

EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE

NÁRODOHOSPODÁRSKA FAKULTA

Evidenčné číslo: 15300/D/2018

**PRENOS MAKROEKONOMICKÝCH ŠOKOV NA MERANIE
KREDITNÉHO RIZIKA V KONTEXTE PRAVIDIEL BASEL III**

Dizertačná práca

2018

Lukáš Majer, Ing.

EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE

NÁRODOHOSPODÁRSKA FAKULTA

**Prenos makroekonomických šokov na meranie kreditného rizika
v kontexte pravidiel Basel III**

Dizertačná práca

Študijný program: Financie a bankovníctvo

Študijný odbor: Financie

Školiace pracovisko: Katedra financií

Školiteľ: doc. Ing. Ľubomíra Gertler, PhD.

Bratislava 2018

Lukáš Majer, Ing.

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Názov univerzity: Ekonomická univerzita v Bratislave
Fakulta: Národohospodárska fakulta
Meno a priezvisko študenta: Ing. Lukáš Majer
Vedný odbor: 62-35-9 Financie (jednoodborové štúdium, doktorandské III. st., externá forma)
Typ záverečnej práce: Doktorandská záverečná práca
Jazyk záverečnej práce: Slovenský

Názov: Prenos makroekonomických šokov na meranie kreditného rizika v kontexte pravidiel Basel III

Cieľ: Cieľom práce je na základe vplyvov makroekonomických veličín identifikovať a zhodnotiť zmeny v rizikových ukazovateľoch kreditného rizika. Výsledkom modelovania kreditného rizika podľa prístupov Basel III by malo byť zhodnotenie kapitálovej vybavenosti bankového sektora v SR v rôznych makroekonomických scenároch.

Anotácia: Dizertačná práca reaguje na potrebu reflektovať vplyvy aktuálnych legislatívnych zmien v oblasti regulácie bankového sektora na jeho výkonnosť so sekundárnym vplyvom na finančnú výkonnosť podnikateľského prostredia. Výskum bude sústredený na analýzu zmien vyplývajúcich z novej bankovej regulácie. Zámerom bude skúmať aj prepojenie ekonomického cyklu krajiny s výkonnosťou bánk a podnikov vzhľadom na podstupované kreditné riziko.

Vedúci: doc. Ing. Ľubomíra Gertler, PhD.
Katedra: Financíí
Vedúci katedry: doc. Ing. PAVOL OCHOTNICKÝ, CSc.

Dátum zadania: 23. 3. 2014

Dátum schválenia: 24. 9. 2014

schválil

Dr.h.c. prof. Ing. RUDOLF SIVÁK, PhD.

Pod'akovanie

Touto cestou by som sa chcel srdečne poďakovať vedúcej dizertačnej práce pani Doc. Ing. Ľubomíre Gertler PhD. za odborné vedenie, cenné rady a pripomienky, ústretovosť a čas, ktorý mi venovala pri konzultáciách počas písania dizertačnej práce.

Abstrakt

MAJER, Lukáš: Prenos Makroekonomických šokov na meranie kreditného rizika v kontexte pravidiel Basel III – Ekonomická univerzita v Bratislave. Národohospodárska fakulta; Katedra financií – doc. Ing. Ľubomíra Gertler, PhD. – Bratislava. NHF EU, 2018, 116 s.

Kreditné riziko tvorí často najväčšiu časť rizikovej prémie pri oceňovaní finančných produktov, preto je jednou z najdôležitejších súčastí riadenia rizík a predstavuje dôležitý prvok v riadení bankových inštitúcií. Pohybovať sa vo svete bankového, respektíve finančného risk manažmentu znamená pracovať v podmienkach neistoty. Úlohou kvalitného a obozretného riadenia rizika je pochopiť, kvantifikovať a znížiť mieru rizika, ktoré finančné inštitúcie podstupujú pri vykonávaní svojej činnosti. Jednou z najprogresívnejších a najrýchlejšie sa vyvíjajúcich oblastí v riadení rizika je nepochybne stresové testovanie tak v oblasti kvantifikácie ekonomického kapitálu, ako aj v oblasti opravných položiek. V dizertačnej práci modelujeme kreditné riziko, respektíve zhoršenie úverovej kvality protistrany, v závislosti od ekonomických podmienok na úrovni sektorov ekonomiky. Hľadáme optimálny modelový aparát schopný podchytiť kolinearitu sektorov, ktorý zároveň umožňuje modelovať dlhodobý vzťah pravdepodobnosti defaultu a agregátnych makroekonomických premenných. Výsledné odhady potom premietame do stresového scenára. Výsledky modelovania poukazujú na existenciu relatívne signifikantného a konzistentného vzťahu medzi stavom makroprostredia a mierou zlyhania ekonomických subjektov v rámci všetkých použitých ekonometrických prístupov, pričom výsledky stresového testovania naznačujú rôznu dynamiku vplyvu stresového scenára na jednotlivé odvetvia ekonomiky. Predpokladané prínosy dizertačnej práce vidíme tak v teoretickej rovine, ako aj možnom uplatnení v bankovej praxi, keď sme v praktickej rovine na slovenských údajoch prvýkrát poukázali na heterogenitu prenosu ekonomického šoku na jednotlivé sektory ekonomiky.

Kľúčové slová: bankovníctvo, kreditné riziko, stresové testovanie

Abstract

MAJER, Lukáš: Transition of macroeconomic shocks on credit risk measures in the context of Basel III rules – University of Economics in Bratislava. Faculty of National Economy; Department of Finance – doc. Ing. Ľubomíra Gertler, PhD. – Bratislava. NHF EU, 2018, 116 p.

Credit risk often represents the largest part of the risk premium for the valuation and pricing of financial assets. Therefore, it is one of the most important components of the bank risk management. Operating in the world of financial risk management means working under conditions of uncertainty. The role of high-quality and prudent risk management is to understand, quantify and reduce the degree of risk that financial institutions undertake in carrying out their business. One of the most progressive and fastest growing areas in the risk management is undoubtedly stress testing, in terms of both, economic capital as well as provisions. In the dissertation thesis we model credit risk, respectively worsened credit conditions of the counterparty, dependent on sector level economic conditions. We are looking for an optimal model being able to capture the collinearity of sectors and at the same time allowing to model a long-run relationship of default probabilities and aggregate macroeconomic variables. The resulting estimates are then projected within the stress scenario. Modeling results show that there exists a relatively significant and consistent relationship between the state of the economy and the default rate of economic entities. The stress-test results indicate a different dynamic of the stress scenarios impact given the individual sectors of the economy. The contribution of the dissertation thesis is anticipated in the theoretical area as well as in the banking practice, since on the Slovak data, we have for the first time demonstrated the heterogeneity of economic shock transfer to different sectors of the economy.

Key words: banking, credit risk, stress tests

Obsah

Úvod.....	13
Hlavný cieľ a čiastkové ciele práce	16
Použité metódy.....	18
1. Súčasný stav problematiky v domácej a zahraničnej literatúre	19
1.1. Prístupy k stresovému testovaniu.....	20
1.2. Stresové testovanie v kontexte regulácie a pravidiel Basel III.....	21
1.2.1. Prínos pravidiel Basel III	22
1.2.2. Stresové testovanie na systémovej úrovni	24
1.3. Kreditné riziko, ekonomický cyklus a ich modelovanie	31
1.4. Aplikácie modelovania stresového testovania kreditného rizika	33
2. Teoretický model	37
2.1. Modelovanie miery zlyhania (PD)	39
2.1.1. OLS model	41
2.1.2. SUR model.....	41
2.1.3. DOLS a FMOLS	42
2.1.4. Prístup na báze ARDL	43
2.2. Modelovanie straty v prípade zlyhania (LGD)	44
2.3. Modelovanie úverovej expozície (EAD).....	46
3. Grafická a štatistická analýza údajov.....	47
3.1. Analýza časových radov miery zlyhania v jednotlivých odvetviach ekonomiky	47
3.2. Analýza exogénnych makroekonomických časových radov	52
3.3. Korelačná analýza	62
3.4. Analýza stacionarity.....	66
3.4.1. Dickey Fuller Test.....	66

3.4.2.	Phillips-Perron Unit Root Test.....	69
3.4.3.	Panelový test jednotkového koreňa (Panel Unit Root Test)	71
3.5.	Analýza kointegrácie.....	73
3.6.	Očakávané znamienka regresných koeficientov	74
3.7.	Údaje vstupujúce do modelov	75
4.	Výsledky modelov a diskusia	76
4.1.	OLS model	76
4.2.	SUR model	79
4.3.	PMG model	82
4.4.	Predikčná schopnosť modelov	86
4.5.	Stresové testovanie	89
5.	Záver	92
	Prílohy.....	99

Zoznam tabuliek

Tabuľka 1: Porovnanie nastavenia makroekonomických stresových scenárov v EÚ a USA	28
Tabuľka 2: Výsledky stresového testovania v EÚ a USA	29
Tabuľka 3: Deskriptívna štatistika časových radov miery zlyhania	49
Tabuľka 4: Deskriptívna štatistika finálnych časových radov miery zlyhania	52
Tabuľka 5: Deskriptívna štatistika finálnych časových radov makroprostredia.....	61
Tabuľka 6: Korelačná matica nezávislých premenných	63
Tabuľka 7: Korelačná matica závislých premenných.....	64
Tabuľka 8: Korelačná analýza premenných s použitím časových oneskorení	65
Tabuľka 9: Výsledky ADF testu – meranie stacionarity	68
Tabuľka 10: Výsledky PP testu stacionarity	70
Tabuľka 11: Výsledky panelových testov jednotkového koreňa.....	72
Tabuľka 12: Makroekonomické ukazovatele a ich očakávaný vplyv na miery zlyhania	74
Tabuľka 13: Výsledky OLS modelu.....	77
Tabuľka 14: Výsledky SUR modelu (špecifikácia s pridanou hodnotou po sektoroch)	80
Tabuľka 15: Výsledky PMG modelu.....	83
Tabuľka 16: Výsledky PMG modelu (s premennou zadlženia)	84
Tabuľka 17: Výsledky PMG modelu (s premennou ekonomického sentimentu)	85

Zoznam grafov

Graf 1: Vývoj stresových scenárov v USA na základe predpovedí FED 2015 a 2016	27
Graf 2: Miery zlyhania pre jednotlivé odvetvia slovenskej ekonomiky	48
Graf 3: Agregátne a sektorové miery zlyhania	50
Graf 4: Finálne agregátne a sektorové miery zlyhania	51
Graf 5: Makroekonomické premenné reprezentujúce výkon hospodárstva	53
Graf 6: Krátkodobé úrokové sadzby Euribor.....	55
Graf 7: Riziková prémie.....	56
Graf 8: Sklon výnosovej krivky (Slovensko).....	57
Graf 9: Sklon výnosovej krivky (Slovensko) – formát pre model.....	58
Graf 10: Miera zadlženia	59
Graf 11: Dekompozícia ukazovateľa zadlženia	60
Graf 12: Predikcia mier zlyhania na základe SUR modelu	86
Graf 13: Predikcia mier zlyhania na základe PMG modelu	87
Graf 14: Stresový scenár mier zlyhania na základe výsledkov PMG modelu.....	90
Graf 15: Premenná odvetvová miera zlyhania.....	99
Graf 16: Premenná rast HDP	101
Graf 17: Premenná produkčná medzera.....	102
Graf 18: Premenná pridaná hodnota	103
Graf 19: Premenná ekonomický sentiment.....	105
Graf 20: Premenná úroková sadzba Euribor	107
Graf 21: Premenná riziková prémie.....	108
Graf 22: Premenná zadlženosť (súkromný dlh).....	109
Graf 23: Premenná sklon krivky	111

Zoznam príloh

Príloha 1: Premenná odvetvová miera zlyhania	99
Príloha 2: Premenná rast HDP	101
Príloha 3: Premenná produkčná medzera	102
Príloha 4: Premenná pridaná hodnota podľa odvetvia	103
Príloha 5: Premenná ekonomický sentiment podľa odvetvia	105
Príloha 6: Premenná úroková sadzba Euribor	107
Príloha 7: Premenná riziková prémie	108
Príloha 8: Premenná zadlženosť (súkromný dlh) podľa odvetvia	109
Príloha 9: Premenná sklon krivky	111
Príloha 10: Výsledky SUR modelu (špecifikácia s ekonomickým sentimentom po sektoroch)	112
Príloha 11: Výsledky SUR modelu s agregovanou premennou ekonomickej aktivity	113

Zoznam skratiek

ADF	Augmented Dickey Fuller test
AR	Autoregressive process
ARDL	Autoregressive Distributed Lag model
CET1	Common Equity Tier 1
DOLS	Dynamic Ordinary Least Squares
EAD	Exposure at Default
EBA	European Banking Authority
FED	Federal Reserve System
ECM	Error Correction Model
FMOLS	Fully Modified Ordinary Least Squares
GLS	Generalised Least Squares Model
LGD	Loss Given Default
NACE	Nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté européenne
NBS	Národná banka Slovenska
NPL	Non-performing Loans
OLS	Ordinary Least Squares
PD	Probability of Default
PMG	Pooled Mean Group estimator
PP	Philips Peron test
SUR	Seemingly Unrelated Regression
(V)ECM	Vector Error Correction Model

Úvod

Odolný bankový systém je dôležitým stavebným kameňom dobre fungujúcej ekonomiky. V súvislosti s významnou liberalizáciou finančného sektora sme boli v posledných dvoch dekádach svedkami výrazného rastu celkových aktív finančného a v rámci neho aj bankového sektora v krajinách na celom svete. Rast bilancie nad mieru ekonomického rastu však so sebou prináša riziko, že zdrojom nadmerného rastu sú cyklické komponenty, faktory viažuce sa na očakávania finančných agentov na trhu a silnejšia previazanosť jednotlivých subjektov na trhu, ktorá v čase rastu bilancie býva založená na momentálnej dôvere v systéme.

Základným zdrojom rastu bilancie celého finančného sektora je nepochybne globalizácia medzinárodného obchodu. Globalizácia obchodu a služieb, ktorá bola v posledných dvoch dekádach motivovaná rýchlym rozvojom nových technológií a otvorením nových významných trhov, mala za následok zvýšené úsilie bánk poskytovať služby zákazníkom v medzinárodnom meradle. Nové technológie zároveň umožnili efektívnejšie zhromažďovanie a spracovávanie veľkého množstva informácií a neobmedzenú, cenovo dostupnú komunikáciu po celom svete. Neistota na svetových trhoch, volatilita na akciových trhoch či trhoch výmenných kurzov, ako aj samotná vyššia expozícia voči obchodným protistranám, motivovala organizácie vystavené týmto neistotám chrániť sa pred nepriaznivým pohybom na trhu, a tak postupne vznikala nová oblasť merania a riadenia rizík.

Napriek rozvoju aparátu merania a riadenia rizík, ako aj prijatiu pravidiel obozretnosti na vybavenie kapitálom (Basel I a II) viedla predĺžená celosvetová expanzia pred finančnou krízou k významnému nárastu najmä kreditného rizika, ktoré vyústilo v roku 2008 do globálnej finančnej krízy a následne do celosvetového narušenia ekonomickej aktivity. Pozornosť účastníkov ekonomického systému sa na základe tejto skúsenosti obrátila k primeranej úlohe a štruktúre bankovej regulácie a dohľadu.

Vznik a prehĺbenie svetovej finančnej a hospodárskej krízy poukázali na existenciu nerovnováh v celosvetovom finančnom systéme, ako aj na nedokonalosť doterajších regulačných mechanizmov. Tie sa snažia pôsobiť preventívne v oblastiach, ktoré sa v danom čase a s existujúcimi znalosťami a skúsenosťami zdajú byť najpálčivejšie, pričom ich cieľom je zabrániť vzniku nových finančných kríz a ich prenesenia do reálnej ekonomiky. Práve

obmedzený informačný súbor a oneskorenie regulácie môže vyvolať situácie, v ktorých nastavenie systému môže podnecovať systém do ešte väčšej rizikovej expozície. Príkladom takejto regulácie môže byť situácia, keď pravidlá Basel II motivovali finančné inštitúcie investovať do málo rizikových štátnych dlhopisov, na ktoré banky nemuseli držať veľké množstvo vlastného kapitálu. Vzhľadom na to banky v značnej miere nabrali do svojich portfólií dlhové cenné papiere rôznych štátov, čo sa najmä v prípade gréckych dlhopisov ukázalo ako veľký problém, keď tieto cenné papiere stratili veľkú časť svojej hodnoty.

Súčasná výzva pre regulátorov, ako aj bankové inštitúcie, spočíva vo vybudovaní silnejšieho a odolnejšieho finančného systému, ktorý by bol schopný predpovedať a následne odolať nepriaznivým následkom finančnej krízy. Jedným z možných spôsobov, ako sa vyrovnáť s touto výzvou, je vybudovať primeraný rámec stresového testovania. Simulácia podmienok hospodárskej recesie a následná kvantifikácia ich vplyvu na miery rizika v dobrých časoch môžu pomôcť bankovým inštitúciám pripraviť svoje portfóliá na negatívne dôsledky ekonomických, respektíve finančných šokov, čo v konečnom dôsledku prispeje k robustnosti a väčšej stabilite celého finančného systému.

Stresové testovanie je obzvlášť dôležité v rámci dlhého obdobia priaznivých hospodárskych a finančných podmienok, keď vplyvom slabej historickej pamäte môže dôjsť k nadmernej spokojnosti a podhodnoteniu miery tak špecifického, ako aj systémového rizika. Stresové testovanie je taktiež kľúčovým nástrojom riadenia rizík počas obdobia silnej ekonomickej konjunktúry, keď inovácie vedú k rýchlemu rastu rôznych bankových produktov, pri ktorých sú k dispozícii len obmedzené alebo žiadne historické údaje o stratách.

V dizertačnej práci sa výhradne zameriavame na kreditné riziko, ktoré je možné definovať ako riziko zlyhania alebo zhoršenia úverovej kvality protistrany. Kreditné riziko tvorí často najväčšiu časť rizikovej prémie pri oceňovaní finančných produktov, preto je jednou z najdôležitejších súčastí riadenia rizík a predstavuje dôležitý prvok v riadení bankových inštitúcií. Banky preto neustále vyvíjajú svoje interné modely riadenia rizík s cieľom čo najvernejšie zobrazit' svoj rizikový profil a aktívne optimalizovať svoju kapitálovú štruktúru.

Stresové scenáre sa bežne opierajú o makroekonomické premenné, ktoré vstupujú do modelov, a na základe zvolených predpokladov výnimočných udalostí sa modelujú vplyvy na

stabilitu systému meranú rôznymi výkonovými ukazovateľmi, najčastejšie mierou zlyhania. Agregovaná informácia o predpokladanom vývoji miery zlyhania však často nie je dostatočná. Finančné inštitúcie alokujú nemalé objemy svojej bilancie do rôznych oblastí, pričom v rastovej fáze niektorého sektora môže dochádzať k nadmernej koncentrácii. Z histórie vieme, že ekonomický vývoj môže byť značne nerovnomerný, a to nielen geograficky, ale aj sektorovo. Podniky v sektore služieb majú zjavne inú produktivitu, nákladovú štruktúru, štruktúru zamestnanosti či spôsoby a možnosti financovania. Preto je potrebné pristupovať k modelovaniu a stresovému testovaniu mier zlyhania podnikov v jednotlivých sektoroch osobitne.

Dizertačná práca je štruktúrovaná takto: V 1. kapitole poskytujeme ekonomické odôvodnenie a zvolené postupy ktoré determinujú dynamiku prenosu makroekonomických šokov na miery kreditného rizika tak vo všeobecnosti, ako aj v kontexte regulácie a pravidiel Basel III. V 2. kapitole približujeme teoretický rámec na modelovanie kreditného rizika a zároveň špecifikujeme technické požiadavky a predpoklady použité v rámci analýzy. V 3. kapitole sa zameriavame na grafickú a štatistickú analýzu dát. Primárne výsledky výskumu sumarizujeme v 4. kapitole, kde sa zameriavame na prezentáciu výsledkov modelu a výsledkov navrhovaného stresového scenára. V závere sa venujeme diskusii, ktorá prezentuje výsledky modelovania a ich možnú aplikáciu vo finančnej praxi.

Hlavný cieľ a čiastkové ciele práce

Hlavným cieľom dizertačnej práce je na základe vplyvov makroekonomických veličín identifikovať a zhodnotiť zmeny v ukazovateľoch kreditného rizika. V práci pomocou stresového testovania poukazujeme a odhadujeme, ako heterogénne sa môže vyvíjať pravdepodobnosť zlyhania v jednotlivých sektoroch ako dôsledok identického šoku. Výsledkom modelovania sektorového kreditného rizika ako funkcie makroekonomických premenných je jasnejší pohľad na štruktúru ekonomiky a rôzny charakter zraniteľnosti jednotlivých sektorov. Konečným cieľom je poukázať na to, že predpoklad paušálneho vplyvu na kapitálovú vybavenosť bankového sektora bez zohľadnenia štruktúry hospodárstva môže mať svoje obmedzenia.

Na splnenie hlavného cieľa sme si stanovili nasledujúce čiastkové ciele práce:

- Bezpochyby, cieľom po metodickej stránke je spracovať teoretické východiská problematiky merania a stresového testovania kreditného rizika, vychádzajúc z prameňov odbornej literatúry domácich a zahraničných autorov. V práci sa venujeme výlučne údajom za Slovensko, no práca má metodicky najbližšie k práci fínskeho autora Virolainena (2004). Táto práca nám slúži ako základ na rozvinutie ďalších prístupov k stresovému testovaniu na základe sektorového členenia, pričom navrhujeme metodické vylepšenia prístupu. Hlavným argumentom je, že model by mal obsahovať tak stabilnú dlhodobú, ako aj krátkodobú zložku, zároveň by mal mať panelovú štruktúru, aby sa umožnil heterogénny vývoj v jednotlivých sektoroch. V oblasti prístupu k problému pomocou panelovej ekonometrie, ako aj využitím slovenských údajov, má tiež určitým spôsobom práca blízko k štúdiu Fidrmuca a kol. (2013).
- Akýkoľvek stresový scenár sa musí opierať o modelový aparát, ktorý tvorí základ na definovanie vzťahov medzi jednotlivými makroekonomickými veličinami. Od jednoduchých modelov lineárnej regresie, ktoré opisujú bežné dlhodobé vzťahy medzi premennými (OLS, DOLS), cez modely, ktoré umožňujú modelovať korelovaný chybový komponent jednotlivých rovníc (SUR), až po korekčné mechanizmy, v ktorých sa spája dlhodobý rovnovážny vzťah s krátkodobými pohybmi okolo neho (MG, PMG). Čiastkovým cieľom práce bude zistiť a vydiskutovať, aká konštrukcia modelu sa na modelovanie sektorového stresového scenára najlepšie hodí v prípade Slovenska, a z praktického hľadiska, do akej miery reagujú indikátory kreditného rizika, konkrétne

miera zlyhania (MZ) v jednotlivých odvetviach ekonomiky, na zmeny hospodárskeho cyklu.

- Keď sa nám podarí zdefinovať primeraný stresový scenár, budeme ho používať na predpoveď vývoja miery zlyhania v jednotlivých odvetviach ekonomiky. Budeme teda vedieť povedať, aké sú charakteristické vlastností jednotlivých sektorov, ako reagujú na jednotný šok a ako by sa v jeho dôsledku miery zlyhania v týchto sektoroch vyvíjali. Projekciu stresového scenára urobíme na out-of-sample údajoch za jeden rok, ktoré máme k dispozícii po poslednom pozorovaní základnej vzorky (2016Q2).
- V zmysle získaných výsledkov bude posledným čiastkovým cieľom práce navrhnúť odporúčania pre bankový sektor či eventuálne odporúčania pre hospodársku politiku v záujme zabezpečiť finančnú stabilitu bankového sektora.

Použité metódy

Pri napĺňaní tak hlavného, ako aj čiastkových cieľov dizertačnej práce budeme používať nasledujúce metódy skúmania:

1. Metóda vedeckej abstrakcie, ktorú použijeme najmä v teoretickej časti práce, a to hlavne na výber podstatných údajov týkajúcich sa cieľov práce.
2. Metóda analýzy využíva princípy logického myslenia, pričom člení problém na jednotlivé časti s cieľom odhalenia jeho podstaty. Metódu je možné aplikovať pri skúmaní poznatkov odbornej literatúry a pri realizácii výskumu.
3. Metóda syntézy, respektíve spájania jednotlivých častí do celku pri hľadaní vzájomných súvislostí. Metóda bude aplikovaná pri vyhodnocovaní výsledkov výskumu.
4. Metóda indukcie vytvára všeobecné závery na základe zistených špecifických poznatkov. Metóda dedukcie vyvodzuje konkrétne individuálne poznatky zo všeobecnejších a na základe princípov logiky dochádza k novému tvrdeniu. Obe metódy je možné aplikovať pri vypracovaní zvolených modelov a posúdení ich relevantnosti v podmienkach Slovenskej republiky.
5. Metóda komparácie posudzuje rovnaké alebo rozdielne znaky objektov alebo javu. Je aplikovateľná pri porovnávaní jednotlivých výsledkov výskumu, ale aj pri porovnávaní výsledkov výskumu so získanými teoretickými závermi.
6. Metódy vizualizácie graficky reprezentujú abstraktné údaje. Tieto metódy budeme v značnej miere využívať na grafickú prezentáciu, testy stacionarity a overovanie výsledkov skúmaných modelov.
7. Metódy štatistickej analýzy použijeme pri spracovaní a interpretácii výsledkov výskumu, a to najmä pri konštrukcii, nastavení a verifikovaní významnosti jednotlivých modelov a ich premenných.

1. Súčasný stav problematiky v domácej a zahraničnej literatúre

Stresové testovanie sa v posledných rokoch stalo štandardným nástrojom na testovanie robustnosti bankového sektora. Celkovú stabilitu a zraniteľnosť bankového systému voči výnimočným, ale hodnoverným stresovým scenárom pre jednotlivé banky v pravidelných intervaloch testujú regulátory po celom svete, ako napríklad Európska banková asociácia (EBA) v spolupráci s Európskou centrálnou bankou v EÚ či Federal Reserve System (FED) v USA. Vo všeobecnosti môže byť stresový test definovaný ako senzitivita finančných inštitúcií na stanovený stresový scenár simulujúci hospodársku recesiu. Primárnym cieľom stresového testovania je identifikovať štrukturálne zraniteľnosti a celkovú rizikovú angažovanosť vo finančnom systéme, ktorá by mohla viesť k nestabilite finančných trhov.

V dizertačnej práci sa zameriavame na stresové testovanie kreditného rizika korporátneho portfólia, ktoré v roku 2016 predstavovalo 24,5 % expozície bankového sektora v eurozóne. V podmienkach Slovenskej republiky je toto číslo vzhľadom na štruktúru ekonomiky omnoho vyššie, konkrétne 33,3 %, pričom existuje relatívne vysoká korelácia s inými odvetviami hospodárstva, a teda aj s inými položkami portfólia banky, čo výrazne vplýva na celkovú finančnú stabilitu slovenského bankového systému.

Na posúdenie odolnosti bankového sektora voči makroekonomickým šokom sme sa zamerali na konštrukciu ekonometrického modelu, prostredníctvom ktorého kvantifikujeme vplyv makroekonomického prostredia na zdravie korporátneho úverového portfólia na Slovensku. Vzťah medzi makroekonomickými podmienkami a kreditným rizikom je intuitívne jasný a taktiež dobre empiricky zdokumentovaný v literatúre (napríklad Allen a Saunders, 2003). Miery kreditného rizika, ktoré boli použité v predchádzajúcich štúdiách, zahŕňajú pravdepodobnosť zlyhania (PD), stratu v prípade zlyhania (LGD), expozíciu v čase zlyhania (EAD) alebo relatívne jednoduchý prístup založený na ukazovateli zlyhaných úverov (NPL). V dizertačnej práci sa zameriavame na modelovanie pravdepodobnosti zlyhania (PD), ktorá predstavuje najvýstižnejší ukazovateľ kreditnej kvality úverového portfólia podnikového sektora. Pravdepodobnosť zlyhania predstavuje historicky odpozorovanú mieru zlyhania (MZ) ekonomických subjektov vypočítanú ako pomer zlyhaných úverov voči celkovému počtu zdravých úverov v danom čase a pre dané portfólio.

Ekonometrický model kreditného rizika spája makroekonomické faktory s mierami zlyhania korporátneho sektora v podmienkach Slovenskej republiky. Dátovú základňu pre model tvoria údaje o zlyhaniach slovenských podnikov za posledných 16 rokov (2000 až 2016) a ukazovatele reprezentujúce stav makroprostredia, ktoré zahŕňajú takmer dva úplné ekonomické cykly.

1.1. Prístupy k stresovému testovaniu

Neoddeliteľnú súčasť identifikácie rizík vo finančnom systéme tvoria robustné záťažové testy. Ich úlohou je v čase priaznivých ekonomických podmienok vystaviť finančný sektor a jeho inštitúcie extrémnym, avšak reálnym stresovým scenárom a na základe kvantifikácie ich vplyvov odhaliť možné slabé miesta tak na úrovni jednotlivých inštitúcií, ako aj celého finančného sektora. Stresové testovanie by tak nemalo byť len v záujme regulátorov, ale najmä samotných finančných inštitúcií, ktoré takýmto spôsobom môžu pripraviť svoje portfóliá na následky potenciálnych extrémnych udalostí na trhu.

Podľa Misinu a kol. (2006) je hlavným cieľom záťažových testov posúdiť výkonnosť finančného systému za mimoriadnych prevádzkových podmienok. Finančný systém je však komplexný organizmus, ktorý sa skladá z celého radu finančných inštitúcií, finančných trhov a platobných systémov, a vzhľadom na to nie je jednoduché podrobiť ho komplexnej súhrnnej analýze. V praxi sa analýza stability finančného systému zameriava na jeho jednotlivé zložky, najčastejšie finančné inštitúcie, s cieľom dospieť k celkovému hodnoteniu systému ako takého.

Virolainen (2004) poukazuje na to, že stresové testovanie sa obvykle používa ako doplnok interných modelov finančných inštitúcií, keď napríklad štandardné Value-at-Risk (VaR) modely majú svoje limitované použitie v časoch extrémnych udalostí na trhu, pretože extrémne udalosti nastávajú len veľmi zriedka, a teda ich nie je možné týmito štatistickými modelmi zachytiť.

Okrem využitia záťažových testov na mikroúrovni jednotlivých inštitúcií stresové testovanie hrá dôležitú úlohu v makroprudenciálnej analýze, najmä v kontexte identifikácie a zmierňovania systémového rizika tak v bankovom sektore, ako aj v celej ekonomike. Rola analýzy makroprudenciálnej, respektíve finančnej stability získala najmä vplyvom problémov

spojených s finančnou a hospodárskou krízou a prenosom finančných šokov do reálnej ekonomiky v posledných rokoch na význame tak medzi centrálnymi bankami, ako aj medzinárodnými inštitúciami. V tejto súvislosti sa potvrdzuje dôležitosť spoločného programu Medzinárodného menového fondu a Svetovej banky (FSAP), ktorý je zameraný na stabilitu globálneho finančného sektora a ktorý mal vo veľa prípadoch úlohu katalyzátora v tejto oblasti.

1.2. Stresové testovanie v kontexte regulácie a pravidiel Basel III

Problematika vzájomnej interakcie finančných subjektov a regulačných orgánov je často vnímaná ako súperenie jednotlivých finančných inštitúcií, ktorých primárnym cieľom je snaha maximalizovať svoj zisk v rámci slobodného trhu, a regulátorov, ktorých cieľom je udržanie stability finančného systému a podpora ekonomického rastu. V tomto kontexte je možné vnímať aj pohľady na bankovú reguláciu a dohľad, ktoré sa podľa Revendu (2001) pohybujú od ortodoxne liberálnych názorov, ktoré preferujú ponechanie regulácie na pôsobenie trhových síl, až po zástancov čo najväčšej miery inštitucionálnej regulácie bánk, kde zástancovia regulácie argumentujú tým, že banky zohrávajú špecifickú úlohu v trhovej ekonomike, a preto je nevyhnutné stanoviť vysoký stupeň ochrany vkladateľov, ktorá je podnietená nedokonalosťou trhu.

Barth a kol. (2006) vo svojej publikácii taktiež poukazujú na skutočnosť, že prístupy k bankovej regulácii sa v jednotlivých obdobiach a krajinách pohybovali od vysokointervencionalistických až po obdobia takmer voľného, respektíve neregulovaného bankovníctva.

Vo všeobecnosti je však podľa autorov možné skonštatovať, že k výraznému nárastu regulácie bankového sektora došlo v období po veľkej hospodárskej kríze v 30. rokoch 20. storočia, keď došlo ku krachu veľkého počtu finančných inštitúcií a zrúteniu finančného systému v USA. Tak vtedy, ako aj v súčasnom pokrízovom období je potrebné prehodnocovať nastavenie kontrolných mechanizmov v systéme s cieľom nevytvárania, ale, práve naopak, tlmenia systémových rizík.

Pri posudzovaní jedného či druhého prístupu je veľmi dôležité uvedomiť si, že oba smery majú v konečnom dôsledku za cieľ transparentnosť a stabilitu finančného systému so zdravým podnikateľským prostredím pre jednotlivé bankové inštitúcie. Správna miera inštitucionálnej

regulácie je nevyhnutná pre stabilitu finančného systému, najmä v kontexte identifikácie a zmiernovania systémového rizika.

1.2.1. Prínos pravidiel Basel III

Ako odpoveď na trhové zlyhania v dôsledku finančnej krízy Bazilejský výbor (2011) zaviedol do medzinárodného regulačného rámca niekoľko fundamentálnych reforiem. Cieľom reforiem bolo na jednej strane posilniť mikroprudenciálne regulačné pravidlá s cieľom zvýšiť odolnosť jednotlivých bankových inštitúcií v krízových obdobiach. Na druhej strane reforma má makroprudenciálny rozmer, ktorý sa zameriava na problémy spojené so systémovými rizikami, ktoré môžu narušiť stabilitu a fungovanie celého bankového systému. Oba prístupy sú úzko prepojené, čím prispievajú k väčšej odolnosti jednotlivých bánk a znižujú riziko vzniku a šírenia celosystémových šokov. Zmeny, ktoré so sebou Basel III priniesol, sa týkajú najmä kapitálovej štruktúry, likvidity a štruktúry bankovej bilancie.

V ranej fáze finančnej krízy, ktorá sa začala prejavovať na začiatku roku 2007, veľa bánk napriek tomu, že disponovali adekvátnym množstvom kapitálu, zažívalo problémy, keďže neboli schopné riadiť svoju likviditu primeraným spôsobom. Finančná kríza tak poukázala na dôležitosť likvidity na bezproblémové fungovanie finančných trhov a bankového sektora. V predkrízovom období bolo refinancovanie bánk ľahko dostupné pri relatívne nízkych nákladoch. Rýchly zvrät v trhových podmienkach však poukázal na skutočnosť, ako rýchlo sa môže likvidita rozplynúť, a že obdobie problémov s nedostatkom likvidity môže trvať dlhšie. Ako následok toho sa celý bankový systém dostal do stresu, ktorý vyústil do reakcie centrálnej banky, ktorá musela zasiahnuť tým, že podporila fungovanie peňažných trhov ako celku a v niektorých prípadoch priamo pomohla ohrozeným finančným inštitúciám. Vzhľadom na tieto skutočnosti Basel III zavádza nový prístup k monitorovaniu likvidity bankového sektora, keď sú zadefinované dva nové ukazovatele likvidity – Liquidity Coverage Ratio (ukazovateľ krytia likvidity) a Net Stable Funding Ratio (ukazovateľ čistého stabilného financovania).

V oblasti posilnenia kapitálovej štruktúry bankového sektora Basel III posilňuje kvalitu, ako aj kvantitu regulačnej kapitálovej základne, pričom sa opiera o nový ukazovateľ pákového pomeru (leverage ratio), ktorý slúži ako doplnujúca miera pre rizikovo založené miery kapitálu. Nový ukazovateľ sa pokúša zabrániť tvorbe nadmerného pákovému efektu v bankovom systéme,

čím zároveň ponúka extra úroveň ochrany voči modelovému riziku. Basel III taktiež uvádza niekoľko makroprudenciálnych prvkov do kapitálového rámca s cieľom obsiahnuť systémové riziká vyplývajúce z cyklickosti a vzájomnej previazanosti finančných inštitúcií.

Bankový systém vstúpil do krízy s nedostatočnou úrovňou vysokokvalitného kapitálu, ktorý je nevyhnutný na zabezpečenie kvality, konzistentnosti a transparentnosti kapitálovej základne bankových inštitúcií. Kríza taktiež ukázala rozpor v definícii kapitálu medzi rôznymi legislatívami, ako aj nedostatok informácií, ktoré by umožnili účastníkom trhu plne posúdiť a porovnať kvalitu kapitálu medzi inštitúciami.

