

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY



MODELY SYSTÉMOVÉHO RIZIKA

DIPLOMOVÁ PRÁCA

BRATISLAVA 2014

BC. MARIÁN PITONIAK

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY

MODELÝ SYSTÉMOVÉHO RIZIKA

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Študijný program: Ekonomická a finančná matematika
Študijný odbor: 1114 Aplikovaná matematika
Školiace pracovisko: Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky
Školiteľ: Mgr. Ing. Pavol Jurča, PhD.



Univerzita Komenského v Bratislave
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

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

Názov: Modely systémového rizika / *Systemic risk models*

Cieľ: Prehľad modelov výpočtu systémového rizika. Implementácia modelu SRISK a jeho aplikácia na analýzu systémového rizika materských bankových skupín najvýznamnejších domácich bánk. Identifikácia jeho predností a nedostatkov.

Vedúci: Mgr. Ing. Pavol Jurča, PhD.
Katedra: FMFI.KAMŠ - Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky
Vedúci katedry: prof. RNDr. Daniel Ševčovič, CSc.
Dátum zadania: 25.01.2013

Dátum schválenia: 12.02.2014

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

.....
študent

.....
vedúci práce

Čestne prehlasujem, že som diplomovú prácu vypracoval bez cudzej pomoci okrem konzultácií s vedúcim diplomovej práce a prác uvedených v zozname literatúry.

Bratislava, 13.4.2014

Bc. Marián Pitoniak

Podakovanie

Svoju vďaku chcem vyjadriť vedúcemu diplomovej práce Mgr. Ing. P. Jurčovi, PhD. za podnetné konzultácie a pripomienky, ktoré mi pomohli pri vypracovaní tejto diplomovej práce. Taktiež ďakujem svojim rodičom, ktorí mi vytvorili vynikajúce zázemie pre štúdium a venovanie sa diplomovej práci.

Abstrakt

PITONIAK, Marián: Modely systémového rizika, [Diplomová práca]

Univerzita Komenského v Bratislave; Fakulta matematiky, fyziky a informatiky;

Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky;

Vedúci práce: Mgr. Ing. Pavol Jurča, PhD.

Bratislava 2014, 75 strán

Táto diplomová práca je zameraná na teoretický popis modelovania a analýzy systémového rizika pomocou prístupu založeného na indikatori SRISK navrhnutom autormi Brownlees a Engle. Indikátor SRISK je v praxi používaným nástrojom merania systémového rizika, napr. v správach o finančnej stabilite ECB. V diplomovej práci je tento koncept ďalej vylepšený a rozšírený. V práci identifikujeme prednosti a nedostatky tohto modelu, implementujeme vlastnú verziu a podrobne skúmame možné faktory vplývajúce na zmenu tohto ukazovateľa. Koncept SRISK je založený na odhade možného poklesu trhovo-meraného ukazovateľa kapitálovej primeranosti banky v prípade výrazného poklesu akciového trhu. Jeho základom je preto ukazovateľ MES predstavujúci očakávanú stratu hodnoty akcie banky za predpokladu významnejšieho pádu hodnoty trhového indexu. Výpočet ukazovateľa MES je založený na modelovaní dvojrozmerného procesu výnosov akcie banky a akciového indexu pomocou GARCH modelov a kopula funkcie. Model SRISK je v práci implementovaný na detailnú analýzu systémového rizika materských spoločností najvýznamnejších domácich bánk, vrátane analýzy jeho faktorov. Táto analýza môže byť využitá v prostredí NBS na podporu systému monitorovania externých rizík pre domáci bankový sektor. Analýza v tejto práci poukázala na pretrvávajúcu prítomnosť systémového rizika. Naznačujú to stále zvýšené hodnoty ukazovateľa MES. Hodnoty jedného z jeho vysvetľujúcich faktorov, ktorým je vytvorený ukazovateľ závislosti extrémnych zmien v relatívnych výnosoch trhového indexu a bankovej inštitúcie, taktiež odhalili významnú prepojenosť samotných bankových skupín navzájom.

Kľúčové slová: systémové riziko, SRISK indikátor, marginálna očakávaná strata, kopula funkcia, GARCH model, kapitálová primeranosť

Abstract

PITONIAK, Marián: Systemic risk models, [Master's Thesis]

Comenius University in Bratislava; Faculty of Mathematics, Physics and Informatics;

Department of Applied Mathematics and Statistics;

Supervisor: Mgr. Ing. Pavol Jurča, PhD.

Bratislava 2014, 75 pages

This master's thesis is focused on a theoretical description of a model development and an analysis of systemic risk measurement based on the SRISK indicator proposed by authors Brownlees and Engle. The SRISK indicator is as a tool for the systemic risk measurement currently used by the ECB in its financial stability reviews. In this master's thesis the method is further improved and extended. In this thesis we identify the SRISK model's strong points and shortages, implement our own version of the model and study thoroughly possible factors having influence on the changes in its value. The SRISK method is based on an estimation of a possible drop in a market-based bank capital adequacy ratio conditional on a substantial stock market decline. Its basic element is marginal expected shortfall (MES) which represent an expected loss in the bank stock value conditional on a substantial drop in the stock market index. MES calculation requires mathematical modelling of a bivariate process for the market and bank equity returns using GARCH models and copula function. In this work the SRISK model is implemented for a thorough systemic risk analysis of the parent companies of our most important banks including an analysis of its own factors. This analysis may be included into the NBS external risk factors monitoring system of the domestic banking sector. Based on the analysis we pointed out persistent presence of the systemic risk. This conclusion was indicated by elevated level of MES. Furthermore, one of its explaining factors which was proposed to indicate dependence of extreme changes in the relative returns of the market stock index and the bank detected significant linkages between the banking groups.

Keywords: systemic risk, SRISK indicator, marginal expected shortfall, copula function, GARCH model, capital adequacy

Obsah

Zoznam tabuliek	9
Zoznam použitých symbolov	10
Úvod	11
1 Systémové riziko stability finančného systému	13
1.1 Problematika systémového rizika	13
1.2 Európsky výbor pre systémové riziká	14
1.3 Členenie metód	15
1.4 Indikátor SRISK	17
1.4.1 Predstavenie modelu	17
1.4.2 Zhodnotenie modelu	19
1.5 Ukazovatele kapitálovej primeranosti	21
2 Pomocné modely	23
2.1 GARCH modely	23
2.2 Kopula funkcie	25
3 Implementácia ukazovateľa MES	28
3.1 Proces výpočtu	28
3.2 Spracovanie trhových údajov	31
3.2.1 Popis dát	31
3.2.2 Modelovanie	32
3.2.3 Systémová udalosť	34
3.3 Spracovanie bankových údajov	35
4 Analýza ukazovateľa MES	36
4.1 Priebeh ukazovateľa MES	36
4.2 Faktory vysvetľujúce priebeh $MES_{t+12 t}$	37
4.2.1 Vývoj podmienenej pravdepodobnosti	38
4.2.2 Vývoj podmienenej strednej hodnoty	40

4.2.3	Príprava analýzy lineárnou regresiou	42
4.2.4	Analýza lineárnou regresiou	45
5	Analýza systémového rizika	47
5.1	Analýza bankových skupín	48
5.1.1	Erste Group	49
5.1.2	Intesa Sanpaolo	50
5.1.3	KBC Group	51
5.1.4	UniCredit	53
5.1.5	Raiffeisen	54
5.2	Aktuálna situácia	55
	Záver	57
	Zoznam použitej literatúry	59
	Prílohy	61
	Príloha A	61
	Príloha B	62
	Príloha C	68
	Príloha D	70
	Príloha E	71

Zoznam tabuliek

1	Hodnoty prahu systémovej udalosti.	35
2	Prehľad bankových skupín.	35
3	Spearmanov korelačný koeficient premenných $E(B B < C)$ a $MES_{t+12 t}$	41
4	Kvantily použité pri transformácii dát z týždenných na štvrtročné.	43
5	Analýza lineárnou regresiou	44
6	Zoznam ukazovateľov sledovaných v analýze bankových skupín	47
A.1	Zoznam bánk obsiahnutých v indexe STOXX Eu 600 Banks.	61
B.1	Súhrn údajov zo spracovania dát akciového indexu STOXX Eu 600 Banks.	62
B.2	Súhrn údajov zo spracovania dát skupiny Erste.	63
B.3	Súhrn údajov zo spracovania dát skupiny UniCredit.	64
B.4	Súhrn údajov zo spracovania dát skupiny Intesa Sanpaolo.	65
B.5	Súhrn údajov zo spracovania dát skupiny KBC.	66
B.6	Súhrn údajov zo spracovania dát skupiny Raiffeisen.	67
D.1	Analýza Spearmanovým korelačným koeficientom pre skupinu Erste.	70
D.2	Analýza Spearmanovým korelačným koeficientom pre skupinu Intesa Sanpaolo.	70
D.3	Analýza Spearmanovým korelačným koeficientom pre skupinu KBC.	70
D.4	Analýza Spearmanovým korelačným koeficientom pre skupinu UniCredit.	70
D.5	Analýza Spearmanovým korelačným koeficientom pre skupinu Raiffeisen.	70

Zoznam použitých symbolov

AR, SAR	autoregresný model, sezónny autoregresný model
$ACF, PACF$	autokorelačná funkcia, parciálna autokorelačná funkcia
LR, LRT	test pomerom vierohodností
$SKewT$	zošikmené Študentovo t-rozdelenie
F_m	štatistické rozdelenie štandardizovaných reziduí $\bar{\varepsilon}_{m,t}$
F_b	štatistické rozdelenie štandardizovaných reziduí $\bar{\varepsilon}_{b,t}$
GoF test	test dobrej zhody (z anglického goodness-of-fit test)
$DGT - AR$	test autorov Diebold, Gunther a Anthony ([5]) na strane 33
C_1^p, C_1^d	prah systémovej udalosti na trhu (pre týždenné výnosy) v obdobiach 2006-2008 a 2009-2014
C_{12}^p, C_{12}^d	prah systémovej udalosti na trhu (pre 3-mesačné výnosy) v obdobiach 2006-2008 a 2009-2014

Úvod

Hlboká globálna finančná kríza, ktorej začiatok siaha do roku 2007 a ani v súčasnosti ešte nie je považovaná za prekonanú, odhalila potrebu regulačnej činnosti so zreteľom na *zabezpečenie stability finančného systému* ako celku. Práve túto oblasť zastrešuje *makroprudenciálna politika* ako najnovšia oblasť dohľadu nad finančným trhom. V európskom priestore sa tejto agende venuje predovšetkým *Európsky výbor pre systémové riziká*, na národnej úrovni majú za jej výkon výraznú mieru zodpovednosti centrálné banky.

Uvedené inštitúcie už v súčasnosti vydávajú v pravidelných intervaloch súhrnné správy o stave finančnej stability v eurozóne, takouto je napríklad správa ECB z novembra 2013 v [7]. Súčasťou sledovaných rizík je aj oblasť systémového rizika, čo je súhrnný názov pre riziká ohrozenia funkčnosti finančného trhu s negatívnymi dôsledkami pre reálnu ekonomiku. Konkrétne v [7] je toto riziko sledované niekoľkými mierami, jednou z nich je indikátor *SRISK*. Tento ukazovateľ zavedený v článku [4] je však prezentovaný iba na makroúrovni, teda spolu pre všetky finančné inštitúcie eurozóny.

Hlavným cieľom našej práce je implementovať a aplikovať indikátor *SRISK* na analýzu systémového rizika materských bankových skupín najvýznamnejších slovenských bánk. Prínos tejto práce spočíva v dôkladnej kalibrácii celého modelu aplikovaného iba na výbraný počet bankových skupín, identifikovaní jeho predností a nedostatkov, analýze získaných výstupov a návrhu využitia výsledkov pre monitorovanie systémového rizika skúmaných inštitúcií.

Táto práca, pozostávajúca z teoretickej a praktickej časti, je rozdelená do piatich kapitol. Širší kontext problematiky, jej teoretické pozadie a potrebné teoretické poznaky sú obsahom prvých dvoch kapitol. Pri ich tvorbe sme čerpali najmä z prác [2], [9] a [12]. Zvyšné kapitoly sú viac praktické, ich obsahom je riešenie problémov vznikajúcich pri implementácii modelu v praxi či analýza získaných výstupov.

Prvá kapitola je úvodom tejto práce do oblasti systémového rizika stability finančného systému. Obsahuje jeho formálnu definíciu, možné smery skúmania a stručný prehľad niekoľkých súčasných metód jeho merania. Časť obsahu sa zaoberá Európskym výborom pre systémové riziká a jeho metódami na meranie tohto rizika. Záver

kapitoly je venový predstaveniu modelu *SRISK* ako aj identifikácii jeho predností a nedostatkov. Prezентujeme tiež spôsob, akým možno identifikované závažnejšie nedostatky eliminovať a model tak vylepšiť.

V druhej kapitole prezentujeme pomocné modely, ktoré pri implementácii v tejto práci využívame. Konkrétne ide o GARCH modely použité na modelovanie časovo závislej volatility finančných aktív a o kopula funkcie slúžiace na zachytenie závislých vzťahov vo vstupných dátach. Využívame poznaky prezentované v prácach [3] a [10].

Tretiu kapitolu zaraďujeme už do praktickej časti našej práce. Jej podstatou je popis procesu našej implementácie zvoleného modelu a riešenie problémov s ňou spojených. Konkrétnejšie sa venujeme jednotlivým častiam celého modelu, procesu výpočtu a procesu spracovania empirických trhových a bankových údajov. V oboch prípadoch proces pozostáva zo stručného popisu analyzovaných dát, overenia predpokladov modelu a odhadnutia parametrov všetkých pomocných modelov a konštánt.

Predposledná a posledná kapitola obsahujú analýzu získaných výsledkov.

V prvej spomenutej analyzujeme bankové skupiny na základe získaných hodnôt našich pomocných ukazovateľov. Vysvetľujeme ich pôvod, prínos k analýze a interpretujeme výsledky jednotlivých bankových skupín. Využívame pri tom aj výsledky lineárnej regresie či korelačnej analýzy.

V poslednej kapitole analyzujeme výsledky indikátora *SRISK*. Naše navrhované vylepšenie aplikujeme na bankové dáta a na základe nových výsledkov analyzujeme situáciu zvolených bankových skupín. Záver tejto kapitoly obsahuje zhrnutie súčasnej situácie skúmaných spoločností a identifikáciu jej najdôležitejších faktorov.

V prílohe diplomovej práce sa nachádza okrem grafických a tabuľkových výstupov aj dátové CD. Jeho obsahom je implementácia použitých modelov v programe Matlab a vstupné a výstupné údaje nadobudnuté počas prípravy diplomovej práce. Taktiež sa na ňom nachádza pripravená ukážka priebehu výpočtov pre jednu zo skúmaných bankových skupín.

1 Systémové riziko stability finančního systému

1.1 Problematika systémového rizika

Systémové riziko stability finančního systému (ďalej systémové riziko) bolo formálne definované v článku 2 Regulácie č. 1092/2010 Európskeho parlamentu a Rady EÚ. Pojem sa vzťahuje na riziká narušenia funkčnosti finančného systému s potenciálnymi vážnymi následkami pre reálnu ekonomiku.

V akademickej sfére názor na formálny obsah tohto pojmu stále nie je jednotný, čoho dôkazom je relatívne aktuálny článok [9] obsahujúci hneď tri prístupy k jeho definovaniu. Pretože je presný a úplný obsah systémového rizika ťažko zachytiteľný, závisí spôsob jeho merania najmä od toho, ktorý jeho aspekt chceme analyzovať. Pre lepšiu predstavu, mohli by sme sa zamerať napríklad na:

- meranie dopadu šoku z finančného systému na reálnu ekonomiku,
- meranie rizika vzniku stavu nesolventnosti u jednej či viacerých systémovo významných inštitúcií pôsobiacich na finančnom trhu,
- mapovanie vzájomných vzťahov finančných inštitúcií pôsobiacich na trhu a odhalovanie/kvantifikovanie skrytých rizík šírenia sa šoku vyplývajúceho z prepojenosti medzi nimi.

Každá z uvedených oblastí je pre systémové riziko relevantná, no zároveň si každá vyžaduje odlišný teoretický a následne praktický prístup.

Pri aktuálnom stave poznatkov o systémovom riziku a existujúcich modeloch je nemožné toto riziko vyjadriť jedinou veličinou. Dôvodom je zjavná komplexnosť a mnohorozmernosť celého problému. Prípadná neuvážená dôvera v jediné meranú veličinu by tak mohla viesť k podceneniu rizík, ktoré sa ešte iba môžu ukázať ako dôležité z pohľadu systémového rizika. Existujúce postupy na meranie systémového rizika sú preto založené na identifikovaní a následnom meraní iba niektorej jeho zložky a až kombinácia viacerých takýchto postupov môže slúžiť ako podklad pre analýzu systémového rizika ako celku.

1.2 Európsky výbor pre systémové riziká

Európsky výbor pre systémové riziká (ďalej ESRB¹) vznikol 16. decembra 2010 ako súčasť Európskeho systému finančného dohľadu, ktorého úlohou je zabezpečiť dohľad nad finančným systémom Únie. Medzi základné úlohy ESRB patrí zabezpečenie stability európskeho finančného systému a zmierňovanie negatívnych dopadov na vnútorný trh či reálnu ekonomiku. Ako uvádza oficiálna internetová stránka organizácie², tieto úlohy zahŕňajú činnosti ako napríklad

- zber a analýza relevantných údajov,
- identifikácia potenciálnych zdrojov vzniku systémového rizika,
- vydávanie odporúčaní pre zachytenie identifikovaných rizík,
- vydávanie varovaní v prípade významného dopadu týchto rizík.

ESRB uverejňuje na štvrťročnej báze správu o stave rôznych typov rizík za oblasť Európskej únie a eurozóny. V časti venovanej systémovému riziku vychádza ESRB zo sledovania štyroch indikátorov (najnovšia správa z marca 2014 v [8]). Ukazovatele sú zvolené tak, že pokrývajú rôzne aspekty systémového rizika a spolu tak poskytujú komplexnejšiu informáciu o jeho stave. Príloha A obsahuje ukážku niektorých z nich.

Prvý indikátor označený ako CISS (skratka z anglického názvu Composite indicator of systemic stress) je založený na sledovaní vývoja niekoľkých rizikových faktorov v oblastiach finančného systému ako napríklad trh dlhpisov, finančný trh, menový trh. Každá spomenutá oblasť je následne reprezentovaná jediným subindikátorom, ktorý vznikne skombinovaním vypočítaných rizikových faktorov. Cieľový indikátor CISS je potom výsledkom špeciálnej kombinácie takýchto subindikátorov. Výhodou tohto ukazovateľa je jeho široký záber rizikových faktorov. Na druhej strane je výsledkom jediné číslo, ktoré samo o sebe nemá veľkú informačnú hodnotu. Preto je nutné porovnanie indikátora medzi viacerými oblasťami, resp. s predchádzajúcimi hodnotami.

Ďalší indikátor meria pravdepodobnosť simultánneho pádu dvoch alebo viacerých veľkých bankových skupín (takýto scenár je chápaný ako systémová udalosť). Na jeho výpočet sú využité swapy kreditného zlyhania jednotlivých bankových skupín, ktoré odrážajú pravdepodobnosť bankrotu danej skupiny vnímanú trhom. Z týchto čiastkových

¹skratka z anglického názvu European Systemic Risk Board

²www.esrb.europa.eu

pravdepodobností sa vytvorí združená pravdepodobnosť bankrotu bankových skupín, ktorá je finálnym ukazovateľom. Najnovšie hodnoty uvádzame na Obr. A.1.

Tretí indikátor zasa sleduje krajiny z pohľadu veľkosti objemu cezhraničných expozícií ich bánk voči ostatným bankám vo zvyšku sledovaných krajín. Cieľom je teda odkryť štruktúru previazanosti finančných systémov jednotlivých krajín a odhaliť riziko potenciálneho šírenia sa finančnej nákazy.

Posledný indikátor, označený ako CoVaR (conditional VaR), je hodnotou podmieneného value-at-risk. CoVaR je teda založený na výpočte hodnoty VaR systému za predpokladu, že sa v ňom pôsobiace inštitúcie nachádzajú v ťažkostiach. Jeho vývoj tak odráža stav napätia v systéme. Metóda môže byť aplikovaná na rôzne skupiny inštitúcií, v správe ESRB sa konkrétne rozlišuje skupina bankových a poisťných spoločností.

1.3 Členenie metód

Široký prehľad existujúcich metód ponúkajú pomerne aktuálne diela [9] alebo [2]. Sú vhodné najmä z pohľadu získania základných poznatkov z oblasti systémového rizika. Nasledujúce delenie existujúcich postupov na meranie systémového rizika z hľadiska ich prístupu preberáme z článku [9].

Chvostové miery sú založené na meraní závislosti pozorovaní nachádzajúcich sa v chvostoch rozdelení kapitálových výnosov trhového akciového indexu a finančných inštitúcií pôsobiacich na tomto trhu. Týchto pozorovaní (krízových) je prirodzene málo, preto sa používa extrapolácia. Chvostové miery pomáhajú identifikovať šoky pôsobiace na finančný systém ako aj veľkosť ich dopadu. Na druhej strane nedávajú odpoveď na otázku, čo je príčinou identifikovaných šokov alebo akým spôsobom sa tieto šoky prenášajú do reálnej ekonomiky. Navyše sú tieto postupy limitované dostupnosťou trhových údajov, preto do analýzy systémového rizika v tomto prípade nie sú zahrnuté inštitúcie, ktoré sa verejne neobchodujú (údaje o nich sú nedostupné). Za predstaviteľa tejto skupiny môžeme považovať indikátor CoVaR, ale aj indikátor SRISK, ktorému sa v tejto práci ďalej venujeme.

Sieťové modely sa zameriavajú na štúdium prepojenia inštitúcií vo finančnom systéme. Môžu teda priniesť dôležité poznatky napríklad k týmto bodom:

- priebeh rozvinutia systémovej udalosti,
- určenie systémovej dôležitosti inštitúcie (z hľadiska hĺbky prepojenia s ostatnými inštitúciami, z hľadiska veľkosti vzhľadom ku celému finančnému systému),
- odhalenie skrytých prepojení finančných inštitúcií na trhu.

Príkladom tejto skupiny metód je tretí indikátor prezentovaný v časti o ESRB.

Analýza podmienených pohľadávok a pravdepodobnosť bankrotu označuje metódy, ktoré sa používajú na výpočet pravdepodobnosti bankrotu jednotlivých inštitúcií alebo vybranej skupiny spoločností finančného trhu. Do tejto širšej skupiny zaraďujeme metódy ako napríklad SCCA³ [12] alebo druhý indikátor prezentovaný v časti o ESRB.

Analýza podmienených pohľadávok (contingent claims analysis) skúma systémové riziko z pohľadu trhovu implikovaných očakávaných strát vo finančnom systéme. Ako sa uvádza v článku [12], základom tejto skupiny metód je pohľad na aktíva spoločnosti ako na stochastický proces. Hodnota vlastných a cudzích zdrojov je následne odvodená od hodnoty aktív. Bankrot spoločnosti je definovaný ako situácia, v ktorej aktuálna hodnota aktív nedosahuje súčasnú hodnotu celkového dlhu vlastneného veriteľmi. Vlastníci spoločnosti sú tak držiteľmi call opcie na jej aktíva. Očakávaná pravdepodobnosť bankrotu spoločnosti je potom odvodená pomocou teórie opčného oceňovania aplikovanej na hodnotu aktív spoločnosti ako na stochastický proces.

V nasledujúcej podkapitole prezentujeme indikátor SRISK, ktorý patrí do skupiny metód založených na chvostových mierach. SRISK je mierou systémového rizika z pohľadu očakávaného nedostatku kapitálu bankou za predpokladu nastatia významného prepadu trhového akciového indexu. Hodnota indikátora závisí od celkových cudzích zdrojov banky, jej trhovej kapitalizácie a marginálnej očakávanej straty hodnoty jej akcií, ktorej by banka v prípade významného trhového prepadu čelila.

V ďalších častiach práce analyzujeme prednosti a nedostatky tohto indikátora, implementujeme ho v programe Matlab a aplikujeme ho na analýzu vybraných bankových skupín.

³skratka anglického názvu Systemic contingent claims analysis

1.4 Indikátor SRISK

SRISK ako model na meranie systémového rizika bol predstavený autormi Ch. T. Brownlees a R. Engle v článku [4]. V súčasnosti sa používa napríklad v správe ECB o stave finančnej stability v eurozóne v kapitole týkajúcej sa oblasti systémových rizík. Ďalšou organizáciou, ktorá model aktívne využíva, je Volatility institute, ktorej spoluzakladateľom je aj profesor R. Engle. Organizácia poskytuje prostredníctvom svojej internetovej stránky⁴ v týždenných intervaloch aktuálne údaje o súčasnej aj predikovanej hodnote volatility a korelácie najmä amerických podkladových aktív. Ďalej analyzuje vývoj systémového rizika jednotlivých finančných inštitúcií aj celých krajín. Hoci najpodrobnejšie informácie sú dostupné o amerických finančných inštitúciách, z hľadiska štátov je dostupnosť dát celosvetová. Výsledky týkajúce sa systémového rizika, ktoré sú na internetovej stránke inštitútu zverejňované, vychádzajú z modelu prezentovaného v článku [4].

Systémové riziko chápu autori modelu ako náchylnosť finančných inštitúcií trpieť nedostatkom kapitálu v čase, keď je finančný sektor oslabený, t.j. v kríze. Na základe takéhoto definovania systémového rizika je cieľom ich modelu vyčíslieť množstvo kapitálu, ktoré inštitúcie v čase krízy potrebujú na zotrvanie na trhu. Výsledok za všetky finančné inštitúcie pôsobiace na uvažovanom trhu je možné využiť ako odhad celkových nákladov na záchranu tohto sektora v krízovom období.

V nasledujúcej časti predstavujeme základy modelu SRISK tak, ako boli prezentované v článku [4].

1.4.1 Predstavenie modelu

Definujme hodnotu kapitálového vankúša $CB_{i,t}$ finančnej inštitúcie i v čase t ako rozdiel trhovej hodnoty jej kapitálu $Eq_{i,t}$ a jej rizikovo vážených aktív $k A_{i,t}$

$$CB_{i,t} = Eq_{i,t} - k A_{i,t} , \quad (1)$$

kde k označuje koeficient kapitálovej primeranosti určený regulátorom. Štandardne sa používa hodnota 8%.

⁴<http://vlab.stern.nyu.edu>

Vzťah (1) možno upraviť na

$$CB_{i,t} = Eq_{i,t} - k (D_{i,t} + Eq_{i,t}) , \quad (2)$$

kde sú aktíva inštitúcie nahradené súčtom hodnoty jej cudzích zdrojov a vlastného kapitálu. Podľa vzťahu (2) sa finančná inštitúcia dostáva do problémov v prípade záporných hodnôt veličiny $CB_{i,t}$, pretože v takom prípade nie je schopná z vlastných zdrojov pokryť hodnotu rizikovo vážených aktív vyžadovanú regulátorom. Cieľom je odhadnúť hodnotu nedostatkového kapitálu inštitúcie v krízovom období, preto definujeme očakávaný nedostatok kapitálu $CS_{i,t+h|t}$ odhadnutý v čase t pre čas⁵ $t + h$ za predpokladu nastatia krízového obdobia ako

$$CS_{i,t+h|t} = E_t(-CB_{i,t+h} | R_{m,t:t+h} < C). \quad (3)$$

Nedostatok kapitálu je tak vyjadrený v kladných hodnotách. Krízové obdobie (systémová udalosť) je chápané ako prepad relatívneho výnosu trhového akciového indexu za uvažované obdobie pod určitú hranicu, ktorá je stanovená hodnotou C . Veličina $R_{m,t:t+h}$ označuje relatívny výnos trhového akciového indexu za obdobie $t : t + h$, formálne

$$R_{m,t:t+h} = \frac{P_{m,t+h}}{P_{m,t}} - 1 , \quad (4)$$

kde symbolom $P_{m,t}$ označujeme hodnotu trhového indexu v čase t . Preusporiadanie výrazov vo vzťahu (3) vedie k

$$CS_{i,t+h|t} = k E_t(D_{i,t+h} | R_{m,t:t+h} < C) + (k - 1) E_t(Eq_{i,t+h} | R_{m,t:t+h} < C). \quad (5)$$

Za predpokladu, že je neprípustné v čase krízy vyjednať zmenu veľkosti dlhu, je hodnota $E_t(D_{i,t+h} | R_{m,t:t+h} < C)$ totožná s $D_{i,t}$. Navyše je vhodné druhú zložku z (5) upraviť na

$$CS_{i,t+h|t} = k D_{i,t} + (k - 1) Eq_{i,t} E_t((1 + R_{i,t:t+h}) | R_{m,t:t+h} < C) , \quad (6)$$

kde $R_{i,t:t+h}$ označuje relatívny výnos inštitúcie za obdobie $t : t + h$. Očakávaná hodnota kapitálu z času $t + h$ v čase t , za predpokladu nastatia systémovej udalosti, je vyjadrená ako súčin hodnoty kapitálu v čase t a očakávaného totálneho výnosu finančnej inštitúcie za obdobie $t : t + h$ za predpokladu krízového obdobia. Relatívny výnos za toto obdobie ďalej označuje skratka *MES* (z anglického marginal expected shortfall), formálne

$$MES_{i,t+h|t}(C) = E_t(R_{i,t:t+h} | R_{m,t:t+h} < C) \quad (7)$$

⁵Časová jednotka závisí od dát. $t + h$ označuje posunutie o h zvolených č. jednotiek.

Hodnota MES je funkciou premennej C , ktorá závisí od voľby používateľa. Očakávaný nedostatok kapitálu v krízovom období, odhadnutý v čase t pre čas $t + h$, napokon vyjadruje vzťah

$$CS_{i,t+h|t} = k D_{i,t} + (k - 1) Eq_{i,t} (1 + MES_{i,t+h|t}(C)). \quad (8)$$

Vzťah (8) nevylučuje záporné hodnoty, preto sa ukazovateľ systémového rizika zvyčajne definuje ako

$$SRISK_{i,t+h|t} = \max(0, CS_{i,t+h|t}). \quad (9)$$

Zabezpečuje sa tak sledovanie iba tých prípadov, kedy je kapitálu nedostatok. Veličina $SRISK_{i,t+h|t}$ je cieľovým ukazovateľom autorov [4]. Zo vzorcov (8) a (9) vyplýva, že je hodnota indikátora funkciou veličín k , C , $D_{i,t}$, $Eq_{i,t}$ a $MES_{i,t+h|t}(C)$.

- Veličiny k a C sú konštantné a ich hodnota je voľbou používateľa.
- Veličina $D_{i,t}$ je získaná z relevantnej finančnej správy finančnej inštitúcie.
- Hodnotu $Eq_{i,t}$ možno získať z verejne dostupných trhových dát viacerými spôsobmi. Jedným je napríklad skombinovanie hodnoty akcie inštitúcie v čase t s počtom daných akcií, ktorý sa uvádza v relevantnej finančnej správe.
- Ukazovateľ $MES_{i,t+h|t}(C)$ je potrebné vypočítať.

1.4.2 Zhodnotenie modelu

Cieľom tejto časti je dať do pozornosti výhody a nevýhody indikátora $SRISK_{i,t+h|t}$, ktoré sme identifikovali. Následne prezentujeme spôsob, akým sme sa pokúsili pomenované najzávažnejšie nedostatky odstrániť.

