

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY

Modelovanie Kreditného Rizika

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Bratislava 2010

Martin Zibala

Modelovanie Kreditného Rizika

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Martin Zibala



UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
KATEDRA APLIKOVANEJ MATEMATIKY A ŠTATISTIKY

9.1.9 Aplikovaná matematika

Ekonomická a finančná matematika

Vedúci diplomovej práce

Mgr. Ing. Pavol Jurča

BRATISLAVA 2010

Čestne prehlasujem, že som bakalársku prácu
vypracoval samostatne s využitím vlastných
poznatkov a uvedenej odbornej literatúry.

.....

Martin Zibala

Podakovanie:

Touto cestou by som rád poďakoval Mgr. Ing. Pavlovi Jurčovi, vedúcemu mojej diplomovej práce, za pomoc, cenné rady, pripomienky a čas, ktorý mi venoval.

Abstrakt

ZIBALA, Martin: *Modelovanie kreditného rizika*. Diplomová práca. Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Univerzita Komenského, Bratislava (2010), 51 s. Školiteľ: Mgr. Ing. Pavol Jurča

Táto práca sa zaoberá modelovaním kreditného rizika z dvoch rôznych pohľadov. Najprv sa snažíme pomocou ekonometrického modelovania kvantifikovať determinanty credit default swapov – najrozšírenejších kreditných derivátov. Z analýzy sa zdá, že kľúčový vysvetľujúci faktor pre ceny CDS je systematické riziko a firme špecifické premenné ako volatilita akcie a jej výnos majú len slabú vysvetľovaciu schopnosť.

V ďalšej časti modelujeme ceny credit default swapov vybraných európskych štátov a amerických firiem použitím reduced form modelu od Hulla a Whitea. Celkovo tento model veľmi dobre zachytáva varianciu trhových cien CDS, ale dobrý výsledok je podmienený likviditou cien dlhopisov a počtom obchodovaných dlhopisov skúmaného emitenta, keďže na základe údajov o dlhopisoch sa model kalibruje.

Kľúčové slová:

kreditné riziko, credit default swap, determinanty credit default swapov, Hullov-Whiteov model

Obsah

Úvod	1
1 Základné pojmy	3
2 Kreditné riziko.....	5
2.1 Kreditné deriváty.....	6
2.2 Credit Default Swap	6
3 Modely oceňovania Credit Default Swapov	9
3.1 Štrukturálne modely.....	9
3.1.1 Mertonov model	9
3.2 Reduced-form modely	13
3.2.1 Hullovo-Whiteov model.....	13
3.3 Porovnanie dvoch prístupov oceňovania CDS	20
3.3.1 Výhody a nevýhody štrukturálnych modelov.....	20
3.3.2 Výhody a nevýhody Reduced-form modelov	20
3.3.3 Porovnanie.....	21
4 Empirické determinanty Credit Default Swapov	23
5 Praktická analýza CDS determinantov	27
5.1 Regresná analýza	27

5.1.1	Jednoduchá regresia	30
5.1.2	Viacnásobná regresia.....	30
5.2	Hľadanie dlhodobých vzťahov	34
5.2.1	Kointegrácia a Error corection model	35
6	Testovanie Hull-White modelu	38
6.1	Dáta	38
6.2	Aplikácia HW modelu na reálne dáta	40
6.3	Porovnanie vypočítaných a skutočných cien	41
6.3.1	Porovnanie cien pre vybrané európske štáty	41
6.3.2	Porovnanie cien pre vybrané americké firmy.....	44
6.3.3	Schopnosť vypočítaných cien CDS predikovať trhové ceny CDS.....	46
6.3.4	Vplyv miery výťažnosti na ceny CDS.....	47
Záver	48
Literatúra	50
Prílohy	52

Úvod

Efektívne riadenie kreditného rizika je dnes kľúčovou úlohou každej finančnej inštitúcie. Kreditné deriváty, pojem ktorý sa objavil iba v deväťdesiatych rokoch minulého storočia, sú novým druhom finančných nástrojov, navrhnuté za účelom manažovania tohto rizika. Najviac používaným kreditným derivátom je credit default swap, ktorý je vo svojej podstate podobný poisteniu proti zlyhaniu dlžníka.

A práve credit default swapmi sa predovšetkým zaoberá naša práca, ktorej cieľom je modelovanie kreditného rizika z viacerých hľadísk. V prvom rade nás zaujímajú determinanty cien credit default swapov, a tak isto otázka či majú na cenu credit default swapov firmy väčší vplyv firme špecifické faktory ako cena akcie, volatilita akcie, jej zadlženosť alebo systémové faktory ako volatilita na finančnom trhu alebo celkové ekonomické podmienky, čiže faktory, ktoré firma nemôže sama ovplyvniť. V druhom rade naša snaha vedie k porovnaniu dvoch prístupov oceňovania credit default swapov – štrukturálny prístup a reduced form prístup. Inšpirovaný diplomovou prácou od Kadlečíkovej (2009), v ktorej testuje Mertonov štrukturálny model, sme sa rozhodli otestovať reduced form model od Hulla a Whitea (2000), ktorý ako vstupné údaje využíva ceny dlhopisov.

V prvej kapitole stručne definujeme niektoré základné pojmy súvisiace s kreditným rizikom a kreditnými derivátmi.

V nasledujúcej kapitole sa bližšie venujeme kreditnému riziku, derivátom kreditného rizika a najrozšírenejšiemu kreditnému derivátu - credit default swapu.

Tretia kapitola sa zaoberá modelmi oceňovania credit default swapov. Stručne si tu predstavíme Mertonov štrukturálny model pre oceňovanie credit default swapov a podrobne sa tu venujeme Hullovmu a Whiteovmu reduced form modelu. V tejto časti takisto uvádzame porovnanie oboch prístupov modelovania cien credit default swapov.

Ďalšia časť práce predstavuje empirické determinanty credit default swapov a mapuje vybrané odborné články na túto tematiku.

V piatej kapitole sa snažíme za pomoci ekonometrického modelovania overiť načrtnuté hypotézy z predchádzajúcej kapitoly, a taktiež sa tu venujeme hľadaniu dlhodobých vzťahov medzi credit default swapmi a ich determinantmi.

V poslednej kapitole testujeme Hullov-Whiteov model na reálnych dátach pre štyri európske krajiny s vysokým štátnym dlhom a pre dve americké firmy.

1 Základné pojmy

Na začiatku uvidíme definície niektorých dôležitých pojmov, ktoré budú používané v práci:

Kreditné riziko - riziko plynúce z neplatenia splátok dlžníkom, ktoré sa zmluvne zaviazal platiť veriteľovi.

Kreditný derivát - je zmluva, ktorá umožňuje jednej zo strán kupujúcej ochranu pred zlyhaním (protection buyer) presunúť kreditné riziko podkladovej (referenčnej) obligácie, ktoré môže, ale nemusí vlastniť, na jednu alebo viacero protistrán predajcov ochrany pred zlyhaním (protection seller).

Zlyhanie (default) - neschopnosť alebo neochota dlžníka plniť si svoje zmluvné finančné záväzky voči veriteľovi. Pod zlyhaním sa všeobecne rozumie: bankrot, oneskorené splatenie alebo nesplatenie dlhu, reštrukturalizácia dlhu, urýchlenie splatenia, odmietnutie priznať záväzok a zníženie úverovej spoľahlivosti (ratingu).

Rating - je vo všeobecnosti ohodnotenie úverovej spoľahlivosti emitenta dlhu, ale rating môže byť odlišný aj pre rôzne obligácie toho istého emitenta. Pokles ratingu emitenta na finančnom trhu má za následok pokles hodnoty jeho obligácií, kvôli zvýšenej prémii za riziko, tiež nazývanej kreditný spread. Rating pridelujú súkromné nezávislé agentúry. Najznámejšie ratingové agentúry sú: Moody's, Standard&Poor's, Fitch. Ratingové agentúry klasifikujú jednotlivé obligácie alebo dlžníkov podľa stupňov, ktoré im pridelujú, keď medzi jednotlivými stupňami existuje ešte jemnejšie delenie (pre S&P je to +,-). Takúto klasifikáciu od agentúry Standard&Poor's je možné vidieť v tabuľke 1.1.

Kreditný spread - je rozptyl medzi úrokom, ktorý trh požaduje od rizikového dlžníka a bezrizikovej úrokovej miery.

Pohľadávka - požadovaný nárok vlastníka dlhopisu v prípade zlyhania.

Stupeň podriadenosti dlhopisu (seniority) - poradie, v akom sa uspokojujú pohľadávky v prípade zlyhania.

	Rating od S&P	Interpretácia
Investičný stupeň	AAA	Najvyššia kvalita, minimálne kreditné riziko
	AA	Vysoká kvalita, veľmi nízke kreditné riziko
	A	Vyššia stredná kvalita, nízke kreditné riziko
	BBB	Stredná kvalita, mierne kreditné riziko s možnými špekulatívnymi charakteristikami
Špekulatívny stupeň	BB	Obsahuje špekulatívny prvok, značné kreditné riziko
	B	Špekulatívne obligácie, vysoké kreditné riziko
	CCC	Obligácie zo zlou reputáciou, veľmi vysoké kreditné riziko
	C	Vysoko špekulatívne, pravdepodobné zlyhanie
	D	Zlyhané obligácie

Tabuľka. 1.1: Ratingová klasifikácia Standard&Poor's

Miera výťažnosti (recovery rate) – percentuálny podiel uspokojených pohľadávok po zlyhaní emitenta. Miera výťažnosti závisí od stupňa podriadenosti dlhu, veľkosti emitenta, krajiny pôvodu, sektoru pôsobenia a iných faktorov.

Riziko protistrany (counterparty risk) – je riziko oboch strán uzavretého kontraktu, že si tá druhá nebude plniť svoje záväzky dohodnuté v kontrakte. Napríklad, ak sa banka dohodne s firmou, že jej bude počas stanoveného obdobia v pravidelných intervaloch požičiavať určitú sumu, riziko banky plynie z možnosti nesplatenia vzniknutého dlhu a firma znáša riziko, že jej banka prestane požičiavať dohodnuté čiastky v stanovenom čase.

2 Kreditné riziko

Ako už bolo povedané, kreditné riziko plynie z možnosti neplatenia splátok dlžníkom, ktoré sa zmluvne zaviazal platiť veriteľovi. V našom prípade pod dlžníkom máme namysli firmu alebo štát, ktorých veriteľom je zvyčajne banka alebo investičná spoločnosť.

Kreditné riziko môžeme jednoducho ohodnotiť, ak vynásobíme veľkosť dlžnej sumy pravdepodobnosťou, že dlžník do expirácie kontraktu zlyhá a výsledok upravíme o očakávaný podiel uspokojených pohľadávok:

$$\text{Kreditné riziko} = \text{Objem dlhu} \times \text{Pravdepodobnosť zlyhania} \times (1 - \text{Miera výťažnosti})$$

Hlavné charakteristiky kreditného rizika sú nasledovné:

Systematické riziko

Kreditné riziko je do veľkej miery závislé od ekonomických cyklov. V období recesie rastie a počas expanzie klesá. Dobrým príkladom je súčasná ekonomická kríza, pričom v roku 2008 bol objem zlyhaného dlhu približne dvojnásobne väčší ako v rokoch 2003-2007 dokopy¹. Ekonomický prepád má, okrem iného, prirodzene negatívny priamy vplyv na zdravie bankového sektora. Banky sa v týchto časoch snažia sťahovať svoje prostriedky z ekonomiky, čo pre mnohé spoločnosti výrazne komplikuje situáciu. Systematické riziko, ktorému čelí firma, však nemusí byť závislé iba od celkových makroekonomických podmienok, ale napríklad aj od momentálnej kondície daného sektora.

Špecifické riziko

Druhá charakteristika kreditného rizika je jeho priama závislosť od špecifikácie dlžníka, teda od veľkosti firmy, firemnej stratégie, udalostí, ktoré ju ovplyvňujú, manažmentu firmy a iných faktorov.

¹ Zdroj: Moody's Investor Service.

Asymetrická štruktúra výnosnosti

Rozdelenie výnosnosti je pre kreditné riziko asymetrické, čo môžeme interpretovať tým, že veriteľ má vysokú pravdepodobnosť relatívne mierneho zisku z úrokov, ale nezanedbateľnú pravdepodobnosť, že stratí podstatnú časť svojej pohľadávky.

2.1 Kreditné deriváty

Trh s kreditnými derivátmi je pomerne mladý a s týmito derivátmi sa začalo obchodovať v polovici 90-tych rokov, a odvtedy zaznamenal obrovský nárast. Prvotný zámer a použitie kreditných derivátov bolo na efektívne riadenie kreditného rizika. Kreditné deriváty ponúkajú účastníkom trhu spôsob, ako zredukovať ich vystavenie sa kreditnému riziku. Ale taktiež pripúšťajú účastníkom trhu obchodovať s kreditným rizikom vzťahujúcim sa na obligáciu referenčnej entity bez toho, aby priamo vstupovali do jej dlhopisov alebo dlhu. A aj to je dôvod, prečo sa obchoduje s kreditnými derivátmi aj z rôznych iných dôvodov. Veľa obchodov je z čisto špekulatívnych dôvodov. Investori sa môžu napríklad domnievať, že sa v blízkej budúcnosti zvýši alebo zníži rating nejakého subjektu a podľa toho obchodovať. Ďalším dôvodom je vyhľadávanie arbitrážnych príležitostí, kde trhové hodnoty kreditných derivátov sa porovnávajú s vypočítanými teoretickými hodnotami za pomoci oceňovacích modelov.

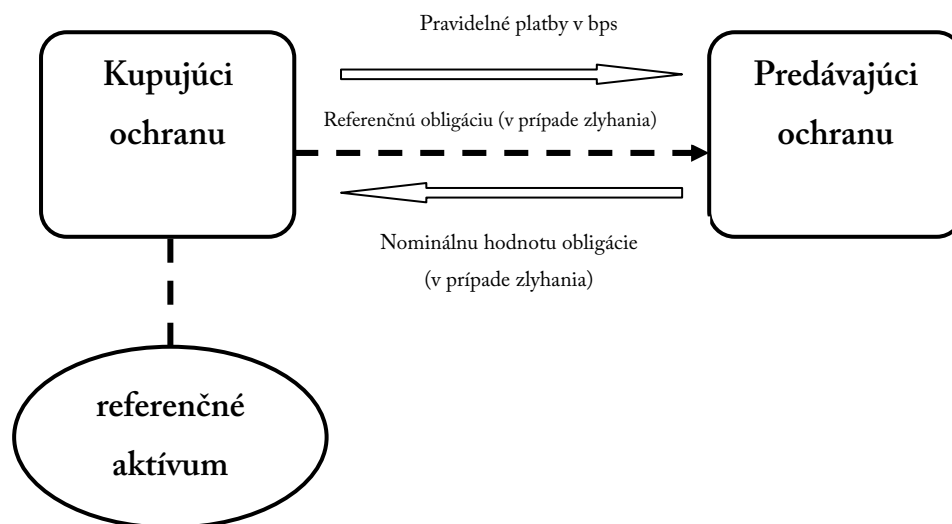
Účastníci tohto trhu sú hlavne banky, investičné spoločnosti, akciové spoločnosti, penzijné fondy, poisťovacie a zaisťovacie spoločnosti. Každý z hráčov má rôzne ekonomické alebo regulačné motívy vstupovať na trh.

2.2 Credit Default Swap

Kreditný derivát, ktorým sa budeme primárne zaoberať v tejto práci, je Credit Default Swap (CDS) - najpoužívanejší a najrozšírenejší kreditný derivát. Credit default swap možno definovať ako dvojstranný finančný kontrakt medzi kupujúcim ochrany (t.j. predávajúcim kreditného rizika) a predávajúcim ochrany (t.j. kupujúcim kreditného rizika) za nasledovných podmienok:

- Kupujúci ochrany platí pravidelne každú periódu (zvyčajne raz štvrtročne) fixné poplatky predávajúcemu ochrany, pokiaľ nenastane kreditná udalosť referenčnej obligácie alebo do ukončenia platnosti kontraktu, podľa toho, čo nastane skôr.
- Ak kreditná udalosť nastane, prichádza k vysporiadaniu a predávajúci ochrany vypláti protistrane vopred dohodnutú sumu, ktorá je stanovená nezávisle od skutočnej hodnoty straty z referenčnej obligácie.

Cena kredit default swapu je vyjadrená ako suma ročných poplatkov a uvádza sa v bázických bodoch² (bps). V prípade zlyhania je kupujúci ochrany povinný uhradiť časť poplatku, ktorá je úmerná dobe od posledného zaplateného poplatku do dátumu zlyhania. Dôležité je ešte poznamenať, že kupujúci ochrany nemusí vlastniť alebo mať vzťah k referenčnej obligácii. Mechanizmus credit default swapu je znázornený na obrázku 2.1.



