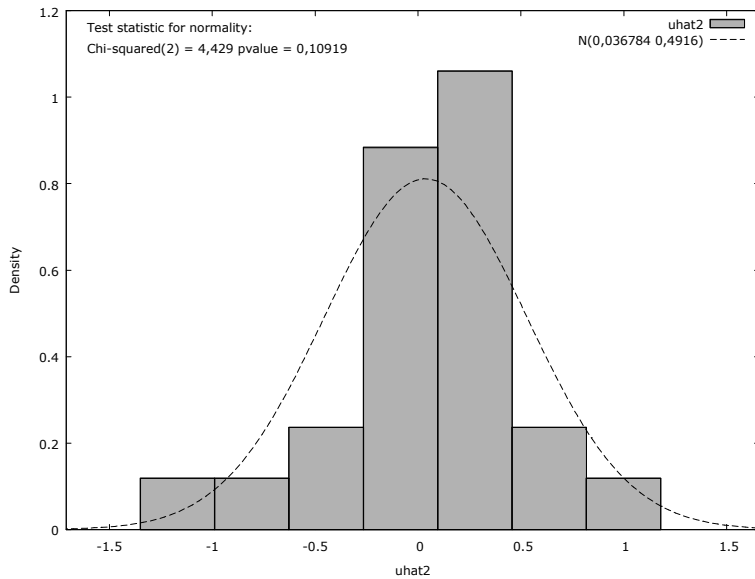
Dependent variable: NPL_D

HAC standard errors, bandwidth 2 (Bartlett kernel)

	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value	
HDP_4	-0,0504005	0,0259016	-1,9458	0,05891	*
HDP_Export_3	-0,0971383	0,0230435	-4,2154	0,00014	***
SKK_EUR_2	-0,06452	0,0238645	-2,7036	0,01011	**
Inflacia_3	0,136842	0,0565359	2,4204	0,02026	**
BRIBOR6M	0,0593652	0,0202677	2,9291	0,00565	***
IRM_3	0,0735732	0,0394732	1,8639	0,06988	*
dq1	0,492939	0,227643	2,1654	0,03653	**
dq4	-0,466417	0,152422	-3,0600	0,00399	***

Mean dependent var	-0,059695	S.D. dependent var	0,589458
Sum squared resid	9,488734	S.E. of regression	0,493255
R-squared	0,412487	Adjusted R-squared	0,307036
F(8, 39)	5,775875	P-value(F)	0,000072
Log-likelihood	-29,08912	Akaike criterion	74,17823
Schwarz criterion	88,97941	Hannan-Quinn	79,74802
rho	-0,022921	Durbin-Watson	2,029707

▪ Normalita reziduí



▪ Frequency distribution for uhat2, obs 1-51
 number of bins = 7, mean = 0,0367844, sd = 0,4916

interval	midpt	frequency	rel.	cum.
< -0,98746	-1,1680	2	4,26%	4,26% *
-0,98746 - -0,62627	-0,80687	2	4,26%	8,51% *
-0,62627 - -0,26509	-0,44568	4	8,51%	17,02% ***
-0,26509 - 0,096091	0,084500	15	31,91%	48,94% *****
0,096091 - 0,45727	0,27668	18	38,30%	87,23% *****
0,45727 - 0,81846	0,63787	4	8,51%	95,74% ***
>= 0,81846	0,99905	2	4,26%	100,00% *

Missing observations = 4 (7,84%)

Test for null hypothesis of normal distribution:
 Chi-square(2) = 4,429 with p-value 0,10919

▪ Autokorelácia

Breusch-Godfrey test for autocorrelation up to order 4
 OLS, using observations 1998:2-2009:4 (T = 47)
 Dependent variable: uhat

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
HDP_4	0,00120844	0,0399572	0,03024	0,9760
HDP_Export_3	-0,00170035	0,0255158	-0,06664	0,9472
SKK_EUR_2	-0,000239885	0,0325886	-0,007361	0,9942
Inflacia_3	0,00144140	0,0746257	0,01932	0,9847
BRIBOR6M	-0,00161783	0,0449170	-0,03602	0,9715
IRM_3	-0,00233727	0,0564527	-0,04140	0,9672
dq1	0,0142447	0,217706	0,06543	0,9482
dq4	-0,00408672	0,238624	-0,01713	0,9864
uhat_1	-0,0302371	0,177362	-0,1705	0,8656
uhat_2	-0,103626	0,182127	-0,5690	0,5730
uhat_3	-0,0297612	0,194656	-0,1529	0,8794
uhat_4	0,0113675	0,202059	0,05626	0,9555

Unadjusted R-squared = 0,011701

Test statistic: LMF = 0,103595,
 with p-value = P(F(4,35) > 0,103595) = 0,981

Alternative statistic: $TR^2 = 0,549940$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(4) > 0,54994) = 0,968$

Ljung-Box $Q' = 0,667665$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(4) > 0,667665) = 0,955$