Prednosti $SRISKu$

1. Za výhodu tohto konceptu považujeme využitie verejne dostupných dát. Hoci sú pri výpočte potrebné aj finančné ukazovatele, ktorých hodnoty sú aktualizované iba na štvrtročnej báze (napr. cudzie zdroje), výpočet indikátora $SRISK_{i,t+h|t}$ je z veľkej časti založený na najaktuálnejších dostupných trhových údajoch. To sa premieta do jeho schopnosti reagovať na zmeny na trhu v reálnom čase. Samotné použitie trhových údajov so sebou prináša výhodu zahrnutia očakávaní o budúcom vývoji danej spoločnosti, keďže podobné aspekty sú už zakomponované v trhovej cene akcie.

2. Značnou výhodou konceptu $SRISK_{i,t+h|t}$ je oddelenie dopadu systémovej udalosti na finančnú inštitúciu a pravdepodobnosti nastatia takejto udalosti. Je tak možné analyzovať aj dopady krízových scenárov s veľmi malou pravdepodobnosťou. Zároveň sú však v konečnom stave dostupné obe informácie.
3. Za výhodu považujeme aj charakter systémovej udalosti, ktorý sa z hľadiska veľkosti nemení a totožný šok je tým použitý pre všetky skúmané subjekty. Zároveň však koncept v prípade potreby umožňuje dynamicky meniť magnitúdu systémovej udalosti.
4. Ďalším dôležitým faktorom je informačný základ tohto ukazovateľa. Pri výpočte je vzatý do úvahy stav trhovej kapitalizácie danej finančnej inštitúcie, ale najmä jej prepojenie s vývojom trhu. Z hľadiska systémového rizika stability finančného systému sú totiž najpodstatnejšie finančné inštitúcie, ktoré sú v čase krízy silne prepojené s trhom.

Nedostatky $SRISK_u$

Popri uvedených prednostiach konceptu treba dôkladne zvážiť jeho limity.

1. Pretože je $SRISK_{i,t+h|t}$ založený na využití informácie o aktuálnej trhovej hodnote inštitúcie, problém nastáva v prípade, ak prestane byť táto hodnota aktualizovaná alebo je úplne nedostupná. Práve druhá možnosť nám bráni v aplikácii indikátora $SRISK_{i,t+h|t}$ na naše domáce bankové skupiny, keďže tieto spoločnosti nie sú obchodované na burze.
2. Systémové riziko je veľmi široká oblasť, ktorú nemožno popísať jediným ukazovateľom. Koncept $SRISK_u$ je zameraný na prístup cez plnenie kapitálovej primeranosti. Aj keď je tento prístup relevantný, určite nepostačuje na zachytenie celého systémového rizika.
3. Očividným nedostatkom tohto konceptu je neschopnosť odhaliť príčinu vzniku trhového šoku. Pri výpočte predpokladáme, že už trhový šok prebehol a nás zaujíma jeho dopad. Pre budúce opatrenia je však práve dôležitá aj analýza príčiny jeho vzniku.
4. Princíp výpočtu indikátora je zjednodušujúci v tom zmysle, že sa kapitálová primeranosť počíta z celkovej hodnoty aktív. V praxi sa však používa hodnota rizikovo vážených aktív.

5. Významný nedostatok ukazovateľa $SRISK_{i,t+h|t}$ spočíva v konštantnej hodnote parametra k . Ukazovateľ v tvare (9) spája nedostatok vlastného kapitálu spôsobený nastatím systémovej udalosti s nedostatkom spôsobeným nedostatočným pomerom vlastných zdrojov ku celkovým aktívam skupiny. Po našej aplikácii modelu sa tak môže stať, že iba zanedbateľná časť hodnoty bude spôsobená systémovou udalosťou. Prevažná časť hodnoty $SRISK_{i,t+h|t}$ môže byť dôsledkom poklesu reálnej hodnoty parametra k pod hladinu 8%.

Najmä posledný uvedený nedostatok má na celkový priebeh indikátora $SRISK_{i,t+h|t}$ významný vplyv a jeho informačnú hodnotu môže z hľadiska systémoveho rizika významne znehodnotiť. Ukazovateľ daný vzťahom (9) je vhodný na analýzu veľkého počtu inštitúcií, kde by cieľom bolo iba približne aproximovať celkové náklady potrebné na záchranu celého odvetvia.

Pre naše potreby, kde sme väčší dôraz kládli na zložku samotného systémoveho rizika a cieľom bolo v tomto smere dôkladne zanalyzovať iba malý počet bankových inštitúcií, bol ukazovateľ $SRISK_{i,t+h|t}$ v prezentovanom tvare veľmi zjednodušujúci. Navrhli sme preto nový koncept, ktorý vychádza z modelu SRISK, no odstraňuje posledné dva uvedené nedostatky, ktoré sú, na rozdiel od tých predchádzajúcich, technického charakteru.

1.5 Ukazovatele kapitálovej primeranosti

Použitím konceptu výpočtu kapitálovej primeranosti sme vyriešili dva záverečné nedostatky prezentované v predchádzajúcej podkapitole. Pri výpočte sa využíva hodnota rizikovo vážených aktív, ktorá na rozdiel od hodnoty aktív v sebe zahŕňa aj podsúvahové položky bankovej bilancie. Taktiež je hodnota vlastných zdrojov banky nahradená jej Tier 1 kapitálom.

Štandardný výpočet kapitálovej primeranosti je definovaný pre účtovné hodnoty vstupných údajov vzorcom:

$$aT1R = \frac{\text{Tier 1 kapitál (ozn. } TR1)}{\text{rizikovo vážené aktíva (ozn. RWA)}}. \quad (10)$$

Aby sme zachovali výhody indikátora SRISK, museli sme v prvom kroku vytvoriť koncept kapitálovej primeranosti na základe trhového ocenenia. Trhový ukazovateľ kapitá-

lovej primeranosti (market-based Tier 1 ratio before shock) sme definovali vzťahom:

$$mT1R(pred) = \frac{\text{trhový } TR1}{RWA} = \frac{PtB \cdot TR1}{RWA}. \quad (11)$$

Je to pomer trhovej hodnoty Tier 1 kapitálu a rizovo vážených aktív. Na výpočet trhovej hodnoty Tier 1 kapitálu sme využili ukazovateľ *Price-to-book* (ďalej *PtB*), ktorým sa sleduje pomer trhovej a účtovnej hodnoty akcie spoločnosti.

V druhom kroku sme do novovytvoreného ukazovateľa zakomponovali podstatu modelu SRISK, ktorou je ukazovateľ *MES* definovaný vzťahom (7). Práve táto zložka zavádza do modelu systémové riziko. Definovali sme teda ďalší trhový ukazovateľ kapitálovej primeranosti (market-based Tier 1 ratio after shock), tento však už obsahuje aj zložku systémového rizika:

$$mT1R(po) = \frac{PtB \cdot (1 + MES) \cdot TR1}{RWA} \quad (12)$$

Indikátor informuje o hodnote trhového ukazovateľa kapitálovej primeranosti za predpokladu nastatia systémovej udalosti. Pri jeho výpočte bola trhová hodnota Tier 1 kapitálu upravená podľa hodnoty *MES*.

Ukazovateľ *aT1R* je štandardne používaným ukazovateľom. Regulátor zo zákona kontroluje, či je jeho hodnota nad minimálnou požadovanou úrovňou. Pre definované trhové ukazovatele kapitálovej primeranosti je však táto hranica irelevantná z dôvodu rozdielneho informačného základu ukazovateľov. Ani ich veľmi nízke hodnoty nespôsobujú banke problémy v zmysle zotrvania na trhu. Ich význam je skôr signalizačný, keď ich nízka hladina alebo zväčšujúci sa rozdiel sú varovaním pred potenciálnym skrytým systémovým rizikom.

Z uvedených dôvodov teda nemožno priamo porovnávať vývoj všetkých uvedených ukazovateľov, ale osobitne analyzovať vývoj *aT1R* a z pohľadu analýzy systémového rizika najmä vývoj rozdielu *mT1R(pred)* a *mT1R(po)*. Výhodou použitých ukazovateľov je ich jednoduchá forma. Umožnila nám identifikovať vplyv jednotlivých vstupných faktorov na ich celkový priebeh, čo sme plne využili pri analýzach v záverečnej kapitole.

V nasledujúcej kapitole popisujeme teoretické základy pomocných modelov, ktoré sú dôležitou súčasťou implementácie ukazovateľa $MES_{t+h|t}$ v praxi.

2 Pomocné modely

2.1 GARCH modely

Tieto modely sa používajú na modelovanie časovo závislej volatility výnosov finančných aktív. Skratka GARCH pochádza z anglického *Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity* (v preklade zovšeobecnená autoregresná podmienená heteroskedasticita), kde heteroskedasticita označuje stav, kedy majú podskupiny základnej vzorky dát odlišnú varianciu.

GARCH model bol po prvýkrát predstavený v roku 1986 v [3]. Jeho aplikácia vo finančnej matematike je motivovaná potrebou zachytiť niektoré javy typické pre časovo závislú volatility výnosov finančných aktív ako sú zhlukovanie volatility alebo pákový efekt. Zhlukovanie volatility označuje tendenciu volatility dát nadobúdať extrémne hodnoty v časových úsekoch blízko pri sebe (pokojné obdobia striedané volatilitynejšími). Pákový efekt zasa označuje náchylnosť volatility dát k jej zvýšeniu najmä pri negatívnych výsledkoch výnosov.

Všeobecný jednorozmerný GARCH model môžeme zapísať v tvare

$$r_t = c + \varphi_t, \quad \varphi_t \sim F_t, \quad (13a)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varphi_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2, \quad (13b)$$

$$\alpha_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, q, \quad \beta_j \geq 0, \quad j = 1, \dots, p, \quad \omega > 0 \quad (13c)$$

V tomto modeli, označovanom ako $GARCH(p, q)$, $p \geq 0$ a $q > 0$, modelujeme výnos r v čase t ako súčet konštantného výnosu a šoku φ v čase t . Šok φ_t pochádza zo zatiaľ nešpecifikovaného rozdelenia F_t s nejakou strednou hodnotou a varianciou σ_t^2 , ktorá sa mení s časom. Varianciu v každom čase modelujeme $ARMA(p, q)$ procesom.

Nerovnosti v (13c) sú postačujúcimi podmienkami pre zabezpečenie pozitívnosti modelovanej variance.

Pre lepšie zachytenie pákového efektu sa používa napríklad GJR model (pomenovaný po autoroch Glosten, Jagannathan, Runkle). Nech $p = 1$, $q = 1$ a $o = 1$, kde premenná o označuje počet oneskorených pákových efektov. Potom má model $GJR(1, 1, 1)$ (pre

všeobecné $p \geq 0$, $o > 0$ a $q > 0$ značený ako $GJR(p, o, q)$) tvar:

$$r_t = c + \varphi_t, \quad \varphi_t \sim F_t, \quad (14a)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varphi_{t-1}^2 + \gamma I(\varphi_{t-1} < 0)\varphi_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2, \quad (14b)$$

$$\alpha \geq 0, \quad \gamma \geq 0, \quad \beta \geq 0, \quad \omega > 0, \quad (\alpha + \frac{\gamma}{2} + \beta) < 1 \quad (14c)$$

Indikátorová funkcia $I(\cdot)$ nadobúda hodnotu 1, ak je splnená podmienka v jej argumente, inak má hodnotu 0. Ak existuje štatisticky signifikantný pákový efekt, potom sa koeficient efektu šoku zmení z α v prípade pozitívnej hodnoty šoku na $(\alpha + \gamma)$ v prípade jeho negatívnej hodnoty. Všetky koeficienty sú z predpokladov nezáporné, a teda v prípade negatívnej hodnoty šoku sa jeho efekt posilní (pákový efekt).

Podmienky z (14c) zabezpečujú pozitívnosť procesu a jeho stacionaritu, pričom posledná nerovnosť platí iba za predpokladu, že je pravdepodobnosť negatívneho šoku 50% (odvodenie v [11]).

Už sme uviedli, že šoky φ_t pochádzajú z časovo závislého rozdelenia F_t . Používajú sa tieto štandardné rozdelenia:

1. Normálne. Je najčastejšie používané, platí $\varphi_t \sim N(0, \sigma_t^2)$.
2. Studentovo t-rozdelenie. V prípade výnosov finančných aktív sú často pozorované rozdelenia týchto dát s väčšou pravdepodobnosťou nastatia extrémnych hodnôt ako je to v prípade normálneho rozdelenia (tzv. rozdelenia s ťažkými chvostami). Studentovo t-rozdelenie ich pokrýva lepšie ako normálne rozdelenie.
3. zovšeobecnené chybové rozdelenie (generalized error distribution). Ide o rozdelenie vychádzajúce z normálneho rozdelenia, kde sa použitím parametra *tvaru* lepšie pokrývajú chvosty podkladového rozdelenia.
4. Hansenovo vychýlené Studentovo t-rozdelenie (1994). Toto rozdelenie výborne pokrýva rozdelenia dát s ťažkými chvostami, pretože má chvosty modelované polynómom.

Existujú aj ďalšie špecifikácie GARCH modelov, za všetky spomenieme triedy TGARCH, EGARCH alebo QGARCH. Každý z týchto modelov svojím spôsobom lepšie pokrýva jav, na ktorého zachytenie bol vyvinutý. V našich finančných dátach sa najčastejšie stretneme so zhlukovaním volatility a pákovým efektom, preto budeme používať najmä GARCH(p,q) a GJR(p,o,q) modely.

2.2 Kopula funkcie

Našou motiváciou pre zaoberanie sa kopula funkciami je napríklad problematika správnej voľby viacrozmerného pravdepodobnostného rozdelenia finančných aktív nachádzajúcich sa na trhu.

Kopula funkcia nám umožňuje rozdeliť tento problém na úlohu špecifikácie jednotlivých jednorozmerných rozdelení finančných aktív a úlohu špecifikácie závislostí (aj nelineárnych), ktoré medzi týmito aktívami existujú. Dokážeme dobre zachytiť existenciu, v kontexte finančných aktív, často sa vyskytujúcich javov ako je asymetrickosť rozdelenia dát (súvislosť s už spomínaným pákovým efektom) či jeho ťažké chvosty.

Čo je to kopula funkcia

Zjednodušene by sme priblížili kopula funkciu ako štruktúru, ktorá obsahuje všetku dostupnú informáciu o závislostiach existujúcich v skúmaných dátach.

Na formálne zadefinovanie kopula funkcie použijeme vetu 2.5 z práce [10]

Veta 2.1. (*Sklarova veta*) *Nech F je n -rozmerná distribučná funkcia s marginálnymi distribučnými funkciami*

$$F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n).$$

Potom existuje kopula C taká, že pre $\forall x = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in \bar{R}^n$ platí

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)). \quad (15)$$

Ak sú funkcie $F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)$ spojité, potom je C jedinečná. Inak je C jednoznačne určená iba v priestore danom oborom hodnôt marginálnych distribučných funkcií.

Naopak, ak C je kopula a $F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)$ sú distribučné funkcie, potom je funkcia F vo vzťahu (15) n -rozmernou distribučnou funkciou s marginálnymi rozdeleniami $F_1(x_1), \dots, F_n(x_n)$.

Vidíme, že sa pomocou kopula funkcie a jednotlivých marginálnych rozdelení vieme prepracovať k želanej združenej distribučnej funkcii. Veľmi dôležité je, že nám tento koncept umožňuje pracovať naraz s rôznymi triedami pravdepodobnostných rozdelení.

O kopula funkciách už existuje dostatočné množstvo publikácií. Z praktických dôvodov sa preto v prípade potreby ďalších informácií odvolávame na prácu [10], kde sú

už zhrnuté základné teoretické vlastnosti známe o kopula funkciách ako aj popisy ich rôznych tried patriacich do typu *eliptických* alebo *Archimedovských* kopúl.

Tvorba kopula funkcie

Pre hustoty $f_1(\cdot)$ a $f_2(\cdot)$ označujúce marginálne hustoty, $f(\cdot, \cdot)$ združenú hustotu a $c(\cdot, \cdot)$ hustotu kopula funkcie platí vzťah

$$f(x, y) = f_1(x) f_2(y) c(F_1(x), F_2(y)). \quad (16)$$

Majme náhodný výber X rozsahu N pozostávajúci z prvkov $X_1, \dots, X_N$, na ktorom budeme kopula funkciu odhadovať.

Na začiatku tvorby kopula funkcie sa musíme rozhodnúť medzi parametrickým, semiparametrickým a neparametrickým prístupom. Pri prvých dvoch prístupoch máme určenú triedu kopula funkcie a chceme odhadnúť jej parametre. Posledný prístup je založený na tvorbe empirickej kopula funkcie, ktorá od žiadnej triedy nezávisí. Do týchto troch prístupov zaraďujeme nasledujúce štyri metódy:

1. **Exact maximum likelihood** (parametrická). Parametre marginálnych rozdelení a kopula funkcie odhadneme pomocou maximalizácie logaritmu funkcie vierohodnosti, formálne $\hat{\theta}_{MLE} = \arg \max_{\theta \in \Theta} l(\theta)$, kde θ označuje vektor všetkých neznámych parametrov a $\hat{\theta}_{MLE}$ vektor odhadov.
2. **Inference on margins** (parametrická). Táto metóda sa ideovo podobá na predchádzajúcu metódu, pozostáva však z dvoch krokov. V prvom kroku sa metódou maximálnej vierohodnosti odhadnú neznáme parametre marginálnych rozdelení. V druhom kroku sa odhadnú parametre kopula funkcie, avšak už za použitia odhadov získaných v predchádzajúcom kroku.
3. **Canonical maximum likelihood** (semiparametrická) Táto metóda sa podobá na predchádzajúcu, pričom rozdiel spočíva v odlišnom prístupe ich prvých krokov. CML metóda je postavená na empirickom odhade marginálnych rozdelení namiesto odhadu parametrov rozdelení cez MLE.
4. **Empirical copula** (neparametrická). Odhad distribučnej funkcie empirickej kopuly je rovnaký ako empirický odhad distribučnej funkcie viacrozmerného pravdepodobnostného rozdelenia na základe výberovej vzorky dát. Formálny zápis výpočtu možno nájsť napríklad v [10]. Na túto publikáciu sa odvolávame aj v prípade potreby

podrobnejších informácií o popisovaných metódach či ich ukážok použitia v praxi.

Výber optimálnej kopula funkcie

Parametre určitej kopula funkcie už vieme odhadnúť. Na určenie najoptimálnejšej triedy kopule pre naše dáta sme aplikovali prístup popísaný v [6].

Postup vychádza z takejto situácie - majme konečnú podmnožinu kopúl $\bar{C}$ množiny všetkých kopúl C , z ktorej chceme vybrať tú kopulu, ktorá čo najlepšie fituje naše dáta z náhodného výberu. Z týchto dát vieme vytvoriť empirickú kopulu, ktorej hodnoty poznáme všade na mriežke $\{(\frac{t_1}{T}, \dots, \frac{t_N}{T}) : 1 \leq n \leq N, t_n = 0, \dots, T\}$ tvorenej bodmi náhodného výberu. Porovnanie kopúl z podmnožiny $\bar{C}$ vykonáme cez porovnanie každej kopuly z $\bar{C}$ s vytvorenou empirickou kopulou pomocou diskkrétnej L^2 normy. Formálne zapísané

$$\bar{d}_2(\hat{C}, C_k) = \|\hat{C} - C_k\|_{L^2} = \left(\sum_{t_1=1}^T \dots \sum_{t_n=1}^T \left[\hat{C}\left(\frac{t_1}{T}, \dots, \frac{t_n}{T}\right) - C_k\left(\frac{t_1}{T}, \dots, \frac{t_n}{T}\right) \right]^2 \right)^{\frac{1}{2}}, \quad (17)$$

kde $\hat{C}$ označuje vytvorenú empirickú kopulu a C_k predstavuje k -tu kopulu patriacu do podmnožiny $\bar{C}$. Optimálnou bude tá kopula, ktorá bude danú normu minimalizovať. Samotní autori v článku [6] kladú veľký dôraz na správnosť odhadu marginálnych rozdelení. V opačnom prípade vedie tento postup k mylným výsledkom. Je preto odporúčané podrobiť odhady dôkladnej analýze.

V implementácii sme skúmali viacero tried eliptickej a Archimedovskej skupiny kopúl. V práci boli napokon použité tieto štyri triedy kopúl:

$$1. \text{ Studentova } t\text{-kopula: } C_T(u, v; \rho, \nu) = T_{\rho, \nu}(T_\nu^{-1}(u), T_\nu^{-1}(v)), \quad \rho \in (-1, 1), \quad \nu > 2,$$

kde T_ν^{-1} = inverzná CDF Studentovho t -rozdelenia,

$T_{\rho, \nu}$ = dvojrozmerné Studentovo t -rozdelenie.

$$2. \text{ Frankova: } C_F(u, v; \theta) = \frac{-1}{\theta} \log \left(\frac{(1 - e^{-\theta}) - (1 - e^{-\theta u})(1 - e^{-\theta v})}{(1 - e^{-\theta})} \right), \quad \theta \in (-\infty, \infty) \setminus \{0\},$$

$$3. \text{ Gumbelova: } C_G(u, v; \theta) = \exp \left\{ -((- \log u)^\theta + (- \log v)^\theta)^{\frac{1}{\theta}} \right\}, \quad \theta \in (1, \infty),$$

$$4. \text{ Rotovaná Gumbelova: } C_{RG}(u, v; \theta) = u + v - 1 + C_G(1 - u, 1 - v; \theta), \quad \theta \in (1, \infty).$$

3 Implementácia ukazovateľa MES

Cieľom tejto kapitoly je popísať proces výpočtu ukazovateľa $MES_{i,t+h|t}(C)$. Tento ukazovateľ je najpodstatnejšou zložkou indikátorov $SRISK_{i,t+h|t}$ a $mT1R(po)$, pretože do modelu vnáša faktor systémového rizika.

Hoci sú základy jeho výpočtu uvedené už v článku [4], celý proces popisujeme aj v tejto práci, pretože sme pri výpočte urobili niekoľko dôležitých úprav.

- Prvou je dôsledné modelovanie relatívnych výnosov banky a trhového akciového indexu. Vo vzťahoch (19a) a (19b) sme preto zahrnuli aj konštantný člen a AR proces, aby sme splnili všetky predpoklady modelu, ktoré uvedieme. V praxi sme niekedy AR proces nahradili sezónnym AR procesom, ktorý dosahoval lepšie výsledky.
- Druhou úpravou je odlišný prístup pri modelovaní dvojrozmerného rozdelenia v (19c). V tejto práci sme na modelovanie použili kopula funkcie.

3.1 Proces výpočtu

Veličina $MES_{i,t+h|t}(C)$ definovaná vzťahom

$$MES_{i,t+h|t}(C) = E_t(R_{i,t:t+h} | R_{m,t:t+h} < C) \quad (18)$$

nie je verejne sledovaným ukazovateľom, preto je potrebné ju vypočítať. Základom pre jej výpočet je vytvorenie modelu vývoja relatívnych výnosov trhového akciového indexu a finančnej inštitúcie. Uvažujme teraz pre zjednodušenie iba jedinú finančnú inštitúciu, ktorej index bude b . Nech $R_{m,t}$ a $R_{b,t}$ označujú uvedené výnosy v čase t definované vzťahom (4). Ich vývoj budeme modelovať prostredníctvom rovníc:

$$R_{m,t} = \sum_{j=1}^{N_m} \alpha_{m,j} R_{m,t-j} + e_m + \sigma_{m,t} \bar{\varepsilon}_{m,t}, \quad (19a)$$

$$R_{b,t} = \sum_{j=1}^{N_b} \alpha_{b,j} R_{b,t-j} + e_b + \sigma_{b,t} \bar{\varepsilon}_{b,t}, \quad (19b)$$

$$(\bar{\varepsilon}_{m,t}, \bar{\varepsilon}_{b,t}) \sim F, \quad (19c)$$

kde symboly $\sigma_{m,t}$ a $\sigma_{b,t}$ označujú volatility výnosov v čase t , e_m a e_b označujú konštanty, $\sum_{j=1}^{N_m} R_{m,t-j}$ a $\sum_{j=1}^{N_b} R_{b,t-j}$ predstavujú všeobecné AR procesy so stupňami N_m a N_b . Model sa vyvíja prostredníctvom šokov $(\bar{\varepsilon}_{m,t}, \bar{\varepsilon}_{b,t})$, ktoré pochádzajú zo združeného rozdelenia F .

Volatility $\sigma_{m,t}$ a $\sigma_{b,t}$ sú modelované prostredníctvom GARCH modelov. Rôzne typy týchto modelov a ich vlastnosti sú popísané v podkapitole 2.1.

Šoky $(\bar{\varepsilon}_{m,t}, \bar{\varepsilon}_{b,t})$ sú *i.i.d.* s nulovou strednou hodnotou, jednotkovou varianciou a nulovou kovarianciou v čase. Pretože reálne dáta tieto predpoklady často nespĺňajú, ešte na začiatku sú v tomto smere analyzované a rovnice (19a)-(19c) patrične upravené o vhodné hodnoty e_m , e_b a správne stupne N_m a N_b AR procesov. Zdôrazňujeme, že sa v každom čase t nepredpokladá vzájomná nezávislosť šokov. Je logické očakávať, že ak nadobúdajú trhovú šoky extrémne hodnoty (v časoch vysokých ziskov alebo strát), potom sú šoky inštitúcie pôsobiacej na tomto trhu taktiež náchylnejšie k svojim extrémnym hodnotám.

Združené rozdelenie F pozostáva z marginálnych rozdelení F_m a F_b šokov $\bar{\varepsilon}_{m,t}$ a $\bar{\varepsilon}_{b,t}$ spojených kopula funkciou. Triedy týchto rozdelení sú zvolené pri modelovaní volatility $\sigma_{m,t}$ a $\sigma_{b,t}$ GARCH modelom, ich parametre sú odhadnuté metódou maximálnej vierohodnosti. Generovanie šokov $(\bar{\varepsilon}_{m,t}, \bar{\varepsilon}_{b,t})$ z rozdelenia F je realizované pomocou generovania náhodných realizácií z optimálne zvolenej triedy kopúl. Generovanie z kopuly zabezpečuje pokrytie prípadnej existencie závislého vzťahu šokov $\bar{\varepsilon}_{m,t}$ a $\bar{\varepsilon}_{b,t}$.

O kopuliach, o optimálnej voľbe triedy a o odhadovaní ich parametrov píšeme v podkapitole 2.2.

Spôsob výpočtu hodnoty $MES_{b,t+h|t}(C)$ závisí na veľkosti intervalu $\langle t, t+h \rangle$. Pre interval dĺžky $h = 1$ vieme výpočet $MES_{b,t+h|t}(C)$ explicitne vyjadriť vzorcom

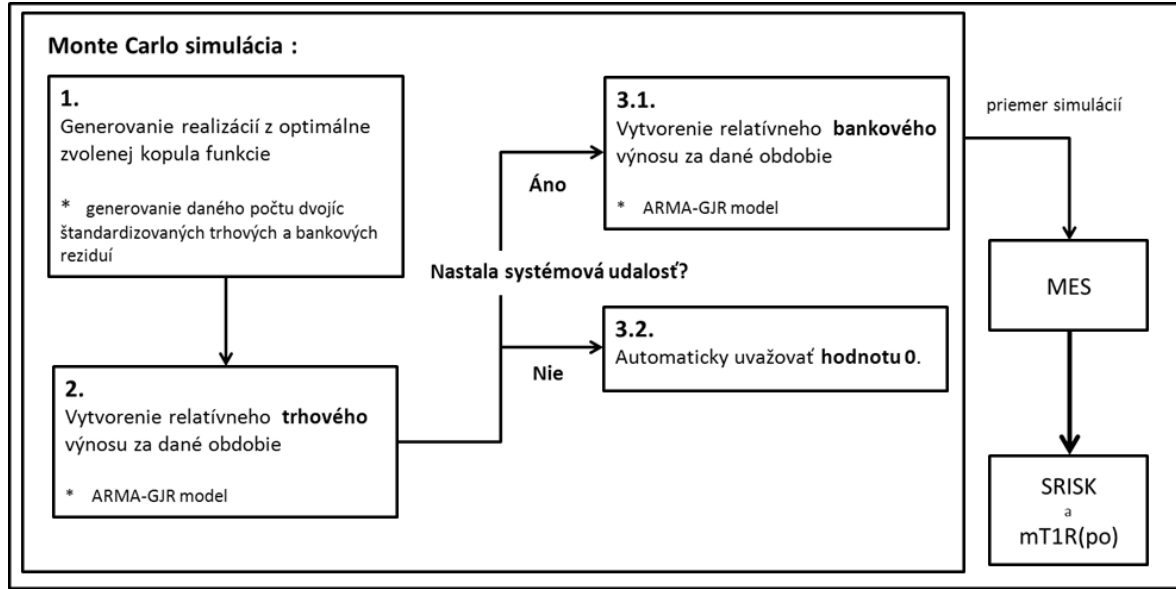
$$\begin{aligned} MES_{b,t+1|t}(C) &= E_t(R_{b,t:t+1} \mid R_{m,t:t+1} < C) = E_t(R_{b,t+1} \mid R_{m,t+1} < C) = \\ &= \left(\sum_{j=1}^{N_b} \alpha_{b,j} R_{b,t+1-j} \right) + e_b + \sigma_{b,t+1} E_t \left(\bar{\varepsilon}_{b,t+1} \mid \bar{\varepsilon}_{m,t+1} < \frac{C - \left(\sum_{j=1}^{N_m} \alpha_{m,j} R_{m,t+1-j} \right) - e_m}{\sigma_{m,t+1}} \right). \end{aligned} \quad (20)$$

Jedná sa o výpočet v čase t , preto hodnoty $\sigma_{b,t+1}$ a $\sigma_{m,t+1}$ predpovedáme použitím odhadnutých GARCH modelov. Výpočet očakávaného šoku inštitúcie za predpokladu nastatia systémovej udalosti možno previesť viacerými spôsobmi.

Jedným je historický odhad, teda aritmetický priemer tých šokov inštitúcie v minulosti, v časoch ktorých spĺňali trhovú šoky nerovnosť $\bar{\varepsilon}_{m,\tau} < \frac{C - \left(\sum_{j=1}^{N_m} \alpha_{m,j} R_{m,t+1-j} \right) - e_m}{\sigma_{m,t+1}}$ pre $\tau = t, t-1, \dots$

Alternatívou je použitie metódy Monte Carlo. Jej ideou je opakované simulovanie dvojice $(\bar{\varepsilon}_{m,t}, \bar{\varepsilon}_{b,t})$ s podmienkou $\bar{\varepsilon}_{m,\tau} < \frac{C - \left(\sum_{j=1}^{N_m} \alpha_{m,j} R_{m,t+1-j} \right) - e_m}{\sigma_{m,t+1}}$ použitím kopula funkcie a následný výpočet podmienenej strednej hodnoty na základe získaných dát.