Obr. 2.1: Mechanizmus CDS v prípade hmotného vysporiadania

Pri uplatnení kontraktu existuje niekoľko možností vysporiadania:

- Prvým je hmotné vysporiadanie, ktoré je najpoužívanejšie. Kupujúci ochrany v tomto prípade postúpi predávajúcemu ochrany obligáciu referenčnej entity s aspoň rovnakým stupňom podriadenosti v nominálnej hodnote kontraktu (avšak s trhovou hodnotou úmernou miere výťažnosti) a predávajúci ochrany ich od neho odkúpi za nominálnu hodnotu. Kupujúci ochrany nemusí v tomto

² Pričom 1 bps = 0,01 percentuálneho bodu

prípade vlastníť obligáciu referenčnej entity, stačí, keď ju nakúpi na trhu po zlyhaní.

- Ďalším spôsobom je finančné vysporiadanie, pri ktorom kupujúci nemusí fyzicky postúpiť obligáciu zlyhaného emitenta, ale predávajúci ochrany mu jednoducho vyplatí rozdiel medzi nominálnou hodnotou a trhovou hodnotou referenčnej obligácie (úmernej miere výťažnosti) po zlyhaní.
- Tretím spôsobom je finančné vysporiadanie s fixnou výplatou. Tento spôsob je najjednoduchší, pretože tu predávajúci ochranu vyplatí kupujúcemu vopred dohodnutú fixnú sumu bez ohľadu na mieru výťažnosti zlyhanej referenčnej obligácie.

V roku 2000 bol v USA prijatý zákon "Commodity Futures Modernization" a credit default swapy prestali vo veľkej miere podliehať reguláciám. Postupne začali byť CDS využívané stále viac špekulatívnymi investormi, ktorí nakupovali CDS takých spoločností, o ktorých sa domnievali, že budú mať čoskoro finančné problémy alebo sa snažili profitovať zo zlého ocenenia kreditných swapov. Nominálna hodnota istín CDS vzrástla z \$0,92 miliárd v polovici roku 2002 na \$62,17 miliárd na konci roku 2007. Aj keď počas finančnej krízy objem predaja klesol približne o polovicu na \$31,22 miliárd v polovici roku 2009, rast, aký zaznamenal od začiatku 21. storočia, mnohonásobne prevyšuje rast derivátov akcií alebo úrokovej miery³.

³ Zdroj: ISDA (International Swaps and Derivatives Association).

3 Modely oceňovania Credit Default Swapov

Spolu s rýchlym vývojom nového trhu s kreditnými derivátmi, sa čoraz viac odbornej literatúry koncentruje na modely oceňovania týchto derivátov. V tejto kapitole nás budú zaujímať modely oceňovania credit default swapov. V teoretickej literatúre, zaoberajúcej sa kreditným rizikom, dominujú dva ideové prúdy pre oceňovanie CDS:

- pomocou štrukturálnych modelov,
- použitím reduced-form modelov.

3.1 Štrukturálne modely

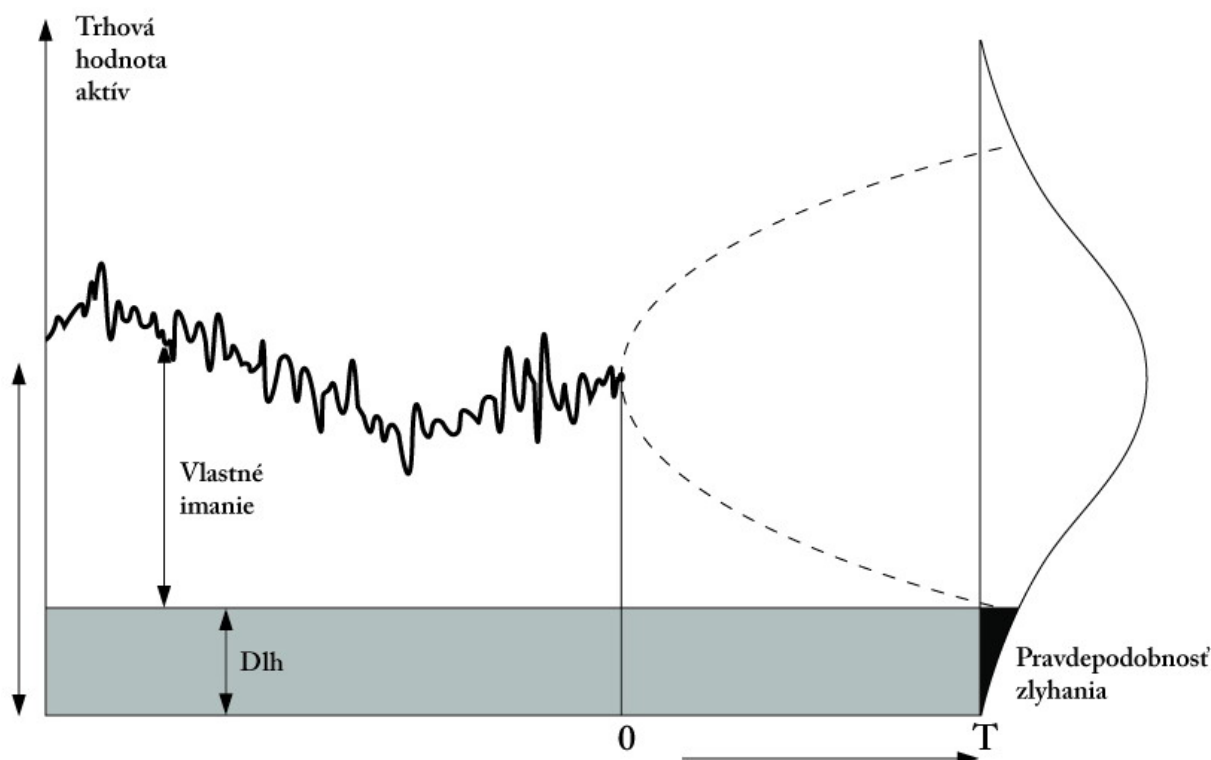
Keď v roku 1973 Black a Scholes predstavili svoj model na oceňovanie opcií na akcie, taktiež priniesli myšlienku, že vlastný kapitál spoločnosti môže byť vnímaný ako call opcia na trhovú hodnotu jej aktív. Modely, postavené na tomto základe, považujú zlyhanie spoločnosti za endogénnu udalosť, na ktorú má vplyv kapitálová štruktúra firmy. Preto sa v odbornej literatúre nazývajú štrukturálne modely.

3.1.1 Mertonov model

Prototypom štrukturálnych modelov oceňovania credit default swapov je Mertonov model z roku 1974. Tu uvedieme len základnú myšlienku tohto modelu, čitateľ sa s ním môže bližšie oboznámiť napríklad v diplomových prácach Kadlečíkovej (2009) alebo Piškovej (2004).

Odhad pravdepodobnosti zlyhania

Mertonov model predpokladá, že zlyhanie nastáva, keď firma nie je schopná pokryť svoj dlh trhovou hodnotou aktív. Zaujímavé je teda pre nás zistiť pravdepodobnosť, s akou takáto situácia môže nastať. Na to však potrebujeme poznať pravdepodobnostné rozdelenie trhovej hodnoty aktív pre čas splatnosti dlhu a výpočet pravdepodobnosti zlyhania bude už priamočiary. Obr. 3.1 znázorňuje možný vývoj trhovej hodnoty aktív. Ak sa tá dostane v čase splatnosti dlhu pod jeho výšku, firma skrachuje.



Obr. 3.1: Pravdepodobnosť zlyhania v Mertonovom modeli

Zdroj: Jorion (2006)

Zavedme nasledovné označenie:

V_t – trhovú hodnotu aktív v čase t ,

μ – ročný trend trhovej hodnoty aktív (priemerná zmena za rok),

σ – ročná volatilita trhovej hodnoty aktív,

L – dlh spoločnosti splatný v čase T ,

p_T – pravdepodobnosť zlyhania v čase T (model predpokladá, že zlyhanie môže nastať iba v tomto čase),

E_t – vlastné imanie spoločnosti v čase t (počet akcií vynásobený ich cenou),

σ_E – ročná volatilita trhovej hodnoty aktív,

$N(x)$ – distribučná funkcia normovaného normálneho rozdelenia

Predpokladajme, že trhovú hodnotu aktív sleduje stochastický proces podobne ako akcia v Black-Scholesovom modeli:

$$dV_t = \mu V_t dt + \sigma V_t dW, \quad (3.1)$$

kde dt, dW sú zmeny času a Wienerovho procesu. Z toho vyplýva, že výnosy trhovej hodnoty aktív sú nezávislé a normálne rozdelené:

$$\ln V_t \sim N(\ln V_0 + (\mu - \frac{\sigma^2}{2})t, \sigma^2 t). \quad (3.2)$$

Ak teda poznáme trhovú hodnotu aktív, jej volatilitu a trend v čase nula, tak využijúc vzťah (3.2) môžeme odvodiť vzťah pre výpočet pravdepodobnosti zlyhania spoločnosti v čase T . Pre pravdepodobnosť zlyhania dostávame:

$$p_T = P(V_T \leq L | V_0) = N\left(-\frac{\ln \frac{V_0}{L} + (\mu - \frac{\sigma^2}{2})T}{\sigma\sqrt{T}}\right). \quad (3.3)$$

Na výpočet V_0 a σ využijeme skutočnosť, že vlastné imanie spoločnosti sa správa ako call opcia na trhovú hodnotu aktív, kde realizačnú cenu predstavuje dlh spoločnosti v čase T . Výplata vlastníkov firmy (akcionárov) v čase splatnosti dlhu je $V - L$, ak je spoločnosť schopná pokryť svoje záväzky a v opačnom prípade sa oplatí vlastníkom firmu nechať skrachovať a neutŕžiť tak stratu. Všeobecne je výplata akcionárov $E_T = \max(0, V_T - L)$. Z Black-Scholesovho modelu pre vlastný kapitál dostávame:

$$E_t = V_t N(d_1) - e^{-r(T-t)} L N(d_2), \quad (3.4)$$

$$\text{kde } d_1 = \frac{\ln(V_t / L) + (r + \sigma^2 / 2)(T - t)}{\sigma\sqrt{T - t}}, d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T - t}.$$

V tomto prípade však poznáme cenu „opcie“ a potrebujeme zistiť cenu „akcie“ a jej volatilitu. Využitím Itôvej lemy a toho, že vlastný kapitál je funkciou trhovej hodnoty aktív a času, $E_t = E_t(V_t, t)$, dostávame vzťah medzi volatilitou vlastného imania σ_E a volatilitou trhovej hodnoty aktív σ :

$$\sigma = \frac{\sigma_E E}{N(d_1) V}, \quad (3.5)$$

kde σ_E môže byť odhadnutá napríklad z historických dát. Riešením rovníc (3.4) a (3.5) už ľahko dopočítame V_0 a σ v čase nula.

Odhad ceny CDS

Ocenenie credit default swapu vychádza z úvahy, že dlh spoločnosti, splatný v čase T , môžeme vnímať ako bezkupónový rizikový dlhopis s nominálnou hodnotou L , teda:

$$B_t = Le^{-(r+s)(T-t)}, \quad (3.6)$$

kde B_t je hodnota bezkupónového rizikového dlhopisu v čase t , r predstavuje bezrizikovú úrokovú mieru a s je riziková prirážka alebo kreditný spread nad bezrizikovou úrokovou mierou. Ale na dlh spoločnosti môžeme mať aj iný pohľad, ktorý vychádza z myšlienky, že výplata držiteľa dlhopisu B_T v čase T je L v prípade, že dlhopis nezlyhal a v prípade ak zlyhal (t.j. tržová hodnota aktív spoločnosti v čase T nepresiahla hodnotu jej dlhu), vlastník dostane V_t . Teda výplatu vlastníka môžeme napísať v tvare: $\min(L, V_t) = L - \max(0, L - V_t)$. Inými slovami, dlh spoločnosti sa správa ako rozdiel bezrizikového dlhopisu a put opcie na tržovú hodnotu aktív spoločnosti V_t s realizačnou cenou L , a teda:

$$B_t = G_t - Le^{-r(T-t)}N(-d_2) - V_tN(-d_1), \quad (3.7)$$

kde G_t je hodnota rizikového dlhopisu v čase t a splatného v čase T . Porovnaním rovníc (3.6) a (3.7) pre kreditný spread s v čase t do času T dostávame:

$$s_{t,T} = \frac{\ln\left(\frac{V_t}{Le^{-r(T-t)}}N(-d_1) + N(d_2)\right)}{T-t}. \quad (3.8)$$

Dnes existuje množstvo rozšírení pre základný Mertonov model. K známym a používaným alternatívnym modelom na štrukturálnom základe patria modely Moody's KMV a CreditGrades, ktoré sú omnoho komplexnejšie. Tieto modely využívajú celú štruktúru záväzkov firmy a zlyhanie v nich môže nastať v každom čase. Jeho pravdepodobnosť modelujú ako funkciu vzdialenosti trhovej hodnoty aktív od pohyblivej bariéry, ktorú predstavujú záväzky. Táto bariéra je často nižšia ako celková suma záväzkov, lebo záväzky dlhodobejšieho charakteru nemusí firma splatiť ihneď a môže ďalej fungovať.

3.2 Reduced-form modely

Reduced-form modely uvažujú o zlyhaní ako o exogénnej udalosti. Miera jeho výskytu je parametrom modelu, čo nám umožňuje relatívne jednoducho vypočítať pravdepodobnosti defaultu pre rôzne časy. Na rozdiel od štrukturálnych modelov, ktoré sa snažia za pomoci štrukturálnych premenných vysvetliť kreditné spready, reduced-form modely používajú kreditné spready ako vstup pre výpočet pravdepodobností zlyhania. Kalibrácia modelu prebieha na základe pozorovateľných trhových dát, v čom hlavne spočíva atraktivnosť takéhoto prístupu.

3.2.1 Hullov-Whiteov model

John Hull a Adam White v roku 2000 vytvorili model, ktorý je jeden z kľúčových reduced-form modelov. V článku, popisujúcom tento model, sa zaoberajú ocenením credit default swapu za predpokladu neexistencie rizika nastania kreditnej udalosti u zmluvných strán kontraktu.

V modeli potrebujeme najprv odhadnúť rizikovo neutrálne pravdepodobnosti nastania kreditnej udalosti u referenčného emitenta, ktoré neskôr využijeme pre ocenenie credit default swapov daného emitenta. Ako mnoho iných podobných modelov, aj Hullov-Whiteov model (HW model) predpokladá, že pravdepodobnosti zlyhania, úrokové miery a miery výťažnosti sú navzájom nezávislé. Dané predpoklady je veľmi náročné vypustiť bez použitia značne komplexnejšieho modelu, avšak ako uvádzajú autori článku Hull a White (2000), z ktorého je popis modelu prevzatý, ich vplyv na ocenenie CDS je malý. Ceny podnikových dlhopisov referenčného emitenta predstavujú hlavný zdroj informácií pre oceňovanie.

Základná idea modelu

Dôvod, prečo sa podnikové dlhopisy predávajú za nižšiu cenu, ako podobné bezrizikové (vládne) dlhopisy⁴, je pravdepodobnosť zlyhania. Pre názornosť uvažujme ročný bezrizikový bezkupónový dlhopis G s nominálnou hodnotou 100, ktorého súčasná cena je:

⁴ Autori článku používajú vládne dlhopisy USA, o ktorých sa predpokladá, že sú bezrizikové, čo však neplatí pre všetky vládne dlhopisy. Napríklad dlhopisy Grécka, ale aj rôznych iných štátov pokladajú trhy za relatívne rizikové.

$$G = \frac{100}{1+r}, \quad (3.9)$$

kde r predstavuje ročnú bezrizikovú úrokovú mieru. Cena obdobného rizikového dlhopisu B je kvôli riziku diskontovaná vyššou úrokovou sadzbou, a preto nižšia. Označme ročnú rizikovú úrokovú mieru r^* a rozdiel $r^* - r$ ako s (spread), potom dostávame:

$$B = \frac{100}{1+r^*} = \frac{100}{1+r+s}. \quad (3.10)$$

Za predpokladu nulovej miery výťažnosti je v čase splatnosti výplata vlastníka rizikového dlhopisu 0, ak dlhopis zlyhal a v opačnom prípade 100. Ak chceme dlhopis B oceniť za pomoci rizikovo neutrálneho prístupu, potrebujeme jeho očakávanú výplatu diskontovať bezrizikovou úrokovou mierou:

$$B = \frac{100p}{1+r} + \frac{0(1-p)}{1+r}. \quad (3.11)$$

Z rovníc (3.10) a (3.11) pre rizikovo neutrálnu pravdepodobnosť zlyhania p vyplýva nasledovné:

$$p = 1 - \frac{1+r}{1+r+s} \quad (3.12)$$

a pre s dostávame:

$$s = p + pr + ps.$$

Po zanedbaní členov druhého rádu pre s približne platí:

$$s \approx p, \quad (3.13)$$

z čoho je vidieť úzku prepojenosť pravdepodobnosti zlyhania p a kreditného spreadu s , kde kreditný spread je len iným spôsobom vyjadrená informácia o pravdepodobnosti zlyhania firemného dlhopisu.