Vzhľadom na tieto skutočnosti je kľúčovým prvkom novej definície kapitálu väčšie zameranie sa na základný kapitál banky, pričom by prevažná časť kapitálu Tier 1 mala byť tvorená vlastnými akciami banky a nerozdeleným ziskom z minulých rokov, ktoré predstavujú najkvalitnejšie kapitálové zdroje banky. Zvyšok kapitálu Tier 1 musí byť zložený z nástrojov, ktoré sú podriadené a nemajú stanovený dátum splatnosti. Inovatívne hybridné kapitálové nástroje, ktoré mohli banky držať do výšky 15 % kapitálovej základne Tier 1, boli z vlastného kapitálu úplne vylúčené. Čo sa týka druhej úrovne kapitálu, nenastali v nej výraznejšie zmeny s tým, že hlavným cieľom v tejto oblasti je harmonizácia použitých nástrojov v rámci Tier 2. Kapitálové nástroje Tier 3, ktoré boli k dispozícii len na krytie trhového rizika, boli z vlastného kapitálu vylúčené úplne.

Nové pravidlá od bánk vyžadujú, aby postupne zvyšovali svoje kapitálové rezervy či už vo forme kvalitnejších kapitálových nástrojov, alebo dodatočnej tvorby kapitálových vankúšov. Od zvyšovania kapitálových rezerv sa očakáva vyššia stabilita bankového sektora v časoch hospodárskej recesie. Vyššia kapitálová rezerva dáva bankám viac času aj manévrovacieho priestoru na prispôbenie sa zmenám v rizikovom profile ich portfólií.

Pravidlá Basel III stanovujú povinnosť kvantifikovať mieru rizika tak v súčasnosti, ako aj v budúcnosti, a to prostredníctvom stresových scenárov odzrkadľujúcich potenciálne zhoršené podmienky v ekonomickom prostredí. Stresové testovanie sa vykonáva na pravidelnej báze s výhľadom na niekoľko rokov. Výsledky stresových testov umožňujú regulátorom odhadnúť veľkosť potenciálnej straty bankového sektora, ako aj veriteľom posúdiť potenciálne budúce straty spojené s ich investíciou vo forme nákupu akcií jednotlivých bankových inštitúcií.

Podľa Bazilejského výboru pre bankový dohľad (2009) by mal robustný stres test spĺňať nasledujúce podmienky:

- poskytovať pohľad na potenciály budúci vývoj podstupovanej miery rizika,
- kompenzovať obmedzenia plynúce z nepresnosti modelov a kvality dostupných historických údajov,
- poskytovať dodatočné informácie na plánovanie kapitálovej a likviditnej štruktúry banky,
- napomáhať formovať rizikový apetít banky,
- skvalitniť tvorbu pohotovostných plánov na zmiernenie rizika, berúc do úvahy rôzne scenáre vývoja ekonomiky.

Stresové testovanie je obzvlášť dôležité v rámci dlhého obdobia priaznivých hospodárskych a finančných podmienok, keď vplyvom slabej historickej pamäte môže dôjsť k nadmernej spokojnosti a podhodnoteniu miery tak špecifického, ako aj systémového rizika. Stresové testovanie je taktiež kľúčovým nástrojom riadenia rizík počas obdobia silnej ekonomickej konjunktúry, keď inovácie vedú k rýchlemu rastu rôznych bankových produktov, pri ktorých sú k dispozícii len obmedzené alebo žiadne historické údaje o stratách.

Inštitúcie bankového dohľadu v pravidelných intervaloch vydávajú metodologické dokumenty, prostredníctvom ktorých stanovujú všeobecné zásady a metodologické odporúčania pre bankové inštitúcie, ako postupovať pri nastavovaní interných záťažových testov. Dobrým príkladom takéhoto dokumentu je Metodika stresového testovania 2018, publikovaná Európskou bankovou asociáciou, EBA (2017). Okrem pravidiel upravujúcich interné postupy pre stresové testovanie medzinárodné aj národné inštitúcie bankového dohľadu v pravidelných intervaloch podrobujú bankový sektor systémovému stresovému testovaniu.

1.2.2. Stresové testovanie na systémovej úrovni

V kontexte nových trendov v regulácii a riadení rizík finančného sektora regulačné orgány na celom svete vykonali sériu záťažových testov s motiváciou posúdiť zdravie finančného sektora, ako aj jednotlivých finančných inštitúcií a ich odolnosť pri prekonávaní možných finančných nerovnováh v čase hospodárskej recesie.

Podľa EBA (2014, 2016) je cieľom celoeurópskeho stresového testu:

- posúdiť odolnosť bánk v Európskej únii voči nepriaznivému hospodárskemu vývoju,
- pomôcť orgánom dohľadu posúdiť zdravie jednotlivých bánk,
- prispieť k pochopeniu systémového rizika v EÚ, ako aj
- podporiť trhovú disciplínu a obozretné správanie sa bánk.

Stresový test pre rok 2014 zahŕňal 123 bankových skupín v rámci celej EÚ vrátane Nórska s celkovým objemom aktív vo výške 28 000 miliónov eur, ktoré pokrývajú viac ako 70 % celkových aktív bankového sektora. Testovacia vzorka bola v roku 2016 znížená na 55 bánk. Navrhovaný nepriaznivý scenár odzrkadľuje systémové riziká predstavujúce hrozby pre stabilitu bankového sektora, ako napríklad zvýšenie celkových výnosov dlhopisov, najmä v rozvíjajúcich sa ekonomikách. Scenár taktiež predpokladá ďalšie zhoršenie kreditnej kvality v krajinách s nízkym dopytom, slabými ekonomickými fundamentmi a stále zraniteľnými bankovými sektormi. Spomalenie politických reforiem by mohlo podľa scenára ohroziť dôveru v udržateľnosť verejných financií, čo s nedostatkom potrebnej reštrukturalizácie bilancie bánk znižuje možnosti refinancovania dlhov prostredníctvom finančných trhov.

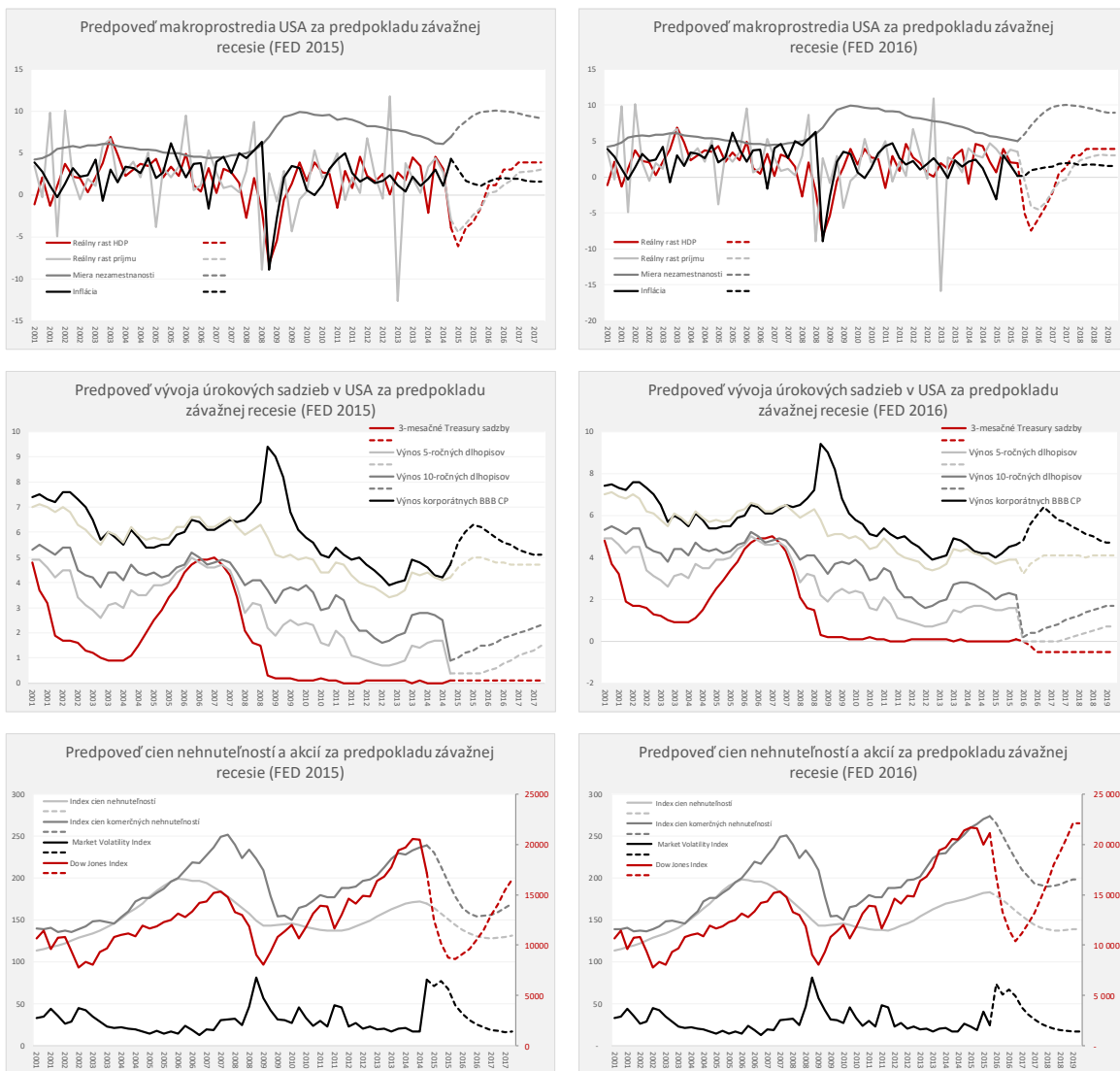
Federálny systém rezerv (2015, 2016) vyžaduje od bankových inštitúcií v USA držať dostatok kapitálu na to, aby mohli pokračovať v poskytovaní úverov na podporu reálnej ekonomickej aktivity, dokonca aj v nepriaznivých ekonomických podmienkach. V roku 2015 FED uskutočnil stresový test na vzorke 31 bánk, zatiaľ čo v roku 2016 to bolo 33 bánk. Modely sú založené na hypotetických, stresových makroekonomických a finančných trhových scenároch. Veľmi nepriaznivý scenár zahŕňa hlbokú recesiú v Spojených štátoch, Európe a Japonsku, výrazný pokles cien aktív, zvýšenie rizikových prémieí a výrazné spomalenie hospodárskeho rastu v Ázii. V roku 2016 je veľmi nepriaznivý scenár charakterizovaný vážnou celosvetovou recesiou sprevádzanou obdobím zvýšeného firemného finančného stresu a negatívnymi výnosmi krátkodobých amerických štátnych cenných papierov.

Vzhľadom na fakt, že FED v porovnaní s EBA vo svojom vykazovaní poskytuje omnoho detailnejšie informácie o nastavení stresového testovania, pre ilustráciu sme sa rozhodli primárne spracovať analýzu nastavenia stresových scenárov na základe FED údajov. Graf 1 zobrazuje nastavenie makroprostredia v rámci pravidelných záťažových testov amerického federálneho

systému v rokoch 2015 a 2016. Prostredníctvom Figúry 2 následne porovnáваме predpoveď hlavných ekonomických ukazovateľov na základe FED a EBA scenárov.

Graf 1 zobrazuje tak historický vývoj, ako aj predikciu ukazovateľov ekonomickej výkonnosti, úrokových mier a cien nehnuteľností v stresovom horizonte troch rokov. Z vývoja časových radov je možné odpozorovať predpoklad rýchleho nástupu krízy s prudkým poklesom výkonu ekonomiky, rastom nezamestnanosti a stagnáciou cien indikujúcou deflačné vplyvy na hospodárstvo. Stagnácia inflácie je sprevádzaná prudkým prepadom cien rezidenčných a komerčných nehnuteľností za výrazného poklesu akciových indexov a rastu rizikovej prémie tak štátnych, ako aj korporátnych dlhopisov. Predpoklad vývoja krátkodobých úrokových sadzieb dlhodobo zostáva na svojich minimách, pričom v záťažovom testovaní 2016 FED predpokladá záporné hodnoty. V druhej polovici záťažového obdobia sa predpokladá relatívne rýchla obnova ekonomického rastu a korekcia makroukazovateľov na ich predkrízové úrovne, čo vytvára typický tvar tzv. „V“ recesie.

Graf 1: Vývoj stresových scénárov v USA na základe predpovedí FED 2015 a 2016



Prameň: FED (2015, 2016)

Tabuľka 1 zobrazuje porovnanie hlavných ekonomických ukazovateľov, ktoré boli použité v rámci závažného scenára záťažových testov európskou bankovou asociáciou a federálnym systémom rezerv.

Tabuľka 1: Porovnanie nastavenia makroekonomických stresových scenárov v EÚ a USA

Ukazovateľ	EU (EBA)						US (FED)					
	Stres Test 2014			Stres Test 2016			Stres Test 2015			Stres Test 2016		
	2014	2015	2016	2016	2017	2018	2015	2016	2017	2016	2017	2018
Dlhodobé štátne dlhopisy	0.04	0.04	0.04	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.01	0.01	0.02
Rast reálneho HDP	-0.01	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	0.01	-0.02	0.03	0.04	-0.04	0.03	0.04
Inflácia	0.01	0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.01	0.02	0.02	0.01	0.02	0.02
Miera nezamestnanosti	0.12	0.13	0.14	0.11	0.12	0.12	0.10	0.10	0.09	0.09	0.10	0.09
Rast ceny rezidenčných nehnuteľností	-0.08	-0.06	-0.02	-0.07	-0.02	0.00	-0.15	-0.11	0.02	-0.12	-0.12	-0.02
Rast ceny komerčných nehnuteľností	-0.02	-0.03	-0.01	-0.05	-0.06	-0.02	-0.26	-0.13	0.10	-0.18	-0.14	0.02

Prameň: EBA (2014, 2016) a FED (2015, 2016)

Pri pohľade na vývoj základných makroekonomických indikátorov v rámci závažného stresového scenára je možné odpozorovať rôznu dynamiku v miere konzervatívnosti medzi jednotlivými systémami. Európsky scenár sa vyznačuje predpokladom vyššej miery nezamestnanosti, dlhodobo nižšou infláciou a výraznejšie vyššou mierou rizikovej prémie. V prípade USA je možné odpozorovať vyššiu citlivosť cien nehnuteľností a prudší prepád HDP s následnou rýchlejšou korekciou.

V rámci dizertačnej práce vychádzame na účely stresového testovania z hypotetického, ale zároveň reálneho scenára ekonomickej recesie, ktorý do istej miery reflektuje vyššie analyzovaný prístup regulátorov, ako aj vývoj v období finančnej a ekonomickej krízy v rokoch 2007 až 2009. Detailnou špecifikáciou stresového scenára sa zaoberáme v piatej kapitole dizertačnej práce.

Tabuľka 2 sumarizuje výsledky stresových testov v EÚ a USA. Analýza je založená na počtoch bankových subjektov, ktorých pomer najkvalitnejšej zásoby kapitálu (CET1) k rizikovo váženým aktívam klesol pod hranicu 8, 6 a 5 % a nakoniec 0 %. Kapitálová primeranosť 8 % predstavuje základnú hranicu kapitálovej vybavenosti vzchádzajúcu z tzv. Cookovho pomeru, ktorý definovali pravidlá Basel I. V prípade poklesu kapitálovej primeranosti pod 8 % musí banka pristúpiť k okamžitým zmenám buď vo svojej kapitálovej základni (zvýšenie vlastného kapitálu), alebo v rizikovej štruktúre (zníženie rizikovo vážených aktív).

Tabuľka 2: Výsledky stresového testovania v EÚ a USA

	CET1 Band	2014			2016		
		Total	Adverse	Adverse %	Total	Adverse	Adverse %
EÚ	< 8%	123	51	41%	51	9	18%
	< 6%	123	25	20%	51	1	2%
	< 5%	123	18	15%	51	1	2%
	< 0%	123	5	4%	51	1	2%
	Average	9.2%			10.7%		
	Median	8.2%			9.5%		

	CET1 Band	2015			2016		
		Total	Adverse	Adverse %	Total	Adverse	Adverse %
USA	< 8%	31	12	39%	33	14	42%
	< 6%	31	1	3%	33	2	6%
	< 5%	31	0	0%	33	0	0%
	< 0%	31	0	0%	33	0	0%
	Average	9.2%			8.9%		
	Median	8.1%			8.3%		

Prameň: EBA (2014, 2016) a FED (2015, 2016)

V tabuľke sú uvedené výsledky záťažových testov, ktoré je možné čítať v dvoch rovinách. Na jednej strane ukazujeme nepriaznivý vývoj kapitálovej primeranosti CET1 medzi dvoma obdobiami a zároveň porovnávame výsledky bánk v EÚ a USA. Pri analýze priemerných a stredných hodnôt ukazovateľa kapitálovej primeranosti medzi obdobiami môžeme skonštatovať, že v prípade EÚ došlo k určitému zlepšeniu, keď sa mediánová hodnota KP v nepriaznivom scenári zvýšila z 8,2 na 9,5 %. V USA bol tento rast len 0,2 % (z 8,1 na 8,3 %), zatiaľ čo priemerná hodnota kapitálovej primeranosti sektora v strese klesla o 0,3 %.

V roku 2014 v EÚ 41 % bankových inštitúcií zaznamenalo pokles ukazovateľa kapitálovej primeranosti pod 8 a 20 %, dokonca pod 6 %, pričom päť bánk vykazovalo negatívne hodnoty. V roku 2016 došlo k výraznému zlepšeniu, keď len 18 % vzorky zaznamenalo pokles KP pod 8 %. V prípade stresového testu v USA tieto údaje zostali medzi jednotlivými obdobiami takmer nezmenené. Približne 40 % inštitúcií vykázalo nižšiu kapitálovú primeranosť ako 8 %, zatiaľ čo žiadna banka neklesla pod 5 %.

Okrem stresového testovania na nadnárodnej úrovni národné regulačné orgány v pravidelných intervaloch podrobujú svoje bankové sektory stresovému testovaniu s cieľom dôkladného pochopenia rizikového správania sa domácich bankových inštitúcií. Stresové testovanie na lokálnej úrovni umožňuje dôkladnejšiu špecifikáciu stresového scenára, berúc do úvahy špecifiká daného ekonomického prostredia. Národné stres testy taktiež zahŕňajú menšie finančné inštitúcie, ktoré neboli súčasťou nadnárodného testovania.

Výsledky makroekonomického stresového testovania slovenského finančného sektora na pravidelnej báze zverejňuje Národná banka Slovenska (2017) v rámci Analýzy slovenského finančného sektora za príslušný kalendárny rok. Stresové testovanie slovenského finančného

sektora zahŕňa dvojročné obdobie, pričom odolnosť finančných inštitúcií je testovaná pomocou troch makroekonomických scenárov.

V roku 2016 vychádzal základný scenár z aktualizovanej strednodobej predikcie NBS k 4. štvrtroku 2016. V rámci scenára sa očakáva reálny rast domácej ekonomiky, ťahaný najmä súkromnou spotrebou, ktorá by sa mala zrýchľovať v horizonte predikcie. Spomalenie tvorby investícií by malo ešte pretrvať aj v roku 2017, potom sa už však očakáva oživenie vlastných investícií a postupné zvýšenie čerpania fondov EÚ. Očakáva sa aj rast exportu. Inflácia by sa mala postupne zrýchľovať a v roku 2018 by mala dosiahnuť cenová hladina medziročný rast na úrovni 1,9 %. Miera nezamestnanosti by mala v roku 2018 postupne klesať na úroveň 7,9 %.

V rámci stresového scenára „Scenár 1“ NBS predpokladá prejav materializácie geopolitických rizík na prepade globálnej ekonomiky. Predpokladá sa aj nárast nervozity na finančných trhoch. Prudký pokles zahraničného dopytu sa prejaví aj na poklese výkonnosti domácej ekonomiky, ktorá sa z dôvodu štrukturálnych charakteristík vplyvu geopolitických rizík nevráti k rastovej fáze ani v roku 2018. Inflácia ostáva utlmená počas stresového obdobia a dôjde k nárastu nezamestnanosti.

Pri stresovom scenári „Scenár 2“ NBS predpokladá, že negatívne trendy z predchádzajúceho scenára budú trvalejšie, čo spôsobí prehĺbenie recesie v roku 2018. Pod vplyvom tejto recesie a nižšej ceny ropy ako v predchádzajúcom scenári sa predpokladá aj nižšia inflácia v porovnaní s prvým stresovým scenárom, ktorá by mala ostať nízka až záporná počas sledovaného dvojročného obdobia.

Výsledky stresového testovania poukazujú na relatívne značnú odolnosť bankového sektora voči nepriaznivému vývoju reálnej ekonomiky.

V rámci základného scenára by mierne klesla celková primeranosť vlastných zdrojov sektora z dôvodu rastu rizikovo vážených aktív vplyvom predpokladaného nárastu objemu úverov poskytnutých retailu aj nefinančným spoločnostiam. Všetky banky by vykazovali ku koncu roka 2018 primeranosť vlastných zdrojov prevyšujúcu hranicu 8 %, na dosiahnutie hranice 10,5 % by bolo potrebných dodatočne celkovo 16 mil. eur, čo predstavuje 0,28 % vlastných zdrojov sektora k 31. 12. 2016.

V rámci scenára 1 by klesla primeranosť vlastných zdrojov sektora ako celku na 15,1 % ku koncu roka 2018. Na dosiahnutie osempercentnej primeranosti vlastných zdrojov ku koncu roka 2018 by bolo potrebných dodatočne celkovo 23 mil. eur, na dosiahnutie hranice 10,5 % by bolo potrebných dodatočných 92 mil. eur.

V rámci scenára 2 by klesla primeranosť vlastných zdrojov sektora ako celku na 13,2 % ku koncu roka 2018 z dôvodu prehĺbenia celkovej straty vykázananej sledovanými bankami spoločne za roky 2017 aj 2018 a z dôvodu rastu rizikovo vážených aktív. Na dosiahnutie osempercentnej primeranosti vlastných zdrojov ku koncu roka 2018 by bolo potrebných dodatočne celkovo 65 mil. eur, na dosiahnutie hranice 10,5 % by bolo potrebných dodatočne 177 mil. eur.

1.3. Kreditné riziko, ekonomický cyklus a ich modelovanie

V dizertačnej práci sa výhradne zameriavame len na kreditné riziko, ktoré je možné definovať ako riziko zlyhania alebo zhoršenia úverovej kvality protistrany. Kreditné riziko tvorí často najväčšiu časť rizikovej prémie pri oceňovaní finančných produktov, preto je jednou z najdôležitejších súčastí riadenia rizík a predstavuje dôležitý prvok v riadení bankových inštitúcií. Banky preto neustále vyvíjajú svoje interné modely riadenia rizík s cieľom čo najvernejšie zobrazit' svoj rizikový profil a aktívne optimalizovať svoju kapitálovú štruktúru.

Kreditné riziko, rizikový profil banky, a teda aj kapitálová štruktúra banky sú úzko spojené s ekonomickým cyklom. Počas konjunktúry majú podniky zvýšený apetít, rozširujú sa investičné aktivity, vznikajú nové projekty a zvyšuje sa dopyt po úveroch, čo následne ďalej podporuje ekonomickú aktivitu a vylepšuje ekonomický sentiment.

Allen a Saunders (2002) definujú bankovníctvo ako odvetvie s vysokou mierou procyklickosti, a to najmä vzhľadom na skutočnosť, že banky majú tendenciu obmedzovať svoje aktivity v časoch negatívneho ekonomického vývoja vzhľadom na obavy o kvalitu poskytnutých úverov, ako aj menšiu pravdepodobnosť splatenia bankových pohľadávok zo strany dlžníkov. Toto správanie automaticky prehľbuje pokles ekonomickej aktivity, keďže ekonomické subjekty majú obmedzený prístup k úverom, a tak utlmujú svoje investičné aktivity. Na druhej strane v časoch ekonomického boomu banky často nadmerne rozširujú svoje úverové aktivity, čím

prispievajú k potenciálnemu prehriatiu ekonomiky a vzniku rôznych trhových bublín. Autori ďalej poukazujú na fakt, že mnoho modelov berie do úvahy koreláciu medzi pravdepodobnosťou zlyhania (PD) a cyklickými faktormi, avšak málo modelov berie do úvahy vzťah medzi pravdepodobnosťou zlyhania (PD) a stratou v prípade zlyhania (LGD), tak ako aj možnosť systémovej korelácie medzi PD a LGD.

Odhad PD však môže byť komplikovaný, a to najmä vzhľadom na obmedzenú dostupnosť dát. Chan-Lau (2006) aj Simons a Rolwes (2009) uvádzajú relatívne širokú škálu modelov, prostredníctvom ktorých sa dá vyrovnat' s týmito obmedzeniami, pričom tieto modely je podľa nich možné rozdeliť do dvoch základných skupín. Po prvé sú to tzv. trhovo založené modely (Market Based Models), ktoré sú postavené na cenách zabezpečení (security prices), pričom druhú skupinu predstavujú modely založené na fundamentoch (Fundamentals – based Models), ktoré berú do úvahy dáta z účtovníctva, systematické trhové a ekonomické faktory, ako aj ratingové informácie.

Pri detailnejšom pohľade na jednotlivé modely je ich možné rozdeliť do štyroch podskupín.

Makromodely sa snažia posúdiť, do akej miery sú pravdepodobnosti zlyhania ovplyvnené stavom ekonomiky, pričom sa používajú zvyčajne na odhadovanie sektorových alebo odvetvových mier zlyhania alebo pravdepodobností zlyhania.

Účtovné, respektíve kreditné skóringové modely, ktoré generujú pravdepodobnosti zlyhania, respektíve kreditné ratingy pre individuálne spoločnosti využívajú informácie z účtovníctva.

Tretou skupinou sú modely, ktoré vychádzajú z ratingu a ich vplyvu na zmenu pravdepodobnosti zlyhania. Tieto modely môžu byť užitočné najmä v prípade krajín, kde sú v úverových registroch dostupné kvalitné údaje pre podniky a domácnosti.

Do štvrtej skupiny patria tzv. hybridné modely, ktoré generujú pravdepodobnosti zlyhania, pričom ako vysvetľujúce premenné používajú kombináciu ekonomických premenných, finančných ukazovateľov a ratingových dát.

Iný zaujímavý pohľad na kategorizáciu modelov ponúka Jakubík (2006), ktorý definuje tri základné prístupy k ohodnocovaniu kreditného rizika. V prvom prípade ide o tradičné modely, ktoré sú založené na porovnávaní špecifických informácií o klientovi s cieľom odhadnúť jeho budúcu kreditnú kvalitu. Tento prístup sa uplatňuje najmä v krajinách s málo rozvinutým kapitálovým trhom. Ďalej sú to štrukturálne modely, kde je hodnota spoločnosti modelovaná tak ako cena opcie, pričom default spoločnosti je špecifikovaný vo vzťahu k jej hodnote, ako aj k leverage (finančnej páke). Tretí prístup využíva trhovú cenu dlhopisov, pričom sa z jej vývoja snaží odvodiť pravdepodobnosť zlyhania a *recovery rate* (spätné získateľnú hodnotu v prípade zlyhania). Cieľom všetkých troch modelov je odhad pravdepodobnosti zlyhania (PD) a straty v prípade zlyhania (LGD), ktoré v kombinácii s expozíciou v čase zlyhania (EAD) a efektívnou maturitou (EM) tvoria základ IRB modelov (Internal Rating Based Approach) na kvantifikovanie výšky kapitálovej požiadavky.

V poslednom čase sa aj vplyvom finančnej a hospodárskej krízy dostáva do popredia otázka vzťahu modelov kreditného rizika a ekonomického cyklu, pričom cieľom je zahrnúť do modelovania kreditného rizika makroekonomické veličiny, ktoré vystihujú makroekonomické prostredie, a tak odhadnúť mieru zlyhania ekonomických subjektov na základe makrodát.

1.4. Aplikácie modelovania stresového testovania kreditného rizika

Témou vzťahu medzi kreditným rizikom a stavom makroprostredia sa v minulosti zaoberalo niekoľko štúdií. V dizertačnej práci primárne stavíme na prístupe Virolainena (2004), ktorý vo svojom modeli kreditného rizika využíva údaje o bankrotoch v rôznych odvetviach fínskej ekonomiky za obdobie rokov 1986 – 2003. Časové rady pokrývajú obdobie s výrazne vyššími priemernými mierami zlyhania počas škandinávskej finančnej a hospodárskej krízy na začiatku 90. rokov. Výsledky modelu indikujú významný vzťah medzi mierou zlyhaní v jednotlivých sektoroch fínskej ekonomiky a kľúčovými makroekonomickými faktormi vrátane HDP, úrokovej sadzby a ukazovateľa zadlženia podnikov. Článok poskytuje zaujímavý pohľad na skúmanie závislosti kreditného rizika od makroekonomického prostredia. Odhadnutý model autor ďalej využíva na predikciu očakávanej a neočakávanej straty korporátneho portfólia v rôznych makroekonomických stresových scenároch.

Misina a kol. (2006) sa zameriavajú na subjekty kanadského bankového sektora, pričom skúmajú straty v úverovom portfóliu bankového sektora ako funkciu meniacich sa podmienok

v rôznych odvetviach kanadskej ekonomiky. S využitím ekonometrického modelu autori posudzujú vzájomný vzťah medzi makroprostredím a jednotlivými sektorovými zlyhaniami. Autori aplikujú takzvaný *top down* prístup založený na predpoklade, že zraniteľnosť systému môže vyplývať z bežných expozícií či už voči podobným triedam aktív, alebo podobným rizikovým faktorom. Vzhľadom na to autori vykonávajú celý rad rôznych záťažových testov za predpokladu viacerých makroekonomických scenárov, ktoré čo v najväčšej možnej miere berú do úvahy špecifiká kanadskej ekonomiky.

Jakubík (2006) sa vo svojej štúdii tiež zameriava na modelovanie miery zlyhania, pričom berie do úvahy dva rôzne prístupy, a to empirický model a latentný faktorový model založený na Mertonovom modeli. Oba modely sú odvodené z modelov individuálnej pravdepodobnosti zlyhania. Ako objekt pozorovania si Jakubík zvolil rovnakú dátovú základňu ako Virolainen (2004), dáta Fínskej ekonomiky v rokoch 1988 až 2003. V prípade empirických modelov autor použil lineárne vektorové autoregresné modely, na základe ktorých skúmal, ako významné makroekonomické indikátory determinujú mieru zlyhania v ekonomike, pričom na skúmanie mikroekonomickej podstaty využil latentné faktorové modely.

Simons a Rolwes (2009) sa vo svojom výskume zamerali na skúmanie vzťahu medzi makroekonomickými premennými a zlyhaniami holandských spoločností, pričom použili jednoduchý model logistickej regresie (logit), ktorého výhody podľa autorov spočívajú v jeho jednoduchosti, robustnosti výsledkov, ako aj v skutočnosti, že model berie do úvahy koreláciu mier zlyhania medzi jednotlivými sektormi. V rámci modelu autori najskôr zistili, ktoré makroekonomické premenné majú súvis s bankrotovým správaním spoločností, a tak preskúmali ich správanie v stave zlyhania v roku 2007 na báze nepriaznivých makroekonomických scenárov, ktoré predpokladali nulový rast HDP dva po sebe nasledujúce štvrťroky (3. a 4. štvrťrok 2006). Výsledkom analýzy bol zrejмый vzťah medzi mierou zlyhaní a vývojom HDP, cenou ropy, úrokových mier a výmenných kurzov, pričom v stresovom scenári dvoch po sebe nasledujúcich štvrťrokoch nulového rastu HDP vzrástla miera zlyhaní na 4 až 15 % v závislosti od odvetvia. Zaujímavosťou je fakt, že keď bol tento model aplikovaný na dáta rakúskej ekonomiky, bola zistená len minimálna závislosť medzi skúmanými premennými, čo vypovedá o rôznej dynamike ekonomiky jednotlivých krajín.

Azda najvýznamnejším príspevkom je rámec stresového testovania Európskej centrálnej banky, ktorý je zhrnutý v práci Henryho a Koka (2013). Autori opisujú analytický rámec makrostresového testovania solventnosti bánk pomocou tzv. princípu zhora nadol, teda posúdenia odolnosti systému ako celku proti makrofinančným šokom z prostredia akciového a dlhopisového trhu. V prvom rade sa prístup makrostresového testovania zameriava na kreditné riziko, teda na prepojenie makropremenných, pravdepodobnosti zlyhania (PD) a straty vyplývajúcej zo zlyhania (LGD) v portfóliách bánk. Autori zadefinovali štyri piliere princípu solventnosti, a to: zadefinovanie scenárov, satelitných modelov, bilancií bánk a spätnej väzby. Základnou modelovou štruktúrou na stresové testovanie je ADL model (ten istý typ modelu, o aký rozširujeme prístup použitý v tejto dizertačnej práci) a neistota odhadu je modelovaná Bayesiánskym priemerovaním. Výhodou autorov je, že sa môžu spoľahnúť na kvalitné individuálne údaje na bankovej úrovni v čase a v iných dimenziách, napríklad tiež obsahujú informácie o kvalite aktív, údaje z výkazu ziskov a strát a podobne. Navyše, dynamickosť údajov spôsobuje, že z nich autori dokážu vyskladať mapu previazanosti individuálnych bánk, a skúmať tak systémové riziko sektora. Okrem geografickej siete prístup obsahuje aj analýzu tokov medzi sektormi, a teda informáciu o nákazách, ktoré sa môžu šíriť naprieč bankami v podobnej geografickej oblasti, príbuznom sektore či iba s podobnou štruktúrou aktív a pasív. Obdobným prístupom prístupujú k stresovému testovaniu aj Holandská centrálna banka (Daniels et al. 2017) a iné centrálné banky v eurozóne.

Niekoľko autorov sa tiež venovalo odhadu sektorových pravdepodobností zlyhania priamo na slovenských údajoch. Fidrmuc a kol. (2013) použili panel 700 bankových úverov malých a stredných podnikov na Slovensku, na ktorých testovali sektorovo orientované riziko. Zistili, že síce nevedia identifikovať vyššie riziko úverov v sektore poľnohospodárstva, no dokázali identifikovať vyššie riziko viac zadlžených spoločností. Stresové testovanie finančného sektora tiež pravidelne publikuje vo svojej Analýze slovenského finančného sektora Národná banka Slovenska, no podľa našich vedomostí sa autori zatiaľ nezameriavali na sektorovo definované stresové scenáre.

Správa aktív a pasív je dôležitou súčasťou riadenia bankového portfólia. Predvídanie a pochopenie zmien v portfóliu bánk a štruktúra likvidity je nevyhnutnou súčasťou rozhodovania bánk. Od bankových inštitúcií sa očakáva aktívne udržiavanie zdravej likviditnej štruktúry

svojich súvah, čoho nevyhnutným predpokladom je získavanie stabilných zdrojov financovania. Rozhodnutie o použití týchto zdrojov vo forme poskytnutých úverov by malo brať do úvahy kreditné riziko spojené s neschopnosťou dlžníka splatiť úver, ktorý mu banka poskytla.

Riadenie rizika bankového portfólia je predovšetkým založené na historickej skúsenosti. Proaktívny prístup k risk manažmentu by však mal zohľadňovať očakávania týkajúce sa budúceho vývoja ekonomiky a aktívne predvídať možné negatívne vplyvy ekonomických cyklov na rizikové správanie sa úverových dlžníkov. Prepojenie ukazovateľov kreditného rizika s makroekonomickým prostredím a následné použitie makroekonomických stresových scenárov môže napomôcť bankám k lepšiemu pochopeniu ich rizikového profilu, ako aj identifikovať možné hrozby v bankových portfóliách. Výstupy prognózovania a stresového testovania môžu byť následne použité ako užitočný nástroj rozhodovacieho procesu bánk pri budovaní ich úverových portfólií.

Vyššie uvedený prehľad literatúry sa venuje všeobecnému prístupu k modelovaniu a záťažovým testom finančného, respektíve bankového sektora. V prvej kapitole sme priblížili problematiku významu a dôležitosti stresového testovania, ktoré v čoraz väčšej miere získava na dôležitosti ako jeden z primárnych nástrojov využívaných pri finančnom rozhodovaní a plánovaní bankových inštitúcií. Stresové testovanie taktiež formuje jeden z najdôležitejších a najdynamickejších sa vyvíjajúcich smerov v rámci bankovej regulácie a dohľadu. Inštitúcie bankovej regulácie na celom svete vykonávajú v pravidelných intervaloch sériu záťažových testov, prostredníctvom ktorých posudzujú finančné zdravie tak jednotlivých bankových inštitúcií, ako aj finančného systému ako celku. Poslaním stresového testovania je odhaliť a proaktívne reagovať na možné ohrozenia plynúce z nerovnováh či už na úrovni jednotlivých bankových inštitúcií, alebo na úrovni celého finančného systému.

V nasledujúcej časti práce sa zameriame na teoretické vymedzenie ekonometrického modelu, ktorého cieľom je predpovedať mieru zlyhania ekonomických subjektov v jednotlivých sektoroch slovenskej ekonomiky. Pri konštrukcii modelu aj výbere modelových premenných, primárne vychádzame z prác Virolainena (2004) a Misinu (2006). Modelový rámec rozširujeme o alternatívne prístupy k modelovaniu mier zlyhania v jednotlivých odvetviach slovenskej ekonomiky s využitím aparátov SUR a PMG.