Pre interval dĺžky väčšej ako 1 použijeme na výpočet hodnoty $MES_{b,t+h|t}(C)$ podobný princíp. Graficky jeho priebeh znázorňujeme na Obr. 1. V prvom kroku simu-



Obr. 1: Diagram výpočtu ukazovateľa MES

lujeme N scenárov vývoja relatívnych výnosov, teda v každom scenári nasimulujeme vývoj výnosov trhového akciového indexu a inštitúcie za obdobie $< t + 1, t + h >$ pomocou rovníc (19a) až (19c). Na generovanie šokov sa použije generovanie náhodných realizácií z optimálne zvolenej kopuly, volatilita sa modeluje prostredníctvom GARCH modelov s počiatočnými podmienkami danými dňom t . Následne sa v každom scenári vytvorí kumulatívny relatívny výnos trhu a inštitúcie za sledované obdobie, teda:

$$R_{m,t:t+h} = \left(\prod_{\tau=t}^{t+h-1} (R_{m,\tau:\tau+1} + 1) \right) - 1, \quad R_{b,t:t+h} = \left(\prod_{\tau=t}^{t+h-1} (R_{b,\tau:\tau+1} + 1) \right) - 1 \quad (21)$$

Hodnota $MES_{b,t+h|t}(C)$ vznikne ako aritmetický priemer kumulatívnych relatívnych výnosov inštitúcie z tých scenárov, v ktorých výnos trhového akciového indexu prekonal hodnotu C (nastala systémová udalosť). Výpočet je formálne popísaný vzťahom

$$MES_{b,t+h|t}(C) = \frac{\sum_{j=1}^N R_{b,t:t+h}^j I(R_{m,t:t+h}^j < C)}{\sum_{j=1}^N I(R_{m,t:t+h}^j < C)}. \quad (22)$$

Funkcia $I(\cdot)$ je indikátorovou funkciou nastatia systémovej udalosti. Nadobúda hodnotu 1, ak systémová udalosť nastala, inak je rovná 0. Po výpočte hodnoty $MES_{i,t+h|t}(C)$ je už výpočet indikátorov $SRISK_{b,t+h|t}$ a $mT1R(po)$ priamočiary.

3.2 Spracovanie trhových údajov

3.2.1 Popis dát

Vývoj situácie na európskom bankovom trhu sme sledovali pomocou vývoja hodnoty akciového indexu *STOXX Europe 600 Banks*⁶. Ide o index, ktorý pozostáva z akcií 47 bankových skupín pôsobiacich na európskom bankovom trhu. Zoznam uvádzame v prílohe v Tabuľke A.1. Tento index zahŕňa aj väčšinu bánk, ktoré v tejto práci analyzujeme.

Parametre modelov, použitých pri výpočte ukazovateľa $MES_{i,t+h|t}(C)$ v roku 2006, sme odhadovali na sade dát pozostávajúcej z týždenných údajov o hodnote trhového indexu v období 5. január 2000 - 28. december 2005, spolu 313 údajov. Vychádzali sme zo stredajších cien. Ak bol údaj z nejakého dôvodu nedostupný (napr. z dôvodu sviatku), použili sme pre tento deň posledný známy denný údaj. Tvary modelov ostali nezmenené počas celého roka, ich parametre sme však mesačne aktualizovali. Konkrétnejšie máme na mysli prípadný *ARMA* model vo vzťahu (19a), *GARCH* model pre modelovanie $\sigma_{m,t}$ a parametre marginálneho rozdelenia šoku $\bar{\varepsilon}_{m,t}$. Na konci roku 2006 sme všetky tieto modely znovu odhadli (mohol sa zmeniť aj ich tvar), pričom sme pôvodnú sadu dát rozšírili o ubehnutý rok. Rovnaký postup sme uplatňovali aj v ďalších rokoch. V prílohe sa na Obr. B.1 nachádza vývoj týždenných relatívnych výnosov akciového indexu pre celé skúmané obdobie. Tabuľka B.1 obsahuje hodnoty štatistických ukazovateľov, odhadnutých parametrov modelov ako aj výsledky vykonaných testov, ktoré v nasledujúcich odsekoch popíšeme. Uvedená tabuľka obsahuje viacero stĺpcov, ktoré sú označené časovým rozpätím rokov. Toto rozpätie vyjadruje, z akého obdobia pochádzali dáta použité na odhad parametrov. Môžeme si všimnúť, že rok 2008 je zlomový v tom zmysle, že práve v sade dát z rokov 2000-2008 nastala výrazná zmena v hodnotách základných štatistických ukazovateľov (najmä v mediánovej hodnote výnosov).

⁶Údaje sme získali zo systému Bloomberg.

3.2.2 Modelovanie

Základy modelu pre výpočet ukazovateľa $MES_{i,t+h|t}(C)$ sú odprezentované v predchádzajúcej podkapitole. Pre splnenie predpokladov v nej prezentovaných sa modelovanie trhových dát skladá z viacerých krokov.

Prvým krokom je overenie neexistencie jednotkového koreňa v dátach výnosov použitím ADF testu. Test sme vykonali na hladine významnosti 5%, pričom sme využili model s predpokladanou nenulovou strednou hodnotou procesu a absenciou deterministického trendu v dátach. Na základe výsledku testu sme zamietli nulovú hypotézu o existencii jednotkového koreňa v každej z dátových sád.

Ďalším krokom je analýza autokorelácie v dátach. Využili sme pri nej vývoj ACF a PACF, ktoré naznačovali existenciu autokorelácie. Potvrdili sme ju vykonaním Ljung-Box Q-testu, ktorý na hladine významnosti 5% potvrdil existenciu autokorelácie už od prvého oneskorenia. Použitím vhodného ARMA procesu sme ju z dát odstránili, čo sa potvrdilo opätovným testovaním (parametre procesu a jeho odhadnuté koeficienty možno nájsť v prílohe v tabuľke B.1). Získané reziduá sme upravili o ich strednú hodnotu odhadnutú aritmetickým priemerom, tieto hodnoty sa nachádzajú v tabuľke B.1. Takto upravené reziduá označme ε_t .

Tretím krokom je modelovanie vývoja volatility. Naším cieľom bolo v závere tejto časti získať štandardizované reziduá $\bar{\varepsilon}_t$, v súlade so vzťahom (19a). Pre overenie možnosti použitia už prezentovaného GARCH modelu sme využili ACF a PACF procesu $(\varepsilon_t)^2$. Ak sa totiž ε_t riadi GARCH(p,q) modelom a sú splnené ďalšie predpoklady, potom je proces $(\varepsilon_t)^2$ autokorelovaný (podrobnejšie v [13]). Proces $(\varepsilon_t)^2$ bol autokorelovaný, čo teda nevylúčilo možnosť použitia GARCH modelu pre modelovanie volatility reziduí ε_t .

Nasledovalo určenie rozdelenia štandardizovaných reziduí $\bar{\varepsilon}_t$. Tieto vzniknú po namodelovaní σ_t ako podiel $\frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$, čoho výsledkom bude veličina s nulovou strednou hodnotou a jednotkovou varianciou. Pri určení rozdelenia sme sa rozhodovali medzi *štandardným* a *zošikmeným* Studentovým t-rozdelením. Zvolili sme si nakoniec druhé spomenuté, ktorého voľbu zdôvodňujeme v posledných odsekoch tejto časti.

Z empirických skúseností je známe, že $GARCH(1, 1)$ model je na modelovanie postačujúci (hodnoty informačných kritérií pre vyššie stupne GARCH modelov aplikovaných

na naše dáta nám tento poznatok potvrdili). Vo finančných dátach sa často vyskytuje pákový efekt, pre ktorý sme sa rozhodli porovnať $GARCH(1, 1)$ a $GJR(1, 1, 1)$ model. Ich vzájomný vzťah nám umožnil použiť LR test, pretože $GARCH(1, 1)$ je špeciálnym prípadom $GJR(1, 1, 1)$ modelu, ak vo vzťahu (14b) zvolíme $\gamma = 0$. Testuje sa preto signifikancia tohto parametra, teda nulová hypotéza o nulovosti parametra γ . Výsledkom testu bolo vo všetkých dátových sadách jednoznačné zamietnutie nulovej hypotézy, a preto sme použili $GJR(1, 1, 1)$ model.

Odhad parametrov $GJR(1, 1, 1)$ modelu, ktorého formu sme definovali vzťahom (14b), bol vykonaný metódou maximálnej vierohodnosti a jeho výsledky sa nachádzajú v tabuľke B.1. Štandardizované reziduá $\bar{\varepsilon}_t$ pochádzali podľa modelu zo *zošíkmeného* Studentovho t -rozdelenia s približne 10 stupňami voľnosti a parametrom tvaru (ang. shape parameter) $\lambda = -0,3$. Tieto odhady sa v jednotlivých sadách dát mierne líšili. Význam parametra α_1 (koeficient pri člene ε_{t-1}^2) bol vo väčšine dátových sád štatisticky nevýznamný. Na druhej strane parameter γ (pákový efekt) bol štatisticky významný na všetkých tradičných hladinách významnosti. Model $GJR(1, 1, 1)$ teda mal svoje opodstatnenie. Pomocou odhadnutého modelu sme už vedeli vyčísliť volatilitu σ_t jednotlivých reziduí ε_t , čo nám následne umožnilo získať štandardizované reziduá $\bar{\varepsilon}_t$.

Z podkapitoly 2.2 už vieme, že pre odhadnutie optimálnej kopuly (zachytávajúcej závislosť trhových a bankových dát) sú potrebné rovnomerne rozdelené trhové dáta. V predchádzajúcom odseku sme zistili, z akého rozdelenia s akými parametrami pochádzali štandardizované reziduá $\bar{\varepsilon}_t$. Správnosť tohto odhadnutého marginálneho rozdelenia sme overili postupom prezentovaným v [5]. Základom postupu je skutočnosť, že ak bolo marginálne rozdelenie odhadnuté správne, potom budú údaje transformované príslušnou distribučnou funkciou nezávislé a rovnomerne rozdelené na intervale $(0,1)$. Naše overenie pozostávalo z príslušných krokov. Test rovnomernosti rozdelenia sme vykonali prostredníctvom testu dobrej zhody. Test je založený na ekvidištantnom rozdelení intervalu $(0,1)$ na vopred zadaný počet podintervalov, označme ich počet n . V každom podintervale sa porovnáva počet empirických (skutočných) a teoretických (očakávaných) výskytov dát. Výsledná štatistika cez celý interval v tvare $\sum_{i=1}^n \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$, kde O_i označuje počet pozorovaných dát a E_i počet očakávaných dát v i -tom podintervale, má χ^2 rozdelenie s $n - 1$ stupňami voľnosti. Testuje sa nulová hypotéza o rovnomernom

rozdelení skúmaných dát. Na základe p-hodnoty testu sme nulovú hypotézu nezamietli. Uvedeným testom sme tak overili rovnomernosť rozdelenia skúmaných dát.

Test nezávislosti dát sme vykonali skúmaním existencie autokorelácie v premennej $(u_t - \bar{u})^i$, $i = 1, 2, 3, 4$, kde u_t vznikla transformovaním $\bar{\varepsilon}_t$ svojou distribučnou funkciou a $\bar{u}$ označuje strednú hodnotu tejto veličiny. Existenciu autokorelácie sme overovali prostredníctvom lineárnej regresie, v ktorej bola premenná $(u_t - \bar{u})^i$ vysvetľovaná jej n oneskoreniami. Použitá testovacia štatistika má tvar $(T - n)R^2$, kde T označuje počet použitých dát, n počet vysvetľujúcich premenných v lineárnej regresii a R^2 koeficient determinácie odhadnutej lineárnej regresie. Za platnosti nulovej hypotézy, ktorá vylučuje existenciu autokorelácie v dátach, má testovacia štatistika χ^2 rozdelenie s n stupňami voľnosti. Pre naše skúmané dáta bola p-hodnota testu vo všetkých skúmaných prípadoch ($i = 1, 2, 3, 4$) vždy jednoznačne nad 5%. Existenciu autokorelácie sme v dátach zamietli, a teda sme ich považovali za nezávislé.

3.2.3 Systémová udalosť

V úvode kapitoly 3 sme už spomenuli závislosť hodnoty $MES_{i,t+h|t}(C)$ aj na hodnote veličiny C . Jej príliš benevolentné zvolenie výsledky znehodnotí, naopak priveľmi prísna hodnota dá výsledky iba pre naozaj ojedinelý rozsah krízy.

Hodnotu C sme sa preto rozhodli zvoliť ako približný 5%-ný kvantil relatívnych trhových výnosov. Približný z toho dôvodu, že sme zvolili rovnakú hodnotu pre viacero skúmaných rokov, aj keď sa rozdelenie trhových výnosov postupne mierne menilo. Dôvodom pre použitie konštantnej hodnoty bola z toho vyplývajúca možnosť výsledky jednoduchšie interpretovať a priamo medziročne porovnávať.

Vývoj trhových výnosov mal však v krízovom roku 2008 na ich rozdelenie vplyv, ktorý už nebolo možné zanedbať. Tento dopad dokumentujú významné zmeny v hodnotách základných štatistických ukazovateľoch prezentovaných v Tabuľke B.1. Pri ponechaní platnej hodnoty C by už pravdepodobnosť nastatia systémovej udalosti nezodpovedala pravdepodobnosti extrémnej udalosti. Z tohto dôvodu rozlišujeme v nasledujúcich častiach hodnotu prahu systémovej udalosti podľa toho, ktorej sady dát sa týka. Pretože je rok 2008 zlomovým, rozlišujeme dve časové obdobia: obdobie 2006-2008 a 2009-2014. Im prislúchajúci prah systémovej udalosti značíme ako C^p (prvé obdobie) a

C^d (druhé obdobie). Taktiež rozlišujeme, či sa C týka týždenných alebo 3-mesačných (12-týždňových) trhových relatívnych výnosov. Preto rozlišujeme spolu štyri hodnoty:

C_1^p	-4%	C_1^d	-7%
C_{12}^p	-11%	C_{12}^d	-21%

Tabuľka 1: Hodnoty prahu systémovej udalosti.

3.3 Spracovanie bankových údajov

Nasledujúca časť je venovaná modelovaniu dát materských spoločností najväčších slovenských bánk, ktoré sme v tejto práci analyzovali. Zamerali sme sa konkrétne na bankové domy Erste group, Raiffeisen, Intesa Sanpaolo, UniCredit a KBC. Na území Slovenskej republiky podnikajú prostredníctvom svojich dcérskych spoločností s výnimkou skupiny UniCredit, ktorá u nás operuje ako pobočka zahraničnej banky.

Skupina	Sídlo	Dcérská spoločnosť/ Pobočka	Poradie ⁷
Erste	Rakúsko	Slovenská sporiteľňa	1.
Intesa SanPaolo	Taliansko	VÚB banka	2.
Raiffeisen	Rakúsko	Tatra banka	3.
KBC	Belgicko	ČSOB banka	4.
UniCredit	Taliansko	UniCredit	5.

Tabuľka 2: Prehľad bankových skupín.

Rovnako ako v prípade trhových dát, aj tu sme vychádzali z týždenného vývoja ceny akcií jednotlivých bankových skupín⁸. Nedostupný cenový údaj sme nahradili posledným známym denným údajom. Priebeh analýzy a modelovania týchto dát je analogický postupom prezentovaným v podkapitole 3.2, kde sme už podrobne popísali jednotlivé kroky s ich významom a princípy fungovania vykonaných testov. Z tohto dôvodu sa iba odkazujeme na súhrnné informácie vo forme tabuliek, ktoré obsahuje Príloha B. Každéj bankovej skupine je v tejto prílohe venovaná jedna súhrnná tabuľka, ktorá sumarizuje výsledky rovnako ako v prípade trhových dát.

V spodnej časti každej zo spomenutých tabuliek je uvedený názov triedy a odhadnuté parametre kopuly, ktorá najlepšie popisovala rozdelenie trhových a bankových štandardizovaných reziduí $\bar{\varepsilon}_t$ v konkrétnej dátovej sade. Pri voľbe optimálnej triedy kopuly sme aplikovali poznatky prezentované na strane 27.

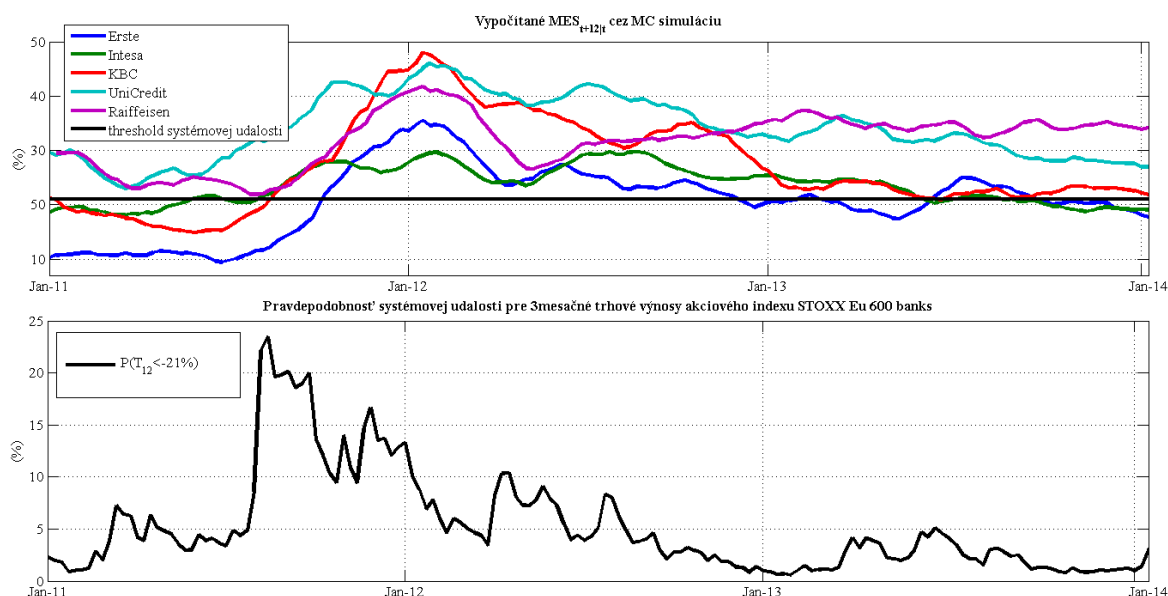
⁷Poradie podľa veľkosti spravovaných aktív v SR. Na prvom mieste banka s najväčšími aktívami.

⁸Ak nastal split akcií a ich precenenie, dotknutý výnos sme nahradili nulovým.

4 Analýza ukazovateľa MES

4.1 Priebeh ukazovateľa MES

Obr.2 obsahuje vývoj ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ jednotlivých bankových skupín vypočítaného v rokoch 2011-2014. Pripomeňme, že tento ukazovateľ predikuje očakávanú stratu (za 3 mesiace) hodnoty akcie inštitúcie za predpokladu, že na trhu nastala systémová udalosť. Pre roky 2011-2014 bola stanovená systémová udalosť na trhu ako relatívny pád hodnoty trhového indexu o 21 a viac percent. Na Obr.2 a aj v ďalších analýzach je hodnota tohto ukazovateľa vykreslená s opačným znamienkom, t.j. nárast v hodnote ukazovateľa znamená nárast očakávanej straty. Na obrázku si môžeme všimnúť, že v sledovanom období všetky bankové skupiny dosiahli najvyššie hodnoty $MES_{t+12|t}$ na začiatku roku 2012.



Obr. 2: Priebeh $MES_{t+12|t}$ a $P(T_{12} < -21\%)$ v rokoch 2011-2014.

$MES_{t+12|t}$ je *podmienenou* očakávanou stratou, je preto potrebné tento ukazovateľ analyzovať spolu s vývojom pravdepodobnosti nastatia podmienky. Graf v spodnej časti Obr.2 je práve vývojom pravdepodobnosti nastatia systémovej udalosti v uvažovanom období, t.j. pravdepodobnosti poklesu trhového akciového indexu o 21% počas 12 týždňov, čo budeme ďalej označovať ako $P(T_{12} < -21\%)$. Jej hodnoty sme získali pri výpočte ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ na základe počtu výskytov systémovej udalosti v stano-

venom počte simulácií metódy Monte Carlo. Na Obr.2 si všímame najmä tri postrehy:

1. Ukazovateľ $MES_{t+12|t}$ sa začal signifikantne zvyšovať po tom, čo $P(T_{12} < -21\%)$ zaznamenala v krátkom čase extrémny nárast (v priebehu mesiaca z 5% na 22%). Svoje maximum pre viaceré bankové skupiny však dosiahol až v období, kedy $P(T_{12} < -21\%)$ už bola vo fáze poklesu. Potvrdilo sa tým, že je potrebné oba ukazovatele sledovať spoločne. Situáciu teda nestačí posudzovať iba na základe hladiny ukazovateľa $MES_{t+12|t}$, keďže sa jeho vysoká hodnota môže vyskytnúť práve v čase nižšej pravdepodobnosti nastatia systémovej udalosti.
2. Hodnota $P(T_{12} < -21\%)$ bola v roku 2011 najvyššia od začiatku roku 2009. Je to práve obdobie rokovaní o druhom balíku pomoci Grécku, ktoré bolo sprevádzané veľkou neistotou na finančných trhoch. Tá sa týkala rozdelenia strát v prípade bankrotu krajiny, budúcnosti eurozóny a samotnej meny euro. Pokles $P(T_{12} < -21\%)$ bol pravdepodobne následkom schválenia pomoci a viacerých ubezpečení zo strany ECB.
3. Hoci sa hodnota $P(T_{12} < -21\%)$ od roku 2013 vyvíja v pásme pod 5%, $MES_{t+12|t}$ od roku 2011 iba postupne klesá a naďalej sa drží na vysokých hodnotách v porovnaní s rokmi pred 2009 a medzikrízovým obdobím 2010.

Príloha C obsahuje priebeh $MES_{t+12|t}$ aj $P(T_{12} < -21\%)$ pre uvažované bankové skupiny vo všetkých skúmaných rokoch. V nasledujúcej podkapitole bolo naším cieľom identifikovať faktory, ktorými by bolo možné vysvetliť zmenu trendu vývoja $MES_{t+12|t}$ a prípadne im aj priradiť váhu na tejto zmene.

4.2 Faktory vysvetľujúce priebeh $MES_{t+12|t}$

Ako sme naznačili v závere podkapitoly 4.1, pre kvalitnejšie objasnenie vývoja $MES_{t+12|t}$ bolo potrebné analyzovať faktory, ktoré mohli mať na jeho priebeh vplyv. Vytvorili sme preto koncept niekoľkých ukazovateľov. Za tie najdôležitejšie považujeme

- **Vývoj podmienenej pravdepodobnosti.** Sledovaná bola podmienená pravdepodobnosť nastatia extrémnych udalostí v bankových a trhových výnosoch. Cieľom bolo odhaliť ich vzájomné prepojenie.
- **Vývoj podmienenej strednej hodnoty.** Sledovali sme dynamický vývoj chvostu rozdelenia relatívnych bankových výnosov zodpovedajúceho stratám.

Uvedené faktory v nasledujúcich častiach podrobnejšie vysvetľujeme a interpretujeme získané výsledky. V závere podkapitoly hodnotíme vplyv týchto a ďalších skúmaných faktorov na priebeh $MES_{t+12|t}$ z pohľadu štatistickej analýzy.

4.2.1 Vývoj podmienenej pravdepodobnosti

Pre lepšie pochopenie správania sa $MES_{t+12|t}$ sme skúmali závislosť extrémnych zmien v relatívnych výnosoch trhu a bankovej inštitúcie. Analyzovali sme podmienenú pravdepodobnosť prepadu týždenného bankového relatívneho výnosu pod stanovenú hodnotu za predpokladu, že pod túto hodnotu padol aj trhový výnos. Za stanovenú hodnotu sme pri výpočtoch určili relevantnú hodnotu prahu systémovej udalosti z Tabuľky 1. Pre zjednodušenie teraz uvažujeme jedinou hodnotu C , ukazovateľ tak môžeme formálne zapísať ako $P(R_{i,t:t+1} < C | R_{m,t:t+1} < C)$. Našou motiváciou pre jeho skúmanie bola snaha o lepšie prepojenie ukazovateľov $MES_{t+12|t}$ a $P(T_{12} < C)$.

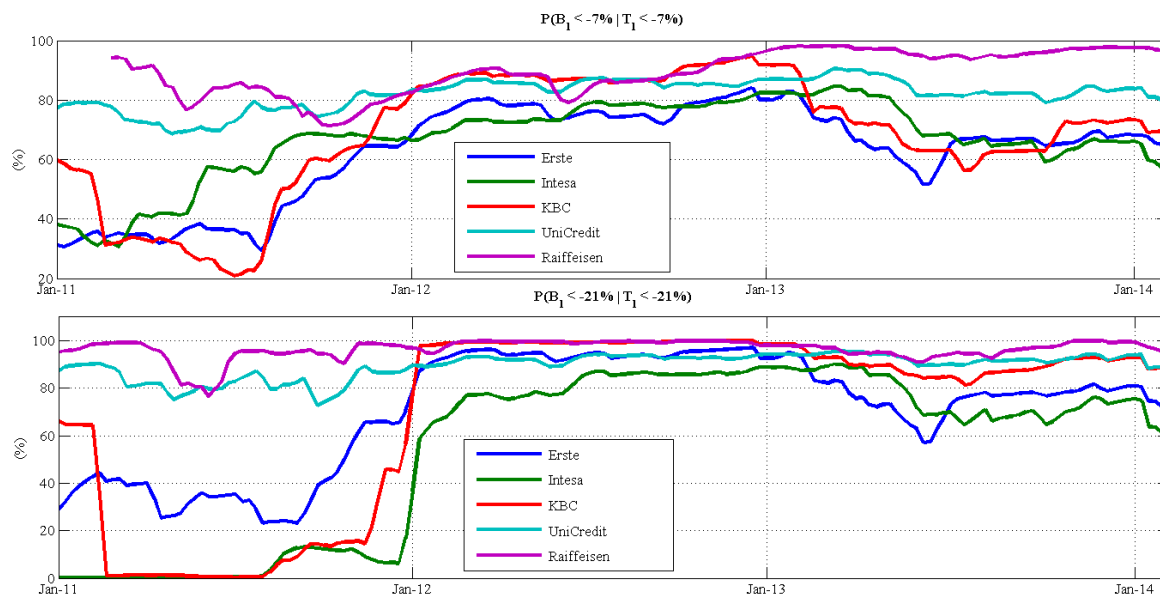
Uvažovanú podmienenú pravdepodobnosť sme vypočítali pre *týždenné* výnosy trhu a banky, ďalej ju budeme označovať ako $P(B_1 < C | T_1 < C)$. Dôvodom zvolenej frekvencie dát bola najmä nižšia náročnosť výpočtu z hľadiska výpočtového času v porovnaní s výpočtom $P(B_{12} < C | T_{12} < C)$.

$$\begin{aligned}
 P(B_1 < C | T_1 < C) &= P(R_{i,t:t+1} < C | R_{m,t:t+1} < C) = \frac{P(R_{i,t+1} < C, R_{m,t+1} < C)}{P(R_{m,t+1} < C)} = \\
 &= \frac{P\left(\bar{\varepsilon}_{i,t+1} < \frac{C - \left(\sum_{j=1}^{N_i} \alpha_{i,j} R_{i,t+1-j}\right) - e_i}{\sigma_{i,t+1}}, \bar{\varepsilon}_{m,t+1} < \frac{C - \left(\sum_{j=1}^{N_m} \alpha_{m,j} R_{m,t+1-j}\right) - e_m}{\sigma_{m,t+1}}\right)}{P\left(\bar{\varepsilon}_{m,t+1} < \frac{C - \left(\sum_{j=1}^{N_m} \alpha_{m,j} R_{m,t+1-j}\right) - e_m}{\sigma_{m,t+1}}\right)} = \\
 &= \frac{C_\theta\left(u_{i,t+1} < F_b\left(\frac{C - \left(\sum_{j=1}^{N_i} \alpha_{i,j} R_{i,t+1-j}\right) - e_i}{\sigma_{i,t+1}}\right), u_{m,t+1} < F_m\left(\frac{C - \left(\sum_{j=1}^{N_m} \alpha_{m,j} R_{m,t+1-j}\right) - e_m}{\sigma_{m,t+1}}\right)\right)}{C_\theta\left(u_{i,t+1} < 1, u_{m,t+1} < F_m\left(\frac{C - \left(\sum_{j=1}^{N_m} \alpha_{m,j} R_{m,t+1-j}\right) - e_m}{\sigma_{m,t+1}}\right)\right)}. \tag{23}
 \end{aligned}$$

Posledný výraz vo vzťahu (23) je podielom hodnôt distribučnej funkcie kopuly platnej

v čase t v uvedených bodoch.

Na Obr.3 sa nachádza vývoj týchto podmienených pravdepodobností pre všetky banky. Dôvodom zvoleného časového horizontu rokov 2011-2014 je najmä snaha o lepšiu čitateľnosť výsledku. Príloha C však obsahuje výsledky aj pre predchádzajúce roky. Na základe $P(B_1 < -7\% | T_1 < -7\%)$ by sme mohli bankové skupiny rozdeliť do dvoch



Obr. 3: Priebeh $P(R_{i,t:t+1} < -7\% | R_{m,t:t+1} < -7\%)$ a $P(R_{i,t:t+1} < -21\% | R_{m,t:t+1} < -21\%)$

skupín. Do prvej skupiny by patrili Raiffeisen a UniCredit, pretože podľa výsledkov silne reagujú na systémovú udalosť -7% . Najmenej 70%-ná pravdepodobnosť rovnakej reakcie počas celého sledovaného obdobia je indikátorom silnejšieho prepojenia týchto skupín s pohybmi na trhu. V druhej skupine by boli zvyšné banky, u ktorých pozorujeme rovnako silnú reakciu až v krízovom období. Tiež vidíme, že zvýšené hodnoty tohto ukazovateľa pretrvávajú dodnes, čo poukazuje na prítomnosť systémového rizika napriek čiastočnému upokojeniu situácie na trhoch v roku 2013.

Prípád $P(B_1 < -21\% | T_1 < -21\%)$ je špecifický, nakoľko sme systémovú udalosť trojmesačných dát spojili s iba týždňovými výnosmi. Samotná pravdepodobnosť nastatia systémovej udalosti za týchto predpokladov by tak bola menšia ako 0,5%. Podstatný je však priebeh ukazovateľa. Kým v roku 2011 bola prepojenosť trhu a bankovej skupiny zjavná iba v prípade skupín UniCredit a Raiffeisen, v roku 2012 bola na vysokej úrovni už pri všetkých skupinách a pri niekoľkých zotrúva dodnes. Toto je podstatná

zmena situácie oproti rokom pred 2008. Odhalená prepojenosť naznačuje prepojenosť samotných bankových skupín navzájom, čo je jedným zo sledovaných aspektov systémového rizika stability finančného systému. Túto oblasť monitoruje ESRB indikátorom pravdepodobnosti simultánneho bankrotu bankových skupín (celý názov a popis v podkapitole 1.2). V správe z marca 2014 môžeme vidieť, že je táto pravdepodobnosť práve v období 2011-2012 na svojich dlhodobých maximách, čo je v súlade s našimi výsledkami.

Ukazovateľ $P(B_1 < C | T_1 < C)$ nám v takomto prevedení sám o sebe nepomôže pochopiť, prečo sa $MES_{t+12|t}$ pohol v určitom smere. Považujeme ho ale za dôležitú dodatočnú informáciu pre dokreslenie celkovej situácie na bankovom trhu.