Pre rozdiel cien dlhopisov platí nasledovné:

Hodnota bezrizikového dlhopisu - Hodnota podnikového dlhopisu = Súčasná hodnota zlyhania.

Alebo matematicky zapísané:

$$G - B = \frac{100}{1+r} - \frac{100}{1+r+s} = \frac{100s}{(1+r)(1+r+s)} = \frac{100s \frac{1+r+s-(1+r)}{1+r+s}}{(1+r)} = \frac{100p}{(1+r)}. \quad (3.14)$$

Súčasná hodnota zlyhania je súčasná rizikovo neutrálna očakávaná hodnota nákladov na prípadné zlyhanie. Pomocou rozumného predpokladu o miere výťažnosti dlhopisu a použitím

uvedeného vzťahu pre viacero jej dlhopisov s rôznou zostatkovou dobou splatnosti, môžeme odhadnúť pravdepodobnosť kreditného zlyhania spoločnosti pre rôzne časy v budúcnosti.

Na lepšie vysvetlenie uvidíme jednoduchý príklad. Uvažujme 2-ročný bezkupónový bezrizikový dlhopis s nominálnou hodnotou 100 a výnosom 4% a podobne 2-ročný bezkupónový podnikový dlhopis s výnosom 5%. Cena bezrizikového dlhopisu je potom 92,46, cena firemného je 90,70 a ich rozdiel je súčasná cena zlyhania. Zo vzťahu (3.14) dostávame nasledovné:

$$\frac{100p}{(1+0,04)^2} = 1,76,$$

a teda pravdepodobnosť zlyhania dlhopisu je $p = 0,0019$.

Existuje viacero dôvodov, prečo je výpočet pravdepodobnosti zlyhania z cien dlhopisov v praxi zvyčajne komplikovanejší. Miera výťažnosti je zvyčajne nenulová, dlhopisy majú často iný stupeň podriadenosti, od ktorého závisí miera výťažnosti, nie je jednoduché určiť pohľadávku vlastníka dlhopisu v prípade zlyhania, väčšina dlhopisov sú kupónové dlhopisy, otázná je bezrizikovosť vládnych dlhopisov, často nie sú k dispozícii potrebné dáta o dlhopisoch a nie vždy má firma emitovaný dlhopis s požadovanou zostatkovou dobou splatnosti.

Odhad pravdepodobnosti zlyhania

Predpokladajme, že máme N dlhopisov od rovnakej spoločnosti alebo od podobnej spoločnosti, ktorá má rovnakú pravdepodobnosť zlyhania v čase. Ďalej predpokladajme, že kreditná udalosť môže nastať v ľubovoľnom čase splatnosti niektorého z dlhopisov. Časy splatnosti i – teho dlhopisu označme t_i , kde $t_1 < t_2 < t_3 \dots < t_N$. Ďalej označme:

B_j – dnešná cena j – teho dlhopisu

G_j – dnešná cena j – teho dlhopisu, ktorý má nulové riziko zlyhania (t.j. dnešná cena dlhopisu s bezrizikovou štruktúrou úrokových mier a rovnakým peňažným tokom ako má j – ty dlhopis)

$F_j(t)$ – forwardová cena kontraktu, s dobou splatnosti v čase t ($t < t_j$), na j – ty dlhopis za predpokladu, že dlhopis má nulové riziko zlyhania (t.j. bezrizikový dlhopis s rovnakým peňažným tokom ako má j – ty dlhopis)

$v(t)$ – súčasná hodnota vyplateného 1€ v čase t (diskontný faktor vypočítaný pomocou bezrizikovej úrokovej miery)

$C_j(t)$ – veľkosť pohľadávky, ktorú požaduje vlastník j – teho dlhopisu v prípade, ak dôjde ku kreditnej udalosti v čase t ($t < t_j$)

$R_j(t)$ – miera výťažnosti j – teho dlhopisu v prípade, ak dôjde ku kreditnej udalosti v čase t ($t < t_j$)

$\alpha_{i,j}$ – súčasná hodnota straty spôsobenej zlyhaním j – teho dlhopisu v čase t_i (rozdiel medzi hodnotou, ktorú by mal dlhopis s nulovým rizikom zlyhania v čase t_i a trhovou hodnotou dlhopisu v čase tesne po zlyhaní)

p_i – rizikovo neutrálna pravdepodobnosť zlyhania v čase t_i

Miera výťažnosti je v praxi meniac sa v čase, a tak isto môže byť odlišná pre rôzne dlhopisy tej istej spoločnosti v závislosti od poradia vysporiadania pohľadávok (seniority). Pre jednoduchosť však budeme predpokladať, že očakávaná hodnota miery výťažnosti je nezávislá od t a aj od j a budeme ju označovať R . Táto skutočnosť nám umožňuje odhadnúť mieru výťažnosti z historických dát.

	2008	2007	1982-2008
prioritný zabezpečený dlhopis	45,9%	81,7%	53%
prioritný nezabezpečený dlhopis ⁵	26,2%	56,9%	32,4%
podriadený zabezpečený dlhopis	10,4%	67,7%	26,4%
podriadený nezabezpečený dlhopis	7,3%	-	23,5%

Tabuľka 3.1: objemovo vážená priemerná miera výťažnosti zlyhaných dlhopisov celosvetových spoločností meraná na základe trhových cien po zlyhaní.

Zdroj: Moody's Investor Service - Corporate Default and Recovery Rates, 1920-2008.

Takýto odhad pravidelne uverejňuje agentúra Moody's. Mieru výťažnosti počíta ako percentuálny podiel trhových cien dlhopisov k ich nominálnej hodnote 30 dní po ich zlyhaní. Miery výťažnosti podľa stupňa podriadenosti znázorňuje Tabuľka 3.1. Moody's a niektorí ďalší akademickí výskumní pracovníci zistili, že ročná miera zlyhania firiem je negatívne korelovaná s ročným priemerom miery výťažnosti. To vysvetľuje značne podpriemernú mieru výťažnosti v roku 2008 pre všetky typy dlhopisov, teda v období, keď vrcholila finančná kríza a početnosť zlyhaní bola výrazne vyššia. Toto zistenie je v rozpore so základným

⁵ Miera výťažnosti pre prioritné nezabezpečené dlhopisy za rok 2008 je vypočítaná na základe 3 pozorovaní

predpokladom modelu o nezávislosti miery výťažnosti, pravdepodobností zlyhania a úrokovými mierami.

Podľa autorov HW modelu je najlepší predpoklad o výške pohľadávky taký, že výška pohľadávky držiteľa kupónového dlhopisu v prípade zlyhania je rovná súčtu nominálnej hodnoty dlhopisu L a alikvotnému úrokovému výnosu $A_j(t)$ (accrued interest). Tento predpoklad je implikovaný právnym systémom vymáhania pohľadávok vo väčšine štátov.

Ak by držiteľ dlhopisu namiesto firemného vlastnil bezrizikový dlhopis s rovnakou zostatkovou dobou splatnosti a kupónom, v čase t by bola jeho cena $F_j(t)$. Na druhej strane v prípade zlyhania firemného j -teho dlhopisu v čase t , vlastníkovi dlhopisu bude vyplatený požadovaná pohľadávka $C_j(t)$ iba v miere výťažnosti R . Z nasledovného vyplýva, že súčasná hodnota nožnej straty z j -teho dlhopisu v čase t je nasledovná:

$$\alpha_{ij} = v(t_i)[F_j(t_i) - RC_j(t_i)]. \quad (3.15)$$

Keďže stratu a_{ij} dosiahneme s pravdepodobnosťou p_i , celková očakávaná súčasná hodnota straty z j -teho dlhopisu predstavuje:

$$G_j - B_j = \sum_{i=1}^j p_i \alpha_{ij}. \quad (3.16)$$

Z rovnice (3.16) je možné pravdepodobnosti p_i vyjadriť indukzívne a to nasledovne:

$$p_j = \frac{G_j - B_j - \sum_{i=1}^{j-1} p_i \alpha_{ij}}{\alpha_{jj}}. \quad (3.17)$$

Doteraz sme uvažovali, že kreditná udalosť môže nastať iba v časoch splatnosti dlhopisov. Odteraz budeme zvažovať možnosť zlyhania v každom čase. Označme $q(t)$ ako hustotu pravdepodobnosti zlyhania. Predpokladáme, že $q(t)$ je po častiach konštantná a rovná q_i pre $t_{i-1} < t < t_i$. Potom podobne ako v rovniciach (3.15) a (3.17) dostávame:

$$\beta_{ij} = \int_{t_{i-1}}^{t_i} v(t_i)[F_j(t) - RC_j(t)]dt, \quad (3.18)$$

$$q_j = \frac{G_j - B_j - \sum_{i=1}^{j-1} q_i \beta_{ij}}{\beta_{jj}}, \quad (3.19)$$

kde β_{ij} je spojitou analógiou α_{ij} . Ak za výšku pohľadávky dosadíme náš už spomínaný predpoklad, potom

$$\beta_{ij} = \int_{t_{i-1}}^{t_i} v(t_i)[F_j(t) - R(1 + A_j(t))]dt, \quad (3.20)$$

kde nominálna hodnota dlhopisu je 1 a alikvotný úrokový výnos je vo forme percentuálneho podielu z nominálnej hodnoty.

Odhad ceny CDS

Predpokladajme, že máme credit default swap s nominálnou hodnotou referenčnej istiny vo výške 1€. Označme:

T – životnosť credit default swapu,

$q(t)$ – rizikovo neutrálna hustota pravdepodobnosti zlyhania v čase t ,

R – miera výťažnosti referenčného dlhopisu,

$v(t)$ – súčasná hodnota vyplateného 1€ v čase t (diskontný faktor vypočítaný pomocou bezrizikovej úrokovej miery),

$u(t)$ – súčasná hodnota pravidelne platených (väčšinou 4-krát ročne) poplatkov v objeme 1€ za rok, ktoré platí kupujúci CDS kontraktu predávajúcemu do času t .

Matematicky zapísané dostávame: $u(t) = \sum_{t_i \leq t} v(t_i) \frac{1}{m}$, kde t_i sú termíny platieb poplatkov platených m -krát ročne vo výške $1/m$.

$e(t)$ – súčasná hodnota alikvotnej časti poplatku, ktorý dopláca kupujúci v prípade zlyhania v čase t . Výška poplatku je $t - t^*$, kde t^* je dátum poslednej platby,

s – výška poplatkov platených kupujúcim zabezpečenia za jeden rok (cena CDS)

π – rizikovo neutrálna pravdepodobnosť prežitia (nenastania zlyhania) počas životnosti CDS kontraktu,

$A(t)$ – alikvotný úrokový výnos z referenčného dlhopisu v čase t vyjadrený v percentách z nominálnej hodnoty.

Hodnota pravdepodobnosti prežitia π je vlastne jedna mínus pravdepodobnosť, že kreditná udalosť nastane do času T . A tak ju ľahko možno vypočítať pomocou $q(t)$:

$$\pi = 1 - \int_0^T q(t)dt. \quad (3.21)$$

Kupujúci zaistenia platí pravidelné poplatky do výskytu kreditnej udalosti alebo až do vypršania kontraktu podľa toho, čo nastane skôr. Pokiaľ v čase t ($t < T$) nastane zlyhanie, súčasná hodnota poplatkov je rovná $s[u(t) + e(t)]$. Ak však počas životnosti kontraktu

kreditná udalosť nenastane, súčasná hodnota poplatkov je $su(T)$. Očakávaná súčasná hodnota poplatkov je preto:

$$s \int_0^T q(t)[u(t) + e(t)]dt + s\pi u(T). \quad (3.22)$$

Na druhej strane výplata predávajúceho zaistenia je alebo rovná vopred dohodnutej fixnej sume (bez ujmy na všeobecnosti 1€), alebo zodpovedá rozdielu nominálnej a trhovej hodnoty dlhopisu tesne po výskyte zlyhania. Druhá možnosť nastáva v prípade dohody zmluvných strán, že pri kreditnej udalosti predávajúci zaplatí nominálnu hodnotu aktíva kupujúcej strane a prevezme si od nej zlyhané referenčné aktívum. Jeho výplata je teda rovná rozdielu nominálnej hodnoty aktíva a jeho trhovej hodnoty hneď po zlyhaní. Ak je nominálna hodnota rovná 1, tak v druhom prípade dostávame: $1 - [1 + A(t)]R$, kde $1 + A(t)$ je náš už spomínaný predpoklad o výške pohľadávky v prípade zlyhania, a teda $[1 + A(t)]R$ je trhová hodnota zlyhaného aktíva. Z toho vyplýva, že očakávaná súčasná hodnota výplaty predávajúceho je v prvom prípade:

$$\int_0^T v(t)q(t)dt. \quad (3.23)$$

V druhom prípade je výplata rovná:

$$\int_0^T v(t)q(t)[1 - R - A(t)R]dt. \quad (3.24)$$

Aby bol kontrakt ocenený správne, musí byť jeho súčasná očakávaná hodnota rovná nule, a teda pre cenu CDS musí platiť:

$$s = \frac{\int_0^T v(t)q(t)dt}{\int_0^T q(t)[u(t) + e(t)]dt + \pi u(T)}. \quad (3.25)$$

A v druhom prípade dostávame:

$$s = \frac{\int_0^T v(t)q(t)[1 - R - A(t)R]dt}{\int_0^T q(t)[u(t) + e(t)]dt + \pi u(T)}. \quad (3.26)$$

Premenná s sa zvykne označovať ako credit default swap spread a je to percentuálny poplatok z nominálnej hodnoty referenčného dlhopisu vyplatený za jeden rok.

3.3 Porovnanie dvoch prístupov oceňovania CDS

Keďže každý z prístupov je postavený na inom základe a predpokladoch, tak sa im pripisujú aj rôzne výhody a nevýhody, ktoré tu stručne uvedieme.

3.3.1 Výhody a nevýhody štruktúrnych modelov

Výhody

- Akciový trh je dobre rozvinutý a likvidný a dáta relatívne prístupné.
- Nepotrebujú ako vstup do modelu mieru výťažnosti, ktorá je odhadovaná z historických dát, a preto nezachytáva dostatočne súčasnú situáciu

Nevýhody

- Firme vlastné štruktúrne premenné nie sú dostatočne schopné vysvetliť CDS spready. Empirické analýzy poukazujú na fakt, že systematické riziko má kľúčový vplyv na ceny CDS.
- Ceny CDS vypočítané pomocou štruktúrnych modelov zvyčajne prehnane reagujú na zvýšenú volatilitu trhu.
- Niektoré vstupné dáta (záväzky) sú štvrťročné a publikované oneskorene. Keďže prakticky potrebujeme väčšinou vypočítať ceny CDS na dennej báze, vstupné údaje je treba interpolovať a to vedie k nepresným odhadom.
- V skutočnosti má rozdelenie výnosov aktív ťažšie chvosty, ako normálne rozdelenie v modeloch často používané.

3.3.2 Výhody a nevýhody Reduced-form modelov

Výhody

- Ak máme k dispozícii kvalitné trhové dáta pre dlhopisy spoločnosti, podávajú dobré výsledky.

- Vstupné dáta sú k dispozícii na dennej báze.
- Kalibrujú sa na základe kreditných spreadoch, ktoré zahŕňajú v sebe aj firme špecifické a aj systémové riziko.

Nevýhody

- V mnohých krajinách je zle rozvinutý trh s dlhopismi. Dlhopisy spoločností sú často málo obchodovateľné, a teda ceny skreslené. Taktiež často spoločnosti emitujú iba malý počet dlhopisov, čo zhoršuje odhad pravdepodobnosti zlyhania.
- Dáta sú prístupné v obmedzenej miere oproti akciovým dátam.
- Často nemáme k dispozícii dlhopisy s požadovaným časom expirácie.
- Je potrebné spraviť predpoklad o miere výťažnosti, ktorá vstupuje do reduced-form modelov
- Hodnota dlhopisov môže byť trhom zle ocenená, čo sa prenesie aj do odhadu ceny credit default swapov.
- Niekedy môže byť problém nájsť úrokovú mieru, ktorá je skutočne bezriziková.
- Zjednodušujúce predpoklady modelu, ktoré uvažujú nulové kreditné riziko protistrany, nezávislosť miery výťažnosti od pravdepodobnosti zlyhania a úrokovej miery v realite.