▪ Heteroskedasticita

White's test for heteroskedasticity
OLS, using observations 1998:2-2009:4 (T = 47)
Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
HDP_4	-0,419636	0,287744	-1,458	0,1950	
HDP_Export_3	0,0240192	0,0743870	0,3229	0,7577	
SKK_EUR_2	-0,276357	0,107248	-2,577	0,0419	**
Inflacia_3	0,135036	0,278136	0,4855	0,6445	
BRIBOR6M	0,220317	0,237635	0,9271	0,3896	
IRM_3	0,188343	0,221999	0,8484	0,4288	
dq1	0,636615	0,600322	1,060	0,3297	
dq4	2,55866	1,09588	2,335	0,0583	*
sq_HDP_4	0,117814	0,0806693	1,460	0,1945	
X1_X2	-0,0294909	0,0499231	-0,5907	0,5763	
X1_X3	0,0305874	0,0596146	0,5131	0,6262	
X1_X4	0,0791025	0,167563	0,4721	0,6536	
X1_X5	-0,0780054	0,0702626	-1,110	0,3094	
X1_X6	0,00619859	0,0678008	0,09142	0,9301	
X1_X7	0,367502	0,322867	1,138	0,2984	
X1_X8	-0,930803	0,571906	-1,628	0,1547	
sq_HDP_Export	0,0191687	0,00844895	2,269	0,0638	*
X2_X3	0,0308973	0,0304823	1,014	0,3499	
X2_X4	-0,111667	0,0733343	-1,523	0,1787	
X2_X5	0,0110051	0,0543401	0,2025	0,8462	
X2_X6	-0,0931043	0,0519446	-1,792	0,1232	
X2_X7	-0,246607	0,157908	-1,562	0,1694	
X2_X8	0,375809	0,214618	1,751	0,1305	
sq_SKK_EUR_2	-0,00187592	0,0126524	-0,1483	0,8870	
X3_X4	-0,174263	0,123245	-1,414	0,2071	
X3_X5	-0,00903257	0,0714443	-0,1264	0,9035	
X3_X6	-0,0993341	0,0531701	-1,868	0,1110	
X3_X7	0,0307451	0,226828	0,1355	0,8966	
X3_X8	-0,174628	0,278547	-0,6269	0,5538	
sq_Inflacia_3	0,278767	0,194897	1,430	0,2026	
X4_X5	0,212137	0,180864	1,173	0,2853	
X4_X6	0,471990	0,253302	1,863	0,1117	
X4_X7	0,113559	0,493349	0,2302	0,8256	
X4_X8	-2,07042	1,26102	-1,642	0,1517	
sq_BRIBOR6M	0,0209463	0,0240434	0,8712	0,4171	
X5_X6	0,107880	0,123692	0,8722	0,4166	
X5_X7	-0,00739519	0,467968	-0,01580	0,9879	
X5_X8	-0,00341507	0,194706	-0,01754	0,9866	
sq_IRM_3	0,131911	0,0819511	1,610	0,1586	
X6_X7	0,323429	0,265231	1,219	0,2684	
X6_X8	-1,60923	0,882911	-1,823	0,1182	

Unadjusted R-squared = 0,917353

Test statistic: $TR^2 = 43,115595$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(40) > 43,115595) = 0,339498$

▪ Multikolinearita

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0
 Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

```

HDP_SO_SC_E_4    1,193
HDP_export_3     2,809
SKK_EUR_kur_2    1,145
Inflacia_RO_3    2,804
BRIBOR_6M        1,161
IRMDIF_3         2,627
dq3              2,232
dq4              1,597
  
```

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

```

1-norm = 1704,2552
Determinant = 7,3477804e+015
Reciprocal condition number = 0,0019024698
  
```

Príloha č.3: Diagonalita variančnej-kovariančnej matice

Cross-equation VCV for residuals
 (correlations above the diagonal)

```

1.2136    (0.230)
0.11406   0.20189
  
```

```

log determinant = -1.46103
Breusch-Pagan test for diagonal covariance matrix:
Chi-square(1) = 2.49552 [0.1142]
  
```

Príloha č.4: Zdanlivo nesúvisiaca regresia – GLS

Equation system, Diagonality
 Estimator: Seemingly Unrelated Regressions

Equation 1: SUR, using observations 1998:2-2009:4 (T = 47)
 Dependent variable: NPL-F

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
Inflacia_1	-0,454176	0,0844108	-5,381	3,07e-06	***
HDP_Export	-0,0762478	0,0314786	-2,422	0,0198	**
SKK_EUR_1	0,190050	0,0650537	2,921	0,0056	***
BRIBOR3M_3	0,159350	0,0721765	2,208	0,0328	**
IRM_2	-0,126835	0,0676565	-1,875	0,0678	*

```

Mean dependent var   -0,331806   S.D. dependent var   1,494875
Sum squared resid    57,15879     S.E. of regression   1,102789
  
```

Equation 2: SUR, using observations 1998:2-2009:4 (T = 47)
 Dependent variable: NPL-D

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
HDP_4	-0,0609767	0,0335335	-1,818	0,0767	*
HDP_Export_3	-0,100922	0,0206266	-4,893	1,76e-05	***
SKK_EUR_2	-0,0687310	0,0265909	-2,585	0,0136	**
Inflacia_3	0,134918	0,0559970	2,409	0,0208	**
BRIBOR6M	0,0615611	0,0376243	1,636	0,1098	
IRM_3	0,0746020	0,0429172	1,738	0,0901	*
dq3	-0,429110	0,197867	-2,169	0,0363	**
dq4	0,545427	0,178837	3,050	0,0041	***

```

Mean dependent var   -0,059695   S.D. dependent var   0,589458
  
```

Sum squared resid 9,539304 S.E. of regression 0,450515

Cross-equation VCV for residuals
(correlations above the diagonal)

1,2161	(0,261)
0,12988	0,20296

log determinant = -1,46983

Hansen-Sargan over-identification test:

Chi-square(13) = 8,16469 [0,8327]