4.2.2 Vývoj podmienenej strednej hodnoty

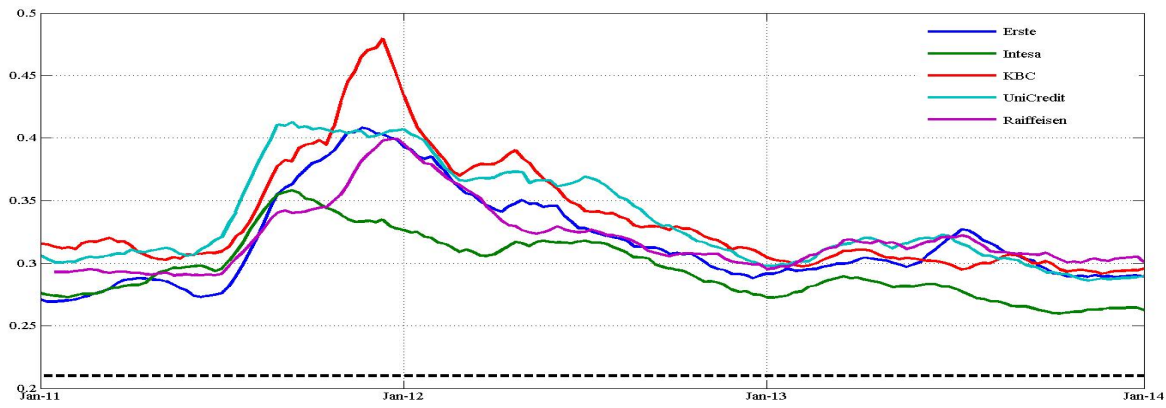
Zaujímavým pomocným ukazovateľom pri analýze $MES_{t+12|t}$ sa ukázal vývoj podmienenej strednej hodnoty relatívnych bankových výnosov (ďalej $E(B|B < C)$). Ako podmienku sme určili prekročenie prahu systémovej udalosti, formálne je ukazovateľ popísaný výrazom $E(R_{i,t:t+\tau} | R_{i,t:t+\tau} < C)$.

Našou motiváciou pre jeho skúmanie bola táto intuícia: ak sa v čase krízy prehlbuje závislosť bankových a trhových výnosov (videli sme v predchádzajúcej podkapitole), potom sa pravdepodobnosť $P(T_{12} < C)$ prenáša do (porovnateľnej) hodnoty $P(B_{12} < C)$. Za týchto podmienok by tak mohol byť vývoj $MES_{t+12|t}$ z veľkej časti determinovaný vývojom $E(B_{12} | B_{12} < C)$.

Hodnoty ukazovateľa $E(B|B < C)$ sme získali postupom podobným výpočtu $MES_{t+12|t}$. Výsledky⁹ pre roky 2011-2014 sú uvedené na Obr. 4, kde sú zobrazené hodnoty $E(B|B < C)$ s kladným znamienkom. Príloha C obsahuje celý priebeh ukazovateľa. Čierna prerušovaná čiara v grafe predstavuje hodnotu prahu systémovej udalosti v danom čase.

Ak uvážime podstatu ukazovateľa $E(B|B < C)$, potom je vzdialenosť kriviek od prahu C_{12} rozhodujúca. Na prvý pohľad je možné identifikovať krízové obdobie, v ktorých je táto vzdialenosť v rozpätí 14-30%. V období medzi 2009 a 2012 sa rozpätie znižuje do 14%, v rokoch pred 2008 je to ešte menej. Ak porovnáme správanie $E(B|B < C)$ a $MES_{t+12|t}$ v krízových rokoch (Príloha C), všimneme si veľmi silné

⁹Po simulácii vyhladené jednoduchým kľavým priemerom.



Obr. 4: Vývoj $E(R_{i,t:t+12}|R_{i,t:t+12} < C_{12}^d)$.

prepojenie. Ich vzájomný vzťah dokumentujeme výpočtom Spearmanovho korelačného koeficientu v Tabuľke 3 vrátane jeho štatistickej významnosti.

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Erste	-0,23*	0,54	0,96	0,80	0,59	0,84	0,91	0,50
Intesa	0,87	0,28	0,91	0,88	0,77	0,84	0,37	0,74
KBC	0,49	0,08*	0,83	0,08*	-0,31*	0,94	0,87	0,14*
UniCredit	0,95	0,77	0,87	0,92	0,28	0,78	0,86	0,75
Raiffeisen	-	-	-	-	-	0,53	0,10*	-0,20*

Pozn: Hodnoty, ktoré boli štatisticky nesignifikantné pre testovanú hypotézu o kladnosti koeficientu aj na 10%-nej hladine významnosti, sú v tabuľke označené symbolom *.

Tabuľka 3: Spearmanov korelačný koeficient premenných $E(B|B < C)$ a $MES_{t+12|t}$.

Pri pohľade na výsledky v krízových rokoch 2008-2009 a 2011-2012 pozorujeme u väčšiny bankových skupín naozaj významnú závislosť. Taktiež je zaujímavá jej dynamika vývoja, kedy v pokrízových rokoch ostala u niektorých skupín na štatisticky významnej úrovni, pri iných sa premenné správali nezávislo.

4.2.3 Príprava analýzy lineárnou regresiou

V prechádzajúcich podkapitolách sme odprezentovali ukazovatele $E(B|B < C)$ a $P(B_1 < C|T_1 < C)$, pri ktorých sme očakávali prepojenie vývoja ich hodnôt s vývojom ukazovateľa $MES_{t+12|t}$. V tejto podkapitole bolo našou snahou súbor vysvetľujúcich faktorov rozšíriť a ich vplyv na $MES_{t+12|t}$ kvantifikovať.

Pretože je $MES_{t+12|t}$, na rozdiel od $MES_{t+1|t}$, výsledkom rozsiahleho simulačného výpočtu, dôvod jednotlivých zmien sa tak stráca. Vyvstáva otázka, čo tieto zmeny spôsobuje a v prípade viacerých zodpovedných faktorov, ktorý z nich má najväčší vplyv? Cieľom tejto podkapitoly bolo získanie nástroja, ktorý by umožnil zmeny v $MES_{t+12|t}$ podrobne analyzovať.

Pri analýze sme používali údaje so štvrtročnou frekvenciou. Za obdobie rokov 2006 až 2014 to bolo 33 časových úsekov. Existovali dva dôvody pre takúto frekvenciu dát. Primárnym bolo, že rovnaké dáta mali byť použité pri záverečnej komplexnej analýze jednotlivých bankových skupín. Ďalším dôvodom bola snaha o obmedzenie vplyvu nepresností vyplývajúcich z použitej simulačnej metódy na výpočet $MES_{t+12|t}$, ktoré by mohli analýzu zmien v hodnote $MES_{t+12|t}$ znehodnotiť. Štvrtročnou frekvenciou dát sme dosiahli zvýraznenie trendu vývoja ukazovateľa pred jeho lokálnymi fluktuáciami.

Okrem už prezentovaných faktorov $E(B|B < C)$ a $P(B_1 < C|T_1 < C)$ sme sa snažili nájsť ďalšie, ktorých vývoj hodnôt bol prepojený s $MES_{t+12|t}$ ¹⁰. Analyzovali sme tieto faktory:

- **Vol** Volatilita relatívnych bankových výnosov bola našou prirodzenou voľbou, nakoľko je ich podstatnou charakteristikou. Príloha C obsahuje grafy, na ktorých vidieť, že vysoké hodnoty ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ boli spojené s obdobiami vyššej volatility relatívnych výnosov. Pretože sme však za jeden z vysvetľujúcich faktorov už považovali $E(B|B < C)$, bolo potrebné overiť nezávislosť volatility s týmto faktorom. Príloha D obsahuje tabuľky, v ktorých prezentujeme hodnoty Spearmanovho korelačného koeficientu pre bankové skupiny v jednotlivých rokoch. Všetky hodnoty sú kladné a štatisticky významné, čo hovorí o závislom vzťahu skúmaných faktorov. Z tohto dôvodu sme volatilitu ako vysvetľujúci faktor ďalej neuvažovali.

¹⁰V zozname uvádzame iba tie faktory, ktoré sa neskôr ukázali ako štatisticky signifikantné. Viacero neúspešných pokusov nepopisujeme.

- **PtB** Price-to-book ukazovateľ, ktorý je podielom trhovej a účtovnej hodnoty akcie, vyjadruje nadhodnotenie, resp. podhodnotenie danej akcie. Je to trhovú ukazovateľ, ktorý by mal byť ovplyvnený všetkými dostupnými trhovými informáciami a ako taký by mal odrážať vnímanie danej inštitúcie investormi. Z tohto pohľadu bol zaujímavým potencionálnym vysvetľujúcim faktorom.
- **Vyn3** Zamerali sme sa aj na trojmesačné relatívne výnosy, kde vývoj ich rozdelenia mal taktiež pomôcť k pochopeniu správania sa ukazovateľa $MES_{t+12|t}$. Očakávali sme existenciu javu podobného pákovému efektu v GJR modeli, kedy by mohol byť nárast v hodnote $MES_{t+12|t}$ vysvetliteľný posunom chvostu sledovaného rozdelenia zodpovedajúceho strate do extrémnejších hodnôt. V každom týždni sme preto spätne vypočítali trojmesačný výnos.

Pretože boli pôvodné výsledky ukazovateľov aj po ich vyhladení jednoduchým klzovým priemerom vypočítané na základe týždennej bázy, bolo potrebné určiť spôsob, akým mali byť získané dáta so štvrťročnou frekvenciou. Napokon sme zvolili postup, v ktorom sme za štvrťročnú hodnotu považovali vopred určený kvantil zo všetkých hodnôt ukazovateľa v danom štvrťroku. Jednotlivé kvantily uvádzame v Tabuľke 4. Ich hodnoty sme volili konzervatívne s cieľom, aby výsledné ukazovatele reagovali dostatočne rýchlo na negatívny vývoj.

$MES_{t+12 t}$	$E(B B < C)$	$P(B_1 < C T_1 < C)$	PtB	$Vyn3$
15%	15%	85%	50%	5%

Tabuľka 4: Kvantily použité pri transformácii dát z týždenných na štvrťročné.

Pre jednoduchšiu interpretáciu sme ukazovateľom $MES_{t+12|t}$ a $E(B|B < C)$ ešte pred analýzou prevrátili znamienko, t.j. v analýze boli použité s kladnou hodnotou. V Tabuľke 5 sa nachádza konečný výstup analýzy lineárnou regresiou. Jej predpoklady, t.j. predpoklad normality reziduí modelu a ich nezávislosť, sme overili v prípade každej z regresíí. Pre jednotlivé bankové skupiny sú v riadkoch tabuľky uvedené odhady koeficientov lineárnej regresie. V pravej časti sa nachádza koeficient determinácie lineárneho modelu, uvedené modely vo všeobecnosti popisovali nad 90% celkovej variancie $MES_{t+12|t}$.

Všetky odhady boli štatisticky signifikantné na 10%-nej hladine významnosti. Potvrdil sa taktiež vplyv faktorov popisovaných v 4.2.1 a 4.2.2.

	intercept	$E(B_{12} B_{12} < C_{12})$	$P(B_1 < C_{12} T_1 < C_{12})$	$Vyn3$	PtB	R^2
Erste	-0,2199***	0,9092***	0,1583***		0,0386*	0,95
UniCredit	-0,0868***	0,9094***	0,0658**	-0,2623***		0,95
	$P(B_1 < C_1 T_1 < C_1)$					
KBC	-0,2755***	1,0464***	0,3317***	0,1270*		0,93
Intesa	-0,1002***	0,6559 ¹¹ ***	0,2016***			0,93

Signifikantnosť: *** - do 1%-nej, ** - do 5%-nej, * - do 10%-nej hladiny významnosti

Tabuľka 5: Analýza lineárnou regresiou

- Znamienko koeficientu pri $E(B|B < C)$ je v súlade s výsledkami z podkapitoly 4.2.2.
- Znamienko koeficientu pri člene $P(B_1 < C|T_1 < C)$ je možné interpretovať takto: pri posilovaní závislosti bankových prepádov od trhových prepádov reaguje $MES_{t+12|t}$ rastom hodnoty.
- Ukazovateľ PtB je štatisticky signifikantný iba pri skupine Erste. V tomto prípade reaguje $MES_{t+12|t}$ na rast PtB zvýšením svojej hodnoty. Výsledok však treba brať vzhľadom na indikovanú hladinu významnosti s rezervou.
- Faktor $Vyn3$ je relevantný v prípade skupín KBC a UniCredit. Znamienko koeficientu je jednoducho interpretovateľné v prípade druhej uvedenej skupiny. Pretože faktor predstavuje 5%-ný kvantil historických trojmesačných bankových relatívnych výnosov, jeho približovanie sa k hodnote 0 znamená väčšie množstvo nezáporných, prípadne iba mierne záporných výnosov. Aj intuitívne sa dá očakávať, že v takom prípade by sa hodnota $MES_{t+12|t}$ mala znižovať. V prípade skupiny KBC pripisujeme znamienko odhadu otáznosti jeho signifikantnosti.

Hodnotu ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ sme modelovali lineárnym modelom v tvare

$$MES_{\tau}^{t+12|t} = \beta_0 + \beta_1 E(B|B < C)_{\tau} + \beta_2 P(B_1 < C|T_1 < C)_{\tau} + \beta_3 PtB_{\tau} + \beta_4 Vyn3_{\tau}, \quad (24)$$

kde τ indexuje analyzované štvrťroky. Treba si uvedomiť, že schopnosť tohto konkrétneho modelu podrobne zachytiť správanie hodnôt $MES_{t+12|t}$ bola obmedzená a jeho úlohou bolo skôr poukázať na najvýznamnejšie vysvetľujúce faktory.

Zrejmým nedostatkom tohto modelu bola linearita závislých vzťahov. Dalo sa predpokladať, že v skutočnosti hrala podstatnú úlohu nelinearita prepojení, keď napríklad

¹¹vysvetľujúcou premennou je $E_{t-1}(B_{12}|B_{12} < C_{12})$

veľkosť závislosti vysvetľovanej a vysvetľujúcich premenných závisela určite aj od ich samotných hodnôt. Taktiež model nezachytával dynamický vývoj závislosti, o ktorého existencii sme presvedčení. Jeho náznaky sme už mohli vidieť napríklad v Tabuľke 3.

4.2.4 Analýza lineárnou regresiou

Výsledky analýz obsahuje Príloha E. Cieľom bolo využiť odhadnuté lineárne modely na určenie podielu analyzovaných faktorov na štvrtročných zmenách hodnoty ukazovateľa $MES_{t+12|t}$. Zistili sme, že v skúmaných bankových skupinách mal vplyv jednotlivých faktorov dynamický priebeh. Taktiež sa ukázalo, že lineárna regresia nedokázala vo všetkých prípadoch vysvetliť celkovú zmenu hodnoty $MES_{t+12|t}$.

Analýzu sme rozšírili o Spearmanov korelačný koeficient ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ a jeho vysvetľujúcich faktorov, pričom sme použili týždenné údaje s rovnakými znamienkovými úpravami ako pri lineárnej regresii. Výsledky obsahuje Príloha D, pričom nesignifikantné odhady neuvádzame.

Pre všetky bankové skupiny platil negatívny vzťah ukazovateľov $MES_{t+12|t}$ a PtB . Dôvodom je podľa nás schopnosť oboch ukazovateľov zachytiť možné problémy bankovej skupiny, a preto napríklad v takej situácii rastie $MES_{t+12|t}$ a klesá PtB .

Vzťah ukazovateľov $MES_{t+12|t}$ a podmienenej pravdepodobnosti $P(B_1 < C | T_1 < C)$ bol špecifický pre každú bankovú skupinu. Zmeny znamienka odhadov môžu naznačovať nezávislosť týchto veličín, na druhej strane záporná hodnota odhadu je spojená zásadne s obdobím najvyššej novej hodnoty $P(B_1 < C | T_1 < C)$. Z hľadiska analýzy finančnej stability z toho vyplýva nutnosť sledovať tieto ukazovatele aj samostatne.

Erste

Ukazovateľ $MES_{t+12|t}$ nadobúdal svoje globálne maximá v obdobiach 2009-Q2 a 2012-Q1. Analýza lineárnou regresiou odhalila, že v oboch obdobiach (alebo tesne pred nimi) mali na vývoj $MES_{t+12|t}$ faktory $E(B|B < C)$ a $P(B_1 < C | T_1 < C)$ podstatný vplyv (výsledky na Obr. E.5). Z dlhodobejšieho hľadiska bol vývoj $MES_{t+12|t}$ lepšie vysvetliteľný prostredníctvom korelačných koeficientov uvedených v Tabuľke D.1.

Intesa Sanpaolo

Skupina vykazovala najnižšie simulované hodnoty ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ zo všetkých analyzovaných bankových skupín. Dôvod vidíme v najnižších hodnotách podmienenej

pravdepodobnosti $P(B_1 < C_{12} | T_1 < C_{12})$ spomedzi všetkých bankových skupín, čo sa prejavilo na blízkosti ukazovateľov $MES_{t+12|t}$ a $E(B_{12} | B_{12} < C_1)$ v Obr. C.1. Analýza dominantných faktorov zmien $MES_{t+12|t}$ na Obr. E.10 ukázala, že v rokoch 2010-2011 bola určujúcim faktorom podmienená pravdepodobnosť. Tento výsledok je zrejmý po bližšom skúmaní použitej lineárnej regresie. Jej vstupom bola 1 kvartál oneskorená hodnota $E(B_{12} | B_{12} < C_{12})$ a podmienená pravdepodobnosť s hladinou C_1 . Pretože druhá spomenutá reagovala dynamickejšie, v tomto období lepšie vysvetľovala správanie $MES_{t+12|t}$. Vplyv ostatných ukazovateľov však nepodceňujeme, čo naznačujú významné hodnoty Spearmanovho korelačného koeficientu v Tabuľke D.2.

KBC

Pozorované vzťahy ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ a jeho vysvetľujúcich faktorov nevybočovali od tých už komentovaných pri predchádzajúcich bankových skupinách. Výnimkou je rok 2009, kedy nárast $MES_{t+12|t}$ nevieme vysvetliť žiadnou z pozorovaných premenných. Tento prípad naznačuje možnosť existencie ďalšieho vysvetľujúceho faktora v prípade tejto bankovej skupiny, ktorý sa nám však nepodarilo odhaliť.

UniCredit

Skupina vykazovala zo skúmaných bankových skupín relatívne vyššie hodnoty ukazovateľa $MES_{t+12|t}$. Analýzou dominantných faktorov jeho zmien na Obr. E.20 sa ukázalo, že významným faktorom bola $E(B_{12} | B_{12} < C_{12})$ a to najmä v krízových rokoch 2008 a 2009. Dôvodom môže byť relatívne vyššia hodnota oboch podmienených pravdepodobností $P(B_1 < C | T_1 < C)$. Vplyv $E(B_{12} | B_{12} < C_{12})$ potvrdzujú signifikantné korelačné koeficienty v Tabuľke D.4.

Raiffeisen

Pre malý počet dát sme nemohli odhadovať lineárny model. Navyše nám korelačné koeficienty uvedené v Tabuľke D.5 taktiež veľa nepomohli. Signifikantný pozitívny vzťah ukazovateľov $MES_{t+12|t}$ a $E(B_{12} | B_{12} < C_{12})$ sme pozorovali iba v roku 2011. Vývoj $MES_{t+12|t}$ v rokoch 2011 a 2012, ktorý nezodpovedal pozorovaným vzťahom pri iných bankových skupinách, naznačuje existenciu ďalšieho vysvetľujúceho faktora v prípade tejto bankovej skupiny, ktorý sa nám nepodarilo odhaliť.

5 Analýza systémového rizika

Pre výpočet ukazovateľa $SRISK_{i,t+12|t}$ podľa vzťahu (9) sme už mali všetky potrebné informácie. Zvolili sme 8%-nú hodnotu konštanty k . Trhovú hodnotu $Eq_{i,t}$ vlastných zdrojov bankovej skupiny sme vypočítali pomocou súčinu aktuálnej ceny akcií a ich počtu. Za premennú MES sme dosadili vypočítané hodnoty $MES_{t+12|t}$.

Po výpočte sa vo výsledku ukazovateľa $SRISK_{i,t+12|t}$ prejavil nedostatok, ktorý sme už identifikovali v závere podkapitoly 1.4. Nedostatok spočíval v konštantnej hodnote parametra k , ktorá reálne nebola na zvolenej úrovni. Po zhliadnutí výsledkov sa ukázalo, že iba zanedbateľná časť hodnoty súvisala so systémovou udalosťou, a teda prevažná časť hodnoty $SRISK_{i,t+12|t}$ bola spôsobená poklesom reálneho k pod hladinu 8%. Ukazovateľ $SRISK_{i,t+h|t}$ daný vzťahom (9) bol tak pre našu analýzu, kde bol väčší dôraz kladený na zložku samotného systémového rizika a cieľom bolo v tomto smere dôkladne zanalyzovať iba malý počet bankových inštitúcií, nevyhovujúci. Aj preto jeho hodnoty v analýzach bankových skupín neuvádzame.

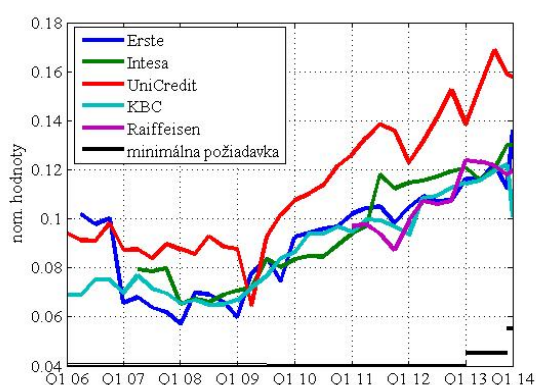
V nasledujúcej podkapitole sme analyzovali vybrané bankové skupiny na základe vývoja ich hodnôt kapitálových primeraností definovaných v podkapitole 1.5 a vysvetľujúcich faktorov týchto ukazovateľov. V Tabuľke 6 uvádzame ich stručný zoznam.

ukazovateľ	typ ukazovateľa	vysvetľujúce faktory
$aT1R$	účtovný	Tier 1 kapitál $TR1$ rizikovo vážené aktíva RWA
rozdiel $mT1R(pred)$ a $mT1R(po)$	trhový	Tier 1 kapitál $TR1$ rizikovo vážené aktíva RWA Price-to-Book PtB očakávaná strata MES

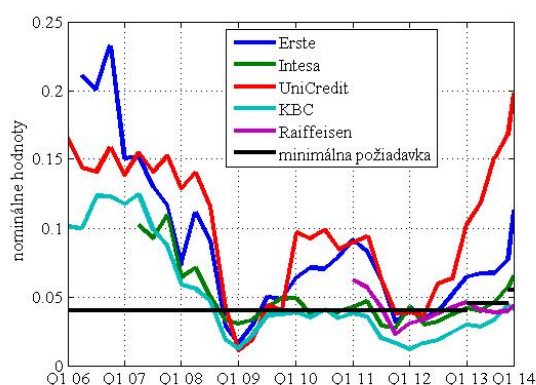
Tabuľka 6: Zoznam ukazovateľov sledovaných v analýze bankových skupín

5.1 Analýza bankových skupín

Základom našej analýzy bankových skupín bol štvrtročný vývoj ich kapitálovej primeranosti v období rokov 2006 až 2014. Kapitálovú primeranosť sme počítali prostredníctvom ukazovateľov $aT1R$, $mT1R(pred)$ a $mT1R(po)$. Vývoj dvoch z týchto ukazovateľov uvádzame na Obr. 5 a Obr. 6 spolu s minimálnou požadovanou hodnotou ukazovateľa $aT1R$. Tú sme stanovovali na základe informácií v článku [14]. Zvyšovanie limitu viditeľné na Obr. 5 je spôsobené postupným prechodom na pravidlá Bazilej III. Ako sme už uviedli v závere podkapitoly 1.5, tento limit je pre trhovú ukazovateľ kapitálovej primeranosti irelevantný, uvádzame ho tak len ako referenčnú hodnotu.



Obr. 5: Vývoj kapitálovej primeranosti na základe účtovných hodnôt ($aT1R$).



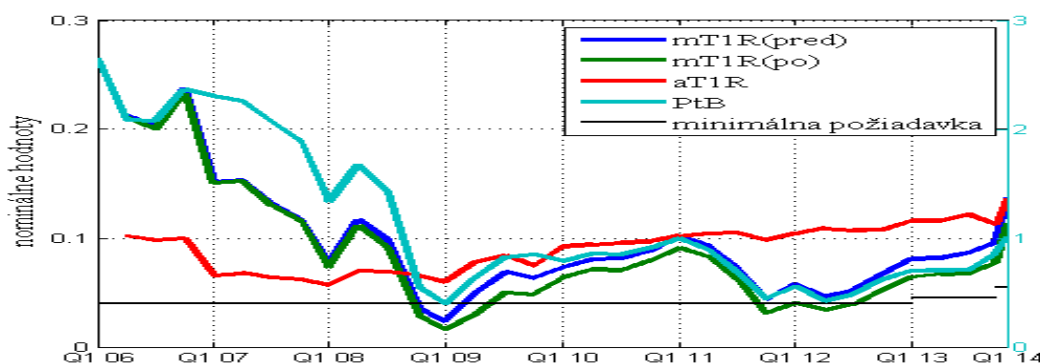
Obr. 6: Vývoj kapitálovej primeranosti na základe trhových hodnôt a systémovej udalosti ($mT1R(po)$).

V čase vypuknutia finančnej krízy v rokoch 2008 a 2009 dosahovali všetky bankové skupiny pomerne nízke hodnoty ukazovateľa $aT1R$. Po týchto rokoch sa však vývoj otočil a nastúpilo obdobie charakterizované rastúcim trendom vývoja hodnoty, ktorý pretrváva dodnes. Všetky skúmané bankové skupiny tak v súčasnosti bezpečne spĺňajú minimálnu požadovanú hladinu skúmaného ukazovateľa.

Vývoj ukazovateľa $mT1R(po)$ bankových skupín je rôzny. V závislosti od časového obdobia sa vplyv jeho vysvetľujúcich faktorov menil, no spoločným podstatným faktorom bol pri výpočte tohto typu kapitálovej primeranosti indikátor PtB . U väčšiny bankových skupín bol po roku 2008 pod hodnotou 1, čo v dôsledku výrazne znižovalo trhovú hodnotu účtovného Tier 1 kapitálu. To sa výrazne prejavilo aj na vývoji ukazovateľa, čo môžeme pozorovať na Obr. 6. Podrobnejšie bankové skupiny analyzujeme v nasledujúcich podkapitolách.

5.1.1 Erste Group

Štvrtročný vývoj kapitálovej primeranosti skupiny Erste v období rokov 2006 až 2014 zobrazujeme na Obr. 7, ktorý zároveň obsahuje aj priebeh indikátora PtB . V



Obr. 7: Ukazovatele kapitálovej primeranosti Tier 1 ratio, PtB indikátor.

grafe je zvýraznená minimálna požadovaná hodnota $aT1R$, ku ktorej sa v rokoch 2007-2009 ukazovateľ viackrát priblížil. Na Obr. E.1, ktorý obsahuje Príloha E, uvádzame analýzu zmien tohto ukazovateľa. Všimame si, že zmeny v $aT1R$ boli až na pár výnimiek spôsobené najmä pohybom hodnoty Tier 1 kapitálu. Zdrojom rastu hodnoty $aT1R$ po 2009-Q1 bolo najmä navyšovanie kapitalizácie skupiny prostredníctvom emitovania nových akcií, čo vidíme v náraste účtovnej hodnoty akcií spoločnosti na Obr. E.2.

Ako sme uviedli už v úvode tejto kapitoly, na priebeh ukazovateľov $mT1R(pred)$ a $mT1R(po)$ mal indikátor PtB signifikantný vplyv, svoje najnižšie hodnoty dosahovali v rovnakých obdobiach. Niekoľko období je však nutné okomentovať podrobnejšie:

Q1-07 : Týmto prípadom chceme poukázať na výrazný vplyv indikátora PtB . Jeho hodnota sa pohybovala okolo úrovne 2. Náhlý prepád v účtovnej hodnote Tier 1 kapitálu (dopad na $aT1R$ približne 3,5%) bol indikátorom PtB ešte zosilnený, čo viedlo k až 8%-nému zníženiu trhových ukazovateľov kapitálovej primeranosti.

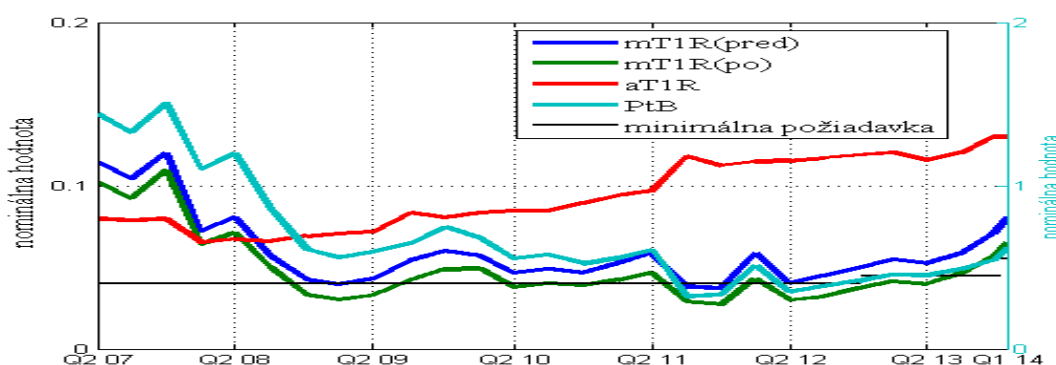
Q4-08 : V tomto období sa začali hodnoty $mT1R(pred)$ a $mT1R(po)$ odlišovať. Takmer 1%-ný rozdiel je dôsledkom prudkého zvýšenia hodnoty $MES_{t+12|t}$ viditeľného na Obr. C.1. Dopad dokumentuje vykonaná analýza zmien $mT1R(po)$ na Obr. E.4, kde má v tomto období faktor $MES_{t+12|t}$ signifikantný vplyv.

Od roku 2008 sme pozorovali dynamický vývoj rozdielu trhových ukazovateľov ka-

pitálovej primeranosti. Ten dosiahol maximálny zaznamenaný 2%-ný rozdiel v roku 2009 spôsobený extrémnymi hodnotami ukazovateľa $MES_{t+12|t}$. V rokoch 2010-2011 nastalo zlepšenie situácie, čo sa premietlo aj do zníženia rozdielu na 1%-nú hodnotu. Naopak, od roku 2012 sme zaznamenali opätovné zväčšovanie tohto rozdielu s rastúcim trendom. Pri stagnujúcej hodnote $MES_{t+12|t}$ je však príčinou iba rast hodnoty $mT1R(pred)$. Musíme však zdôrazniť, že pretrvávajúca vysoká hodnota $MES_{t+12|t}$ aj naďalej poukazuje na prítomnosť systémového rizika.

5.1.2 Intesa Sanpaolo

Skupinu Intesa Sanpaolo sme analyzovali v období rokov 2007-2014. Rok 2006 sme vynechali z dôvodu nejednoznačnosti finančných ukazovateľov, ktorú spôsobilo spojenie spoločností Banca Intesa a Sanpaolo IMI do novej bankovej skupiny Intesa Sanpaolo na prelome rokov 2006/2007. Na Obr.8 sa nachádza štvrtročný vývoj jej kapitálovej primeranosti spolu s indikátorom PtB .