Použitie zvoleného modelového aparátu (modely SUR a PMG) umožňuje nad rámec lineárneho odhadu pomocou OLS počítať v SUR s korelovanými náhodnými chybami v jednotlivých rovniciach regresie. Odhad pomocou estimátora PMG zas umožňuje zachovať jeden systém v panelovej štruktúre s potrebnou dávkou pružnosti pre každý sektor a zároveň zachovať vzťah dlhodobej rovnováhy premenných. Predpoklad korelácie náhodných chýb v SUR je opodstatnený vzhľadom na fakt, že existuje relatívne silná závislosť medzi jednotlivými odvetviami v rámci slovenského korporátneho sektora. Vzájomný vzťah týchto premenných sa však nemusí týkať iba ich krátkodobého, ale aj dlhodobého vývoja. Eventuálny dlhodobý vzťah skúmaných premenných overíme práve tak, ak ich umožníme modelovať ako spoločne sa vyvíjajúci systém v dlhodobej zložke modelu ARDL prístupu (PMG estimátor).

2. Teoretický model

Teoretický model vychádza z postulátov všeobecnej ekonomickej teórie, ktorá sa zaoberá meraním kreditného rizika vo forme očakávanej a neočakávanej straty bankového portfólia. Meranie očakávanej a neočakávanej straty reprezentuje základný nástroj tak pre bankové inštitúcie, ako aj pre regulátorov na riadenie úverového portfólia z pohľadu podstupovaného rizika.

Koncept očakávanej a neočakávanej straty a ich kvantifikácia v rámci stresového scenára nespadá priamo do rozsahu tejto dizertačnej práce, avšak je kľúčový z pohľadu pochopenia širšieho vplyvu stresového testovania a modelovania miery zlyhania ekonomických subjektov. Koncept neočakávanej straty predstavuje základný stavebný kameň rizikového manažmentu bankového portfólia, ako aj rizikovo orientovaného oceňovania finančných nástrojov. Zadefinovaním základnej dynamiky fungovania výpočtu neočakávanej straty v kontexte pravdepodobnosti zlyhania (PD) ekonomických subjektov zároveň pripravujeme priestor na budúci výskum nadväzujúci na výsledky tejto dizertačnej práce či už v oblasti kvantifikácie neočakávanej straty, kapitálovej primeranosti, alebo cenových stratégií finančných produktov v čase ekonomickej recesie.

Princíp očakávanej straty (Expected Loss) je založený na meraní priemernej výšky straty z dôvodu zlyhania alebo zhoršenia kreditnej kvality úverového dlžníka, ktorá by mala do značnej

miery odzrkadľovať tvorbu opravných položiek bankového portfólia. Očakávanú stratu je možné vypočítať takto:

$$\text{Očakávaná strata} = PD \times LGD \times EAD \quad (1)$$

kde:

PD je pravdepodobnosť zlyhania,

LGD predstavuje stratu v prípade zlyhania (Loss Given Default) v danom odvetví, ktorá je vypočítaná ako $1 - RR$, kde *RR* (Recovery Rate) je miera vymožiteľnosti úverovej pohľadávky v prípade, že dôjde k zlyhaniu kreditnej protistrany,

EAD predstavuje expozíciu v čase zlyhania.

Zatiaľ čo očakávaná strata predstavuje strednú hodnotu rozdelenia strát, neočakávaná strata sa zameriava na odhadovanie extrémnych strát vo chvoste rozdelenia. Princíp neočakávanej straty je založený na odhadovaní výšky celkovej straty, ktorá nebude prekročená s určitou mierou pravdepodobnosti.

Existuje niekoľko spôsobov, ako odhadnúť neočakávanú stratu. Relatívne rozšírenou metódou sú portfóliové modely založené na Monte Carlo simuláciách. Tieto modely vzhľadom na ich komplexnosť a náročnosť implementácie vo väčšine prípadov používajú veľké bankové inštitúcie v rámci vnútorného riadenia rizika, prípadne výpočtu ekonomického kapitálu v rámci Piliera II.

Najpoužívanejší prístup, ktorý tvorí taktiež základ regulatívneho výpočtu požiadavky na kreditné riziko, predstavuje ASRF model odvodený od prístupov Mertona (1974) a Vašíčka (2002). Metodika výpočtu neočakávanej straty je odvodená z priemernej pravdepodobnosti zlyhania *PD*, ktorá je v modeli transformovaná na podmienenú pravdepodobnosť zlyhania. Podľa Mertonovho modelu dlžníci zlyhávajú, ak nemôžu úplne splniť svoje záväzky v stanovenom časovom horizonte (napríklad jeden rok), pretože hodnota ich aktív je nižšia ako hodnota dlhu. Merton modeloval hodnotu aktív, respektíve majetku dlžníka ako premennú, ktorej hodnota sa môže v priebehu času meniť, pričom hodnota majetku dlžníka predstavuje normálne rozdelenú náhodnú premennú.

Vašíček ukázal, že Mertonov model môže byť za určitých podmienok prirodzene rozšírený na špecifický model úverového portfólia ASRF. Berúc do úvahy práce Mertona a Vašíčka sa Bazilejský výbor rozhodol prijať predpoklady normálneho rozdelenia pre systematické a špecifické rizikové faktory a sformuloval výpočet neočakávanej straty nasledujúci spôsobom:

$$\begin{aligned} \text{Neočakávaná strata} = & EAD \times LGD \times N((1-R)^{-0.5} \times G(PD) + \left(\frac{R}{1-R}\right)^{-0.5} \times \\ & G(0,999)) - PD \times LGD \times (1 - 1,5 \times b(PD))^{-1} \times (1 + (M - 2,5) \times b(PD)) \end{aligned} \quad (2)$$

kde:

N je štandardné normálne rozdelenie,

G predstavuje inverznú funkciu štandardného normálneho rozdelenia,

R je korelácia aktív,

M predstavuje maturitu¹,

PD je pravdepodobnosť zlyhania,

LGD predstavuje stratu v prípade zlyhania (Loss Given Default) v danom odvetví, ktorá je vypočítaná ako $1 - RR$, kde RR (Recovery Rate) je miera vymožiteľnosti úverovej pohľadávky v prípade, že dôjde k zlyhaniu kreditnej protistrany,

EAD predstavuje expozíciu v čase zlyhania.

V dizertačnej práci sa primárne zaoberáme modelovaním a predikciou pravdepodobnosti zlyhania, ktorá predstavuje najdôležitejší a najkomplexnejší prvok vo výpočte tak očakávanej, ako aj neočakávanej straty. Modelovaním straty v prípade zlyhania (LGD) a expozície v čase zlyhania (EAD) sa vzhľadom na primárne zameranie práce venujeme len okrajovo v podkapitole 2.2, respektíve 2.3. Význam PD je ešte omnoho výraznejší v prípade korporátneho portfólia, kde je vo väčšine prípadov hodnota LGD stanovená regulátorom vo výške 45 %.

2.1. Modelovanie miery zlyhania (PD)

Podľa Virolainena (2004) je odhad pravdepodobnosti zlyhania jedným zo základných modelov kreditného rizika, ktorý viaže makroekonomické faktory a miery zlyhania v jednotlivých

¹ Vzorec $(1 - 1,5 \times b(PD))^{-1} \times (1 + (M - 2,5) \times b(PD))$ predstavuje úpravu maturity

sektoroch ekonomiky.² Jeho cieľom je odhadnúť parametre modelu a na ich základe následne simulovať vývoj miery zlyhania v čase generovaním makroekonomických šokov do systému. Na základe týchto modelovaných mier zlyhania je potom možné získať odhady očakávanej a neočakávanej straty úverového portfólia.

Pri výpočte empirických mier zlyhania postupujeme podľa Wilsona (1997) s využitím tranzitívnej matice pravdepodobnosti, kde sektorové miery zlyhania $p_{t,j}$ sú vypočítané ako objem zlyhaných nesplatených úverových pohľadávok δ_t v porovnaní s objemom všetkých poskytnutých úverov S_t v danom sektore j a čase t .

$$p_{t,j} = \frac{\sum_{j=1}^n \delta_{t,j}^{13} + \delta_{t,j}^{23}}{S_t^1 + S_t^2} \quad (3)$$

Bežne zaužívanou praxou je modelovať pravdepodobnosť zlyhania ako binárnu premennú reprezentujúcu bankrot dlžníka prostredníctvom modelov logistickej regresie, logit. V našej analýze však používame empirické miery zlyhania vo forme spojitej premennej spadajúcej do intervalu $[0,1]$. Tieto dva koncepty môžu byť spojené prostredníctvom využitia logistickej funkčnej formy:

$$L(p_{t,j}) = \ln\left(\frac{1 - p_{t,j}}{p_{t,j}}\right) = y_{t,j} \quad (4)$$

kde $p_{j,t}$ je miera zlyhania v odvetví j a čase t a $y_{j,t}$ predstavuje makroekonomický index za odvetvie j a v čase t , ktorého parametre musia byť odhadnuté, pričom vyššia hodnota makroekonomického indexu implikuje lepší stav ekonomiky s nižšou mierou zlyhaní $p_{j,t}$ a naopak.

Následne sa predpokladá, že logisticky transformovaná miera zlyhania (makroekonomický index) je determinovaná súborom exogénnych makroekonomických ukazovateľov:

$$y_{j,t} = \beta_{j,0} + \beta_{j,1}x_{1,t} + \beta_{j,2}x_{2,t} + \dots + \beta_{j,n}x_{n,t} + u_{j,t} \quad (5)$$

² Autor pôvodne vychádza z diel Wilsona (1997a, 1997b)

kde β_j predstavuje set regresných koeficientov, ktoré majú byť odhadnuté pre každé j odvetvie, $x_{i,t}$ ($i = 1, 2, \dots, n$) predstavuje súbor vysvetľujúcich makroekonomických indikátorov (napríklad HDP, nezamestnanosť atď.), $u_{j,t}$ je náhodná chyba, o ktorej sa predpokladá, že je nezávislá a identicky normálne rozdelená.

Rovnice (1) a (3) tvoria spolu viacfaktorový model pre determinovanie jednotlivých odvetvových mier zlyhania. Komponent systematického rizika je zachytený makroekonomickými premennými, pričom prvok špecifického rizika je zohľadnený prostredníctvom náhodných chýb $u_{j,t}$. Individuálne funkcie môžu byť samostatne odhadnuté pre každé odvetvie zvlášť, pričom vysvetľujúce premenné sa medzi jednotlivými odvetviami môžu líšiť.

2.1.1. OLS model

Vzájomný vzťah medzi mierou kreditného rizika a makroprostredím odhadujeme pomocou troch rôznych prístupov. V prvom kroku využívame jednoduchý prístup založený na lineárnej regresii odhadnutej pomocou metódy najmenších štvorcov (OLS):

$$y_i = \alpha_i + \beta_i x_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

kde y_i predstavuje závislú premennú reprezentujúcu mieru zlyhania vo forme ekonomického indexu a x_i je reprezentantom závislej premennej makroprostredia. Výsledkom lineárnej regresie je odhad agregátnych a sektorovo špecifických regresných rovníc, ktoré nám umožňujú pochopiť základnú dynamiku a závislosti medzi skúmanými premennými a zároveň tvoria základ pre metodologické zlepšenia modelu s využitím zložitejších modelovacích rámcov.

Vzhľadom na to, že skúmame sektorovo závislé miery zlyhania, je namieste očakávať istú mieru korelácie medzi zlyhaniami v rámci skúmaných odvetví ekonomiky. Tento predpoklad vytvára ideálne podmienky pre konštrukciu zdanlivo nezávislého regresného modelu (Seemingly Unrelated Regression, SUR).

2.1.2. SUR model

V ekonometrii Seemingly Unrelated Regression (SUR) model, ktorý navrhol Arnold Zellner v roku 1962, predstavuje zovšeobecnenie lineárneho regresného modelu, ktorý sa skladá

z viacerých regresných rovníc, z ktorých má každá svoju vlastnú závislú endogénnu premennú a set rôznych nezávislých exogénnych premenných, pričom sa predpokladá, že medzi endogénnymi premennými existuje úzky vzťah. Každá z týchto rovníc môže byť odhadnutá samostatne napríklad s využitím metódy najmenších štvorcov (OLS). Prínos SUR modelu spočíva v tom, že náhodné chyby týchto OLS rovníc sú navzájom korelované a práve zohľadnenie tejto korelácie prispieva k efektívnejším odhadom parametrov modelu, ako je to pri jednoduchej OLS lineárnej regresii. V prípade, že by spomínaná korelácia neexistovala, výsledky SUR modelu by boli identické ako výsledky OLS.

Vychádzajúc z predpokladu, že očakávame úzky vzťah medzi mierami zlyhania v jednotlivých sektoroch ekonomiky, sme sa rozhodli overiť tento predpoklad práve prostredníctvom konštrukcie SUR modelu:

$$y_{ti} = \sum_{j=1}^n X_{tij} \beta_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

kde y_{ti} je vektor vypočítaných mier zlyhania pre jednotlivé sektory ekonomiky (kde i predstavuje sektor), X_{tij} je vysvetľujúca premenná špecifická pre sektor j (HDP, krátkodobá úroková miera, riziková prémie, pomer dlhu atď.).

2.1.3. DOLS a FMOLS

Riešením pre modelovanie viacerých sektorov, tak aby sme počítali so sériovou koreláciou a endogenitou vysvetľujúcich premenných, je zakomponovanie dynamických a/alebo panelových prvkov do lineárnej regresie, tzv. DOLS (panelového dynamického OLS), respektíve FMOLS (plne modifikovaného OLS)³. V takomto prípade na mieste závislej premennej vystupuje panelová (a v našom prípade sektorová) premenná miery zlyhania a x_{it} je vektor makroekonomických vysvetľujúcich premenných, pričom β_i je kointegračný parameter prvého rádu, ktorý vyjadruje sklon pre jednotlivé sektory.

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \beta_i x_{it} + \gamma_t z_t + u_{it}^* \\ x_{it} &= x_{it-1} + v_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

³ Pedroni (2000)

Estimátor DOLS má vďaka zakomponovanému kointegračnému parametru lepšie výsledky a odhad býva efektívnejší ako bežná lineárna regresia, je akýmsi medzikrokom k modelom typu (V) ECM a rieši krížovú koreláciu alternatívnym spôsobom k SUR. Z tohto dôvodu by mohol mať tento prístup svoje miesto v našej analýze.

Tento prístup totiž počíta s dlhodobým vzťahom premenných, ako aj s endogenitou regresorov, ktoré môžu byť integrované či kointegrované. Dôležitým obmedzením však je, že prístup vyžaduje, aby všetky premenné boli integrované rádu I (1), čo sa pri testovaní našich údajov nepotvrdí. Tiež nezahŕňa možnú kauzalitu medzi premennými, ktorá je v nižšie opísanom modeli PMG ošetrovaná modelovaním oneskorení. Z tohto dôvodu budeme ďalej v práci narábať iba s modelom PMG, ktorý tieto vlastnosti potrebné na analýzu závislosti kreditného rizika od makropremenných potrebuje nutne využiť.

2.1.4. Prístup na báze ARDL

Jedným zo základných predpokladov SUR modelu je stacionarita časových radov, čo však nemusí byť nevyhnutne pravidlo, keď sú do modelovania zahrnuté makroekonomické premenné. Predpoklad stacionarity je možné obísť použitím autoregresných modelov korekcie chyby (napríklad model ARDL), ktoré umožňujú použiť tak stacionárnych, ako aj nestacionárnych, aj keď kointegrovaných časových radov⁴.

Model z rodiny ARDL má výhodu v tom, že pomocou neho dokážeme modelovať všetky sektory spolu v jednom systéme s heterogénnymi panelmi, kde zároveň nie je nutné splniť podmienku stacionarity všetkých vysvetľujúcich premenných.⁵ Stačí, ak vieme, že závislá premenná nie je integrovaná vyššieho rádu ako vysvetľujúca premenná, s ktorou vytvorí dlhodobý vzťah v premamtrizovanom vzťahu modelu Pooled Mean Group Estimator (PMG), ktorý navrhli Pesaran, Shin a Smith (1999). V literatúre je možné nájsť celý rad výhod plynúcich z použitia PMG prístupu, ktorý umožňuje pohodlne rozlišovať medzi dlhodobými a krátkodobými komponentmi v rámci jedného systému. Model umožňuje stanoviť dlhodobý vzťah medzi jednotlivými sektorovými a agregovanými premennými, pričom prvé diferencie

⁴ Úplný zoznam predpokladov je možné nájsť v Pesaran, Shin and Smith (2001).

⁵ Pesaran a Shin (1999) ukázali, že výsledné odhady dlhodobých vzťahov z ARDL modelu sú konzistentné a asymptoticky normálne rozdelené bez ohľadu na to, či vysvetľujúcimi premennými sú stacionárne alebo nestacionárne I (1) procesy.

exogénnych časových radov predstavujú krátkodobé šoky, ktoré vychylujú systém z jeho dlhodobého rovnovážneho stavu. PMG prístup taktiež obsahuje dynamický komponent vo forme možnosti použitia lead a lag premenných.

Pri konštrukcii modelu vychádzame z ARDL(1,p,q) špecifikácie:

$$y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta'_i x_{t-i} + u_t \quad (9)$$

kde $c_0 + c_1 t$ predstavuje konštantu a trend, $\sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i}$ súbor endogénnych premenných v oneskorenej štruktúre (lag) a $\sum_{i=0}^q \beta'_i x_{t-i}$ predstavuje súbor exogénnych premenných. Pesaran et al. (1999) reparametrizovali model do jeho Pooled Mean Group Estimator (PMG) podoby, ktorú je možné zapísať nasledujúcim spôsobom;

$$\Delta y_{ti} = \theta_{0i} + \tau_i (y_{ti-1} - \theta_{1t} r_{t-1} - \theta_{2t} S_{it-1}) + \sum_{i=0}^p \varphi_{ti} \Delta X_{t-i} + u_t \quad (10)$$

kde y_{ti} reprezentuje makroekonomický index, ktorý v modeli spájame prostredníctvom chybového korekčného člena s agregovanou úrokovou sadzbou r_{t-1} a ukazovateľom ekonomického sentimentu (ukazovateľ výkonu ekonomiky) S_{t-1} . Takto navrhnutý systém má schopnosť zachovať sklon priamky, ktorý je špecifický pre daný sektor ekonomiky v rámci dlhodobého vzťahu (long-run). Vektor exogénnych premenných $\sum_{i=0}^p \varphi_{ti} \Delta X_{t-i}$ predstavuje krátkodobý pohyb (short-run) okolo dlhodobého rovnovážneho stavu na úrovni jednotlivých odvetví.

PMG estimátor je odhadnutý prostredníctvom metódy maximálnej pravdepodobnosti (maximum likelihood), ktorá umožňuje, aby sa koeficienty krátkodobých členov, ako aj volatilita chybového člena, líšili medzi jednotlivými odvetviami. Predpokladáme, že všetky časové rady prepojené prostredníctvom dlhodobého vzťahu sú procesy integrované rovnakého rádu, pričom reziduálny člen u_t je stacionárny.

2.2. Modelovanie straty v prípade zlyhania (LGD)

Modelovanie LGD v porovnaní s modelovaním miery zlyhania do značnej miery zaostáva. Väčšina prístupov, ktoré sú uvádzané v literatúre, uvažuje s LGD ako s konštantou. Napríklad

Virolainen (2004) v práci stanovil hodnotu LGD ako konštantu rovnú hodnote 0,5. Pri pohľade na reálnu ekonomiku je však zrejmé, že LGD sa mení so zmenou ekonomického cyklu, a to najmä vplyvom zmeny hodnoty zabezpečenia úverových pohľadávok, keď bankové inštitúcie nie sú v prípade zlyhania klientov schopné realizovať kolaterál v očakávanej výške, čo prehľbuje ich stratu v prípade zlyhania klienta.

Zaujímavý a relatívne jednoduchý spôsob, ako pristúpiť k odhadu parametra LGD, ponúka Wong a kol. (2008), keď autori predpokladajú, že hodnota LGD sa mení v závislosti od cien nehnuteľností, ktoré predstavujú najdôležitejšiu záruku pri úverovaní ekonomických subjektov. Ceny nehnuteľností tak majú priamy vplyv na to, koľko peňazí dokážu banky vymôcť v prípade, že dôjde k zlyhaniu úverového dlžníka. Autori v roku 2006 nastavili hodnotu LGD na 0,5, pričom jeho hodnota v roku 2008 je modelovaná prostredníctvom inverzne proporcionálnej zmeny v hodnote indexu cien nehnuteľností (PI).

$$LGD_{2008Q1} = 0,5 - 0,5 \times \frac{PI_{2008Q1} - PI_{2006Q1}}{PI_{2006Q1}} \quad (11)$$

Ďalší z možných prístupov pre odhad LGD je možné nájsť v publikácii autorov Jokivuolle a kol. (2009), ktorí nahradili konštantu LGD ročným odhadom, ktorý je definovaný ako funkcia ekonomického cyklu. Inými slovami, LGD je pre všetky zlyhané úvery v danom roku rovnaké, avšak môže sa meniť medzi jednotlivými rokmi v závislosti od vývoja ekonomického cyklu.

Dôležitým konceptom v tejto oblasti je tiež systémové riziko, tzv. SRISK, koncept, ktorý zaviedol R. Engle. V jeho nedávnej práci Brownlees a Engle (2017) zavádza mieru systémového rizika, ktorá predstavuje celkový objem kapitálu, ktorý by vláda musela poskytnúť na bail-out finančného systému v prípade krízy. Mieru SRISK je možné charakterizovať ako funkciu veľkosti firmy, jej finančnej páky a očakávanej straty na hodnote majetku firmy v prípade prepadu trhu, pričom sa vychádza z bilancie individuálnych spoločností. Takto vypočítanú mieru SRISK odhadli autori na údajoch finančných spoločností v USA a od jej publikácie slúži ako indikátor pri monitorovaní finančného systému ako celku.

2.3. Modelovanie úverovej expozície (EAD)

Tretím komponentom modelu na výpočet očakávanej a neočakávanej straty je expozícia v rámci jednotlivých odvetví ekonomiky. Táto informácia je potrebná na skonštruovanie reprezentatívneho portfólia, ktoré by dostatočne vystihovalo charakter bankového sektora v danej krajine. V prípade, že ide iba o súvahové položky, definícia expozície je jednoduchá a môže byť braná ako účtovná hodnota úverov jednotlivých inštitúcií alebo odvetvia ekonomiky. V prípade podsúvahových položiek je situácia omnoho komplikovanejšia, pretože nie vždy musí byť jasné, kde presne leží zdroj kreditného rizika. Literatúra zaoberajúca sa stresovým testovaním vo všeobecnosti uvažuje len o súvahových položkách.

V prvej kapitole práce sme zadefinovali problematiku prístupu k modelovaniu a záťažovým testom finančného, respektíve bankového sektora. Následne sme sa v druhej kapitole zamerali na teoretické vymedzenie ekonometrického modelu, prostredníctvom ktorého budeme predpovedať pravdepodobnosť zlyhania v jednotlivých sektoroch slovenskej ekonomiky.

Pri konštrukcii ekonometrického modelu sme navrhli postupovať podľa troch teoretických prístupov zahŕňajúcich OLS lineárnu regresiu a SUR a PMG modely. Je namieste znova zopakovať, že výsledky lineárnej regresie slúžia na primárne pochopenie základnej dynamiky a závislosti medzi skúmanými premennými a zároveň tvoria základ pre metodologické zlepšenia modelu s využitím zložitejších modelovacích rámcov SUR a PMG.

V nasledujúcej časti práce sa budeme venovať detailnej analýze časových radov mier zlyhania v jednotlivých sektoroch slovenskej ekonomiky, ako aj vybraných makroekonomických ukazovateľov.

3. Grafická a štatistická analýza údajov

V tejto časti práce sa zameriavame na podrobnú analýzu vybraných časových radov. Modelové premenné boli zvolené v súlade so všeobecnou ekonomickou teóriou a reprezentujú naše očakávania vzťahov medzi mierou zlyhania ako vysvetľovanou endogénnou premennou a makroekonomickými ukazovateľmi ako vysvetľujúcimi exogénnymi premennými. Analýza sa skladá z grafickej časti a pokročilých štatistických postupov, ktoré zahŕňajú testy stacionarity a kointegrácie.

Primárnym cieľom analýzy je na jednej strane spoznať a pochopiť charakteristiky časových radov, čo bude prínosné pri hodnotení a interpretácii výsledkov modelu. Na druhej strane je našou úlohou posúdiť, či je daná premenná vhodná na zahrnutie do modelu, prípadne aké riziká môžu byť spojené so zahrnutím premennej do modelovania.

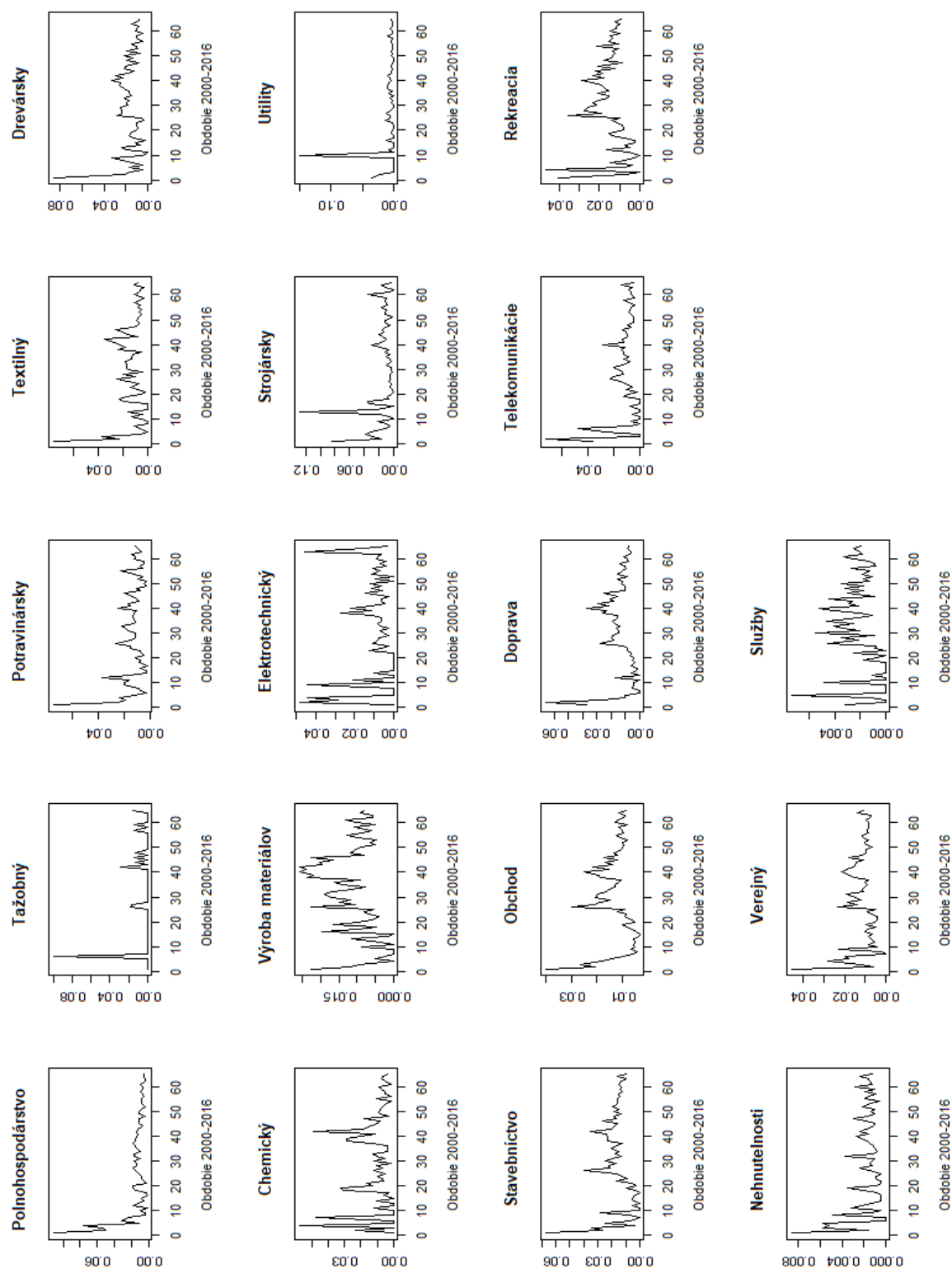
Analýza je založená na štvrťročných údajoch, ktoré pokrývajú obdobie medzi 2000Q1 a 2016Q1 (t. j. 65 pozorovaní). Dáta reprezentujúce makroprostredie sú verejne dostupné a boli získané z EUROSTATU. Sektorové a agregované miery zlyhania (pravdepodobnosti zlyhania) zostavuje Národná banka Slovenska.

3.1. Analýza časových radov miery zlyhania v jednotlivých odvetviach ekonomiky

Nasledujúce grafy zobrazujú vývoj miery zlyhania za jednotlivé odvetvia ekonomiky na kvartálnej báze v období od Q1/2000 do Q1/2016. Zdrojom dát je Národná banka Slovenska, pričom miera zlyhania je vyrátaná podľa vzorca (3) ako pomer počtu zlyhaných subjektov k celkovému počtu subjektov v danom odvetví a čase.

Z vývoja časových radov je možné odpozorovať zvýšenú volatilitu so značným nárastom zlyhaní na začiatku sledovaného obdobia, ako aj v období finančnej krízy. Počiatočné vysoké hodnoty miery zlyhania môžu byť v značnej miere spôsobené krízou slovenského bankového sektora, keď vláda Slovenskej republiky musela rekapitalizovať najväčšie bankové inštitúcie s cieľom ozdravenia ich portfólií. Podobne prudký nárast bolo tiež možné pozorovať začiatkom roku 2006.

Graf 2: Miery zlyhania pre jednotlivé odvetvia slovenskej ekonomiky



Prameň: Vlastné spracovanie na základe údajov NBS

Tento jav môžeme prisúdiť jednorazovému odpisu veľkej časti úverových pohľadávok najmä v sektoroch stavebníctva a obchodu, čo bolo spôsobené prijatím nového zákona o konkurze, ktorý nadobudol účinnosť v roku 2006. Pre našu analýzu je však omnoho zaujímavejší vývoj počas obdobia finančnej krízy, keď očakávame značnú koreláciu so šokmi v makroprostredí.

Pri skúmaní vývoja časových radov je možné odpozorovať zjavnú koreláciu medzi zlyhaniami v jednotlivých odvetviach. Výnimky v tomto prípade tvoria odvetvia nehnuteľnosti, utility a verejný sektor, ktorých vývoj zostáva relatívne nemenný, bez výraznejších fluktuácií počas celého sledovaného obdobia.

Nasledujúca tabuľka zobrazuje základné opisné štatistiky časových radov miery zlyhania v jednotlivých odvetviach.

Tabuľka 3: Deskriptívna štatistika časových radov miery zlyhania

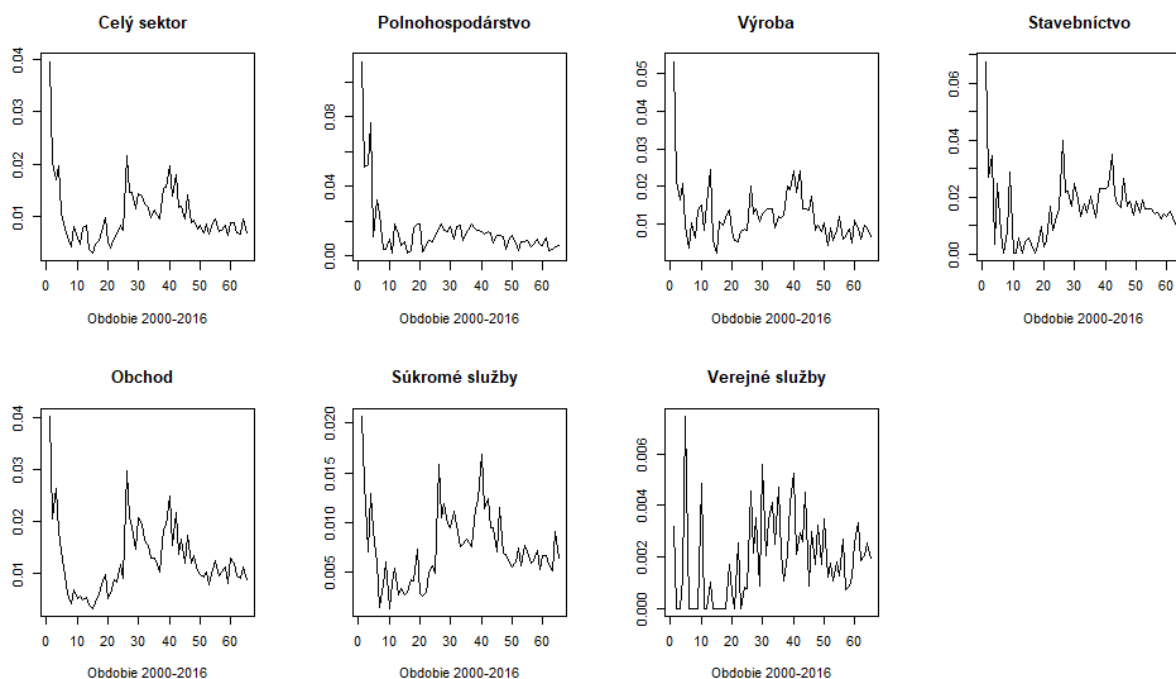
Odvetvie	Min.	1. Kv.	Medián	Priemer	3. Kv.	Max.
Poľnohospodárstvo	0,13%	0,65%	1,06%	1,44%	1,53%	11,17%
Ťažobný	0,00%	0,00%	0,00%	0,38%	0,00%	10,00%
Potravinársky	0,25%	0,77%	1,17%	1,35%	1,63%	7,46%
Textilný	0,00%	0,57%	0,96%	1,24%	1,72%	7,64%
Drevársky	0,00%	0,93%	1,45%	1,60%	2,13%	8,67%
Chemický	0,00%	0,35%	0,71%	1,05%	1,21%	5,76%
Výroba materiálov	0,00%	0,56%	0,97%	1,08%	1,64%	2,59%
Elektrotechnický	0,00%	0,00%	0,63%	0,89%	1,09%	4,84%
Strojársky	0,00%	0,45%	1,00%	1,44%	1,67%	12,89%
Utility	0,00%	0,00%	0,18%	0,62%	0,64%	15,15%
Stavebníctvo	0,00%	0,94%	1,58%	1,57%	2,03%	6,77%
Obchod	0,33%	0,85%	1,13%	1,26%	1,55%	4,03%
Doprava	0,00%	0,69%	1,11%	1,35%	1,75%	6,61%
Telekomunikácie	0,00%	0,50%	0,80%	1,07%	1,26%	7,26%
Rekreácia	0,00%	0,84%	1,39%	1,46%	1,87%	4,70%
Nehnutelnosti	0,00%	0,09%	0,14%	0,18%	0,21%	0,87%
Verejný	0,00%	0,81%	0,97%	1,14%	1,41%	4,58%
Služby	0,00%	0,07%	0,18%	0,19%	0,29%	0,75%

Prameň: Vlastné spracovanie na základe údajov NBS

Z opisnej štatistiky vyplýva, že najväčšia priemerná (mediánová) hodnota miery zlyhania bola zaznamenaná v drevárskom a stavebníckom odvetví, pričom, naopak, najmenšie hodnoty boli vo verejnom a v ťažobnom odvetví, ako aj pri nehnuteľnostiach.

Napriek tomu sme mali k dispozícii dáta na úrovni NACE segmentov, na účely prehľadnosti a robustnosti analýzy sme ich agregovali do 6 hlavných sektorov: poľnohospodárstvo, výroba, stavebníctvo, obchod, obchodné služby, verejné služby.