3.3.3 Porovnanie

Štruktúrálna a reduced-form modely porovnáva článok od Arora a kol. (2005). Autori sa zamerali na dva štruktúrálna modely (základný Mertonov a agentúrou Moody's modifikovaný Vašíčkov-Kealhoferov model (VK)) a jeden reduced-form model (Hullovo-Whiteov model), ktoré považujú za kľúčové v rozvoji literatúry o modelovaní kreditného rizika. Na testovanie sú použité denné dáta od 2.10.2000 do 30.6.2004 pre 542 firiem a modelované ceny CDS sú porovnávané k trhovým. Zistili, že VK model je celkovo najlepší okrem prípadov, keď firma emituje dostatočné množstvo dlhopisov, vtedy sú lepšie výsledky HW modelu (takýchto firiem je však málo, v porovnaní s výberom). Oba modely výrazne prekonali Mertonov model. HW model obstál veľmi dobre aj v článku od Hofbergera a Wagnera (2007), ktorí ho testujú na dátach pre 47 firiem za obdobie od 1.1.2002 do 7.7.2006 a porovnávajú k iným modelom. Z výsledkov vyplýva, že je to veľmi výkonný nástroj na ocenenie credit default

swapov, ale taktiež upozorňujú na slabo rozvinutý trh z dlhopismi, čo znevýhodňuje takýto prístup.

Vo všeobecnosti je náročné porovnať oba prístupy, keďže existuje množstvo modifikácií a vylepšení základných modelov. Ak chceme modelovať ceny credit default swapov treba najprv zvážiť dáta, ktoré máme k dispozícii, typ spoločnosti (jej rizikovosť, veľkosť) a podľa toho usúdiť, ktorý prístup a model zvoliť. Ak máme k dispozícii likvidné a kvalitné dáta o kreditných spreadoch spoločnosti, zdá sa byť výhodné použiť reduced-form model, a naopak pri absencii takýchto dát alebo slabej likvidite a kvalite je vhodnejšie použiť štrukturálny prístup, keďže akcie spoločností sú obchodované aktívnejšie. Možnosťou ostáva modelovať ceny credit default swapov za pomoci oboch prístupov a výsledky porovnať.

4 Empirické determinanty Credit Default Swapov

Priekopnícka práca Mertona (1974) veľmi spopularizovala štrukturálne modely oceňovania kreditných nástrojov medzi akademikmi a praktikmi. Vzhľadom na významnosť a popularitu tohto modelu sa súčasná odborná literatúra s rastúcim záujmom zameriava na testovanie schopnosti kľúčových faktorov zachytiť dynamiku CDS spreadov.

Nedávna práca Greatrex (2008) na veľmi komplexnej zbierke mesačných údajoch o cenách CDS za 333 firiem v období od januára 2001 do marca 2006 má za cieľ prispieť do tejto debaty. Pomocou ekonometrickej analýzy sa snaží zistiť schopnosť štrukturálnych modelov vysvetľovať mesačné zmeny v credit default swap spreadoch. CDS spready modeluje v prvých diferenciách a nie v daných hodnotách (levels), pretože ďalšie analýzy preukazujú, že CDS spready sú integrované rádu jedna. Kľúčové premenné implikované Mertonovým štrukturálnym modelom zahŕňajú:

Hodnotu firmy

Čím je táto hodnota vyššia, tým je väčšia vzdialenosť od zlyhania. Preto nárast trhovej hodnoty firmy znižuje pravdepodobnosť zlyhania, čo by malo znižovať CDS spread. V práci je použitý výnos vlastného kapitálu (akcií spoločnosti) ako náhrada za vývoj trhovej hodnoty firmy.

Zadlženie

V článku je zadlženie merané za pomoci koeficientu zadlženia (leverage ratio) ako:

$$LEV = \frac{D}{D + E}, \quad (4.1)$$

kde D predstavuje účtovnú hodnotu dlhu (dlhodobý dlh plus bežné záväzky) a E je hodnota vlastného imania (počet akcií vynásobených ich cenou). Je zjavné, že čím je koeficient zadlženia bližšie k jednotke, tým je firma bližšie k zlyhaniu, a teda jej CDS spready rastú.

Často je možné zobrať mesačné výnosy akcií za dobrý substituent pre zadlženosť, keďže dobre odrážajú zdravie firmy.

Volatilitu

Hypotéza je, že vysoká volatilita by mala negatívne vplyvať na ceny credit default swapov. Do úvahy bola pritom vzatá špecifická volatilita každého subjektu, a taktiež volatilita celého trhu (index VIX – implikovaná volatilita akciového indexu S&P500). Naše očakávanie je, že špecifická volatilita by mal byť lepší indikátor CDS spreadov.

Bezriziková úrokovú mieru

Štrukturálny prístup oceňovania CDS predikuje negatívny vzťah medzi úrokovou mierou a kreditnými spreadmi.

Okrem bezrizikovej úrokovej miery, mnoho autorov usudzuje, že nárast v sklone výnosovej krivky by mal zvýšiť očakávanú budúcu okamžitú úrokovú sadzbu, a taktiež môže byť braný ako indikátor budúcich podmienok na trhu (nárast sklonu signalizuje zlepšujúce sa celkové ekonomické podmienky a pokles zvyšuje pravdepodobnosť recesie). Z oboch dôvodov predpokladáme nepriamu závislosť medzi sklonom výnosovej krivky a credit default swap spreadov.

Celkové ekonomické podmienky

Merton tvrdí, že volatilita trhovej hodnoty firmy je funkciou systémového rizika plynúceho z celkovej ekonomickej situácie. Greatrex vo svojej práci použila index CDS spreadov ako indikátor celkovej situácie na trhu (ratingové kategórie sú od ratingovej agentúry Standard&Poor's).

Viacnásobný regresný model je odhadnutý nasledovne:

$$\Delta CDS_{it} = \alpha + \beta_1 RET_{it} + \beta_2 \Delta LEV_{it} + \beta_3 \Delta VOL_{it} + \beta_4 \Delta INDX_{it} + \beta_5 \Delta SPOT_t + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

kde CDS_{it} je veľkosť CDS spreadu firmy i v čase t , RET_{it} predstavuje mesačné výnosy akcie firmy, LEV_{it} je koeficient zadlženia, VOL_{it} volatilita individuálnej akcie, $INDX_{it}$ je index všetkých firiem, ktoré sú v rovnakej ratingovej kategórii ako firma i v čase t (ratingy sú od agentúry Standard&Poor a firmy sú rozdelené do štyroch skupín: AAA/AA, A, BBB a non-investment grade), $SPOT_t$ predstavuje 5-ročnú constant maturity treasury rate a $SLOPE_t$ zodpovedá rozdielu medzi 10-ročnou Treasury constant maturity rate a 2-ročnou Treasury constant maturity rate.

Greatrex zistila, že vysvetľujúce premenné, ktoré zahrnula do regresie dokážu vysvetliť 30% odchýlok v zmenách hodnôt CDS spreadov (v samotných hodnotách je to až 80%, ale tento výsledok môže byť do veľkej miery podmienený zdanlivou regresiou). Do výsledného modelu však nebol zahrnutý koeficient zadlženia kvôli problému s multikolinearitou, keďže je vysoko korelovaný s výnosmi akcií. Navyše sa zdá, že výnosy akcií jednotlivých firiem aproximujú zadlženie firmy tak dobre ako samotný koeficient zadlženia, a to napriek tomu, že leverage je pravdepodobne najdôležitejšia premenná v štrukturálnom prístupe. Ak namiesto firme špecifickej volatility použijeme volatilitu VIX akciového indexu, tak vysvetľovacia schopnosť modelu klesne a navyše je koeficient pri trhovej volatilitate štatisticky nesignifikantný. Rovnako nesignifikantný je aj koeficient pri sklone výnosovej krivky a z modelu bol vypustený. Samotné výnosy akcií, volatilita akcií a index CDS spreadov dosahujú upravený $R^2 = 0,295$ a bez volatility akcií je to 0,276. Keď vylúčime index *INDX*, tak vysvetľovacia schopnosť klesne na 14,5%. A tak, i keď výnosy akcií a ich volatilita objasňujú približne polovicu vysvetlených variácií v mesačných zmenách CDS spreadov, indikátor celkovej situácie na trhu s kreditnými derivátmi index CDS ostáva najdôležitejší determinant zmien v CDS spreadoch. S priemerným odhadnutým koeficientom na úrovni 0,57 indikuje, že každý nárast CDS indexu o jeden bázičný bod spôsobí nárast CDS spreadu o 0,57 bázičného bodu.

Zaujímavý poznatok je, že vysvetľovacia schopnosť modelu stúpa so zhoršujúcim sa kreditným ratingom firiem od 22,5% pre firmy ohodnotené AAA/AA do 37,8% pre firmy z kategórie non-investment grade. Okrem toho význam koeficientov pri výnosoch akcií a ich volatilitate výrazne narastá s poklesom kreditnej kvality firiem.

Mnoho súčasných autorov, napríklad Cremers a kol. (2004), poukazuje na dôležitosť zahrnúť k determinantom trhových kreditných spreadov aj implikovanú volatilitu skew ako aproximátor pre potencionálne riziko, plynúce z náhlych skokov cien na akciovom trhu. Volatility skew sa počíta ako sklon vývoja implikovanej volatility v závislosti na strike price a empiricky je táto vlastnosť akciovej opcie dobre známa. Spôsobená je idealizovanými predpokladmi v Black-Scholesovom modeli oceňovania opcií. Takmer každý predpoklad môže byť príčinou. Napríklad v súčasnosti sa domnieva o výnosoch cien akcií, že majú rozdelenie s ťažšími chvostami ako je Black-Scholesom predpokladané normálne, čoho dôkazom sú časté výrazné skoky cien akcií a to hlavne počas finančných kríz.

Zaujímavý je tiež článok od Bedendo, Cathcart, El-Jahel (2008), ktoré porovnávajú trhové a štrukturálnym modelom vypočítané CDS spready 54 firiem v rokoch 2002–2005.

Zistili, že i keď vo všeobecnosti modelové spready vykazujú signifikantnú koreláciu s trhovými spreadmi, rozdiel medzi nimi sa značne zväčšuje počas periód s vysokou volatilitou na akciovom trhu. Pozorovali, že zmeny v tomto rozdiel sú úzko spojené s pohybom implikovanej volatility a volatility skew. Pričom nárast v týchto premenných zväčšuje teoretické spready viac ako spready trhové, ktoré zvyknú byť stabilnejšie a menej volatilné v čase. To znamená, že široko používané štrukturálne modely majú tendenciu prehnane reagovať na výkyvy v implikovanej volatilitate a v sklone tejto volatility. K podobnému výsledku prišla aj Kadlečíkova (2009), ktorá vo svojej diplomovej práci taktiež porovnávala trhové a Mertonovým modelom vypočítané spready CDS. V obdobiach prudkých výkyvov cien, teda vysokej volatility na akciovom trhu, sa modelové spready výrazne vzdalovali od trhových. Práca taktiež porovnáva vypočítané CDS spready pre rôznymi spôsobmi počítanú volatilitu akcie so záverom, že samotný výber výpočtu volatility zohráva kľúčovú úlohu vo výške vypočítaných spreadov, a teda model celkovo prehnane reaguje na zmeny vo volatilitate.

5 Praktická analýza CDS determinantov

Na porovnanie a overenie niektorých poznatkov autorov článkov v predchádzajúcej kapitole sme sledovali vplyv kľúčových štrukturálnych faktorov a vplyv trhových podmienok na ceny credit default swapov vybraných spoločností. V prvej časti tejto kapitoly sa venujeme regresnej analýze credit default swap spreadov jednotlivých spoločností. Snažíme sa zistiť, do akej miery sú tieto spready ovplyvnené firme špecifickými premennými, a aký majú na ne vplyv celotrhové faktory, hlavne index credit default swapov, ktorý podľa Greatrex (2008) má najväčší vplyv na jednotlivé ceny credit default swapov. V druhej časti tejto kapitoly nás preto bude zaujímať, čo indikuje priebeh CDS indexu, a tak nepriamo ceny credit default swapov.

5.1 Regresná analýza

Za pomoci regresnej analýzy sme sledovali spready credit default swapov významných európskych spoločností, ktoré sú členmi európskeho CDS indexu iTraxx (index je zložený zo 125 najviac likvidných CDS v Európe). Náš výber firiem sme museli zredukovať zo 17 spoločností na 10 spoločností⁶, kvôli nedostatku dostupných dát cien CDS u niektorých firiem a nízkej likvidite cien credit default swapov u ďalších firiem. Avšak aj u desiatich spoločností sme v niektorých prípadoch museli lineárne interpolovať ceny credit default swapov, kvôli chýbajúcim dátam. Získané časové rady sú za obdobie 7.1.2008-28.12.2009, zdrojom údajov je Bloomberg. Pracovali sme s týždňovými dátami, keďže CDS spready nezaznamenávajú veľké kolísanie pri vyšších frekvenciách a pre použitie mesačných dát bolo sledované obdobie

⁶ British American Tobacco, Carrefour Group, E.ON AG, Marks and Spencer, Nestlé SA, Renault, Siemens AG, Tesco PLC, Telefonica a Vodafone Group Plc

prikrátke. Inšpirovaní článkom o CDS determinantoch od Greatrex (2008) sme vybrali hlavné štrukturálne premenné (alebo ich substituenty), implikované Mertonovým modelom a to nasledovne:

Hodnotu firmy

Použili sme výnos akcií spoločností ako náhradu za trhovú hodnotu firmy a jej zadlženie, keďže dobre odrážajú „zdravie“ firmy.

Volatilitu

Špecifickú volatilitu pre každú spoločnosť sme odhadli za pomoci modelu *GARCH*(1,1) a to nasledovne:

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2, \quad (5.1)$$

kde σ_t^2 je variancia v čase t , ε_t^2 je rezíduum v čase t a ω, β a α sú koeficienty, ktoré treba odhadnúť. Z takto vypočítanej variancie je už výpočet volatility priamočiary. Volatilita celého trhu bola aproximovaná indexom VSTOXX - implikovaná volatilita európskeho akciového indexu EURO STOXX 50 (50 najvýznamnejších spoločností z 12-tich európskych krajín⁷).

Bezriziková úrokovú mieru

Ako bezriziková úrokovú mieru sme zobrali 5-ročnú diskontnú európsku úrokovú mieru. Táto úroková miera bola určená z kotácií swapových obchodov, ktoré kvôli relatívne nízkej reálnej hodnote obchodu oproti nominálnej hodnote nesú nízku mieru rizika zlyhania protistrany, preto ju možno považovať za bezrizikovú. Použili sme aj sklon výnosovej úrokovej krivky, ktorý bol vypočítaný ako rozdiel medzi 2-ročnou a 10-ročnou úrokovou mierou.

Celkové ekonomické podmienky

Za indikátor situácie na trhu bol vzatý európsky credit default swap index iTraxx a taktiež európsky akciový index EURO STOXX 50.

Zavedieme nasledovné označenie pre jednotlivé časové rady:

CDS_{it} - je veľkosť CDS spreadu firmy i v čase t ,

E_{it} - predstavuje týždenný výnos akcie firmy i v čase t ,

VOL_{it} - volatilita individuálnej akcie firmy i v čase t ,

⁷ Belgicko, Fínsko, Francúzsko, Grécko, Holandsko, Írsko, Luxembursko, Nemecko, Portugalsko, Rakúsko, Španielsko a Taliansko.

- VEX_t - je index VSTOXX - implikovaná volatilita európskeho akciového indexu EURO STOXX 50 v čase t ,
- ITX_t - je cena CDS indexu iTraxx v čase t ,
- EX_t - je týždenný výnos európskeho akciového indexu EURO STOXX 50 v čase t ,
- $R5_t$ - predstavuje 5-ročnú diskontnú európsku úrokovú mieru v čase t ,
- SLP_t - zodpovedá rozdielu medzi 2-ročnou a 10-ročnou úrokovou mierou v čase t .

Je všeobecne známe, že finančné časové rady sú poväčšinou nestacionárne. Ako poznamenávajú Granger a Newbold (1974), ak sú premenné nestacionárne, nízka Durbin-Watsonova štatistika indikuje autokoreláciu rezíduí a tá spôsobuje neefektívne odhady koeficientov, mylné predpovede a nesprávne testy signifikantnosti, takže takýto odhad nebude dobrý ani napriek vysokému R^2 . Preto ak sú premenné $I(1)$ - nestacionárne v hodnotách a stacionárne v prvých diferenciách, mali by byť odhadnuté v prvých diferenciách.