Obr. 8: Ukazovatele kapitálovej primeranosti Tier 1 ratio, PtB indikátor.

Rovnako ako u predchádzajúcej skupiny, aj v tomto prípade dosahoval ukazovateľ $aT1R$ najnižšie hodnoty v roku 2008 a od tohto obdobia má vývoj pretrvávajúci rastúci trend. Z analýzy na Obr. E.6 vieme povedať, že je tento rast výsledkom kombinácie súčasného znižovania hodnoty RWA a zvyšovania hodnoty účtovného Tier 1 kapitálu.

Ukazovatele $mT1R(pred)$ a $mT1R(po)$ sa od roku 2008 pohybujú v nižších úrovniach. Dôvodom je hodnota indikátora PtB , ktorá sa od roku 2008 pohybuje v pásme hlboko pod 1, v roku 2011 dokonca dosiahla hodnotu iba 0,3. Samotný priebeh ukazovateľov je veľmi podobný, ich rozdiel sa za sledované obdobie pohyboval v rozpätí od

0,7% do 1,2%. Tento interval sa vyvíjal v závislosti od hodnoty ukazovateľa $MES_{t+12|t}$, ktorého najvyššie hodnoty v rokoch 2008/2009 a 2011/2012 vieme zreteľne identifikovať aj na Obr.8. Z tohto pohľadu je nutné poukázať na:

Q1-09 a Q4-11 : V týchto obdobiach dosahoval ukazovateľ $mT1R(pred)$ nízke hodnoty. Prípadná systémová udalosť by spôsobila zníženie o ďalší percentuálny bod, čo je práve riziko, na ktoré majú indikátori poukazovať.

Q1-10 : Na Obr.8 si môžeme všimnúť výraznejšie priblíženie trhových ukazovateľov kapitálovej primeranosti. Príčinou bolo prudšie zníženie hodnoty ukazovateľa $MES_{t+12|t}$, čo vidíme na jeho vývoji na Obr. C.1 či v analýze na Obr. E.9.

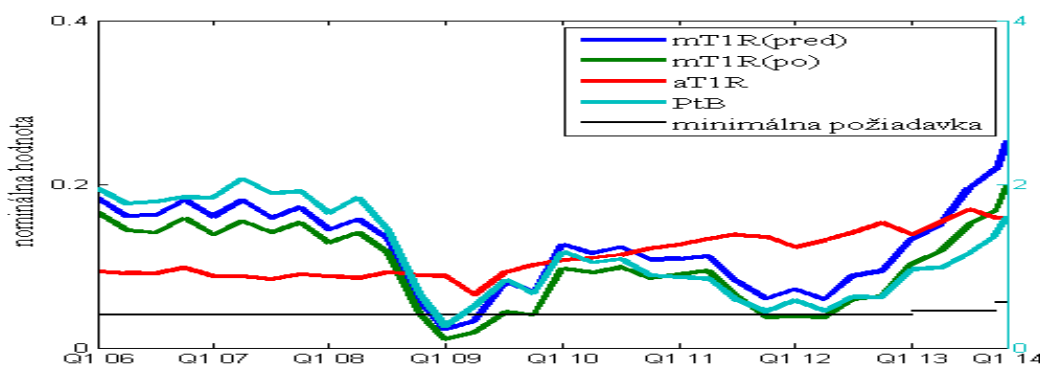
Q1, Q2-11 : Tu prezentujeme opačný prípad. Vidíme, že ukazovateľ $mT1R(pred)$ rástol rýchlejšie ako $mT1R(po)$, opäť pre vývoj $MES_{t+12|t}$. Situácia je ukážkou použitia ukazovateľa $mT1R(po)$ ako zdôvodnenia dostatočnosti, resp. nedostatočnosti opatrení bankovej skupiny na zvýšenie kapitálovej primeranosti. V závislosti od cieľovej hodnoty $mT1R(pred)$ by sme mohli rozhodnúť, či by boli vykonané opatrenia v danej forme a rozsahu dostatočné aj v prípade nastatia systémovej udalosti.

Indikátor PtB od roku 2012 zvyšuje svoju hodnotu, čo sa prejavilo rastúcim trendom vývoja ukazovateľov $mT1R(pred)$ a $mT1R(po)$. Ich rozdiel sa v posledných rokoch začal opäť zväčšovať, nie však pre rast hodnoty $MES_{t+12|t}$. Tá je aj naďalej vysoká v porovnaní s predkrízovými rokmi, čo poukazuje na pretrvávajúce systémové riziko.

5.1.3 KBC Group

Na Obr. 9 sa nachádza vývoj ukazovateľov kapitálovej primeranosti skupiny KBC v rokoch 2006 až 2014 spolu s indikátorom PtB .

Ukazovateľ $aT1R$ sa počas celého sledovaného obdobia nachádzal nad minimálnou požadovanou hladinou. Najväčšiu zmenu zaznamenal v období 2009-Q2. Z vývoja jeho faktorov na Obr. E.12 je zrejmé, že dôvodom tohto prepadu bolo zníženie hodnoty účtovného Tier 1 kapitálu. To bolo spôsobené zahrnutím strát skupiny z CDO investícií do štvrťročného výsledku. Tento dopad bol v nasledujúcom štvrťroku kompenzovaný štátnou pomocou vo forme nákupu nových akcií. Tier 1 kapitál bol pri najväčších zmenách v ukazovateli $aT1R$ z dlhodobého hľadiska dominantným faktorom, v posledných dvoch rokoch však výraznejšiu úlohu zohrával aj pokles hodnoty RWA .



Obr. 9: Ukazovatele kapitálovej primeranosti Tier 1 ratio, PtB indikátor.

Indikátor PtB , ktorý vo veľkej miere ovplyvňoval priebeh ukazovateľov $mT1R(pred)$ a $mT1R(po)$, dosahoval svoje minimálne hodnoty v krízových obdobiach 2008/2009 a 2011/2012. Táto skupina je však prvou, ktorej hodnota PtB sa po roku 2009 na krátke obdobie pohybovala v tesnom okolí hodnoty 1, čo vidíme aj na úrovniach ukazovateľov $aT1R$ a $mT1R(pred)$.

U skupiny KBC sme zaznamenali relatívne vyššie hodnoty ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ a to najmä v krízových obdobiach. Tento fakt sa významne prejavil na samotnom priebehu ukazovateľa $mT1R(po)$ vo vzťahu ku $mT1R(pred)$. Krátko pred vypuknutím finančnej krízy v roku 2008 mal ich rozdiel hodnotu 1%, no od roku 2009 sa dynamicky menil v intervale od 1% do 3,6%. V komentári sme sa zamerali na tieto obdobia:

Q3, Q4-09 : Analýza na Obr. E.14 odhalila významný vplyv ukazovateľa $MES_{t+12|t}$, čo sa prejavilo na zvyšovaní rozdielu v ukazovateľoch trhovej kapitálovej primeranosti. Takýto vývoj by bol v tom čase jasným varovaním pred narastajúcim systémovým rizikom.

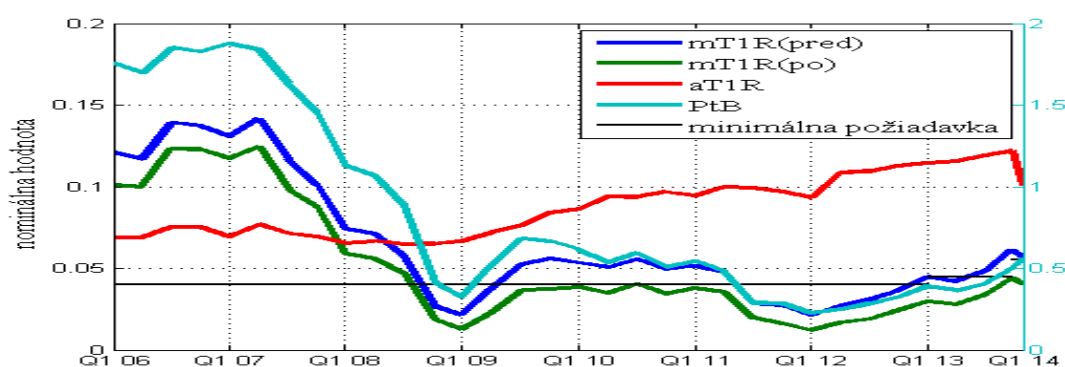
Q2-10 : V tomto období chceme poukázať na celkovú situáciu. Hoci mal indikátor PtB už hodnotu 1,04 a $mT1R(pred)$ dosahoval hodnoty okolo 11%, relatívne nízke hodnoty ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ dokázali pri vyššej trhovej kapitalizácii skupiny vytvárať približne 3%-ný rozdiel v ukazovateľoch trhovej kapitálovej primeranosti. Z hľadiska systémového rizika by to bolo pre túto skupinu ešte stále krehké obdobie.

Q1-12 : V tomto prípade chceme zdôrazniť signifikantnosť ukazovateľa $MES_{t+12|t}$, ktorého nárast úplne zneutralizoval krátkodobé zlepšenie indikátora PtB . V tom období by to opäť nabádalo k vyššej opatrnosti pri analýze a interpretácii výsledkov.

V posledných rokoch charakterizuje skupinu rastúci trend všetkých sledovaných ukazovateľov kapitálovej primeranosti. Spoločným faktorom tohto vývoja je pokles hodnoty RWA , v prípade trhových ukazovateľov je to však najmä indikátor PtB približujúci sa ku hodnote 2. Zvyšujúci sa rozdiel trhových ukazovateľov kapitálovej primeranosti je pri stabilnej hodnote $MES_{t+12|t}$ skôr dôsledok rastu ukazovateľa $mT1R(pred)$.

5.1.4 UniCredit

Štvrtročný vývoj ukazovateľov kapitálovej primeranosti spoločnosti UniCredit v rokoch 2006-2014 sa nachádza na Obr. 10. Za celé obdobie neprekročil ukazovateľ $aT1R$



Obr. 10: Ukazovatele kapitálovej primeranosti Tier 1 ratio, PtB indikátor.

minimálnu požadovanú hranicu, najnižšie hodnoty dosahoval v roku 2008. Analyzovali sme primárne faktory jeho zmien, naše výsledky prezentujeme v Obr. E.16. Faktor RWA bol najvplyvnejší v rokoch 2007 a 2013, inak bol vplyv vstupných faktorov približne rovnocenný. Najvýznamnejšia zmena v $aT1R$ (-2,14%, 2014-Q1) bola výsledkom zvýšenia RWA a prudšieho zníženia hodnoty Tier 1 kapitálu v dôsledku vysokej straty skupiny za posledný štvrtrok roku 2013.

Pri skupine UniCredit sme zaznamenali nízke hodnoty indikátora PtB , v krízových obdobiach 2008/2009 a 2011/2012 v rozmedzí 0,2 až 0,3. Je to jeden z hlavných dôvodov veľmi nízkych úrovní ukazovateľov trhovej kapitálovej primeranosti, ktoré dosahovali v krízových rokoch hodnoty výrazne nižšie ako 4%.

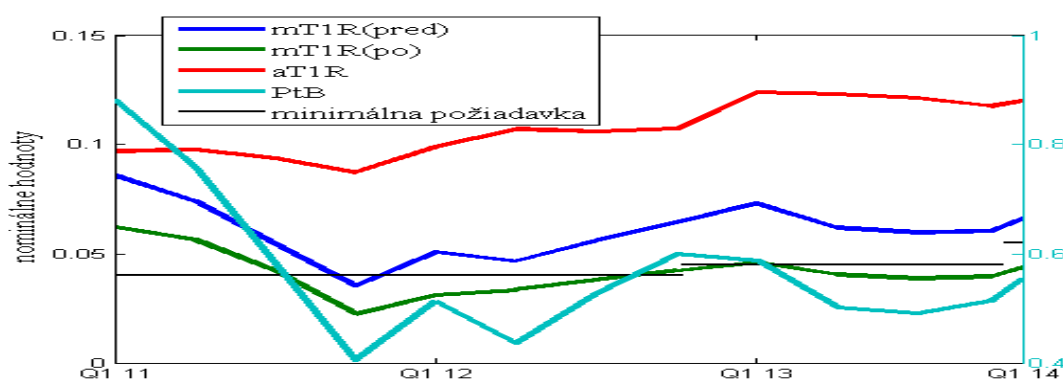
Nakoľko skupina UniCredit dosahovala stabilne vyššie hodnoty ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ a to v krízových aj medzikrízových obdobiach, tento fakt sa významne prejavil na rozdiely hodnôt ukazovateľov $mT1R(pred)$ a $mT1R(po)$, ktorý sa stabilne vyvíjal v

rozsahu 0,8% až 2%. Tento rozdiel varuje pred pretrvávajúcim systémovým rizikom.

Od začiatku roku 2012 nastúpil vývoj sledovaných ukazovateľov na rastúci trend, ich hodnoty sú však okrem $aT1R$ ešte stále nízke. Hoci má hodnota $MES_{t+12|t}$ klesajúci trend, v porovnaní s rokom 2006 je ešte stále viac ako dvojnásobná.

5.1.5 Raiffeisen

Ukazovatele kapitálovej primeranosti skupiny Raiffeisen sme počítali v rokoch 2011-2014, pretože iba v týchto rokoch máme údaje o ukazovateli $MES_{t+12|t}$. Na Obr. 11 sa nachádza ich štvrťročný vývoj spolu s indikátorom PtB . Ukazovateľ $aT1R$ sa počas celého sledovaného obdobia nachádzal bezpečne nad minimálnou požadovanou hladinou a jeho trend vývoja je rastúci. Na základe výsledkov analýzy zmien v ukazovateli



Obr. 11: Ukazovatele kapitálovej primeranosti Tier 1 ratio, PtB indikátor.

$aT1R$ na Obr. E.21 ako aj z priebehu jeho faktorov vieme povedať, že je tento trend dôsledkom znižovania hodnoty RWA . V porovnaní s ostatnými bankovými skupinami sú však hodnoty $aT1R$ štandardné.

Indikátor PtB sa v skúšanom období pohyboval pod úrovňou hodnoty 1, vo väčšine obdobia to bolo dokonca pod 0,6. Najmä tento fakt mal vplyv na nízke hladiny trhových ukazovateľov kapitálovej primeranosti.

Pri ukazovateli $mT1R(pred)$ pozorujeme od roku 2012 rastúci trend. Do roku 2013 ho podporovala najmä klesajúca hodnota RWA a relatívne stabilný vývoj hodnoty trhového Tier 1 kapitálu. V poslednom roku sa trend obrátil, pretože sa úroveň RWA ustálila a hodnota trhového Tier 1 kapitálu začala naopak klesať.

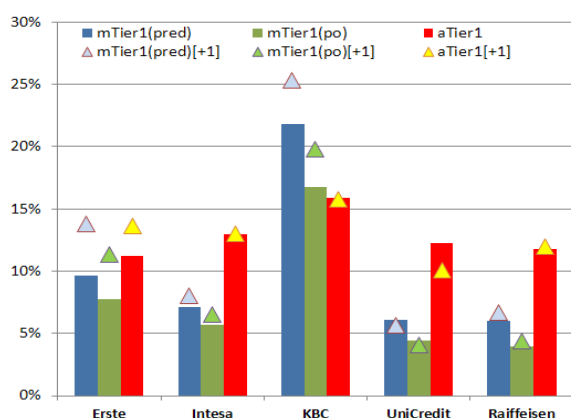
Rozdiel v hodnotách ukazovateľov $mT1R(pred)$ a $mT1R(po)$ sa v sledovanom období

pohyboval v intervale 1 až 3 percentá s maximom v 2013-Q1. Veľmi dôležitý bol vývoj hodnôt v roku 2012, kedy sme pozorovali nárast o 2,3% v $mT1R(pred)$, no menej výrazný nárast v $mT1R(po)$. Dôvodom bol vývoj hodnoty ukazovateľa $MES_{t+12|t}$, ktorý dosiahol najvyššiu hodnotu na začiatku roku 2013 a aj ďalej ostával na zvýšenej úrovni.

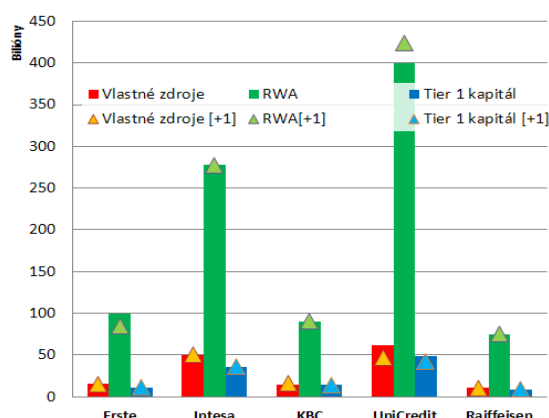
V poslednom roku hodnoty ukazovateľov kapitálovej primeranosti stagnovali, pričom rozdiel v hodnotách $mT1R(pred)$ a $mT1R(po)$ ostával konštantný na úrovni 3%. Dôvodom je hodnota $MES_{t+12|t}$, ktorá v tomto období oscilovala okolo pomerne vysokej úrovne 35%.

5.2 Aktuálna situácia

V tejto časti práce sme sa zamerali na analýzu najaktuálnejších 2013-Q3 a 2014-Q1 hodnôt ukazovateľov skúmaných bankových skupín. Na základe Obr. 12 by sme bankové skupiny zoradili podľa úrovne kapitálových primeraností do poradia KBC, Erste, Intesa Sanpaolo, Raiffeisen a UniCredit, kde skupina KBC dosahuje najlepšie hodnoty. Pretože účtovná kapitálová primeranosť všetkých bankových skupín bezpečne presahuje hodnotu 8%, zamerali sme sa v ďalších odsekoch na trhovú ukazovatele.



Obr. 12: Vývoj ukazovateľov kapitálovej primeranosti v 2013-Q4 a 2014-Q1.

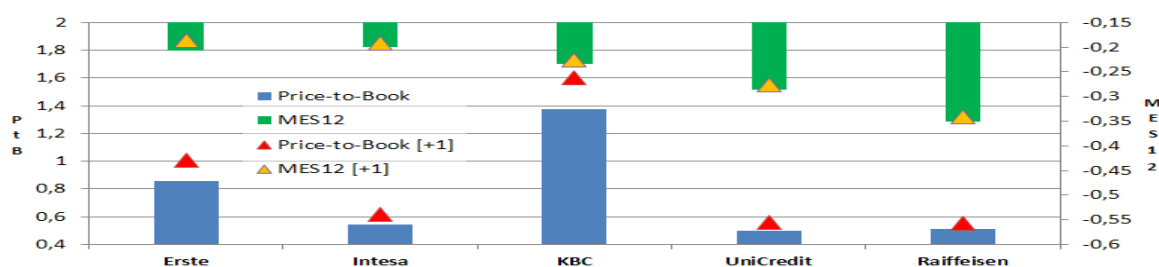


Obr. 13: Faktory RWA , Tier 1 kapitál a vlastný účtovný kapitál v 2013-Q4 a 2014-Q1.

Skupinám KBC a Erste sa viditeľne darilo, keď medzi sledovanými obdobiami zvýšili hodnoty oboch trhových ukazovateľov kapitálovej primeranosti. Skupina KBC ťažila najmä zo zvýšenia hodnoty indikátora PtB a stagnácie ostatných relevantných faktorov. Skupina Erste okrem zlepšenia hodnoty PtB zaznamenala aj zníženie hodnoty RWA a mierny pokles hodnoty $MES_{t+12|t}$. Ich hladiny ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ sú stále

vyššie v porovnaní s predkrízovým obdobím, no na druhej strane patria k najnižším v sledovanej skupine bánk.

Ukazovatele bankovej skupiny Intesa Sanpaolo vo väčšine prípadov stagnovali, za zmienku stojí zvýšenie hodnoty indikátora PtB na 0,6. Naznačuje to zvyšujúcu sa dôveru investorov vo výsledky skupiny. Hodnoty ukazovateľov $mT1R(pred)$ a $mT1R(po)$ sa však pohybujú v pásme 7-8%, resp. 5-6% a to aj napriek najnižšej hladine $MES_{t+12|t}$ zo všetkých skúmaných skupín. Nabáda to k obozretnosti v nastupujúcom optimistickom vývoji a ďalším opatreniam pre zvýšenie dôvery v banku.



Obr. 14: Vývoj ukazovateľov PtB a $MES_{t+12|t}$ v 2013-Q4 a 2014-Q1.

Najhoršie výsledky dosahujú skupiny UniCredit a Raiffeisen. Je zaujímavé, že z hľadiska veľkosti sú to neporovnateľné bankové skupiny. Ich veľmi nízke hodnoty ukazovateľov trhovej kapitálovej primeranosti sú dôsledkom najnižších hodnôt indikátora PtB a naopak najvyšších hodnôt ukazovateľa $MES_{t+12|t}$. Ich ukazovateľ $mT1R(pred)$ sa pohybuje okolo úrovne 6%, $mT1R(po)$ okolo 4%. Z týchto dvoch bankových skupín a týchto aktuálnych dát je v horšej situácii skupina UniCredit, ktorá utrpela v 2013-Q4 citelnú stratu a aj zvýšenie hodnoty RWA . Preto pozorujeme zhoršenie v prakticky každom ukazovateli. Z hľadiska systémového rizika sú tieto banky najohrozenejšie, čo usudzujeme z pretrvávajúcich vysokých hodnôt ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ a silnej prepojenosti s vývojom na trhu, na čo sme poukázali už v podkapitole 4.2.1. Situáciu dokresľuje pretrvávajúca nízka dôvera investorov v ich výsledky.

Záver

V diplomovej práci sme sa zaoberali systémovým rizikom stability finančného systému ako jednej z oblastí makroprudenciálnej politiky, ktorá je reakciou na globálnu finančnú krízu posledných rokov. Konkrétnejšie, v tejto práci sme implementovali a aplikovali vlastnú verziu indikátora SRISK na analýzu systémového rizika materských bankových skupín najvýznamnejších slovenských bánk. Prezentovali sme tiež ukazovateľ systémového rizika, ktorý preberá od pôvodného indikátora SRISK z článku [4] koncept marginálnej očakávanej straty (MES) a aplikuje ho na trhovovo-založený ukazovateľ kapitálovej primeranosti bankových skupín.

V prvých dvoch kapitolách práce sme sa venovali teoretickej stránke problematiky systémového rizika, jeho meraniu či pôvodnému indikátoru SRISK s jeho pomocnými modelmi potrebnými pri implementácii. Dôležitou súčasťou je vlastné zhrnutie predností a nedostatkov indikátora SRISK v závere podkapitoly 1.4, na základe ktorého bolo navrhnutých niekoľko vylepšení tohto indikátora. Záver prvej kapitoly je venovaný konceptu trhovovo-založenej kapitálovej primeranosti, ktorý je jedným z týchto vylepšení.

Ďalší prínos tejto diplomovej práce je obsahom kapitol 3, 4 a 5. V prvej uvedenej sme dôkladne nakalibrovali celý model. Naša voľba pomocných modelov nám umožnila detailnejšie skúmať zhľukovanie volatility, ťažké chvosty rozdelení dát či ich štruktúru závislosti. V kapitolách 4 a 5 sme model aplikovali na vybrané bankové skupiny a výsledky podrobne zanalyzovali.

V kapitole 3 sme popísali proces implementácie ukazovateľa MES. Na rozdiel od článku [4] sme na zachytenie závislých vzťahov v dátach použili optimálne volené triedy kópula funkcií. Dôkladne sme tiež overili predpoklady modelu, všetky výstupy obsahuje Príloha B.

V kapitole 4 sme zanalyzovali hodnoty MES jednotlivých bankových skupín. Na Obr.2 vidieť, že $MES_{t+12|t}$ od roku 2011 iba postupne klesá a naďalej sa drží na vysokých hodnotách aj v porovnaní s medzikrízovým obdobím 2010. To naznačuje pretrvávajúcu prítomnosť systémového rizika. Obsahom zvyšku kapitoly je analýza vysvetľujúcich faktorov ukazovateľa MES, ktoré sa nám podarilo identifikovať. Interpretovali sme nimi

priebeh ukazovateľa MES a ich vplyv preskúmali pomocou lineárnej regresie a korelačnej analýzy. Na základe výsledkov, ktoré obsahuje Tabuľka 5 a Príloha D, sme dokázali určiť niekoľko signifikantných faktorov.

Takýmto faktorom je podmienená pravdepodobnosť analyzovaná v podkapitole 4.2.1. Jej zvýšené hodnoty pretrvávajúce dodnes opäť potvrdzujú prítomnosť systémového rizika a to aj napriek čiastočnému upokojeniu situácie na trhoch v roku 2013. Navyše výsledky na Obr. 3 odhalujú prepojenosť samotných bankových skupín navzájom, čo je závažný aspekt systémového rizika stability finančného systému.

V úvode kapitoly 5 sa potvrdil významný nedostatok ukazovateľa SRISK, pre ktorý sme priniesli vlastný koncept založený na sledovaní vývoja trhovej kapitálovej primeranosti s prihliadnutím na systémové riziko. Jednoduchá forma ukazovateľov nám umožnila dôkladnú analýzu vplyvu ich vstupných faktorov v jednotlivých obdobiach.

Z hľadiska analýzy systémového rizika bol podstatný priebeh rozdielu vytvorených trhových ukazovateľov kapitálovej primeranosti. Analýza mala najväčší význam v obdobiach rastúcej hodnoty účtovnej kapitálovej primeranosti a ukazovateľa PtB , ktoré naznačovali zlepšovanie situácie danej spoločnosti. Model poukázal na to, že v niektorých prípadoch bol pozitívny trend vývoja po zahrnutí systémovej udalosti často zredukovaný alebo úplne eliminovaný, čoho príkladom je obdobie Q2-11 na Obr. 8 bankovej skupiny Intesa Sanpaolo alebo Q1-12 na Obr. 9 spoločnosti KBC.

V závere kapitoly sme zhodnotili aktuálny stav skúmaných bankových skupín. Od roku 2012 pozorujeme zväčšovanie rozdielu vo vývoji dvoch sledovaných ukazovateľov trhovej kapitálovej primeranosti, čo poukazuje na pretrvávajúcu prítomnosť systémových rizík. Na základe najnovších údajov negatívne hodnotíme bankové skupiny UniCredit a Raiffeisen, ktoré aj naďalej čelia vysokým hodnotám ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ na Obr. 14 a najvyšším hodnotám podmienenej pravdepodobnosti z podkapitoly 4.2.1, ktorá poukazuje na ich silné prepojenie s vývojom trhového akciového indexu. Navyše u týchto skupín pretrváva nízka dôvera investorov v ich výsledky, čo sa odzrkadľuje na úrovni PtB týchto skupín.

Zoznam použitej literatúry

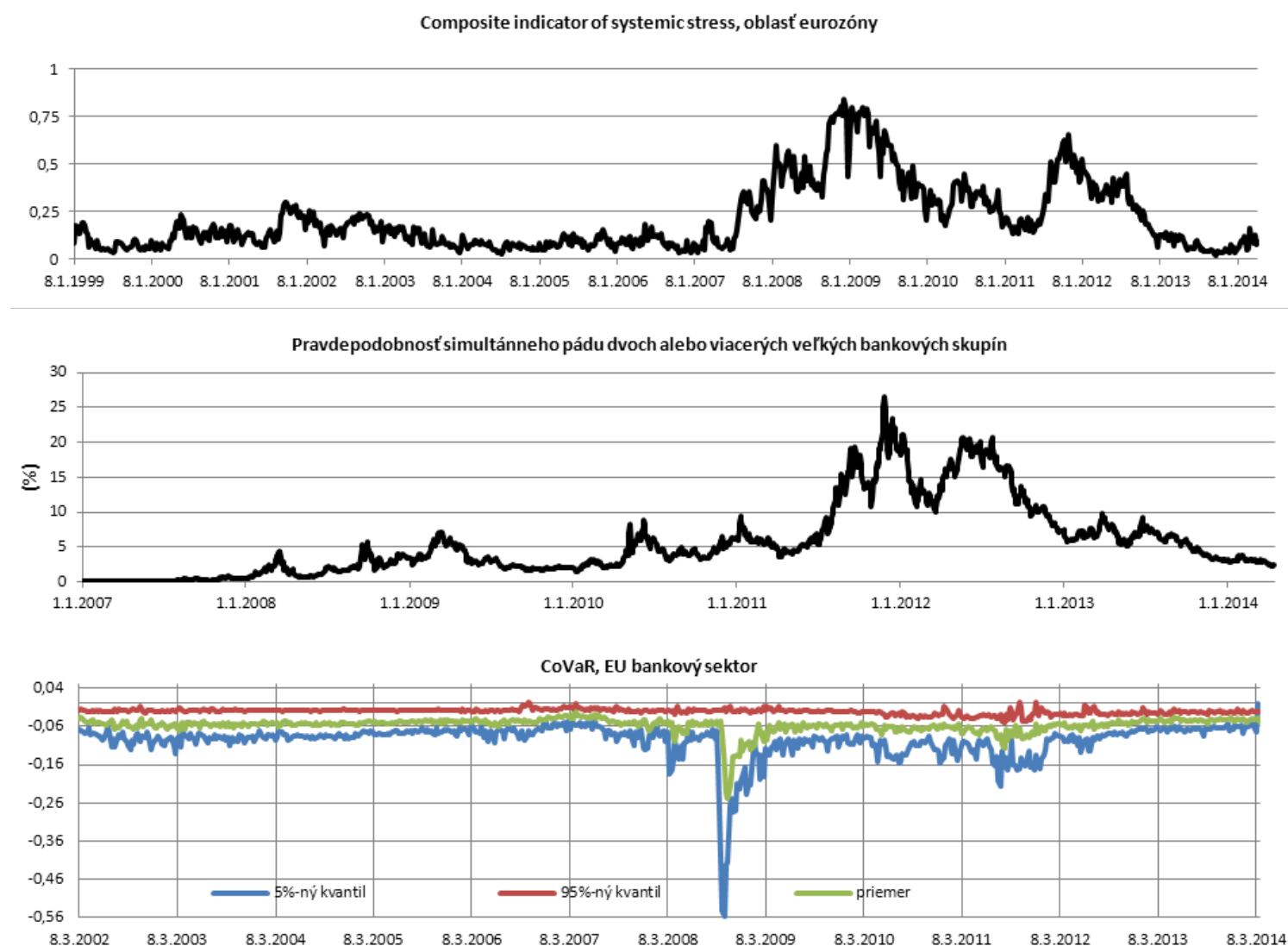
- [1] Billio, M., Getmansky, M., Lo, A.W., Pelizzon, L.: *Econometric measures of systemic risk in the finance and insurance sectors*, NBER Working Paper 16223, 2010
- [2] Bisias, D., Flood, M., Lo, A.W., Valavanis, S.: *A survey of systemic risk analytics*, Office of financial research, working paper 0001, January 2012
- [3] Bollerslev, T.: *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*, Journal of Econometrics 31 (1986), pp. 307-327
- [4] Brownlees, CH.T., Engle, R.: *Volatility, correlation and tails for systemic risk measurement*, October 2012
- [5] Diebold, F.X., Gunther, T.A., Tay A.S.: *Evaluating density forecasts with applications to financial risk management*, International economic review, Vol. 39, No.4, November 1998, pp. 869
- [6] Durrleman, V., Nikeghbali, A., Roncalli, T.: *Which copula is the right one?*, August 2000, pp. 15
- [7] European Central Bank: *Financial stability review of euro area financial institutions*, November 2013, dostupné na internete (apríl 2014): <<http://www.ecb.europa.eu/pub/fsr/html/index.en.html>>
- [8] European systemic risk board: *ESRB risk dashboard*, March 2014, dostupné na internete (apríl 2014): <<http://www.esrb.europa.eu/pub/rd/html/index.en.html>>
- [9] Hansen, L.P.: *Challenges in identifying and measuring systemic risk*, University of Chicago and the NBER, February 2013
- [10] Cherubini, U., Luciano, E., Vecchiato, W.: *Copula methods in finance*, John Wileysons Ltd, 2004, pp. 168-177
- [11] Jing, W.: *Threshold GARCH Model: Theory and Application*, 2010, str. 6, dostupné na internete (apríl 2014): <<http://apps.olin.wustl.edu/MEGConference/Files/pdf/2010/24.pdf>>

-
- [12] Jobst, A.A., Gray, D.F.: *Systemic contingent claims analysis - estimating market-implied systemic risk*, February 2013, dostupné na internete (apríl 2014): <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp1354.pdf>
- [13] Li, Ch.: *On estimation of GARCH models with an application to Nordea stock prices*, Department of mathematics, Uppsala University, January 2007, pp. 8
- [14] Szpyrc, M., Novota, D.: *Bazilejské dohody o kapitáli a kapitálová primeranosť bánk v SR*, 7/2013

Príloha A

	Názov banky	Štát		Názov banky	Štát
1	BANK OF IRELAND	IE	25	ERSTE GROUP BANK	AT
2	BANKIA	ES	26	GRP SOCIETE GENERALE	FR
3	BANKINTER	ES	27	HSBC	GB
4	BANQUE CANTONALE VAUDOISE	CH	28	INTESA SANPAOLO	IT
5	BARCLAYS	GB	29	JULIUS BAER GRP	CH
6	BCA MONTE DEI PASCHI DI SIENA	IT	30	JYSKE BANK	DK
7	BCA POPOLARE DI MILANO	IT	31	KBC GRP	BE
8	BCA POPOLARE DI SONDRIO	IT	32	KOMERCNI BANKA	CZ
9	BCA POPOLARE EMILIA ROMAGNA	IT	33	LLOYDS BANKING GRP	GB
10	BCO BILBAO VIZCAYA ARGENTARIA	ES	34	MEDIOBANCA	IT
11	BCO COMERCIAL PORTUGUES	PT	35	NATIXIS	FR
12	BCO ESPIRITO SANTO	PT	36	NORDEA BANK	SE
13	BCO POPOLARE	IT	37	POHJOLA BANK	FI
14	BCO POPULAR ESPANOL	ES	38	ROYAL BANK OF SCOTLAND GRP	GB
15	BCO SABADELL	ES	39	SKANDINAVISKA ENSKILDA BK A	SE
16	BCO SANTANDER	ES	40	STANDARD CHARTERED	GB
17	BNP PARIBAS	FR	41	SVENSKA HANDELSBANKEN A	SE
18	CAIXABANK	ES	42	SWEDBANK	SE
19	COMMERZBANK	DE	43	SYDBANK	DK
20	CREDIT AGRICOLE	FR	44	UBI BCA	IT
21	CREDIT SUISSE GRP	CH	45	UBS	CH
22	DANSKE BANK	DK	46	UNICREDIT	IT
23	DEUTSCHE BANK	DE	47	VALIANT	CH
24	DNB	NO			

Tabuľka A.1: Zoznam bánk obsiahnutých v indexe STOXX Eu 600 Banks.