Graf 3: Agregátne a sektorové miery zlyhania

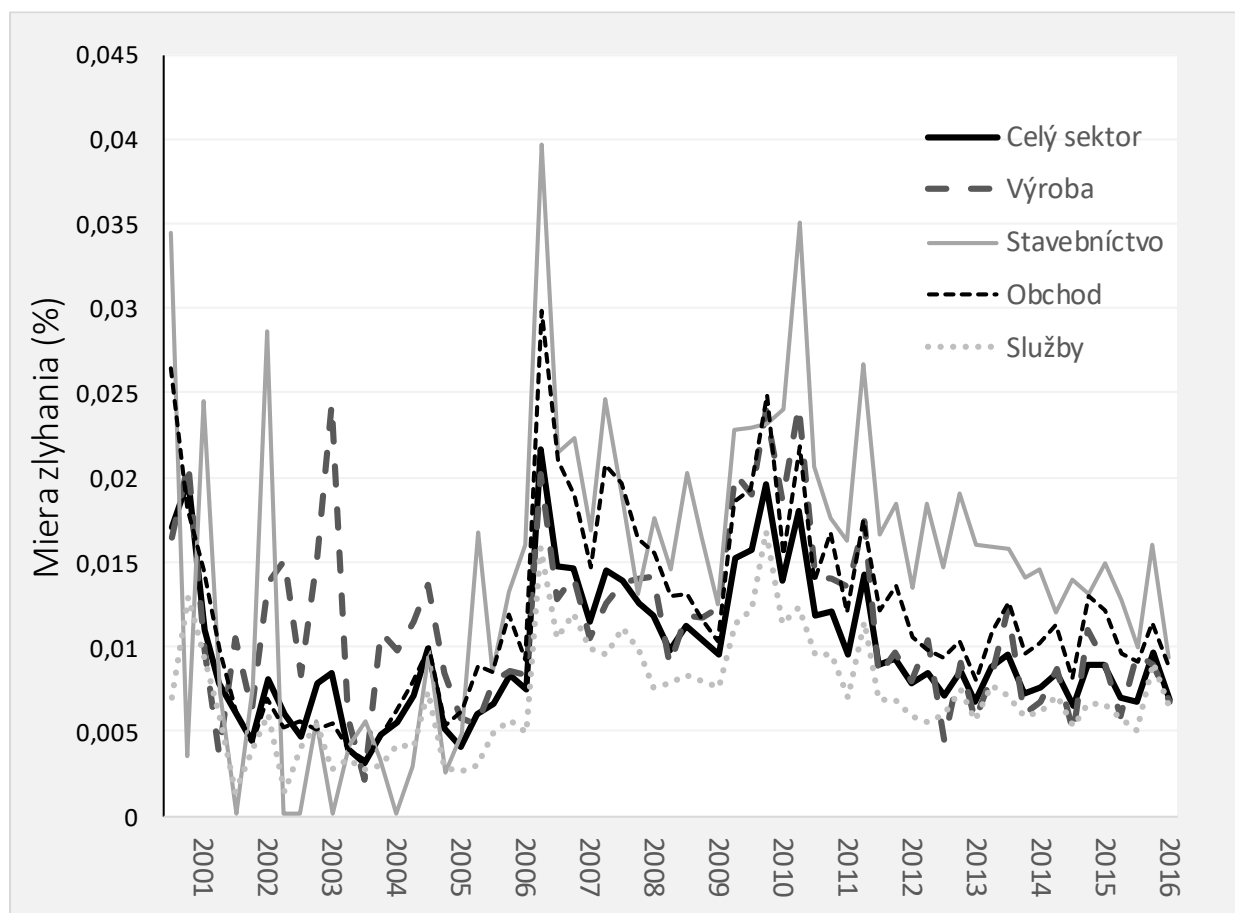


Prameň: Vlastné spracovanie na základe údajov NBS

Pri dôkladnejšej analýze sektorových mier zlyhania sme dospeli k záveru, že údaje pre poľnohospodársky sektor obsahujú relatívne veľa šumu a údaje pre verejné služby sú z koncepčných dôvodov nespoľahlivé.⁶ Vzhľadom na to sme sa rozhodli ďalej pracovať iba s hlavnými štyrmi odvetviami hospodárstva, a to výroba, stavebníctvo, obchod a služby v súkromnom sektore, ktoré zobrazujeme prostredníctvom grafu 3.

⁶ Dôvody zlyhania úverových dlžníkov vo verejnom sektore sa líšia od dôvodov v súkromnom sektore, čo sa odráža v nestálosti a nadmernej volatilité miery zlyhania v rámci týchto sektorov.

Graf 4: Finálne agregátne a sektorové miery zlyhania



Prameň: Vlastné spracovanie na základe údajov NBS

Graf 3 zobrazuje vývoj odpozorovaných mier zlyhania tak pre agregátny sektor ako celok, ako aj pre jednotlivé odvetvia. V súlade s očakávaniami je na jednej strane možné pozorovať rýchly nárast počtu zlyhaných úverov pred globálnou finančnou krízou v rokoch 2009 až 2010. Avšak podobne prudký nárast taktiež možno pozorovať začiatkom roku 2006. Tento jav môžeme prisúdiť jednorazovému odpisu veľkej časti úverových pohľadávok najmä v sektoroch stavebníctva a obchodu, čo bolo spôsobené prijatím nového zákona o konkurze, ktorý nadobudol účinnosť v roku 2006.

Nové právne predpisy (§ 69 a 70 zákona č. 7/2005) rozšírili definíciu bankrotu o majetok použitý ako kolaterál v úverovej zmluve. Zmena v zákone motivovala bankové inštitúcie do reklasifikácie nesplácaných úverov do korektnej kategórie zlyhaných úverov, zatiaľ čo predtým boli banky v zásade penalizované formou nutnosti držania vyšších opravných položiek pri veľmi

nízkej pravdepodobnosti návratu finančných prostriedkov. Vplyv tejto právnej normy bol v modeli zaznamenaný prostredníctvom samostatnej fiktívnej premennej (DUMMY Legislatíva) priradenej v prvých dvoch štvrtrokoch roku 2006.

Nasledujúca tabuľka zobrazuje základné opisné štatistiky časových radov miery zlyhania v jednotlivých odvetviach, z ktorej vyplýva, že najväčšia mediánová hodnota miery zlyhania bola zaznamenaná v sektore stavebníctva, pričom sektor súkromných služieb vykazuje najnižšie mediánové hodnoty zlyhaní.

Tabuľka 4: Deskriptívna štatistika finálnych časových radov miery zlyhania

Odvetvie	Min.	1. Kv.	Medián	Priemer	3. Kv.	Max.
Celý sektor	0,31%	0,69%	0,90%	1,03%	1,21%	3,95%
Výroba	0,22%	0,83%	1,05%	1,22%	1,41%	5,33%
Stavebníctvo	0,01%	0,94%	1,58%	1,57%	2,03%	6,77%
Obchod	0,33%	0,85%	1,13%	1,26%	1,55%	4,03%
Súkromé služby	0,14%	0,52%	0,69%	0,75%	0,95%	2,07%

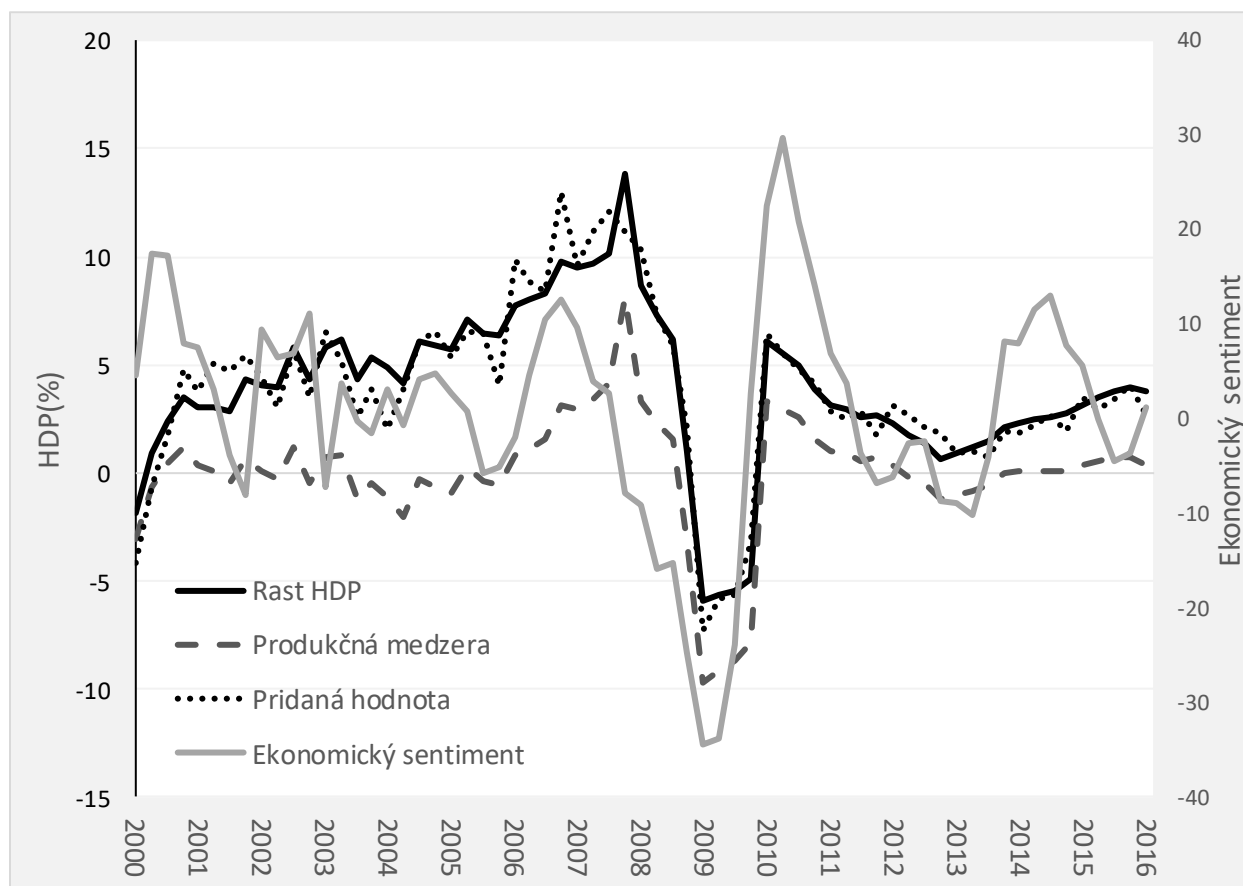
Prameň: Vlastné spracovanie na základe údajov NBS

3.2. Analýza exogénnych makroekonomických časových radov

Možnosť použiť akýkoľvek ekonometrický model závisí od správneho výberu vysvetľujúcich premenných. S cieľom vybrať vhodné premenné do modelu sme zobrali do úvahy postuláty všeobecnej ekonomickej teórie, ktoré sme podrobili testovaniu s využitím relevantných štatistických prístupov.

Z ukazovateľov reprezentujúcich stav ekonomického prostredia sa vo všeobecnosti za najdôležitejšiu skupinu považujú ukazovatele merajúce ekonomickú výkonnosť. Graf 5 zobrazuje vývoj štyroch alternatívnych ukazovateľov výkonu hospodárstva.

Graf 5: Makroekonomické premenné reprezentujúce výkon hospodárstva



Prameň: Vlastné spracovanie na základe údajov NBS

Väčšina autorov pri konštrukcii ekonometrických modelov zvažuje HDP alebo premenné odvodené od HDP, ako napríklad produkčná medzera, ktorá bola vypočítaná ako odchýlka od filtrovaného trendu HP reálneho rastu HDP s hodnotou ukazovateľa $\lambda = 1600$. V dizertačnej práci sme sa okrem tradičných ukazovateľov taktiež zamerali na ukazovateľ ekonomického sentimentu, a to najmä z nasledujúcich troch dôvodov.

Po prvé, časové rady HDP, pridanej hodnoty, ako aj produkčnej medzery, sa vyznačujú relatívne malými cyklickými zmenami s výnimkou dramatického vývoja v roku 2008. Indikátor ekonomického sentimentu sa javí byť cyklickejší, a teda citlivejší na zmeny hospodárskeho prostredia.

Po druhé, indikátor sentimentu patrí do skupiny tzv. ukazovateľov s nulovým súčtom (zero sum measure) podobne ako produkčná medzera, pričom časový rad nie je ovplyvnený

extrémne vysokými hodnotami pred krízou s následným extrémnym prepadom v prvom roku krízy, tak ako je to v prípade produkčnej medzery. Navyše, oproti produkčnej medzere má výhodu v tom, že sentiment je meraný v danom čase a následne sa už nereviduje.

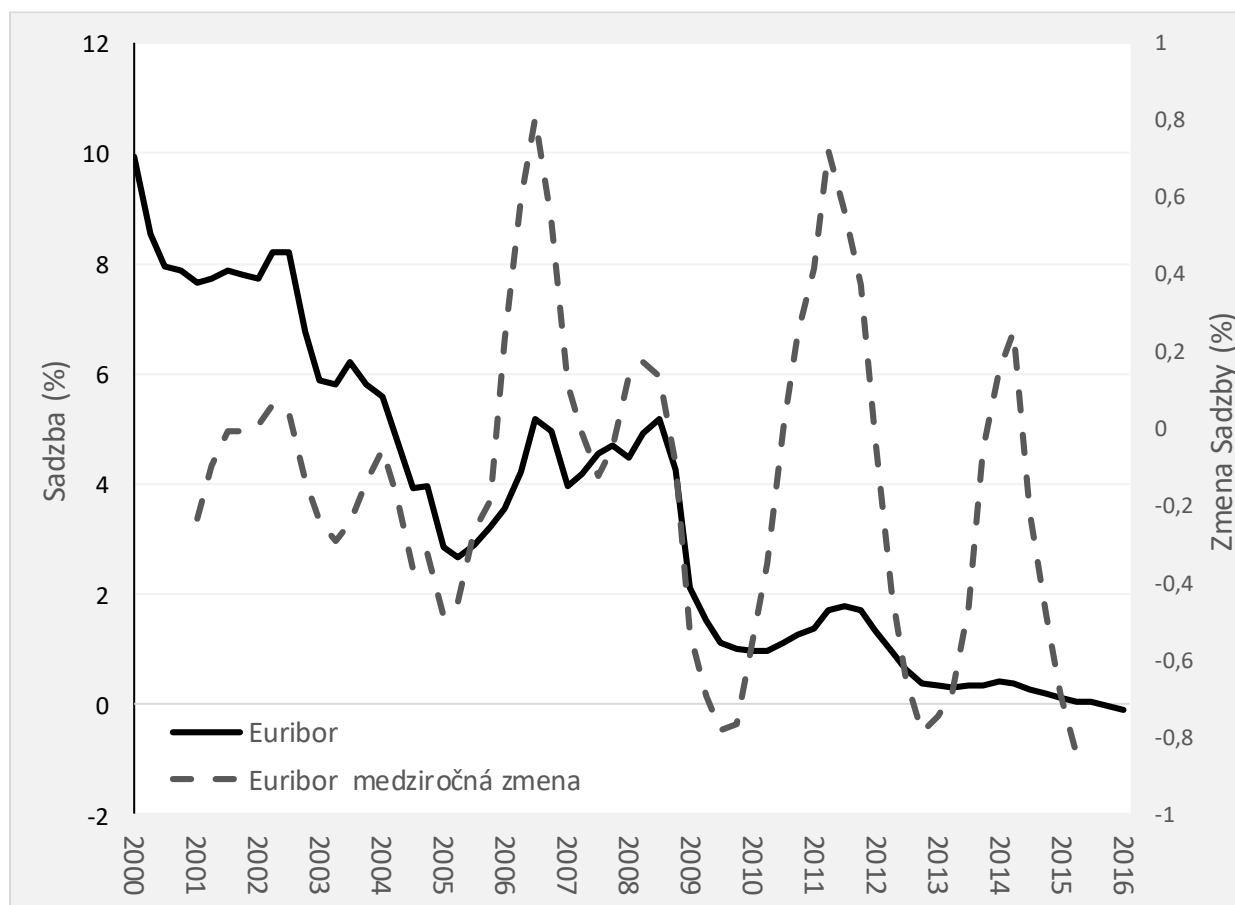
Po tretie, prieskumy hospodárskeho sentimentu sú považované za dobrý odhad budúcich údajov o ekonomickej výkonnosti. Ide o takzvaný predstihový ukazovateľ, relatívne dobre opisujúci budúci ekonomický vývoj. Dobrú výpovednú schopnosť predstihových ukazovateľov potvrdzujú rôzni autori (napríklad Gayer, 2006, Castle a kol., 2013). No na druhej strane existujú aj autori vyzývajúci na opatrnosť, a to najmä pri práci s predstihovými ukazovateľmi v strednej a východnej Európe (Silgoner, 2007) alebo v sektorovom členení (Martináková a Kapounek, 2013). Z tohto dôvodu v práci používame ako testy robustnosti vždy aj iné ukazovatele ekonomickej výkonnosti.

Ukazovateľ založený na báze prieskumov môže byť taktiež lepším reprezentantom odzrkadľujúcim situáciu v podnikovom sektore v porovnaní so štatistickým konceptom HDP. Vzhľadom na to, že existuje objektívne oneskorenie medzi vývojom ekonomického prostredia a zlyhaním úverových dlžníkov, optimálnu dĺžku oneskorenia sme na základe testovania stanovili na štyri štvrtroky. Tento predpoklad sme využili pri špecifikácii OLS modelu. Je dôležité poznamenať, že rast reálneho HDP a pridaná hodnota sú v modeli zahrnuté ako medziročné zmeny. Indikátor ekonomického sentimentu je vypočítaný ako rozdiel absolútnych hodnôt v rámci jednoročného horizontu.

Ďalšie vysvetľujúce premenné sú relatívne štandardné. Krátkodobú úrokovú sadzbu, na ktorú je naviazaná väčšina korporátnych úverov, reprezentuje 3-mesačný Euribor.

V modeli používame medziročný rozdiel úrokových sadzieb, keďže sa primárne zameriavame na zachytenie zmeny v úrovni úrokových sadzieb a nie na konzervatívnosť monetárnej politiky vo všeobecnosti. Z vývoja úrokových sadzieb je možné odpozorovať jednoznačný trend ich poklesu, ktorý je primárne spôsobený dlhodobou uvoľnenou monetárnou politikou centrálnych bánk. Podobne ako to bolo v prípade ukazovateľov výkonu ekonomiky, testovali sme optimálnu dĺžku oneskorenia pre OLS špecifikáciu, ktorú sme stanovili na dva štvrtroky.

Graf 6: Krátkodobé úrokové sadzby Euribor

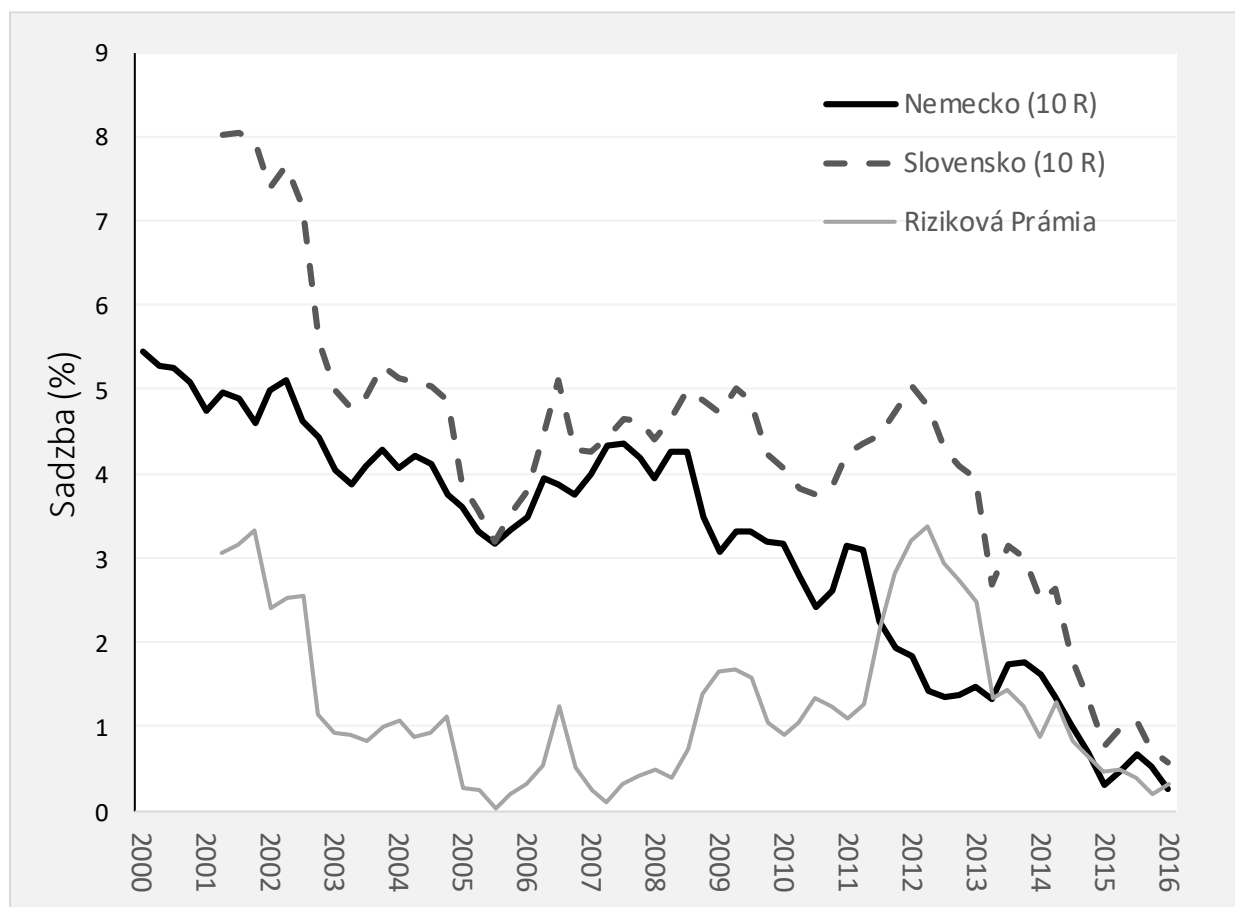


Prameň: Eurostat

S cieľom zachytiť rizikový faktor, ktorému sú vo všeobecnosti vystavené ekonomické subjekty pôsobiace v Slovenskej republike, sme sa rozhodli zaradiť do modelu medzi vysvetľujúce premenné rizikovú prémiiu.

Riziková prémia je definovaná ako rozpätie medzi dlhodobou úrokovou mierou (10-ročné referenčné štátne dlhopisy) Slovenska a Nemecka. Ukazovateľ poskytuje informácie o dodatočnom riziku, ktoré investor podstupuje, keď sa rozhoduje medzi investíciou do slovenských, respektíve nemeckých dlhopisov. V grafe 7 je veľmi pekne vidieť proces konvergenencie slovenskej ekonomiky, keď riziková prémia dosahuje nízke hodnoty v predkrízovom období, ako aj na konci časových radov v roku 2016. Obdobie krízy je, naopak, reprezentované relatívne výrazným nárastom vnímania rizika spojeného s investíciami do slovenských dlhopisov.

Graf 7: Riziková prémie

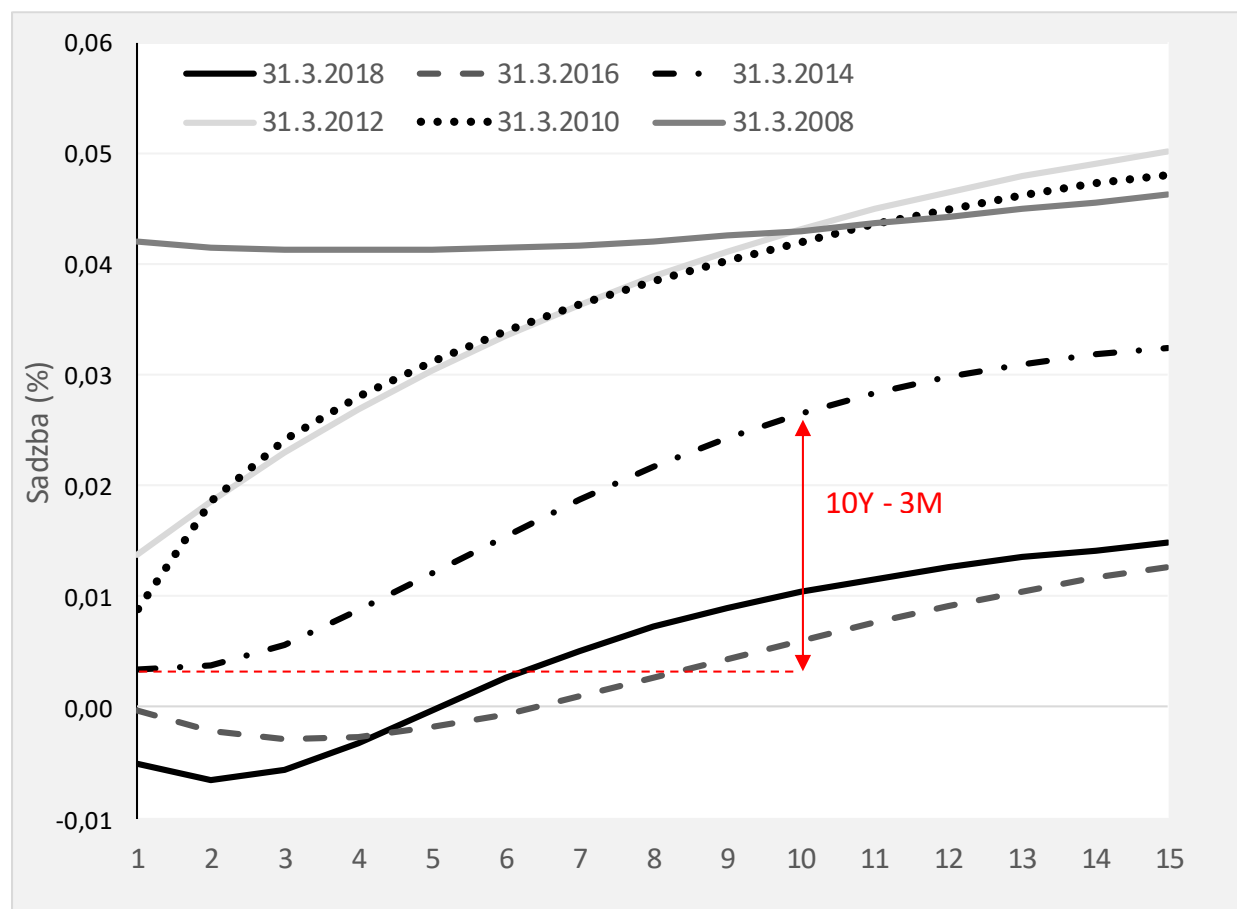


Prameň: OECD a NBS

Okrem krátkodobej sadzby, ktorá zachytáva nastavenie menovej politiky a rizikovej prirážky, ktorá zachytáva rozdielnosť investičných príležitostí v rôznych krajinách (pretože riziková prémie môže reflektovať aj investičnú príležitosť napríklad z dôvodov ekonomickej konvergenie, nie nutne iba explicitného rizika), informáciu o očakávaní finančného trhu budeme zachytávať v sklone výnosovej krivky.

Sklon výnosovej krivky reflektuje očakávanie budúceho vývoja inflácie, úrokových sadzieb či ekonomického rastu v konkrétnej krajine. Strmšia krivka napovedá o výhlade silnejšieho ekonomického rastu, vyššej inflácii a prostredí vyšších úrokových sadzieb v budúcnosti. Naopak, menší sklon krivky napovedá o očakávaní tlmenej inflácie, slabšom raste v budúcnosti, ale aj napríklad o uvoľňovaní menovej politiky na dlhšom horizonte napríklad pomocou nekonvenčných opatrení menovej politiky.

Graf 8: Sklon výnosovej krivky (Slovensko)

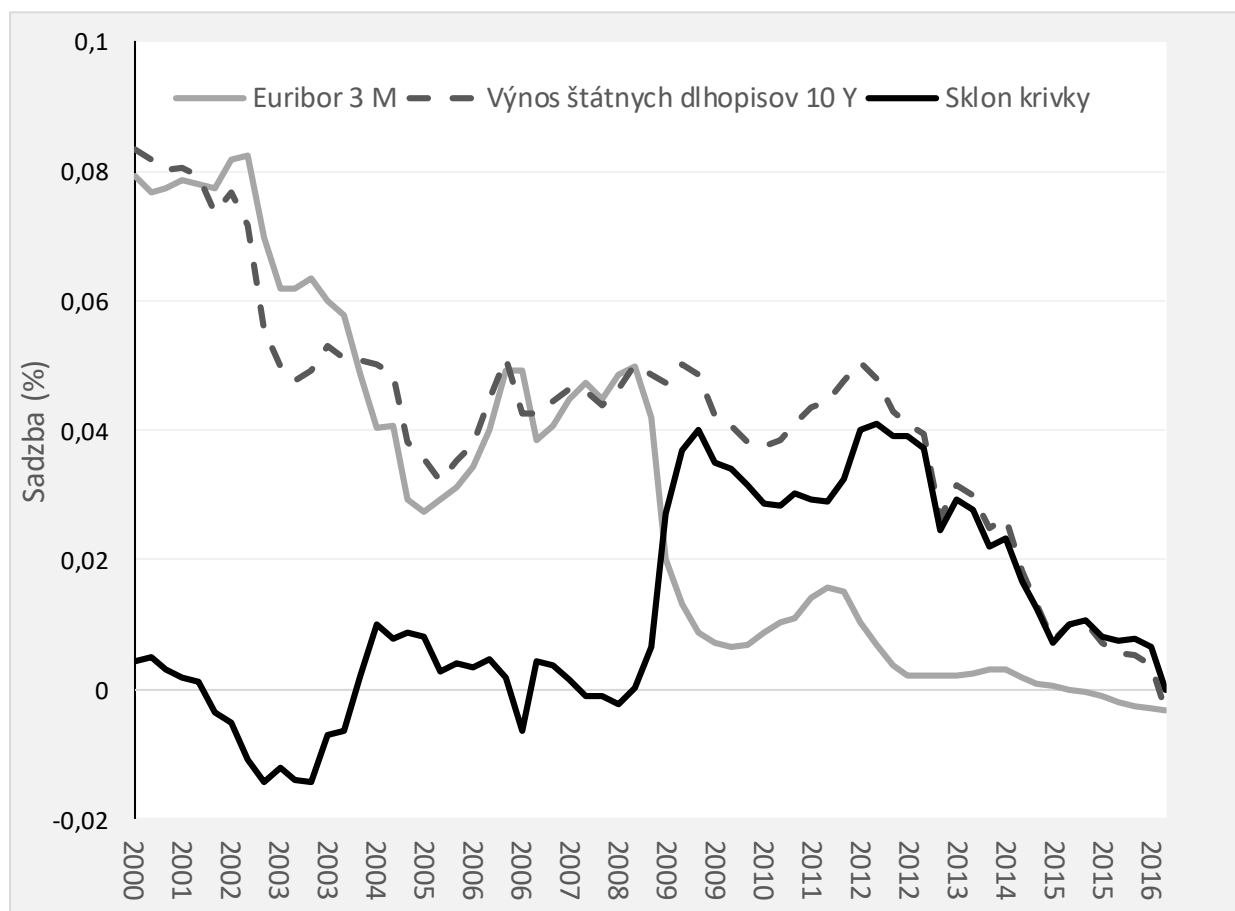


Prameň: Eurostat

Z grafu 8 je vidieť, že sklon výnosovej krivky sa na Slovensku za posledných 10 rokov podstatne zmenil. Pred finančnou krízou bolo napriek vysokým krátkodobým sadzbám cítiť, že rast môže byť v budúcnosti obmedzený. Krivka tak bola takmer plochá a sklon medzi 10-ročnou a 3-mesačnou splatnosťou takmer nulový. Tesne po kríze, keď základné úrokové sadzby klesli k nule, boli dlhodobé očakávania stále relatívne vysoké, a preto bola krivka relatívne strmá. Od roku 2015 však nákupy dlhopisov pod programom kvantitatívneho uvoľňovania stiahli dlhodobú časť krivky smerom nadol a opäť bola relatívne plochá so sklonom blízko nuly. Očakávania, ktoré z týchto procesov vyplývajú, majú aj makroekonomický charakter, a preto je s nimi nutne potrebné počítať ako s informáciou vysvetľujúcou správanie sa podnikového sektora.

Sklon výnosovej krivky bol do modelu zahrnutý ako diferenciál medzi 10-ročným výnosom slovenských štátnych dlhopisov a sadzbou peňažného trhu Euribor so splatnosťou 3 mesiace.

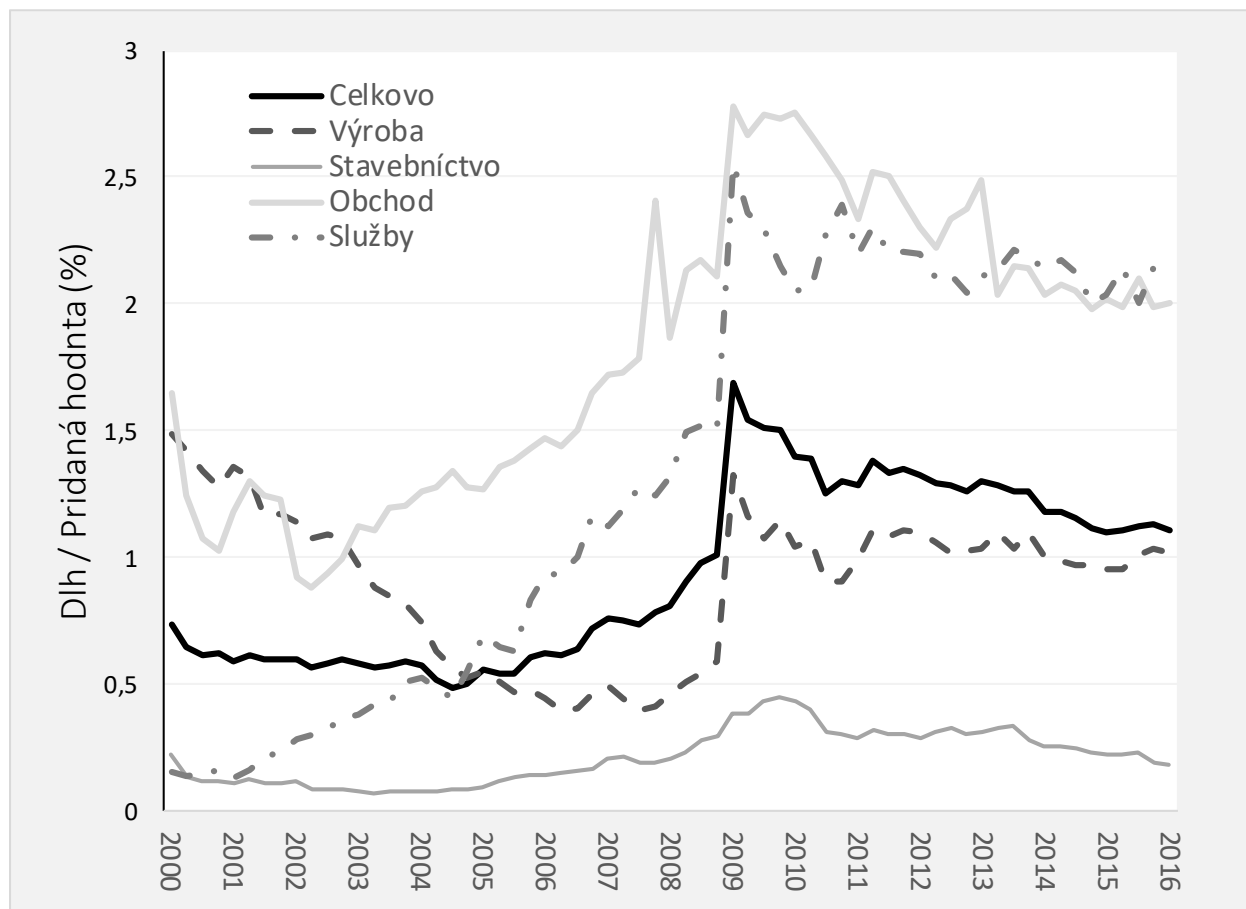
Graf 9: Sklon výnosovej krivky (Slovensko) – formát pre model



Prameň: Vlastné spracovanie na základe údajov z Eurostatu

Pre zohľadnenie zadlženosti podnikového sektora používame pomer hrubého firemného dlhu k jeho pridanej hodnote. Z grafu 9 jasne vidieť silnú koreláciu medzi mierou zadlženia jednotlivých sektorov a ekonomickou krízou, keď podniky naprieč všetkými sektormi výrazne zvýšili úroveň svojho zadlženia, čo v kombinácii s poklesom pridanej hodnoty vyústilo do signifikantného rastu zadlženosti v roku 2008. Najvyšší podiel zadlženosti bol pozorovaný v obchodnom sektore, pričom sektor stavebníctva dlhodobo vykazuje najnižšiu mieru dlhu v pomere k jeho pridanej hodnote.

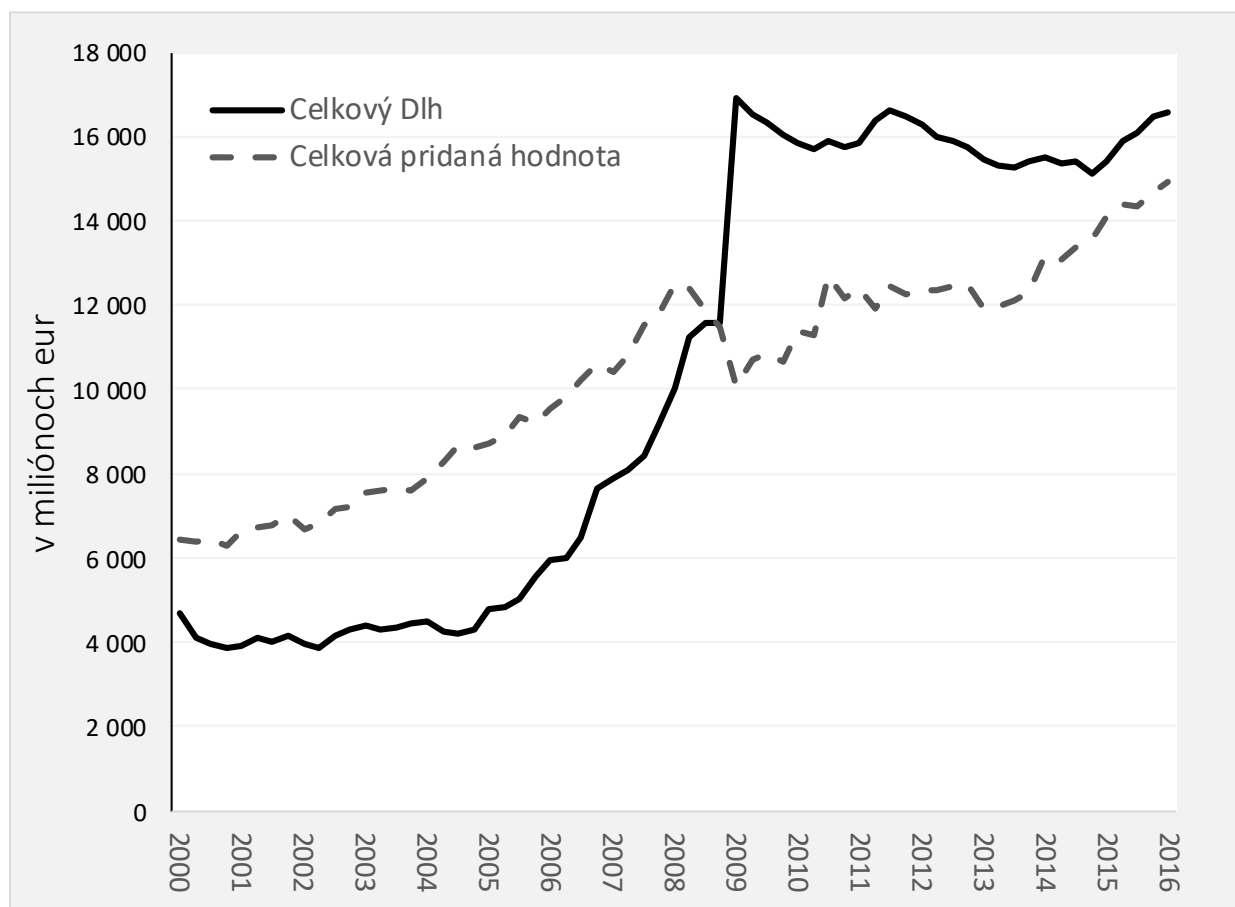
Graf 10: Miera zadlženia



Prameň: Vlastné spracovanie na základe údajov NBS

Dôvody prudkého rastu zadlženosti v počiatočnom období krízy názorne zobrazuje nasledujúci graf, kde je možné vidieť, že prepád pridanej hodnoty je v relatívne krátkom čase nasledovaný prudkým nárastom dlhu.