Všetky nami vybrané všeobecné trhové premenné sú nestacionárne $I(1)$ procesy, a ako je možné vidieť z tabuľky 5.1, väčšina zo špecifických časových radov, prislúchajúcich jednotlivým vybraným európskym spoločnostiam, sú nestacionárne $I(1)$ procesy taktiež. Kvôli konzistentnosti s predchádzajúcimi prácami od Collins-Dufresne a kol. (2001) a Greatrex (2008) a nestacionarite väčšiny časových radov, sme regresné modely zostavovali v prvých diferenciách. Rovnako ako v spomínaných prácach sme nepracovali s panelovými dátami, ale regresnú analýzu sme aplikovali na každú firmu individuálne. Odhady koeficientov sme následne spriemerovali a prislúchajúce t -štatistiky boli vypočítané rovnako ako v Collins-Dufresne a kol. (2001) a to nasledovne: každý uvedený výsledný spriemerovaný koeficient je vydelený štandardnou odchýlkou N odhadov koeficientov jednotlivých firiem a vynásobený \sqrt{N} , kde N je počet firiem.

	Cena CDS	Cena akcie	Volatilita
I(0)	0	2	3
I(1)	10	8	7

Tabuľka 5.1: sumárny prehľad rádu integrácie špecifických premenných 10 firiem na základe Augmented Dickey-Fuller testu pri 5% hladine významnosti.

5.1.1 Jednoduchá regresia

V prvom rade sme chceli zistiť samotný vplyv jednotlivých premenných na zmeny cien credit default swapov, a preto sme odhadli rovnice za pomoci jednoduchej regresie. Výsledky jednotlivých jednoduchých regresíí je možné vidieť v tabuľke 5.2, kde je pre každý model uvedený aj priemerný upravený koeficient determinácie naprieč všetkými firmami.

	<i>E</i>	ΔVOL	ΔVEX	ΔITX	<i>EX</i>	$\Delta R5$	ΔSLP
priesečník	-0,015 (-0,15)	0,264 (1,62)	0,182 (1,59)	0,134 (1,19)	-0,208 (-3,00)	-0,048 (-0,59)	0,260 (1,44)
koeficient	-0,787 (-3,82)	0,270 (-2,40)	1,098 (3,52)	0,637 (4,42)	-1,713 (-3,51)	-16,973 (-4,47)	-3,419 (-0,82)
<i>Adj. R</i> ²	0,087	0,022	0,124	0,350	0,176	0,026	-0,001

*Tabuľka 5.2: Priemerné odhady koeficientov pre jednoduchú regresiu naprieč všetkými firmami s prislúchajúcimi *t* – štatistikami, ktoré sú hrubo vyznačené pre signifikantné premenné na 5% hladine významnosti.*

Z tabuľky 5.2 si môžeme všimnúť, že všetky uvedené koeficienty majú očakávané znamienko a až na zmeny sklonu úrokovej miery sú všetky signifikantné. Výrazne najväčšiu vysvetľovaciu schopnosť na zmeny cien credit default swapov majú zmeny CDS indexu iTraxx s upraveným koeficientom determinácie 0,35, nasledované výnosmi akciového indexu a zmenami implikovanej trhovej volatility s upravenými $R^2 = 0,176$, resp. $R^2 = 0,124$. Tento výsledok naznačuje kľúčový vplyv systematických faktorov na ceny CDS jednotlivých spoločností. Na druhej strane prekvapivo nízku vysvetľovaciu schopnosť 2,2% majú zmeny špecifickej volatility, ale jednoznačne najnižšiu vysvetľovaciu schopnosť má sklon úrokovej miery s mierne záporným upraveným koeficientom determinácie.

5.1.2 Viacnásobná regresia

Pri viacnásobnej regresii sme vytvorili viacero rôznych modelov s cieľom otestovať niektoré hypotézy. Na základe jednoduchých regresných modelov predpokladáme, že zmeny trhovej volatility budú mať väčší vplyv na zmeny v cenách CDS ako zmeny špecifickej volatility, čo je v rozpore so závermi Greatrex (2008). Ale keďže zmeny v CDS indexe iTraxx

a zmeny indexu trhovej volatility VSTOXX sú značne korelované⁸ s $\rho = 0.52$, tak zaradenie oboch radov do modelu môže viesť k multikolinearite. Problém s multikolinearitou očakávame aj pri zaradení výnosov akciového indexu EURO STOXX 50 do modelu, ktorých korelácia so zmenami cien CDS indexu iTraxx je na úrovni -0,60, so zmenami indexu VSTOXX na úrovni -0,74 a s výnosmi jednotlivých akcií na úrovni 0,55. Ďalej očakávame, že vysvetľovacia schopnosť zmien sklonu úrokovej miery na zmeny CDS bude vo viacnásobnom modeli zanedbateľná, keďže v jednoduchom modeli bol ich vplyv nulový. Zaujímať nás bude aj očistený vplyv špecifických premenných, teda E a ΔVOL , na zmeny cien v credit default swapoch jednotlivých spoločností.

Na testovanie predchádzajúcich hypotéz sme vytvorili viacero modelov s obmenami v nasledovnom tvare:

$$\begin{aligned}
 \text{M1:} \quad & \Delta CDS_{it} = \alpha + \beta_1 E_{it} + \beta_2 \Delta VOL_{it} + \beta_3 \Delta ITX_t + \beta_4 \Delta R5_t + \beta_5 \Delta SLP_t + \varepsilon_t, \\
 \text{M2:} \quad & \Delta CDS_{it} = \alpha + \beta_1 E_{it} + \beta_2 \Delta VEX_t + \beta_3 \Delta ITX_t + \beta_4 \Delta R5_t + \beta_5 \Delta SLP_t + \varepsilon_t, \\
 \text{M3:} \quad & \Delta CDS_{it} = \alpha + \beta_1 E_{it} + \beta_2 \Delta VOL_{it} + \beta_3 \Delta ITX_t + \beta_4 EX_t + \beta_5 \Delta R5_t + \beta_6 \Delta SLP_t + \varepsilon_t, \\
 \text{M4:} \quad & \Delta CDS_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta VOL_{it} + \beta_2 EX_t + \beta_3 \Delta R5_t + \beta_4 \Delta SLP_t + \varepsilon_t, \\
 \text{M5:} \quad & \Delta CDS_{it} = \alpha + \beta_1 E_{it} + \beta_2 \Delta VOL_{it} + \varepsilon_t. \\
 \text{M6:} \quad & \Delta CDS_{it} = \alpha + \beta_1 E_{it} + \beta_2 \Delta VOL_{it} + \beta_3 \Delta ITX_t + \varepsilon_t,
 \end{aligned}$$

Odhadnuté priemerné koeficienty jednotlivých modelov s priemerným upraveným koeficientom determinácie pre modely M1-M6 ponúka tabuľka 5.3. Ako je vidieť z tejto tabuľky, ak ΔVOL v modeli M1 zameníme za ΔVEX v modeli M2, tak vysvetľovacia schopnosť modelu klesne z 0,398 na 0,378. Okrem toho koeficient pri zmene trhovej volatility je nesignifikantný, napriek tomu, že bol v jednoduchej regresii signifikantný s relatívne dobrou vysvetľovacou schopnosťou. Tento výsledok je najskôr spôsobený predpokladanou multikolinearitou medzi premennými ΔVEX a ΔITX . Koeficient pri výnosoch akciového indexu EURO STOXX 50 po pridaní do modelu M3 je tiež nesignifikantný, aj keď vysvetľovacia schopnosť modelu stúpla na 0,433. Avšak po vypustení premenných ΔITX a ΔE sú výnosy akciového indexu signifikantné, ako to môžeme vidieť v modeli M4. To znamená, že sa potvrdila naša hypotéza o multikolinearite medzi prvými diferenciami spreadov indexu iTraxx, výnosmi akcií jednotlivých firiem a výnosmi indexu EURO STOXX 50. Model M4 však dokáže vysvetliť iba 18,7% zmien v spreadoch credit default swapoch,

⁸ maticu korelačných koeficientov pre všetky premenné je možné nájsť v prílohe.

a preto ako indikátor celkových ekonomických podmienok budeme brať do úvahy zmeny CDS indexu. Potvrdila sa aj hypotéza o zanedbateľnom vplyve zmien sklonu úrokovej miery na vysvetľovaciu schopnosť modelu. Ďalej si je možné všimnúť, že všetky koeficienty pri zmenách 5-ročnej úrokovej miery v modeloch M1-M4 sú nesignifikantné, a dokonca v troch z nich majú opačné znamienko, ako sme očakávali. Spoločná vysvetľovacia schopnosť oboch firme špecifických premenných v modeli M5 je len 9,9% a nedosahuje ani úroveň vysvetľovacej schopnosti ľubovoľného z troch systémových faktorov ΔITX , ΔEX a ΔVEX v jedno premenných modeloch z časti 4.1.1. Do výsledného modelu M6 sme nakoniec zaradili iba prvé diferencie špecifických premenných a indexu iTraxx, keďže ostatné premenné sú buď nesignifikantné alebo po ich pridaní máme v modeli problém s multikolinearitou. Zdá sa, že tento model najlepšie vystihuje prvé diferencie credit default swapov s upraveným koeficientom determinácie 0,391.

	M1	M2	M3	M4	M5	M6
<i>priesečník</i>	0,210 (1,83)	0,140 (1,43)	0,196 (1,78)	-0,117 (-0,88)	0,045 (0,57)	0,084 (1,31)
<i>RE</i>	-0,289 (-1,73)	-0,387 (-2,50)	-0,267 (-1,60)		-0,753 (-3,61)	-0,290 (-1,74)
<i>ΔVOL</i>	0,290 (2,89)		0,288 (2,89)	0,225 (2,70)	0,193 (1,96)	0,277 (2,81)
<i>ΔVEX</i>		0,041 (0,45)				
<i>ΔITX</i>	0,581 (4,72)	0,564 (4,57)	0,567 (4,52)			0,574 (5,07)
<i>EX</i>			-0,076 (-0,97)	-1,652 (-3,38)		
<i>$\Delta R5$</i>	1,779 (0,42)	4,919 (1,21)	2,474 (0,59)	-1,011 (-0,28)		
<i>ΔSLP</i>	-6,154 (-1,12)	-4,158 (-0,82)	-6,068 (-1,11)	-6,687 (-1,32)		
<i>Adj R²</i>	0,398	0,378	0,433	0,187	0,099	0,391

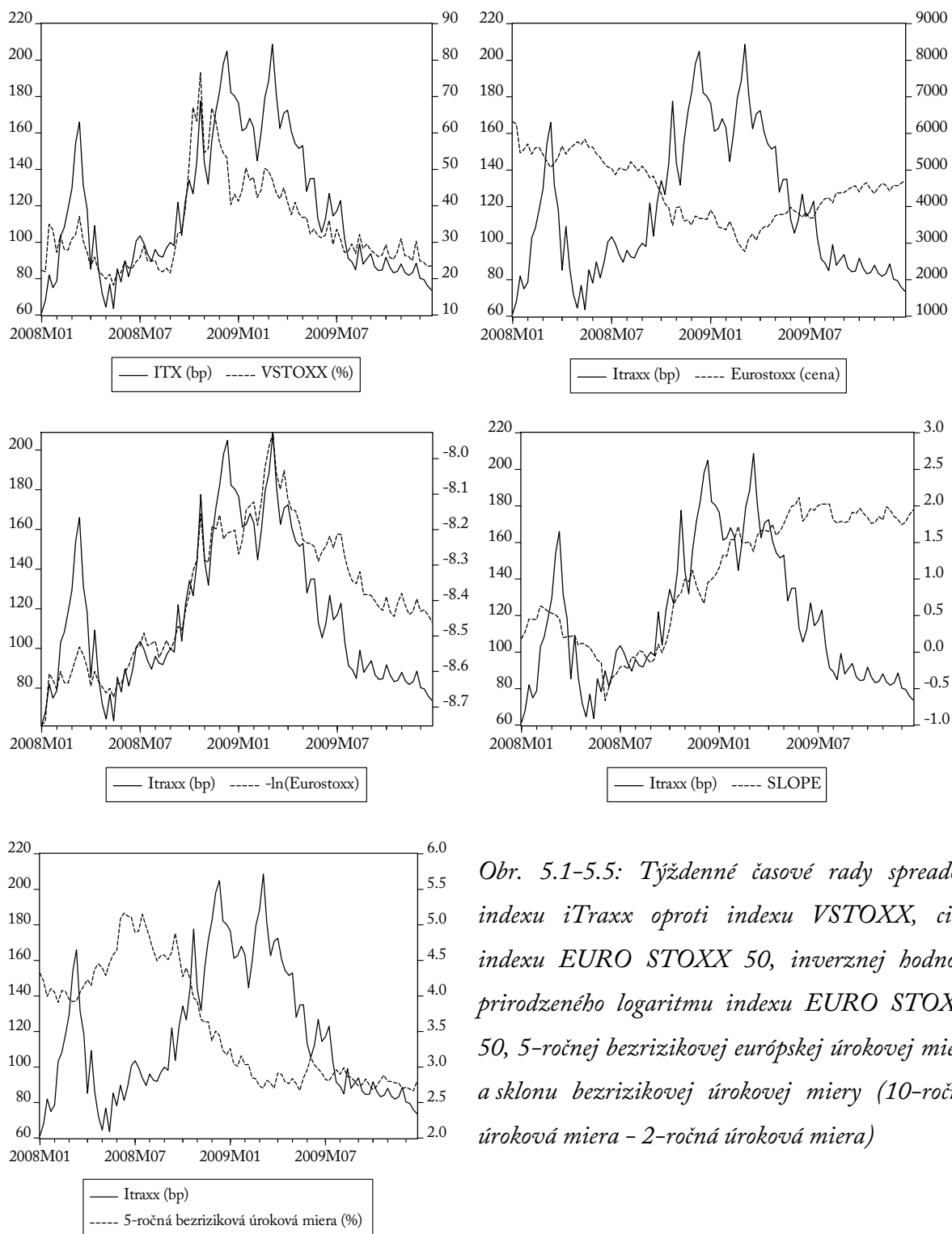
Tabuľka 5.3: Priemerné odhady koeficientov pre viacnásobnú regresiu naprieč všetkými firmami s prislúchajúcimi *t* – štatistikami, ktoré sú hrubo vyznačené pre signifikantné premenné na 5% hladine významnosti.

Uvedomujeme si skutočnosť, že naše závery sú do istej miery znehodnotené faktom, že regresnú analýzu sme uskutočnili na malej vzorke 10-tich spoločností, ale inak sú naše zistenia kvalitatívne podobné výsledkom práce Greatrex (2008), ktorá dokázala v prvých diferenciách vysvetliť 30,5% variancie credit default swap spreadov. Greatrex zistila, že hlavným determinantom credit default swapov je CDS index, a že špecifické premenné sa podieľajú iba na polovici z vysvetlených variácií. Tento výsledok sa ešte výraznejšie potvrdil v našej regresnej analýze, kde samotný index iTraxx má vysvetľovaciu schopnosť na úrovni 35% a špecifické premenné sa podieľajú len na približne štvrtine z vysvetľovacej schopnosti modelu M6. Táto skutočnosť je v rozpore so základnými predpokladmi štrukturálneho prístupu modelovania kreditného rizika, ktorý predpokladá, že hlavný vplyv na kreditnú rizikovosť firmy má práve kapitálová štruktúra firmy. Volatilita ceny akcie a výnosy akcie síce môžu do istej miery odrážať vplyv celkovej ekonomickej situácie na trhu, ale podľa výsledkov jednoduchej alebo viacnásobnej regresie sa zdá, že tieto špecifické premenné odrážajú systematické riziko len z malej časti. Zanedbateľný vplyv na zmeny cien credit default swapov majú zmeny sklonu úrokovej miery a aj zmeny samotnej úrokovej miery, čo je konzistentné so závermi Greatrex (2008). Odlišné zistenia by sme mohli nájsť pri posudzovaní veľkosti vplyvu zmien špecifickej a trhovej volatility, kde z našej analýzy sa zdá, že práve zmeny v trhovej volatilitate sú lepším samostatným indikátorom pre zmeny v CDS spreadoch. Ale keďže sú korelované s inými závislými premennými, vo viacnásobnom modeli je lepšie použiť zmeny špecifickej volatility.