Príloha č.5: Panelové dáta/F-Test Firmy

```
gretl version 1.8.4cvs
Current session: 2010-06-26 22:44
? urss=0;
Generated scalar urss = 0
? loop i=1..2
> smpl $i:1 $i:31
> ols NPL_F HDP_2 PRIBOR3M_4 CZKSKKEUR_1 Inflacia_5 \par Nezamestnan_4 IPP_1 -
-quiet --robust
> urss=$ess+urss;
> smpl full
> endloop
loop: i = 1

? smpl 1:1 1:31
Full data range: 1:01 - 2:31 (n = 62)
Current sample: 1:01 - 1:31 (n = 31)

? ols NPL_F HDP_2 PRIBOR3M_4 CZKSKKEUR_1 Inflacia_5 \par Nezamestnan_4 IPP_1 -
-robust --quiet
? urss=$ess+urss;
? smpl --full
Full data range: 1:01 - 2:31 (n = 62)

loop: i = 2

? smpl 2:1 2:31
Full data range: 1:01 - 2:31 (n = 62)
Current sample: 2:01 - 2:31 (n = 31)

? ols NPL_F HDP_2 PRIBOR3M_4 CZKSKKEUR_1 Inflacia_5 \par Nezamestnan_4 IPP_1 -
-robust --quiet
? urss=$ess+urss;
? smpl --full
Full data range: 1:01 - 2:31 (n = 62)

Number of iterations: 2

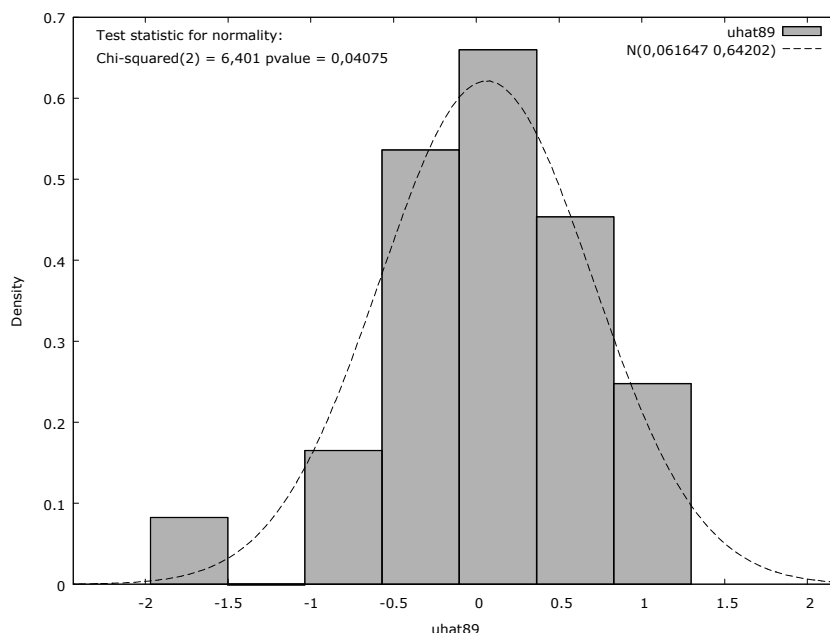
? ols NPL_F HDP_2 PRIBOR3M_4 CZKSKKEUR_1 Inflacia_5 \par Nezamestnan_4 IPP_1 -
-quiet --robust
? rss=$ess;
Generated scalar rss = 19,1582
? a=((rss-urss)/6)/(urss/48)
Generated scalar a = 0,470046
```

Príloha č.6: Pooled OLS – Firmy

PanelFirm:Pooled OLS, using 52 observations
Included 2 cross-sectional units
Time-series length = 26
Dependent variable: NPL_F
Robust (HAC) standard errors

	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value	
HDP_2	-0,115341	0,0189052	-6,1010	<0,00001	***
PRIBOR3M_4	0,685316	0,0274995	24,9211	<0,00001	***
CZKKKEUR_1	0,0191495	0,00106126	18,0441	<0,00001	***
Inflacia_5	0,100527	0,0496624	2,0242	0,04878	**
Nezamestnan_4	0,320814	0,0768956	4,1721	0,00013	***
IPP_1	-0,0185876	0,00592553	-3,1369	0,00298	***
Mean dependent var	-0,232229	S.D. dependent var	0,798531		
Sum squared resid	19,15816	S.E. of regression	0,645354		
R-squared	0,457655	Adjusted R-squared	0,398704		
F(6, 46)	6,469464	P-value(F)	0,000054		
Log-likelihood	-47,82341	Akaike criterion	107,6468		
Schwarz criterion	119,3543	Hannan-Quinn	112,1352		
Rho	0,066848	Durbin-Watson	1,750921		

Normalita reziduí



Frequency distribution for uhat89, obs 1-62
number of bins = 7, mean = 0,0616474, sd = 0,642017

interval	midpt	frequency	rel.	cum.	
< -1,5015	-1,7348	2	3,85%	3,85%	*
-1,5015 - -1,0350	-1,2682	0	0,00%	3,85%	
-1,0350 - -0,56842	-0,80169	4	7,69%	11,54%	**
-0,56842 - -0,10188	-0,33515	13	25,00%	36,54%	*****
-0,10188 - 0,36466	0,13139	16	30,77%	67,31%	*****
0,36466 - 0,83121	0,59793	11	21,15%	88,46%	*****
>= 0,83121	1,0645	6	11,54%	100,00%	****

Missing observations = 10 (16,13%)

Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 6,401 with p-value 0,04075

▪ Heteroskedasticita

White's test for heteroskedasticity
 OLS, using 52 observations
 Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
HDP_2	0,0548267	0,144231	0,3801	0,7071
PRIBOR3M_4	-0,0869921	0,754679	-0,1153	0,9092
CZKSKKEUR_1	-0,0212785	0,0676518	-0,3145	0,7557
Inflacia_5	0,0408300	0,250160	0,1632	0,8717
Nezamestnan_4	0,109994	0,540848	0,2034	0,8405
IPP_1	-0,0154238	0,0336843	-0,4579	0,6510
sq_HDP_2	0,00474421	0,0429205	0,1105	0,9129
X1_X2	-0,161109	0,445366	-0,3617	0,7206
X1_X3	0,0121787	0,0544521	0,2237	0,8248
X1_X4	-0,0555740	0,174951	-0,3177	0,7534
X1_X5	-0,136456	0,209150	-0,6524	0,5201
X1_X6	-0,0110042	0,0266089	-0,4136	0,6827
sq_PRIBOR3M_4	-0,0439794	0,376093	-0,1169	0,9078
X2_X3	-0,00862255	0,219248	-0,03933	0,9689
X2_X4	-0,0646483	0,426194	-0,1517	0,8807
X2_X5	-0,172528	1,00070	-0,1724	0,8645
X2_X6	-0,0319961	0,0535488	-0,5975	0,5555
sq_CZKSKKEUR_1	-0,00483610	0,0195319	-0,2476	0,8065
X3_X4	-0,0317846	0,100608	-0,3159	0,7547
X3_X5	0,141475	0,184808	0,7655	0,4511
X3_X6	-0,00793778	0,0117525	-0,6754	0,5056
sq_Inflacia	-0,0833751	0,0520807	-1,601	0,1220
X4_X5	-0,0516008	0,374156	-0,1379	0,8914
X4_X6	-0,00160823	0,0370250	-0,04344	0,9657
sq_Nezamestnan	0,625143	0,473560	1,320	0,1988
X5_X6	-0,0581991	0,0795181	-0,7319	0,4710
sq_IPP_1	0,00198871	0,00266777	0,7455	0,4629