Graf 11: Dekompozícia ukazovateľa zadlženia



Prameň: Vlastné spracovanie na základe údajov NBS

Legislatívna zmena, ktorá prispela k lepšiemu legislatívnemu prostrediu upravujúcemu definíciu úverového zlyhania korporátnych subjektov, je v modeli zahrnutá prostredníctvom fiktívnej štrukturálnej premennej, tzv. DUMMY Legislatívy.

Zhrnutie makroekonomických premenných použitých v modeloch spolu s ich základnými opisnými štatistikami je uvedené v tabuľke 5.

Makroekonomické premenné sú spravidla k dispozícii iba v agregovanom tvare. Tak je to aj v prípade úrokových sadzieb a z nich odvodených ukazovateľov a rastu HDP. V princípe máme k dispozícii štvrťročné údaje od roku 2000 do polovice roka 2016. Na začiatku obdobia prevládalo ešte ekonomické prostredie vysokých úrokových sadzieb a v prvej polovici obdobia (pred krízou) aj relatívne robustného rastu.

Tabuľka 5: Deskriptívna štatistika finálnych časových radov makroprostredia

Premenná	Min.	1.Kv.	Medián	Priemer	3. Kv.	Max.
Rast HDP	-5,91	2,35	3,88	3,92	6,6	13,83
Produkčná medzera	-9,73	-0,53	0,30	-0,00	1,1	8,14
Uroková sadzba	-0,10	0,98	3,22	3,49	5,57	9,96
Riziková prémie	0,03	0,47	1,3	1,24	1,57	3,38
Sklon krivky	-1,44	0,16	0,78	1,23	2,88	4,10
Makro Index	3,19	4,40	4,71	4,67	4,96	5,79
Súkromný dlh	0,64	0,74	0,82	0,80	0,87	1,00
Výroba	0,39	0,56	1,00	0,90	1,9	1,49
Stavebníctvo	0,07	0,11	0,20	0,21	0,30	0,44
Obchod	0,87	1,27	1,97	1,82	2,31	2,78
Služby	0,13	0,48	1,32	1,33	2,14	2,55
Sentiment	-34,37	-5,13	2,73	0,79	7,83	29,67
Výroba	-34,37	-6,03	1,00	0,42	8,70	29,23
Stavebníctvo	-47,33	-2,33	5,67	3,78	12,00	30,33
Obchod	-44,00	-5,33	2,33	0,57	8,33	27,67
Služby	-42,33	-13,73	-5,00	-3,63	6,67	38,67
Pridaná hodnota	-7,30	2,8	3,81	3,92	5,93	13,5
Výroba	-23,39	2,21	11,41	9,69	15,87	42,69
Stavebníctvo	-16,76	-7,18	1,58	3,96	14,24	42,47
Obchod	-14,65	-2,86	1,96	2,19	6,52	21,48
Služby	-16,45	-1,47	2,72	2,44	7,13	15,84

Prameň: Vlastné spracovanie na základe údajov NBS, Eurostatu a OECD

Jedným zo základných predpokladov skúmaných pri stavbe ekonometrických modelov je predpoklad stacionarity časových radov. Pri modelovaní nestacionárnych časových radov môže dôjsť k problému falošnej regresie (spurious regression), ktorá skresľuje štatistickú významnosť modelu. Na testovanie stacionarity využijeme dva prístupy – Augmented Dickey Fuller (ADF) test a Phillips-Perron unit root test.

3.3. Korelačná analýza

Korelačná analýza skúma základné súvzťahnosti medzi vývojom jednotlivých ekonomických ukazovateľov v čase. Z pohľadu modelovacieho procesu ide o veľmi užitočný nástroj na pochopenie sily a smeru pôsobenia vzájomných vzťahov tak medzi exogénnymi premennými navzájom, ako aj medzi exogénnymi a endogénnymi členmi. Tabuľka 11 zobrazuje korelácie medzi exogénnymi premennými. V prípade nadmerne silných závislostí môže dochádzať k problému multikolinearity, ktorá síce neznižuje predikčnú schopnosť regresného modelu ako takého, ale môže mať vplyv na interpretáciu vplyvu jednotlivých premenných.

Z korelačnej analýzy nezávislých premenných vo všeobecnosti nepozorujeme extrémne korelácie, ktoré by mohli naznačovať významnú prítomnosť multikolinearity. Relatívne silná prirodzená korelácia je prítomná medzi jednotlivými odvetvovými ukazovateľmi rovnakého charakteru ako ekonomický sentiment či miera zadlženia. Taktiež je možné pozorovať relatívne silnú pozitívnu koreláciu medzi ukazovateľmi výkonu hospodárstva, čo je v súlade s očakávaniami. Rast HDP je silne korelovaný takmer so všetkými ukazovateľmi, pričom korelácia s odvetvovou mierou zadlženia sa pohybuje na úrovni 80 % v prípade sektora výroby. Korelačná matica je uvedená v tabuľke 6.

Tabuľka 6: Korelačná matica nezávislých premenných

Premenná	HDP	PM	S	S_V	S_ST	S_O	S_SL	EUR	R_P	DLH	DLH_V	DLH_ST	DLH_O	DLH_SL	PH	PH_V	PH_ST	PH_O	PH_SL
Rast HDP	100%																		
Produkčná medzera	88%	100%																	
Sentiment	45%	32%	100%																
Sentiment výroba	32%	44%	93%	100%															
Sentiment stavebníctvo	50%	58%	54%	33%	100%														
Sentiment obchod	54%	64%	59%	38%	65%	100%													
Sentiment služby	33%	50%	86%	71%	45%	61%	100%												
EURIBOR zmena	48%	45%	35%	28%	10%	43%	36%	100%											
Riziková prémia	54%	30%	23%	20%	30%	28%	-8%	26%	100%										
Zadĺženosť celkom	73%	38%	16%	-6%	35%	27%	-1%	31%	58%	100%									
Zadĺženosť výroba	80%	48%	10%	1%	25%	26%	2%	39%	62%	83%	100%								
Zadĺženosť stavebníctvo	63%	33%	14%	-3%	45%	29%	-3%	20%	47%	95%	66%	100%							
Zadĺženosť obchod	54%	21%	14%	-6%	38%	22%	1%	20%	48%	94%	63%	95%	100%						
Zadĺženosť služby	61%	23%	-7%	-3%	17%	13%	6%	27%	50%	96%	73%	90%	91%	100%					
PH celkom	96%	85%	45%	32%	45%	49%	36%	45%	50%	67%	80%	55%	49%	55%	100%				
PH výroba	62%	63%	69%	54%	56%	62%	66%	38%	43%	46%	38%	48%	39%	34%	59%	100%			
PH stavebníctvo	35%	19%	12%	26%	20%	13%	-8%	6%	16%	31%	62%	20%	20%	21%	46%	1%	100%		
PH obchod	57%	53%	10%	6%	32%	18%	-1%	7%	36%	41%	44%	31%	29%	38%	58%	20%	24%	100%	
PH služby	14%	16%	20%	16%	27%	10%	21%	13%	17%	7%	-9%	13%	15%	6%	16%	34%	11%	14%	100%

Prameň: Vlastné spracovanie

Nasledujúca tabuľka ponúka pohľad na koreláciu miery zlyhania v jednotlivých sektoroch, kde môžeme vidieť silné pozitívne závislosti, čo je vzhľadom na úzku prepojenosť slovenského korporátneho sektora v súlade s našimi očakávaniami.

Tabuľka 7: Korelačná matica závislých premenných

Premenná	MZ celý sektor	MZ výroba	MZ stavebníctvo	MZ obchod	MZ služby
MZ celý sektor	100%				
MZ výroba	81%	100%			
MZ stavebníctvo	84%	50%	100%		
MZ obchod	97%	68%	87%	100%	
MZ služby	96%	70%	84%	95%	100%

Prameň: Vlastné spracovanie

Na základe všeobecných očakávaní, ako aj postulátov ekonomickej teórie, existuje objektívny predpoklad oneskorenia medzi vývojom ekonomického prostredia a zlyhaním úverových dlžníkov. Optimálna dĺžka oneskorenia je taktiež dôležitá pri konštrukcii regresných modelov, keď zahrnutie vhodných časových oneskorení môže značným spôsobom prispieť k zvýšeniu štatistickej významnosti modelov. Pre overenie tohto vzťahu sme vypracovali korelačnú analýzu medzi mierami zlyhania a ukazovateľmi makroprostredia v štyroch časových oneskoreniach (štyroch kvartáloch). Korelačná matica je uvedená v tabuľke 8.

Pri pohľade na vzťah medzi závislými a nezávislými premennými je nepochybné, že existujú relatívne výrazné korelácie so správnymi znamienkami vo všetkých skúmaných sektoroch. Taktiež je zjavné, že vo všeobecnosti sila závislosti rastie s časovým oneskorením. Najsilnejšie korelácie môžeme pozorovať v prípade rizikovej prémie, zadlženosti a ekonomického sentimentu.

Analýza časových radov ponúkla relatívne detailný pohľad vývoj a charakteristiky skúmaných premenných, čo nám do značnej miery pomôže pri konštrukcii ekonometrických modelov. Pri konštrukcii ekonometrického modelu je dôležité stanoviť očakávaný smer pôsobenia vysvetľujúcich premenných na vysvetľované premenné. Znamienka regresných koeficientov exogénnych premenných by mali byť jasne interpretovateľné a v súlade s postulátmi všeobecnej ekonomickej teórie.

Tabuľka 8: Korelačná analýza premenných s použitím časových oneskorení

Nezávislá premenná	Miera zlyhania - Celý sektor				Miera zlyhania - Celý Obchod				Miera zlyhania - Služby			
	lag(4)	lag(3)	lag(2)	lag(1)	lag(4)	lag(3)	lag(2)	lag(1)	lag(4)	lag(3)	lag(2)	lag(1)
HDP Rast	-3%	3%	2%	-4%	-2%	7%	9%	4%	-5%	1%	1%	-5%
Produkčná medzera	15%	21%	19%	11%	18%	27%	27%	19%	18%	24%	22%	11%
Pridaná hodnota Celkom	5%	12%	10%	0%	8%	17%	17%	9%	3%	8%	11%	-1%
Pridaná hodnota Výroba	3%	3%	-1%	-6%	1%	5%	7%	5%	2%	-2%	3%	-7%
Pridaná hodnota Stavebníctvo	8%	19%	-12%	-7%	13%	21%	-8%	1%	9%	19%	-7%	-5%
Pridaná hodnota Obchod	-11%	11%	25%	4%	-3%	15%	24%	11%	-8%	3%	16%	0%
Pridaná hodnota Služby	9%	13%	18%	6%	5%	11%	16%	7%	9%	14%	16%	2%
Sentiment celkom	1%	13%	28%	30%	-3%	10%	25%	28%	2%	15%	25%	28%
Sentiment výroba	19%	16%	11%	7%	18%	18%	15%	9%	20%	17%	9%	3%
Sentiment stavebníctvo	30%	20%	23%	12%	34%	24%	26%	11%	35%	27%	29%	14%
Sentiment obchod	-1%	8%	14%	4%	-4%	7%	12%	2%	-6%	-1%	4%	-9%
Sentiment služby	2%	14%	30%	40%	5%	11%	29%	38%	2%	18%	30%	40%
EURIBOR zmena	14%	18%	16%	11%	10%	15%	13%	10%	10%	15%	14%	10%
Riziková prémie	53%	52%	59%	52%	53%	52%	54%	48%	60%	55%	55%	49%
Zadĺženosť celkom	11%	10%	10%	9%	20%	18%	17%	15%	28%	28%	28%	27%
Zadĺženosť výroba	12%	13%	13%	14%	17%	23%	24%	25%	34%	33%	34%	36%
Zadĺženosť stavebníctvo	1%	-1%	-1%	-2%	13%	11%	10%	9%	20%	19%	19%	19%
Zadĺženosť obchod	16%	17%	19%	20%	26%	26%	27%	28%	34%	35%	38%	40%
Zadĺženosť služby	26%	21%	21%	18%	20%	14%	12%	7%	23%	19%	17%	14%
Nezávislá premenná	Miera zlyhania - Stavebníctvo				Miera zlyhania - Výroba							
	lag(4)	lag(3)	lag(2)	lag(1)	lag(4)	lag(3)	lag(2)	lag(1)	lag(4)	lag(3)	lag(2)	lag(1)
HDP Rast	-9%	-4%	-4%	-10%	-1%	3%	-2%	-6%	22%	22%	22%	22%
Produkčná medzera	13%	18%	17%	8%	10%	15%	9%	3%	17%	17%	17%	17%
Pridaná hodnota Celkom	1%	5%	1%	-7%	1%	8%	1%	-8%	23%	23%	23%	23%
Pridaná hodnota Výroba	-7%	-6%	-10%	-21%	-1%	-5%	-8%	-5%	24%	24%	24%	24%
Pridaná hodnota Stavebníctvo	11%	24%	-6%	4%	0%	10%	22%	10%	10%	10%	10%	10%
Pridaná hodnota Obchod	-9%	17%	28%	10%	-3%	7%	23%	-5%	-6%	-6%	-6%	-6%
Pridaná hodnota Služby	-2%	0%	7%	-6%	15%	18%	21%	9%	-1%	-1%	-1%	-1%
Sentiment celkom	3%	13%	21%	24%	9%	18%	33%	32%	13%	13%	13%	13%
Sentiment výroba	10%	7%	10%	10%	22%	17%	9%	1%	17%	17%	17%	17%
Sentiment stavebníctvo	29%	13%	14%	1%	20%	13%	16%	8%	14%	14%	14%	14%
Sentiment obchod	-1%	7%	12%	5%	0%	11%	14%	3%	14%	14%	14%	14%
Sentiment služby	7%	15%	23%	27%	12%	19%	34%	41%	24%	24%	24%	24%
EURIBOR zmena	13%	9%	4%	7%	15%	19%	20%	13%	11%	11%	11%	11%
Riziková prémie	46%	47%	48%	46%	48%	48%	57%	48%	37%	37%	37%	37%
Zadĺženosť celkom	25%	25%	25%	23%	0%	-2%	0%	0%	3%	3%	3%	3%
Zadĺženosť výroba	26%	24%	25%	26%	2%	-1%	-1%	2%	7%	7%	7%	7%
Zadĺženosť stavebníctvo	17%	17%	18%	17%	11%	13%	12%	13%	13%	13%	13%	13%
Zadĺženosť obchod	28%	29%	30%	32%	1%	3%	5%	7%	18%	18%	18%	18%
Zadĺženosť služby	28%	24%	21%	16%	24%	19%	23%	23%	26%	26%	26%	26%

Prameň: Vlastné spracovanie

3.4. Analýza stacionarity

Základným predpokladom stacionarity časového radu je vlastnosť, že jeho stredná hodnota a rozptyl sú konštantné v čase. V prípade modelovania nestacionárnych časových radov by mohol nastať problém tzv. falošnej regresie (spurious regression), ktorá sa prejavuje vysoko štatisticky významnými koeficientmi aj napriek tomu, že v skutočnosti medzi modelovanými premennými neexistuje žiadny vzťah.

3.4.1. Dickey Fuller Test

V štatistike a ekonometrii sa na testovanie stacionarity časových radov často používa Dickey-Fuller test, ktorý pomocou konštrukcie autoregresného modelu overuje, či časový rad obsahuje jednotkový koreň (unit root). V prípade potvrdenia existencie jednotkového koreňa časový rad nie je stacionárny a ďalej je nutné testovať diferencie časového radu, pokiaľ nie je prijatý predpoklad o stacionarite. N-tá diferencia časového radu sa označuje ako $I(n)$ a v prípade, že je stacionárna, je možné hovoriť o integrácii n-tého rádu.

Dickey-Fuller test vychádza z jednoduchého teoretického AR(1) modelu:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (12)$$

kde y_t je premenná, ρ je koeficient a u_t je náhodná chyba, pričom testovaná hypotéza vyzerá takto:

$H_0: \rho = 1$ (časový rad obsahuje tzv. jednotkový koreň) oproti

$H_1: \rho < 1$ (časový rad je stacionárny).

V praxi sa však používa regresia

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad (13)$$

takže testovanie $\rho = 1$ je ekvivalentné testovaniu $\delta = 0$, pretože $\delta = \rho - 1$.

Dickey Fuller test možno realizovať tromi spôsobmi v závislosti od toho, či je použitý základný model bez trendu aj bez konštanty:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + u_t \quad (14)$$

či model zahŕňa konštantu:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + u_t \quad (15)$$

resp. či model zahŕňa konštantu a lineárny trend:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta y_{t-1} + u_t \quad (16)$$

Testovacia štatistika pôvodných DF testov je definovaná ako klasická t-štatistika;

$$t = \frac{\hat{\delta}}{\widehat{SE}(\hat{\delta})} \quad (17)$$

kde výraz v menovateli je odhad smerodajnej odchýlky parametra δ , ale keďže nulová hypotéza predpokladá nestacionaritu, táto štatistika nemá t-rozdelenie. Dickey a Fuller stanovili kritické hodnoty rozdelenia tejto štatistiky, ktoré však platia iba v prípade, keď rad náhodných porúch u_t má vlastnosti bieleho šumu. Ak je u_t autokorelované, test treba rozšíriť o τ oneskorených hodnôt (lagov) závislej premennej. Takýto test sa nazýva rozšírený DF test (ADF test), ktorý využíva nasledujúcu regresnú rovnicu;

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\tau} \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (18)$$

Regresia znova testuje parameter δ pri rovnakých kritických hodnotách ako predtým. Otázkou zostáva, ako určiť lag τ . V praxi sa používajú dve možnosti – buď sa vychádza z periodicity údajov, alebo sa na určenie optimálneho τ použije informačné kritérium. V prípade, že by bol počet oneskorených premenných v systéme nedostatočný, nedošlo by k odstráneniu autokorelácie, pričom v prípade, že by bolo náhodných členov priveľa, by sa znížila sila testu.

Na testovanie stacionarity sme použili štatistický program Eviews 9 a upravenú verziu Dickey-Fuller testu, Argumented Dickey-Fuller test, ktorý v sebe zahŕňa konštantu aj lineárny trend. Počet lagov v regresii sa odvíja od dĺžky časového radu, kde parameter $(\tau) = ((n-1)^{1/3})$, kde n predstavuje dĺžku časového radu. Oneskorenie v testoch stacionarity sme volili na základe Ng a Perron (1995), ktoré je v používanom programe štandardnou výbavou.

Výsledky ADF testu poukazujú na fakt, že väčšina časových radov je vzhľadom na vysokú úroveň p-hodnoty stacionárna pri použití štandardne zaužívaných hladín významnosti. Jedine súkromný dlh vykazuje vysokú mieru nestacionarity, je však stacionárny I(1) po diferencovaní, a tak bude vstupovať do modelu vo forme prvej diferencie. Ostatné premenné vykazujú omnoho robustnejšie výsledky, najmä v prípade ukazovateľov ekonomického sentimentu aj pridanej hodnoty či Euroriboru, keď časové rady vykazujú stacionaritu vo všetkých oneskoreniach.

Tabuľka 9: Výsledky ADF testu – meranie stacionarity

Premenná	Základná forma		Po diferencovaní	
	t-stat.	p-hodnota	t-stat.	p-hodnota
Rast HDP	-2.681	0.083		
Produkčná medzera	-5.078	0.000		
Úroková sadzba	-2.232	0.026		
Riziková prémie	-2.001	0.043		
Sklon krivky	-2.237	0.027		
Makroindex	-4.142	0.002		
Miera zlyhania	-2.123	0.033		
Výroba	-1.726	0.080		
Stavebníctvo	-2.306	0.022		
Obchod	-1.849	0.062		
Služby	-1.836	0.064		
Pridaná hodnota	-2.387	0.149		
Výroba	-2.655	0.009		
Stavebníctvo	-2.260	0.024		
Obchod	-5.697	0.000		
Služby	-2.160	0.031		
Súkromný dlh	-1.302	0.623	-4.452	0.000
Výroba	-1.169	0.219	-8.360	0.000
Stavebníctvo	-0.332	0.562	-6.797	0.000
Obchod	0.279	0.764	-10.876	0.000
Služby	0.760	0.876	-9.031	0.000
Sentiment	-3.824	0.000		
Výroba	-4.905	0.000		
Stavebníctvo	-2.612	0.010		
Obchod	-2.981	0.004		
Služby	-3.306	0.001		

Prameň: Vlastné spracovanie

3.4.2. Phillips-Perron Unit Root Test

Vzhľadom na to, že Dickey-Fuller test vychádza z jednoduchého modelu lineárnej regresie odhadnutej prostredníctvom metódy najmenších štvorcov (OLS):

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 t + u_t \quad (19)$$

kde α_0 predstavuje konštantu a $\alpha_1 t$ predstavuje trend, prítomnosť sériovej autokorelácie môže byť problém. Spôsob, ako sa Dickey-Fuller vyrovnáva s autokoreláciou, je zahrnutie oneskorení vo forme prvých diferencií.

Phillips-Perron test namiesto vyššie uvedenej rovnice odhaduje vzťah:

$$\Delta y_t = \pi y_t + \alpha_0 + \alpha_1 t + u_t \quad (20)$$

V prvom prípade je u_t I(0) proces, ktorý môže javiť známky heteroskedasticity. Phillips-Perron upravuje test stacionarity o vplyv sériovej korelácie a heteroskedasticity v rezíduách neparametricky, teda modifikáciou Dickey-Fuller testovacích štatistík. PP test je teda možné vnímať ako Dickey-Fuller štatistiku, ktorá je robustná z pohľadu sériovej korelácie a heteroskedasticity. Jednou z výhod PP testu je taktiež fakt, že test nevyžaduje špecifikáciu časových oneskorení v závislosti od dĺžky časového radu.

Výsledky PP testu v zásade potvrdili výsledky ADF testu s niekoľkými odlišnosťami. Ukazovatele zadlženosti a rizikovej prémie sú rovnako ako v predošlom prípade nestacionárne, pričom mierne horšie výsledky môžeme pozorovať pri ekonomickom sentimente. Naopak, pri ukazovateľoch miery zlyhania, ako aj ekonomického rastu, sú štatistiky z pohľadu stacionarity omnoho robustnejšie.

Tabuľka 10: Výsledky PP testu stacionarity

Premená	Základná forma		Po diferencovaní	
	t-stat.	p-hodnota	t-stat.	p-hodnota
Rast HDP	-3.018	0.0383		
Produkčná medzera	-3.597	0.0084		
Úroková sadzba	-3.265	0.0015		
Riziková prémie	-2.012	0.0431		
Sklon krivky	-2.187	0.0351		
Makroindex	-4.104	0.0019		
Miera zlyhania	-3.666	0.0004		
Výroba	-4.092	0.0001		
Stavebníctvo	-4.025	0.0001		
Obchod	-3.018	0.0031		
Služby	-2.502	0.013		
Pridaná hodnota	-2.014	0.0428		
Výroba	-2.813	0.0056		
Stavebníctvo	-4.320	0.0000		
Obchod	-5.716	0.0000		
Služby	-4.872	0.0000		
Súkromný dlh	0.3242	0.7762	-7.508	0.0000
Výroba	-1.183	0.2142	-8.357	0.0000
Stavebníctvo	-0.712	0.4043	-6.811	0.0000
Obchod	-0.049	0.6626	-11.00	0.0000
Služby	0.7597	0.8756	-9.048	0.0000
Sentiment	-3.211	0.0017		
Výroba	-3.491	0.0007		
Stavebníctvo	-2.611	0.0097		
Obchod	-3.621	0.0005		
Služby	-3.062	0.0028		

Prameň: Vlastné spracovanie

Detailnú analýzu stacionarity časových radov uvádzame v prílohách číslo 3 až 10. Pre každú premennú uvádzame v prílohe práce jej opis, ako aj zdroj, odkiaľ sme ju prevzali. Ďalej zobrazujeme údaje z rôznych perspektív prostredníctvom viacerých grafov. Čiarový graf zobrazuje vývoj časového radu v sledovanom období, histogram poskytuje informácie o rozdelení časového radu, box plot slúži na identifikovanie extrémnych pozorovaní a ACF graf zobrazuje autokorelačnú kumulatívnu funkciu.

Pri hodnotení výsledkov testovania stacionarity je nevyhnutné brať ohľad na správnu mieru vypovedateľnosti štatistických testov a všeobecnej ekonomickej teórie. Pri prvej diferencií

časových radov môžeme vo všeobecnosti hovoriť o zmene (raste/poklese) podkladovej premennej. Napríklad rast HDP je relatívne ľahko pochopiteľný a interpretovateľný aj v kontexte jeho vplyvu na mieru zlyhania ekonomických subjektov.

Lenže napríklad v prípade výmenného kurzu je táto situácia komplikovanejšia, lebo je otázne, či má vôbec význam uvažovať o modelovaní prvej diferencie časového radu. V tomto kontexte je možné odvolať sa na výskum autorov Wua a Chena (1997, s. 397 – 402), zaoberajúci sa testovaním stacionarity nominálnych výmenných kurzov, kde autori preukázali, že nominálne výmenné kurzy sú vo svojej základnej forme nestacionárne a že má význam modelovať ich prvú diferenciu.

Výsledky analýzy stacionarity v niektorých prípadoch poukazujú na nestacionaritu časových radov. Jedným z riešení, ako sa s týmto problémom vyrovnat', je použiť druhú diferenciu časového radu, ktorá je vo väčšine prípadov stacionárna. Druhá diferencia časového radu hovorí o tempe zmeny, tempe rastu. Ako už bolo spomenuté, v mnohých prípadoch sú druhé diferencie časových radov nerelevantné a ťažko ekonomicky interpretovateľné, pričom premenná stráca významnú časť svojej predikčnej schopnosti. Vzhľadom na tieto obmedzenia sme sa rozhodli nezahrnúť do modelovania diferencované premenné druhého rádu $I(2)$.

3.4.3. Panelový test jednotkového koreňa (Panel Unit Root Test)

V prípade spoločného modelovania sektorov má panelové testovanie jednotkového koreňa niekoľko výhod. Jeho výpovedná schopnosť je významne vyššia ako výpovedná schopnosť štandardných testov jednotkového koreňa opísaných v predchádzajúcej časti, pretože sila jednoduchého testu spočíva v celkovom rozptyle (a počte pozorovaní) použitých údajov. Ďalším dôvodom je, že rozptyl v jednotlivých sektoroch dopĺňa ďalšiu časť informácií o rozptyle v čase, čoho dôsledkom sú spravidla presnejšie odhady parametrov (túto skutočnosť dokumentujú Taylor a Sarno, 1998). Výhodou použitia panelového testu je tiež využitie asymptotického štandardného normálneho rozdelenia. Základnými testami sú Quah (1992, 1994) alebo Levin a Lin (1992, 1993). V súčasnosti sa však vďaka ich zakomponovaniu do najpoužívanejších štatistických balíkov najviac používa zovšeobecnená špecifikácia Levin, Lin a Chu (2002) a Pesaran a Shin (1997). Umožňujú heterogenitu individuálnych deterministických

efektov (teda konštantu α /alebo trend), ako aj heterogénnu autokorelačnú štruktúru chýb s predpokladom, že parametre sledujú autoregresívny proces AR(1).

Na jednotkový koreň testujeme tie isté premenné ako v predchádzajúcej časti. Používame však druhé dve menované panelové metódy (LLC – Levin-Lin-Chu a IPS – Im-Pesaran-Shin).

Tabuľka 11: Výsledky panelových testov jednotkového koreňa

Premenná	Levin-Lin-Chu		Im-Pesarn-Shin	
	Adjusted t*	p-value	W-t stat	p-value
Miera zlyhania	-2.08	0.019	-4.61	0.000
Ekonomický sentiment	-5.19	0.000	-4.74	0.000
Zadlženosť	-0.32	0.375	0.40	0.655
Pridaná hodnota	-5.34	0.000	-6.58	0.000
Rast HDP	-2.95	0.002	-3.29	0.000
Produkčná medzera	-5.25	0.000	-5.19	0.000

Prameň: Vlastné spracovanie

Nulová hypotéza oboch testov je existencia jednotkového koreňa a alternatívna hypotéza je spoločná stacionarita sektorových časových radov. V prípade testu LLC sa v prvom kroku odhadnú ADF testy pre každý sektor samostatne, v druhom kroku sa dopĺňujúcimi regresiami odhadnú chybové členy, v treťom sa štandardizujú a nakoniec sa tieto chyby spoja do výslednej štandardnej odchýlky. Nulová hypotéza (existencia jednotkového koreňa) je, že jej upravená hodnota je rovná nule. IPS test je zas založený na priemerovaní jednotlivých testov jednotkového koreňa. Naša vzorka má však nízky rozmer prierezových údajov (malé N), preto oba testy môžu byť skreslené, respektíve výsledná štatistika môže byť vyššia, a teda nulová hypotéza zamietnutá častejšie (chyba prvého typu). V našom prípade však v prípade premenných miery zlyhania, ekonomického sentimentu aj pridanej hodnoty máme dostatočnú rezervu, aby ich stacionarita nebola zamietnutá.

V prípade bežných testov jednotkového koreňa, ako aj z panelových testov, vyplýva stacionarita premenných, a teda s výnimkou premennej zadlženosti (s ktorou je nutné pracovať opatrne alebo s jej prvou diferenciou, ktorá je už stacionárna) môžu vstupovať aj do jednoduchých modelov typu OLS alebo SUR.

3.5. Analýza kointegrácie

Dlhodobý vzťah medzi modelovanými premennými, ktorého prítomnosť očakávame či už v bežných modelových prístupoch založených na lineárnej regresii (ako OLS, či SUR), alebo aj v dlhodobej zložke v PMG, predpokladá, že ak sú modelované premenné nestacionárne, musia byť minimálne kointegrované, teda ich reziduály by mali mať spoločné vlastnosti. Ak má existovať dlhodobý vzťah definovaný kointegračným vektorom, jednoduchý odhad medzi dvoma premennými lineárnou regresiou musí produkovať stacionárne rezíduá (teda $u_t \sim I(0)$). Samotný odhad nestacionárnych premenných bez testu kointegrácie totiž vedie k spurióznejskej regresii a akákoľvek vysoká štatistika R^2 je v takom prípade irelevantná, ak sa neuplatnia niektoré z úprav nestacionarity (napríklad Engle a Yoo, 1991 alebo Phillips a Hansen, 1990).

Ďalším spôsobom, ako sa zbaviť nestacionarity časových radov, je predtým, ako vstúpia do modelu, diferenciacia časových radov na prvú diferenciu (zmeny). V takom prípade však často strácame cennú dlhodobú informáciu o vzťahu dvoch premenných. Cieľom kointegrácie je teda testovať, či dve alebo viac časových radov má spoločný vývoj v čase a ich diferenciacia je stabilná, aj keď obe obsahujú stochastický trend. Takto definovaná dlhodobá spoločná rovnováha umožňuje modelovať spoločne aj nestacionárne časové rady.

Ak sú dva časové rady $X_t = (X_{1t}, X_{2t})'$ nestacionárnymi premennými rovnakého rádu (napríklad $I(1)$), a teda:

$$X_{1t} = \sum_{i=1}^t \epsilon_{1i} + \alpha_1 + \text{stacionárny proces} \quad (21)$$

$$X_{2t} = \sum_{i=1}^t \epsilon_{2i} + \alpha_2 + \text{stacionárny proces} \quad (22)$$

tak X_{1t} a X_{2t} sú kointegrované, ak majú spoločný kointegračný vektor, teda ak:

$$1_t = \mu + \beta_2 X_{2t} + u_t \quad (23)$$

kde u_t je možné interpretovať ako odchýlku od vzťahu (13), potom:

$$u_t = X_{1t} - \mu - \beta_2 X_{2t} \quad (24)$$

je stacionárny proces ($u_t \sim I(0)$) s nulovým priemerom. Šoky do X_{1t} a X_{2t} majú permanentný účinok. Samotné časové rady X_{1t} a X_{2t} majú spoločný vývoj, a teda medzi premennými existuje určitá dlhodobá rovnováha.

Ako vyplýva z predchádzajúcej časti, v našom prípade predstavuje makroekonomický index aj miera zlyhania stacionárne veličiny, tak ako aj väčšina ostatných premenných, s ktorými pracujeme. Jediným silne nestacionárnym $I(1)$ procesom je úroveň zadlženia. Zdiferencovaním dosiahneme, že všetky premenné budú stacionárne, a teda aj reziduály budú mať tiež spoločné vlastnosti. Vo všetkých troch modelových prístupoch, ktoré v práci používame, sú takto upravené premenné bezproblémové.

3.6. Očakávané znamienka regresných koeficientov

V nasledujúcej tabuľke sumarizujeme naše predpoklady o smere pôsobenia makroekonomických premenných na miery zlyhania ekonomických subjektov. Je dôležité uvedomiť si, že vývoj miery zlyhania modelujeme prostredníctvom logistickej transformácie miery zlyhania vo forme ekonomického indexu, pričom smer pôsobenia makroukazovateľov na ekonomický index a mieru zlyhania je zrkadlový. S rastom ekonomického indexu klesá miera zlyhania a naopak.

Tabuľka 12: Makroekonomické ukazovatele a ich očakávaný vplyv na miery zlyhania

Premenná	Ekonomický index	Miera zlyhania	Premenná	Ekonomický index	Miera zlyhania
Rast HDP	+	-	Zadlženosť celkovo	-	+
Produkčná medzera	+	-	Zadlženosť výroba	-	+
Sentiment	+	-	Zadlženosť stavebníctvo	-	+
Sentiment výroba	+	-	Zadlženosť obchod	-	+
Sentiment stavebníctvo	+	-	Zadlženosť služby	-	+
Sentiment obchod	+	-	PH celkovo	+	-
Sentiment služby	+	-	PH výroba	+	-
EURIBOR_zmena	-	+	PH stavebníctvo	+	-
Riziková prémie	-	+	PH obchod	+	-
Sklon Krivky	-	+	PH služby	+	-

Prameň: Vlastné spracovanie

Záporné znamienko (–) znamená, že s rastom vysvetľujúcej premennej, napríklad ukazovateľa ekonomického sentimentu, očakávame pokles miery zlyhania v jednotlivých odvetviach ekonomiky a, naopak, s jeho poklesom očakávame rast miery zlyhania. Detailná analýza poskytujúca ekonomické odôvodnenie výberu znamienok pre každý ukazovateľ je uvedená v prílohe. Vzhľadom na zrkadlovú interpretáciu miery zlyhania a ekonomického indexu

je dôležité uvedomiť si, že diskusia v prílohách týkajúca sa výberu znamienok je vedená v kontexte mier zlyhania.

Analýza časových radov nám poskytla detailný pohľad na správanie sa jednotlivých ukazovateľov v čase, pričom získané poznatky predstavujú základný stavebný kameň pre konštrukciu modelov, ktorým sa budeme ďalej v dizertačnej práci venovať.

3.7. Údaje vstupujúce do modelov

Miera zlyhania vstupuje do modelu ako preškálovný makroindex (podľa transformácie uvedenej v rovnici)(4). Všetky vysvetľujúce premenné vstupujú do modelov v základnom tvare. Úroková sadzba a riziková prémie sú oneskorené o dve obdobia, čo vyplýva z povahy ekonomických procesov. To, že zmeny úrokových sadzieb na finančnom trhu majú efekt na ziskovosť nefinančných korporácií s určitým oneskorením, vyplýva z mnohých štúdií z minulosti zameraných na makroefekty impulzov z menovej politiky (napríklad Beutler a kol. (2017)) či priamo na dlhovú službu podnikov v dôsledku signálov z krátkodobých sadzieb (Palomino a Perez-Orive (2017)).