Známy empirický poznatok, ku ktorému prišla aj Greatrex (2008), je, že vysvetľovacia schopnosť štrukturálnych premenných stúpa s nárastom kreditného rizika u firiem. Pre overenie uvedeného sme rozdelili naše firmy do dvoch skupín podľa ratingu od ratingovej agentúry Standard&Poor's, kde prvá skupina je tvorená firmami s ratingom od AAA až po A a do druhej sme zaradili ostatné firmy, a tak prvú skupinu tvorí 7 firiem a druhú 3 firmy. Potom upravený koeficient determinácie pre model M6 a pre prvú ratingovú skupinu je 0,349 a 0,487 pre druhú skupinu, čo potvrdzuje predpoklad. Vďaka tejto skutočnosti máme väčšiu šancu získať hodnovernejšie výsledky, ak budeme štrukturálnym prístupom modelovať spready CDS spoločností s vysokým kreditným rizikom.

5.2 Hľadanie dlhodobých vzťahov

Ak vývoj indexu credit default swapov má najvýraznejší vplyv na priebeh jednotlivých CDS, bolo by pozoruhodné zistiť, čo predovšetkým vplyva na vývoj spreadu CDS indexu.



Obr. 5.1-5.5: Týždenné časové rady spreadov indexu iTraxx oproti indexu VSTOXX, cien indexu EURO STOXX 50, inverznej hodnote prirodzeného logaritmu indexu EURO STOXX 50, 5-ročnej bezrizikovej európskej úrokovej miere a sklonu bezrizikovej úrokovej miery (10-ročná úroková miera - 2-ročná úroková miera)

Zaujímavé sú výsledky, ktoré podávajú obrázky 5.1-5.5, porovnávajúce vývoj týždenných spreadov CDS indexu iTraxx k rôznym štruktúrnym premenným. Ako je možné vidieť z obrázkov, Index iTraxx zaznamenal v sledovanom období búrlivý vývoj. Hneď v polovici marca 2008 nastal prudký výkyv zapríčinený kolapsom veľkej americkej investičnej banky Bear Stear a ďalší výkyv zaznamenal index v polovici septembra 2008 vďaka bankrotu investičnej banky Lehman Brothers (najväčším bankrotom v histórii USA) a poklesu ratingu a nedostatku likvidity poisťovne AIG. Index potom ešte pokračoval v nestabilnom raste v dôsledku veľkej neistoty na finančnom trhu a ustálenejšie začal klesať až v polovici marca 2009, kedy dosiahol svoje maximum. Obrázok 5.1 znázorňuje časové rady spreadov indexu iTraxx a implikovanej volatility meranej indexom VSTOXX. Takmer celé sledované obdobie vykazujú oba rady pohyb približne rovnakým smerom a už z obrázku sa dá predpokladať úzke prepojenie týchto dvoch premenných. Na obrázku 5.2 je vykreslený, popri CDS indexe, vývoj ceny indexu EURO STOXX 50. V treťom mesiaci roku 2009, v období najväčšieho prepadu akciového indexu zapríčineného celosvetovou recesiou, dosahuje index iTraxx svoje maximum. V tomto prípade je možné sledovať približne opačný pohyb oboch radov. Ich naviazanosť si je možné ešte lepšie všimnúť na obrázku 5.3, kde je popri CDS indexe inverzne zobrazený prirodzený logaritmus indexu EURO STOXX 50. Z obrázku 5.4 vidno, že kým od polovice roku 2008 obavy zo začínajúcej sa finančnej krízy spôsobovali nárast spreadov CDS indexu, 5 - ročná úroková miera začala klesať zo svojich 5% skoro s 2-mesačným oneskorením a pri opätovnom poklese indexu iTraxx už ostala na približne konštantnej úrovni medzi 2,5% - 3%. Preto je náročné zistiť vzťah medzi týmito radmi. Napriek teoretickým predpokladom o negatívnom vzťahu CDS spreadov a sklonom úrokovej výnosovej krivky, z obrázku 5.5 sa zdá skôr opak.

5.2.1 Kointegrácia a Error corection model

Z obrázkov 5.1 - 5.5 je možné formulovať rôzne hypotézy, ktoré by bolo však vhodné overiť zmysluplným ekonometrickým aparátom. Keďže všetky vykreslené premenné majú stochastický trend a sú rádu $I(1)$, tak modelovať ich v hodnotách nemusí viesť k vierohodným výsledkom. Diferencovaním premenných však často stratíme informáciu o dlhodobých vzťahoch, ktoré sú pre nás zaujímavé. Preto, na zistenie dlhodobých vzťahov medzi štruktúrnymi premennými a indexu kreditných swapov, som použil kointegračnú analýzu a Error corection modely (ECM). Výhodou ECM je, že nielen popisujú dlhodobý vzťah

medzi premennými, ale aj krátkodobú dynamiku, keďže premenné majú často tendenciu návratu ku dlhodobým vzťahom.

Treba pripomenúť, že všetky vybrané štrukturálne premenné, ako aj index iTraxx sú rádu $I(1)$, a tak má zmysel hovoriť o kointegrácii medzi nimi. Johansenov kointegračný test⁹ zamietol hypotézu o kointegračnom vzťahu medzi indexom iTraxx a premennými - akciovým indexom EURO STOXX 50, bezrizikovou úrokovou mierou a sklonom úrokovej miery. Tento test však potvrdil existenciu dlhodobého vzťahu medzi CDS indexom a implikovanou volatilitou akciového indexu, a preto môžeme pre tieto časové rady odhadnúť Error corection model a sledovať ich dlhodobú rovnováhu ako aj odozvy na vychýlenie z nej. Po odhadnutí vyzerá ECM model¹⁰ pre index iTraxx nasledovne:

$$\Delta litx_t = -0,218cointeq - 0,043\Delta litx_{t-1} - 0,164\Delta lvex_{t-1} + 0,00095, \quad (5.2)$$

$$cointeq : litx = 0,952lvex + 1,413, \quad (5.3)$$

pričom $litx$ je logaritmická transformácia spreadov indexu iTraxx, $lvex$ je logaritmická transformácia indexu a $cointeq$ je kointegračný vzťah medzi oboma premennými. Z rovnice je vidieť, že nárast volatility na trhu z akciami spôsobuje zdražovanie kreditných swapov a naopak. Čiže jedno percentný nárast volatility na trhu spôsobuje 0,952% vzostup CDS spreadu indexu iTraxx. Z rovnice (5.2) môžeme ďalej vidieť, že koeficient rýchlosti prispôsobovania sa v rovnici pre $litx$ má hodnotu 0,22, a teda index iTraxx v nerovnováhe medzi ním a indexom volatility VSTOXX klesá alebo rastie tak, aby znížil prípadnú nerovnováhu o 22% percent týždenne.

Z predchádzajúcej ekonometrickej analýzy sme zistili, že z rôznych determinantov mal práve index iTraxx kľúčový vplyv na výšku CDS spreadov. Podľa (5.2) má však zároveň volatilita akciového indexu výrazný vplyv na index iTraxx, a teda významne nepriamo vplýva na ceny konkrétny credit default swapov. Tento výsledok je veľmi dobre ekonomicky interpretovateľný, keďže zvyšovanie volatility na finančnom trhu zvyšuje pravdepodobnosť prudkých výkyvov cien akcií, ktoré môžu v krátkom čase výrazne znížiť vlastný kapitál firmy, a tá má následne zhoršený potenciál plniť si svoje záväzky voči veriteľom, a preto by mali ceny CDS vypísaných na dlhopisy danej firmy rásť.

⁹ na 5% hladine významnosti.

¹⁰ na odhadnutie modelu bol použitý software EViews 5 výstup z neho uvádzame v prílohe.

Zaujímavé je, že koeficient rýchlosti prispôsobovania sa v rovnici pre $lvex$ ¹¹, ktorú uvádzame v prílohe, je veľmi malý, a ak pridáme do nášho Error corection modelu reštrikciu, že je rovný nula, Likelihood ratio test s reštrikciou nulovú hypotézu nezamietne¹². To znamená, že ak nastane nerovnováha medzi CDS indexom iTraxx a indexom volatility VSTOXX, tak na volatilitu akciového trhu to nemá vplyv. A teda volatilita na akciovom trhu ovplyvňuje ceny credit default swapov, ale opačne to podľa nášho modelu neplatí. To je výsledok, ktorý by sme aj očakávali, keďže CDS spready sa modelujú aj na základe informácií z akciového trhu, a teda by ich vývoj mali ovplyvňovať, avšak opačný vzťah by platiť nemal.

¹¹ rovnicu uvádzane v prílohe.

¹² pričom $p=0,67$.

6 Testovanie Hull-White modelu

V tejto kapitole sa posnažíme otestovať Hullov - Whiteov model, predstavený v 2.kapitole, na reálnych dátach. Jeden z dôvodov výberu tohto modelu je fakt, že Mertonovým modelom sa zaoberá množstvo autorov, napríklad diplomová práca Kadlečíkovej (2009), a komplikovanejšie štrukturálne modely využívajú vstupné dáta, ktoré nie sú voľne dostupné. Ďalším dôvodom je snaha zistiť prepojenosť trhov z dlhopismi a credit default swapmi. Zaujímať nás bude, do akej miery dokážu ceny dlhopisov predpovedať ceny CDS. Budeme modelovať 5-ročné ceny credit default swapov, keďže práve s 5-ročnými cenami CDS sa v praxi najviac obchoduje.

6.1 Dáta

Model sme testovali na denných dátach pre vybrané európske krajiny a to Grécko, Portugalsko, Írsko a Taliansko pre časové obdobie od 10.2.2009 do 19.4.2010, avšak pre Grécko máme údaje len do 8.4.2010. Vybrané krajiny sa nám zdali byť zaujímavé, kvôli ich vysokému štátnemu dlhu a momentálnym problémom s ním spojenými, vďaka čomu ceny credit default swapov týchto vybraných štátov výrazne stúpili. Problém s nízkymi cenami dlhopisov má najmä Grécko, ktorého kreditný spread pre 10-ročný dlhopis dosiahol 22. Apríla 600 bps oproti 10-ročnému nemeckému dlhopisu¹³. Model sme taktiež otestovali aj pre americké firmy Ford Motor Company a IBM, z ktorých je prvá vysoko riziková a druhá s minimálnym rizikom zlyhania. Naše údaje pre každý subjekt obsahujú:

Ceny kupónových dlhopisov

Pre každý subjekt máme ceny dlhopisov s rôznymi splatnosťami, ale vždy aspoň jeden z dlhopisov so splatnosťou väčšou ako 5 rokov. Najviac dlhopisov s rôznou splatnosťou máme pre Grécko a to 9 a najmenej pre Írsko a IBM a to 5. Dlhopisy toho istého subjektu majú vždy

¹³ Zdroj: Thomson Reuters

rovnaký rating a stupeň podriadenosti. Ceny všetkých dlhopisov sú relatívne likvidné s výnimkou IBM, pre ktorú nemáme k dispozícii kompletne údaje cien dlhopisov, a tak ceny medzi jednotlivými pozorovaniami sa často prudko menia. Chýbajúce hodnoty sme v tomto prípade nahradili predchádzajúcimi.

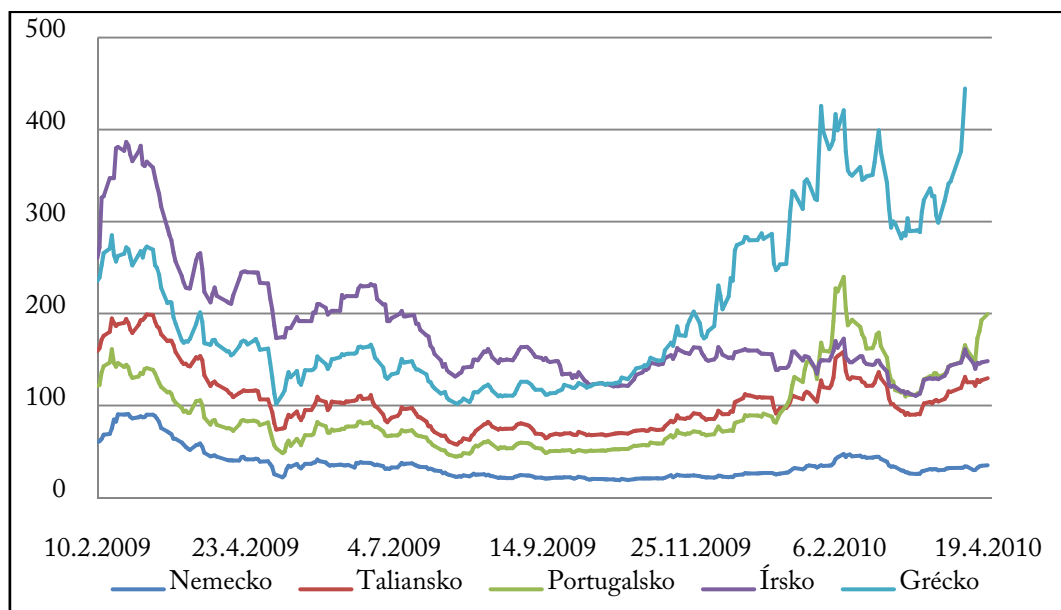
Bezriziková úroková miera

Pre európske štáty sme použili výnos bezkupónových dlhopisov eurozóny s ratingom AAA, teda z najmenším rizikom zlyhania, pre rôzne časové obdobia. Pre obe americké spoločnosti boli použité úrokové miery odvodené z amerických vládnych bezkupónových dlhopisov (Treasury rates).

Ceny credit default swapov

Ceny vypočítaných 5-ročných credit default swapov budeme porovnávať s trhovými cenami. Časový vývoj trhových cien 5-ročných credit default swapov pre vybrané európske štáty a Nemecko¹⁴ je znázornený na obrázku 6.1. Všetky ceny CDS budeme uvádzať v bps.

Zdrojom pre uvedené údaje je Bloomberg, akurát výnosová krivka bezkupónových dlhopisov eurozóny s ratingom AAA je získaná z databázy Európskej centrálnej banky.



Obr. 6.1: Ceny CDS 5Y vybraných krajín

¹⁴ Nemecko s ratingom AAA sa považuje za krajinu z minimálnym rizikom zlyhania.

6.2 Aplikácia HW modelu na reálne dáta

Na naprogramovanie výpočtu cien CDS za pomoci HW modelu sme použili software MATLAB. Náš program sme úspešne otestovali na dvoch príkladoch, ktoré uvádzajú autori vo svojom článku Hull a White (2000).

Pri výpočte sme postupovali tak, že najprv sme pomocou bootstrap metódy odvodili výnosy pre bezkupónové dlhopisy jednotlivých rizikových subjektov, s rovnakou splatnosťou, akú majú kupónové dlhopisy týchto subjektov. Následne sme výnosy interpolovali (použili sme kubickú interpoláciu), a tak dostali časovú štruktúru úrokových mier pre jednotlivých rizikových emitentov. Rovnako sme interpoláciou odvodili aj bezrizikovú časovú štruktúru úrokových mier. Z nej sme vypočítali bezrizikové ceny dlhopisov so splatnosťou tých rizikových a bezrizikové forwardové ceny dlhopisov, ktoré vstupujú do vzťahu (3.20).