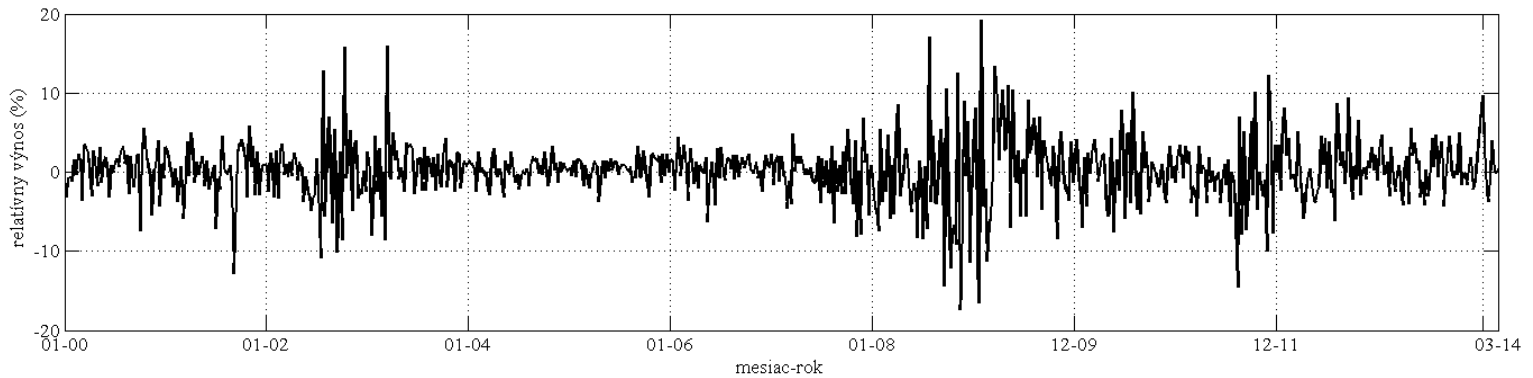


Zdroj dát: Statistical Data Warehouse, ESRB, <http://sdw.ecb.europa.eu>

Obr. A.1: Indikátory systémového rizika, správa ESRB, marec 2014.

Príloha B

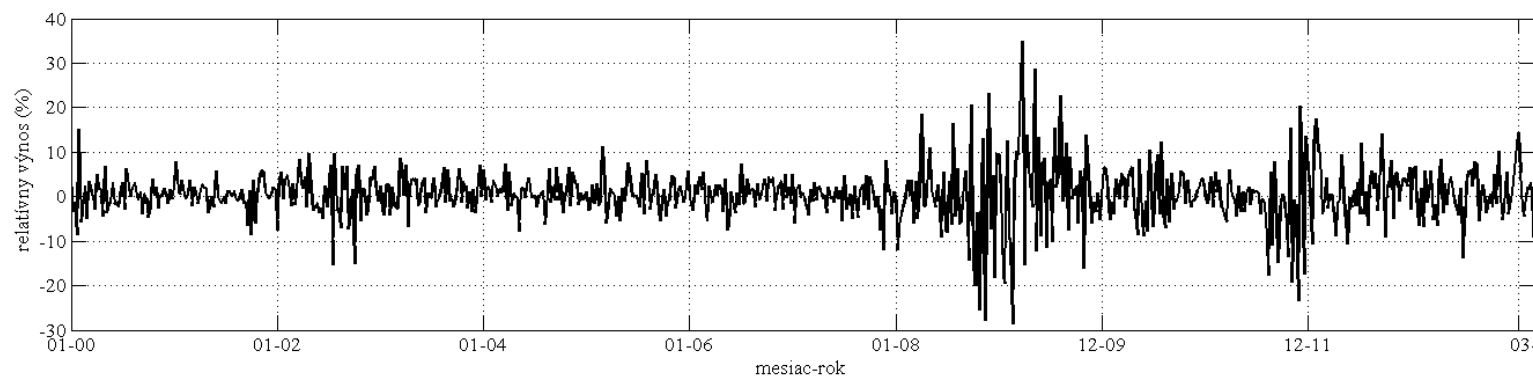
STOXX Eu 600 Banks



Obr. B.1: Pribeh týždenných relatívnych výnosov akciového indexu STOXX Eu 600 Banks.

vzorka	2000-05	2000-06	2000-07	2000-08	2000-09	2000-10	2000-11	2000-12	2000-13
# dát	312	364	416	469	521	573	625	677	728
min	−12,85%	−12,85%	−12,85%	−17,34%	−17,34%	−17,34%	−17,34%	−17,34%	−17,34%
priemer	0,12%	0,15%	0,09%	−0,11%	0,00%	−0,01%	−0,07%	−0,03%	0%
meadián	0,34%	0,41%	0,39%	0,22%	0,27%	0,26%	0,16%	0,17%	0,17%
max	16,01%	16,01%	16,01%	17,11%	19,18%	19,18%	19,18%	19,18%	19,18%
šíkmosť	0,1869	0,1310	0,0570	−0,2262	−0,0232	−0,0036	−0,0203	0,0009	−0.0043
štđ. chyba	(0,1380)	(0,1279)	(0,1197)	(0,1127)	(0,1070)	(0,1021)	(0,0977)	(0,0939)	(0,0906)
špicatosť	8,8696	9,2138	8,4035	7,9387	7,3231	7,0618	6,6874	6,5943	6,7105
štđ. chyba	(0,2752)	(0,2550)	(0,2388)	(0,2250)	(0,2136)	(0,2038)	(0,1952)	(0,1876)	(0,1809)
ARMA proces	SAR	SAR	AR(1)	SAR	SAR	SAR	SAR	SAR	SAR
	$\alpha_1=-0,14$	$\alpha_1=-0,13$	$\alpha_1=-0,18$	$\alpha_1=-0,16$	$\alpha_1=-0,13$	$\alpha_1=-0,12$	$\alpha_1=-0,14$	$\alpha_1=-0,13$	$\alpha_1=-0,13$
	$\alpha_4=-0,14$	$\alpha_4=-0,13$			$\alpha_3=0,08$	$\alpha_3=0,08$	$\alpha_3=0,07$	$\alpha_3=0,06$	$\alpha_3=0,06$
					$\alpha_5=0,09$	$\alpha_5=0,09$	$\alpha_5=0,08$	$\alpha_5=0,09$	$\alpha_5=0,09$
				$\alpha_7=-0,13$	$\alpha_7=-0,10$	$\alpha_7=-0,11$	$\alpha_7=-0,12$	$\alpha_7=-0,1$	$\alpha_7=-0,1$
				$\alpha_9=0,15$	$\alpha_9=0,13$	$\alpha_9=0,13$	$\alpha_9=0,11$	$\alpha_9=0,09$	$\alpha_9=0,08$
priemer reziduí	0,0015	0,0019	0,0011	−0,0013	0,0000	−0,0001	−0,0007	−0,0003	−0,0001
LRT p-hodnota	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%
volatilita	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR
rozdelenie	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT
stupňov voľnosti	8,3601	6,6271	8,7208	12,0392	10,9442	11,8917	12,3717	12,1950	13,7050
štđ. chyba	(3,6895)	(2,2042)	(3,4569)	(5,8443)	(4,2852)	(4,7197)	(5,0240)	(4,5430)	(5,5059)
parameter tvaru	−0,3793	−0,3694	−0,3860	−0,3891	−0,3157	−0,3057	−0,3067	−0,2537	−0,228
štđ. chyba	(0,0886)	(0,0918)	(0,0602)	(0,0612)	(0,0607)	(0,0608)	(0,0583)	(0,0549)	(0,0563)
α_1	0,0091	0,0204	0,0101	0,0000	0,0200	0,0214	0,0149	0,0045	0,0036
	(0,0561)	(0,0334)	(0,0864)	(0,0000)	(0,0190)	(0,0238)	(0,0315)	(0,0049)	(0,0047)
γ_1	0,3012	0,2572	0,3037	0,3305	0,2418	0,2320	0,2141	0,2131	0,2079
	(0,1197)	(0,1122)	(0,1096)	(0,0890)	(0,0691)	(0,0620)	(0,0518)	(0,0466)	(0,044)
β_1	0,7725	0,7752	0,7562	0,7822	0,8417	0,8455	0,8627	0,8743	0,8771
	(0,0845)	(0,0692)	(0,1142)	(0,0499)	(0,0391)	(0,0387)	(0,0429)	(0,0225)	(0,0207)
GoF p-hodnota	99,41%	94,18%	86,42%	58,95%	82,75%	23,75%	85,45%	93,91%	95,89%
DGT-AR1	78,92%	42,92%	66,70%	9,10%	20,49%	33,96%	33,33%	36,09%	50,19%
DGT-AR2	48,73%	83,17%	80,73%	39,18%	74,32%	78,33%	61,69%	67,82%	62,99%
DGT-AR3	76,32%	37,40%	48,22%	8,33%	11,38%	17,53%	33,14%	39,36%	70%
DGT-AR4	44,19%	78,04%	79,72%	64,94%	81,83%	89,48%	77,00%	79,95%	59,16%

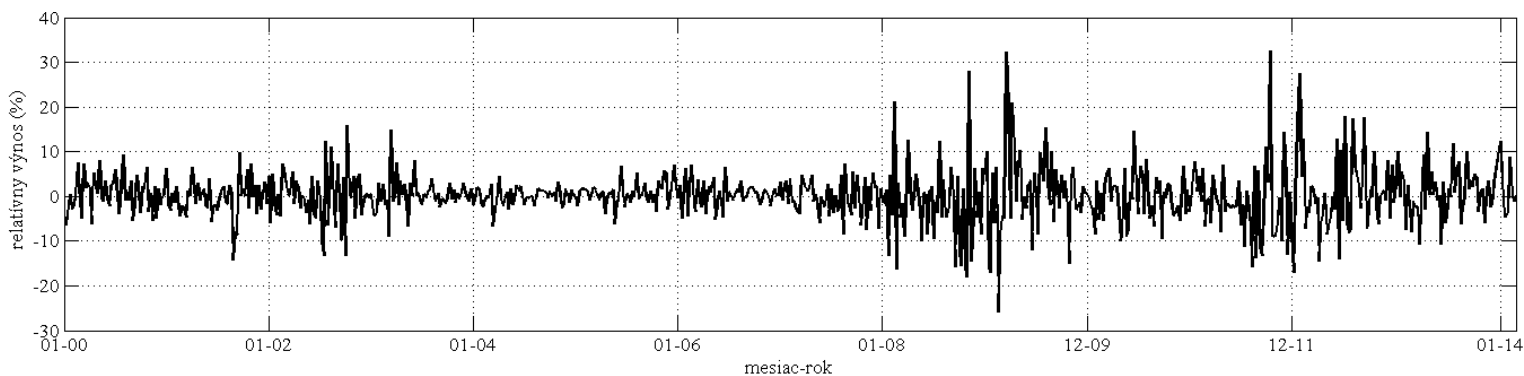
Tabuľka B.1: Súhrn údajov zo spracovania dát akciového indexu STOXX Eu 600 Banks.



Obr. B.2: Priebek týždenných relatívnych výnosov skupiny Erste.

vzorka	2000-05	2000-06	2000-07	2000-08	2000-09	2000-10	2000-11	2000-12	2000-13
# dát	312	364	416	469	521	573	626	678	728
min	−15,34%	−15,34%	−15,34%	−27,88%	−28,57%	−28,57%	−28,57%	−28,57%	−28,57%
priemer	0,53%	0,51%	0,41%	0,20%	0,34%	0,38%	0,22%	0,30%	0,29%
meadián	0,35%	0,41%	0,34%	0,24%	0,27%	0,27%	0,24%	0,33%	0,26%
max	15,08%	15,08%	15,08%	23,28%	34,89%	34,89%	34,89%	34,89%	34,89%
šíkmosť	−0,1304	−0,1412	−0,1813	−0,5525	0,1725	0,1647	0,0240	0,0453	0,0383
štd. chyba	(0,1380)	(0,1279)	(0,1197)	(0,1127)	(0,1070)	(0,1021)	(0,0977)	(0,0939)	(0,0906)
špicatosť	5,0082	4,8867	4,8561	9,5446	9,8502	9,5954	8,7181	8,2972	8,2206
štd. chyba	(0,2752)	(0,2550)	(0,2388)	(0,2250)	(0,2136)	(0,2038)	(0,1952)	(0,1876)	(0,1809)
ARMA proces	AR(1)	AR(1)	AR(1)	SAR	SAR	SAR	SAR	SAR	SAR
odhady	$\alpha_1=-0,16$	$\alpha_1=-0,15$	$\alpha_1=-0,17$	$\alpha_1=-0,16$ $\alpha_3=0,19$ $\alpha_{12}=-0,16$	$\alpha_1=-0,11$ $\alpha_3=0,15$ $\alpha_7=-0,14$	$\alpha_1=-0,11$ $\alpha_3=0,14$ $\alpha_7=-0,15$	$\alpha_1=-0,14$ $\alpha_3=0,17$ $\alpha_7=-0,14$ $\alpha_{14}=0,11$	$\alpha_1=-0,1$ $\alpha_3=0,14$ $\alpha_7=-0,11$ $\alpha_8=0,06$	$\alpha_1=-0,1$ $\alpha_3=0,14$ $\alpha_7=-0,12$ $\alpha_8=0,06$
priemer reziduí	0,0061	0,0059	0,0048	0,0023	0,0038	0,0042	0,0021	0,003	0,003
LRT p-hodnota	9,81%	10,96%	10,00%	0,52%	0,11%	<1%	<1%	<1%	<1%
GARCH model	GARCH	GARCH	GARCH	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR
rozdelenie	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT
stupňov voľnosti	6,2667	7,4386	7,0986	8,0575	7,3351	8,5173	10,0914	9,745	10,3252
parameter tvaru	0,0986	0,0640	0,0162	0,0120	0,0208	0,0296	−0,005	−0,0092	−0,0188
štd. chyba	(0,0696)	(0,0672)	(0,0525)	(0,0686)	(0,0558)	(0,0549)	(0,1225)	(0,0292)	0,0534
α_1	0,0572 (0,0219)	0,0514 (0,0197)	0,0520 (0,0203)	0,0234 (0,0246)	0,0135 (0,0354)	0,0129 (0,0162)	0,013 (0,0162)	0,002 (0,0033)	0,0001
γ_1				0,1277 (0,0559)	0,1408 (0,0471)	0,1422 (0,0439)	0,1423 (0,0439)	0,163 (0,0392)	0,1539 0,032
β_1	0,8991 (0,0237)	0,8955 (0,0268)	0,8946 (0,0284)	0,8988 (0,0462)	0,8994 (0,0325)	0,8969 (0,0224)	0,897 (0,0224)	0,897 (0,0211)	0,904 0,0177
GoF p-hodnota	81,92%	65,55%	71,80%	82,95%	78,97%	91,59%	96,89%	89,36%	94,00%
DGT-AR1	88,58%	69,59%	45,03%	6,59%	41,41%	29,39%	10,54%	46,29%	56,31%
DGT-AR2	40,45%	58,55%	53,30%	76,69%	41,19%	39,17%	54,36%	42,89%	49,82%
DGT-AR3	53,13%	42,87%	31,25%	36,31%	38,85%	33,83%	26,09%	28,52%	28,67%
DGT-AR4	59,25%	75,42%	46,70%	69,64%	72,26%	75,64%	76,59%	60,27%	51,84%
kopula	t	t	t	RotGumbel	t	t	RotGumbel	t	t
parameter	$\rho = 0,31$	$\rho = 0,34$	$\rho = 0,40$	$\theta = 1,4119$	$\rho = 0,49$	$\rho = 0,51$	$\theta = 1,5383$	$\rho = 0,56$	$\rho = 0,57$
parameter	$\nu = 110,02$	$\nu = 24,75$	$\nu = 13,04$		$\nu = 7,69$	$\nu = 8,33$		$\nu = 6,60$	$\nu = 7,39$

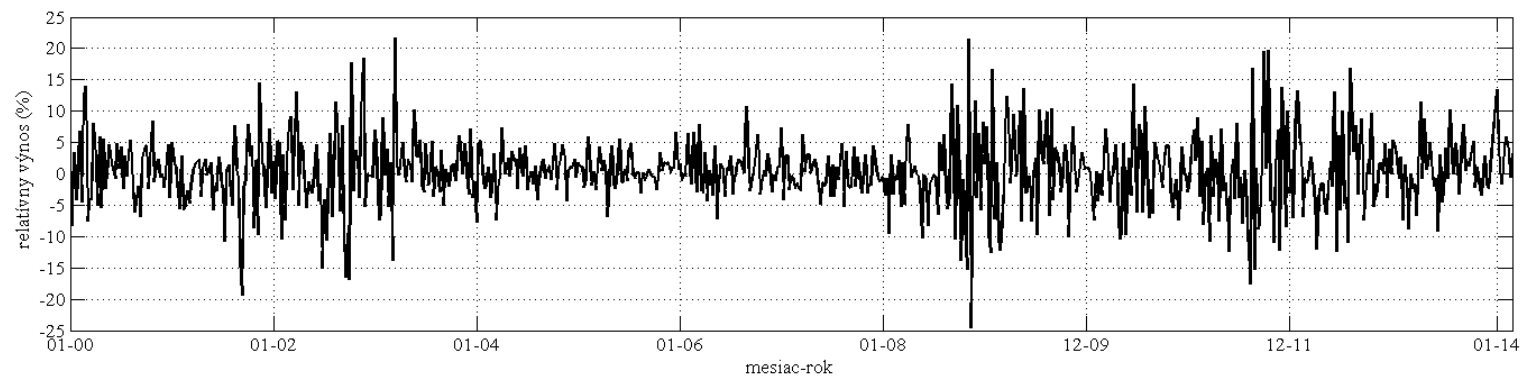
Tabuľka B.2: Súhrn údajov zo spracovania dát skupiny Erste.



Obr. B.3: Priebeh týždenných relatívnych výnosov skupiny UniCredit.

vzorka	2000-05	2000-06	2000-07	2000-08	2000-09	2000-10	2000-11	2000-12	2000-13
# dát	312	364	416	469	521	573	625	677	728
min	-14,13%	-14,13%	-14,13%	-18,09%	-25,77%	-25,77%	-25,77%	-25,77%	-25,77%
priemer	0,15%	0,17%	0,12%	-0,10%	0,02%	-0,04%	-0,15%	-0,08%	-0,02%
meadián	0,12%	0,12%	0,06%	0,00%	0,00%	0,00%	-0,13%	-0,13%	0,00%
max	15,87%	15,87%	15,87%	28,12%	32,29%	32,29%	32,58%	32,58%	32,58%
šíkmosť	0,1453	0,1471	0,1089	0,1989	0,4296	0,4257	0,5934	0,6944	0,6607
štd. chyba	(0,1380)	(0,1279)	(0,1197)	(0,1127)	(0,1070)	(0,1021)	(0,0977)	(0,0939)	(0,0906)
špicatosť	5,9460	6,0513	5,5675	8,6610	9,6168	9,1394	9,1301	8,2571	7,9967
štd. chyba	(0,2752)	(0,2550)	(0,2388)	(0,2250)	(0,2136)	(0,2038)	(0,1952)	(0,1876)	(0,1809)
ARMA proces	AR(1)	AR(1)	AR(1)	SAR	SAR	SAR	SAR	AR(1)	AR(1)
	$\alpha_1=-0,16$	$\alpha_1=-0,17$	$\alpha_1=-0,19$	$\alpha_1=-0,23$ $\alpha_3=0,12$	$\alpha_1=-0,12$ $\alpha_3=0,15$	$\alpha_1=-0,11$ $\alpha_3=0,14$ $\alpha_7=-0,08$	$\alpha_1=-0,1$ $\alpha_3=0,09$ $\alpha_7=-0,06$	$\alpha_1=-0,07$	$\alpha_1=-0,07$
priemer reziduí	0,0017	0,0020	0,0014	-0,0011	0,0002	-0,0004	-0,0016	-0,0009	-0,0002
LRT p-hodnota	0,47%	0,63%	0,25%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%
volatilita	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR
rozdelenie	ST	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT
stupňov voľnosti	5,7213	6,3380	8,0057	6,7823	6,3619	7,2598	7,7020	7,9765	8,4861
štd. chyba	(1,7917)	(2,0460)	(3,0996)	(2,0465)	(1,6414)	(1,9997)	(2,0969)	(2,1787)	(2,3838)
parameter tvaru		-0,0427	-0,0608	-0,0685	-0,0461	-0,0470	-0,0380	0,0053	0,0069
štd. chyba		(0,0638)	(0,0635)	(0,0604)	(0,0559)	(0,0537)	(0,0557)	(0,0179)	(0,0218)
α_1	0,0394 (0,0410)	0,0596 (0,0347)	0,0504 (0,0357)	0,0215 (0,0340)	0,0139 (0,0299)	0,0178 (0,0245)	0,0149 (0,0209)	0,0131 (0,0181)	0,0163 (0,0169)
γ_1	0,2228 (0,1215)	0,1941 (0,0997)	0,1995 (0,0873)	0,2840 (0,1007)	0,2503 (0,0748)	0,2244 (0,0670)	0,2269 (0,0557)	0,2203 (0,0471)	0,1939 (0,0393)
β_1	0,8262 (0,0627)	0,8263 (0,0476)	0,8222 (0,0419)	0,8196 (0,0463)	0,8563 (0,0347)	0,8634 (0,0341)	0,8714 (0,0271)	0,8766 (0,0219)	0,8866 (0,0192)
GoF p-hodnota	19,75%	67,48%	92,98%	98,72%	71,48%	83,42%	99,59%	35,14%	70,44%
DGT-AR1	90,67%	67,11%	86,20%	41,26%	27,48%	22,78%	48,16%	55,65%	53,55%
DGT-AR2	93,77%	89,88%	87,74%	93,39%	92,56%	88,75%	80,21%	79,12%	63,54%
DGT-AR3	96,62%	94,28%	97,37%	86,01%	64,09%	50,44%	85,98%	51,51%	38,16%
DGT-AR4	88,40%	81,60%	65,57%	87,50%	68,85%	70,49%	70,29%	68,08%	41,14%
kopula	Gumbel	t	t	RotGumbel	t	t	t	t	t
parameter	$\theta = 1,7966$	$\rho = 0,67$	$\rho = 0,7$	$\theta = 1,869$	$\rho = 0,71$	$\rho = 0,73$	$\rho = 0,74$	$\rho = 0,74$	$\rho = 0,75$
parameter		$\nu = 18,69$	$\nu = 14,38$		$\nu = 9,8$	$\nu = 8,61$	$\nu = 9,87$	$\nu = 8,64$	$\nu = 8,59$

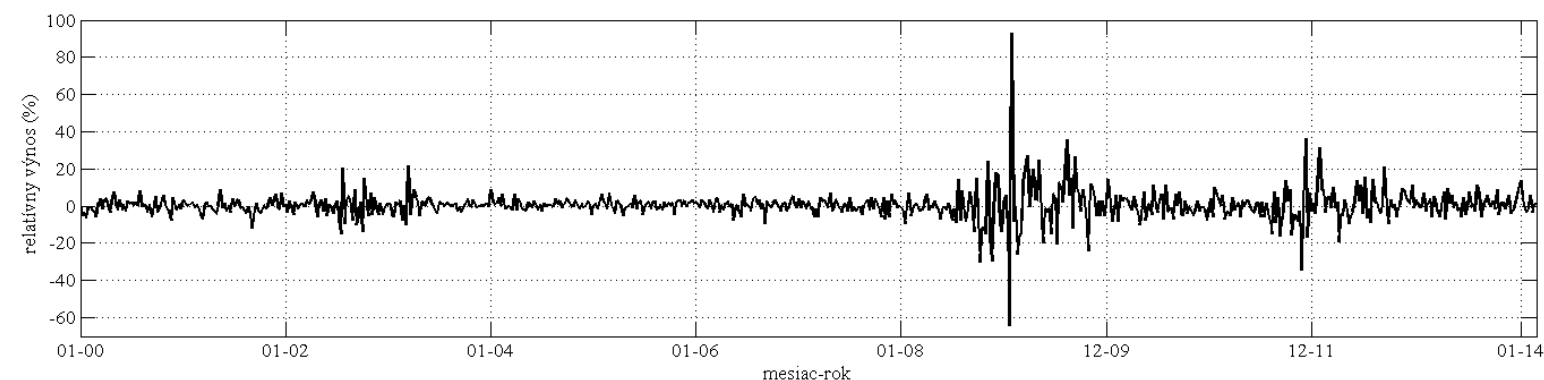
Tabuľka B.3: Súhrn údajov zo spracovania dát skupiny UniCredit.



Obr. B.4: Pribeh týždenných relatívnych výnosov skupiny Intesa Sanpaolo.

vzorka	2000-05	2000-06	2000-07	2000-08	2000-09	2000-10	2000-11	2000-12	2000-13
# dát	312	364	416	469	521	573	625	677	728
min	−19,43%	−19,43%	−19,43%	−24,52%	−24,52%	−24,52%	−24,52%	−24,52%	−24,52%
priemer	0,19%	0,23%	0,20%	0,05%	0,11%	0,04%	−0,01%	0,01%	0,05%
meadián	0,25%	0,25%	0,08%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
max	21,69%	21,69%	21,69%	21,69%	21,69%	21,69%	21,69%	21,69%	21,69%
šikmosť	0,0555	0,0752	0,0996	−0,0210	0,0274	0,0626	0,1223	0,1541	0,1454
štd. chyba	(0,1380)	(0,1279)	(0,1197)	(0,1127)	(0,1070)	(0,1021)	(0,0977)	(0,0939)	(0,0906)
špicatosť	5,9254	6,1729	6,4394	6,7633	5,9171	5,6612	5,3077	5,0445	5,0668
štd. chyba	(0,2752)	(0,2550)	(0,2388)	(0,2250)	(0,2136)	(0,2038)	(0,1952)	(0,1876)	(0,1809)
ARMA proces				SAR	SAR	SAR	SAR	SAR	SAR
				$\alpha_1=-0,11$	$\alpha_1=-0,1$	$\alpha_1=-0,09$	$\alpha_1=-0,11$	$\alpha_1=-0,11$	$\alpha_1=-0,1$
				$\alpha_3=0,09$	$\alpha_4=-0,08$	$\alpha_4=-0,07$	$\alpha_4=-0,09$	$\alpha_4=-0,08$	$\alpha_4=-0,08$
								$\alpha_7=-0,09$	$\alpha_7=-0,11$
priemer reziduí	0,0019	0,0023	0,0020	0,0005	0,0014	0,0005	−0,0002	0,0001	0,0006
LRT p-hodnota	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%	< 1%
volatilita	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR
rozdelenie	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL	SKEWT	SKEWT	SKEWT
stupňov							10,8211	12,0152	12,2228
voľnosti									
štd. chyba							(3,6807)	(4,4314)	(4,4830)
parameter							0,0039	0,0181	0,0157
tvaru									
štd. chyba							(0,0060)	(0,0417)	(0,0395)
α_1	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
γ_1	0,1401	0,1422	0,1255	0,1634	0,1400	0,1408	0,1486	0,1543	0,1491
	(0,0607)	(0,0561)	(0,0463)	(0,0515)	(0,0370)	(0,0356)	(0,0347)	(0,0347)	(0,0317)
β_1	0,9111	0,8996	0,9092	0,8961	0,9074	0,9071	0,9124	0,9078	0,9104
	(0,0363)	(0,0341)	(0,0295)	(0,0323)	(0,0218)	(0,0215)	(0,0196)	(0,0191)	(0,0175)
GoF p-hodnota	54,03%	36,87%	35,50%	47,52%	72,29%	48,56%	71,77%	26,44%	31,58%
DGT-AR1	99,39%	83,37%	89,70%	97,02%	80,94%	52,12%	71,39%	85,35%	71,77%
DGT-AR2	4,94%	4,84%	11,72%	20,54%	30,64%	40,99%	50,41%	70,47%	85,32%
DGT-AR3	99,53%	82,24%	69,22%	80,05%	40,33%	27,45%	50,32%	63,11%	52,41%
DGT-AR4	17,04%	12,86%	24,86%	36,59%	44,35%	44,48%	33,74%	45,21%	59,38%
kopula	Frank	t	Frank	t	Frank	Frank	t	t	t
parameter	$\theta=4,2564$	$\rho=0,57$	$\theta=4,5837$	$\rho=0,61$	$\theta=5,4499$	$\theta=5,7226$	$\rho=0,69$	$\rho=0,7$	$\rho=0,71$
parameter		$\nu=9,81$		$\nu=9,24$			$\nu=6,81$	$\nu=6,47$	$\nu=6,62$

Tabuľka B.4: Súhrn údajov zo spracovania dát skupiny Intesa Sanpaolo.