Do modelu PMG vstupujú do dlhodobého vzťahu údaje v základnom tvare, teda v tvare s rovnakým rádom stacionarity. Krátkodobé šoky sú však vyjadrené ako zmeny za posledné dva štvrtroky. Dĺžka tohto oneskorenia sa opäť vzťahuje na obdobie, v ktorom sú efekty zo zmien na finančnom trhu na makroprostredie najvýraznejšie. V podobnom duchu sú upravené údaje vstupujúce do dlhodorej a krátkodorej časti modelu.

Testovali sme tiež zaradenie ďalších exogénnych premenných popri rizikovej prémii či krátkodorej úrokovej sadzbe, no žiadne ďalšie premenné ako napríklad inflácia, výmenný kurz či sklon výnosovej krivky už neobsahovali doplňujúcu vysvetľovaciu hodnotu na opis makroekonomickej situácie (napríklad úlohu inflácie dobre preberali nominálne úrokové sadzby). Na druhej strane nebolo možné získať tieto doplňujúce premenné v sektorovom členení, v ktorom by nám mohli pomôcť viac povedať z hľadiska hlavného cieľa práce – modelovania sektorovej miery zlyhania v podnikovom sektore.

4. Výsledky modelov a diskusia

V nasledujúcej kapitole dizertačnej práce sa zaoberáme prezentáciou a interpretáciou výsledkov ekonometrických modelov. Modelovací proces stavia na teoretických princípoch prezentovaných v 1. a 2. kapitole, ako aj na poznatkoch získaných pri detailnej analýze dát v rámci 3. kapitoly. Ako prvý prezentujeme jednoduchý model lineárnej regresie odhadnutý prostredníctvom metódy najmenších štvorcov. Tento model nám slúži na pochopenie základných ekonometrických vzťahov a závislostí, a zároveň vytvára vhodné východisko pre komplexnejšie analýzy v rámci SUR a PMG prístupov.

4.1. OLS model

Ako východiskový model sme použili model lineárnej regresie s využitím metódy najmenších štvorcov (OLS). Model sme odhadli s použitím agregovaných údajov za celý korporátny sektor, kde závislá, endogénna premenná reprezentuje makroekonomický index založený na agregovaných mierach zlyhania vypočítaných prostredníctvom rovnice.(2) Ako nezávislé, vysvetľujúce premenné:

- pre úrokové prostredie používame krátkodobú sadzbu z peňažného trhu (3-mesačný Euribor),
- sklon výnosovej krivky, konkrétne diferenciál medzi 10-ročným výnosom štátneho dlhopisu a sadzbou peňažného trhu Euribor so splatnosťou 3 mesiace (sklon krivky),
- ako charakteristiku neistoty používame rozdiel medzi výnosom slovenských a nemeckých dlhopisov (riziková prémie),
- ako ukazovateľ zadlženia medziročnú zmenu agregovaných úverov (zmena zadlženia),
- rôzne alternatívne ukazovatele výkonu ekonomiky.

V prípade ukazovateľa reprezentujúceho výkon ekonomiky sme posúdili niekoľko premenných, konkrétne rast HDP, produkčnú medzeru, ekonomický sentiment a pridanú hodnotu. Tabuľka 13 sumarizuje výsledky 4 OLS rovníc, ktoré sa líšia v definícii vyššie spomenutého ukazovateľa reprezentujúceho výkon ekonomiky.

Tabuľka 13: Výsledky OLS modelu

	(1)	(2)	(3)	(4)
Úroková sadzba	-0.104*** (0.035)	-0.0741** (0.036)	-0.0870** (0.036)	-0.108*** (0.034)
Sklon výnosovej krivky	-0.266*** (0.060)	-0.227*** (0.062)	-0.257*** (0.060)	-0.261*** (0.058)
Riziková prémie	0.254*** (0.063)	0.178** (0.070)	0.231*** (0.064)	0.248*** (0.061)
Zmena zadlženia	-4.498*** (0.808)	-4.674*** (0.727)	-3.607*** (0.584)	-5.259*** (0.884)
Rast HDP	0.0298* (0.016)			
Produkčná medzera		0.0444** (0.017)		
Sentiment			0.00687** (0.003)	
Pridaná hodnota				0.0431** (0.016)
Constant	4.994*** (0.163)	5.067*** (0.136)	5.069*** (0.140)	4.957*** (0.153)
r ²	0.603	0.627	0.612	0.627
DW	1.612	1.734	1.632	1.690
N	59	59	59	59

Prameň: Vlastné spracovanie⁷

OLS regresia ukázala relatívne robustné výsledky s očakávanými znamienkami v prípade všetkých špecifikácií modelu. Nižšie krátkodobé sadzby, a teda uvoľnené menové podmienky, povzbudzujú makroekonomický index a pôsobia na znižovanie pravdepodobnosti zlyhania. V súlade s predchádzajúcim predpokladom nižšie dlhodobé úrokové sadzby tiež zlepšujú makroekonomický index a kompenzujú miery zlyhania úverov. Rast úrovne dlhu na druhej strane viac zaťažuje korporácie, čo následne negatívne ovplyvňuje hospodárstvo. Priaznivý ekonomický sentiment, respektíve pozitívne výsledky hospodárstva vykazujú pozitívny vplyv na hodnotu ekonomického indexu, čím prispievajú k poklesu celkovej korporátnej miery zlyhania.

⁷ Hodnota t-štatistiky je uvedená v zátvorke. Interval spoľahlivosti (* p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001) je determinovaný p-hodnotou. Údaje z finančného trhu sú oneskorené o dva štvrťroky a údaje z reálneho sektora o štyri štvrťroky.

Jediným zdanlivo kontraintuitívnym, ale relatívne silným výsledkom je fakt, že čím vyššia je riziková prémia na slovenské štátne dlhopisy, tým lepšie makroekonomické podmienky sa očakávajú. Intuitívne by sme očakávali, že čím väčší je rozdiel ceny slovenských a nemeckých štátnych cenných dlhopisov, tým nižšia hodnota ekonomického indexu a vyššia miera zlyhaní. Tento jav úzko súvisí s hospodárskou konvergenciou. Aj keď je malá otvorená ekonomika v strednej Európe vnímaná trhmi ako rizikovejšia, toto riziko bolo odmenené vyššou návratnosťou a solídnu hospodárskou výkonnosťou v prvých 10 rokoch 21. storočia. Táto hypotéza je plne v súlade s konvergenciou slovenskej ekonomiky, teda, že očakávania budúcej ekonomickej aktivity sú v dôsledku ďalšieho dobiehania priemeru EÚ relatívne vyššie a tieto očakávania prirodzene oceňuje trh strmšou výnosovou krivkou.

Vyšší výnos ako protihodnota za prirodzené riziko do istej miery racionalizuje významnosť koeficientov vo všetkých špecifikáciách modelu. Tento proces taktiež do značnej miery prispel k súčasnej situácii, keď dlhopisy Slovenska, ktoré je súčasťou eurozóny, sú cenovo blízko k cenám dlhopisov štátov v jadre eurozóny, a slovenská ekonomika je zároveň schopná dlhodobo produkovať porovnateľné miery rastu produkcie.

Skorší argument o preferenčnom používaní indikátora ekonomického sentimentu v porovnaní s HDP, respektíve s pridanou hodnotou sa potvrdil tak vyššou p-hodnotou ukazovateľa ekonomického sentimentu, ako aj signifikantnejšiu štatistickou významnosťou modelu ako celku. Metodologické zlepšenia, ktoré by sa dali robiť na základe týchto odhadov, sa však prejavujú jasne. S výnimkou špecifikácie s produkčnou medzerou sa štatistiky Durbin-Watson nachádzajú v blízkosti hranice, za ktorou už nie je možné jednoznačne odmietnuť prítomnosť autokorelácie rezíduí. Vďaka relatívne vysokému fitu s R^2 nad 0,6 sú výsledky OLS regresie dostatočne informatívne, no predsa len je ich potrebné vyhodnocovať s opatrnosťou.

Najrobustnejšou špecifikáciou sa javí model s produkčnou medzerou, no napriek najlepšiemu celovému fitu, ako aj najnižším rizikom skreslenia v dôsledku autokorelácie rezíduí, koeficient pri rizikovej prémii stráca významnosť.

S cieľom lepšieho pochopenia štruktúry vzťahu medzi mierami zlyhania a makroprostredím je nevyhnutné hlbšie preskúmať odvetvovú štruktúru podnikového sektora a skonštruovať regresný model na úrovni jednotlivých odvetví. Použitie obvyčajnej metódy

najmenších štvorcov (OLS) na úrovni jednotlivých sektorov (výsledok modelu je uvedený v prílohách 1 a 2) odhaľuje problém vzájomného vplyvu vysvetľovaných premenných. Tento jav môže byť taktiež potvrdený relatívne silnou koreláciou rezíduí jednotlivých OLS rovníc. Nadmerná korelácia rezíduí pri použití OLS odhadov môže byť eliminovaná prostredníctvom použitia General Least Square (GLS) metódy na odhad koeficientov v rámci SUR modelu.

4.2. SUR model

Tabuľka 16 sumarizuje výsledky SUR modelu, ktorý nadväzuje na OLS odhady prezentované v tabuľke 15. Ako závislá premenná opäť vystupuje makroekonomický index, ktorý je špecifický pre daný sektor. Vysvetľujúce premenné na agregátnej úrovni sa oproti lineárnej OLS nemenia, teda používame sadzbu peňažného trhu (3-mesačný Euribor), sklon výnosovej krivky (rozdiel splatnosti 10 rokov a 3 mesiace), rizikovú prémie štátnych dlhopisov, teda rozdiel medzi výnosom slovenských a nemeckých dlhopisov. V sektorovom členení máme ukazovateľ medziročnej zmeny zadĺženia (zadĺženie) a ekonomický výkon opäť alternujeme rôznymi alternatívnymi premennými ako v predchádzajúcej časti. Výber základného scenára sme odvodili od výsledkov v OLS, kde špecifikácia s pridanou hodnotou ako reprezentantom ekonomickej aktivity bola najrobustnejšou z možných špecifikácií. Navyše, pridanú hodnotu máme k dispozícii aj v sektorovom členení.

Výsledky SUR modelu poukazujú na relatívne nízku významnosť a robustnosť modelu v sektore výroby vzhľadom na nízku hodnotu R^2 , ktorá nedosahuje hodnotu ani 0,3. Väčšina koeficientov vysvetľujúcich premenných ako úrokové miery, riziková prémie alebo zadĺženosť sektora je významných.

Tento fenomén by mohol byť odôvodnený charakterom výrobného sektora na Slovensku, v ktorom je veľká koncentrácia zahraničného kapitálu, a to najmä v automobilovom a elektrotechnickom priemysle. Tieto korporácie vykazujú vo svojej výrobe vysokú komparatívnu produktivitu voči zvyšku odvetvia. Dobre kapitalizované a veľmi efektívne výrobné závody produkujú na svetovom trhu dostatočne vysokú maržu napriek tomu, že hospodársky cyklus malej otvorenej ekonomiky Slovenska je úzko synchronizovaný s globálnym hospodárskym cyklom. Efektívna hranica (efficient frontier) týchto korporácií stále zabezpečuje dostatočné ziskové rozpätie, čo prispieva k tomu, že tieto spoločnosti len zriedkavo zažívajú problém

s úverovaním svojich aktivít. Navyše, pokiaľ ide o dlh, úroveň zadlženia týchto veľkých a dobre kapitalizovaných spoločností je skôr vecou voľby ako nevyhnutnosťou.

Tabuľka 14: Výsledky SUR modelu (špecifikácia s pridanou hodnotou po sektoroch)

Makro index	Výroba	Stavebníctvo	Obchod	Služby
Úroková sadzba	-0.214*** (0,049)	0,207 (0,142)	-0.0782* (0,042)	-0,00527 (0,052)
Sklon výnosovej krivky	-0.326*** (0,083)	-0,255 (0,228)	-0.308*** (0,068)	-0.193** (0,084)
Riziková prémia	0.333*** (0,087)	0,389 (0,250)	0.364*** (0,075)	0.246*** (0,091)
Pridaná hodnota / po sektoroch	0,199 (0,206)	3.668* (2,225)	0.241** (0,122)	0.336** (0,150)
Zmena zadlženia / po sektoroch	0,00257 (0,004)	0,000556 (0,010)	-0,0062 (0,004)	-0,00692 (0,005)
Konštanta	5.228*** (0,202)	3.858*** (0,540)	4.760*** (0,163)	5.082*** (0,196)
N	59			
DW	1,54			
R-sq	0,284	0,439	0,521	0,402
chi2	22,1	44,33	64,28	40,01
p	0,0005	0,0000	0,0000	0,0000
Matica korelácií	Výroba	Stavebníctvo	Obchod	Služby
Výroba	1			
Stavebníctvo	0,0167	1		
Obchod	0,5721	0,3365	1	
Služby	0,4792	0,5373	0,6890	1,0000

Prameň: Vlastné spracovanie⁸

Výkon všetkých sektorov okrem stavebníctva je do veľkej miery závislý od toho, ako sa vyvíja finančný a peňažný trh, keď väčšina koeficientov pri sadzbe peňažného trhu, výnosovej krivke či rizikovej prémii vychádza významne. Z dôvodu logistickej transformácie miery zlyhania na makroekonomický index nie je možné priamo interpretovať vplyv jednotlivých vysvetľujúcich premenných na celkovú zmenu sektorových mier zlyhania.

Výsledky SUR modelu poukazujú na to, že zmeny v makroekonomickom indexe, ktorý je odvodený od miery zlyhania úverových klientov, je možné vysvetliť tak agregátnymi, ako aj

⁸Hodnota t-štatistiky je uvedená v zátvorke. Interval spoľahlivosti (* p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001) je determinovaný p-hodnotou.

sektorovými makroekonomickými premennými, no prechod na celkové modelovanie pomocou sektorových údajov neprináša markantne lepšiu výpovednú schopnosť vysvetľujúcich premenných. Rast súkromného dlhu v sektore je nevýznamný. Pokles ekonomického indexu vytvára tlak na rast bankrotov úverových klientov v jednotlivých odvetviach ekonomiky. Ako už bolo spomenuté vzhľadom na logistickú transformáciu, z výsledkov SUR modelu nie je priamo možné povedať, ktorý sektor je najcitlivejší na zmenu zadĺženia ekonomických subjektov.

Na záver môžeme skonštatovať, že model je pomerne dobre špecifikovaný a signifikantný. Test autokorelácie potvrdzuje, že reziduálna autokorelácia nie je významná, keď hodnota Durbin-Watson štatistiky presahuje 1,5. Táto hodnota je síce už v sivej zóne (nevieme s určitosťou prijať či zamietnuť hypotézu o autokorelácii), ale je dostatočne blízko k hornej hranici, čo nabáda na opatrné odmietnutie autokorelácie prvého rádu.

SUR prístup v porovnaní s jednoduchou lineárnou regresiou zohľadňuje korelácie chýb jednotlivých regresných rovníc, čím prispieva k efektívnejším odhadom parametrov modelu. Alternatívny PMG model v jednotnom modelovom rámci zas predpokladá existenciu stabilného dlhotrvajúceho vzťahu medzi modelovanými premennými a zároveň pripúšťa existenciu krátkodobých odchýlok od tohto dlhodobého rovnovážneho stavu. PMG prístup nám taktiež umožňuje zamerať sa na vzájomné vplyvy pohybov jednotlivých sektorových mier zlyhania.

Použitie alternatívnych veličín pre ekonomickú aktivitu neprináša významné zlepšenia alebo zhoršenia modelu so sektorovými alebo s agregátnymi údajmi. Ďalšie odhady sú uvedené v prílohe 11.

4.3. PMG model

Tabuľka 17 sumarizuje výsledky PMG modelu. Ako závislú máme opäť premennú i ekonomický index, ktorý je špecifický pre daný sektor. Do dlhodobého vzťahu vstupujú premenné, ktoré z predchádzajúcich modelov vykazujú existenciu dlhodobej závislosti, teda premenné finančného trhu (sklon výnosovej krivky, riziková prémie či krátkodobá sadzba). Krátkodobé efekty sú do modelu zahrnuté prostredníctvom časovo oneskorených zmien premenných, ktoré zabezpečujú pohyb okolo dlhodobej rovnováhy definovanej dlhodobým vzťahom. Tieto efekty nemenia výsledok do veľkej miery, a preto ich prítomnosť v modeli upravujeme najmä podľa toho, či prispievajú informatívnou hodnotou do robustnosti modelu.

Odhad PMG indikuje relatívne silný pozitívny dlhodobých vzťah medzi sektorovými mierami zlyhania ekonomických subjektov a indikátormi z finančného trhu. Tak ako v lineárnej regresii a v modeli SUR, z dlhodobej časti modelu vidieť, že vyššia riziková prémie má dlhodobý pozitívny vplyv na makroekonomický index, a teda znižuje pravdepodobnosť zlyhaní. Vyššie dlhodobé úrokové sadzby zlepšujú makroekonomický index a kompenzujú miery zlyhania úverov. Veľmi pravdepodobné vysvetlenie je, že na Slovensku sa vyššia dlhodobá sadzba spájala viac s konvergujúcou ekonomikou, a teda s vyšším očakávaným rastom v budúcnosti ako s nejakým skutočným rizikom, ktoré by trh oceňoval. Nižšia krátkodobá sadzba, teda uvoľnená menová politika, tiež prirodzene napomáhala lepšiemu vývoju makroindexu, a teda pôsobila na zníženie pravdepodobnosti zlyhania.

Tabuľka 15: Výsledky PMG modelu

PMG	1	std.	2	std.	3	std.
Riziková prémie	0,457 ***	(0,0899)	0,278 ***	(0,0656)	0,259 ***	(0,0700)
Sklon výnosovej krivky	-0,402 ***	(0,0766)	-0,212 ***	(0,0347)	-0,191 ***	(0,0377)
Úroková sadzba	-0,134 ***	(0,0455)				
EC	-0,623 ***	(0,0731)	-0,572 ***	(0,1011)	-0,553 ***	(0,0909)
Zmena sklonu						
dt	-0,134	(0,1060)	-0,253 **	(0,1059)	-0,024	(0,0636)
d(t-1)	-0,172	(0,1093)	-0,231 **	(0,1129)	-0,082 *	(0,0455)
Riziková prémie						
dt	-0,460 ***	(0,1058)	-0,369 ***	(0,1071)	-0,406 ***	(0,1256)
d(t-1)	0,255	(0,1643)	0,346 **	(0,1525)	0,125 **	(0,0544)
Sadzba peňažného trhu						
dt	-0,062	(0,1045)	-0,143	(0,1058)		
d(t-1)	-0,315 **	(0,1488)	-0,340 **	(0,1562)		
Rast HDP						
dt	0,006 *	(0,0032)	-0,001	(0,0044)	-0,002	(0,0017)
d(t-1)	-0,022	(0,0142)	-0,029 *	(0,0150)	-0,029 *	(0,0154)
Zadlženie						
dt	-1,076	(1,2891)	-1,345	(1,5146)	-1,753	(1,8614)
d(t-1)	-0,632 *	(0,3761)	-0,932	(0,6515)	-0,351 **	(0,1795)
Konštantá	3,138 ***	(0,3994)	2,627 ***	(0,4840)	2,582 ***	(0,4520)
LL	-146,8		-150,2		-158,8	

Prameň: Vlastné spracovanie⁹

Krátkodobé vplyvy, ktoré vychýľujú systém z jeho dlhodobej rovnováhy, sa zdajú byť významnejšie opäť pri finančných premenných, do menšej miery je vidieť určitý vplyv aj pri reálnych ekonomických veličinách. V prípade rizikovej prémie je znamienko opačné oproti prípadu z OLS či SUR modelu, no treba si uvedomiť dve veci: 1) v prípade PMG estimátora ide o krátkodobé oscilácie okolo rovnováhy a nie dlhodobý vzťah a 2) záporné znamienko sa viaže k prvej diferencii a nie k úrovni tohto vzťahu. Korekčný člen *ec* vykazuje relatívne značnú významnosť, pričom systém sa vráti do svojho rovnovážneho stavu v horizonte 6 mesiacov. Použitie dvoch oneskorení pri modelovaní krátkodobých efektov je dané najnižšou hodnotou

⁹ Poznámka: Hodnota *t*-štatistiky je uvedená v slúpci *p*-hodnota. Interval spoľahlivosti (* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$) je determinovaný *p*-hodnotou.

štatistiky RMSE. Dve oneskorenia sú tiež logickým vyústením výsledkov odbornej literatúry, tak ako bolo uvedené v časti 3.7.

Podobne model funguje aj pre zadĺženie po sektoroch. Na účely kontroly robustnosti sme preto odhadli podobné špecifikácie so zmenou zadĺženia a v krátkodobom vzťahu aj s alternatívnymi mierami ekonomickej výkonnosti. Vo výslednej významnosti aj veľkosti koeficientov dochádza len k minimálnym rozdielom. Na porovnanie s predchádzajúcimi odhadmi PMG estimátorom používame v základnej verzii ekonomický sentiment (z dôvodov vysvetlených v časti 3.2.). Z ekonomického hľadiska by vhodnou premennou mohla byť tiež produkčná medzera, pretože jej použitie obsahuje priamu informáciu z makroprostredia, konkrétne pozícia ekonomiky v hospodárskom cykle. Naopak, produkčná medzera je výrazne oneskoreným ukazovateľom a taktiež v sebe nesie určitú mieru neistoty, keďže závisí od odhadu potenciálneho produktu.

Tabuľka 16: Výsledky PMG modelu (s premennou zadĺženia)

PMG	4	std.	5	std.
Riziková prémie	0,261 ***	(0,0631)	0,265 ***	(0,0637)
Sklon výnosovej krivky	-0,218 ***	(0,0320)	-0,211 ***	(0,0323)
Zmena zadĺženosti	-0,566 ***	(0,2192)	-0,466 **	(0,2315)
EC	-0,582 ***	(0,1042)	-0,574 ***	(0,1034)
Zmena sklonu				
dt			-0,245 *	(0,1486)
d(t-1)			-0,202	(0,1392)
Riziková prémie				
dt	-0,412 ***	(0,1266)	-0,380 ***	(0,1068)
d(t-1)	0,145 **	(0,0579)	0,356 **	(0,1869)
Sadzba peňažného trhu				
dt	-0,016	(0,0390)	-0,157 *	(0,0880)
d(t-1)	-0,190 **	(0,0912)	-0,311 *	(0,1703)
Rast HDP				
dt	-0,011	(0,0013)	-0,026 **	(0,0108)
d(t-1)	0,027 **	(0,0069)	0,012 ***	(0,0045)
Zadĺženie				
dt				
d(t-1)				
Konštanta	2,728459 ***	0,5234968	2,657179 ***	0,508861
LL	-153,446		-149,504	

Prameň: Vlastné spracovanie

Napriek určitému rozdielu vo významnosti miery ekonomickej aktivity, ako aj určitej odlišnosti vo výške koeficientu, podstatným poznáním je, že ostatné dlhodobé koeficienty a ich významnosť sa takmer nemenia, podobne ako celkový fit modelu. To napovedá o robustnosti dlhodobého vzťahu medzi mierou zlyhania a krátkodobými úrokovými sadzbami, ako aj o robustnosti návratu systému do rovnováhy (ktorý trvá rádovo pol roka), či sa používajú iba ukazovatele finančného trhu, alebo zadlženosť súkromného sektora.

Tabuľka 17: Výsledky PMG modelu (s premennou ekonomického sentimentu)

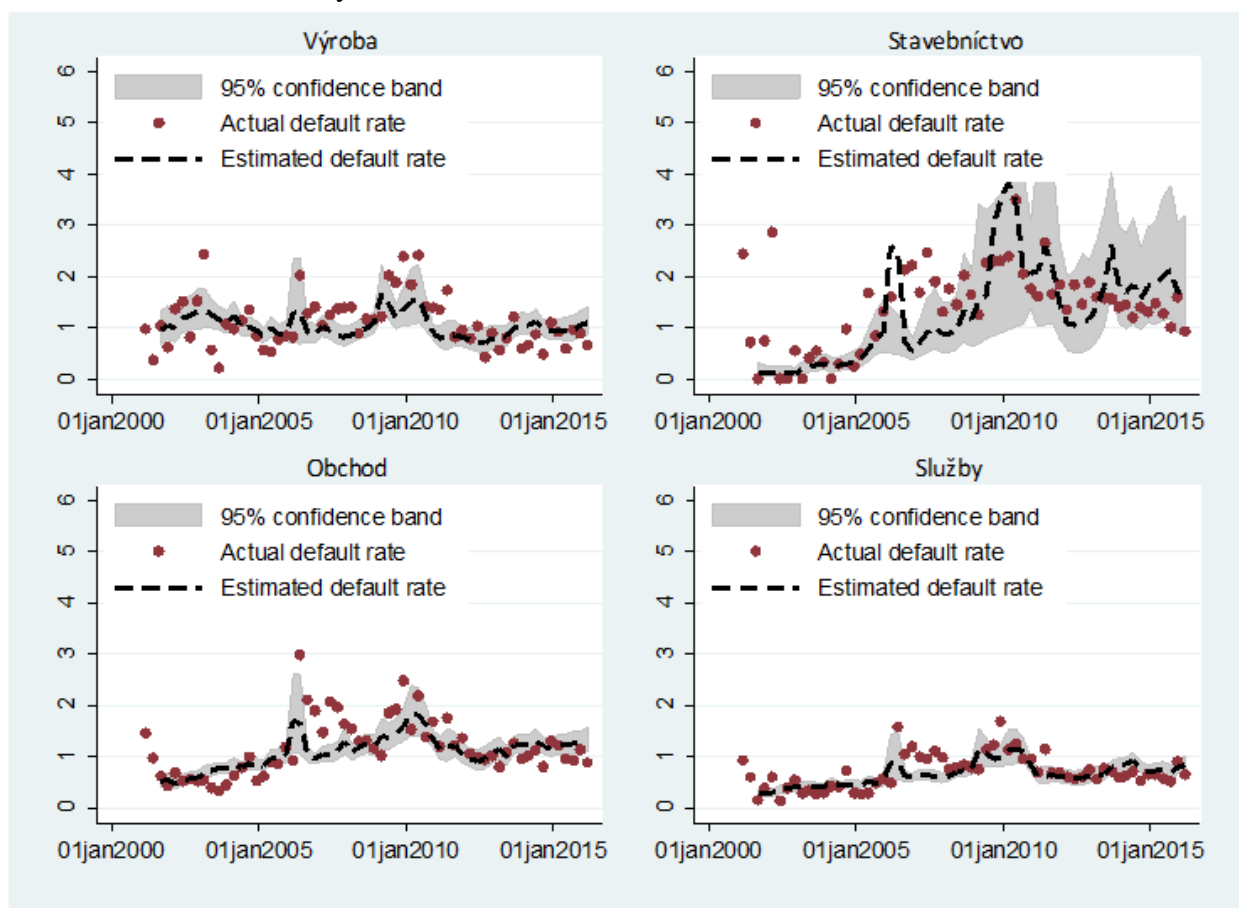
PMG	1	std.	6	std.
Riziková prémie	0,457 ***	(0,0899)	0,438 ***	(0,0983)
Sklon výnosovej krivky	-0,402 ***	(0,0766)	-0,401 ***	(0,0852)
Sadzbá peňažného trhu	-0,134 ***	(0,0455)	-0,141 ***	(0,0501)
Ekonomický sentiment			0,012 **	(0,0050)
EC	-0,623 ***	(0,0731)	-0,541 ***	(0,0948)
Zmena sklonu				
dt	-0,134	(0,1060)	-0,146 **	(0,0698)
d(t-1)	-0,172	(0,1093)	-0,135	(0,0967)
Riziková prémie				
dt	-0,460 ***	(0,1058)	-0,531 ***	(0,1129)
d(t-1)	0,255	(0,1643)	0,274 **	(0,1360)
Sadzbá peňažného trhu				
dt	-0,062	(0,1045)	-0,130 *	(0,0736)
d(t-1)	-0,315 **	(0,1488)	-0,245 *	(0,1471)
Rast HDP				
dt	0,006 *	(0,0032)	-0,001	(0,0079)
d(t-1)	-0,022	(0,0142)	-0,022 **	(0,0077)
Zadlženie				
dt	-1,076	(1,2891)	-0,666	(0,6670)
d(t-1)	-0,63181 *	0,3761188	1,293894	1,341807
Konštanta	3,138353 ***	0,3993925	2,700415 ***	0,439088
LL	-146,767		-125,275	

Prameň: Vlastné spracovanie

4.4. Predikčná schopnosť modelov

Na to, aby sme dokázali posúdiť predikčnú schopnosť modelov, sme porovnali odpozorované a modelované časové rady sektorových mier zlyhania v období rokov 2000 až 2016. Primárny výsledok modelu vo forme predikcie makroekonomického indexu musí byť spätne pretransformovaný do tvaru miery zlyhaní prostredníctvom reverznej log-transformácie vychádzajúcej z rovnice (3).

Graf 12: Predikcia mier zlyhania na základe SUR modelu

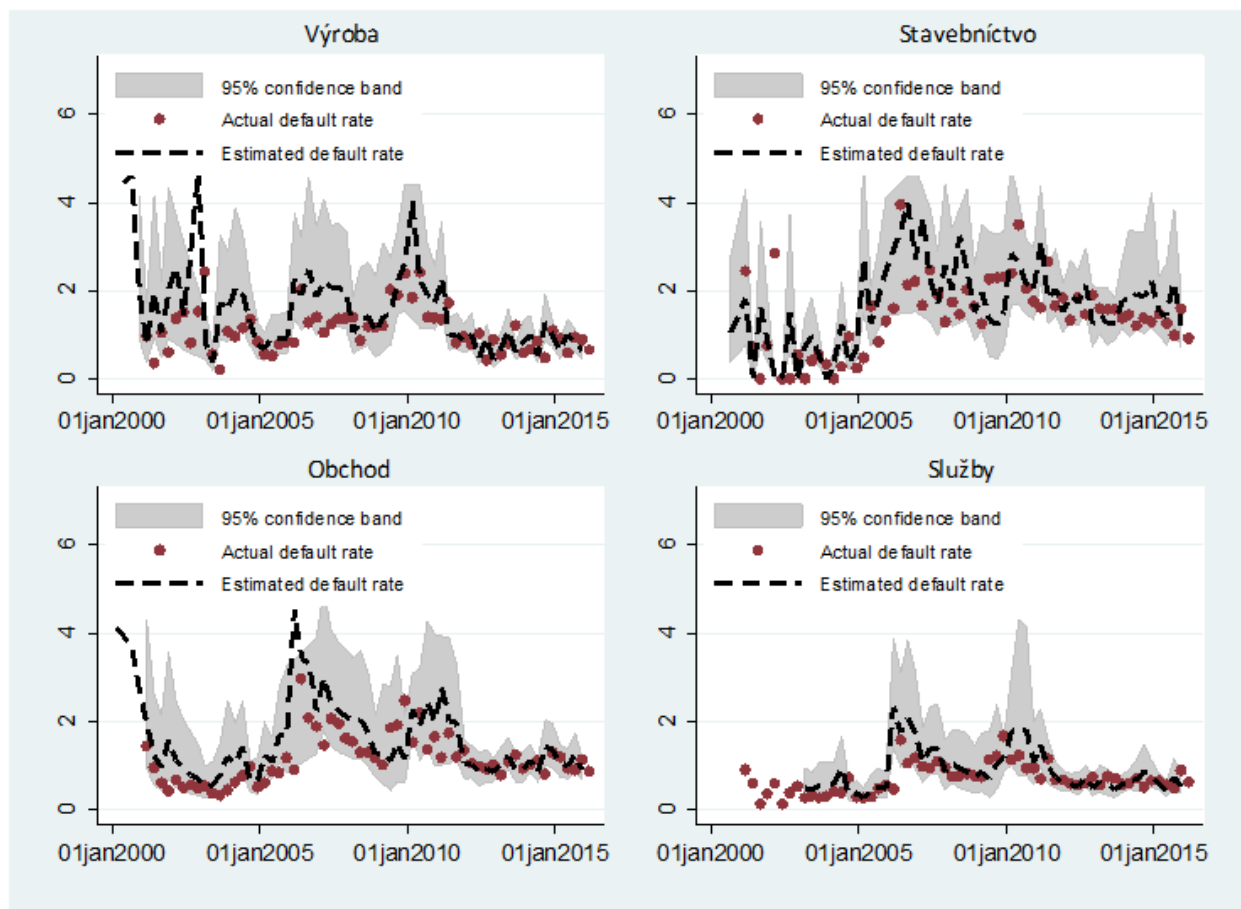


Prameň: Vlastné spracovanie¹⁰

¹⁰ Prerušovaná čiara predstavuje bodový odhad miery zlyhania pre daný sektor. Sivá plocha naznačuje 95 % interval spoľahlivosti a bodky predstavujú skutočne odpozorované miery zlyhania. Vzorka zahŕňa aj predbežný odhad miery zlyhania na tri štvrtroky roku 2016.

Modelované hodnoty miery zlyhania úverových subjektov v jednotlivých odvetviach sa pohybujú v rámci relatívne úzkeho intervalu spoľahlivosti. To naznačuje, že vzájomné korelácie medzi sektormi v rámci SUR modelu môžu do značnej miery obmedziť variabilitu odhadovanej miery zlyhania v jednotlivých odvetviach.

Graf 13: Predikcia mier zlyhania na základe PMG modelu



Prameň: Vlastné spracovanie¹¹

Na druhej strane, pri použití PMG prístupu sú miery zlyhania jednotlivých sektorov viazané spoločnými koeficientmi v rámci dlhodobého vzťahu, pričom krátkodobé korekčné členy a sklony regresných priamok sú sektorovo špecifické. Jednotlivé sektory teda podliehajú

¹¹ Prerušovaná čiara predstavuje bodový odhad miery zlyhania pre daný sektor. Sivá plocha naznačuje 95 % interval spoľahlivosti a body predstavujú skutočne odpozorované miery zlyhania. Vzorka zahŕňa aj predbežný odhad miery zlyhania na tri štvrtroky roku 2016.

individuálnym krátkodobým korekciám, pričom z dlhodobého hľadiska sú modelované spoločne v rámci jedného kointegrovaného systému. Výsledky PMG modelu sú uvedené v grafe 12.

Pri porovnaní výstupov SUR a PMG modelov je možné skonštatovať, že PMG model umožňuje väčšiu volatilitu predikovaných hodnôt a zároveň dosahuje lepšie výsledky z hľadiska neistoty okolo odhadovaných mier zlyhania. Lepšia výkonnosť PMG môže byť tiež odôvodnená skutočnosťou, že model poskytuje dostatočnú individuálnu voľnosť pre pôsobenie korekčných členov v rámci jednotlivých odvetví, pričom deformácie plynúce z nestacionarity časových radov nemajú výrazný vplyv na celkovú robustnosť modelu ako takého.

Pri pohľade na presnosť, s akou dokáže model predpovedať miery zlyhania v ekonomike, je na mieste skonštatovať, že pri spätnom porovnaní môžeme pozorovať relatívne veľké rozdiely medzi odpozorovanými a modelovanými hodnotami. Výnimkou môže byť sektor stavebníctva v čase recesie, ako aj výrobný sektor tesne pred krízou. Napriek tomu, že presnosť modelu vzhľadom na konkrétne pozorovania môže byť diskutabilná, dôležitým javom je, že model dokáže výstižne odhadnúť smer pôsobenia, keď v časoch recesie vidíme nárast defaultných udalostí v jednotlivých sektoroch a, naopak, v časoch konjunktúry miery zlyhania klesajú.

Výsledky modelovania poukázali na existenciu relatívne signifikantného a konzistentného vzťahu medzi stavom makroprostredia a mierami zlyhania ekonomických subjektov v rámci všetkých použitých ekonometrických prístupov. Zistenia prezentované v rámci interpretácie výstupov jednotlivých modelov sú v súlade s ekonomickou teóriou, ako aj s očakávaniami prezentovanými v rámci analýzy dát. Pri spätnom testovaní predikčnej schopnosti SUR a PMG modelu sme dospeli k záveru, že PMG model dosahuje lepšiu výkonnosť, vzhľadom na čo ho použijeme pri aplikácii stresového scenára v rámci poslednej, piatej kapitoly dizertačnej práce.

4.5. Stresové testovanie

Robustný modelový rámec, ktorý sme predstavili v predchádzajúcej kapitole, nám umožňuje predpovedať priemerné sektorové miery zlyhania v rôznych makroekonomických scenároch. Na účely stresového testovania vychádzame z hypotetického, ale zároveň reálneho scenára ekonomickej recesie, ktorý do istej miery reflektuje podmienky finančnej a ekonomickej krízy v rokoch 2007 až 2009.

Stresový scenár simuluje recesiú tak v globálnej, ako aj slovenskej ekonomike, po ktorej nasleduje voľný pokles produkcie v rovnakom rozsahu, ako sa to stalo v období Q2 2008 a Q1 2009, zatiaľ čo krátkodobá úroková miera zostáva na súčasnej nulovej úrovni.

Dlhodobu udržiavanú nulovú úroveň úrokových sadzieb do značnej miery limituje efektívnosť štandardných menových nástrojov väčšiny najväčších centrálnych bánk, ktoré pristúpili k nekonvenčným krokom, ako je kvantitatívne uvoľňovanie, apriórny prísľub nízkych úrokových sadzieb či záporné úrokové sadzby. Tieto opatrenia mali za cieľ uvoľniť menovú politiku za mieru toho, čo bolo možné prostredníctvom základnej úrokovej sadzby, a ich dôsledkom bolo zníženie a sploštenie výnosovej krivky (relatívne zníženie dlhej úrokovej sadzby ako podpora transmisie krátkych sadzieb do dlhodobějších sadzieb, ktoré sú relevantné z hľadiska financovania podnikového sektora).