Unadjusted R-squared = 0,567991

Test statistic: $TR^2 = 29,535535$,
 with p-value = $P(\text{Chi-square}(26) > 29,535535) = 0,287298$

▪ Multikolinearita

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0

Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

HDP_2	1,029
PRIBOR3M_4	1,082
CZKSKKEUR_1	1,075
Inflacia_5	1,070
Nezamestnan_4	1,160
IPP_1	1,163

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 2472,0117

Determinant = 2,1253774e+012

Reciprocal condition number = 0,0050857943

Príloha č.7: Panelové dáta/F-Test Domácnosti

gretl version 1.8.4cvs

```

Current session: 2010-06-27 02:35
? urss=0
Generated scalar urss = 0
? loop i=1..2
> smpl $i:1 $i:31
> ols NPL_D Inflacia_4 IPP_1 IRM_5 Nezamestnan_3 \par CZKSKKEUR_5 HDP_Export_3
PRIBOR3M_4 --quiet --robust
> urss=$ess+urss;
> smpl full
> endloop
loop: i = 1

? smpl 1:1 1:31
Full data range: 1:01 - 2:31 (n = 62)
Current sample: 1:01 - 1:31 (n = 31)

? ols NPL_D Inflacia_4 IPP_1 IRM_5 Nezamestnan_3 \par CZKSKKEUR_5 HDP_Export_3
PRIBOR3M_4 --robust --quiet
? urss=$ess+urss;
? smpl --full
Full data range: 1:01 - 2:31 (n = 62)

loop: i = 2

? smpl 2:1 2:31
Full data range: 1:01 - 2:31 (n = 62)
Current sample: 2:01 - 2:31 (n = 31)

? ols NPL_D Inflacia_4 IPP_1 IRM_5 Nezamestnan_3 \par CZKSKKEUR_5 HDP_Export_3
PRIBOR3M_4 --robust --quiet
? urss=$ess+urss;
? smpl --full
Full data range: 1:01 - 2:31 (n = 62)

Number of iterations: 2

? ols NPL_D Inflacia_4 IPP_1 IRM_5 Nezamestnan_3 \par CZKSKKeur_k_5
HDP_Export_3 PRIBOR3M_4 --quiet --robust
? rss=$ess
Generated scalar rss = 3,26908
? a=((rss-urss)/7)/(urss/46)
Generated scalar a = 0,411372

```

Príloha č.8: Pooled OLS – Domácnosti

PanelDom:Pooled OLS, using 52 observations
 Included 2 cross-sectional units
 Time-series length = 26
 Dependent variable: NPL_D
 Robust (HAC) standard errors

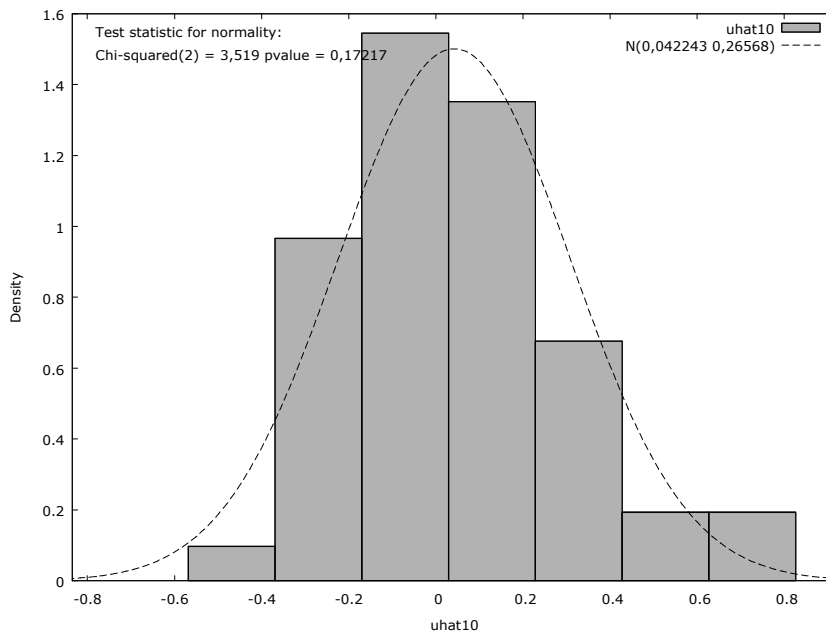
	Coefficient	Std. Error	t-ratio	p-value	
Inflacia_4	0,0608464	0,00448249	13,5742	<0,00001	***
IPP_1	-0,00515478	0,000675503	-7,6310	<0,00001	***
IRM_5	-0,016398	0,00429903	-3,8144	0,00041	***
Nezamestnan_3	0,132519	0,00457483	28,9669	<0,00001	***
CZKSKKEUR_k_5	-0,0301283	0,00889632	-3,3866	0,00148	***
HDP_Export_3	-0,0171666	0,00318094	-5,3967	<0,00001	***
PRIBOR3M_4	0,125226	0,0416517	3,0065	0,00431	***
Mean dependent var	0,041998	S.D. dependent var	0,320951		