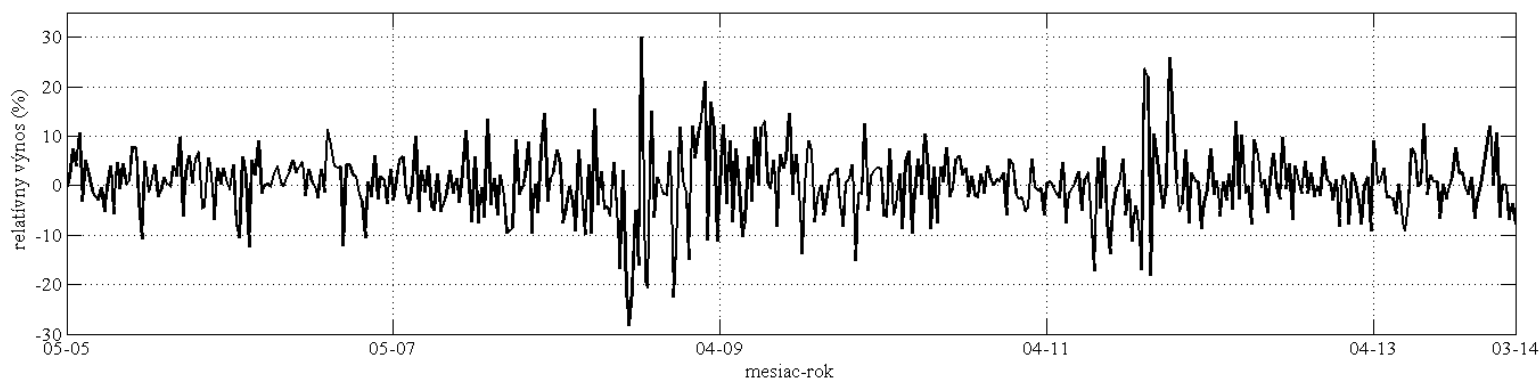


Obr. B.5: Priebeh týždenných relatívnych výnosov skupiny KBC.

vzorka	2000-05	2000-06	2000-07	2000-08	2000-09	2000-10	2000-11	2000-12	2000-13
# dát	312	364	416	469	521	573	625	677	728
min	-14,92%	-14,92%	-14,92%	-29,97%	-63,94%	-63,94%	-63,94%	-63,94%	-63,94%
priemer	0,23%	0,25%	0,23%	-0,05%	0,23%	0,19%	0,06%	0,23%	0,28%
meadián	0,40%	0,43%	0,40%	0,29%	0,34%	0,26%	0,23%	0,26%	0,27%
max	21,52%	21,52%	21,52%	24,14%	93,20%	93,20%	93,20%	93,20%	93,20%
šíkmosť	0,6274	0,5260	0,4801	-0,4530	2,1660	2,1501	1,8638	1,7636	1,7586
štd. chyba	(0,1380)	(0,1279)	(0,1197)	(0,1127)	(0,1070)	(0,1021)	(0,0977)	(0,0939)	(0,0906)
špicatosť	8,9027	8,8234	8,4345	11,7471	47,8014	48,2009	42,0265	38,2011	39,1879
štd. chyba	(0,2752)	(0,2550)	(0,2388)	(0,2250)	(0,2136)	(0,2038)	(0,1952)	(0,1876)	(0,1809)
ARMA proces	SAR	SAR	AR(1)	SAR	SAR	SAR	SAR	SAR	
odhady	$\alpha_1=-0,19$ $\alpha_3=0,14$	$\alpha_1=-0,18$ $\alpha_3=0,13$	$\alpha_1=-0,19$	$\alpha_1=-0,1$ $\alpha_2=-0,14$ $\alpha_5=0,13$ $\alpha_6=0,13$	$\alpha_1=-0,14$ $\alpha_4=0,1$	$\alpha_1=-0,14$ $\alpha_4=0,09$	$\alpha_1=-0,14$	$\alpha_1=-0,11$ $\alpha_4=0,08$	$\alpha_1=-0,12$ $\alpha_4=0,08$
priemer reziduí	0,0025	0,0059	0,0048	-0,0004	0,0038	0,0042	0,0007	0,0024	0,0029
LRT p-hodnota	1,46%	1,58%	10,00%	0,01%	0,11%	<1%	<1%	<1%	<1%
GARCH model	GARCH	GARCH	GARCH	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR	GJR
rozdelenie	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT	SKEWT
stupňpv voľnosti	4,8554	4,5671	5,8179	6,0736	4,8141	5,3844	5,5591	5,3337	5,7215
parameter tvaru	-0,0708	-0,0980	-0,0861	-0,0870	-0,0615	-0,0517	-0,0709	-0,0191	0,0044
štd. chyba	(0,0553)	(0,0517)	(0,0583)	(0,0575)	(0,0525)	(0,0515)	(0,0506)	(0,0497)	(0,0452)
α_1	0,0170 (0,0481)	0,0064 (0,1413)	0,0045 (0,0234)	0,0063 (0,0000)	0,0405 (0,0345)	0,0264 (0,0299)	0,0279 (0,0304)	0,0102 (0,0283)	0,0164 (0,0206)
γ_1	0,2180 (0,1626)	0,1696 (0,1215)	0,2054 (0,0937)	0,3108 (0,0954)	0,2153 (0,0722)	0,1992 (0,0611)	0,2281 (0,0615)	0,2012 (0,0490)	0,1914 (0,0467)
β_1	0,7639 (0,1418)	0,8094 (0,1653)	0,7697 (0,0981)	0,7588 (0,0723)	0,8286 (0,0482)	0,8520 (0,0410)	0,8449 (0,0428)	0,8806 (0,0325)	0,8793 (0,0273)
GoF p-hodnota	40,82%	75,35%	64,34%	64,82%	75,26%	50,91%	39,00%	73,44%	54,67%
DGT-AR1	93,28%	97,63%	97,40%	20,87%	82,01%	62,85%	65,28%	60,41%	81,69%
DGT-AR2	60,29%	72,89%	61,79%	45,93%	45,54%	43,93%	45,81%	22,11%	24,92%
DGT-AR3	99,12%	99,59%	95,96%	31,82%	87,77%	93,05%	94,12%	93,58%	97,18%
DGT-AR4	39,03%	51,71%	41,13%	39,03%	29,61%	34,78%	45,59%	38,28%	49,73%
kopula	t	RotGumbel	RotGumbel	RotGumbel	t	Frank	RotGumbel	t	t
parameter	$\rho=0,54$	$\theta=1,5963$	$\theta=1,6784$	$\theta=1,7509$	$\rho=0,65$	$\theta=5,2734$	$\theta=1,8638$	$\rho=0,69$	$\rho=0,7$
parameter	$\nu=8,39$				$\nu=9,06$			$\nu=6,31$	$\nu=6,51$

Tabuľka B.5: Súhrn údajov zo spracovania dát skupiny KBC.

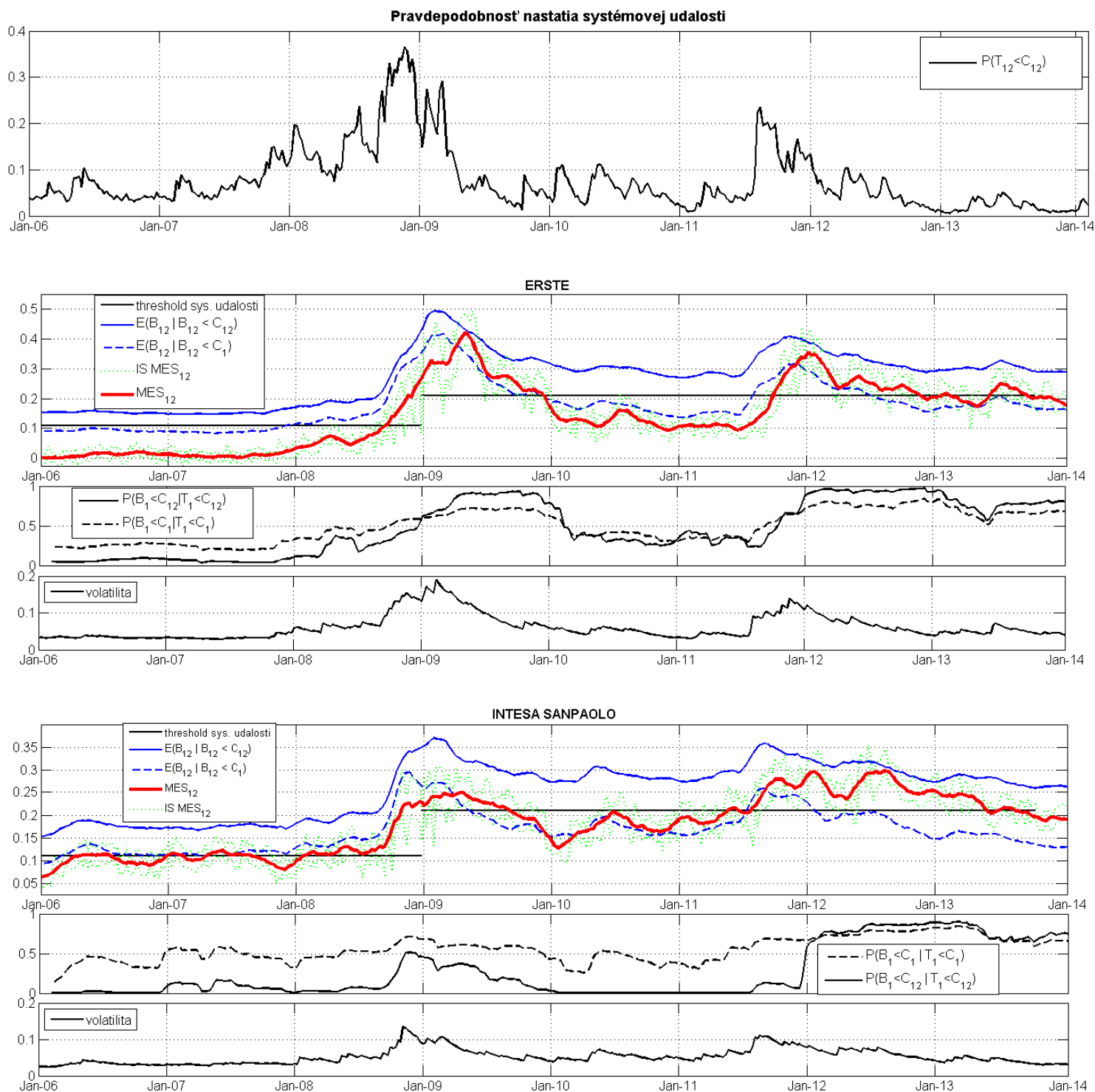
Raiffeisen



Obr. B.6: Priebek týždenných relatívnych výnosov skupiny Raiffeisen.

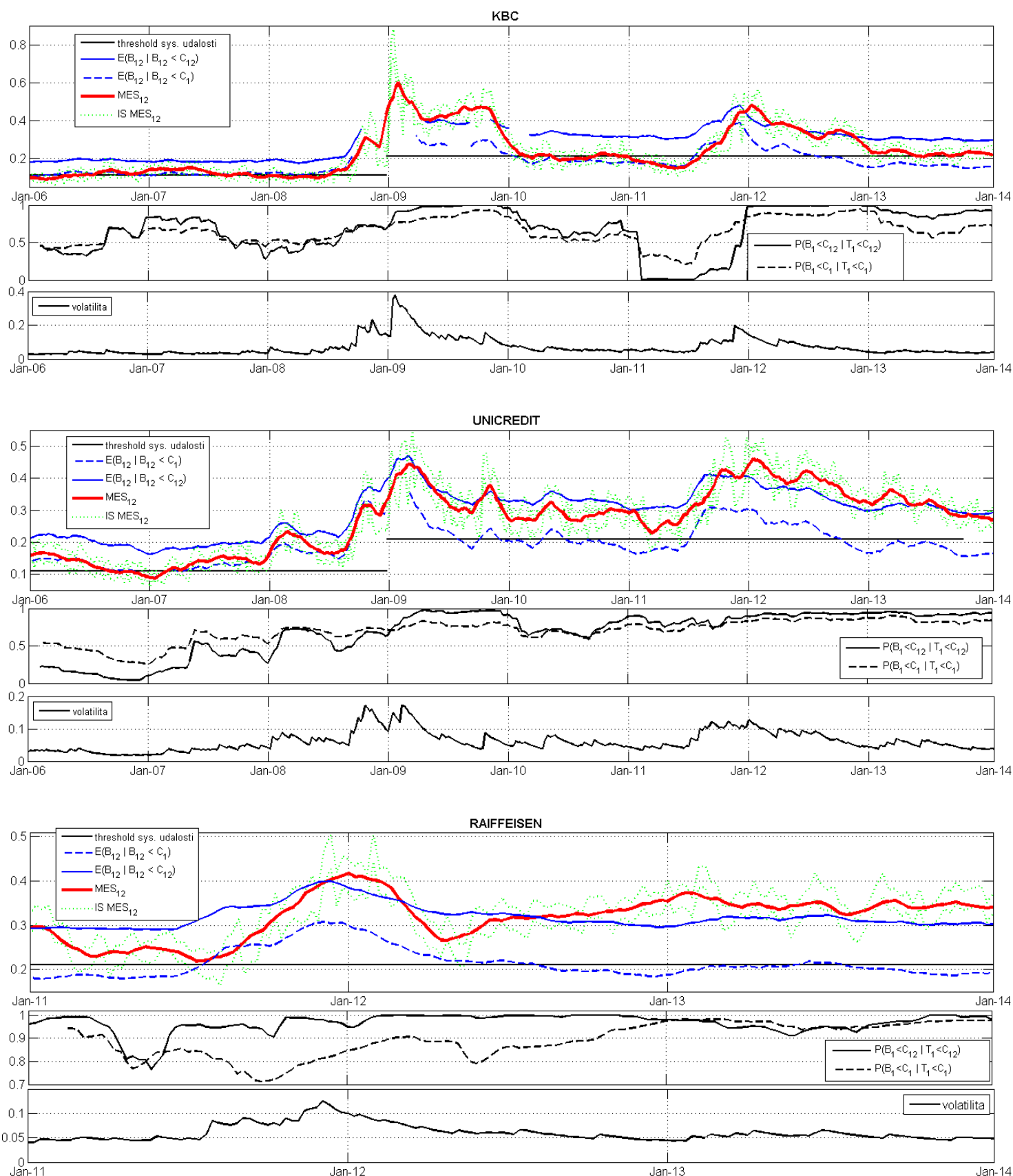
vzorka	2000-10	2000-11	2000-12	2000-13
# dát	296	348	400	451
min	-28,29%	-28,29%	-28,29%	-28,29%
priemer	0,28%	0,07%	0,19%	0,14%
meadián	0,59%	0,27%	0,25%	0,29%
max	30,08%	30,08%	30,08%	30,08%
šikmosť	-0,3019	-0,1568	-0,0369	-0,0167
štd. chyba	(0,1417)	(0,1307)	(0,1220)	(0,1150)
špicatosť	5,0888	5,0133	5,2296	5,3803
štd. chyba	(0,2824)	(0,2608)	(0,2434)	(0,2294)
ARMA proces	SAR	SAR	SAR	SAR
	$\alpha_3 = 0,12$	$\alpha_3 = 0,13$	$\alpha_3 = 0,09$	$\alpha_3 = 0,1$
	$\alpha_9 = 0,12$	$\alpha_9 = 0,10$	$\alpha_9 = 0,13$	$\alpha_8 = 0,12$
	$\alpha_{10} = -0,13$	$\alpha_{10} = -0,12$	$\alpha_{10} = -0,12$	$\alpha_{10} = -0,11$
priemer reziduí	0,0025	0,0007	0,0017	0,0012
LRT p-hodnota	3,98%	1,17%	0,22%	0,03%
volatilita	GJR	GJR	GJR	GJR
rozdelenie	NORMAL	NORMAL	NORMAL	NORMAL
α_1	0,0112	0,0386	0,0154	0,0025
	(0,0462)	(0,0677)	(0,0555)	(0,0153)
γ_1	0,0930	0,1281	0,1380	0,1359
	(0,0399)	(0,0532)	(0,0450)	(0,0386)
β_1	0,9136	0,8680	0,8763	0,8953
	(0,0553)	(0,0973)	(0,0853)	(0,0288)
GoF p-hodnota	54,28%	31,31%	22,72%	7,29%
DGT-AR1	61,06%	56,51%	69,89%	73,65%
DGT-AR2	74,86%	88,20%	94,52%	97,51%
DGT-AR3	85,47%	88,49%	93,26%	95,49%
DGT-AR4	76,43%	74,27%	91,09%	86,33%
kopula	RotGumbel	RotGumbel	RotGumbel	RotGumbel
parameter	$\theta = 1,8625$	$\theta = 1,9345$	$\theta = 1,9078$	$\theta = 1,88$

Tabuľka B.6: Súhrn údajov zo spracovania dát skupiny Raiffeisen.



Pozn: Hodnoty sú zobrazené s kladným znamienkom. Podľa obdobia: prvé=2006-2008, druhé=2009-2014 má systémová udalosť threshold $C_1^p = -4\%$, $C_1^d = -7\%$, $C_{12}^p = -11\%$, $C_{12}^d = -21\%$.

Obr. C.1: Analýza výsledkov $MES_{t+12|t}$ pre skupiny Erste a Intesa SanPaolo



Pozn: Hodnoty sú zobrazené s kladným znamienkom. Podľa obdobia: prvé=2006-2008, druhé=2009-2014 má systémová udalosť threshold $C_1^p = -4\%$, $C_1^d = -7\%$, $C_{12}^p = 11\%$, $C_{12}^d = 21\%$.

Obr. C.2: Analýza výsledkov $MES_{t+12|t}$ pre skupiny KBC, UniCredit a Raiffeisen

Príloha D

Uvedené korelačné koeficienty boli vypočítané z týždenných údajoch daného roku (52 dát). V prípade štatisticky nesignifikantného výsledku uvádzame prázdnu bunku tabuľky.

premenná	premenná	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
$MES_{t+12 t}$	$E(B_{12} B_{12} < C_{12})$		0,54	0,96	0,8	0,59	0,84	0,91	0,5
$MES_{t+12 t}$	$P(B_1 < C_{12} T_1 < C_{12})$			0,67	-0,31	0,44	0,33	-0,48	
$MES_{t+12 t}$	PtB	-0,53	-0,39	-0,51	-0,62	-0,35	-0,82	-0,5	-0,34
$E(B_{12} B_{12} < C_{12})$	volatilita	0,77	0,62	0,91	0,97	0,93	0,92	0,96	0,69

Tabuľka D.1: Analýza Spearmanovým korelačným koeficientom pre skupinu Erste.

premenná	premenná	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
$MES_{t+12 t}$	$E(B_{12} B_{12} < C_{12})$	0,87	0,28	0,91	0,87	0,76	0,83	0,37	0,74
$MES_{t+12 t}$	$P(B_1 < C_1 T_1 < C_1)$		0,60	0,83	0,64	0,68	0,92		0,85
$MES_{t+12 t}$	PtB	-0,42		-0,79	-0,79	-0,52	-0,75		-0,69
$E(B_{12} B_{12} < C_{12})$	volatilita	0,90	0,70	0,90	0,96	0,76	0,95	0,88	0,87

Tabuľka D.2: Analýza Spearmanovým korelačným koeficientom pre skupinu Intesa Sanpaolo.

premenná	premenná	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
$MES_{t+12 t}$	$E(B_{12} B_{12} < C_{12})$	0,49		0,83		-0,30	0,93	0,86	
$MES_{t+12 t}$	$P(B_1 < C_{12} T_1 < C_{12})$		0,72	0,81	-0,31	0,51	0,85	-0,29	0,66
$MES_{t+12 t}$	PtB	-0,37	0,33	-0,82	-0,35		-0,76	-0,60	-0,27
$E(B_{12} B_{12} < C_{12})$	volatilita	0,83	0,37	0,88	0,67	0,61	0,86	0,96	0,66

Tabuľka D.3: Analýza Spearmanovým korelačným koeficientom pre skupinu KBC.

premenná	premenná	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
$MES_{t+12 t}$	$E(B_{12} B_{12} < C_{12})$	0,94	0,77	0,86	0,92	0,27	0,77	0,86	0,74
$MES_{t+12 t}$	$P(B_1 < C_{12} T_1 < C_{12})$		0,64			0,29		-0,27	0,40
$MES_{t+12 t}$	PtB	-0,59	-0,69	-0,47	-0,73	-0,81	-0,78	-0,83	-0,91
$E(B_{12} B_{12} < C_{12})$	volatilita	0,87	0,91	0,81	0,93	0,57	0,87	0,89	0,84

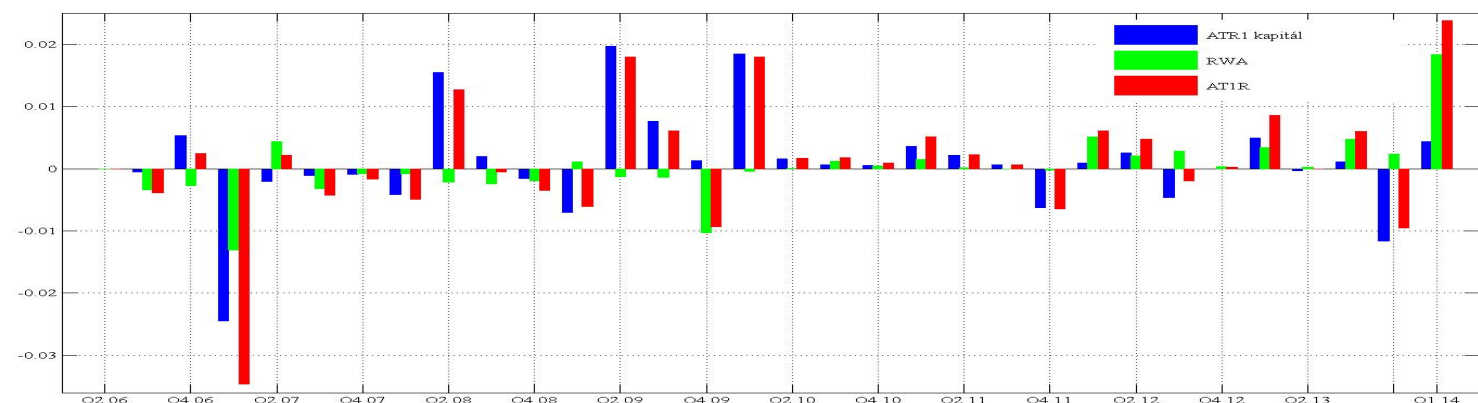
Tabuľka D.4: Analýza Spearmanovým korelačným koeficientom pre skupinu UniCredit.

premenná	premenná	2011	2012	2013
$MES_{t+12 t}$	$E(B_{12} B_{12} < C_{12})$	0,55		
$MES_{t+12 t}$	$P(B_1 < C_{12} T_1 < C_{12})$	0,28		0,37
$MES_{t+12 t}$	PtB	-0,45	0,52	
$E(B_{12} B_{12} < C_{12})$	volatilita	0,78	0,94	0,83

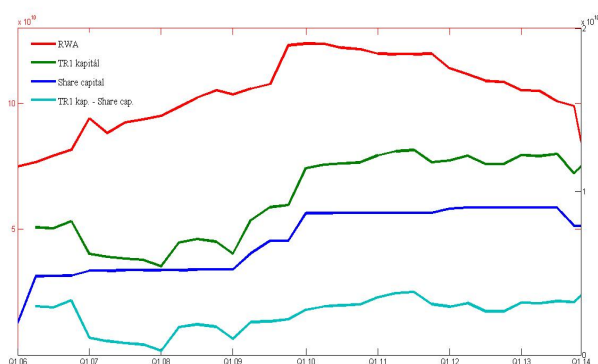
Tabuľka D.5: Analýza Spearmanovým korelačným koeficientom pre skupinu Raiffeisen.

Príloha E

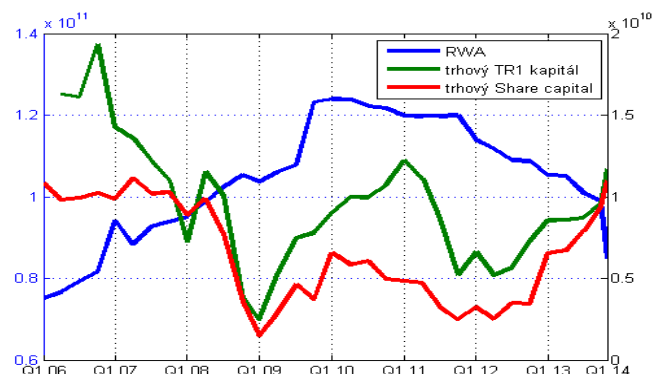
Erste Group



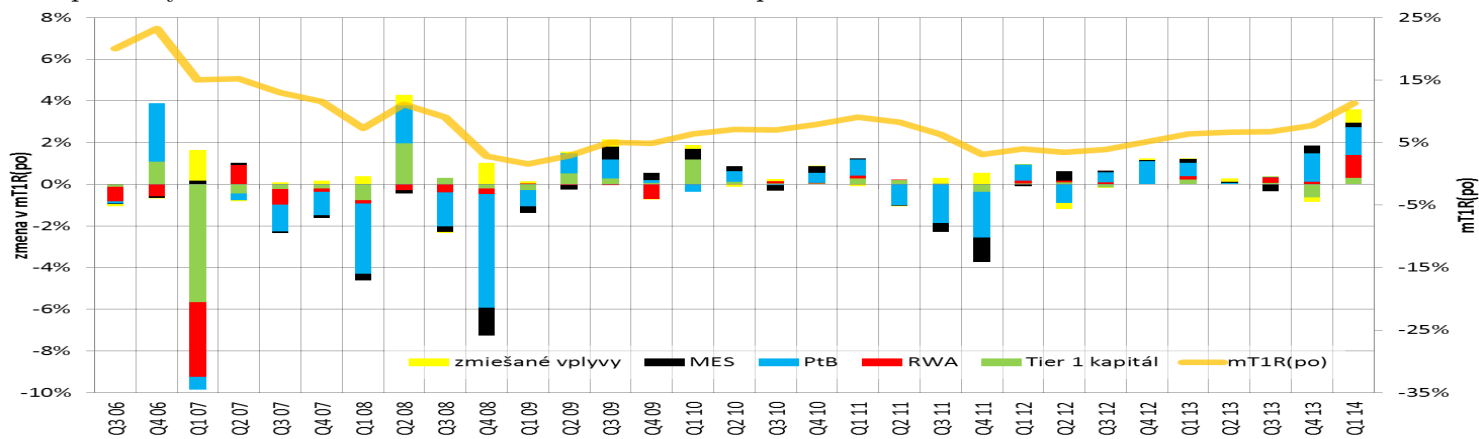
Obr. E.1: Analýza podielu faktorov ukazovateľa kapitálovej primeranosti na základe účtovných údajov na celkovej zmene v ukazovateli.



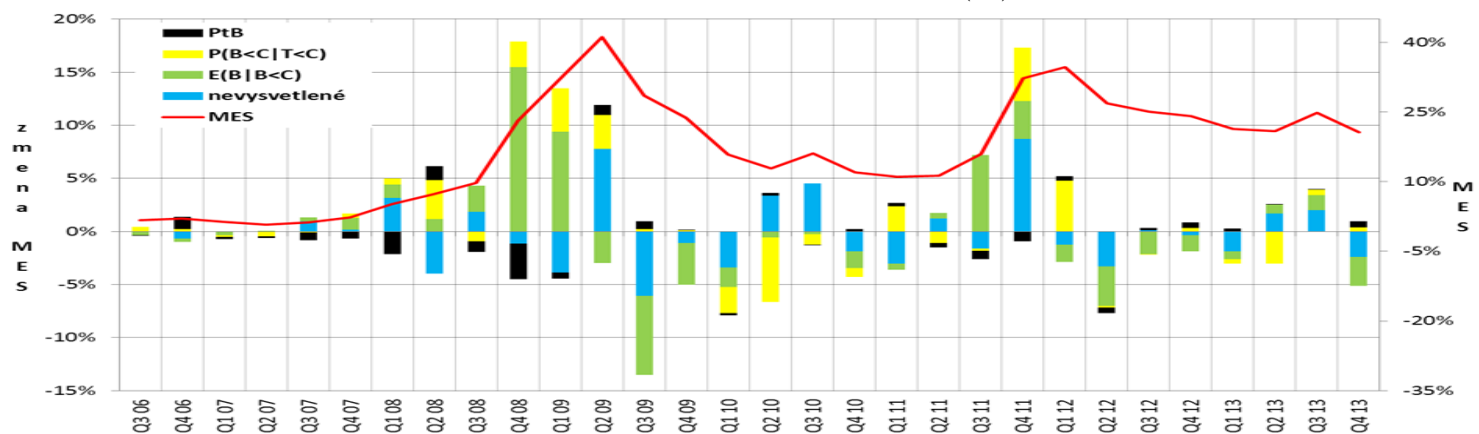
Obr. E.2: Vývoj hodnôt rizikovo-vážených aktív (ľavá os), Tier1 kapitálu, účtovnej hodnoty share kapitálu a rozdielu posledných dvoch ukazovateľov.



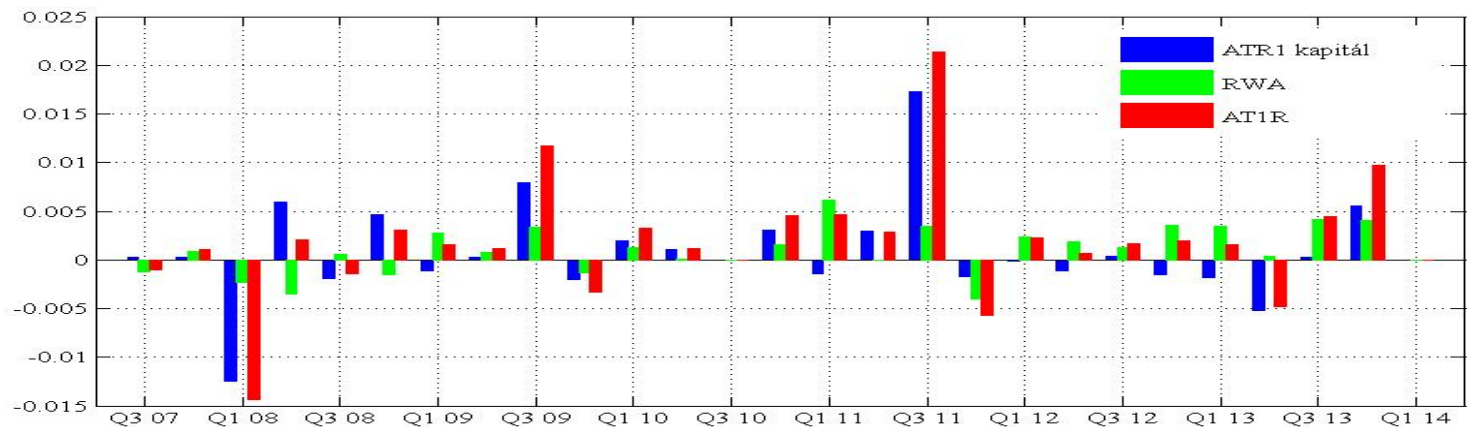
Obr. E.3: Vývoj hodnôt rizikovo-vážených aktív (ľavá os), trhového Tier1 kapitálu a trhovej hodnoty share kapitálu.