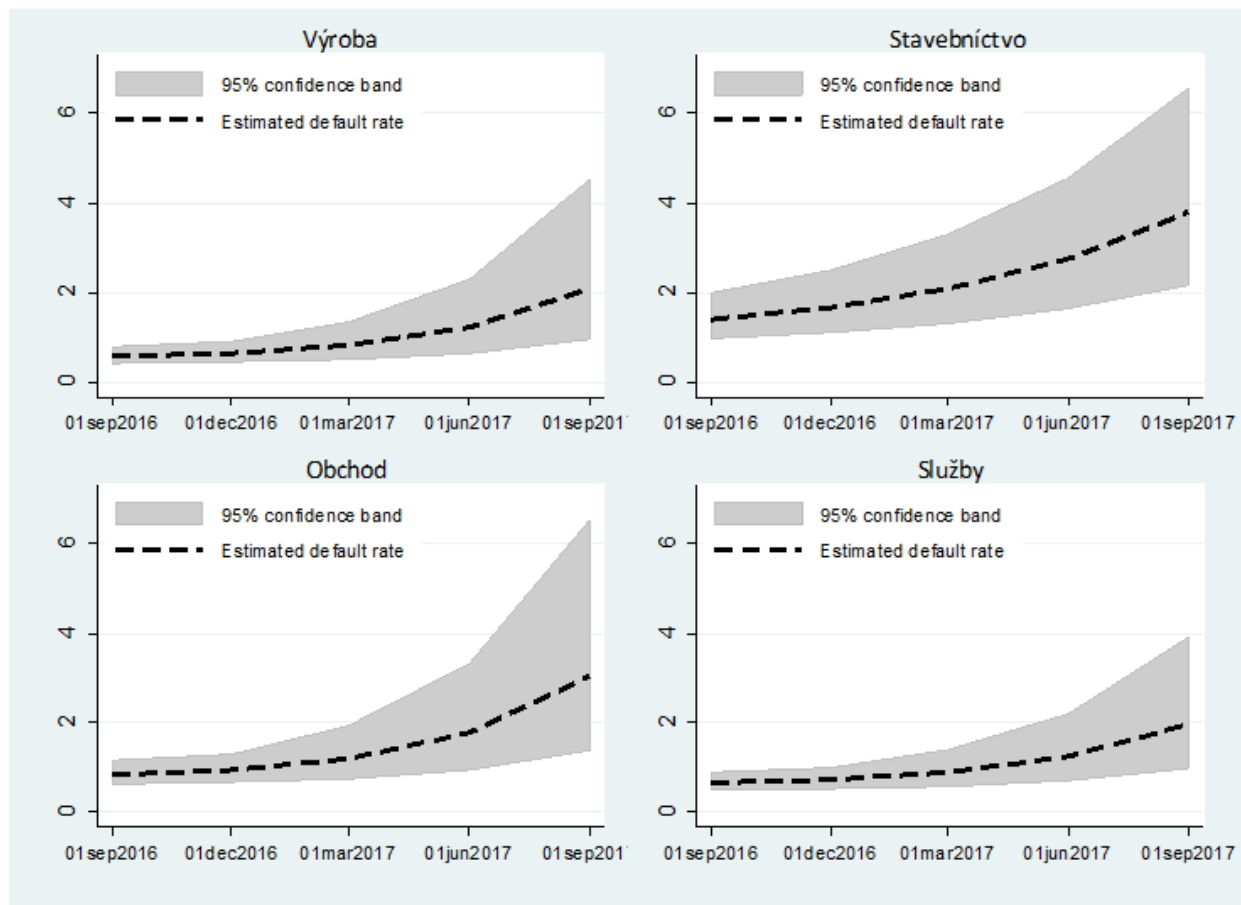
V dôsledku toho očakávame, že výnosová krivka zostane relatívne plochá a dlhodobé výnosy štátnych dlhopisov zostanú na nízkych úrovniach. Krajiny s rozpočtovými problémami by tak mali pocítiť tlak na rast ich rizikovej prémie, avšak tento efekt by mal byť výrazne nižší pri dlhopisoch s dlhšou lehotou splatnosti.

Vzhľadom na vyššie spomenuté skutočnosti náš stresový scenár pre vývoj rizikovej prémie štátnych dlhopisov predstavuje iba polovicu toho, čo sme mohli pozorovať v prvých dňoch krízy. Očakávaný rast rizikovej prémie je teda 150 bázických bodov. Vývoj ukazovateľa zadlženia je v zásade rovnaký, ako to bolo v prípade krízy medzi Q2 2008 a Q1 2009.

Stresový scenár aplikujeme v rámci PMG modelu v horizonte jedného roka, ktorý sa začína v treťom štvrtroku 2016. Výsledky naznačujú, že stres test má najmateriálnejší vplyv na odvetvia stavebníctva a obchodu, zatiaľ čo účinky na sektor výroby a služieb zostávajú relatívne

mierne. Podľa stresového scenára by sa vplyvom zhoršeného ekonomického prostredia miera zlyhania úverových dlžníkov v stavebníctve viac ako zdvojnásobila (nárast z hodnoty 1,7 na 4 %), pričom v odvetví obchodu je tento nárast dokonca trojnásobný (z 1 na 3 %). Zároveň je však nevyhnutné poznamenať, že miera neistoty tohto stredného odhadu je v týchto dvoch sektoroch taktiež o niečo vyššia.

Graf 14: Stresový scenár mier zlyhania na základe výsledkov PMG modelu



Prameň: Vlastné spracovanie

Zistenia prezentované v rámci stresového testovania korporátneho sektora sú v súlade so všeobecnou ekonomickou teóriou, ako aj so všeobecným chápaním rizík v podnikovom sektore. Sektor obchodu je v značnej miere senzitívny na náhle výpadky dopytu sprevádzané protekcionistickými tendenciami. Na druhej strane stavebné spoločnosti pôsobiace s veľkým pákovým efektom robia toto odvetvie zraniteľné, pričom celý sektor je do veľkej miery ovplyvnený očakávaniami hospodárskeho vývoja a investičného prostredia. Najmenej zraniteľným sektorom na šok je sektor služieb. Môže to byť vyššou pružnosťou podnikov

v tomto sektore, ako aj nižšou konkurencieschopnosťou v sektore služieb a aj vyššími maržami, ktoré sú v tomto sektore častejšie.

Ďalším zaujímavým zistením je, že medzi šokom a výraznejšou reakciou do kreditnej kvality sektora (respektíve významnejšieho zvýšenia miery zlyhania v sektore) ubehne 6 až 9 mesiacov, teda dostatočne dlhý čas na prípadnú odpoveď v podobe opatrení so stabilizačnou schopnosťou. Stabilizácia po období rastu mier zlyhania je závislá práve od charakteru opatrení prijatých v dôsledku makroekonomického šoku.

5. Záver

Pohybovať sa vo svete bankového, respektíve finančného risk manažmentu znamená pracovať v podmienkach neistoty. Úlohou kvalitného a obozretného riadenia rizika je pochopiť, kvantifikovať a znížiť mieru rizika, ktoré finančné inštitúcie podstupujú pri vykonávaní svojej činnosti. Digitalizácia a vývoj v informačných a dátových technológiách umožňuje zavádzať do oblasti manažmentu rizika nové inovatívne metódy a prístupy, ktoré napomáhajú skvalitňovať a lepšie riadiť rizikový profil bankových portfólií.

Jednou z najprogresívnejších a najrýchlejšie sa vyvíjajúcich oblastí v riadení rizika je nepochybne stresové testovanie tak v oblasti kvantifikácie ekonomického kapitálu, neočakávanej straty, ako aj v oblasti opravných položiek, respektíve očakávanej straty. Veľmi dobrým príkladom aplikácie prognózovania a stresového testovania je štandard IFRS 9, ktorý zavádza prvky stresového testovania do výpočtu opravných položiek bánk, čo je možné považovať za jednu z najvýznamnejších zmien v bankovníctve od zavedenia pravidiel Basel II.

V dizertačnej práci sme sa zamerali na prognózovanie a stresové testovanie miery zlyhania, respektíve pravdepodobnosti defaultu ekonomických subjektov v jednotlivých odvetviach korporátneho sektora Slovenskej republiky. Hlavným cieľom dizertačnej práce bolo na základe vplyvov makroekonomických veličín identifikovať a zhodnotiť zmeny v rizikových ukazovateľoch kreditného rizika na základe hypotetického scenára simulujúceho podmienky ekonomickej recesie.

Nad rámec súčasných prístupov k stresovému testovaniu, ktorým sme sa venovali v prvej kapitole dizertačnej práce, sme do stresového rámca implementovali dva doplnujúce ekonometrické prístupy pre modelovanie a prognózovanie miery zlyhania v podmienkach ekonomickej recesie. Modely SUR a PMG nám umožnili nad rámec lineárneho odhadu zohľadniť koreláciu náhodných chýb (v SUR) a spoločný dlhodobý vzťah vysvetľujúcich premenných (v PMG). Predpoklad korelácie náhodných chýb sa ukázal ako opodstatnený vzhľadom na fakt, že existuje relatívne silná závislosť medzi jednotlivými odvetviami v rámci slovenského korporátneho sektora. Vzájomný vzťah týchto premenných sa však nemusí týkať iba ich krátkodobého, ale aj dlhodobého vývoja. Dlhodobý vzťah skúmaných premenných sme

overili tak, že sme k modelovaniu pristúpili s predpokladom existencie spoločného vzťahu v dlhodobom horizonte a aplikovali sme prístup odhadu estimátora PMG (Pooled Mean Group).

Výsledky modelovania poukázali na existenciu relatívne signifikantného a konzistentného vzťahu medzi stavom makroprostredia a mierou zlyhania ekonomických subjektov v rámci všetkých použitých ekonometrických prístupov. Oproti existujúcej literatúre sme prišli k záveru, že silnejší vzťah pretrváva pri miere zlyhania voči finančným premenným než voči premenným z reálnej ekonomiky. Zistenia prezentované v rámci interpretácie výstupov jednotlivých modelov sú v súlade s ekonomickou teóriou, ako aj s očakávaniami prezentovanými v rámci analýzy dát. Pri spätnom testovaní predikčnej schopnosti SUR a PMG modelov sme dospeli k záveru, že PMG model dosahuje lepšiu výkonnosť, vzhľadom na čo sme ho použili pri aplikácii stresového scenára v rámci poslednej, piatej kapitoly dizertačnej práce.

Výsledky stresového testovania naznačujú, že ekonomický šok má najsilnejší vplyv na odvetvia stavebníctva a obchodu, zatiaľ čo účinky na sektor výroby a služieb zostávajú relatívne mierne. Podľa stresového scenára by sa vplyvom zhoršeného ekonomického prostredia miera zlyhania úverových dlžníkov v stavebníctve viac ako zdvojnásobila (nárast z hodnoty 1,7 na 4 %), pričom v odvetví obchodu je tento nárast dokonca trojnásobný (z 1 na 3 %).

Súčasťou rozhodovacieho procesu bankových inštitúcií o voľbe prístupu pre modelovanie je analýza komplexnosti a prínosu možných modelovacích prístupov. Vo všeobecnosti platí vzťah, že čím komplexnejší model, tým komplexnejšie požiadavky na kvalitu a predpoklady vstupných premenných. Ďalšou veľmi podstatnou premennou pri rozhodovaní je implementácia modelu do procesu riadenia rizika, jeho údržba a dodatočný vývoj, ako aj komunikácia a akceptácia modelu regulátorom.

Prístupy prezentované v rámci dizertačnej práce je možné zaradiť do troch pomyselných úrovní komplexnosti (OLS, SUR a PMG), pričom podľa nášho názoru každý z týchto prístupov je možné úspešne implementovať v rámci robustného a kvalitného procesu riadenia kreditného rizika.

Mnoho krajín na celom svete zaznamenalo kreditné udalosti v bankovom sektore, v niektorých prípadoch sprevádzané zlyhaniami v jednotlivých inštitúciách a v niektorých prípadoch aj v celom sektore. Dramatické zvýšenie kreditného rizika v roku 2008 narušilo

celosvetovú hospodársku aktivitu. Globálna kríza v kombinácii so zmenami v bankovom sektore upriamila pozornosť účastníkov finančného systému na úlohu bankovej regulácie a dohľadu. Finančná a hospodárska kríza poukázala na krehkosť finančného systému, ako aj na existenciu systémových nerovnováh vrátane nedostatočných regulačných mechanizmov. Tieto mechanizmy mali byť proticyklické s cieľom predísť vzniku finančnej krízy. V mnohých prípadoch však neúmyselne uľahčili jej prenos do reálnej ekonomiky.

Vzhľadom na precedens z predchádzajúcich rokov stoja regulátory a bankové inštitúcie pred výzvou pripraviť bankový systém na šoky spôsobené poklesom regionálnej alebo celosvetovej ekonomiky, a tak vybudovať silnejší a odolný finančný systém schopný odolať následkom finančného šoku. Jedným z možných spôsobov, ako čeliť tejto výzve, je vybudovať robustný metodologický rámec založený na záťažových testoch. Simuláciou podmienok hospodárskej recesie a následným odhadom jej vplyvu na ukazovatele rizika a výkonnosti bánk môžu bankové inštitúcie pripraviť svoje portfóliá na možné negatívne dôsledky hospodárskych alebo finančných šokov, a tým prispieť k zvýšeniu odolnosti celkového finančného systému.

Naplnenie cieľov práce

Hlavným cieľom dizertačnej práce bolo na základe vplyvov makroekonomických a finančných premenných identifikovať a zhodnotiť zmeny v rizikových ukazovateľoch kreditného rizika na základe hypotetického scenára simulujúceho podmienky ekonomickej recesie. Netradičnou, ale o to podstatnejšou novinkou bolo modelovanie tohto procesu na úrovni sektorov.

V dizertačnej práci sme zadefinovali všeobecný rámec stresového testovania, predstavili základné princípy pre modelovanie vplyvu vývoja makroprostredia na miery kreditného rizika. Úspech akéhokoľvek ekonometrického modelu závisí od správnej voľby vysvetľujúcich premenných, pri výbere ktorých sme zobrali do úvahy postuláty všeobecnej ekonomickej teórie, ktoré sme otestovali pomocou relevantných štatistických prístupov. Pri pohľade na vývoj časových radov miery zlyhania sme mohli odpozorovať jasnú koreláciu medzi jednotlivými odvetviami, ako aj výrazný nárast zlyhaní v období finančnej krízy.

Hlavným predpokladom na naplnenie tak hlavného, ako aj čiastkových cieľov dizertačnej práce bola konštrukcia vhodného a štatisticky významného ekonometrického modelu miery zlyhania subjektov na úrovni sektorov ekonomiky. V teoretickej rovine sme rozšírili rámec,

ktorý už dávnejšie aplikoval Virolainen (2004), o dva ďalšie prístupy k modelovaniu miery zlyhania založené na SUR a PMG regresii.

Výsledok ekonometrických modelov poukazuje na jednej strane na relatívne silnú závislosť medzi makroprostredím a zlyhaniami podnikov v korporátnom sektore. Na druhej strane sme však mohli pozorovať relatívne značnú variabilitu makroukazovateľov v rámci jednotlivých korporátnych sektorov. Dobrým príkladom je sektor obchodu a služieb, ktorý je senzitivnejší na zmenu ekonomických premenných. Sektor výroby zas, naopak, citlivejšie reaguje na zmeny na finančnom trhu. Sektor obchodu s relatívne najflexibilnejším charakterom podnikania zas vykazuje vyššiu citlivosť na rizikovú prémii. Sektor služieb, naopak, vykazuje relatívne silnú senzitivitu na ekonomickom sentimente. Pri aplikácii hypotetického stresového scenára, ktorý do istej miery reflektuje podmienky finančnej krízy v roku 2008, je možné odpozorovať výrazný, takmer trojnásobný nárast miery zlyhania úverov v obchodnom a stavebnom sektore s výrazne vyššou mierou neistoty v porovnaní so sektorom výroby a služieb.

Predpokladané prínosy dizertačnej práce vidíme tak v teoretickej rovine, ako aj v možnom uplatnení v bankovej praxi. V teoretickej rovine sme rozšírili modelový rámec, ktorý aplikoval Virolainen (2004), o inovatívne prístupy k modelovaniu miery zlyhania, ktoré môžu slúžiť ako teoretická a praktická základňa pre konštrukciu ekonometrických modelov stavu ekonomiky pre subjekty tak slovenského, ako aj medzinárodného bankového sektora. V praktickej rovine sme na slovenských údajoch prvýkrát poukázali na heterogenitu sektorov ekonomiky a vplyv tejto heterogenity na prenos paušálneho jednotkového šoku na kreditnú kvalitu jednotlivých sektorov.

Zoznam použitej literatúry

Allen, L. Saunders, A. A survey of Cyclical Effect in Credit Risk Measurement Models Basel: Bank of international settlements, 2002, ISSN 1682-7678.

Barth, J., Gan, J., Nolle, D. Global Banking Regulation & Supervision: What Are the Issues a What Are the Practices? 2003,

Barth, J. Caprio, G. Levine, R. Bank regulation and supervision: what works best?. In: Journal of Financial Intermediation. Elsevier: Volume 13, Issue 2, 2004. p. 205-248. ISSN: 1042-9573.

Basel Committee on Banking Supervision, Principles for sound stress testing practices and supervision . Basel:Bank of international settlements, 2009, ISBN: 92-9197-784-5.

Basel Committee on Banking Supervision. 2001. Consultative Document, The New Basel Capital Accord. 2001

Beutler, T., Bichsel, R., Bruhin, A. a Danton, J.: The Impact of Interest Rate Risk on Bank Lending, SNB Working Paper series No.4/2017.

Board of Governors of the Federal Reserve System. Dodd-Frank Act Stress Test 2015: Supervisory Stress Test Methodology and Results Washington: 12.01.2015, 156 s.

Board of Governors of the Federal Reserve System. Press Release: Federal Reserve releases results of supervisory bank stress tests. Washington: 17.01.2015.

Board of Governors of the Federal Reserve System. Dodd-Frank Act Stress Test 2016: Supervisory Stress Test Methodology and Results

Borio, C. Shim, I. What can (macro-) prudential policy do to support monetary policy? Basel: Bank of international settlements, 2007,. ISSN 1682-7678.

Brownlees, Ch. a Engle, R.: SRISK: a conditional capital shortfall measure of systemic risk. ESRB Working Paper Series. No.37, 2017.

Castle, J. L., Hendry, D.F. Kitov, O.I. Forecasting and Nowcasting Macroeconomic Variables: A Methodological Overview. In: EuroStat (ed.) Handbook on Rapid Estimates, UN/EuroStat. Brussels: 2016. p.41-112.

Chan-Lau, A. J. Fundamentals-Based Estimation of Default Probabilities: A Survey. In: IMF Working Paper, WP/06/149, 2006

European Banking Authority. Results of 2014 EU-wide stress test: Aggregate results. 20.10.2014.

European Banking Authority. EBA publishes 2014 EU-wide stress test results

European Banking Authority. 2016 EU-WIDE STRESS TEST RESULTS]. 26.07.2016.

European Banking Authority. EBA publishes 2016 EU-wide stress test results 29.07.2016.

European Banking Authority. 2018 EU-Wide Stress Test: Methodology note. 2018.

Národná banka Slovenska, Analýza slovenského finančného sektora za rok 2016. 2017. ISSN 1338-5577.

Fidrmuc, J., Ciaian, P., d'Artis K. a Pokrivcak, P. : Credit Constraints, Heterogeneous Firms and Loan Defaults, *Annals of Economics and Finance*, Society for AEF, Volme 14(1), s.53-68, 2013

Gayer, Ch.: Forecast Evaluation of European Commission Survey Indicators, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2005. strana. 157-83.

Henry, J., Kok, Ch.: A Macro Stress Testing Framework for Assessing Systemic Risk in the Banking Sector. ECB Working Paper series no.152 / October 2013,

Hilscher, J. Wilson, M. Credit rating and credit risk: Is one measure enough? Elsevier: Volume 63, Issue 10, 2013. p. 3414 - 3437.

Im, K., M. Pesaran, a Y. Shin“Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” DAE Working Paper, University of Cambridge. 1997

Jakubik, P. Does Credit Risk Vary with Economic Cycles? The case of Finland. . IES. Working Paper. Praha: 2006, No.11, s.44.

Jokivuolle, E. Viren, M. Vähämaa, O. Transmission of macro shocks to loan losses in a deep crisis: the case of Finland. Finland: Bank of Finland, 2009, p.31. ISSN: 1456-6184.

Kumbhat, A. , Palomino, F. a Perez-Orive, A.: The Potential Increase in Corporate Debt Interest Rate Payments from Changes in the Federal Funds Rate, FEDS Notes. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, 2017

Levin, A., a C. Lin, “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties,” Unpublished Paper, University of California, San Diego. 1992

Levin, A., C.F. Lin, a C.S.J. Chu. 2002. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108: 1–24.

Martináková R., Kapouněk S.: Economic sentiment indicator and its information capability in the Czech Republic. *Acta universitatis agriculturae*. Vol.61, No.7, 2013.

Misina, M. Tessier, D. Dey, S. Stress Testing the Corporate Loans Portfolio of the Canadian Banking Sector. Ottawa: Bank of Canada, 2006. ISSN 1192-5434

Ng, S., a Perron, P.: Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281. 1995.

Quah, D., “International Patterns of Growth: I. Persistence in Cross-Country Disparities,” Unpublished Paper, London School of Economics. 1992

Quah, D., “Exploiting Cross-section Variations of Unit Root Inference in Dynamic Data,” *Economic Letters*, 1994, 44, 9-19.

- Pesaran, M. H.- Shin, Y. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In: *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century. The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge: Cambridge University Press. 1999. chap. 11, p. 371–413. ISBN: 9781139052221.
- Pesaran, M. H. Shin, Y. Smith, R. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. In: *Journal of Applied Econometrics*. 2001. Volume 16, Issue 3, p.289-326. ISSN: 1099-1255.
- Revenda, Z. *Centrální bankovníctví*. 2. vyd. Praha: Management Press, 2001, 784 s. ISBN 80-7261-051-1.
- Silgoner, M.A.: The Economic Sentiment Indicator: Leading Indicator - Properties in Old and New EU Member States, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, OECD Publishing, 2007, Vol. 2, pages 199-215.
- Simons, D. Rolwes, F. Macroeconomic Default Modeling and Stress Testing In: *International Journal of Central Banking*. Nederlandsche bank: Volume 5, Issue 3, 2009. p.177-204
- Taylor, M.P. a Sarno, L., The behaviour of real exchange rates during the post-Bretton Woods period, *Journal of International Economics* 1998, 46, 281-312.
- Virolainen, K. Macro stress testing with a macroeconomic credit risk model for Finland. Finland: Bank of Finland Research Discussion Papers, 2004, No.18.. ISSN: 0785-3572.
- Wu, J. Chen, S. Can nominal exchange rates be differenced to stationarity?. In: *Economics Letters*, 1997, Volume 55, Issue 3, p.397-402. ISSN: 0165-1765.

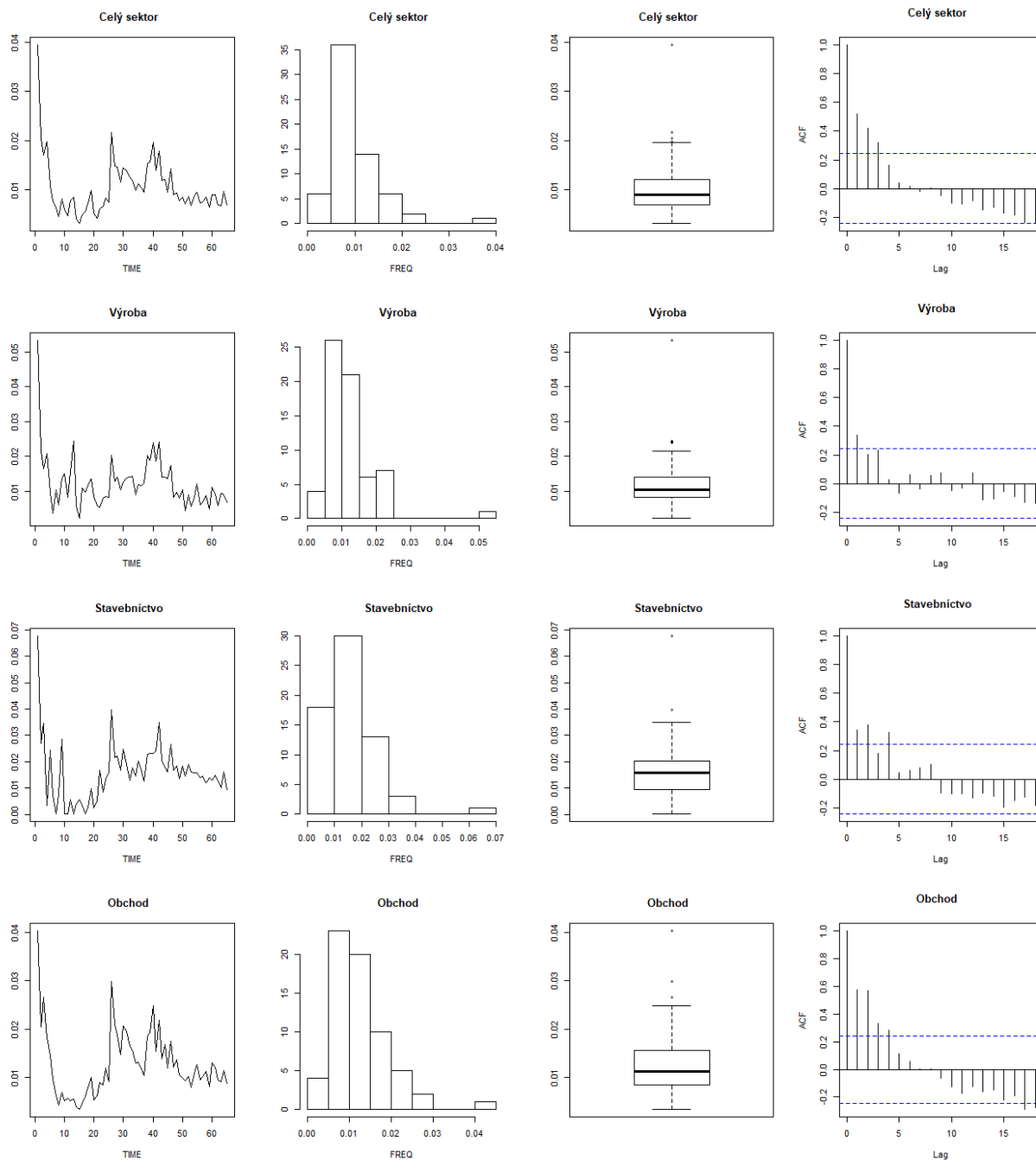
Prílohy

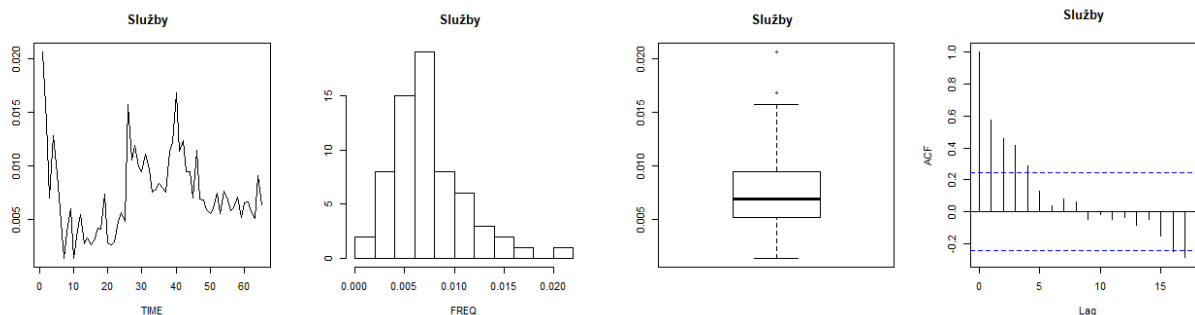
Príloha 1: Premenná odvetvová miera zlyhania

Zdroj: NBS

Kvartálne dáta: 1/2001 – 4/2016

Graf 15: Premenná odvetvová miera zlyhania





Premenná	Popisné štatistiky						ADF Test		PP Test	
	Min	1.Qu	Median	Priemer	3.Qu	Max	t-stat.	p-hodnota	t-stat.	p-hodnota
Miera zlyhania	0.0031	0.0069	0.009	0.0103	0.0121	0.0395	-2.123	0.033	-3.666	0.0004
Výroba	0.0022	0.0083	0.0105	0.0122	0.0141	0.0533	-1.726	0.080	-4.092	0.0001
Stavebníctvo	0.0001	0.0094	0.0158	0.0157	0.0203	0.0677	-2.306	0.022	-4.025	0.0001
Obchod	0.0033	0.0085	0.0113	0.0126	0.0155	0.0403	-1.849	0.062	-3.018	0.0031
Služby	0.0014	0.0052	0.0069	0.0075	0.0095	0.0207	-1.836	0.064	-2.502	0.013

Prameň: Vlastné spracovanie

Na základe grafickej analýzy dát a signifikantných výsledkov PP testu na hladine významnosti 0,05 môžeme zamietnuť H_0 hypotézu, že časové rady sektorových mier zlyhania nie sú stacionárne. Stacionarita bola taktiež odpozorovaná pri ekonomickom indexe, ktorý reprezentuje logisticky transformovanú formu miery zlyhania.

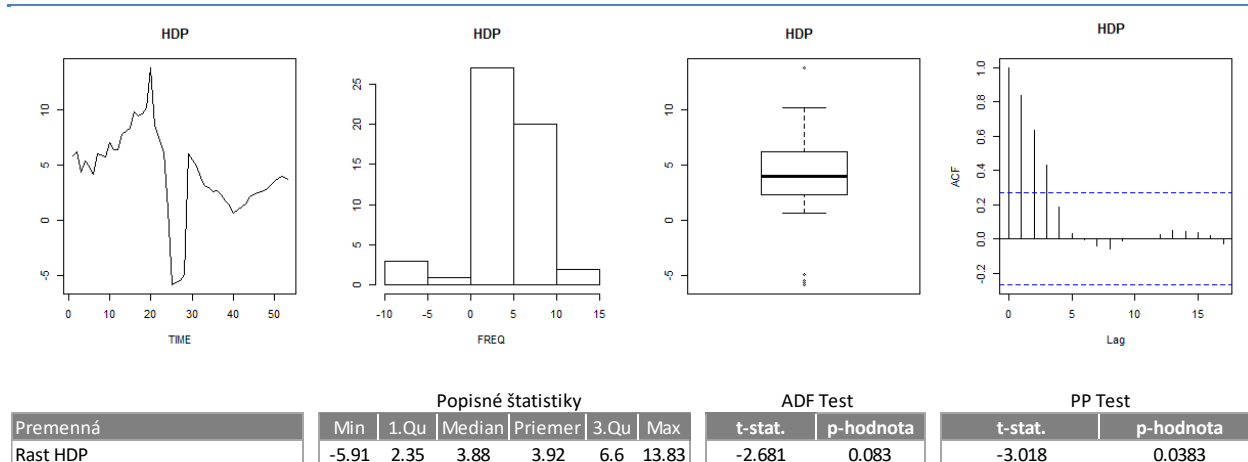
Príloha 2: Premenná rast HDP

Zdroj: NBS

HDP výdavková metóda, bežné ceny, sezónne očistené, HDP – hrubý domáci produkt [SK, n, sa, mil. eur], SO SR

Kvartálne dáta: 1/2001 – 4/2016

Graf 16: Premenná rast HDP



Prameň: Vlastné spracovanie

Na základe grafickej analýzy dát a výsledkov ADF testu na hladine významnosti 0,05 prijímame H_0 hypotézu, že časový rad GDP nie je stacionárny. Ak by sme zobrali do úvahy hladinu významnosti 0,1 pre ADF v kombinácii s relatívne silným výsledkom PP testu, výsledky pripúšťajú stacionaritu časového radu. Rast HDP je jedným z kandidátov ukazovateľa rastu výkonu ekonomiky, pričom slabšie výsledky stacionarity budú zohľadnené pri ďalšom rozhodovaní o zaradení premennej do modelu.

Pri premennej HDP očakávame záporné znamienko (–), lebo predpokladáme, že v prípade zvýšenia rastu HDP v čase ekonomickej konjunktúry klesá počet zlyhaní ekonomických subjektov, čím sa zároveň znižuje hodnota miery zlyhania. Naopak, v čase recesie môžu zhoršené ekonomické podmienky vyústiť do väčšieho množstva zlyhaní, a teda sa predpokladá rast miery zlyhania ekonomických subjektov.

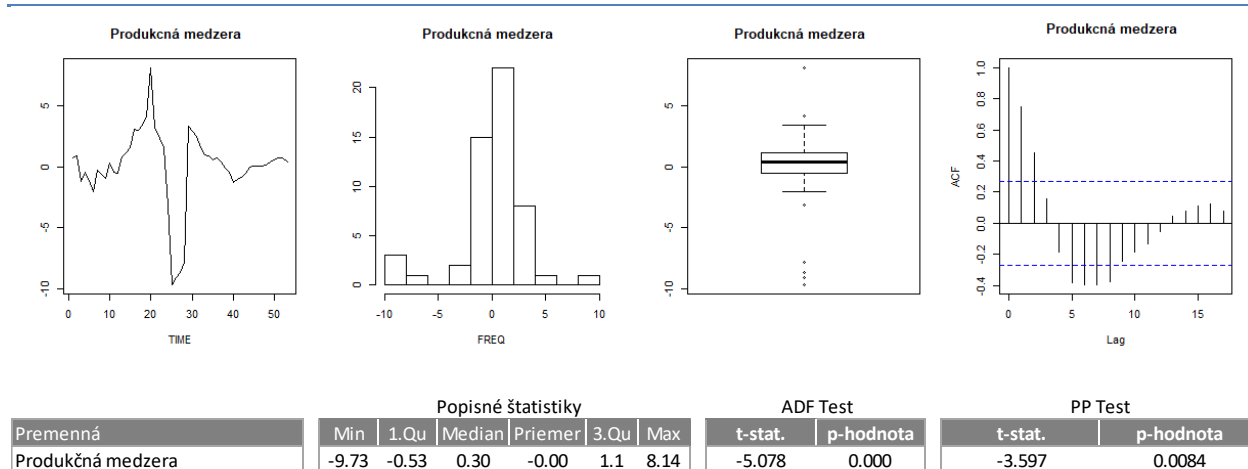
Príloha 3: Premenná produkčná medzera

Zdroj: NBS

Premenná je vypočítaná ako odchýlka od filtrovaného trendu HP reálneho rastu HDP s hodnotou ukazovateľa $\lambda = 1\,600$.

Kvartálne dáta: 1/2001 – 4/2016

Graf 17: Premenná produkčná medzera



Prameň: Vlastné spracovanie

Na základe grafickej analýzy dát a výsledkov ADF a PP testu na hladine významnosti 0,05 zamietame H_0 hypotézu, že časový rad produkčnej nie je stacionárny.

Ukazovateľ produkčnej medzery je priamo odvodený od HDP ako odchýlka od filtrovaného trendu HP reálneho rastu HDP s hodnotou ukazovateľa $\lambda = 1\,600$. Vzhľadom na to rovnako ako v prípade HDP očakávame záporné znamienko (-), lebo predpokladáme, že v prípade rastu HDP v čase ekonomickej konjunktúry klesá počet zlyhaní ekonomických subjektov, čím sa zároveň znižuje hodnota miery zlyhania. Naopak, v čase recesie môžu zhoršené ekonomické podmienky vyústiť do väčšieho množstva zlyhaní, a teda sa predpokladá rast miery zlyhania ekonomických subjektov.