Sum squared resid	3,269078	S.E. of regression	0,269530
R-squared	0,388408	Adjusted R-squared	0,306862
F(7, 45)	4,082632	P-value(F)	0,001520
Log-likelihood	-1,849677	Akaike criterion	17,69935
Schwarz criterion	31,35806	Hannan-Quinn	22,93578
rho	0,088622	Durbin-Watson	1,777341

Test for normality of residual -
Null hypothesis: error is normally distributed
Test statistic: Chi-square(2) = 3,51857
with p-value = 0,172168

White's test for heteroskedasticity -
Null hypothesis: heteroskedasticity not present
Test statistic: LM = 37,4883
with p-value = P(Chi-Square(34) > 37,4883) = 0,312191

Normalita reziduí



Frequency distribution for uhat10, obs 1-62
number of bins = 7, mean = 0,0422426, sd = 0,265677

interval	midpt	frequency	rel.	cum.
< -0,36909	-0,46868	1	1,92%	1,92%
-0,36909 - -0,16991	-0,26950	10	19,23%	21,15%
-0,16991 - 0,029271	-0,070319	16	30,77%	51,92%
0,029271 - 0,22845	0,12886	14	26,92%	78,85%
0,22845 - 0,42763	0,32804	7	13,46%	92,31%
0,42763 - 0,62681	0,52722	2	3,85%	96,15%
>= 0,62681	0,72640	2	3,85%	100,00%

Missing observations = 10 (16,13%)

Test for null hypothesis of normal distribution:
Chi-square(2) = 3,519 with p-value 0,17217

Heteroskedasticita

White's test for heteroskedasticity
OLS, using 52 observations
Dependent variable: uhat^2

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
Inflacia_4	-0,120090	0,0693273	-1,732	0,1013
IPP_1	-0,00730975	0,00545672	-1,340	0,1980
IRM_5	0,0280324	0,0253000	1,108	0,2833
Nezamestnan_3	0,157448	0,0993058	1,585	0,1313
CZKSKKEUR_5	-0,0212294	0,0192389	-1,103	0,2852
HDP_Export_3	0,0153962	0,0107552	1,432	0,1704
PRIBOR3M_4	0,0278413	0,117913	0,2361	0,8162
sq_Inflacia_4	0,0771848	0,0446704	1,728	0,1021
X1_X2	-0,0252762	0,0132403	-1,909	0,0733 *
X1_X3	0,00404337	0,0393264	0,1028	0,9193
X1_X4	-0,0398802	0,144660	-0,2757	0,7861
X1_X5	-0,0154761	0,0259829	-0,5956	0,5593
X1_X6	-0,00420384	0,0128178	-0,3280	0,7469
X1_X7	-0,190712	0,148856	-1,281	0,2173
sq_IPP_1	-0,00142487	0,00121737	-1,170	0,2580
X2_X3	-0,00353451	0,00326964	-1,081	0,2948
X2_X4	-0,0285110	0,0231895	-1,229	0,2356
X2_X5	-0,00209885	0,00301186	-0,6969	0,4953
X2_X6	-0,00121081	0,00245239	-0,4937	0,6278
X2_X7	0,0195167	0,0296247	0,6588	0,5188
sq_IRM_5	0,00834478	0,00608043	1,372	0,1878
X3_X4	0,0398962	0,0507222	0,7866	0,4424
X3_X5	0,000771194	0,00873019	0,08834	0,9306
X3_X6	0,00892103	0,00844099	1,057	0,3054
X3_X7	-0,0149658	0,0587181	-0,2549	0,8019
sq_Nezamestna	0,325634	0,162015	2,010	0,0606 *
X4_X5	-0,0419697	0,0513247	-0,8177	0,4248
X4_X6	0,0744599	0,0360096	2,068	0,0542 *
X4_X7	-0,223848	0,268029	-0,8352	0,4152
sq_CZKSKKEUR_5	-0,00298684	0,00559918	-0,5334	0,6006
X5_X6	-0,00372694	0,00544818	-0,6841	0,5032
X5_X7	-0,0233310	0,0422301	-0,5525	0,5878
sq_HDP_Export_3	0,00225694	0,00154233	1,463	0,1616
X6_X7	0,0207099	0,0361419	0,5730	0,5741
sq_PRIBOR_3M_4	-0,139244	0,117301	-1,187	0,2515

Unadjusted R-squared = 0,720929

Test statistic: $TR^2 = 37,488296$,
with p-value = $P(\text{Chi-square}(34) > 37,488296) = 0,312191$

▪ Multikolinearita

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0
Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

Inflacia_4	1,378
IPP_1	1,512
IRM_5	1,201
Nezamestnan_3	1,705
CZKSKKEUR_5	1,168
HDP_Export_3	2,234
PRIBOR3M_4	1,404

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, where $R(j)$ is the multiple correlation coefficient between variable j and the other independent variables

Properties of matrix $X'X$:

1-norm = 3239,0512
Determinant = 7,2175823e+014
Reciprocal condition number = 0,0028813494

Príloha č.9: Konštrukcia stresových testov

Premenná	Pozorovania 2009				Šok 2010				Odozva 2010 / Odozva 2011				
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1
Δ HDP (t-4)	-8,08	1,20	1,62	2,05	Š1	-	-	-	0,41	-0,06	-0,08	-0,10	0,00
Δ HDP/Export (t-3)	-11,91	3,32	0,61	1,80	Š1	Š2	-	-	-0,32	-0,06	-0,17	0,00	0,00
Δ Inflácia (t-3)	-1,83	-1,03	-0,73	-0,77	Š1	Š2	-	-	-0,14	-0,10	-0,10	0,00	0,00
Δ BRIBOR6M	-1,54	-0,60	-0,38	-0,12	Š1	Š2	Š3	Š4	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Δ IRM(t-3)	1,90	-0,80	0,40	0,00	Š1	Š2	-	-	-0,06	0,03	0,00	0,00	0,00
<i>SUM</i> =									-0,12	-0,19	-0,36	-0,10	