Keďže sme kupónové rizikové dlhopisy previedli na bezkupónové, nesťahuje sa na ne predpoklad o pohľadávke vlastníka dlhopisu v prípade zlyhania, ktorý bol uvedený v časti 3.3.1. Najlepší predpoklad o výške pohľadávky v prípade zlyhania bezkupónového dlhopisu, implikovaný právnym systémom vymáhania pohľadávok vo väčšine štátov, je podľa Jarrova a Turnbulla (2000) nasledovný:

$$C_j(t) = ZB_j[1 + (t - t_0)r_j] \quad (6.1)$$

pre $t \leq t_j$, kde $C_j(t)$ je veľkosť pohľadávky pre j -ty dlhopis v čase t , ZB_j je súčasná hodnota j -teho rizikového bezkupónového dlhopisu, t_j je čas splatnosti pre j -ty dlhopis, t_0 je počiatkový čas a r_j predstavuje implicitný úrok, ktorý možno vypočítať zo vzťahu:

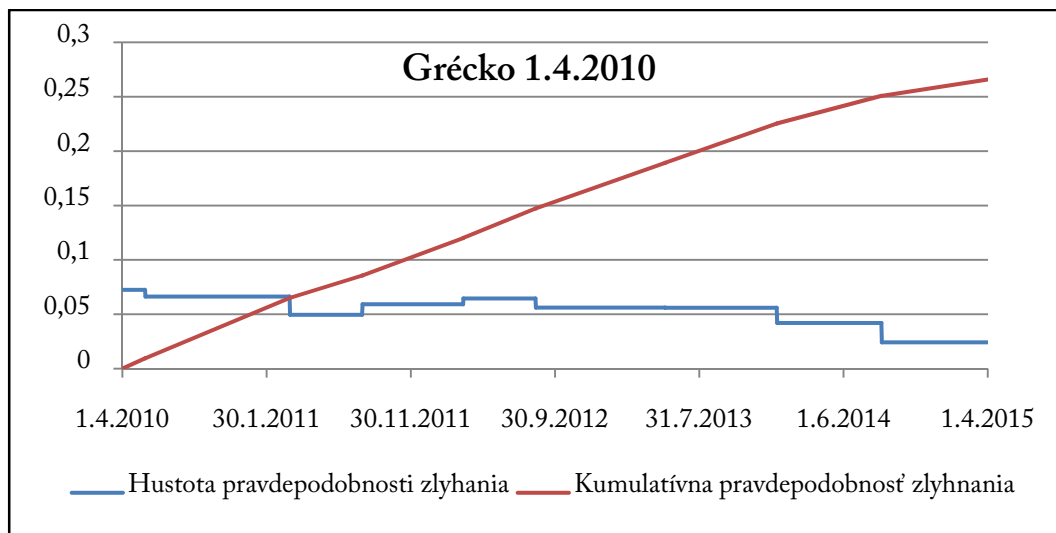
$$ZB_j = \frac{1}{1 + (t_j - t_0)r_j} \quad (6.2)$$

Mieru výťažnosti pre štátne dlhopisy sme stanovili na 40% podľa štandardov ISDA, ktoré odporúčajú použiť pri výpočtoch cien CDS pre vyspelé krajiny. Pre obe americké spoločnosti sme použili odhad miery výťažnosti pre prioritný nezabezpečený dlhopis od agentúry Moody's, ktorý uvádzame v tabuľke 3.1 a jeho výška je 32,4%.

Pre každý subjekt teraz už môžeme vypočítať rizikovo neutrálnu hustotu pravdepodobnosti a za jej pomoci vypočítať ceny credit default swapov a porovnať ich s trhovými cenami.

Na obrázku 6.2 je vyobrazená vypočítaná rizikovo neutrálna hustota pravdepodobnosti zlyhania a rizikovo neutrálna kumulatívna pravdepodobnosť zlyhania počas 5-ročného

obdobia pre Grécko ku dňu 1.4.2010. Zaujímavý je klesajúci charakter tejto hustoty, z čoho môžeme napríklad usudzovať, že dňa 1.4.2010 bolo pravdepodobnejšie zlyhanie Grécka v prvom roku ako v piatom.



Obr. 6.2: rizikovo neutrálna hustota pravdepodobnosti zlyhania a kumulatívna pravdepodobnosť zlyhania pre Grécko ku dňu 1.4.2010

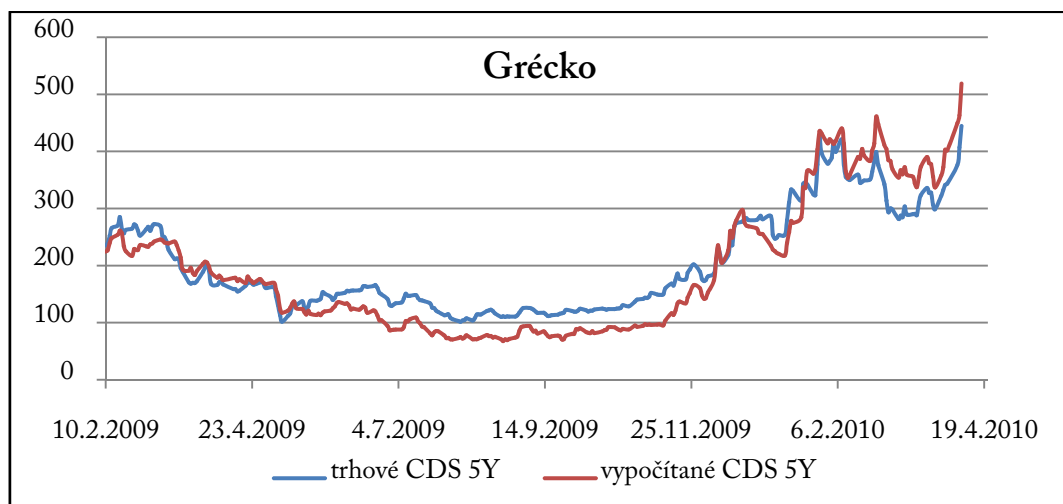
6.3 Porovnanie vypočítaných a skutočných cien

6.3.1 Porovnanie cien pre vybrané európske štáty

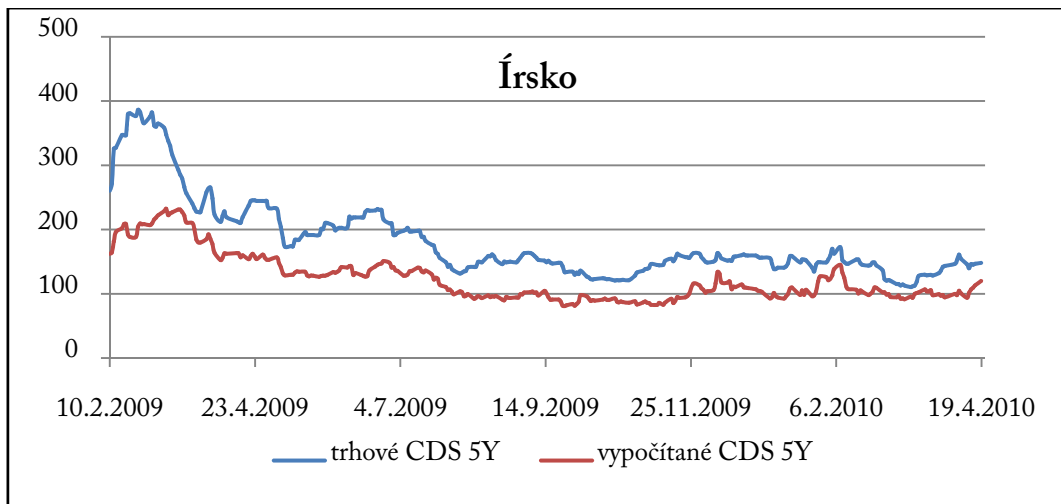
Obrázky 6.3–6.6 porovnávajú 5-ročné ceny credit default swapov pre vybrané štáty so skutočnými trhovými cenami. Z obrázkov je vidieť, že modelové ceny relatívne dobre zachytávajú varianciu skutočných cien CDS, čoho dôkazom je vysoká korelácia oboch časových radov v tabuľke 6.1. Vypočítané ceny CDS sú však značne podhodnotené pre Írsko, Portugalsko a Taliansko. Tento problém môže byť spôsobený skutočnosťou, že bezrizikóvu úrokovú mieru sme nahradili výnosom bezkupónových dlhopisov eurozóny s ratingom AAA (takýto rating majú napríklad nemecké štátne dlhopisy) pre rôzne časové obdobia. Tieto dlhopisy síce sú s minimálnym rizikom zlyhania, ale nie sú bezrizikové. Ako je možné vidieť z obrázku 6.1, ceny CDS pre Nemecko nie sú počas ekonomickej krízy zanedbateľne nízke, napriek finančnej stabilite a vysokému ratingu Nemecka. Môže to byť spôsobené veľkou

neistotou a nedôverou na finančných trhoch počas krízy, čo spôsobuje nárast rizikovej prémie aj pre štáty s vysokým ratingom.

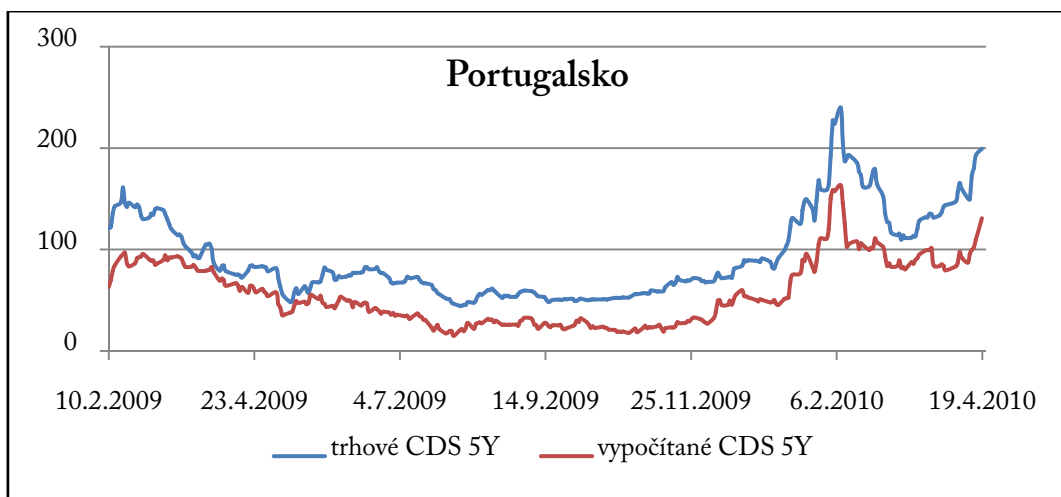
S predchádzajúcej úvahy vyplýva, že keď chceme obsiahnuť riziko zlyhania jednotlivých krajín v cenách credit default swapoch, mali by sme k týmto cenám pripočítať aj cenu za riziko zlyhania krajín eurozóny s ratingom AAA. Obrázok 6.7 porovnáva trhové ceny 5-ročných CDS pre Portugalsko a súčet vypočítaných 5-ročných cien pre Portugalsko a trhových 5-ročných cien CDS pre Nemecko. Porovnanie pre zvyšné krajiny je možné nájsť v prílohe. Pripočítanie cien CDS pre Nemecko výsledkom výrazne pomohlo a hodnoty súčtu cien už sledujú trhové ceny relatívne presne a rozdiely v hodnotách nie sú tak výrazné. Tento výsledok potvrdzuje úvahu, že použitá náhrada za bezrizikovú úrokovú mieru je v podstate riziková, a tak kvôli prémii za riziko vyššia, ako by bola skutočne bezriziková časová štruktúra úrokových mier. Preto je potrebné túto nezapočítanú prémiiu za riziko zohľadniť vo vypočítaných cenách.



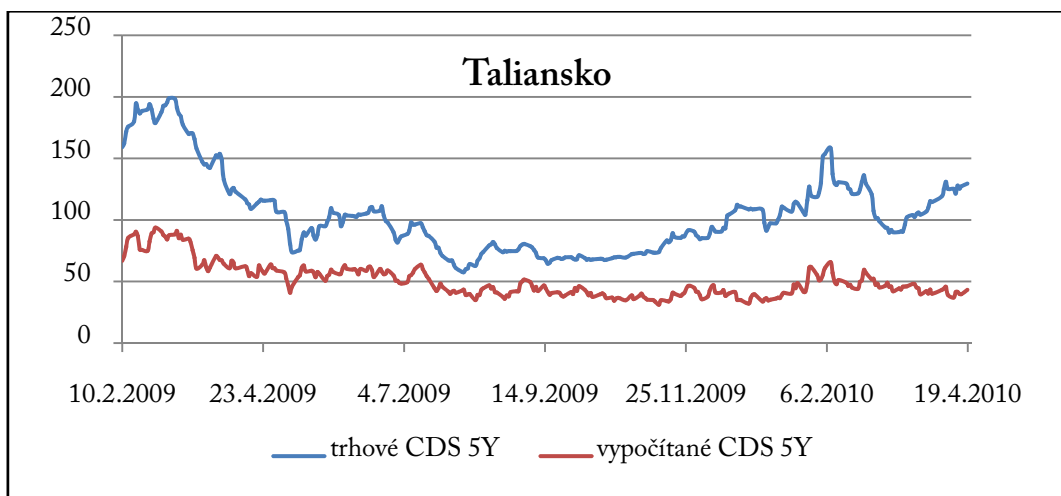
Obr. 6.3: Porovnanie cien CDS 5Y pre Grécko



Obr. 6.4: Porovnanie cien CDS 5Y pre Írsko



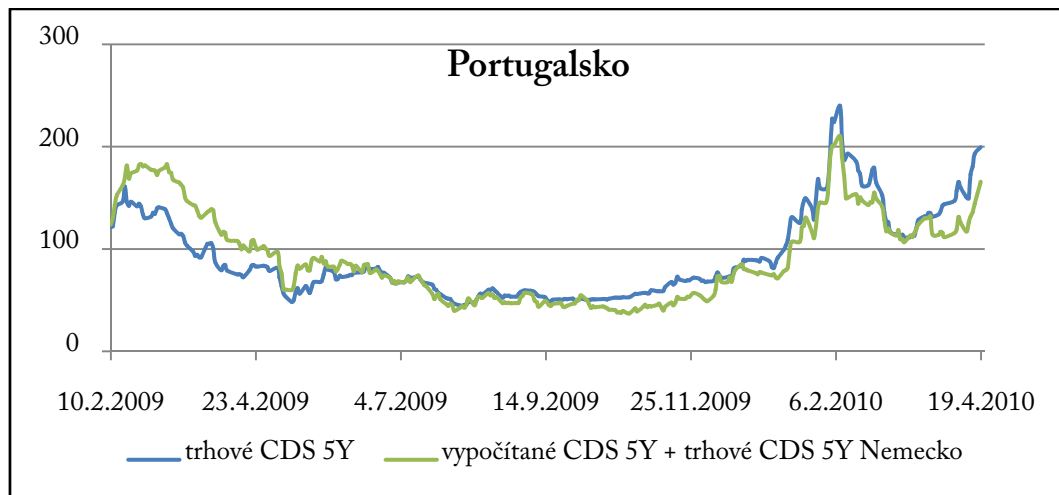
Obr. 6.5: Porovnanie cien CDS 5Y pre Portugalsko



Obr. 6.6: Porovnanie cien CDS 5Y pre Taliansko

Portugalsko	Taliansko	Grécko	Írsko
0.94	0.75	0.97	0.93

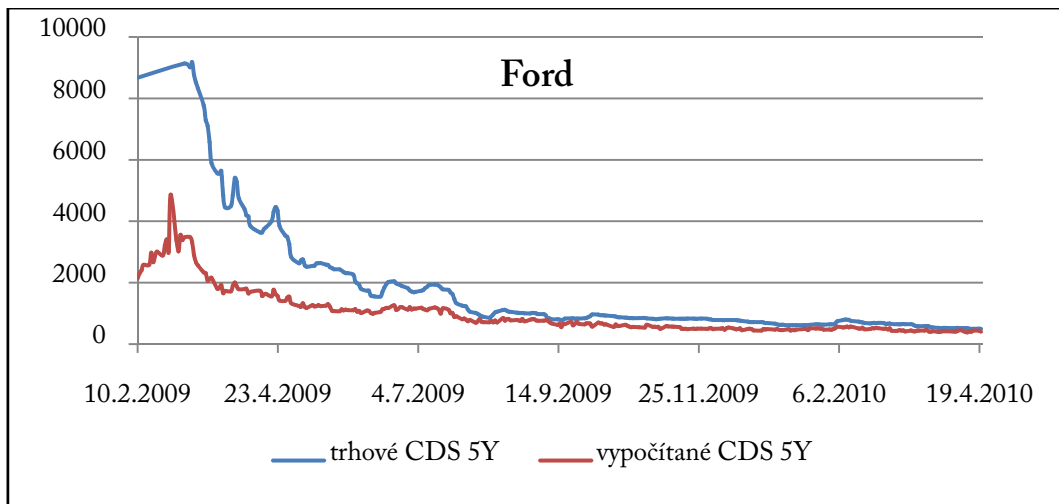
Tabuľka 6.1: Korelačné koeficienty vypočítaných a skutočných časových radov pre 5-ročné ceny CDS.



Obr. 6.7: Porovnanie cien CDS 5Y pre Portugalsko

6.3.2 Porovnanie cien pre vybrané americké firmy

Výsledky pre obe americké firmy sú pre naše otestovanie modelu prínosné. Spoločnosť Ford Motor Company mala posledné roky veľké finančné ťažkosti, ktoré sa znásobili príchodom krízy a následným poklesom dopytu po automobiloch. Túto skutočnosť najlepšie vyjadruje fakt, že dňa 10.3.2009 cena 5-ročného CDS pre spoločnosť Ford dosiahla neuveriteľných 9183 bps. To znamená, že „poistenie“ voči \$10 miliónovému dlhu spoločnosti na 5 rokov stálo \$9.183 milióna ročne. Na druhej strane zaujímavé na spoločnosti IBM, z hľadiska otestovania modelu, je nízka likvidita cien jej dlhopisov.