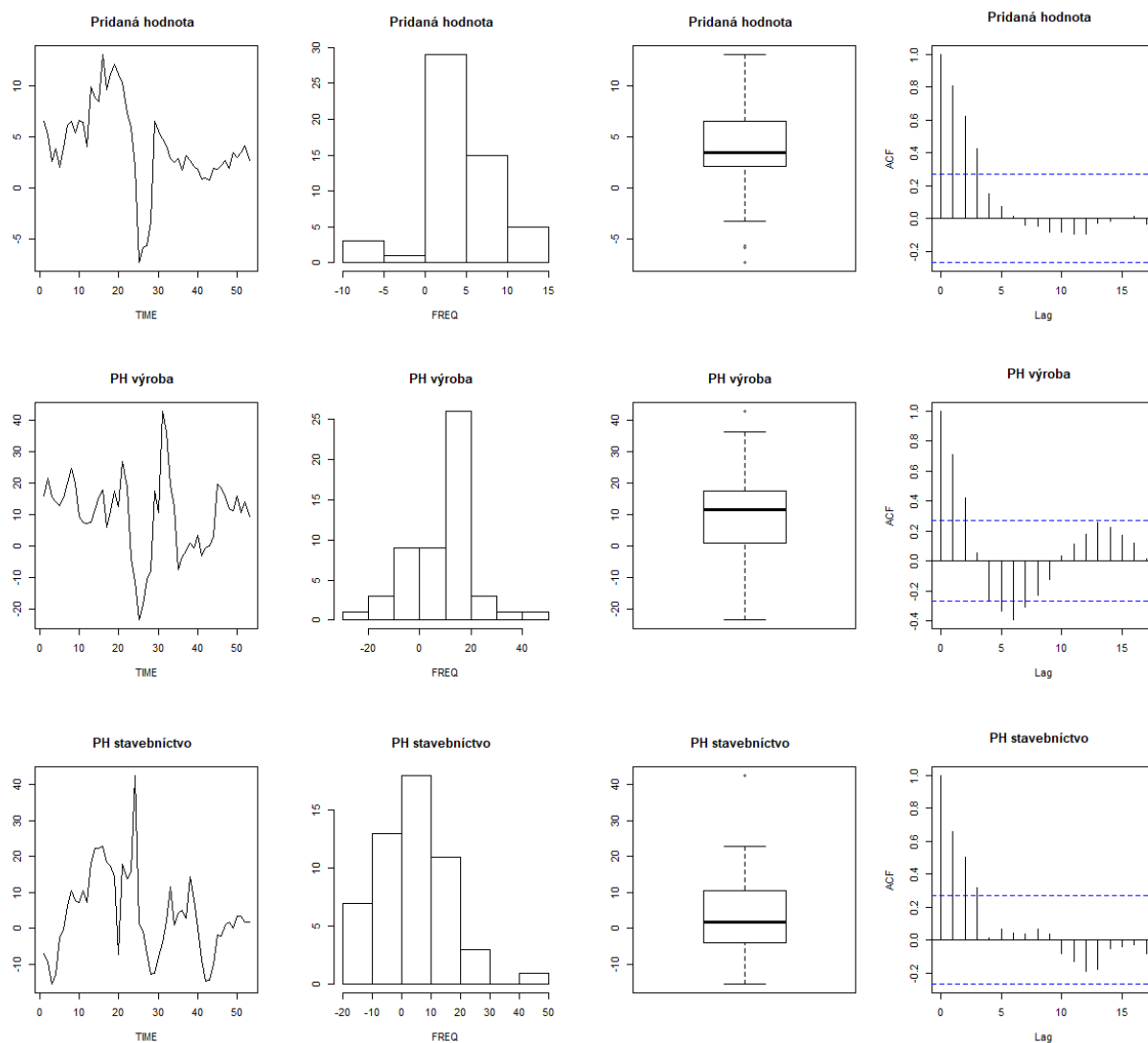
Príloha 4: Premenná pridaná hodnota podľa odvetvia

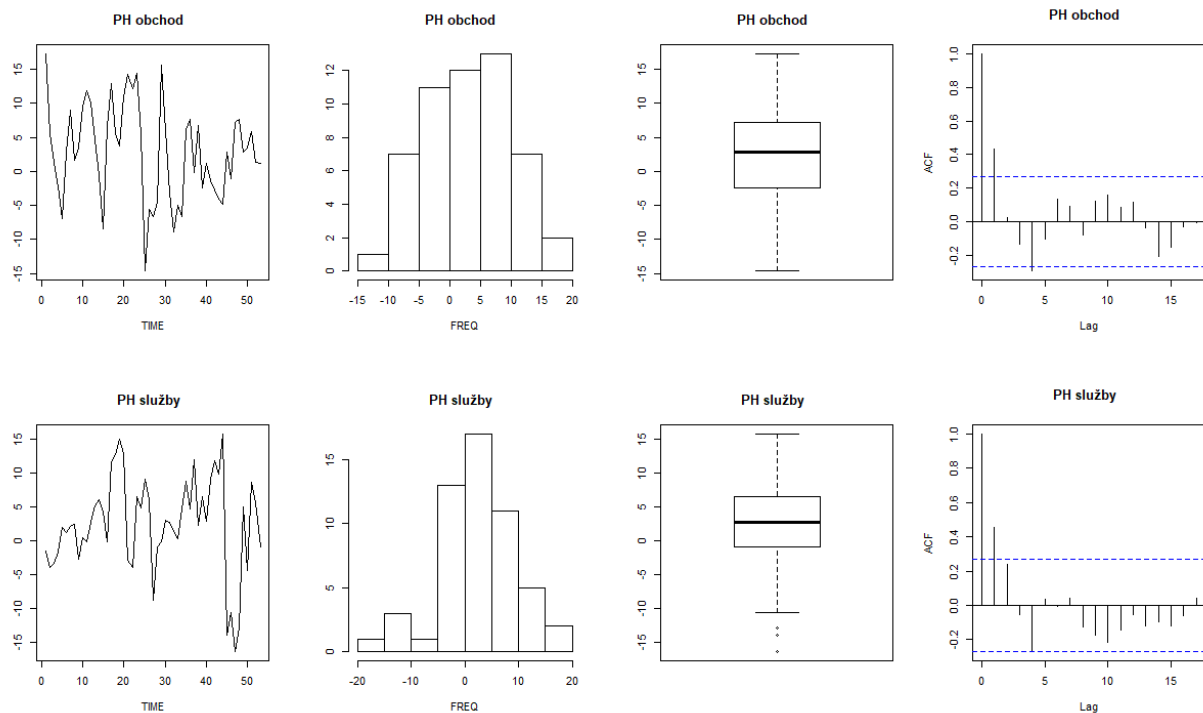
Zdroj: NBS

HDP Produkčná metóda, HDP Produkčná metóda podľa sektorov, stále ceny, sezónne očistené,
Hrubá pridaná hodnota [podľa odvetvia], [SK, r, sa, mil. eur], SO SR

Kvartálne dáta: 1/2001 – 4/2016

Graf 18: Premenná pridaná hodnota





Premenná	Popisné štatistiky						ADF Test		PP Test	
	Min	1.Qu	Median	Priemer	3.Qu	Max	t-stat.	p-hodnota	t-stat.	p-hodnota
Pridaná hodnota	-7.30	2.8	3.81	3.92	5.93	13.5	-2.387	0.149	-2.014	0.0428
Výroba	-23.39	2.21	11.41	9.69	15.87	42.69	-2.655	0.009	-2.813	0.0056
Stavebníctvo	-16.76	-7.18	1.58	3.96	14.24	42.47	-2.260	0.024	-4.320	0.0000
Obchod	-14.65	-2.86	1.96	2.19	6.52	21.48	-5.697	0.000	-5.716	0.0000
Služby	-16.45	-1.47	2.72	2.44	7.13	15.84	-2.160	0.031	-4.872	0.0000

Prameň: Vlastné spracovanie

Na základe grafickej analýzy dát a výsledkov ADF a PP testu na hladine významnosti 0,05 zamietame H_0 hypotézu, že časový rad pridanej hodnoty nie je stacionárny.

V prípade pridanej hodnoty očakávame záporné znamienko (–), lebo rast pridanej hodnoty sektora odzrkadľuje pozitívny vývoj, vzhľadom na čo by mala klesať miera zlyhaní ekonomických subjektov. Naopak, v čase recesie môžu zhoršené ekonomické podmienky vyústiť do väčšieho množstva zlyhaní, a teda sa predpokladá rast miery zlyhania ekonomických subjektov.

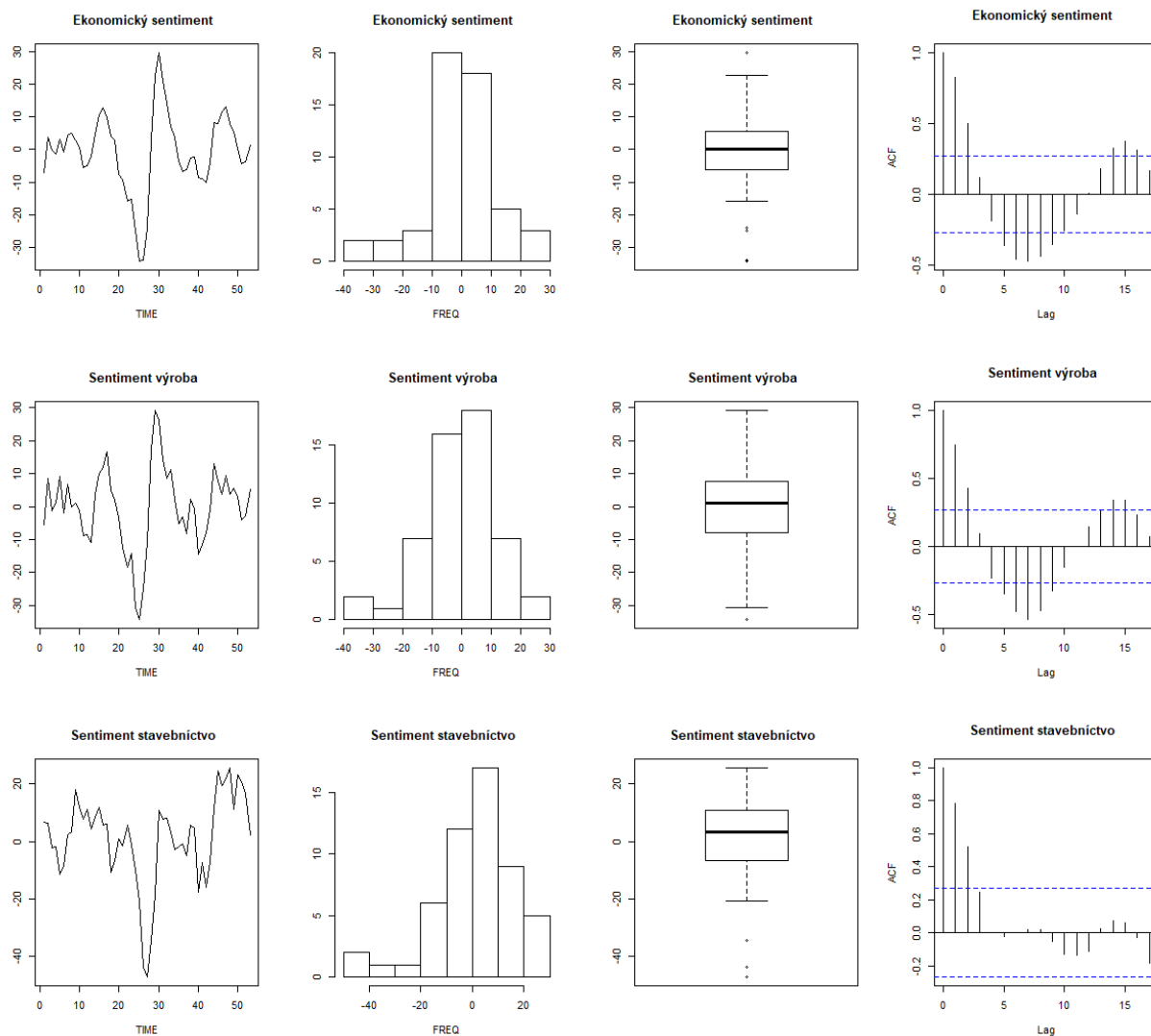
Príloha 5: Premenná ekonomický sentiment podľa odvetvia

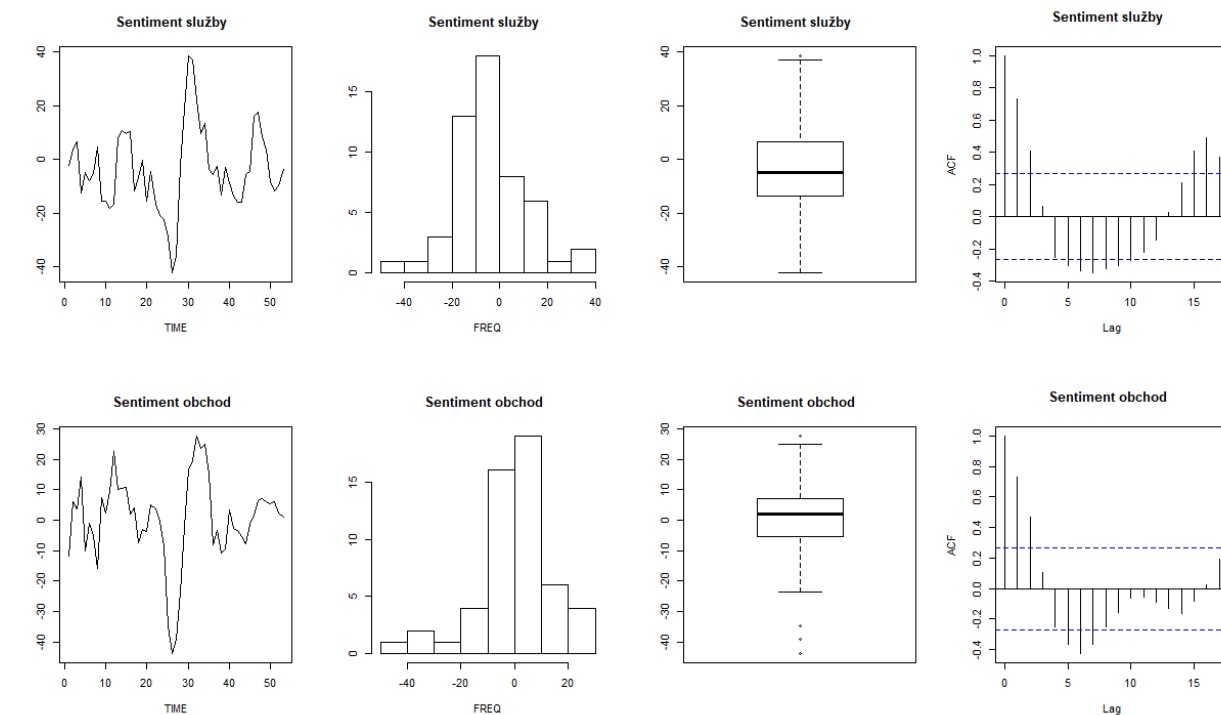
Zdroj: NBS

Indikátor ekonomického sentimentu, dlhodobý priemer, Indikátor ekonomického sentimentu;
[SK, sa, long-term average=100]; NBS calculations

Kvartálne dáta: 1/2001 – 4/2016

Graf 19: Premenná ekonomický sentiment





Premenná	Popisné štatistiky						ADF Test		PP Test	
	Min	1.Qu	Median	Priemer	3.Qu	Max	t-stat.	p-hodnota	t-stat.	p-hodnota
Sentiment	-34.37	-5.13	2.73	0.79	7.83	29.67	-3.824	0.000	-3.211	0.0017
Výroba	-34.37	-6.03	1.00	0.42	8.70	29.23	-4.905	0.000	-3.491	0.0007
Stavebníctvo	-47.33	-2.33	5.67	3.78	12.00	30.33	-2.612	0.010	-2.611	0.0097
Obchod	-44.00	-5.33	2.33	0.57	8.33	27.67	-2.981	0.004	-3.621	0.0005
Služby	-42.33	-13.73	-5.00	-3.63	6.67	38.67	-3.306	0.001	-3.062	0.0028

Prameň: Vlastné spracovanie

Na základe grafickej analýzy dát a signifikantných výsledkov ADF testu na hladine významnosti 0,05 môžeme zamietnuť H_0 hypotézu, že časové rady ukazovateľa ekonomického sentimentu v jednotlivých odvetviach nie sú stacionárne.

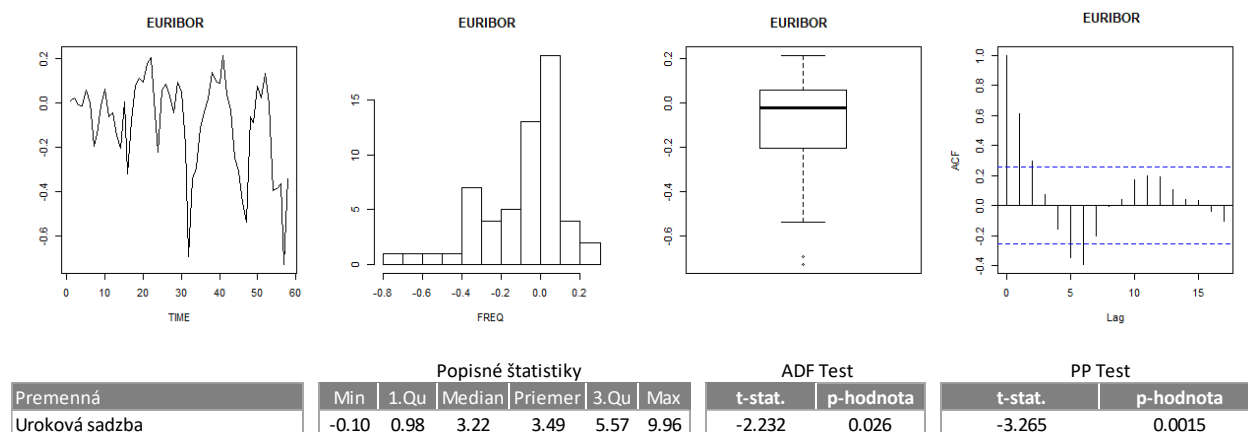
V prípade ukazovateľa ekonomického sentimentu obdobne ako pri predošlých ukazovateľoch hospodárskeho výkonu očakávame záporné znamienko (–), teda rast ukazovateľa by mal indikovať pokles zlyhaní v ekonomike. Indikátor ekonomického sentimentu sa taktiež javí byť cyklickejší, a teda citlivejší na zmeny hospodárskeho prostredia. Časový rad nie je ovplyvnený extrémne vysokými hodnotami pred krízou s následným extrémnym prepadom v prvom roku krízy, tak ako je to v prípade produkčnej medzery alebo HDP.

Príloha 6: Premenná úroková sadzba Euribor

Zdroj: EUROSTAT

Kvartálne dáta: 1/2001 – 4/2016

Graf 20: Premenná úroková sadzba Euribor



Prameň: Vlastné spracovanie

Na základe grafickej analýzy dát a výsledkov ADF a PP testu na hladine významnosti 0,05 zamietame H_0 hypotézu, že časový rad krátkodobej úrokovej sadzby Euribor nie je stacionárny.

S rastom trhových sadzieb očakávame rast miery zlyhania v ekonomike a kladné znamienko (+), lebo dochádza k rastu komerčných úrokových sadzieb, čo zdražuje úverovanie ekonomických subjektov.

Príloha 7: Premenná riziková prémia

Zdroj: OECD/NBS

Výnos dlhopisov:

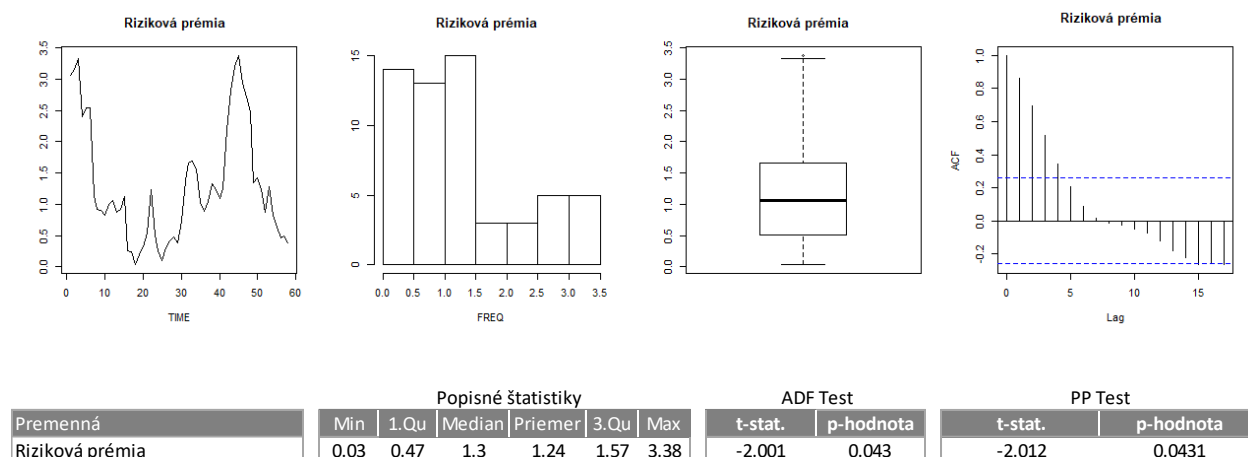
Nemecko, OECD MEI, Yield 10 Year Government Bonds (proxy 9 10 Year Federal Securities)

Slovensko, OECD MEI, Yield 10 Year Government Bonds

Zadlženosť: Úvery a vklady, Vklady a úvery, Úvery nefinančným spoločnostiam – celkom [SK, nsa, mil. eur], NBS

Kvartálne dáta: 1/2001 – 4/2016

Graf 21: Premenná riziková prémia



Prameň: Vlastné spracovanie

Na základe grafickej analýzy dát a výsledkov ADF a PP testu na hladine významnosti 0,05 zamietame H_0 hypotézu, že časový rad pridanej hodnoty nie je stacionárny.

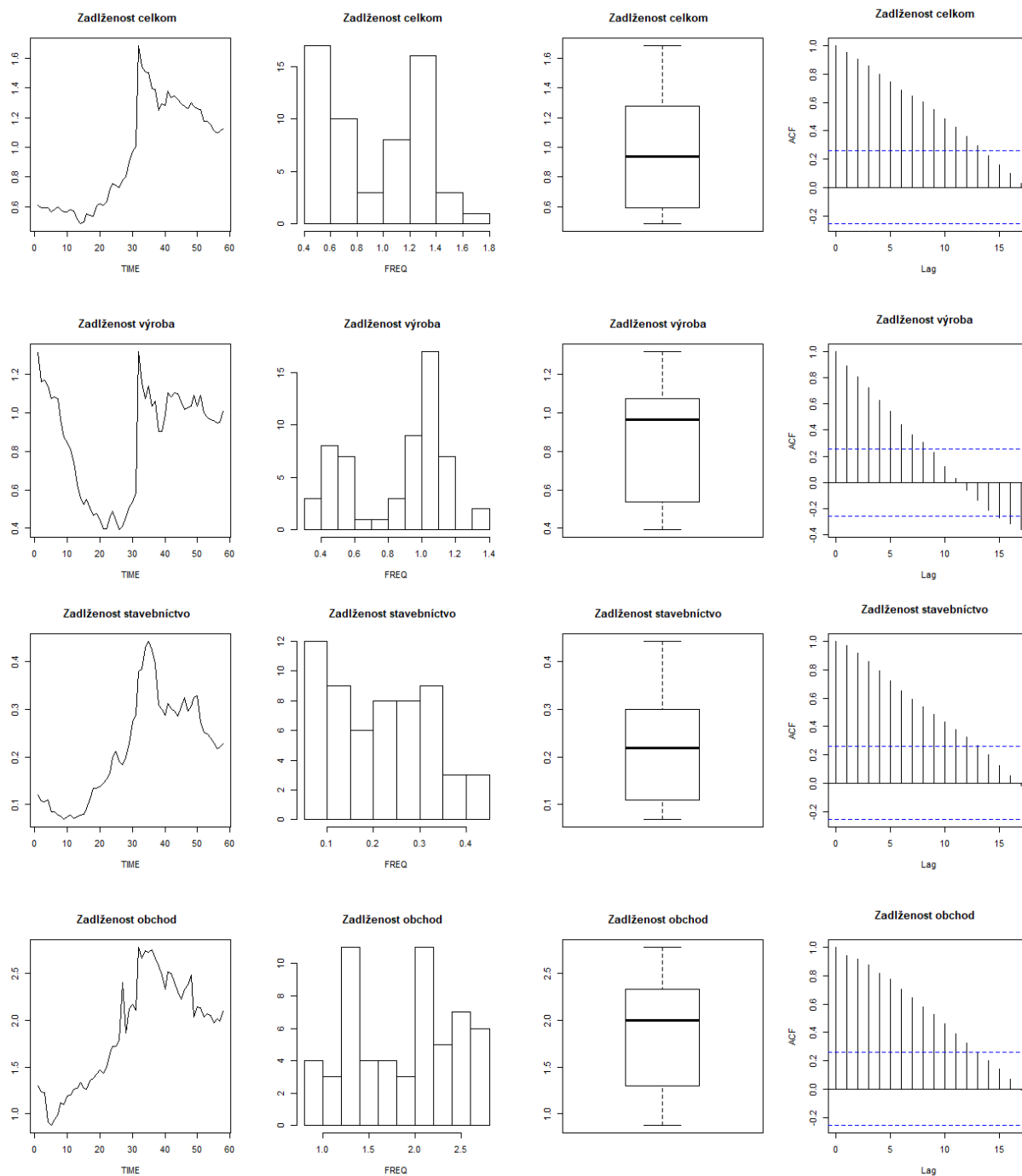
Pri ukazovateli rizikovej premie očakávame pozitívne znamienko (+), a teda čím vyššia je riziková prémia na slovenské štátne dlhopisy, tým je horšie trhové vnímanie výkonu respektíve zdravia slovenskej ekonomiky, čo môže indikovať potenciálny problém úverových subjektov splácať svoje dlhy.

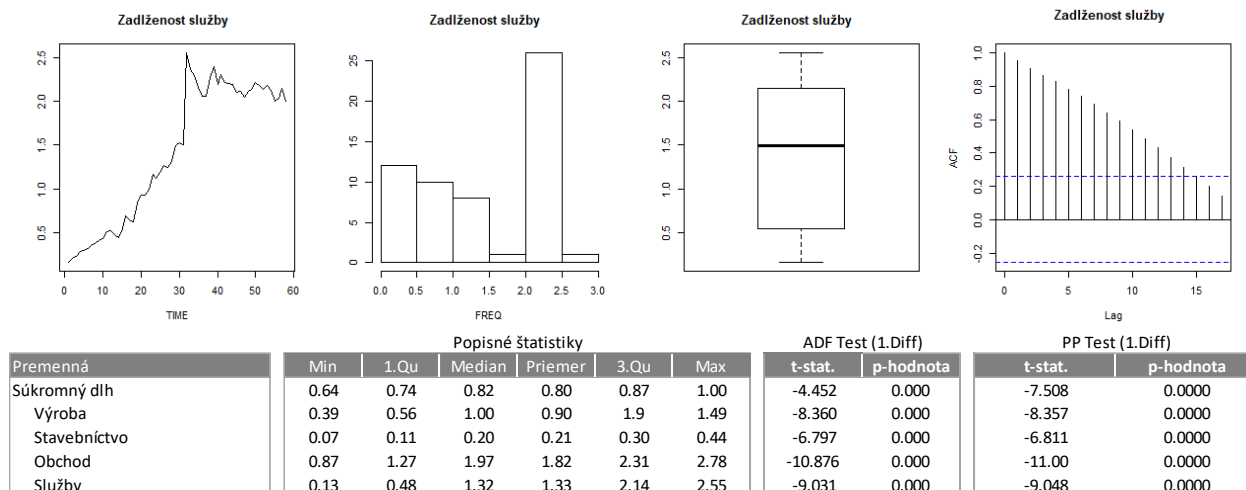
Príloha 8: Premenná zadlženosť (súkromný dlh) podľa odvetvia

Zdroj: EUROSTAT

Kvartálne dáta: 1/2001 – 4/2016

Graf 22: Premenná zadlženosť (súkromný dlh)





Prameň: Vlastné spracovanie

Na základe grafickej analýzy dát a výsledkov ADF a PP testu na hladine významnosti 0,05, ako aj 0,01, prijímame H_0 hypotézu, že časový rad rizikovej prémie nie je stacionárny. Výsledky prvej diferenciácie časových radov však jasne vykazujú stacionaritu, a teda v modelovaní bude použitá prvá diferenciácia časových radov.

Vyššia úroveň podnikového dlhu viac zaťažuje korporácie, čo následne negatívne ovplyvňuje hospodárstvo. Vzhľadom na to s rastom zadlženia očakávame rast miery zlyhania, a teda pozitívne znamienko (+).

Príloha 9: Premenná sklon krivky

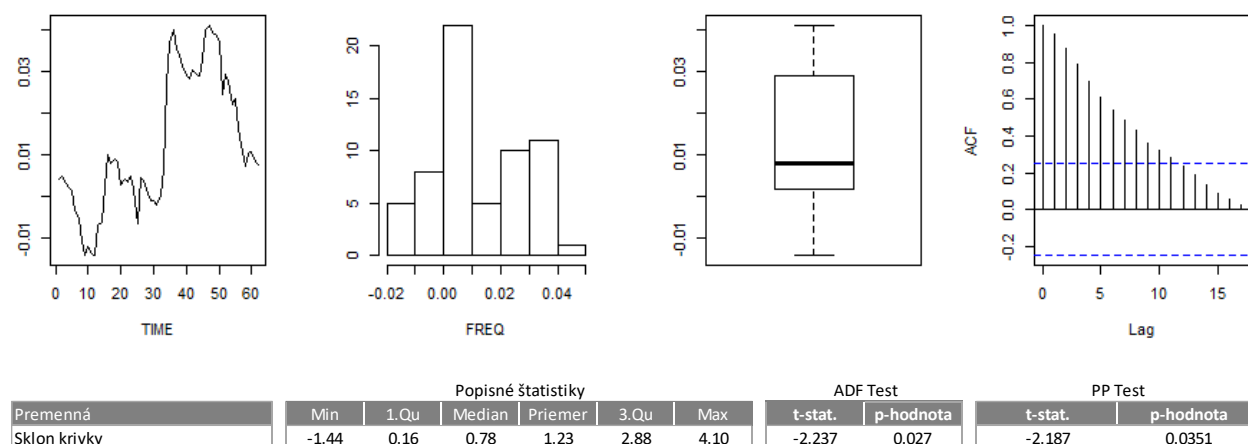
Zdroj: OECD/Eurostat

Výnos dlhopisov: Slovensko, OECD MEI, Yield 10 Year Government Bonds

Euribor: Krátkodobá sadzba peňažného trhu 3 M Euribor

Kvartálne dáta: 1/2001 – 4/2016

Graf 23: Premenná sklon krivky



Prameň: Vlastné spracovanie

Na základe grafickej analýzy dát a výsledkov ADF a PP testu na hladine významnosti 0,05 zamietame H_0 hypotézu, že časový rad sklonu krivky nie je stacionárny.

Sklon výnosovej krivky reflektuje očakávania budúceho vývoja inflácie, úrokových sadzieb či ekonomického rastu v konkrétnej krajine. Strmšia krivka napovedá o výhlade silnejšieho ekonomického rastu, vyššej inflácie a prostredia vyšších úrokových sadzieb v budúcnosti. Naopak, menší sklon krivky napovedá o očakávaniach tlmenej inflácie, slabšieho rastu v budúcnosti, ale napríklad aj uvoľňovania menovej politiky na dlhšom horizonte napríklad s pomocou nekonvenčných opatrení menovej politiky. Vzhľadom na vyššie spomenuté argumenty v prípade sklonu krivky očakávame pozitívne znamienko (+).

Príloha 10: Výsledky SUR modelu (špecifikácia s ekonomickým sentimentom po sektoroch)

Makro index	Výroba	Stavebníctvo	Obchod	Služby
Sadzba peňažného trhu	-0.198*** (0,047)	-0,0168 (0,127)	-0.125*** (0,045)	-0.0897* (0,049)
Sklon výnosovej krivky	-0.293*** (0,074)	-0.437** (0,193)	-0.275*** (0,070)	-0.226*** (0,077)
Riziková prémia	0.310*** (0,087)	0.471** (0,197)	0.329*** (0,085)	0.226** (0,091)
Ekonomický sentiment / po sektc	-0,184 (0,162)	-2.641* (1,585)	-0,0972 (0,106)	-0,187 (0,116)
Zmena zadĺženia / po sektoroch	-0,00255 (0,003)	0,00058 (0,008)	-0,00337 (0,002)	-0,000666 (0,002)
Konštanta	5.165*** (0,186)	4.537*** (0,486)	4.788*** (0,170)	5.280*** (0,191)
N	59			
DW	1,54			
R-sq	0,288	0,319	0,267	0,202
chi2	21,08	21,4	18,47	11,53
p	0,0008	0,0007	0,0024	0,0418
Matica korelácií	Výroba	Stavebníctvo	Obchod	Služby
Výroba	1			
Stavebníctvo	0,1932	1		
Obchod	0,6842	0,5488	1	
Služby	0,6888	0,4621	0,8250	1,0000

Príloha 11: Výsledky SUR modelu s agregovanou premennou ekonomickej aktivity**S produkčnou medzerou**

Makro index	Výroba	Stavebníctvo	Obchod	Služby
Sadzba peňažného trhu	-0.213*** (0,050)	0,144 (0,148)	-0.0946** (0,045)	-0,0375 (0,053)
Sklon výnosovej krivky	-0.321*** (0,086)	-0,402 (0,251)	-0.348*** (0,077)	-0.256*** (0,090)
Riziková prémie	0.327*** (0,090)	0.515* (0,265)	0.404*** (0,083)	0.300*** (0,095)
Produkčná medzera	0,012 (0,021)	-0,0763 (0,056)	-0.0313* (0,017)	-0,0212 (0,020)
Zmena zadĺženia / po sektoroch	-0,268 (0,210)	-2,774 (2,020)	-0.204* (0,122)	-0.270* (0,144)
Konštanta	5.249*** (0,193)	4.088*** (0,562)	4.796*** (0,173)	5.170*** (0,202)
N	59			
DW	1,578			
R-sq	0,297	0,446	0,504	0,4
chi2	23,08	46,5	60,21	38,91
p	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000
Matica korelácií	Výroba	Stavebníctvo	Obchod	Služby
Výroba	1			
Stavebníctvo	0,0307	1		
Obchod	0,6144	0,3366	1	
Služby	0,4732	0,5540	0,7164	1,0000

S rastom HDP

Makro index	Výroba	Stavebníctvo	Obchod	Služby
Úroková sadzba	-0.222*** (0,048)	0,178 (0,138)	-0.0784* (0,042)	-0,0264 (0,050)
Sklon výnosovej krivky	-0.329*** (0,082)	-0.442* (0,236)	-0.354*** (0,071)	-0.268*** (0,085)
Riziková prémie	0.347*** (0,085)	0,386 (0,244)	0.353*** (0,075)	0.261*** (0,089)
Ekonomický rast	0,00987 (0,018)	-0.123** (0,051)	-0.0452*** (0,015)	-0.0371** (0,018)
Zmena zadĺženia / po sektoroch	-0,305 (0,205)	-1,919 (2,122)	-0,146 (0,114)	-0,233 (0,142)
Konštanta	5.220*** (0,217)	4.683*** (0,631)	4.996*** (0,185)	5.344*** (0,221)
N	59			
DW	1,59			
R-sq	0,302	0,475	0,543	0,425
chi2	23,63	53,18	70,73	43,75
p	0,0003	0,0000	0,0000	0,0000
Matica korelácií	Výroba	Stavebníctvo	Obchod	Služby
Výroba	1			
Stavebníctvo	0,0468	1		
Obchod	0,6564	0,3155	1	
Služby	0,5006	0,5538	0,7281	1,0000

So sentimentom

Makro index	Výroba	Stavebníctvo	Obchod	Služby
Sadzba peňažného trhu	-0,204 (0,051)	0,21 (0,145)	-0,0646 (0,046)	0,00665 (0,051)
Sklon výnosovej krivky	-0.313*** (0,085)	-0,261 (0,243)	-0.275*** (0,077)	-0.151* (0,086)
Riziková prémie	0.321*** (0,089)	0,386 (0,255)	0.345*** (0,082)	0.226** (0,090)
Ekonomický sentiment	0,00437 (0,005)	-0,00223 (0,014)	0,00236 (0,004)	0.00968** (0,005)
Zmena zadĺženia / po sektoroch	-0,0749 (0,194)	-4.388** (2,059)	-0.214* (0,126)	-0.218* (0,132)
Konštanta	5.219*** (0,197)	3.868*** (0,564)	4.679*** (0,179)	4.974*** (0,201)
N	59			
DW	1,558			
R-sq	0,27	0,447	0,481	0,419
chi2	22,05	46,12	54,65	42,86
p	0,0005	0,0000	0,0000	0,0000
Matica korelácií	Výroba	Stavebníctvo	Obchod	Služby
Výroba	1			
Stavebníctvo	0,0235	1		
Obchod	0,584	0,3406	1	
Služby	0,4666	0,5818	0,7225	1,0000

S pridanou hodnotou

Makro index	Výroba	Stavebníctvo	Obchod	Služby
Sadzba peňažného trhu	-0.224*** (0,048)	0,203 (0,139)	-0.0711* (0,042)	-0,0201 (0,050)
Sklon výnosovej krivky	-0.332*** (0,080)	-0,374 (0,233)	-0.341*** (0,069)	-0.260*** (0,083)
Riziková prémie	0.349*** (0,085)	0,377 (0,246)	0.352*** (0,075)	0.259*** (0,089)
Pridaná hodnota	0,00995 (0,017)	-0.0933** (0,046)	-0.0425*** (0,013)	-0.0376** (0,016)
Zmena zadĺženia / po sektoroch	-0,341 (0,210)	-2,379 (2,087)	-0,131 (0,115)	-0,211 (0,144)
Konštanta	5.227*** (0,207)	4.421*** (0,602)	4.949*** (0,177)	5.320*** (0,211)
N	59			
DW	1,582			
R-sq	0,306	0,464	0,545	0,43
chi2	24,15	50,52	71,08	44,72
p	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000

Matica korelácií	Výroba	Stavebníctvo	Obchod	Služby
Výroba	1			
Stavebníctvo	0,0428	1		
Obchod	0,656	0,3225	1	
Služby	0,5059	0,5505	0,7306	1,0000