Tabuľka: Konštrukcia stresových scenárov v sektore Domácností

Zdroj: Autor

Premenná	Pozorovania 2009				Šok 2010				Odozva 2010 / Odozva 2011			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
Δ Inflácia(t-1)	-1,83	-1,03	-0,73	-0,77	Š1	Š2	Š3	-	0,34	O1	O2	O3
Δ HDP/Export	-11,91	3,32	0,61	1,80	Š1	Š2	Š3	Š4	O1	O2	O3	O4
Δ BRIBOR 3M (t-3)	-1,50	-0,70	-0,44	-0,15	Š1	-	-	-	-0,10	-0,06	-0,02	O1
Δ IRM (t-2)	1,90	-0,80	0,40	0	Š1	Š2	-	-	-0,05	0	O1	O2
<i>SUM</i> =									0,20	-0,06	-0,02	

Tabuľka: Konštrukcia stresových scenárov v sektore Firiem

Zdroj: Autor

Obe tabuľky popisujú logiku konštrukcie stresových scenárov v sektore domácností a firiem. Dĺžka pôsobenia stresového testu na Δ NPL v danom sektore závisí od premennej s najdlhším oneskorením. Ako je možné vidieť napr. v prípade premennej Δ HDP s oneskorením t-4, prvý šok v kvartáli 2010-Q1 sa prejaví na Δ NPL-D až v 2011-Q1. Predchádzajúce odozvy vplyvu na Δ NPL-D sú kvantifikované na základe súčinu príslušnej kvartálnej zmeny v roku 2009 a regresného koeficientu premennej Δ HDP.

Príloha č.11: Stresové testy– Sektor Firiem

Crystal Ball Report Firms

Run preferences:

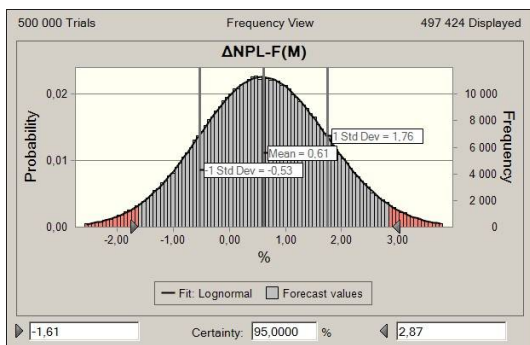
Number of trials run 500 000

Crystal Ball data:

Assumptions 30

▪ Vplyv šokov na Δ NPL

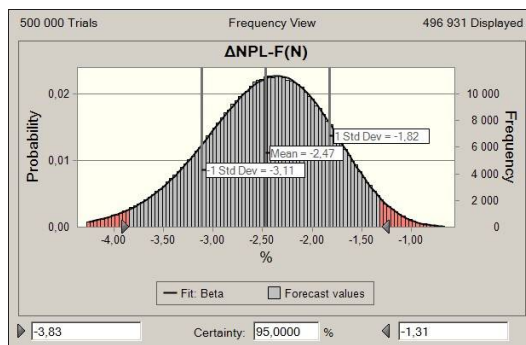
▪ Zlepšené ekonomické podmienky



Summary:

Entire range is from -4,71 to 5,92

Statistics	Forecast values
Trials	500 000
Mean	0,61
Median	0,61
Mode	---
Standard Deviation	1,14
Variance	1,31
Skewness	0,0349
Kurtosis	3,01
Coeff. of Variability	1,86
Minimum	-4,71
Maximum	5,92
Range Width	10,62
Mean Std. Error	0,00



Summary:

Entire range is from -6,04 to -0,34

Statistics	Forecast values
Trials	500 000
Mean	-2,47
Median	-2,43
Mode	---
Standard Deviation	0,65
Variance	0,42
Skewness	-0,3394
Kurtosis	3,09
Coeff. of Variability	-0,26
Minimum	-6,04
Maximum	-0,34
Range Width	5,70
Mean Std. Error	0,00

Crystal Ball Report – Firms NO FIX

Run preferences:

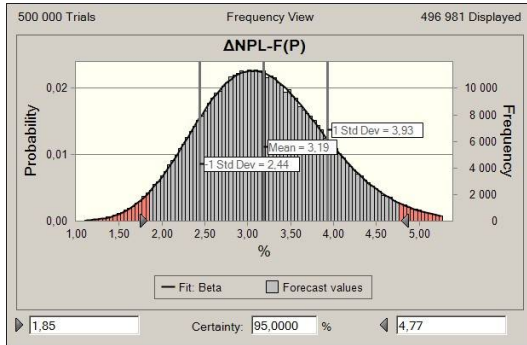
Number of trials run 500 000

Crystal Ball data:

Assumptions 22

- Zhoršené ekonomické podmienky

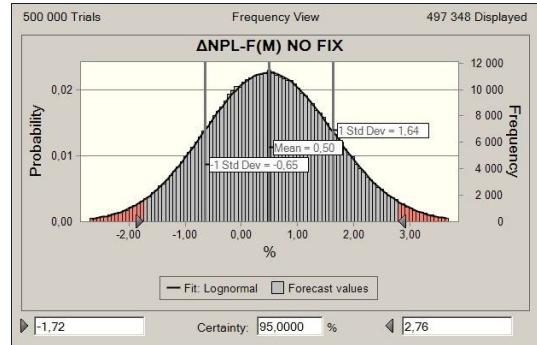
- Vplyv šokov na Δ NPL bez fix. efektov



Summary:

Entire range is from 0,66 to 7,35

Statistics:	Forecast values
Trials	500 000
Mean	3,19
Median	3,15
Mode	---
Standard Deviation	0,75
Variance	0,56
Skewness	0,3397
Kurtosis	3,11
Coeff. of Variability	0,23
Minimum	0,66
Maximum	7,35
Range Width	6,69
Mean Std. Error	0,00



Summary:

Entire range is from -4,45 to 6,14

Statistics:	Forecast values
Trials	500 000
Mean	0,50
Median	0,49
Mode	---
Standard Deviation	1,14
Variance	1,30
Skewness	0,0367
Kurtosis	3,02
Coeff. of Variability	2,30
Minimum	-4,45
Maximum	6,14
Range Width	10,59
Mean Std. Error	0,00

Príloha č.12: Stresové testy– Sektor Domácností

Crystal Ball Report Households

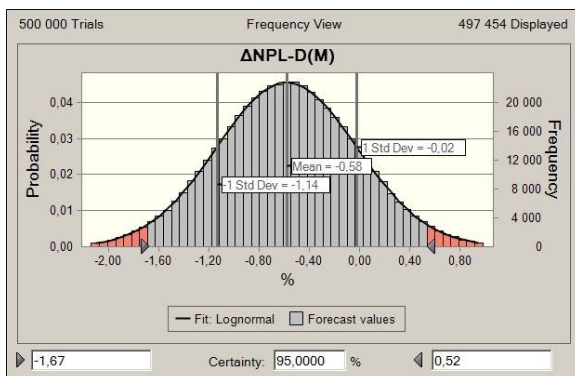
Run preferences:

Number of trials run 500 000

Crystal Ball data:

Assumptions 38

▪ Vplyv šokov na Δ NPL



Summary:

Entire range is from -3,02 to 2,35

Statistics: **Forecast values**

Trials 500 000

Mean -0,58

Median -0,58

Mode ---

Standard Deviation 0,56

Variance 0,31

Skewness -0,0212

Kurtosis 3,00

Coeff. of Variability -0,96

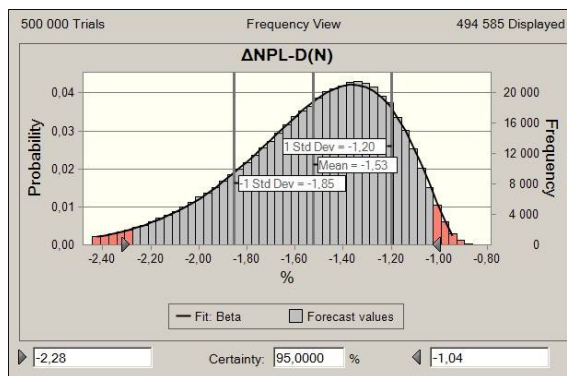
Minimum -3,02

Maximum 2,35

Range Width 5,36

Mean Std. Error 0,00

▪ Zlepšené ekonomické podmienky



Summary:

Entire range is from -3,52 to -0,83

Statistics: **Forecast values**

Trials 500 000

Mean -1,53

Median -1,47

Standard Deviation 0,33

Variance 0,11

Skewness -0,7847

Kurtosis 3,55

Coeff. of Variability -0,21

Minimum -3,52

Maximum -0,83

Range Width 2,69

Mean Std. Error 0,00

Crystal Ball Report – Households NO FIX

Run preferences:

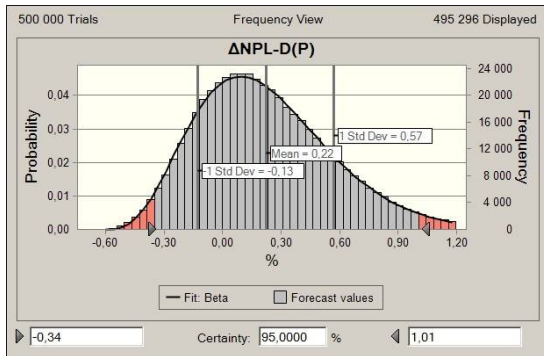
Number of trials run 500 000

Crystal Ball data:

Assumptions 22

- Zhoršené ekonomické podmienky

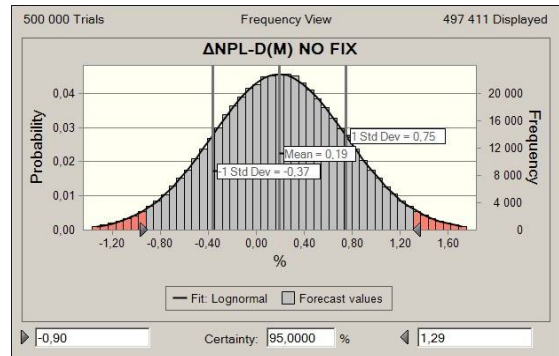
- Vplyv šokov na Δ NPL bez fix. efektov



Summary:

Entire range is from -0,70 to 2,28

Statistics:	Forecast values
Trials	500 000
Mean	0,22
Median	0,18
Mode	---
Standard Deviation	0,35
Variance	0,12
Skewness	0,65
Kurtosis	3,46
Coeff. of Variability	1,57
Minimum	-0,70
Maximum	2,28
Range Width	2,97
Mean Std. Error	0,00



Summary:

Entire range is from -2,44 to 2,81

Statistics:	Forecast values
Trials	500 000
Mean	0,19
Median	0,19
Mode	---
Standard Deviation	0,56
Variance	0,31
Skewness	0,01
Kurtosis	3,01
Coeff. of Variability	2,90
Minimum	-2,44
Maximum	2,81
Range Width	5,24
Mean Std. Error	0,00

Príloha č.12: Stresové testy– Sektor Domácností

Crystal Ball Report – Panel NO FIX

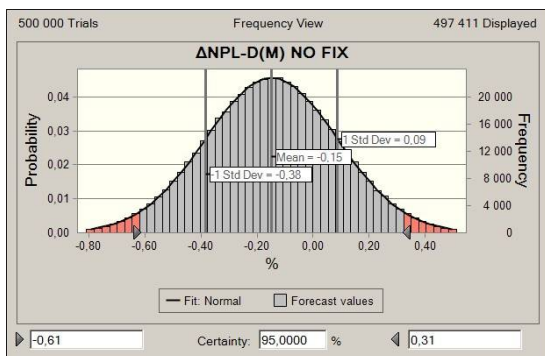
Run preferences:

Number of trials run 500 000

Crystal Ball data:

Assumptions 31

▪ Vplyv šokov na Δ NPL



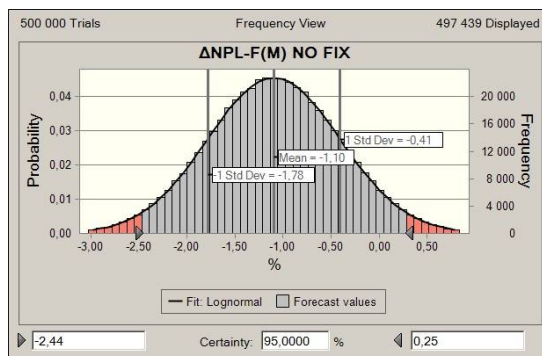
Summary:

Entire range is from -1,32 to 1,01

Statistics: Forecast values

Trials	500 000
Mean	-0,15
Median	-0,15
Mode	---
Standard Deviation	0,24
Variance	0,06
Skewness	-0,0032
Kurtosis	3,00
Coeff. of Variability	-1,58
Minimum	-1,32
Maximum	1,01
Range Width	2,33
Mean Std. Error	0,00

▪ Vplyv šokov na Δ NPL



Summary:

Entire range is from -4,20 to 2,02

Statistics: Forecast values

Trials	500 000
Mean	-1,10
Median	-1,10
Mode	---
Standard Deviation	0,69
Variance	0,47
Skewness	-0,0059
Kurtosis	2,99
Coeff. of Variability	-0,62
Minimum	-4,20
Maximum	2,02
Range Width	6,22
Mean Std. Error	0,00

Projekt diplomovej práce

Autor: Martin Lörinčík

Konzultant: doc. Ing. Oldřich Dědek, CSc.

Téma: Vplyv makroekonomických šokov na kreditné riziko slovenského bankového sektora a jeho stresové testovanie.

Stresové testovanie kreditného rizika popisuje širokú škálu analytických prvkov, ktoré sa používajú na zisťovanie citlivosti bankového portfólia na zmenu makroekonomického prostredia. Toto testovanie sa prevádza na základe pravdepodobných, ale aj abnormálnych scenárov, ktoré sú síce málo pravdepodobné, ale nie nereálne. Stresové testovanie je taktiež súčasťou nového konceptu kapitálovej primeranosti BASEL II.

V tejto diplomovej práci sa pokúsim aplikovať tzv. jednofaktorový model zo skupiny Mertonových modelov na dáta získané z Národnej banky Slovenska a na základe mojich záverov zistiť, aká je citlivosť kreditného rizika bankového sektora na makroekonomický cyklus. Môj výstup taktiež porovnam so závermi vyplývajúcimi z podobných štúdií implementovaných na český bankový sektor. V druhej časti sa potom pokúsim previesť na základe stresových scenárov analýzu stability bankového portfólia na Slovensku. Celá práca bude postavená primárne na výstupe z Mertonovho jednofaktorového modelu a následne aj na jeho použití pri stresovom testovaní. Tento model používa pre potrebu stresového testovania aj Česká národná banka a pracuje s ním aj PhDr. Jakubík, ktorého články boli pre mňa inšpiráciou. Za vlastný prínos v tejto oblasti považujem už samotnú aplikáciu tohto modelu na slovenské dáta, keďže Národná banka Slovenska používa pre svoje interné potreby inú metodiku makroekonomickej analýzy. Zaujímavosťou by bolo porovnať moje závery so závermi analytikov NBS a vyriešiť kvantitatívne súdy, týkajúce sa hypotézy vyššieho stupňa robustnosti Mertonovho jednofaktorového modelu. Moju diplomovú prácu chcem vytvoriť v Texu (resp. LaTeXu).

Hypotézy:

- Slovenský bankový sektor je stabilný voči miernym makroekonomickým šokom

- Na kreditné riziko pôsobia viaceré makroekonomické veličiny
- Vplyv makroekonomického cyklu na kreditné riziko slovenského bankového sektoru je porovnateľný s vplyvom na český bankový sektor

Obsah:

1. Úvod do problematiky stresového testovania a analýzy dopadu makroekonomického cyklu na kreditné riziko
2. Metodológia
3. Mertonov jednofaktorový model a spôsob jeho použitia
4. Dáta
5. Odhad modelu a ekonometrická analýza
6. Porovnanie vplyvu makroekonomického cyklu na kreditné riziko slovenského bankového sektoru s českým bankovým sektorom
7. Stresové testovanie slovenského bankového sektoru
8. Záver

Bibliografia:

Rösch D (2005): An Empirical Comparison of Default Risk Forecast from Alternative Credit Rating Philosophies. *International Journal of Forecasting*

Jakubík P (2006): Does Credit Risk Vary with Economic Cycles? The Case of Finland. Charles University in Prague – IES Working Paper

Hamerle A, Liebig T, Scheule H (2004): Forecasting Credit Portfolio Risk. Deutsche Bundesbank, Discussion Paper Series

Rösch D (2003): Correlations and Business Cycles of Credit Risk: Evidence from Bankruptcies in Germany. *Financial Markets and Portfolio Management*,

Cipollini A, Missaglia G (2005): Business Cycle Effects on Portfolio Credit Risk: Scenario Generation through Dynamic Factor Analysis. *Economics Working Paper Archive EconWPA*.

Zeman, J, Jurča, P (2007) : „Macro Stress Testing of the Slovak Banking Sector“, NBS
Financial Stability Report