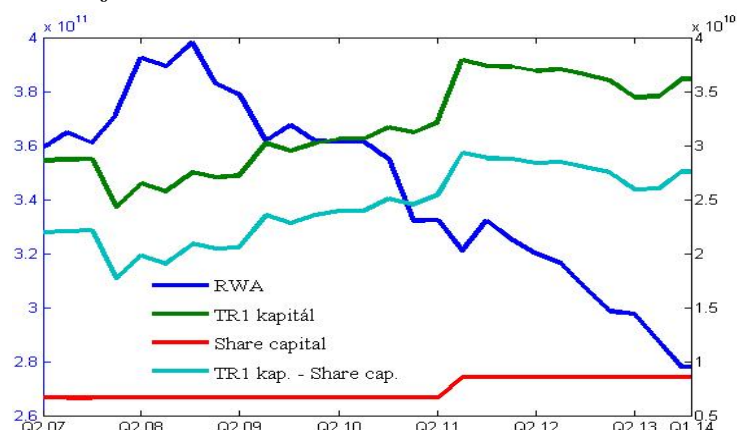
Obr. E.4: Analýza podielu faktorov ukazovateľa $mT1R(po)$ na jeho zmenách.



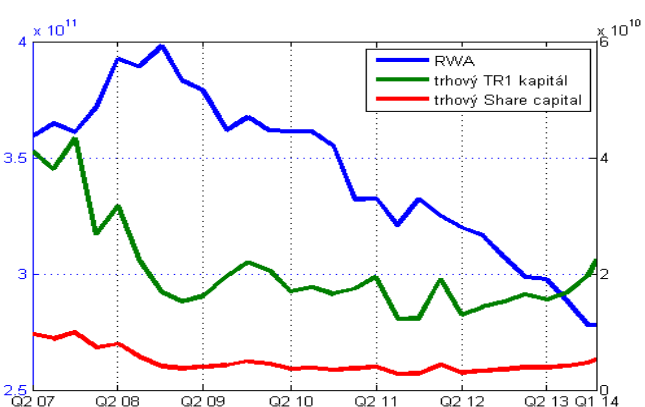
Obr. E.5: Analýza podielu faktorov ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ na jeho zmenách.



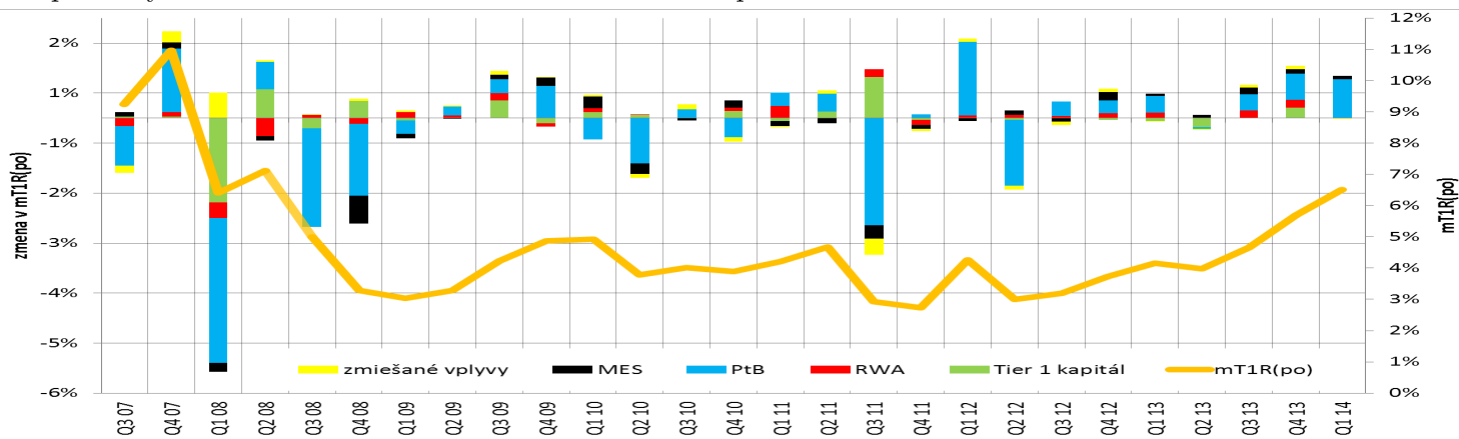
Obr. E.6: Analýza podielu faktorov ukazovateľa kapitálovej primeranosti na základe účtovných údajov na jeho celkovej zmene.



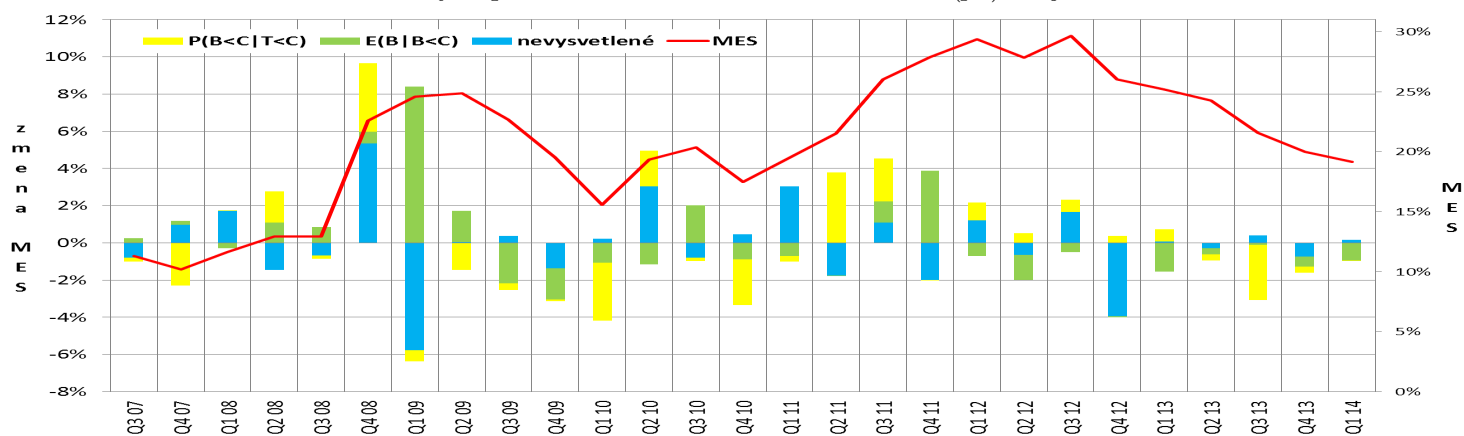
Obr. E.7: Vývoj hodnôt rizikovo-vážených aktív (ľavá os), Tier1 kapitálu, účtovnej hodnoty share kapitálu a rozdielu posledných dvoch ukazovateľov.



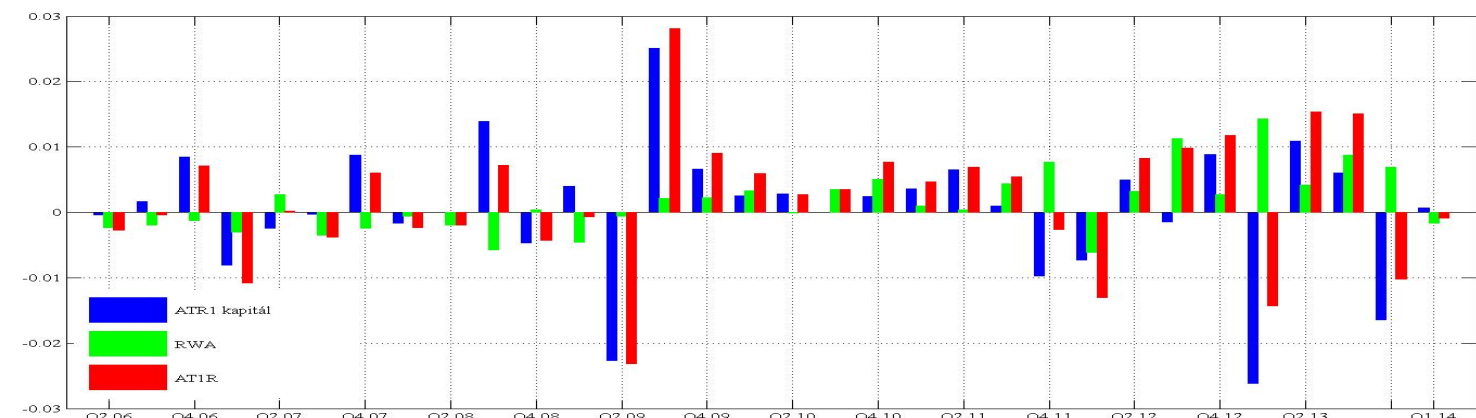
Obr. E.8: Vývoj hodnôt rizikovo-vážených aktív (ľavá os), trhového Tier1 kapitálu a trhovej hodnoty share kapitálu.



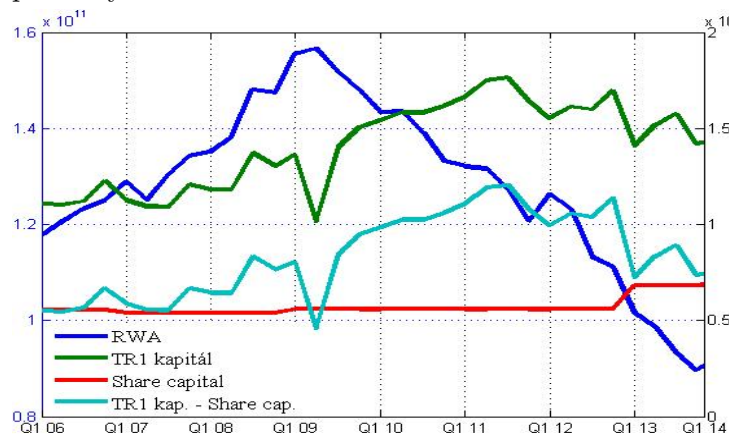
Obr. E.9: Analýza podielu faktorov ukazovateľa $mT1R(po)$ na jeho zmenách.



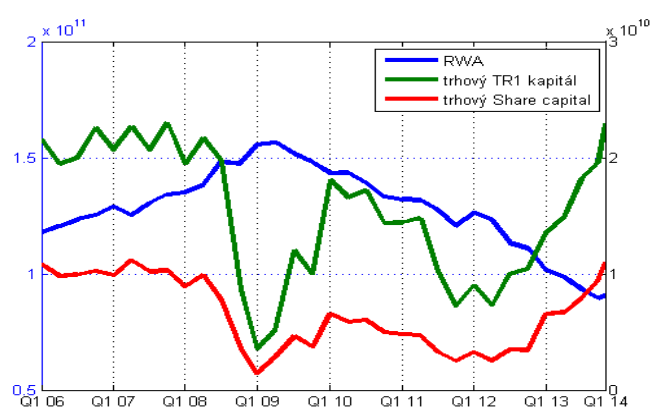
Obr. E.10: Analýza podielu faktorov ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ na jeho zmenách.



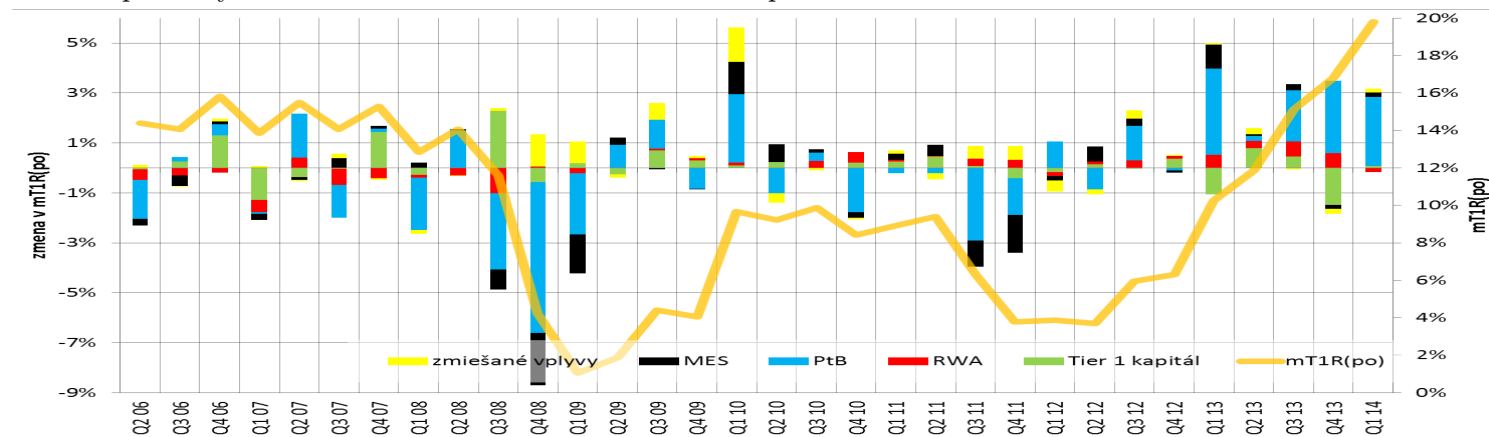
Obr. E.11: Vývoj hodnôt rizikovo-vážených aktív (ľavá os), Tier1 kapitálu, účtovnej hodnoty share kapitálu a rozdielu posledných dvoch ukazovateľov.



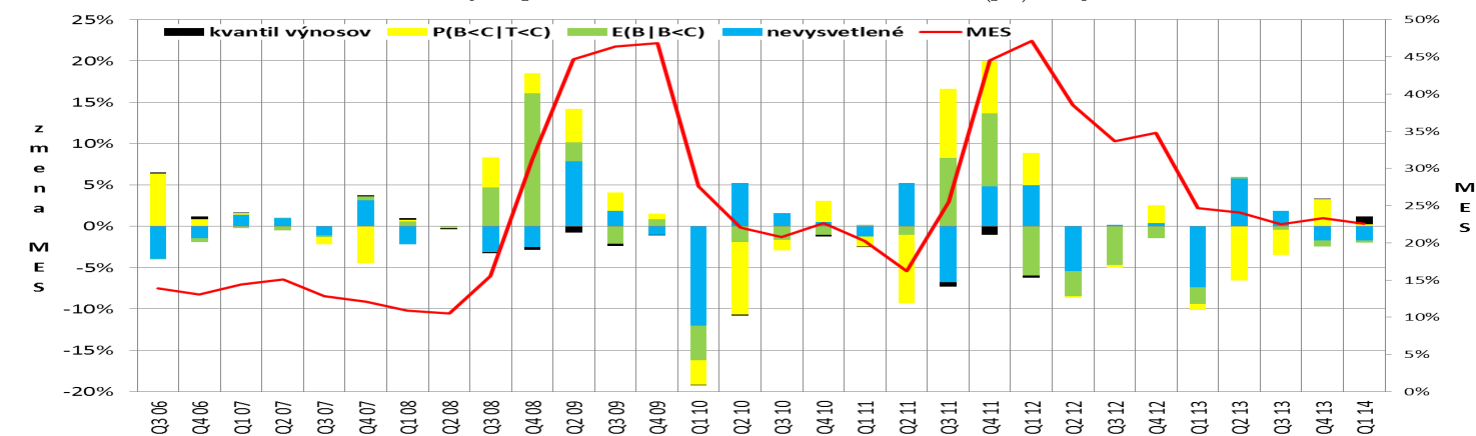
Obr. E.12: Vývoj hodnôt rizikovo-vážených aktív (ľavá os), Tier1 kapitálu, účtovnej hodnoty akcií spoločnosti a rozdielu posledných dvoch ukazovateľov.



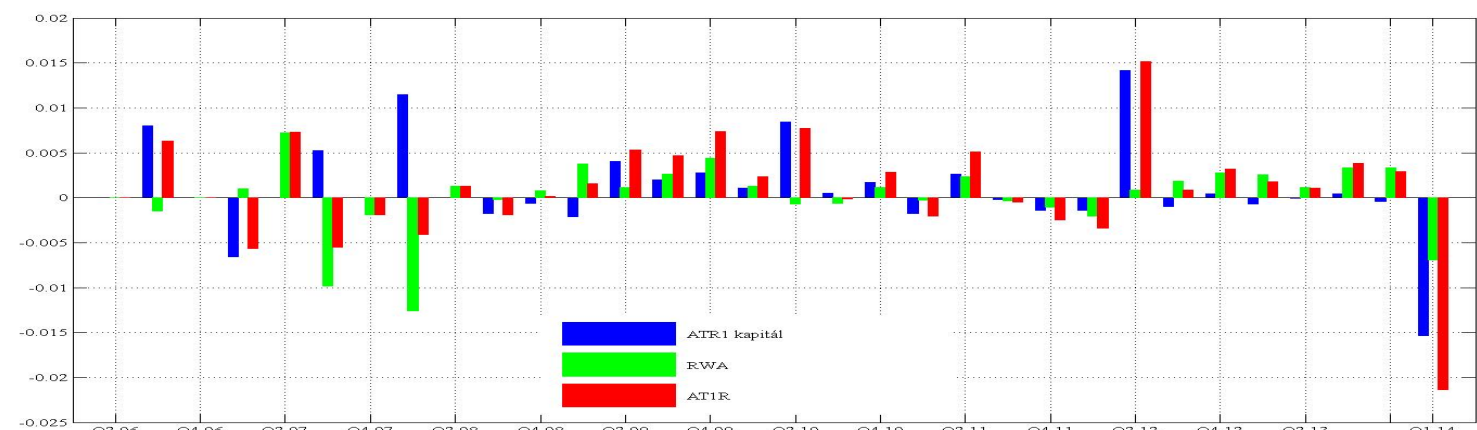
Obr. E.13: Vývoj hodnôt rizikovo-vážených aktív (ľavá os), trhového Tier1 kapitálu a trhovej hodnoty share kapitálu.



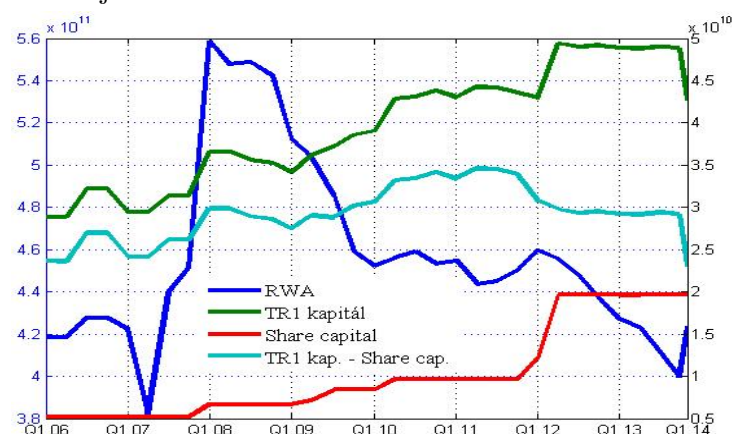
Obr. E.14: Analýza podielu faktorov ukazovateľa $mT1R(po)$ na jeho zmenách.



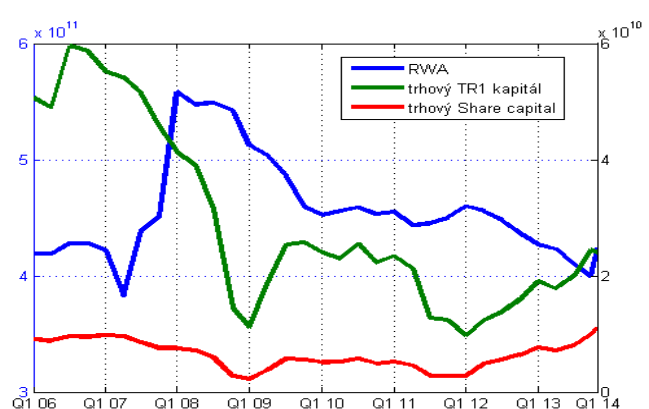
Obr. E.15: Analýza podielu faktorov ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ na jeho zmenách.



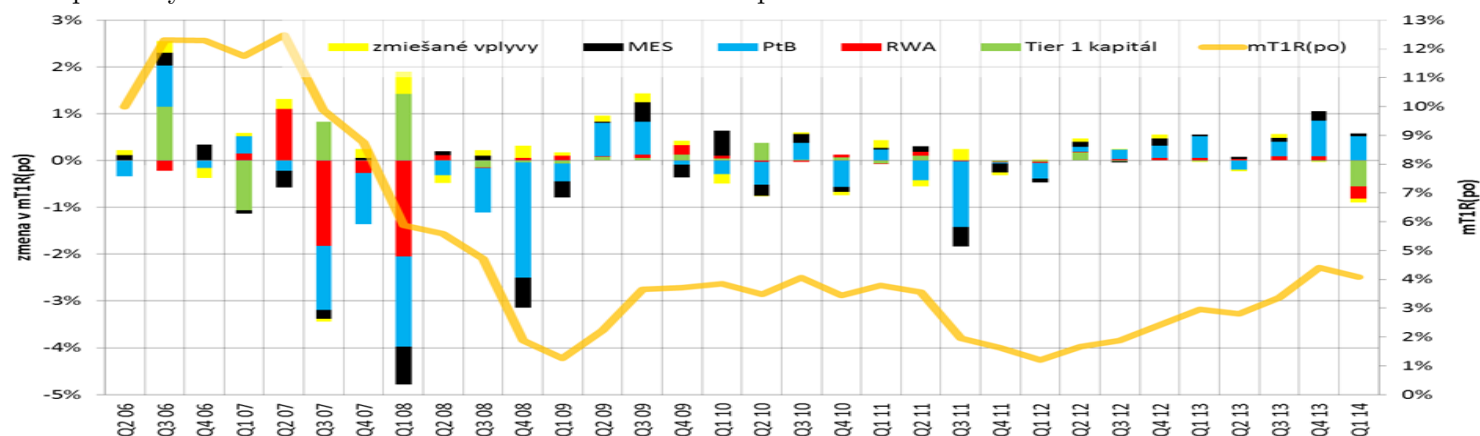
Obr. E.16: Analýza podielu faktorov ukazovateľa kapitálovej primeranosti na základe účtovných údajov na jeho celkovej zmene.



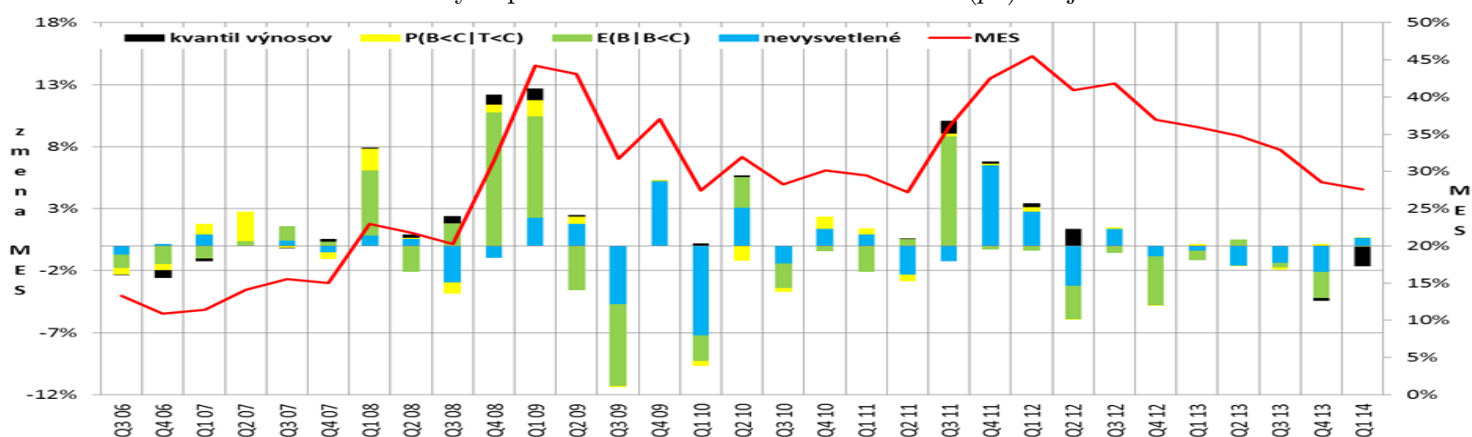
Obr. E.17: Vývoj hodnôt rizikovo-vážených aktív (ľavá os), Tier1 kapitálu, účtovnej hodnoty share kapitálu a rozdielu posledných dvoch ukazovateľov.



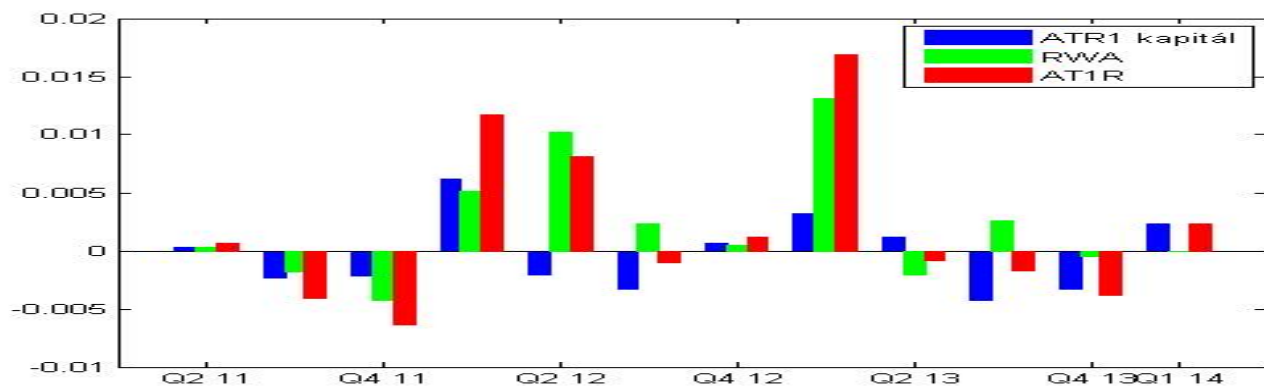
Obr. E.18: Vývoj hodnôt rizikovo-vážených aktív (ľavá os), trhového Tier1 kapitálu a trhovej hodnoty share kapitálu.



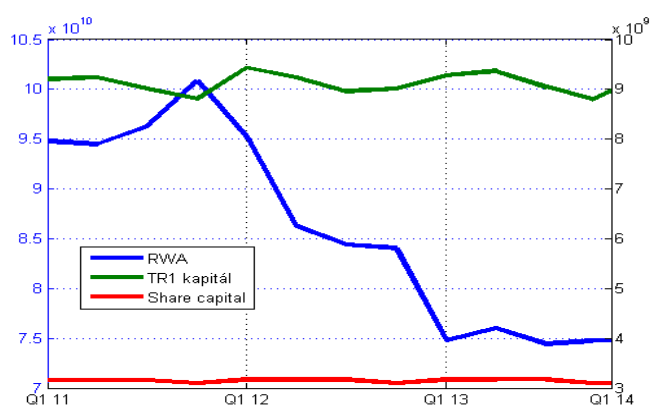
Obr. E.19: Analýza podielu faktorov ukazovateľa $mT1R(po)$ na jeho zmenách.



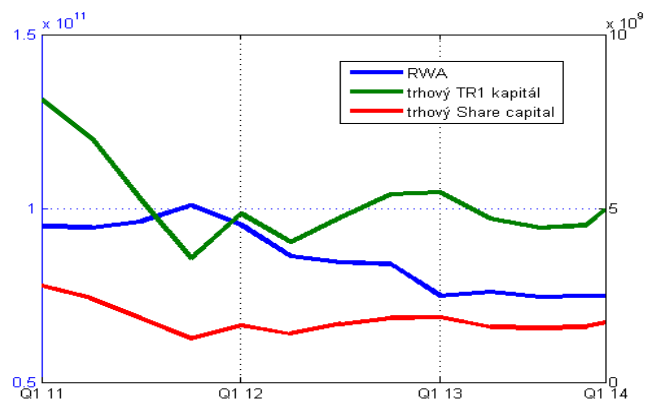
Obr. E.20: Analýza podielu faktorov ukazovateľa $MES_{t+12|t}$ na jeho zmenách.



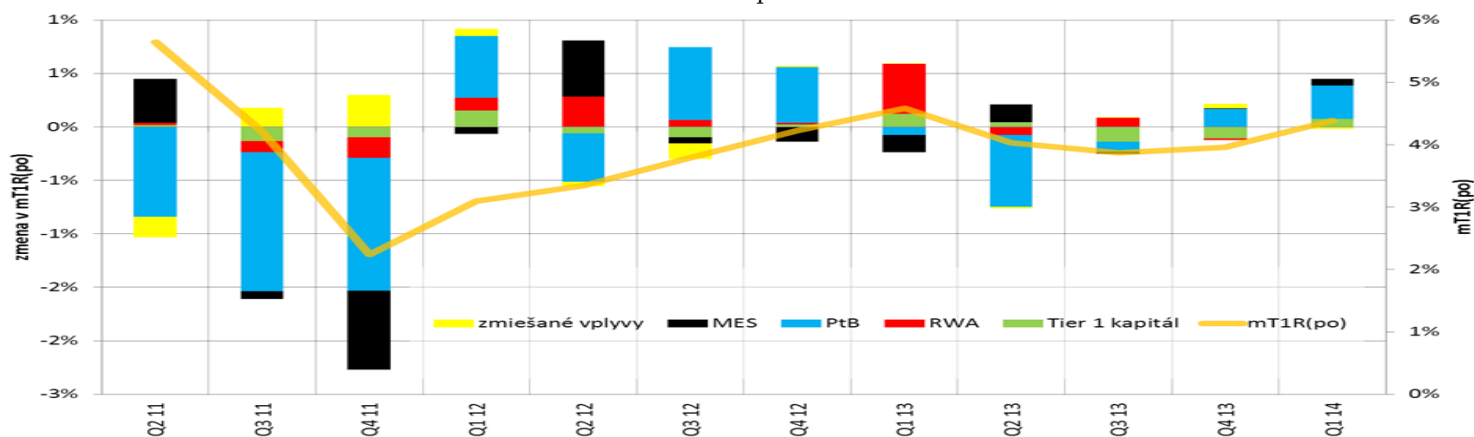
Obr. E.21: Analýza podielu faktorov ukazovateľa kapitálovej primeranosti na základe účtovných údajov na jeho celkovej zmene.



Obr. E.22: Vývoj hodnôt rizikovo-vážených aktív (ľavá os), Tier1 kapitálu a účtovnej hodnoty share kapitálu.



Obr. E.23: Vývoj hodnôt rizikovo-vážených aktív (ľavá os), trhového Tier1 kapitálu a trhovej hodnoty share kapitálu.



Obr. E.24: Analýza podielu faktorov ukazovateľa $mT1R(po)$ na jeho zmenách.