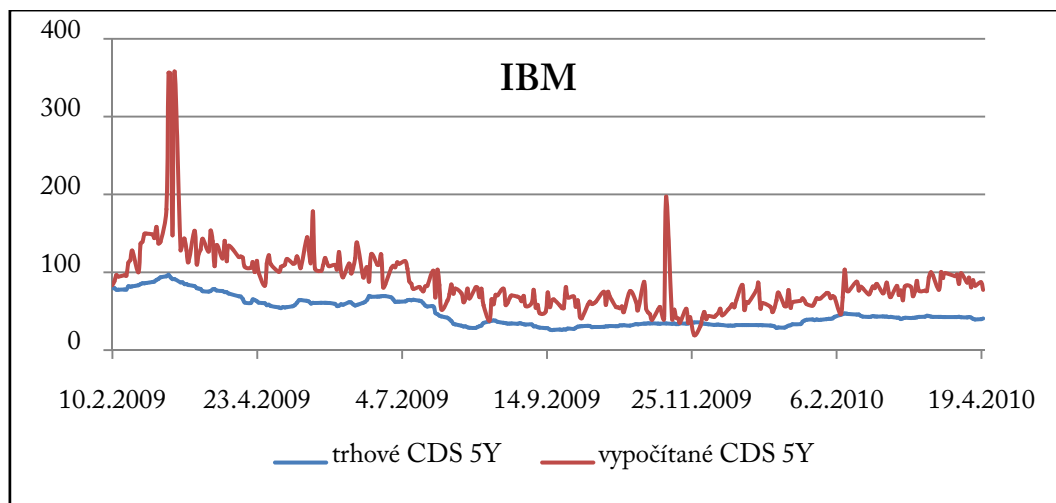


Obr. 6.8: Ceny CDS 5Y pre Ford

Ford	IBM
0.97	0.76

Tabuľka 6.2: Korelačné koeficienty vypočítaných a skutočných časových radov pre 5-ročné ceny CDS.

Podobne ako pri štyroch európskych štátoch aj z obrázkov 6.8 a 6.9 môžeme sledovať schopnosť vypočítaných cien CDS relatívne dobre zachytiť variáciu trhových cien. Táto schopnosť je výrazná hlavne pre spoločnosť Ford, pre ktorú korelačný koeficient časových radov cien CDS je na úrovni 0,97, ako to môžeme vidieť v tabuľke 6.2. Pre Ford sú modelové ceny po celý čas podhodnotené, ale s postupom času konvergujú k trhovým cenám CDS a na konci sledovaného časového obdobia sú od nich už len málo vzdialené. Počiatočné rozdiely v cenách môžu byť spôsobené značne nepriaznivou finančnou situáciou a veľmi neistou budúcnosťou tejto automobilovej firmy, a preto náročným oceňovaním jej CDS. To môže mať za následok extrémne vysokú rizikovú prirážku k cenám CDS.



Obr. 6.9: Ceny CDS 5Y pre IBM

Rozdielny výsledok od doterajších dostávame pre spoločnosť IBM. Časový vývoj vypočítaných cien CDS je vysoko volatilný a ich hodnoty sú nadhodnotené v porovnaní s trhovými. Je to spôsobené predovšetkým vysokou volatilitou cien dlhopisov tejto spoločnosti, kvôli nízkej likvidite ich predaja. Ale napriek tomu trend oboch časových radov má podobný priebeh. Výsledky vypočítaných cien CDS pre IBM potvrdzujú citlivosť HW modelu na vstupné dáta cien dlhopisov, ktoré je často veľmi obtiažne zohnať v dostatočnej kvalite a množstve. Zlá dostupnosť údajov cien dlhopisov hrá v neprospech HW modelu.

6.3.3 Schopnosť vypočítaných cien CDS predikovať trhové ceny CDS

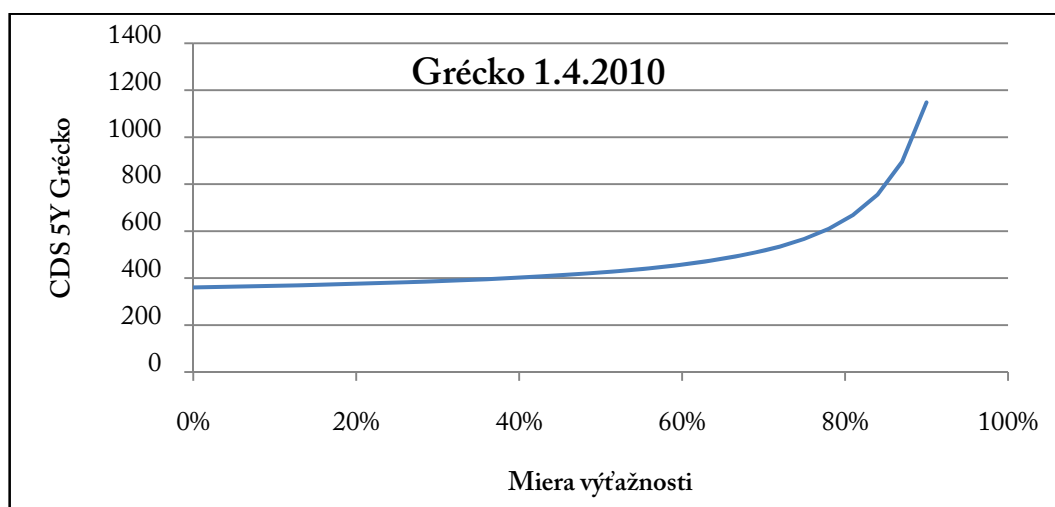
Kurióznym výsledkom sme zistili otestovaním kauzality medzi vypočítanými cenami CDS a trhovými cenami. Použili sme Grangerov test kauzality¹⁵, keďže väčšina časových radov sú $I(1)$ procesy, testy sme vykonali pre prvé diferencie. Výnimkou boli v tomto prípade časové rady pre Ford, ktoré boli stacionárne už v hodnotách, a tak sme ich nemuseli diferencovať.

Z výsledkov vyplýva skutočnosť, že síce vypočítané ceny CDS sú kauzálne pre trhové ceny CDS v prípade oboch amerických firiem, ale pre štyri európske štáty platí opačná závislosť. Z tohto výsledku je obtiažne vytvoriť záver o kauzálnom vzťahu medzi vypočítanými cenami CDS a trhovými cenami, a teda medzi trhom s dlhopismi a CDS trhom, keďže vypočítané ceny CDS sú kalibrované z cien dlhopisov, a preto je medzi nimi silná závislosť.

¹⁵ Na 5% hladine významnosti a zvolený počet lagov bol 2.

6.3.4 Vplyv miery výťažnosti na ceny CDS

Ako už vieme, miera výťažnosti je v realite závislá od množstva špecifických a systematických faktorov a taktiež je meniac sa v čase. Keďže pri výpočtoch túto skutočnosť zanedbávame a predpokladáme, že miera výťažnosti je konštantná, ukážeme si na príklade citlivosť vypočítanej ceny CDS na mieru výťažnosti.



Obr. 6.10: Závislosť vypočítanej ceny CDS 5Y od miery výťažnosti

Na obrázku 6.10 je znázornená závislosť vypočítanej 5-ročnej ceny CDS pre Grécko od miery výťažnosti. Ceny sú počítané ku dňu 1.4.2010. Závislosť je exponencionálne rastúca, pričom miera výťažnosti do 50% má nevýrazný vplyv na cenu CDS a kľúčový vplyv začína mať až pre hodnoty presahujúce 50%. Hrubo povedané, ak sa skutočná miera výťažnosti pohybuje približne v rozmedzí do 50%, tak predpoklad, že miera výťažnosti je konštantná a rovná vybranej hodnote v rovnakom rozmedzí, je relatívne v poriadku. Táto skutočnosť je spôsobená opačnou závislosťou rizikovo neutrálnej pravdepodobnosti zlyhania a ceny CDS od miery výťažnosti. Čím je vyššia miera výťažnosti, tak tým dostávame väčšiu pravdepodobnosť zlyhania, ale na druhej strane nižšiu cenu CDS. Cena CDS je však priamo úmerná aj pravdepodobnosti zlyhania, a preto sa efekty navzájom rušia.

Záver

V práci sa zaoberáme modelovaním kreditného rizika z dvoch rôznych pohľadov. V prvom rade sa snažíme za pomoci ekonometrického aparátu testovať vysvetľovaciu schopnosť rôznych premenných. Premenné, ktoré by mali vplývať na ceny CDS vyberáme podľa odborných článkov zaoberajúcich sa determinantmi credit default swapov a to hlavne článku od Greatrex (2008).

Kľúčovým faktorom, ktorý výrazne vplýva na ceny CDS je CDS index iTraxx, čo potvrdzuje hypotézu, že ceny CDS sú predovšetkým ovplyvňované celkovými ekonomickými podmienkami, a teda hlavný vplyv zohráva systematické riziko. Prekvapivo nízku vysvetľovaciu schopnosť preukázali firme špecifické premenné - volatilita akcií a výnosy akcií firmy, čo hovorí v neprospech Metonovho modelu, ktorý predovšetkým na ich základe odhaduje ceny CDS.

Značný vplyv systematického rizika na ceny CDS potvrdzuje aj ďalší z našich výsledkov. Podarilo sa nám nájsť dlhodobý kointegračný vzťah medzi indexom iTraxx a indexom implikovanej trhovej volatility VSTOXX. Zistili sme že index iTraxx sa vyvíja tak, aby zredukoval vzniknutú nerovnováhu medzi týmito časovými radmi rýchlosťou 22% týždenne. Z ďalšej analýzy vyplýva, že takýto vzťah platí iba jedným smerom a index VSTOXX nie je ovplyvňovaný iTraxxom. A keďže iTraxx je hlavným vysvetľujúcim faktorom cien CDS, nepriamo ním je aj implikovaná volatilita celého trhu.

V poslednej kapitole sa venujeme testovaniu modelu od Hulla a Whitea pre vybrané európske krajiny a dve americké firmy. HW modelom vypočítané ceny CDS veľmi dobre popisujú varianciu trhových cien CDS, avšak sú značne podhodnotené. Ak ale pripočítame k vypočítaným CDS cenám pre európske krajiny trhové ceny CDS pre Nemecko, tak výsledok je badateľne lepší. Korektnosť takéhoto postupu vyplýva z toho, že v modely sme namiesto bezrizikovej úrokovej miery použili výnosy bezkupónových dlhopisov eurozóny s ratingom AAA, teda napr. Nemecka, ktorých rizikovosť by približne mala odzrkadľovať trhovú cenu CDS pre Nemecko. Je potrebné spomenúť, že dobré výsledky HW modelu by sme nemohli očakávať v prípade nedostatočnej likvidite údajov alebo malého množstva dlhopisov z rôznymi

splatnosťami, keďže model sa kalibruje na základe cien dlhopisov emitenta. Táto skutočnosť sa prejavila napríklad na horších výsledkoch pre IBM.

Uvedomujeme si skutočnosť, že naše závery sú do istej miery znehodnotené faktom, že našu analýzu sme v oboch prípadoch uskutočnili na malej vzorke subjektov, preto by bolo zaujímavé a prínosné urobiť podobnú analýzu s kvantitatívne lepšími dátami.

Literatúra

- [1] Arora, N., Bohn, J. R., Zhu, F. (2005): Reduced Form vs. Structural Models of Credit Risk: A Case Study of Three Models, Moody's KMV.
- [2] Bedendo, M., Cathcart, L., El-Jahel, L. (2008): Market vs Model Credit Default Swap Spreads: Mind the Gap!, SSRN Working Paper.
- [3] Bruyère, R., a kol. (2006): Credit Derivatives and Structural Credit: A Guide for Investor, John Wiley & Sons, Ltd.
- [4] Collins-Dufresne, P. , Goldstein, R. S., Martin J. S. (2001): The Determinants of Credit Spread Changes, *The Journal of Finance*, Vol. 56, No. 6, 2177- 2207.
- [5] Cremens, M., Driessen, J., Maenhout, P., Weinbaum, D. (2004): Individual stock-option prices and credit spreads, Yale ICF Working Paper No. 04-14.
- [6] Emery, K., Ou, S. (2009): Corporate Default and Recovery Rates, 1920-2008, Moody's Investors Service.
- [7] Granger, C. W. J., Newbold, P. (1974): Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 111-120.
- [8] Greatrex, C. A. (2008): The Credit Default Swap Market's Determinants, Fordham University Discussion Paper, No. 2008-05.
- [9] Hofberger, B., Wagner, N. (2007): Pricing CDX Credit Default Swaps Using the Hull-White Model, SSRN Working Paper.
- [10] Hull, J., White, A. (2000): Valuating Credit Default Swaps I: No Counterparty Default Risk, *Journal of Derivatives*, Vol. 8, No. 1, 29-40.
- [11] Chaplin, G. (2005): Credit Derivatives: Risk Management, Trading & Investing, John Wiley & Sons, Ltd.

- [12] Jarrow, R. A., Turnbull, S. (2000): The Intersection of Market and Credit Risk, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 24, No. 1-2 , 271-299.
- [13] Jorion, P. (2006): Financial Risk Management Handbook, Global Association of Risk Professionals, John Wiley & Sons, Ltd.
- [14] Kadlečíková, K. (2009): Ocenenie credit default swapov a porovnanie ich vývoja v čase finančnej krízy, Diplomová práca, Univerzita Komenského.
- [15] Merrill Lynch (2006): Credit Derivatives Handbook 2006 – Vol. 1.
- [16] Pišková, A. (2004): Modelovanie portfólia dlhopisov s uvažovaním rizika defaultu, Diplomová práca, Univerzita Komenského.
- [17] www.isda.org (International Swaps and Derivatives association)
- [18] www.wikipedia.org

Prílohy

A. korelačná matica štrukturálnych premenných z časti 4.1:

	ΔCDS	E	ΔVOL	ΔVEX	ΔITX	EX	$\Delta R5$	ΔSLP
ΔCDS	1.00	-0.38	0.09	0.31	0.50	-0.38	-0.13	-0.02
E	-0.38	1.00	-0.12	-0.43	-0.32	0.55	0.22	-0.03
ΔVOL	0.09	-0.12	1.00	0.09	-0.05	-0.03	0.07	0.10
ΔVEX	0.31	-0.43	0.09	1.00	0.52	-0.74	-0.27	0.08
ΔITX	0.50	-0.32	-0.05	0.52	1.00	-0.60	-0.30	0.02
EX	-0.38	0.55	-0.03	-0.74	-0.60	1.00	0.39	-0.04
$\Delta R5$	-0.13	0.22	0.07	-0.27	-0.30	0.39	1.00	-0.28
ΔSLP	-0.02	-0.03	0.10	0.08	0.02	-0.04	-0.28	1.00

B. korelačná matica trhových premenných z časti 4.2:

	ITX	VEX	EX	lex	$R5$	SLP
ITX	1.00	0.80	-0.75	-0.78	-0.28	0.19
VEX	0.80	1.00	-0.69	-0.69	-0.20	0.18
EX	-0.75	-0.69	1.00	1.00	0.68	-0.67
lex	-0.78	-0.69	1.00	1.00	0.66	-0.64
$R5$	-0.28	-0.20	0.68	0.66	1.00	-0.97
SLP	0.19	0.18	-0.67	-0.64	-0.97	1.00

C. ECM model z časti 4.2 – rovnica pre *lvex* a výstup zo softvéru

EViews:

$$\Delta lvex_t = 0,036cointeq - 0,171\Delta lvex_{t-1} - 0,033\Delta litx_{t-1} + 0,00085$$

$$cointeq : lvex = 1,05litx + 1,484$$

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1/21/2008 12/28/2009

Included observations: 102 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LITX(-1)	1.000000	
LVEX(-1)	-0.952254 (0.13912) [-6.84504]	
C	-1.412985	
Error Correction:	D(LITX)	D(LVEX)
CointEq1	-0.217636 (0.06844) [-3.17992]	-0.038419 (0.07733) [-0.49680]
D(LITX(-1))	-0.043109 (0.12274) [-0.35122]	-0.033363 (0.13869) [-0.24056]
D(LVEX(-1))	-0.164090 (0.11838) [-1.38615]	-0.170590 (0.13376) [-1.27534]
C	0.000951 (0.01100) [0.08640]	0.000852 (0.01243) [0.06853]
R-squared	0.112902	0.034216
Adj. R-squared	0.085746	0.004651
Sum sq. resids	1.209251	1.543916
S.E. equation	0.111082	0.125516
F-statistic	4.157544	1.157320
Log likelihood	81.45182	68.99145
Akaike AIC	-1.518663	-1.274342
Schwarz SC	-1.415723	-1.171402
Mean dependent	0.000785	0.000704
S.D. dependent	0.116175	0.125809

D7. Obrázky z časti 6.3.1 – porovnanie cien CDS:

