

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

MAGISTRSKO DELO

**EMPIRIČNA ANALIZA DEJAVNIKOV KREDITNEGA RAZMIKA
NA TRGU ZDA V OBDOBJU 2001–2010**

Ljubljana, februar 2012

TANJA KOVAČIČ

IZJAVA

Študentka TANJA KOVAČIČ izjavljam, da sem avtorica tega magistrskega dela, ki sem ga napisala pod mentorstvom doc. dr. IGORJA LONČARKEGA, in da v skladu s 1. odstavkom 21. člena Zakona o avtorskih in sorodnih pravicah dovolim njegovo objavo na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne _____ Podpis: _____

KAZALO

UVOD	1
1 OPREDELITEV POJMOV IN PREGLED RELEVANTNE LITERATURE	3
1.1 Obveznica.....	3
1.2 Bonitetna ocena.....	3
1.3 Kreditni razmik	4
1.4 Krivulja kreditnega razmika in bonitetna ocena.....	5
1.5 Pregled empiričnih študij, ki proučujejo kreditni razmik	6
2 MODEL.....	18
2.1 Osnovni regresijski model	18
2.2 Razširjeni regresijski model.....	19
3 PODATKI	20
4 REZULTATI EMPIRIČNE ANALIZE.....	26
4.1 Test stacionarnosti.....	26
4.2 Rezultati osnovnega regresijskega modela	28
4.3 Rezultati razširjenega regresijskega modela.....	36
SKLEP.....	51
LITERATURA IN VIRI	53

KAZALO TABEL

<i>Tabela 1: Dolgoročne in kratkoročne bonitetne ocene izbranih bonitetnih agencij</i>	4
<i>Tabela 2: Povprečni kreditni razmiki po sektorjih</i>	6
<i>Tabela 3: Višina premije za kreditno tveganje in premije za davek v višini kreditnega razmika</i> .	8
<i>Tabela 4: Razmik kreditnega tveganja, kreditni razmik in preostali razmik glede na bonitetno oceno</i>	10
<i>Tabela 5: Razmerje med komponento neplačila in celotnim kreditnim razmikom</i>	13
<i>Tabela 6: Stopnja neplačila</i>	15
<i>Tabela 7: Pričakovani preseženi donos</i>	16
<i>Tabela 8: Opisna statistika absolutnih kreditnih razmikov od januarja 2001 do decembra 2010</i>	21
<i>Tabela 9: Opisna statistika absolutnih kreditnih razmikov od januarja 2001 do avgusta 2008 (pred finančno krizo)</i>	22
<i>Tabela 10: Opisna statistika absolutnih kreditnih razmikov od septembra 2008 do decembra 2010 (med finančno krizo)</i>	23
<i>Tabela 11: Rezultati ADF-testa za nediferencirane časovne vrste</i>	27
<i>Tabela 12: Rezultati ADF-testa za diferencirane časovne vrste</i>	27
<i>Tabela 13: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice AAA-bonitetnega razreda</i>	29
<i>Tabela 14: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice AA-bonitetnega razreda</i> ..	30
<i>Tabela 15: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice A-bonitetnega razreda</i>	31
<i>Tabela 16: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice BBB-bonitetnega razreda</i>	32
<i>Tabela 17: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice AAA-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey - West</i>	33
<i>Tabela 18: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice AA-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey - West</i>	34
<i>Tabela 19: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice A-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey - West</i>	35
<i>Tabela 20: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice BBB-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey - West</i>	36
<i>Tabela 21: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice AAA-bonitetnega razreda</i>	37
<i>Tabela 22: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice AA-bonitetnega razreda</i>	38
<i>Tabela 23: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice A-bonitetnega razreda</i> .	39
<i>Tabela 24: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice BBB-bonitetnega razreda</i>	40
<i>Tabela 25: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice AAA-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey - West</i>	42
<i>Tabela 26: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice AA-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey - West</i>	44
<i>Tabela 27: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice A-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey - West</i>	45
<i>Tabela 28: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice BBB-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey - West</i>	47

<i>Tabela 29: Rezultati razširjenega regresijskega modela z uporabo cenilke Newey - West in izločenimi negativnimi vrednostmi kreditnega razmika</i>	<i>49</i>
<i>Tabela 30: Smer vpliva dejavnikov na kreditni razmik glede na obdobje (pred začetkom finančne krize oz. po njem)</i>	<i>50</i>
<i>Tabela 31: Velikost vpliva dejavnikov na kreditni razmik pri ročnosti 15 let in več glede na obdobje (pred začetkom finančne krize oz. po njem)</i>	<i>51</i>

KAZALO SLIK

Slika 1: Krivulje kreditnega razmika	5
<i>Slika 2: Gibanje kreditnega razmika glede na bonitetno oceno in ročnost</i>	24
Slika 3: Gibanje kreditnega razmika v obdobju od avgusta 2008 do avgusta 2009	24
Slika 4: Gibanje sprememb kreditnega razmika v obdobju od avgusta 2008 do avgusta 2009 .	25

UVOD

Kreditni razmik je definiran kot pribitek donosnosti podjetniških obveznic nad državnimi. Obveznice, ki jih izdajajo podjetja, so namreč donosnejše, saj morajo biti investitorji kompenzirani za višje tveganje. Tradicionalna teorija predpostavlja, da je tveganje v celoti povezano s tveganjem neplačila (kreditno tveganje), medtem ko se je skozi prakso in tudi empirične raziskave izkazalo, da to ni tako, saj se zdi, da je kreditni razmik previsok, da bi bil lahko odvisen le od kreditnega tveganja (Delianedis & Geske, 2001, str. 1–40). Z vprašanjem, kateri dejavniki vplivajo nanj, se je ukvarjalo več raziskovalcev, kot npr.: Longstaff in Schwartz (1995, str. 789–819), Duffee (1998, str. 2225–2241), Collin - Dufresne, Goldstein in Martin (2001, str. 2177–2207), Elton, Gruber, Agrawal in Mann (2001, str. 247–278), Delianedis in Geske (2001, str. 1–40), Joutz, Mansi in Maxwell (2001, str. 2–23), Driessen (2002, str. 1–36), Huang in Huang (2003, str. 1–55), Gatfaoui (2003, str. 1–26), Amato in Remolona (2003, str. 51–63), Huang in Kong (2003, str. 30–44), Longstaff, Mithal in Neis (2004, str. 1–30), Krainer (2004, str. 1–3), de Jong in Driessen (2006, str. 1–45), Wu in Zhang (2008, str. 1160–1175), Hull, Predescu in White (2005, str. 53–60), Avramov, Jostova in Philipov (2007, str. 90–105), Gemill in Keswani (2008, str. 1–47) in še bi lahko naštevala, predvsem v obdobju zadnjih desetih, mogoče petnajstih let. Prišli so do različnih ugotovitev, vendar pa je vsem skupno eno – kreditno tveganje gotovo ni edini dejavnik, ki vpliva na kreditni razmik. Tako zgoraj naštetih raziskovalci preostali pribitek pojasnjujejo še z dejavnikom obrestne mere, likvidnostjo, davki, s ponudbo in povpraševanjem itn. Poznavanje komponent kreditnega razmika in njegove dinamike je pomembno zaradi razumevanja, s tem pa tudi lažjega ocenjevanja kot tudi upravljanja s tveganji na trgu podjetniških obveznic pa tudi izvedenih kreditnih finančnih instrumentov. Predvsem zadnji trgi so sorazmerno novi. Poleg tega je kreditni razmik tudi eden izmed mogočih indikatorjev morebitnih sprememb v denarni politiki države.

Zaradi pomena kreditnega razmika sem se odločila, da bom v svojem magistrskem delu raziskala dejavnike kreditnega pribitka. Namen dela je dodatno raziskati področje kreditnega pribitka, in sicer predstaviti dozrajšnje delo različnih avtorjev s področja tematike kreditnega razmika in vplivov različnih dejavnikov nanj ter prikazati pomembnost kreditnega razmika, še posebej pa raziskati, ali je vpliv dejavnikov v obdobju finančne krize drugačen od vpliva dejavnikov, kadar finančne krize ni. Pri tem sem se osredotočila na ameriški trg, ki velja za enega najrazvitejših finančnih trgov, in sicer na obdobje od leta 2001 do leta 2010. Izbrano obdobje je z vidika raziskovanja še posebej zanimivo, ker se je ravno v tem času odvila ena izmed največjih svetovnih finančnih kriz.

Cilj zaključnega dela je samostojno – z lastno empirično raziskavo (regresijsko analizo) – identificirati in analizirati ključne dejavnike kreditnega razmika ter primerjati rezultate z že obstoječimi študijami, predvsem pa preveriti, ali je vpliv dejavnikov na kreditni razmik drugačen med obdobjem finančne krize v primerjavi z obdobjem, ko ta ni prisotna. Moja

empirična analiza se razlikuje od raziskav zgoraj naštetih avtorjev ravno glede na zadnji vidik. Cilj magistrskega dela je tako preveriti teoretične predpostavke o dejavnikih, ki vplivajo na spremembe kreditnega razmika, in sicer sem predpostavila, da bi se moral kreditni razmik gibati obratno sorazmerno z donosnostjo kratkoročnih državnih obveznic (obrestnih mer) oz. donosnostjo delniškega indeksa. Model sem še dodatno nadgradila, pri čemer sem dodala še spremenljivko naklona krivulje donosnosti in nepravo spremenljivko, s katero sem preverila razlike med vplivom dejavnikov na kreditni razmik v obdobju pred finančno krizo in po njej. Dodatno sem predpostavila, da je v obdobju finančne krize učinek donosnosti kratkoročnih državnih obveznic na kreditni razmik nelinearen in da se kreditni razmik zniža (oz. poveča) ob zvišanju (zmanjšanju) naklona krivulje donosnosti državnih obveznic. Nadalje sem predpostavila še, da bodo na kreditni razmik v prvem in tudi drugem obdobju vplivale enake komponente, ki bodo imele v drugem obdobju veliko večji učinek. Magistrsko delo v prvem delu vsebuje poglobljen teoretično-analitičen pregled relevantne strokovne literature, predvsem člankov tujih strokovnjakov, s področja obravnavane teme. V drugem delu sem s pomočjo regresijske analize izvedla lastno empirično analizo in tako raziskala vpliv dejavnikov kreditnega razmika. Zgledovala sem se po dvofaktorskem regresijskem modelu, ki sta ga v svoji empirični analizi uporabila avtorja Longstaff in Schwartz (1995, str. 789–819). Tudi sama sem proučevala le učinek dejavnika kreditnega tveganja in netvegane obrestne mere na kreditni razmik.

Ugotovila sem, da na kreditni razmik obratno sorazmerno vplivajo dejavniki kreditnega tveganja in tudi netvegane obrestne mere. To je smiselno, saj je po navadi obrestna mera nižja ravno v obdobju recesije, ko se vlagatelji izogibajo »nevarnim« naložbam (v podjetja), zato je razpon širši, saj morajo biti vlagatelji kompenzirani za dodatno tveganje, ki ga sprejmejo, višje kreditno tveganje pa se odraža tudi v donosnosti delniških indeksov (to je skladno tudi z Gatfaouijevo empirično analizo, 2003, str. 1–26). Ugotovitve so skladne z rezultati nekaterih avtorjev, kot so npr.: Longstaff in Schwartz (1995, str. 789–819), Collin – Dufresne et al. (2001, str. 2177–2207), Duffee (1998, str. 2225–2241) idr. Do zanimivih ugotovitev sem prišla tudi pri proučevanju vpliva dejavnikov na kreditni razmik v obdobju finančne krize. Rezultati so pokazali, da postane obrestna mera ekonomsko zelo pomemben dejavnik, in sicer predvsem pri kratkoročnih podjetniških obveznicah, kar je skladno s teorijo, saj investitorji predvidevajo, da bo imela finančna kriza vpliv le nekaj let in da ni nujno, da bo še prisotna, ko bodo zapadle dolgoročne podjetniške obveznice. Kreditno tveganje ima na drugi strani približno enak vpliv na obdobje pred krizo in tudi med njo.

Zaključno delo je sestavljeno iz štirih poglavij. Prvo je namenjeno predvsem definiciji različnih relevantnih pojmov in pregledu literature s področja kreditnega razmika. V drugem so podrobno opisani empirični model in hipoteze. Sledi poglavje, ki je namenjeno prikazu podatkov, metodi zbiranja le-teh in njihovi konsistentni umestitvi v empirični model. Četrto poglavje je v celoti namenjeno prikazu rezultatov lastne empirične analize in njihovemu pomenu. Ugotovitve so nato povzete še v sklepu.

1 OPREDELITEV POJMOV IN PREGLED RELEVANTNE LITERATURE

1.1 Obveznica

Mramor (2000, str. 53) opredeljuje obveznico kot pogodbo, s katero se posojiljemalec (dolžnik oz. izdajatelj obveznice) obvezuje, da bo posojilodajalcu (upniku oz. imetniku obveznice) plačal serijo obresti in odplačal glavnico (v nominalni vrednosti), ko obveznica dospe. Izdajatelji obveznic so lahko različni ekonomski subjekti, npr. država, občine, podjetja, banke. Nadalje deli obveznice v dve skupini, in sicer na obveznice brez tveganja izostanka plačil in s tveganjem izostanka plačil. Med prve spadajo predvsem tiste, ki jih je izdala država ali za njih jamči (državne obveznice). Sicer obstaja možnost, da država bankrotira in da lastniki njenih obveznic ostanejo brez obljubljenih plačil, vendar je ta verjetnost predvsem pri stabilnih državah zanemarljiva. Država ima namreč edina možnost predpisati višje davke ali pa izdati dodatno količino denarja in tako poravnati svoje obveznosti. Za vse druge obveznice, med njimi tudi obveznice podjetij, pa velja, da obstaja večja ali manjša verjetnost, da njihov imetnik ne bo dobil nekaterih ali vseh obljubljenih plačil. To tveganje imenujemo kreditno tveganje (angl. credit risk ali default risk) (Mramor, 2000, str. 107, 112).

1.2 Bonitetna ocena

Kreditno tveganje ocenjujejo predvsem neodvisne bonitetne agencije (angl. credit rating agencies), kot so: Moody's, Standard & Poor's in Fitch Ratings, ki podrobno analizirajo značilnosti posameznih obveznic in tudi njihovega izdajatelja ter tako določijo bonitetno oceno (angl. bond credit rating) (Mramor, 2000, str. 112–113). Ta primarno temelji na javno dostopnih podatkih, čeprav nanjo vplivajo tudi interne informacije, ki jih poda izdajatelj obveznic sam (Damodaran, 2002, str. 79–80). Bonitetna ocena je finančni indikator potencialnim vlagateljem in je narejena na osnovi analiz poslovanja in drugih dejavnikov. Ta ocena naj bi izražala neodvisno mnenje o kreditni kakovosti izdaje in izdajatelja. Zaradi velikega števila finančnih instrumentov so jedrnate informacije ključnega pomena, zato so bonitetne ocene v obliki simbolov (Rating definitions, 2011). Vsaka agencija za ocenjevanje kreditnega tveganja oblikuje svoje simbole. V Tabeli 1 so prikazane dolgoročne in kratkoročne bonitetne ocene treh najbolj znanih agencij.

Rangiranje obveznic pa obsega kreditnega tveganja ne odraža popolnoma, ampak odraža predvsem razmerje med obsegom tveganja posameznih obveznic, pri čemer je obseg kreditnega tveganja najvišje rangiranih obveznic najmanjši. Če se splošno gospodarsko stanje poslabša in se – kot je dokazano – kreditno tveganje večine obveznic poveča, ocenjevalne ustanove načelno ne spreminjajo ranga vseh teh obveznic (Mramor, 2000, str. 113).

Tabela 1: Dolgoročne in kratkoročne bonitetne ocene izbranih bonitetnih agencij

Moddy's		S & P		Fitch		
Dolgoročne	Kratkoročne	Dolgoročne	Kratkoročne	Dolgoročne	Kratkoročne	
Aaa	P-1	AAA	A-1+	AAA	F1+	Prvorazredne
Aa1		AA+		AA+		Visokokakovostne
Aa2		AA		AA		
Aa3		AA-	A-1	A+	F1	Višje srednje kakovostne
A1	A	A-2	A-	F2		
A2	P-2	A-	A-3	BBB+	F3	Nižje srednje kakovostne
A3		BBB		BBB		
Baa1	P-3	BBB+	B	BBB-	B	Nenaložbene špekulativne
Baa2		BB+		BB+		
Baa3	Neprvorazredne	BB	C	BB-	C	Zelo špekulativne
Ba1		BB-		B+		
Ba2		B+		B		
Ba3		B		B-		
B1		B-		B-		
B2		CCC+	C	CCC	C	Precej tvegane Izjemno špekulativne
B3		CCC				
Caa1		CCC-				
Caa2		CC				
Caa3		C	D	/	DDD	/
Ca	D					
C	/					
/	/	/	/	/	/	/
/	/	/	/	/	/	/

Vir: Bond credit rating, 2011.

1.3 Kreditni razmik

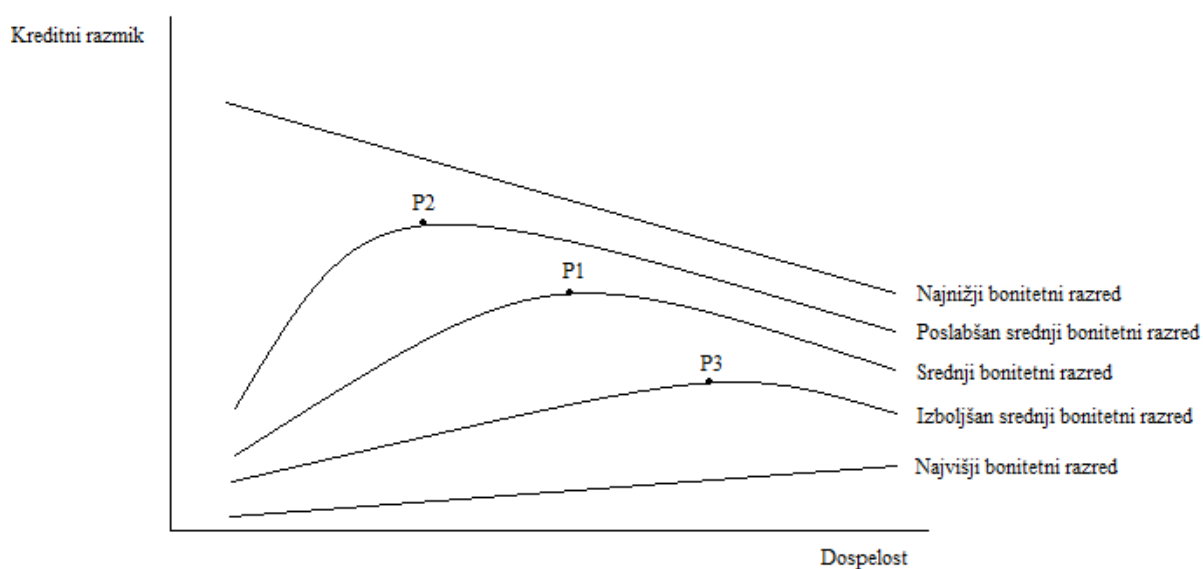
Na ameriškem trgu podjetniških obveznic je kreditni razmik navadno opredeljen kot razlika med donosnostjo državnih in podjetniških obveznic, prilagojen glede na kupone in ročnost le-teh. Pogosto je kreditno tveganje edini dejavnik, ki se mu pripisuje vpliv na razliko v donosnosti. Ker lahko podjetjem z visoko bonitetno oceno pripišemo majhno verjetnost izostanka plačil, se zdi, da je kreditni razmik prevelik, da bi bil lahko pojasnjen le s kreditnim tveganjem. Preostali razmik (razlika med kreditnim razmikom in razmikom kreditnega tveganja) tako lahko pripišemo tudi drugim dejavnikom, kot so: davki, likvidnost in tržno tveganje (angl. residual risk) (Delianedis & Geske, 2001, str. 1–40). Kreditni razmik je pogosto razumljen kot nadomestilo za kreditno tveganje, čeprav je težko pojasniti natančen odnos med njima. Širok razkorak med kreditnim razmikom in pričakovano izgubo zaradi kreditnega tveganja imenujemo uganka kreditnega razmika (angl. credit spread puzzle) (Amato & Remolona, 2003, str. 51–63). V praksi so uspeli

raziskovalci empirično pojasniti manj kot polovico variacije kreditnega razmika (Christensen, 2008, str. 1–3).

1.4 Krivulja kreditnega razmika in bonitetna ocena

Obliko (naklon in ukrivljenost) krivulje kreditnega razmika in odvisnost krivulje kreditnega razmika od obveznic z različnimi bonitetnimi ocenami so proučevali He, Hu in Lang (2000, str. 1–25).

Slika 1: Krivulje kreditnega razmika



Vir: J. He, W. Hu & L. H. P. Lang, Credit Spread Curves and Credit Ratings, 2000, str. 46.

Pri svoji raziskavi so se opirali na že obstoječe študije, ki predvidevajo, da je krivulja kreditnega razmika obveznic z visokimi bonitetnimi ocenami (naložbenega razreda) naraščajoča oz. grbasta (angl. hump-shaped), obveznic z nizkimi bonitetnimi ocenami (špekulativnega razreda) pa padajoča. Za obveznice z visoko bonitetno oceno je namreč verjetnost neplačila nizka; bonitetna ocena bo tako lahko v prihodnosti ostala le enaka ali pa se bo poslabšala (majhna je verjetnost, da bi se še zvišala, ker je že visoka), zato je krivulja kreditnega razmika naraščajoča. Na drugi strani pa so obveznice s slabo bonitetno oceno zelo tvegane. Če dogodek neplačila ne nastane, je tako večja verjetnost, da se bo bonitetna ocena izboljšala, ne pa poslabšala (saj je že tako nizka), zato je krivulja kreditnega razmika padajoča. Vendar pa ima večina obveznic bonitetno oceno, ki ni niti najvišja niti najnižja, kar pomeni, da se lahko v prihodnosti izboljša ali poslabša. Avtorji v svoji študiji pokažejo, da je krivulja obveznic z bonitetnimi ocenami CCC in CC pojemajoča, za AAA+ in AAA pa naraščajoča. Obveznicam srednjega bonitetnega razreda (od AA do B) lahko pripišemo grbasto krivuljo z vrhom (na Sliki 1 so to točke P1, P2 in

P3). Ugotavljajo, da ko primerjamo obveznice višjega in nižjega bonitetnega razreda, je kreditni razmik pri zadnjih višji, vrh krivulje pa dosežen prej (He et al., 2000, str. 1–25).

1.5 Pregled empiričnih študij, ki preučujejo kreditni razmik

Longstaff in Schwartz (1995, str. 789–819) sta ugotovila, da na kreditni razmik podjetniških obveznic vplivata dva dejavnika, in sicer vrednost premoženja (torej tveganje neplačila izdajatelja) in obrestna mera. Lastnosti kreditnega razmika so tako odvisne od njune medsebojne korelacije, kar je v nasprotju s tradicionalnim pristopom, ki pravi, da je kreditni razmik odvisen le od dejavnika vrednosti premoženja. Svoje ugotovitve sta podkrepila z empirično analizo, v kateri sta proučevala dejanske kreditne razmike podjetniških obveznic. Zbrala sta mesečne podatke o donosnosti Moodyjevih podjetniških obveznic glede na tri različne sektorje (industrija, gospodarske službe, železnice) v obdobju 1977–1992 pa tudi podatke o pripadajočih donosnostih 10- in 30-letnih državnih obveznic. Kreditni razmik je izračunan kot razlika med obema povprečnima donosnostma. Poleg absolutnega kreditnega razmika sta izračunala še relativni kreditni razmik (donosnost podjetniških obveznic, deljena s pripadajočo donosnostjo državnih obveznic). Ugotovila sta, da se kreditni razmik z zniževanjem bonitetne ocene povečuje absolutno in relativno, pa tudi, da obveznicam z enako bonitetno oceno, vendar iz različnih panog, ne moremo pripisati enakega kreditnega razmika, kar potrjuje, da bonitetna ocena ne more biti edini dejavnik, ki vpliva na tveganje podjetniških obveznic (glej Tabela 2, v kateri so prikazani povprečni kreditni razmiki pri posameznih bonitetnih ocenah v različnih sektorjih; tako npr. znaša povprečni kreditni razmik pri obveznicah Baa pri gospodarskih službah 207,7 bazične točke, medtem ko je pri železnicah veliko nižji in znaša 124 bazičnih točk).

Tabela 2: Povprečni kreditni razmiki po sektorjih

Bonitetna ocena	Povprečni kreditni razmik (v bt)
Gospodarske službe	
Aaa	93,0
Aa	127,6
A	166,0
Baa	207,7
Industrija	
Aaa	48,1
Aa	80,9
A	123,1
Baa	183,5
Železnice	
Aa	19,1
A	79,4
Baa	124,0

Vir: F.A. Longstaff & E. S. Schwartz, A simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt, 1995, str. 808.

S pomočjo regresijskega modela sta proučila odvisnost spremembe kreditnega razmika od donosnosti 30-letnih državnih obveznic (približek za dejavnik obrestne mere) in donosnosti delniškega indeksa za tri panoge (približek za dejavnik vrednosti premoženja). Njun model dokazuje, da se kreditni razmik zmanjšuje z rastjo obrestne mere in da je negativno koreliran z donosnostjo sredstev oz. kapitala podjetja, saj so vsi ocenjeni regresijski koeficienti negativni; izkazujejo statistično in ekonomsko pomembnost. Kot že rečeno, ima korelacija med donosnostjo sredstev in spremembo obrestne mere pomemben vpliv na občutljivost kreditnega razmika na obrestno mero in pojasnjuje velik del variacije kreditnega razmika obveznic naložbenega razreda. Kreditno tveganje in tudi tveganje spremembe obrestne mere sta torej obvezni komponenti modela vrednotenja dolga podjetij.

Povezavo med donosnostmi državnih in podjetniških obveznic je proučeval tudi Duffee (1998, str. 2225–2241), predvsem z vidika lastnosti obveznic, da lahko vsebujejo odpoklicno opcijo (angl. callable bond). Izhajal je iz domneve, da ko cena obveznic brez možnosti odpoklica zraste (njihov donos pade), cena obveznic z možnostjo odpoklica ne bi smela zrasti v enaki meri, saj je v njihovo ceno všteta tudi odpoklicna opcija. V svoji empirični raziskavi se osredotoča predvsem na odnos med donosnostjo državne obveznice brez možnosti odpoklica in kreditnim razmikom, torej na odvisnost sprememb kreditnega razmika od višine in naklona donosnosti državnih obveznic, pri čemer je uporabil mesečne podatke o podjetniških obveznicah naložbenega razreda v obdobju 1985–1995 na trgu Združenih držav Amerike (v nadaljevanju: ZDA). Skladno s predvidevanji je potrdil skromno negativno povezavo med donosnostjo državnih obveznic in kreditnim razmikom obveznic brez možnosti odpoklica ter veliko močnejšo negativno povezavo med donosnostjo državnih obveznic in kreditnim razmikom obveznic z možnostjo odpoklica.

Še ena empirična raziskava istega avtorja (Duffee 1999, str. 197–226) se osredotoča na ocenjevanje cene kreditnega tveganja. Uporabil je podatke o obveznicah od januarja 1985 do decembra 1995 (trg ZDA), pri čemer je zajel 160 podjetij. Uporabljeni model je pokazal, da se ne glede na to, koliko se finančno stanje družbe izboljša, kreditni razmik pri tej družbi ne bo nikoli približal ničli, kar z drugimi besedami pomeni, da kreditni razmik ni odvisen le od kreditnega tveganja, ampak je prisotna tudi nekreditna komponenta. Avtor jo pojasnjuje z dejavnikom likvidnosti. Iz modela prav tako sledi, da je časovna struktura razmika manj kakovostnih družb bolj strmo nagnjena kot časovna struktura razmika kakovostnejših družb.

Glavne ugotovitve predhodnih raziskav kreditnega razmika so, da se obveznice z višjo bonitetno oceno obnašajo kot državne obveznice in da so obveznice z nižjo bonitetno oceno bolj občutljive na donosnost delnic. Tradicionalni pristop pravi, da kreditni razmik obstaja zaradi dveh osnovnih razlogov, ker obstaja kreditno tveganje in ker ob nastanku neplačila imetnik obveznice dobi le del obljubljenih plačil (tveganje stopnje poplačila). Collin - Dufresne et al. (2001, str. 2177–2207) v svoji študiji raziskujejo, kako se kreditni razmik spreminja v odvisnosti na oba navedena dejavnika. Ugotovili so, da regresijska

analiza, v kateri so vključeni »tradicionalni« dejavniki, pojasnjuje le četrtno variacije kreditnega razmika, hkrati pa tudi, da je preostali razmik posledica splošnega dejavnika, ki ni specifičen za posamezno podjetje. Da bi pojasnili nepojasnen del variance, so v model vključili več dodatnih finančnih in ekonomskih spremenljivk, kar pa ni bistveno izboljšalo rezultatov. Z nadaljnjo raziskavo so ugotovili, da je večina variabilnosti kreditnega razmika individualnih obveznic pojasnjena z agregatnim faktorjem, skupnim vsem obveznicam, in ne le z dejavniki, vezanimi na posamezno podjetje, ter da spremembe kreditnega razmika niso povezane niti s spremembami na delniških trgih niti na trgih državnih obveznic. Avtorji pojasnjujejo, da imata trga obveznic in delnic različne lastnosti, kar pomeni, da ni nujno, da ponudba in povpraševanja na ta trga vplivata enako. Na različen vpliv ponudbe in povpraševanja na obeh trgih bi lahko imeli vpliv tudi transakcijski stroški in likvidnost vrednostnih papirjev, s tem pa posledično tudi na kreditni razmik.

Elton et al. (2001, str. 247–278) so proučevali razmik donosnosti do dospelja med brezkuponskimi podjetniškimi in državnimi obveznicami na ameriškem trgu v obdobju od leta 1987 do leta 1996 (podatki so bili pridobljeni iz baze Lehman Brothers).

Tabela 3: *Višina premije za kreditno tveganje in premije za davek v višini kreditnega razmika*

Boniteta/Ročnost (v letih)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
AA (v bt)										
Kreditni razmik – fin. sektor		58,6	60,6	62,4	63,7	64,7	65,5	66,1	66,6	66,9
Kreditni razmik – nef. sekt.		41,4	41,9	45,5	49,3	52,6	55,2	57,3	58,9	60,3
Premija za kreditno tveganje*	0,0	0,4	0,8	1,2	1,7	2,3	2,8	3,4	4,1	4,8
Premija za davek	29,2	29,2	29,3	29,3	29,2	29,1	29,1	29,0	28,8	28,7
A (v bt)										
Kreditni razmik – fin. sektor		74,5	79,1	83,7	87,4	90,2	92,4	94,1	95,5	96,5
Kreditni razmik – nef. sekt.		62,1	68,0	71,5	73,8	75,3	76,4	77,3	77,9	78,5
Premija za kreditno tveganje*	4,3	5,3	6,3	7,4	8,4	9,5	10,6	11,7	12,8	14,0
Premija za davek	29,1	29,1	29,1	29,0	29,0	28,8	28,7	28,6	28,5	28,3
BBB (v bt)										
Kreditni razmik – fin. sektor		119,9	122,1	124,9	127,4	129,3	130,8	132,0	133,0	133,7
Kreditni razmik – ind. sekt.		116,7	120,5	121,0	120,5	119,9	119,3	118,8	118,4	118,0
Premija za kreditno tveganje*	11,0	14,5	18,1	21,7	25,2	28,6	31,9	35,1	38,0	40,9
Premija za davek	29,2	29,1	28,9	28,7	28,5	28,3	28,1	27,8	27,7	27,4

Legenda: * Premija za kreditno tveganje vsebuje stopnjo poplačila in stopnjo neplačila. Pri premiji za davek je upoštevana efektivna davčna stopnja v višini 4 %.

Vir: E. J. Elton, M. J. Gruber, D. Agrawal & C. Mann, Explaining the rate spread on corporate bonds, 2001, str. 247–278.

Razmik pojasnjujejo s tremi elementi: premijo za kreditno tveganje (obstaja verjetnost, da izdajatelj obveznic ne bo poravnal obljubljenih plačil), premijo za davek (v ZDA so

podjetniške obveznice obdavčene na državni ravni, medtem ko to ne velja za državne obveznice) in premijo za (sistematično) tveganje (donosnost podjetniških obveznic je bolj tvegana kot pa donosnost državnih, zato investitorji zahtevajo premijo za tveganje). Raziskava je pokazala, da premija za tveganje neplačila pojasnjuje le majhen delež celotnega kreditnega razmika (pri 10-letni A-obveznici nefinančnega sektorja le 17,8 %). Pomembnejši vpliv nanj pa imajo davki (pri 10-letni A-obveznici pojasnjuje 36,1 % celotnega kreditnega razmika). Še vedno pa velik del variabilnosti kreditnega razmika ostaja nepojasnen. Večji del nepojasnjene variance se nanaša na kompenzacijo za sistematično tveganje, na katero pa vplivajo enaki dejavniki kot na sistematično tveganje trga vrednostnih papirjev. Natančne vrednosti so prikazane v Tabeli 3. Prikazani so kreditni razmiki ter premiji za kreditno tveganje in davke glede na bonitetni razred (AA, A in BBB), ročnost (od ena do deset let) in sektor (finančni oz. nefinančni) podjetniških obveznic. Tako znaša kreditni razmik pri A-obveznicah ročnosti 10 let v finančnem sektorju 96,5 bazične točke, v nefinančnem sektorju pa le 78,5 bazične točke. Od tega znaša premija za kreditno tveganje le 14 bazičnih točk, medtem ko znaša premija za davek kar 28,4 bazične točke.

Tudi Delianedis in Geske (2001, str. 1–40) dokazujeta, da kreditno tveganje ni primarna komponenta kreditnega razmika podjetniških obveznic, večji vpliv pa pripisujeta že zgoraj omenjenim dejavnikom, kot so: davki, likvidnost, dejavniki tržnega tveganja in v majhni meri tudi dejavnik obrestne mere. Razliko med opazovanim kreditnim razmikom in teoretično izmerjenim razmikom kreditnega tveganja definirata kot preostali razmik, ki lahko vključuje več dejavnikov. V študiji sta uporabila podatke iz baze Capital Management Sciences o podjetniških obveznicah 500 ameriških podjetij v obdobju od novembra 1991 do decembra 1998. Ugotovila sta, da preostali razmik predstavlja od 78 % (za obveznice z BBB-bonitetno oceno) do 95 % (za obveznice z AAA- in AA-bonitetno oceno) kreditnega razmika in je večji za nižje rangirana podjetja (glej Tabelo 4). Nizek razmik kreditnega tveganja se sklada z ugotovitvami empirične študije Eltona in soavtorjev (2001, str. 247–278), prav tako pa tudi le delni vpliv davkov na preostali razmik. Nadalje ugotavljata, da povečanje likvidnosti, merjene s spremembami količine vrednostnih papirjev podjetja, s katerimi se trguje, zmanjšuje preostali razmik z znižanjem kreditnega razmika, pri čemer kreditno tveganje ostaja nespremenjeno. Povečanje volatilnosti trga vrednostnih papirjev zvišuje kreditno tveganje v primerjavi s kreditnim razmikom in tako znižuje preostali razmik. Povečanje donosnosti na trgu vrednostnih papirjev zmanjšuje kreditno tveganje v primerjavi s kreditnim razmikom in tako zvišuje preostali razmik. Netvegana obrestna mera nima pomembnega vpliva na kreditni razmik. Kreditno tveganje in kreditni razmik torej primarno nista odvisna samo od tveganja neplačila, stopnje zadolženosti in od volatilnosti podjetja, ampak predvsem od dejavnikov, kot so: stopnja poplačila, davki, likvidnost in dejavniki tržnega tveganja.

Tabela 4: Razmik kreditnega tveganja, kreditni razmik in preostali razmik glede na bonitetno oceno

Boniteta	
AAA	
Razmik kreditnega tveganja (v bt)	1,6
Kreditni razmik (v bt)	35,5
Preostali razmik (v %)	95,4
AA	
Razmik kreditnega tveganja (v bt)	2,9
Kreditni razmik (v bt)	47,6
Preostali razmik (v %)	94,0
A	
Razmik kreditnega tveganja (v bt)	11,4
Kreditni razmik (v bt)	70,0
Preostali razmik (v %)	83,7
BBB	
Razmik kreditnega tveganja (v bt)	26,1
Kreditni razmik (v bt)	117,1
Preostali razmik (v %)	77,7

Vir: G. Delianedis & R. Geske, The Components of Corporate Credit Spreads: Default, Recovery, Tay, Jumps, Liquidity, and Market Factors, 2001, str. 30.

Joutz et al. (2001, str. 2–23) so proučevali vpliv različnih mer kreditnega in sistematičnega tveganja na kreditni razmik, in sicer podjetniških obveznic naložbenega in tudi nenaložbenega razreda v obdobju od leta 1987 do leta 1997 (podatki so bili pridobljeni iz baze Lehman Brothers), pri čemer se niso osredotočili le na kratkoročno, ampak tudi dolgoročno razmerje med njimi. Rezultati študije kažejo, da je donosnost državnih obveznic pozitivno korelirana s kreditnim razmikom na dolgi rok in negativno na kratki rok. Višjo donosnost državnih obveznic investitorji razumejo kot negativni signal glede prihodnjih pričakovanih denarnih tokov podjetij na dolgi rok, medtem ko na kratki rok višja donosnost državnih obveznic pomeni povečanje vrednosti nakupne opcije. Naklon krivulje donosnosti je pri naložbenih obveznicah pozitivno koreliran s kreditnim razmikom na kratki in tudi dolgi rok, razen pri dolgoročnih obveznicah, kjer gre za negativno povezavo, medtem ko na kratki rok razmerje ni statistično značilno. Avtorji so v študiji potrdili tudi, da na kreditni razmik vplivajo dejavniki sistematičnega tveganja.

Driessen (2002, str. 1–36) dodatno pojasnjuje tematiko s svojo empirično študijo (vanjo je vključil podatke 592 podjetniških obveznic (naložbenega razreda) za 104 družbe iz ZDA v obdobju od leta 1991 do leta 2000), kjer ocenjuje premijo za tveganje v povezavi z nastankom dogodka neplačila ter v njej definira dejavnike kreditnega razmika. Proučeval je več komponent: dve komponenti se nanašata na premijo za tveganje, ki vključuje splošne oziroma za podjetje specifične spremembe kreditnega razmika. Tretja komponenta se nanaša na odvisnost kreditnega razmika od netvegane obrestne mere, četrta se nanaša na premijo za tveganje v povezavi s skokom v ceni zaradi nastanka neplačila, preostali dve

komponenti pa sta likvidnost in davki. Rezultati empirične študije kažejo, da premija za tveganje, povezana s skokom cen ob neplačilu, pojasnjuje dobršen del donosnosti BBB-podjetniških obveznic, prav tako pa tudi učinki davkov in likvidnosti. Za obveznice z bonitetno oceno AA oz. A so najpomembnejši dejavniki davki, likvidnost in dejavniki, povezani s splošnim tveganjem. Navedeno dokazuje, da tveganje skoka cen, ki se pojavi zaradi nastanka neplačila, ni mogoče popolnoma razpršiti, med drugim tudi zato, ker v obtoku ni dovolj obveznic, s katerimi se trguje, ter zato, ker spremembe v ceni, ki nastanejo zaradi dogodka neplačila, med seboj niso pogojne neodvisne (ob istem času lahko namreč nastopi več dogodkov neplačila).

Huang in Huang (2003, str. 1–55) sta želela odgovoriti na vprašanje, koliko kreditnega razmika lahko pripišemo prav kreditnemu tveganju. Pri tem sta najprej proučila, kakšen teoretičen pristop oz. model je potreben, da bi kar najbolj realistično ocenila kreditno tveganje. Ugotovila sta, da je najboljši strukturni pristop oz. okvir, ki sta ga primerjala s zgodovinskimi podatki obveznic, pri katerih je prišlo do nastanka neplačil. Nadalje ugotavljata, da kreditno tveganje predstavlja pri obveznicah naložbenega razreda (z bonitetno oceno, ki ni nižja od Baa) vseh dospelosti le majhen delež (do približno 20 %, za obveznice, ocenjene z Baa, pa do približno 30 %) kreditnega razmika. Prej obveznica dospe, manjši je delež kreditnega tveganja, medtem ko za špekulativne obveznice oz. obveznice nenaložbenega razreda velja, da kreditno tveganje predstavlja veliko večji delež v kreditnem razmiku.

Gatfaoui (2003, str. 1–26) je proučeval odvisnost med tržnim in kreditnim tveganjem. Pri tem je upošteval zbrane podatke, ki se nanašajo na ameriški trg, iz obdobja od aprila 1991 do novembra 2009. Kot spremenljivko sistematičnega (oz. tržnega) tveganja je uporabil donosnost delniškega indeksa S & P 500, kot spremenljivko kreditnega tveganja pa razliko med donosom podjetniških in državnih obveznic (kreditni razmik kot funkcija ročnosti, bonitetne ocene in ekonomske panoge). Ugotovil je negativen odnos med donosnostjo delniškega indeksa S & P 500 in kreditnim razmikom. Kreditni razmik se namreč poveča, ko se donosnost S & P 500 delniškega indeksa zmanjša.

Amato in Remolona (2003, str. 51–63) se strinjata z že obstoječimi študijami, ki navajajo, da pričakovana izguba ob nastanku neplačila ne pojasnjuje kreditnega razmika v dovolj velikem obsegu. V nasprotju z nekaterimi od zgoraj navedenih študij – npr. Eltona in soavtorjev (2001, str. 247–278) in Delianedisa in Geskea (2001, str. 1–40) – menita, da ga v zadostni meri ne pojasnjujejo niti drugi dejavniki, kot so: davki, premija za tveganje in likvidnost. Zato osvetlujeta uganko kreditnega razmika še z enega vidika. Pravita, da odgovor leži v težko razpršljivem tveganju neplačila. Večina študij namreč predpostavlja, da lahko investitorji brez težav razpršijo nepričakovane izgube v portfelju podjetniških obveznic. Vendar je donosnost podjetniških obveznic razporejena asimetrično, kar pomeni, da bi za popolnoma razpršeno kreditno tveganje potrebovali zelo velik portfelj. Avtorja navajata, da tako velikih portfeljev v praksi ni, kar dokazujeta z arbitražo strukturiranih

vrednostnih papirjev – zadolžnic, zavarovanih z dolgom (v nadaljevanju: CDO; angl. collateralized debt obligation). V praksi je namreč sorazmerno malo obveznic vključenih v CDO, saj zunaj omejenega števila referenčnih obveznic strošek iskanja dodatnih obveznic strmo raste.

Huang in Kong (2003, str. 30–44) sta v svoji empirični študiji analizirala dejavnike kreditnega razmika podjetniških obveznic (zajeti podatki se nanašajo na obdobje od januarja 1997 do julija 2002), in sicer sta se osredotočila na realizirano stopnjo neplačila, gibanje obrestnih mer, gibanje donosnosti indeksa Russel 2000 in na indikatorje organizacije Conference Board (gre za tri indekse: indeks, ki predstavlja prihodnjo usmeritev skupne gospodarske dejavnosti; indeks, ki meri trenutno zdravje gospodarstva, in indeks, ki je povezan z recesijo, vsi trije pa predstavljajo stanje ekonomije ZDA). Ugotovila sta, da pretežen delež kreditnega razmika predvsem visokorazvrščenih obveznic pojasnjujejo gibanje donosnosti indeksa Russel 2000, indeks, ki predstavlja prihodnjo usmeritev skupne gospodarske dejavnosti ZDA, ter indeks, ki meri trenutno zdravje gospodarstva ZDA. Te tri spremenljivke ter gibanje in velikost obrestne mere ter naklon krivulje donosnosti, donosnost indeksa Russel 2000 in faktor visok – minus – nizek (Fama – French) pojasnjujejo kar 67,68 % kreditnega razmika portfeljev z B-bonitetno oceno ter 60,82 % z BB-bonitetno oceno. Avtorja tako ugotavljata, da je kreditni razmik obveznic z visokimi bonitetnimi ocenami bolj povezan z dejavniki obrestne mere in kapitalskega trga.

V zadnjih letih se je obseg trgovanja z izvedenimi kreditnimi finančnimi instrumenti precej povečal. Zaradi svojih lastnosti ti raziskovalcem omogočajo skoraj neposredno merjenje velikosti komponente neplačila v kreditnem razmiku. Longstaff et al. (2004, str. 1–30) so tako uporabili informacije o premiji za zamenjavo kreditnega tveganja (angl. credit default swap premia), da bi lahko izmerili kreditno in nekreditno komponento kreditnega razmika. Zamenjava kreditnega tveganja (angl. credit default swap) je najpogostejši tip kreditnih izvedenih finančnih instrumentov. Stran, ki kupuje zaščito, plača prodajalcu fiksno premijo vsako obdobje, dokler se ne pojavi dogodek neplačila oz. dokler pogodba o zamenjavi ne dospe. Če družba, ki predstavlja osnovo (angl. underlying firm), ne more poravnati svojega dolga, je prodajalec obvezan kupiti obveznico po njeni nominalni vrednosti. Zamenjava kreditnega tveganja je torej podobna zavarovalni pogodbi, ki omogoča kupcu nadomestitev izgub, ki nastanejo zaradi neplačil. Avtorji tako ugotavljajo, da kreditno tveganje predstavlja pretežen del kreditnega razmika, in sicer pri vseh bonitetnih ocenah (51 % pri AAA/AA-, 56 % pri A-, 71 % pri BBB- in 83 % pri BB-obveznicah, glej Tabelo 5). Ta ugotovitev se ne sklada z rezultati empiričnih študij Eltona in soavtorjev (2001), Delianedis in Geskea (2001, str. 1–40) ter Huanga in Huanga (2003, str. 1–55), ki pravijo, da kreditno tveganje predstavlja le majhen delež kreditnega razmika. Pri tem je treba omeniti, da Elton in soavtorji (2001, str. 247–278) sicer navajajo, da kreditni razmik poleg kompenzacije za izgubo zaradi pričakovanih neplačil dodatno vključuje tudi pomembno premijo za tveganje. Premija za zamenjavo kreditnega tveganja pa meri nevtralno tveganje komponente neplačila oz. pričakovano izgubo zaradi neplačila in premijo za kreditno

tveganje, kar pomeni, da je mogoče, da so rezultati študij konsistentni. Nadalje so avtorji pokazali, da komponenta neplačila ne obsega celotnega kreditnega razmika; pomemben delež zadnjega predstavlja tudi nekreditna komponenta. Ta je le v majhni meri povezana z davki, v večji meri pa z merami nelikvidnosti individualnih podjetniških obveznic.

Tabela 5: Razmerje med komponento neplačila in celotnim kreditnim razmikom

Boniteta	
AAA/AA	
Komponenta neplačila (v bt)	53,3
Kreditni razmik (v bt)	103,6
Razmerje med komponento neplačila in kreditnim razmikom (v %)	51,0
A	
Komponenta neplačila (v bt)	84,0
Kreditni razmik (v bt)	150,8
Razmerje med komponento neplačila in kreditnim razmikom (v %)	56,0
BBB	
Komponenta neplačila (v bt)	163,0
Kreditni razmik (v bt)	229,3
Razmerje med komponento neplačila in kreditnim razmikom (v %)	71,0
BB	
Komponenta neplačila (v bt)	356,0
Kreditni razmik (v bt)	427,8
Razmerje med komponento neplačila in kreditnim razmikom (v %)	83,0

Vir: F. A. Longstaff, S. Mithal & E. Neis, Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit – Default Swap Market, 2004, str. 40–41.

Zanimiv pogled na kreditni razmik opisuje tudi Krainer (2004, str. 1–3). Nanj naj bi namreč vplival tudi poslovni cikel. Pri svoji raziskavi je uporabil indeks »Merrill Lynch High – yield Master«, ki je sestavljen iz 1966 obveznic, ki se nahajajo v BB-bonitetnem razredu ali nižje. Razmik je izračunan kot razlika med donosnostjo podjetniških obveznic in 10-letnih državnih obveznic s konstantno dospelostjo. Pretežen delež indeksa predstavljajo energetske sektor, telekomunikacijski sektor in javni sektor (vsak približno 10 %). Po recesiji v letu 2001 so se kreditni razmiki zožili, in sicer v telekomunikacijskem sektorju z 21 odstotnih točk v oktobru 2002 na 5 odstotnih točk v juliju 2004 ter energetske sektorju z 10 na 3 odstotne točke, kar je samo eno odstotno točko več kot razmik AAA-bonitetnega razreda. Avtor se nato sprašuje, zakaj razlika v donosih med špekulativnim in naložbenim razredom obveznic med običajnim poslovnim ciklom variira za skoraj 10 odstotnih točk. V svojem modelu je upošteval spremenljivke, ki opisujejo splošne gospodarske razmere in prihodnjo oceno tveganja. Ugotavlja, da velik delež kreditnega razmika ne more biti pojasnjen z njegovo preteklo dinamiko, ampak je njegov odklon povezan s ciklom. Svojo raziskavo končuje z ugotovitvami, da je zožitev kreditnega razmika obveznic vseh bonitetnih razredov in panog povezana z okrevanjem gospodarstva, pri čemer so razmiki visokodonosnih obveznic močno povezani tudi s pričakovano stopnjo neplačila pa tudi z likvidnostjo trga.

Poseben poudarek likvidnostnemu tveganju podjetniških obveznic pripisujeta de Jong in Driessen (2006, str. 1–45) Likvidnost pri podjetniških obveznicah variira, že v nekaj študijah pa je bila ugotovljena povezava med kreditnim razmikom in likvidnostnimi spremenljivkami, kot je volumen izdaje ali starost obveznic. Malo manj pa je znanega o variaciji likvidnosti podjetniških obveznic skozi čas in premiji za tveganje v povezavi s spremembami likvidnosti skozi čas. Avtorja v svoji študiji tako proučujeta, kako so podjetniške obveznice izpostavljene sistematičnim likvidnostnim šokom, in ovrednotita premijo za likvidnostno tveganje; raziskujeta, kako le-ta pojasnjuje uganko kreditnega razmika. Raziskava izhaja iz dveh vrst likvidnostnega tveganja, enega, ki izvira iz kapitalskega trga, in drugega, ki izvira iz trga obveznic. Za merjenje prvega sta avtorja uporabila metodologijo Amihuda (2002, str. 31–56), in sicer mero ILLIQ, ki zajema vpliv cene na trgovanje ob upoštevanju količine in velikosti absolutnih donosnosti. Za merjenje likvidnostnega tveganja, ki izvira iz trga obveznic, pa sta uporabila mesečne spremembe razpona med ponujeno in zahtevano ceno dolgoročnih ameriških državnih obveznic. Avtorja ugotavljata, da oba tipa likvidnostnega tveganja vplivata na cene podjetniških obveznic in da je premija za likvidnostno tveganje na trgu podjetniških obveznic zelo podobna tisti na kapitalskem trgu. Pričakovana (presežna) donosnost obveznic (nad donosnostjo državnih obveznic) je višja za slabše rangirana podjetja, in sicer znaša od 0,52 % za obveznice z AAA-bonitetno oceno do 2,56 % za obveznice s CCC-bonitetno oceno. Zadnje se sklada z že obstoječimi raziskavami. Nadalje velja, da je donosnost podjetniških obveznic pozitivno korelirana s spremembami mer likvidnosti kapitalskega trga in trga obveznic. Izpostavljenost likvidnosti je višja pri slabše ocenjenih obveznicah. Premija za likvidnostno tveganje je ekonomsko pomembna, saj je njena velikost podobna kot pri premiji za tržno tveganje. Avtorja ocenjujeta, da znaša pri dolgoročnih obveznicah naložbenega razreda približno 0,6 %, pri špekulativnih pa 1,5 %. Pravilnost ugotovitev sta potrdila še z enako študijo na evropskem trgu podjetniških obveznic. Premija za likvidnostno tveganje skupaj s premijo za tržno tveganje pojasnjuje velik del kreditnega razmika.

Nov pristop k proučevanju kreditnega razmika sta ubrala tudi Wu in Zhang (2008, 1160–1175). V svoji študiji sta raziskovala povezavo med dinamiko in tržnimi cenami sistematičnega makroekonomskega tveganja ter časovne strukture obrestne mere in kreditnega razmika. Izmed velikega nabora ekonomskih in finančnih podatkovnih serij sta izbrala tri temeljne dimenzije tveganja, ki predstavljajo gospodarstvo: inflacijo, realno rast proizvodnje (angl. real output growth) in volatilitnost finančnega trga. V praksi je dostopnih veliko makroekonomskih podatkov in spremenljivk finančnega trga. Osredotočenje samo na nekatere bi bilo neučinkovito, medtem ko je upoštevanje vseh skoraj nerealno. Zato sta avtorja z dinamično strukturo faktorjev strnila informacije. Nato sta natančno določila, kako so ti dinamični makroekonomski faktorji ovrednoteni in kako se nanje odzivata obrestna mera in kreditni razmik, pri čemer sta predpostavila, da arbitraže ni. V svojih ugotovitvah navajata, da pozitiven inflacijski šok vpliva na povečanje donosa državnih obveznic in povečanje kreditnega razmika obveznic vseh dospelosti in bonitetnih ocen.

Večji učinek je viden na donos državnih obveznic, medtem ko je pri kreditnem razmiku manjši in je opaznejši šele pri obveznicah z nižjo bonitetno oceno. Tudi pozitiven šok realne rasti proizvodnje povečuje donos državnih obveznic, in sicer bolj pri kratkoročnih kot pa pri dolgoročnih obveznicah. Učinek na kreditni razmik je rahlo pozitiven pri obveznicah z visoko bonitetno oceno in postaja čedalje bolj negativen z zniževanjem bonitetne ocene. Pozitiven šok v gospodarstvu tako povzroči zvišanje ravni obrestne mere in izravna drugače naraščajočo krivuljo donosa ter zmanjša kreditni razmik, še posebej pri obveznicah z nižjo bonitetno oceno. Ko variacija realne rasti proizvodnje dominira gospodarstvo, nasprotni učinek na obrestno mero in kreditni razmik povzroči negativno korelacijo med zadnjima. Faktor volatiliti ima nizek pozitiven učinek na krivuljo donosa državnih obveznic, vendar postaja učinek vse bolj pozitiven pri časovni strukturi kreditnega razmika.

Hull et al. (2005, str. 53–60) so v svoji študiji izhajali iz predhodne literature. Obstaja velika razlika med verjetnostjo neplačila, izračunano iz zgodovinskih podatkov (angl. real-world default probability), in tisto, ki je implicirana iz cen obveznic oz. zamenjave kreditnega tveganja (angl. risk-neutral default probability). Do razlike pride, ker trgovci obveznic ne bazirajo cen obveznic samo na dejanski verjetnosti neplačila, ampak v ceno vgradijo dodatno zahtevano donosnost, ker nosijo tveganje. Avtorji so ocenili stopnjo neplačila s pomočjo podatkov o povprečnih kumulativnih stopnjah neplačil v obdobju med letoma 1970 in 2003. Nato so uporabili obvezniški indeks »Merrill Lynch«. Povprečna uporabljena ročnost obveznic, uporabljenih v indeksu (od decembra 1996 do julija 2004) znaša 6,5 leta za obveznice Baa in 8,9 leta za obveznice Ba. Predpostavljajo, da je netvegana donosnost enaka sedemletni zamenjavi obrestne mere, zmanjšani za 10 bazičnih točk in stopnjo poplačila v višini 40 %. V spodnji tabeli (glej Tabela 6) sta ocenjeni obe povprečni stopnji neplačila v posameznem letu (ob predpostavki, da prej dogodek neplačila ni nastal) za sedemletne obveznice.

Tabela 6: Stopnja neplačila

1	2	3	4 = 3/2	5 = 3 - 2
Bonitetna ocena	Stopnja neplačila v posameznem letu (zgodovinski podatki) (v bt)	Stopnja neplačila v posameznem letu (zamenjava kredit. tveganja) (v bt)	Razmerje	Razlika
Aaa	4	67	16,8	63
Aa	6	78	13,0	72
A	13	128	9,8	115
Baa	47	238	5,1	191
Ba	240	507	2,1	267
B	749	902	1,2	153
Caa in nižje	1690	2130	1,3	440

Vir: J. Hull, M. Predescu & A. White, Default Probabilities and Risk Premiums. 2005, str. 3.

Iz Tabele 6 je razvidno, da se razmerje med stopnjo neplačila, implicirano iz zamenjave kreditnega tveganja, in stopnjo neplačila, izračunano iz zgodovinskih podatkov, zmanjšuje, ko se kakovost obveznic znižuje, hkrati pa se razmik med obema stopnjama neplačila povečuje. Avtorji so kot referenčno netvegano obrestno mero (angl. benchmark risk-free rate) raje kot donos državnih obveznic izbrali zamenjavo obrestne mere (angl. swap rate). Vzroki so naslednji: za donosnost državnih obveznic se predvideva, da je netvegana, ker državne obveznice kupujejo finančne ustanove, ki morajo izpolnjevati veliko regulatornih zahtev, kar povečuje povpraševanje, pri čemer se cena zvišuje, donosnost pa znižuje; poleg tega je višina zahtevanega kapitala, ki ga mora imeti banka, da podpre investicijo v državne obveznice, po navadi manjša od višine zahtevanega kapitala pri podpori investicije v druge nizkotvegane instrumente, res pa je tudi, da imajo državni instrumenti v ZDA privilegiran davčni status. Pričakovana presežna donosnost podjetniških obveznic nad državnimi je odvisna od več komponent. Ena izmed njih je tudi razlika med donosom državnih obveznic in ocenjeno referenčno netvegano obrestno mero. Druga komponenta je razmik, ki odtehta dogodek neplačila, zadnja pa dodatna premija za tveganje (Hull et al., 2005, str. 53–60).

Tabela 7: *Pričakovani presežen donos*

1	2 = 3 + 4 + 5	3	4	5
Bonitetna ocena	Razmik med donosom podjetniških in državnih obveznic (v bt)	Razmik med netvegano obrestno mero in donosom državnih obveznic (v bt)	Razmik za kompenzacijo stopnje neplačila (zgodovinski podatki) (v bt)	Dodatna premija za tveganje (v bt)
Aaa	83	43	2	38
Aa	90	43	4	43
A	120	43	8	69
Baa	186	43	28	115
Ba	347	43	144	160
B	585	43	449	93
Caa in nižje	1321	43	1014	264

Vir: J. Hull, M. Predescu, & A. White, Default Probabilities and Risk Premiums. 2005, str. 5.

Iz Tabele 7 izhaja, da s slabšanjem bonitetne ocene od Aaa do Ba premija za tveganje narašča, nato pada od Ba do B in znova strmo naraste od B do Caa. Avtorji so na enak način izračunali še premijo za tveganje po posameznih letih od 1996 do 2003. Pri tem so ugotovili, da zadnja narašča do leta 2002 in nato strmo pade v letih 2003 in 2004. Ena od mogočih razlag, ki pojasnjujejo premijo za tveganje, je, da del te vsebuje premijo za likvidnost, kar se sklada s predhodnimi raziskavami. Naslednja razlaga je, da je del presežnega donosa naložbenih obveznic povezan z dejstvom, da trgovci podatkov zadnjih 35 let nimajo za dobre pokazatelje prihodnosti. Prav tako obveznice med seboj niso neodvisne, kar pomeni, da obstaja sistematično tveganje, ki ga ni mogoče razpršiti, zato trgovci zahtevajo dodatni donos (avtorji se še najbolj strinjajo s to teoretično razlago). Sistematično tveganje je povezano s splošnim stanjem gospodarstva, ki se odraža tudi na

kapitalskem trgu. Ko se rang obveznic zniža, postanejo bolj podobne kapitalu, kar pomeni, da na obveznice vplivajo tržne spremenljivke. Avtorji menijo, da ta razlaga velja za nižje ocenjene obveznice, medtem ko za obveznice razredov Aaa in Aa to ne drži. Strinjajo se tudi z ugotovitvami Amata in Remolone (2003), ki pravita, da je težje diverzificirati tveganje v portfelju podjetniških obveznic kot pa lastniških vrednostnih papirjev (Hull et al., 2005, str. 53–60).

Avramov et al. (2007, str. 90–105) prav tako izhajajo iz predhodnih ugotovitev. V svoji raziskavi so uporabili podatke o 2.375 podjetniških obveznicah, ki se nanašajo na obdobje 1990–2003. Ugotovili so, da strukturni model spremenljivk uspešno pojasnjuje dinamiko kreditnega razmika. Skop nabor agregatnih spremenljivk in spremenljivk, ki se nanašajo na podjetja, pojasnjuje približno 68 % (obveznice nižjega bonitetnega razreda), 55 % (obveznice srednjega bonitetnega razreda) in 36 % (obveznice višjega bonitetnega razreda) celotne variacije sprememb kreditnega razmika. Rezultati študije pokažejo, da značilna volatilitnost in kazalnik tržne cene v primerjavi s knjigovodsko (angl. price to book ratio) močno bazirata na strukturnem modelu. Obe spremenljivki sta ekonomsko in statistično značilni pri pojasnjevanju časovne serije variacije sprememb kreditnega razmika.

Pozornost na nesistematično tveganje (angl. idiosyncratic risk) sta usmerila Gemill in Keswani (2008, str. 1–47). V svoji študiji sta potrdila, da ima sistematično tveganje zelo majhen vpliv na velikost kreditnega razmika, medtem ko to ne velja za nesistematično tveganje, čeprav lahko tega razpršimo. Tako nesistematična varianca obveznice predstavlja 24 % razmika pri obveznici A- in 5 % pri obveznici AAA-razreda. Še boljša mera se zdi nesistematična tvegana vrednost (angl. value-at-risk oz. VaR), ki konsistentno predstavlja 30 % in 38 % razmika. Nesistematična volatilitnost kapitala ima manjši vpliv in magnitudo kot nesistematična tvegana vrednost obveznice. Pri upoštevanju obeh spremenljivk ima zadnja večji vpliv na razmik. Avtorja nadalje ocenjujeta, da je kreditni razmik AAA-rangiranih obveznic sestavljen iz vpliva davkov (11 %), likvidnosti (10 %), dospelosti obveznic (21 %), sistematične tvegane vrednosti (12 %) in nesistematične tvegane vrednosti (52 %). Porazdelitev pri BBB-obveznicah je naslednja: davki 5 %, likvidnost 5 %, dospelost obveznic 8 %, sistematična tvegana vrednost 4 % in nesistematična tvegana vrednost 38 %. Iz navedenega sledi, da k razmiku AAA- in BBB-obveznic največ prispeva prav nesistematična tvegana vrednost.

Še en nov vidik so v svoji študiji predstavili Collin - Dufresne, Goldstein in Helwege (2010, str. 1–46). Rezultati njihove empirične študije kažejo, da je le majhen del kreditnega razmika naložbenih obveznic pojasnjen s kovarianco donosnosti obveznic in približka cenilnega jedra (angl. pricing kernel). Modeli kreditnega tveganja v reducirani obliki (angl. reduced form or hazard rate models of default) pojasnjujejo nepojasnjeno premijo za tveganje pri kreditnem razmiku s tveganjem napačnega izbora stopnje neplačila (angl. jump to default), pri čemer pa ne raziščejo, kako dogodki neplačila kovarirajo s približkom cenilnega jedra. Modeli tako izključujejo najbolj gospodarsko upravičen vzrok za

vrednotenje napačnega izbora stopnje neplačila, to je tveganje okužbe (angl. contagion risk). Gre za to, da skupni indeks podjetniških obveznic reagira negativno na kreditni dogodek. Avtorji v svoji študiji proučijo dve možnosti: eno, kjer je tveganje napačnega izbora stopnje neplačila ovrednoteno zaradi vpliva na skupni indeks podjetniških obveznic, in drugo, kjer je ovrednoteno zato, ker dogodek neplačila pomeni informacijo o skritem makroekonomskem stanju. Iz študije izhaja, da ima premija za tveganje napačnega izbora stopnje neplačila zgornjo mejo nekaj bazičnih točk in da je dominirana prek premije za tveganje okužbe; tako lahko predstavlja znaten delež kreditnega razmika.

2 MODEL

2.1 Osnovni regresijski model

Pri izdelavi empiričnega modela sem se zgledovala po dvofaktorskem regresijskem modelu, ki sta ga oblikovala Longstaff in Schwartz (1995, str. 789–819). Razširila sta model Blacka in Coxa (1976, str. 351–367), tako da sta v modelu upoštevala kreditno tveganje (v modelu predpostavljata, da obstaja konstantna mejna vrednost, ko vrednost podjetja pade pod konstantno mejno vrednost, nastopijo finančne težave, podjetje naenkrat ni sposobno več poravnati svojih obveznosti, zato nastopi eden izmed postopkov insolventnosti, upniki pa so le redko poplačani v celoti) in tudi tveganje obrestne mere, kar je v nasprotju s tradicionalnim pristopom, ki pravi, da je kreditni razmik odvisen le od dejavnika vrednosti premoženja. V svoji empirični raziskavi pojasnjujeta spremembe kreditnih razmikov s pomočjo regresijske analize. Za proučevanje odvisnosti kreditnega razmika od spremenljivk, ki nanj vplivajo, sem tudi sama uporabila multiplo regresijo, za cenilko vrednosti regresijskih koeficientov regresijskega modela pa metodo najmanjših kvadratov. Metoda navadnih najmanjših kvadratov je zaradi svojih lastnosti najbolj razširjena oziroma najpogosteje uporabljena metoda določevanja regresijskih koeficientov (Pfajfar, 2006, str. 38). Bistvo te metode je, da z njeno pomočjo ugotovimo takšne koeficiente, ki minimizirajo vsoto kvadratov odklonov dejanskih vrednosti od ocenjenih. Da so ocene koeficientov dobre, morajo držati naslednje predpostavke (Wooldridge, 2002, str. 316–324):

- linearnost v parametrih, stacionarnost in šibka odvisnost časovne vrste;
- pri vsaki od vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk mora veljati, da je pričakovana (povprečna) vrednost slučajnostnega odklona enaka 0;
- med pojasnjevalnimi spremenljivkami ne obstaja popolna linearna odvisnost (kolinearnost), torej v modelu ni prisotne perfektne multikolinearnosti;
- homoskedastičnost (varianca slučajnostnega odklona je konstantna skozi čas): če ta predpostavka ne drži, se pojavi problem heteroskedatičnosti;
- predpostavka ničelne kovariance med vrednostmi slučajnostnega odklona pomeni, da v regresijskem modelu ni avtokorelacije (oz. serijske korelacije).

Če držijo prve tri predpostavke, je metoda navadnih najmanjših kvadratov dosledna (konsistentna), vendar ne nujno tudi nepristranska cenilka. Če hkrati držita tudi drugi dve predpostavki (homoskedastičnost in odsotnost avtokorelacije), velja, da je metoda najmanjših navadnih kvadratov cenilka z asimptotično normalno porazdelitvijo (navadne standardne napake, t-, F- in LM-statistike so asimptotično veljavne).

Po zgledu Longstaffa in Schwartza (1995, str. 789–819) je tudi v mojem modelu kreditni razmik definiran kot razlika med donosnostjo tvegane (podjetniške) in netvegane (državne) obveznice z enako ročnostjo in s kuponi. Ob danih donosnostih podjetniških obveznic in državnih obveznic različnih bonitetnih razredov in ročnosti je kreditni razmik torej enak v času . Sprememba kreditnega razmika v regresijski analizi nastopa kot odvisna spremenljivka, sprememba v donosnosti državnih obveznic z ročnostjo in sprememba donosnosti delniškega indeksa pa nastopata kot odvisni spremenljivki ter predstavljata približek za spremembo obrestne mere in vrednosti premoženja. Osnovni model je torej naslednji:

(1)

Glede na teoretične predpostavke dejavnikov, ki vplivajo na spremembe kreditnega razmika, predpostavljam, da bi se moral kreditni razmik zmanjšati ob zvišanju donosnosti kratkoročnih državnih obveznic (obrestnih mer) oz. delniškega indeksa ter povečati ob znižanju donosnosti kratkoročnih državnih obveznic (obrestnih mer) oz. delniškega indeksa.

2.2 Razširjeni regresijski model

Po modelu Longstaffa in Schwartza (1995, str. 789–819) sta se v svoji študiji zgledovala tudi Lončarski in Szilagyi (2008, str. 1–17), ki sta proučevala spremembe kreditnega razmika ameriških podjetniških obveznic v obdobju od novembra 2000 do oktobra 2003. V nadaljevanju predstavljam razširjen regresijski model, ki temelji na njuni razširitvi modela Longstaffa in Schwartza (1995, str. 789–819). Osnovni model sem tako dopolnila še s spremenljivko spremembe razlike donosnosti med dolgoročnimi (ročnost 15+) in kratkoročnimi (ročnost 1–3 let) državnimi obveznicami , saj želim preveriti tudi odvisnost spremembe kreditnega razmika od naklona krivulje donosnosti državnih obveznic. Zaradi mogočih nelinearnih učinkov zaradi konveksnosti ali konkavnosti sem nato v model z dodano spremenljivko spremembe naklona krivulje donosnosti državnih obveznic vključila še spremembo kvadrirane vrednosti donosnosti državnih obveznic. V empirični analizi uporabljeni podatki se nanašajo na obdobje od januarja 2001 do decembra 2010. S slike 3 je razvidno, da gibanje kreditnega razmika ni

enakomerno, ampak je v septembru 2008 viden začetek strmega vzpona krivulje. Navedeno je po vsej verjetnosti posledica vpliva svetovne finančne krize. Da bi preverila vpliv svetovne finančne krize na spremembe kreditnega razmika, katere začetek sega v september 2008 (propad investicijske banke Lehman Brothers), sem dodala modelu še nepravo spremenljivko za dve podobdobji, pri čemer je prvo podobdobje opredeljeno od januarja 2001 do septembra 2008, drugo pa od vključno septembra 2008 do decembra 2010. Razširjeni model je naslednji:

$$\dots (2)$$

Glede na teoretične predpostavke dejavnikov, ki vplivajo na spremembe kreditnega razmika, poleg domneve o znižanju (povečanju) kreditnega razmika z zvišanjem (zmanjšanjem) donosnosti delniškega indeksa predpostavljam tudi, da se bo kreditni razmik znižal (povečal) ob zvišanju (zmanjšanju) donosnosti kratkoročnih državnih obveznic, pri čemer bo prisoten učinek nelinearnosti v obliki konveksnosti ali konkavnosti, prav tako se bo znižal (oz. povečal) ob zvišanju (zmanjšanju) naklona krivulje donosnosti državnih obveznic. Z razširjenim modelom bom proučila tudi učinek finančne krize na kreditni razmik. Predpostavljam, da bodo na kreditni razmik v prvem in tudi drugem obdobju vplivale enake komponente, ki bodo imele v drugem obdobju veliko večji učinek.

3 PODATKI

Primarni podatki so pridobljeni iz podatkovne baze Datastream (Thomson Reuters Datastream, 2011). Gre za celovito on-line bazo podatkov podjetja Thomson Reuters, ki obsega širok spekter finančnih subjektov in instrumentov; zemljepisno zajema cel svet. V bazi Datastream so tako dostopni podatki, ki se ažurirajo na koncu vsakega trgovalnega dne, in sicer o cenah delnic, obsegu trgovanja, o indeksih donosnosti ... Prav tako vključuje tudi podatke o obveznicah, opcijah in o drugih izvedenih finančnih instrumentih, vzajemnih skladih, tržnih indeksih, deviznih tečajih, makroekonomske kazalnike in finančne podatke korporacij (Datastream, 2011). Primarni podatki so dnevni (delovni dnevi) in se nanašajo na obdobje zadnjih 10 let (od 1. 1. 2001 do 31. 12. 2010).

Za približek donosnosti podjetniških in državnih obveznic, iz česar je izpeljan kreditni razmik, sem uporabila indeksa »Bank of America Merrill Lynch's United States Corporate Index« in »Bank of America Merrill Lynch's United States Treasuries Index« ustanove Bank of America Merrill Lynch, ki se nanašata na trg ZDA in sta še vedno aktivna. Izbor podatkov vsebuje donosnosti do dospelja (angl. yield to maturity ali redemption yield) referenčnih državnih obveznic in podjetniških obveznic bonitetnih razredov AAA, AA, A in BBB ter ročnosti od 1 do 3 let, od 3 do 5 let, od 5 do 7 let, od 7 do 10 let, od 10 do 15 let ter 15 let in več (manjkajo podatki za dve časovni seriji podatkov podjetniških obveznic, in

sicer bonitetnega razreda AAA in BBB z ročnostjo od 10 do 15 let). Donosnost do dospelja obveznice je notranja stopnja donosnosti, ki jo zasluži investitor, ko kupi obveznico danes po tržni ceni, pri čemer upošteva, da bo imel obveznico v lasti do dospelja ter da bodo vsi kuponi in obresti izplačani kot predvideno. Gre za oceno prihodnje donosnosti, saj stopnja donosa, pri kateri bodo vsa plačila kuponov reinvestirana, ni znana. Donosnost do dospelja omogoča primerjavo med različnimi finančnimi instrumenti (Yield to maturity, 2011). Kreditni razmik za različne bonitetne razrede in ročnosti vsebuje donosnost podjetniškega in državnega indeksa z enako ročnostjo. je izračunan kot razlika med kreditnim razmikom na koncu in začetku meseca.

Tabela 8: Opisna statistika absolutnih kreditnih razmikov od januarja 2001 do decembra 2010

Ročnost (v letih)	Aritmetična sredina (v %)	Mediana (v %)	Maksimalna vrednost (v %)	Minimalna vrednost (v %)	Standardni odklon (v %)	Število opazovanj
AAA-obveznice						
1-3	0,964	0,601	8,348	0,284	0,988	2610
3-5	0,947	0,672	6,014	0,276	0,856	2610
5-7	0,638	0,376	6,143	-0,378	1,012	2610
7-10	0,739	0,543	5,186	-0,004	0,762	2610
10-15	n. p.	n. p.	n. p.	n. p.	n. p.	0
15+	1,250	1,057	4,870	0,689	0,617	2610
AA-obveznice						
1-3	1,113	0,737	5,922	0,364	1,122	2610
3-5	1,156	0,861	5,637	0,330	1,030	2610
5-7	0,832	0,739	4,970	-0,405	1,140	2610
7-10	1,056	0,711	4,964	-0,103	1,061	2610
10-15	1,020	0,753	3,714	-0,077	0,814	2610
15+	1,434	1,221	3,664	0,574	0,605	2610
A-obveznice						
1-3	1,632	1,170	9,232	0,459	1,750	2610
3-5	1,526	1,245	6,913	0,469	1,306	2610
5-7	1,223	1,002	6,328	-0,248	1,412	2610
7-10	1,389	0,989	6,268	0,153	1,299	2610
10-15	1,244	0,842	4,710	0,316	0,924	2610
15+	1,720	1,483	4,843	1,037	0,742	2610
BBB obveznice						
1-3	2,459	2,031	9,857	0,639	1,994	2610
3-5	2,305	2,004	9,082	0,852	1,622	2610
5-7	2,014	2,012	8,114	0,278	1,652	2610
7-10	2,035	1,838	7,830	0,490	1,492	2610
10-15	n. p.	n. p.	n. p.	n. p.	n. p.	0
15+	2,277	2,095	6,120	1,442	0,939	2610

Opisna statistika kreditnih razmikov je razvidna iz Tabel 8, 9 in 10, kjer so izračunane aritmetične sredine, mediane in standardni odkloni absolutnih kreditnih razmikov, zapisane pa so tudi najvišje in najnižje vrednosti kreditnih razmikov. Tri Tabele (8, 9 in 10) se med

seboj razlikujejo po obdobju, na katero se nanašajo. V Tabeli 9 je prikazana opisna statistika kreditnih razmikov v obdobju od januarja 2001 do avgusta 2008, torej pred finančno krizo, medtem ko se v Tabeli 10 nanašajo podatki na obdobje od septembra 2008 do decembra 2010, torej med finančno krizo. Tabela 8 združuje obe podobdobji. Iz Tabel 8, 9 in 10 je razvidno, da aritmetične sredine kreditnega razmika nihajo, vendar pa so ob upoštevanju celotnega obdobja, ne glede na bonitetni razred, najnižje pri ročnosti od pet do sedem let. Enako velja tudi za obdobje pred finančno krizo, medtem ko je v obdobju po avgustu 2008 – z izjemo AAA-obveznic – zaslediti najnižje kreditne razmike pri dolgoročnih obveznicah (ročnosti 15 let in več). Ne glede na ročnost je kreditni razmik najvišji v najnižjem opazovanem bonitetnem razredu (BBB) in najnižji v najvišjem (AAA), kar velja za celotno opazovano obdobje. Zadnje je smiselno, saj bonitetne ocene obveznic odražajo njihovo tveganost; višje je tveganje, tem višja bo zahtevana donosnost ter s tem kreditni pribitek. Navedeno potrjuje tudi slika 2, na kateri je prikazana višina kreditnega razmika glede na bonitetno oceno. Ne glede na ročnost je kreditni razmik najvišji pri najslabši bonitetni oceni BBB.

Tabela 9: Opisna statistika absolutnih kreditnih razmikov od januarja 2001 do avgusta 2008 (pred finančno krizo)

Ročnost (v letih)	Aritmetična sredina (v %)	Mediana (v %)	Maksimalna vrednost (v %)	Minimalna vrednost (v %)	Standardni odklon (v %)	Število opazovanj
AAA-obveznice						
1-3	0,614	0,491	1,674	0,284	0,310	2000
3-5	0,718	0,571	2,105	0,276	0,368	2000
5-7	0,276	0,133	1,650	-0,378	0,446	2000
7-10	0,523	0,428	1,883	-0,004	0,411	2000
10-15	n. p.	n. p.	n. p.	n. p.	n. p.	0
15+	1,129	1,073	2,037	0,689	0,279	2000
AA-obveznice						
1-3	0,759	0,558	2,586	0,364	0,497	2000
3-5	0,833	0,590	2,781	0,330	0,536	2000
5-7	0,427	0,090	2,492	-0,405	0,631	2000
7-10	0,682	0,542	3,068	-0,103	0,642	2000
10-15	0,670	0,553	2,316	-0,077	0,480	2000
15+	1,247	1,137	2,460	0,574	0,385	2000
A-obveznice						
1-3	1,060	0,709	3,689	0,459	0,707	2000
3-5	1,113	0,734	3,650	0,469	0,688	2000
5-7	0,665	0,308	3,078	-0,248	0,715	2000
7-10	0,931	0,739	3,575	0,153	0,734	2000
10-15	0,861	0,750	2,746	0,316	0,494	2000
15+	1,487	1,343	2,747	1,037	0,376	2000
BBB obveznice						
1-3	1,792	1,484	5,055	0,639	1,056	2000
3-5	1,786	1,488	4,244	0,852	0,827	2000
5-7	1,411	1,121	3,626	0,278	0,939	2000
7-10	1,510	1,209	3,667	0,492	0,783	2000
10-15	n. p.	n. p.	n. p.	n. p.	n. p.	0
15+	1,984	1,809	3,399	1,442	0,448	2000

Tudi mediana kreditnih razmikov je v obdobju pred finančno krizo najnižja pri ročnosti od pet do sedem let (ne glede na bonitetni razred), medtem ko za drugo podobdobje to ne velja. Najvišja vrednost mediane v drugem podobdobju je pri BBB-obveznicah krajših ročnosti (od enega do treh let), kjer znaša kar 3,467 %, kar z drugimi besedami pomeni, da je več kot pol kreditnih razmikov višjih od te vrednosti, najvišja vrednost kreditnega razmika pa znaša 9,857 %. Tudi standardni odkloni so (upoštevajoč celotno obdobje) največji pri slabših bonitetnih ocenah (BBB) in najmanjši pri najboljših (AAA). Enako velja za obdobje pred začetkom finančne krize pa tudi za obdobje po njem, z izjemo kreditnih razmikov pri AA-obveznicah ročnosti od pet do sedem let ter 15 let in več, kjer je standardni odklon nižji kot pri AAA-obveznicah.

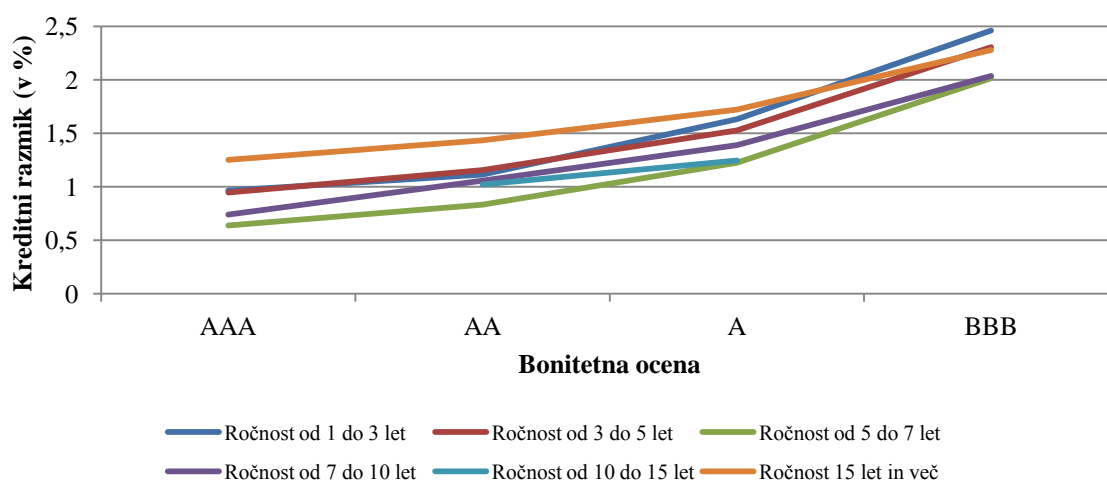
Tabela 10: Opisna statistika absolutnih kreditnih razmikov od septembra 2008 do decembra 2010 (*med finančno krizo*)

Ročnost (v letih)	Aritmetična sredina (v %)	Mediana (v %)	Maksimalna vrednost (v %)	Minimalna vrednost (v %)	Standardni odklon (v %)	Število opazovanj
AAA-obveznice						
1-3	2,111	1,376	8,348	0,663	1,465	610
3-5	1,699	0,886	6,014	0,493	1,398	610
5-7	1,826	1,679	6,143	0,233	1,399	610
7-10	1,447	0,797	5,186	0,516	1,129	610
10-15	n. p.	n. p.	n. p.	n. p.	n. p.	0
15+	1,644	1,048	4,870	0,779	1,081	610
AA-obveznice						
1-3	2,273	1,373	5,922	0,758	1,680	610
3-5	2,213	1,330	5,637	0,842	1,462	610
5-7	2,161	1,357	4,970	0,695	1,396	610
7-10	2,283	1,598	4,964	1,022	1,226	610
10-15	2,170	1,962	3,714	1,184	0,596	610
15+	2,050	1,609	3,664	1,159	0,768	610
A-obveznice						
1-3	3,505	1,891	9,232	1,163	2,626	610
3-5	2,880	1,782	6,913	1,123	1,831	610
5-7	3,051	2,086	6,328	1,412	1,580	610
7-10	2,891	1,970	6,268	1,386	1,586	610
10-15	2,500	2,060	4,710	1,429	0,890	610
15+	2,482	1,860	4,843	1,430	1,064	610
BBB-obveznice						
1-3	4,645	3,467	9,857	1,888	2,668	610
3-5	4,009	2,929	9,082	1,742	2,288	610
5-7	3,989	2,929	8,114	1,999	1,924	610
7-10	3,753	2,753	7,833	1,836	1,913	610
10-15	n. p.	n. p.	n. p.	n. p.	n. p.	0
15+	3,239	2,488	6,120	1,834	1,381	610

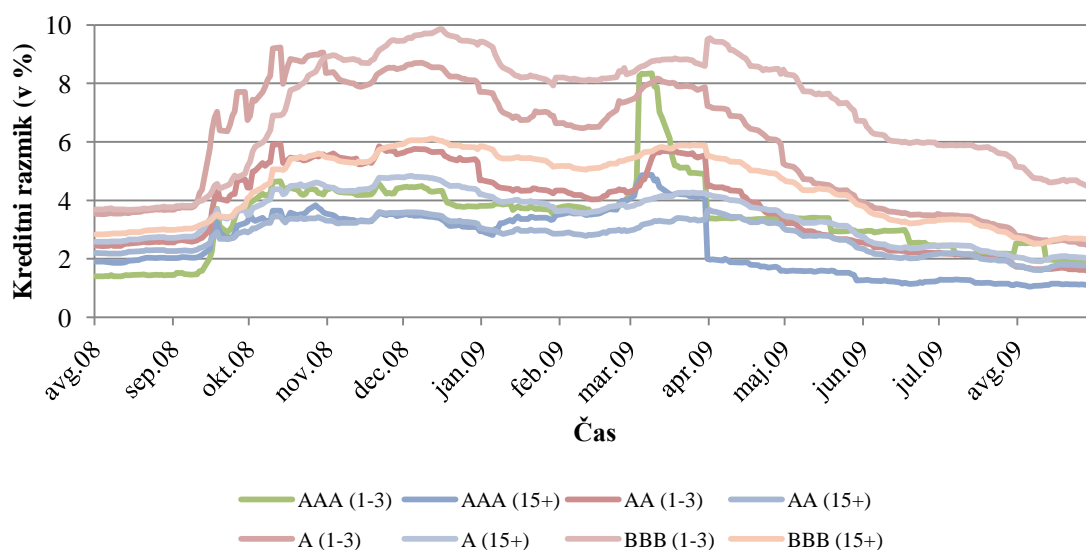
Ob primerjavi obeh podobdobj je opaziti, da so v drugem podobdobju vrednosti aritmetične sredine in tudi mediane, najvišjih in najnižjih vrednosti pa tudi standardnega odklona veliko višje. Tako je na primer najvišja vrednost aritmetične sredine v prvem obdobju enaka 1,984 %, medtem ko je v drugem obdobju veliko višja in znaša 4,645 %, pri

čemer se zadnja nanaša na BBB-obveznice najkrajših ročnosti (od enega do treh let). Zanimivo je, da so nekatere minimalne vrednosti kreditnih razmikov nižje od nič, kar pomeni, da je donos podjetniških obveznic celo nižji od donosa državnih, vendar zadnje velja le pri višjih bonitetnih razredih (AAA, AA in A) in krajših ročnostih (5–10, 5–15 in 5–7). Ob podrobnejšem pregledu po razčlenitvi opazovanega obdobja na dva dela je videti, da negativnih vrednosti po septembru 2008 ni. Negativne vrednosti kreditnega razmika se s prekinitvami pojavljajo predvsem v obdobju od leta 2004 do leta 2007. Mogoče je, da bi lahko negativne vrednosti vplivale na rezultate analize, zato bom pri njeni izvedbi preverila tudi, kako njihova izključitev vpliva na rezultate.

Slika 2: Gibanje kreditnega razmika glede na bonitetno oceno in ročnost

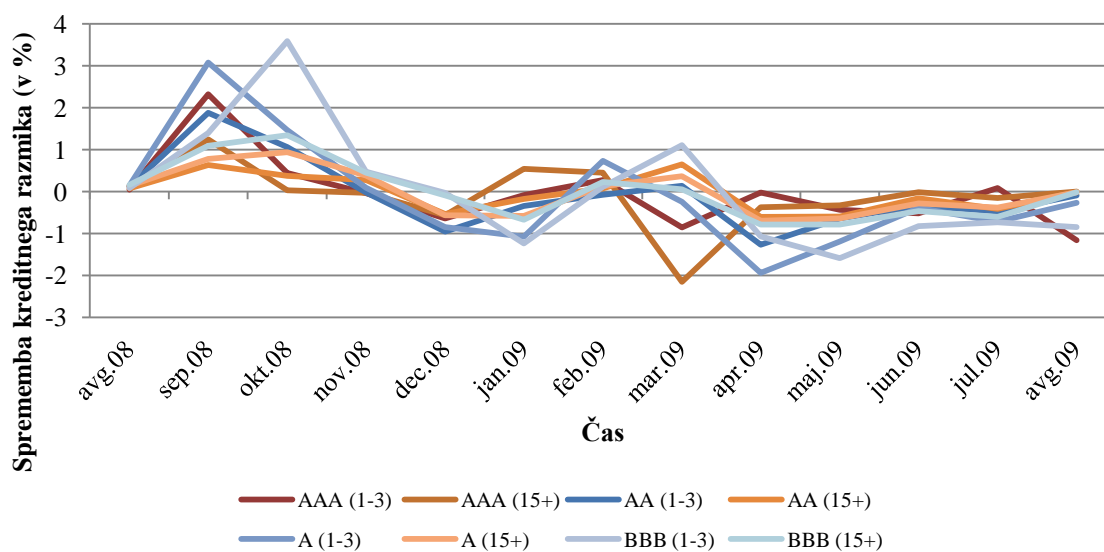


Slika 3: Gibanje kreditnega razmika v obdobju od avgusta 2008 do avgusta 2009



Slika 3 prikazuje gibanje kreditnega razmika v enoletnem obdobju – od avgusta 2008 do avgusta 2009. Nenaden vzpon in nato padec krivulje je mogoče pojasniti z vplivom svetovne finančne krize. V obdobju finančnih pretresov naj bi bili vrednostni papirji podjetij veliko bolj tvegani kot državne obveznice, saj države vsaj v teoriji ne morejo bankrotirati (v praksi je ravno v pretekli finančni krizi sicer bankrotirala Islandija), zato je kreditni razmik višji, saj vlagatelji zahtevajo višjo stopnjo donosa za bolj tvegane naložbe. Slika 4 prikazuje še gibanje sprememb kreditnega razmika v enakem obdobju.

Slika 4: Gibanje sprememb kreditnega razmika v obdobju od avgusta 2008 do avgusta 2009



Za približek dejavnika obrestne mere sem uporabila mesečne razlike v donosnosti do dospelja državnih obveznic z ročnostjo od enega do treh let. Obrestna mera pa ni odvisna le od višine, ampak tudi od naklona krivulje donosnosti državnih obveznic (Collin - Dufresne et al., 2001, str. 2177–2207). Za spremenljivko spremembe naklona krivulje donosnosti državnih obveznic sem uporabila mesečne spremembe razlike donosnosti do dospelja med dolgoročnimi (ročnosti 15 let in več) in kratkoročnimi (ročnosti od enega do treh let) državnimi obveznicami. Za približek dejavnika vrednosti premoženja sem uporabila indeks »S & P 500 Composite Price Index« ponudnika Standard and Poor's. Gre za delniški indeks, ki vključuje 500 delnic, ki naj bi predstavljale reprezentativen vzorec vodilnih podjetij vodilnih panog znotraj ameriškega gospodarstva. Delnice, ki so vključene v indeks, so izbrane na osnovi tržne kapitalizacije, likvidnosti in reprezentativnosti znotraj industrije, v kateri delujejo (U.S. Securities Commission, 2011).

4 REZULTATI EMPIRIČNE ANALIZE

4.1 Test stacionarnosti

Uporaba metode navadnih najmanjših kvadratov v modelu s časovnimi vrstami temelji tudi na predpostavki, da je stohastični proces stacionaren. Stacionaren proces je takšen stohastični proces, katerega verjetnostna porazdelitev se z zamikom časa ali položaja ne spreminja. To pomeni, da se parametri, kot je aritmetična sredina ali varianca, prav tako s časom ali položajem ne spreminjajo. Nestacionarnost lahko privede do nepravilne regresije, če časovnih vrst ne diferenciramo (dobimo neveljavne rezultate kot npr. visok koeficient determinacije in visoke t-vrednosti brez ekonomskega pomena). Kolikor korenov enote vsebuje časovna serija, tolikokrat jo je treba diferencirati, da postane stacionarna. Če postane serija stacionarna, ko jo prvič diferenciramo, pravimo, da ima en koren in da je integrirana reda d . Če časovne serije ni treba diferencirati, je stacionarna, kar pomeni, da je integrirana nultega reda $d=0$. V modelu lahko uporabimo časovne serije šele takrat, ko so stacionarne (Wooldridge, 2002, str. 348, 362–364). Test stacionarnosti imenujemo tudi test korena enote (angl. unit root test). V empirični analizi sem uporabila prilagojeni Dickey-Fullerjev test (v nadaljevanju: ADF-test), ki testira naslednji hipotezi:

časovna vrsta vsebuje koren enote (je nestacionarna), (3)

časovna vrsta ne vsebuje korena enote (je stacionarna). (4)

Ničelno hipotezo zavrnem pri stopnji značilnosti 10 %. Uporabila sem različico ADF-testa, ki v regresijski enačbi upošteva še konstanto, za določitev števila odlogov pa Schwarzov informacijski kriterij.

Rezultati so prikazani v Tabeli 11, iz katere je razvidno, da so prav vse časovne vrste nestacionarne, saj pri nobeni ne moremo zavrniti ničelne domneve, da koren enote obstaja. Zato sem postopek ponovila za časovne vrste, ki jih bom uporabila v nadaljnji analizi in so diferencirane, saj sem za vse podatke izračunala mesečne spremembe. Rezultati ponovljenega ADF-testa so razvidni iz Tabele 12, iz katere je razvidno, da lahko prav pri vseh časovnih vrstah spremenljivk, uporabljenih v regresijskem modelu, na osnovi preizkusa zavrnem ničelno domnevo in sprejemem sklep, da so časovne vrste stacionarne. Zadnje ni presenetljivo, saj gre pri vseh za mesečne spremembe, kar dejansko pomeni, da so bile diferencirane z odlogom približno 30 dni.

Tabela 11: Rezultati ADF-testa* za nediferencirane časovne vrste

Spremenljivka	Vrednost testa t	Statistična značilnost p	Spremenljivka	Vrednost testa t	Statistična značilnost p
	-1,992	0,290		-1,251	0,654
	-1,838	0,362		-1,534	0,517
	-1,703	0,429		-1,040	0,741
	-1,972	0,299		-1,944	0,312
	n. p.	n. p.		-1,510	0,528
	-2,273	0,181		-1,643	0,460
	-1,944	0,312		-1,498	0,535
	-2,178	0,215		-1,471	0,549
	-1,125	0,708		n. p.	n. p.
	-1,468	0,550		-1,827	0,368
	-1,408	0,580		-1,184	0,683
	-1,658	0,453		-1,966	0,302
	-2,199	0,207		-1,132	0,705
	-2,046	0,267		-1,799	0,382

Legenda: * Kritične vrednosti ADF-testa so naslednje: pri stopnji značilnosti 1 %, pri stopnji značilnosti 5 % in pri stopnji značilnosti 10 %. ADF-test vključuje konstanto; za določitev števila odlogov je uporabljen Schwarzov informacijski kriterij.

Tabela 12: Rezultati ADF-testa* za diferencirane časovne vrste

Spremenljivka	Vrednost testa t	Statistična značilnost p	Spremenljivka	Vrednost testa t	Statistična značilnost p
	-9,645***	0,000		-7,355***	0,000
	-7,311***	0,000		-7,353***	0,000
	-17,917***	0,000		-9,255***	0,000
	-10,622***	0,000		-7,757***	0,000
	n. p.	0,000		-7,930***	0,000
	-10,632***	0,000		-6,779***	0,000
	-7,014***	0,000		-6,747***	0,000
	-6,803***	0,000		-7,302***	0,000
	-6,973***	0,000		n. p.	0,000
	-8,146***	0,000		-7,167***	0,000
	-15,051***	0,000		-9,704***	0,000
	-9,594***	0,000		-9,566***	0,000
	-7,116***	0,000		-4,649***	0,000
	-7,182***	0,000		-10,004***	0,000

Legenda: * Kritične vrednosti ADF-testa so naslednje: pri stopnji značilnosti 1 %, pri stopnji značilnosti 5 % in pri stopnji značilnosti 10 %. ADF-test vključuje konstanto; za določitev števila odlogov je uporabljen Schwarzov informacijski kriterij.

4.2 Rezultati osnovnega regresijskega modela

Osnovni regresijski model temelji na dvofaktorskem regresijskem modelu, ki sta ga za raziskovanje kreditnega razmika oblikovala Longstaff in Schwartz (1995, str. 789–819).

(5)

V naslednjih tabelah (glej Tabele 13–16 in 21–24) poleg rezultatov regresijske analize prikazujem tudi testa avtokorelacije in heteroskedastičnosti. Kot že rečeno, je ena izmed predpostavk metode navadnih najmanjših kvadratov predpostavka ničelne kovariance med vrednostmi slučajnostnega odklona (gre za slučajnostne faktorje, ki jih v modelu ne opazujemo, vendar vseeno vplivajo na odvisno spremenljivko). To pomeni, da v regresijskem modelu ne obstaja avtokorelacija oz. serijska korelacija. Največkrat se predpostavlja, da ni avtokorelacije prvega reda, torej da ni odvisnosti med zaporednimi vrednostmi slučajnostnega odklona. To hkrati pomeni, da ni odvisnosti med zaporednimi vrednostmi odvisne spremenljivke. Zato je problem avtokorelacije najpogosteje prisoten pri regresijskih modelih, ki jih preverjamo na osnovi časovnih vrst. Veliko ekonomskih spremenljivk namreč odraža tendenco razvoja v času, ki je lahko pozitivna ali negativna. Tako zaporedne vrednosti teh spremenljivk odražajo določeno stopnjo avtokorelacije, ki je lahko pozitivna ali negativna. Pri časovnih vrstah ob prisotnosti avtokorelacije metoda najmanjših kvadratov ni več najboljša nepristranska linearna cenilka. Vrednosti regresijskih koeficientov so sicer še vedno dosledne, vendar ne nujno tudi nepristranske. Ocena standardne napake je namreč napačna, s tem pa tudi ocene različnih statistik (Pfajfar, 2006, str. 53, in Wooldridge, 2002, str. 379). Test, s katerim je mogoče preveriti obstoj avtokorelacije (tudi višjega reda) in ki ga lahko uporabimo ne glede na to, ali regresorji vsebujejo odlog odvisne spremenljivke, se imenuje Breusch-Godfreyjev test serijske korelacije Lagrangeovih mutiplikatorjev (v nadaljevanju LM). Hipotezi sta naslednji:

do reda p ni avtokorelacije slučajnostnega odklona (6)

do reda p avtokorelacija slučajnostnega odklona obstaja. (7)

Za izračun primerne števila odlogov sem uporabila pravilo, ki pravi, da naj bo število odlogov enako približno četrtini števila opazovanj (Lin, 2001). Ničelno hipotezo zavrnem pri stopnji značilnosti 10 %. Kot že rečeno, sem preverjala tudi prisotnost heteroskedastičnosti. Ta pomeni, da varianca vrednosti slučajnostnega odklona ni konstantna. Nasprotni pojem heteroskedastičnosti je homoskedastičnost. Metoda navadnih najmanjših kvadratov predpostavlja homoskedastičnost; heteroskedastičnost se tako sicer ne odraža v doslednosti ocenjenih regresijskih koeficientov, vendar pa vpliva na napačno oceno variance in s tem standardne napake, posledično pa tudi rezultate različnih testov, kar pomeni, da lahko zavrremo oz. potrdimo napačno domnevo oz. hipotezo (Wooldridge,

2002, str. 248–249). V empirični analizi sem za ugotavljanje heteroskedastičnosti uporabila Whitov test. Hipoteze so naslednje:

v modelu je prisotna homoskedastičnost, (8)

v modelu je prisotna heteroskedastičnost. (9)

Test je opravljen s pomočjo pomožne regresije kvadriranih preostankov iz prvotnega modela z originalnimi regresorji ter s križnimi produkti regresorjev in kvadriranih regresorjev ter testa Lagrangeovih multiplikatorjev, ki je produkt determinacijskega koeficienta in števila opazovanj ter ima porazdelitev hi-kvadrat (Wooldridge, 2002, str. 259). Ničelno hipotezo zavrnem pri stopnji značilnosti 10 %.

Tabela 13: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice AAA-bonitetnega razreda*

Bonitetni razred	AAA-obveznice				
	1–3	3–5	5–7	7–10	15+
Ročnost (v letih)					
Regresor					
	–0,007	–0,014	–0,008	–0,006	–0,010
	–0,282	–0,766	–0,182	–0,328	–0,486
	–0,025	–0,093	0,178	0,026	0,010
	–0,263	–1,257	1,076	0,347	0,122
	–2,329***	–2,332***	–3,653***	–3,013***	–3,130***
	–4,284***	–5,469***	–3,828***	–6,920***	–6,884***
	0,153	0,253	0,111	0,306	0,308
	0,139	0,241	0,096	0,294	0,296
	10,603***	19,839***	7,335***	25,778***	25,983***
	120	120	120	120	120
Avtokorelacija	ne	ne	da	ne	ne
	1,058	0,754	4,743	0,854	0,799
	0,406	0,808	0,000	0,681	0,753
	32,084	24,748	74,470	27,293	25,915
	0,364	0,737	0,000	0,608	0,680
Heteroskedastičnost	ne	da	da	da	da
	1,245	2,068	2,459	10,100	13,139
	0,293	0,075	0,037	0,000	0,000
	6,213	9,978	11,680	36,850	43,870
	0,286	0,076	0,039	0,000	0,000

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena je metoda najmanjših navadnih kvadratov. Za ugotavljanje prisotnosti avtokorelacije do reda 30 je uporabljen Breusch-Godfreyjev LM-test. Za ugotavljanje prisotnosti heteroskedastičnosti je uporabljen Whitov test.

Tabela 14: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice AA-bonitetnega razreda*

Bonitetni razred	AA obveznice					
Ročnost (v letih)	1–3	3–5	5–7	7–10	10–15	15+
Regresor						
	-0,015	-0,015	-0,014	-0,003	0,014	-0,010
	-0,652	-0,743	-0,681	-0,182	0,783	-0,702
	-0,135	-0,204**	-0,092	-0,169***	-0,134*	-0,189***
	-1,477	-2,512**	-1,149	-2,619***	-1,891*	-3,451***
	-2,547***	-2,207***	-2,371***	-2,117***	0,004	-1,503***
	-4,843***	-4,716***	-5,166***	-5,684***	0,010	-4,765***
	0,222	0,254	0,231	0,315	0,033	0,299
	0,209	0,241	0,218	0,303	0,016	0,287
	16,688***	19,929***	17,584***	26,871***	1,976	24,887***
	120	120	120	120	120	120
Avtokorelacija	ne	da	ne	ne	da	ne
	1,304	1,783	1,252	0,845	1,951	1,000
	0,171	0,020	0,209	0,693	0,009	0,481
	37,225	45,681	36,189	27,069	48,263	30,762
	0,171	0,033	0,202	0,620	0,019	0,427
Heteroskedastičnost	da	da	da	da	da	da
	3,404	3,466	7,707	4,343	4,916	16,868
	0,007	0,006	0,000	0,001	0,000	0,000
	15,588	15,834	30,317	19,200	21,285	51,027
	0,008	0,007	0,000	0,002	0,000	0,000

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena je metoda najmanjših navadnih kvadratov. Za ugotavljanje prisotnosti avtokorelacije do reda 30 je uporabljen Breusch-Godfreyjev LM-test. Za ugotavljanje prisotnosti heteroskedastičnosti je uporabljen Whitov test.

V Tabelah 13, 14, 15, in 16 so prikazani rezultati osnovnega regresijskega modela glede na bonitetne ocene in ročnost obveznic. Glede na to, da je pri večini modelov od skupno 22 (izjema je pri obveznicah z bonitetno oceno AAA in ročnostjo 1–3 let) prisotna heteroskedastičnost (na osnovi testov lahko zavrnem ničelno hipotezo, da je prisotna homoskedastičnost), pri nekaterih od njih pa tudi avtokorelacija slučajnostnega odklona, se na verodostojnost t- in F-statistik ne morem zanesti.

S preizkusom neodvisnosti oz. t-testom namreč preizkušamo domneve o parcialnih regresijskih koeficientih, in sicer odvisnost odvisne spremenljivke od posamezne neodvisne spremenljivke, pri čemer pri ničelni domnevi velja, da je parcialni regresijski koeficient enak 0, pri alternativni pa ravno nasprotno, torej da ni enak 0 (Pfajfar, 2006, str. 82). Alternativno hipotezo sprejem, če je stopnja značilnosti nižja od 10 %:

(11)

Z analizo variance oz. F-testom pa preizkušamo ničelno domnevo, da so vsi parcialni regresijski koeficienti hkrati enaki 0 (torej testiramo statistične značilnosti regresijskega modela kot celote), alternativna domneva pa je, da vsi parcialni regresijski koeficienti niso hkrati enaki 0 (da je vsaj eden različen od 0) (Pfajfar, 2006, str. 93):

vsj eden izmed , (12)

vsj eden izmed . (13)

Alternativno hipotezo sprejemem, če je stopnja značilnosti nižja od 10 %.

Tabela 15: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice A-bonitetnega razreda*

Bonitetni razred	A obveznice					
Ročnost (v letih)	1-3	3-5	5-7	7-10	10-15	15+
Regresor						
	-0,018	-0,020	-0,011	-0,010	-0,002	-0,013
	-0,495	-0,783	-0,415	-0,446	-0,093	-0,837
	-0,206	-0,286***	-0,177*	-0,212**	-0,115*	-0,191***
	-1,470	-2,887***	-1,729*	-2,507**	-1,680*	-3,130***
	-4,195***	-2,810***	-2,440***	-2,577***	-1,154***	-2,063***
	-5,189***	-4,929***	-4,131***	-5,292***	-2,932***	-5,870***
	0,243	0,282	0,189	0,288	0,121	0,346
	0,230	0,270	0,175	0,275	0,106	0,335
	18,768***	23,024***	13,591***	23,608***	8,035***	30,901***
	120	120	120	120	120	120
Avtokorelacija	ne	ne	da	da	ne	ne
	1,184	1,118	2,175	1,501	0,710	1,118
	0,269	0,336	0,003	0,075	0,855	0,336
	34,783	33,396	51,427	40,927	23,606	33,398
	0,251	0,306	0,009	0,088	0,790	0,306
Heteroskedastičnost	da	da	da	da	da	da
	2,031	5,767	5,110	4,296	3,695	15,570
	0,080	0,000	0,000	0,001	0,004	0,000
	9,813	24,225	21,972	19,026	16,735	48,695
	0,010	0,000	0,001	0,002	0,005	0,000

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena je metoda najmanjših navadnih kvadratov. Za ugotavljanje prisotnosti avtokorelacije do reda 30 je uporabljen Breusch-Godfreyjev LM-test. Za ugotavljanje prisotnosti heteroskedastičnosti je uporabljen Whitov test.

Tabela 16: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice BBB-bonitetnega razreda*

Bonitetni razred	BBB-obveznice				
Ročnost (v letih)	1-3	3-5	5-7	7-10	15+
Regresor					
	-0,029	-0,026	-0,021	-0,013	-0,015
	-0,663	-0,794	-0,707	-0,489	-0,780
	-0,429**	-0,472***	-0,370***	-0,371***	-0,258***
	-2,515**	-3,699***	-3,165***	-3,507***	-3,511***
	-3,967***	-3,368***	-3,031***	-3,082***	-2,922***
	-4,041***	-4,581***	-4,501***	-5,058***	-6,915***
	0,216	0,300	0,271	0,317	0,417
	0,202	0,289	0,258	0,305	0,407
	16,077***	25,091***	21,723***	27,146***	41,756***
	120	120	120	120	120
Avtokorelacija	ne	ne	ne	ne	ne
	0,495	0,636	0,803	0,584	0,835
	0,984	0,919	0,748	0,951	0,706
	17,483	21,592	26,008	20,115	26,829
	0,967	0,869	0,675	0,914	0,632
Heteroskedastičnost	da	da	da	da	da
	22,187	18,587	13,979	19,327	10,341
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	59,183	53,892	45,610	55,053	37,443
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena je metoda najmanjših navadnih kvadratov. Za ugotavljanje prisotnosti avtokorelacije do reda 30 je uporabljen Breusch-Godfreyjev LM-test. Za ugotavljanje prisotnosti heteroskedastičnosti je uporabljen Whitov test.

Ker opravljeni testi kažejo, da so nekatere od predpostavk uporabe metode najmanjših navadnih kvadratov kršene (s tem zadnja ni več najboljša cenilka koeficientov, njihove ocene pa so pristranske), si lahko pomagamo z različnimi »robustnimi« prijemi. Cenilka standardne napake koeficientov Newey - West se v statistiki in ekonometriji uporablja za oceno kovariančne matrike parametrov regresijskega modela, ko standardne predpostavke metode najmanjših kvadratov ne držijo več. Cenilka upošteva, da avtokorelacija in tudi heteroskedastičnost slučajnostnega odklona obstaja (v neznani obliki). Vrednosti ocen regresijskih koeficientov tudi v prisotnosti avtokorelacije in heteroskedastičnosti pri uporabi metode navadnih najmanjših kvadratov ostanejo enake, z uporabo cenilke Newey - West pa se spremeni kovariančna matrika parametrov regresijskega modela, s tem pa tudi različne izračunane statistike (Kacapyr, 2011, str. 109). Zato sem postopek analize ponovila, vendar z uporabo cenilke Newey - West, s čimer bo kljub prisotnosti avtokorelacije in heteroskedastičnosti kovariančna matrika pravilna, s tem pa bodo tudi

statistični testi verodostojni, kar bo omogočilo pravilno interpretacijo rezultatov (glej Tabele 17, 18, 19, 20).

Tabela 17: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice AAA-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey – West*

Bonitetni razred	AAA-obveznice				
Ročnost (v letih)	1-3	3-5	5-7	7-10	15+
Regresor					
	-0,007	-0,014	-0,008	-0,006	-0,010
	-0,330	-0,630	-0,786	-0,340	-0,530
	-0,025	-0,093*	0,178***	0,026	0,010
	-0,415	-1,817*	3,812***	0,324	0,111
	-2,329**	-2,332***	-3,653***	-3,013***	-3,130**
	-2,510**	-3,023***	-4,657***	-2,899***	-2,577**
	0,153	0,253	0,111	0,306	0,308
	0,139	0,241	0,096	0,294	0,296
	10,603***	19,839***	7,335***	25,778***	25,983***
	120	120	120	120	120

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena sta metoda najmanjših navadnih kvadratov in cenilka Newey - West (število odlogov je določeno avtomatično in je enako 4).

Iz Tabele 17 je razvidno, da je odvisnost med spremembo kreditnega razmika obveznic z AAA-bonitetno oceno in donosnostjo delniškega indeksa negativno korelirana in statistično značilna pri vseh ročnostih. Prav tako je tudi ekonomsko pomembna, saj se pri zvišanju donosnosti delniškega indeksa za 1 % kreditni razmik zniža najmanj za 2,329 odstotne točke (pri obveznicah z ročnostjo od enega do treh let) ter največ za 3,654 odstotne točke (pri obveznicah z ročnostjo od pet do sedem let), tj. ob predpostavki, da se hkrati donosnost kratkoročnih državnih obveznic ne spremeni.

Odvisnost med spremembo kreditnega razmika obveznic z AAA-bonitetno oceno in spremembo donosnosti kratkoročnih državnih obveznic (glej Tabelo 17) je statistično značilna le pri ročnosti od tri do pet let, kjer ima negativen predznak, in od pet do sedem let, kjer je predznak pozitiven (hkrati je statistična značilnost višja kot pri ročnosti od tri do pet let), kar ni skladno s pričakovanji in z ekonomsko teorijo. Vendar je velikost obravnavanega regresijskega koeficienta v primerjavi z regresijskim koeficientom donosnosti delniškega indeksa veliko nižja. Hkrati sta ravno pri tem regresijskem modelu multipli koeficient determinacije in prilagojeni multipli koeficient determinacije najnižja. Prvi pojasnjuje le 11,1 % celotne variabilnosti kreditnega razmika, medtem ko je najvišji delež pojasnjene variance (29,6 %) pri dolgoročnih obveznicah (z ročnostjo 15 let in več). Vrednost determinacijskega koeficienta sicer lahko zavzame vse vrednosti na intervalu med 0 in 1 ter pove, kolikšen del celotne variance odvisne spremenljivke je pojasnjen z linearnim regresijskim modelom, na osnovi katerega je izračunan.

Determinacijski koeficient je najpogosteje uporabljena splošna mera primernosti oziroma zanesljivosti regresijskega modela (Pfajfar, 2006, str. 89). Popravljeni multipli koeficient determinacije (prilagojeni R^2) pa je v bistvu determinacijski koeficient, popravljen za stopinje prostosti. Je primernejša mera kakovosti oziroma zanesljivosti regresijskega modela. V splošnem velja, da je vrednost popravljenega determinacijskega koeficienta manjša od prvotnega (Pfajfar, 2006, str. 92).

Tabela 18: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice AA-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey – West*

Bonitetni razred	AA-obveznice					
Ročnost (v letih)	1–3	3–5	5–7	7–10	10–15	15+
Regresor						
	-0,015	-0,015	-0,014	-0,003	0,014	-0,010
	-0,524	-0,601	-0,479	-0,141	1,015	-0,717
	-0,135*	-0,204***	-0,092	-0,169**	-0,134*	-0,189***
	-1,898*	-2,908***	-1,220	-2,531**	-1,780*	-3,284***
	-2,547***	-2,207***	-2,371***	-2,117***	0,004	-1,503***
	-2,618***	-2,730***	-3,286***	-3,951***	0,005	-2,661***
	0,222	0,254	0,231	0,315	0,033	0,299
	0,209	0,241	0,218	0,303	0,016	0,287
	16,688***	19,929***	17,584***	26,871***	1,976	24,887***
	120	120	120	120	120	120

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**), oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena sta metoda najmanjših navadnih kvadratov in cenilka Newey - West (število odlogov je določeno avtomatično in je enako 4).

Regresijski model pri AA-obveznicah z ročnostjo od 10 do 15 let, sodeč po determinacijskem koeficientu in F-statistiki, ni primeren oz. zanesljiv (glej Tabela 18). Odvisnost med spremembo kreditnega razmika obveznic z AA-bonitetno oceno in donosnostjo delniškega indeksa ima sicer tako kot pri AAA-obveznicah negativen predznak in je statistično značilna pri vseh ročnostih (razen od 10 do 15 let). V primerjavi z donosnostjo kratkoročnih državnih obveznic je precej bolj ekonomsko pomembna, vendar se kreditni razmik ob zvišanju donosnosti delniškega indeksa za 1 % zmanjša za največ 2,547 odstotne točke (pri kratkoročnih obveznicah), če ostane vse drugo nespremenjeno.

Odvisnost med spremembo kreditnega razmika obveznic z AA-bonitetno oceno in s spremembo donosnosti kratkoročnih državnih obveznic je v nasprotju z regresijskimi modeli pri najboljši bonitetni oceni vsaj šibko statistično značilna pri vseh ročnostih (razen od pet do sedem let), regresijski koeficienti pa so povsod negativni in večji (ekonomsko pomembnejši). Če se donosnost kratkoročnih državnih obveznic spremeni za 1 %, se kreditni razmik zmanjša vsaj za 0,134 odstotne točke (pri ročnosti od deset do petnajst let) in največ za 0,204 odstotne točke (pri ročnosti od tri do pet let). Multipli determinacijski

koeficienti kljub povečanju ostajajo nizki (pojasnjena je manj kot tretjina variabilnosti kreditnega razmika).

V regresijskih modelih, kjer je odvisna spremenljivka kreditni razmik obveznic z A-bonitetno oceno (glej Tabelo 19), so prav vsi parcialni regresijski koeficienti negativni, obe pojasnjevalni spremenljivki pa sta statistično značilni in ekonomsko pomembni pri vseh ročnostih; izjema so obveznice z ročnostjo od deset do petnajst let, kjer je statistično značilen le vpliv donosnosti delniškega indeksa. Statistična in ekonomska značilnost je večja pri spremenljivki donosnosti delniškega indeksa: če se poveča za 1 %, se kreditni razmik zmanjša za kar 4,195 odstotne točke pri kratkoročnih obveznicah. Kljub temu pojasnjevalna moč regresijskih modelov še vedno ostaja sorazmerno nizka.

Tabela 19: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice A-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey – West*

Bonitetni razred	A-obveznice					
Ročnost (v letih)	1–3	3–5	5–7	7–10	10–15	15+
Regresor						
	–0,018	–0,020	–0,011	–0,010	–0,002	–0,013
	–0,412	–0,606	–0,357	–0,363	–0,084	–0,674
	–0,206**	–0,286***	–0,177*	–0,212**	–0,115	–0,191**
	–2,070**	–2,797***	–1,839*	–2,538**	–1,109	–2,474**
	–4,195***	–2,810***	–2,440**	–2,577***	–1,154**	–2,063***
	–3,106***	–2,922***	–2,169**	–3,423***	–2,215**	–3,450***
	0,243	0,282	0,189	0,288	0,121	0,346
	0,230	0,270	0,175	0,275	0,106	0,335
	18,768***	23,024***	13,591***	23,608***	8,035***	30,901***
	120	120	120	120	120	120

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljeni sta metoda najmanjših navadnih kvadratov in cenilka Newey - West (število odlogov je določeno avtomatično in je enako 4).

Rezultati regresijskih modelov, kjer kot odvisna spremenljivka nastopa kreditni razmik pri obveznicah BBB-bonitetnega razreda (glej Tabelo 20), so precej podobni tistim v Tabeli 19, vendar je postala spremenljivka donosnosti kratkoročnih državnih obveznic ekonomsko pomembnejša. Ko se ta poveča za 1 %, se kreditni razmik zmanjša za 0,472 odstotne točke pri ročnosti od tri do pet let. Razen pri ročnosti od enega do treh let so prav vsi determinacijski koeficienti višji. Pri dolgoročnih obveznicah pojasnjuje 42 % celotne variance kreditnega razmika.

Tabela 20: Rezultati osnovnega regresijskega modela za obveznice BBB-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey – West*

Bonitetni razred	BBB-obveznice				
Ročnost (v letih)	1–3	3–5	5–7	7–10	15+
Regresor					
	–0,029	–0,026	–0,021	–0,013	–0,015
	–0,622	–0,624	–0,547	–0,381	–0,606
	–0,429**	–0,472**	–0,370**	–0,371**	–0,258***
	–2,185**	–2,544**	–2,012**	2,381**	–2,657***
	–3,967*	–3,368**	–3,031***	–3,082***	–2,922***
	–1,824*	–2,533**	–3,244***	–3,109***	–4,178***
	0,216	0,300	0,271	0,317	0,417
	0,202	0,289	0,258	0,305	0,407
	16,077***	25,091***	21,723***	27,146***	41,756***
	120	120	120	120	120

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljen sta metoda najmanjših navadnih kvadratov in cenilka Newey - West (število odlogov je določeno avtomatično in je enako 4).

Osnovni regresijski model z izbranimi spremenljivkami ne pojasnjuje sprememb v gibanju kreditnega razmika dovolj jasno (glej Tabele 17–20). F-statistike so sicer statistično značilne pri vseh regresijskih modelih ne glede na bonitetno oceno in ročnost obveznic (razen pri AA-obveznicah ročnosti 10–15 let), vendar pa so determinacijski koeficienti nizki. Kljub temu lahko potrdim statistično in ekonomsko pomembnost obeh obravnavanih spremenljivk, pri čemer ima veliko večji vpliv donosnost delniškega indeksa, zato sklepam, da na kreditni razmik veliko bolj vpliva dejavnik vrednosti premoženja kot pa obrestna mera, čeprav tudi vpliv te ni zanemarljiv, še posebej pri krajših ročnostih. Ugotovitve osnovnega regresijskega modela se po pričakovanjih skladajo z ugotovitvami empirične analize Longstaffa in Schwartza (1995, str. 789–819) (njun model dokazuje, da se kreditni razmik zmanjšuje z rastjo obrestne mere in da je negativno koreliran z donosnostjo sredstev oz. kapitala podjetja, saj so vsi ocenjeni regresijski koeficienti negativni ter izkazujejo statistično in ekonomsko pomembnost).

4.3 Rezultati razširjenega regresijskega modela

Glede na to, da je pojasnjevalna moč osnovnega regresijskega modela precej nizka, sem zadnjega dodatno razširila še s spremenljivko naklona krivulje donosnosti državnih obveznic, da bi preverila mogoč nelinearen učinek kratkoročnih državnih obveznic na kreditni razmik pa tudi kvadrirano vrednost te spremenljivke. Kot sem že omenila, je na obravnavano obdobje vplivala tudi finančna kriza, zato sem vključila še nepravo spremenljivko, da bi proučila razlike v obeh obdobjih (pred finančno krizo in med njo):

Tabela 21: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice AAA-bonitetnega razreda*

Bonitetni razred	AAA-obveznice					
	Ročnost (v letih)	1-3	3-5	5-7	7-10	15+
Regresor						
		0,005	0,005	0,006	0,008	0,006
		0,237	0,290	0,123	0,380	0,303
		-0,051	-0,221	-0,063	-0,150	-0,472**
		-0,227	-1,243	-0,118	-0,668	-2,056**
		-0,000	0,023	0,024	0,019	0,042
		-0,005	0,805	0,289	0,539	1,147
		0,082	0,083	0,123	0,048	-0,178
		0,693	0,886	0,440	0,410	-1,478
		-0,121	-0,512	-1,184	-0,967	-0,697
		-0,194	-1,043	-0,804	1,563	-1,099
		-0,130***	-0,145***	-0,077	-0,082*	-0,070
		-2,954***	-4,182***	0,739	-1,885*	-1,563
		4,035***	2,807***	2,930**	1,248**	1,519**
□		6,573***	5,812***	2,025**	2,054**	2,438**
		-2,101***	-1,525***	-1,220*	-0,600**	-0,492*
		-7,918***	-7,307***	-1,950*	-2,286**	-1,827*
		0,060	0,049	-0,084	0,172	0,379**
		0,320	0,337	-0,192	0,936	2,010**
		-0,927	-0,971	-2,627	-2,512***	-3,339***
		-1,062	-1,415	-1,278	-2,909***	-3,770***
		0,569	0,618	0,184	0,461	0,481
		0,534	0,587	0,118	0,417	0,439
		16,139***	19,755***	2,762***	10,444***	11,335***
		120	120	120	120	120
Avtokorelacija						
	da	da	da	da	da	
	3,234	2,846	3,988	1,387	3,136	
	0,000	0,000	0,000	0,126	0,000	
	65,765	61,952	71,914	41,060	64,852	
	0,000	0,001	0,000	0,086	0,000	
Heteroskedastičnost						
	da	da	da	da	da	
	2,202	8,657	3,838	9,209	9,439	
	0,003	0,000	0,000	0,000	0,000	
	49,803	88,333	66,349	89,752	90,308	
	0,010	0,000	0,000	0,000	0,000	

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena je metoda najmanjših navadnih kvadratov. Za ugotavljanje prisotnosti avtokorelacije do reda 30 je uporabljen Breusch-Godfreyjev LM-test. Za ugotavljanje prisotnosti heteroskedastičnosti je uporabljen Whitov test.

Tabela 22: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice AA-bonitetnega razreda*

Bonitetni razred	AA-obveznice					
Ročnost (v letih)	1-3	3-5	5-7	7-10	10-15	15+
Regresor						
	0,011	0,011	0,008	0,020	0,024	0,006
	0,603	0,578	0,423	1,223	1,192	0,399
	-0,039	-0,290	0,005	-0,188	-0,080	-0,287*
	-0,184	-1,433	0,022	-1,030	-0,360	-1,795*
	-0,007	0,023	0,008	0,013	0,001	0,014
	-0,208	0,714	0,224	0,459	0,040	0,561
	0,084	0,057	0,152	0,067	-0,003	-0,130
	0,769	0,534	1,359	0,705	-0,022	-1,556
	-0,370	-0,529	-1,117*	-1,033**	-0,674	-1,111**
	-0,640	0,948	-1,894*	-2,057**	-1,094	-2,516**
	-0,200***	-0,178***	-0,161***	-0,141***	-0,063	-0,092***
	-4,897***	-4,534***	-3,881***	-3,995***	-1,458	-2,967***
	3,118***	2,635***	1,319**	1,173**	1,308**	0,771*
	5,483***	4,806***	2,276**	2,377**	2,160**	1,777*
	-1,944***	-1,604***	-1,104***	-0,840***	0,759***	-0,571***
	-7,911***	-6,768***	-4,408***	-3,936***	-2,899***	-3,037***
	-0,231	-0,202	-0,154	-0,119	-0,368**	-0,095
	-1,340	-1,218	-0,879	-0,797	-2,009**	-0,724
	-1,160	-0,767	-0,571	-0,679	1,907	0,008
	-1,436	-0,985	-0,693	-0,969	2,216	0,013
	0,637	0,591	0,511	0,520	0,156	0,470
	0,608	0,558	0,471	0,481	0,087	0,427
	21,462***	17,691***	12,778***	13,242***	2,258**	10,855***
	120	120	120	120	120	120
Avtokorelacija						
	da	da	da	ne	da	ne
	2,729	1,904	1,727	0,968	1,535	0,763
	0,000	0,012	0,028	0,524	0,067	0,795
	60,689	49,981	47,175	31,955	43,842	36,691
	0,001	0,013	0,024	0,370	0,049	0,640
Heteroskedastičnost						
	da	da	da	da	da	da
	7,976	7,604	2,080	2,288	2,809	15,006
	0,000	0,000	0,005	0,002	0,000	0,000
	86,387	85,220	48,154	50,930	57,016	99,436
	0,000	0,000	0,014	0,007	0,001	0,000

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena je metoda najmanjših navadnih kvadratov. Za ugotavljanje prisotnosti avtokorelacije do reda 30 je uporabljen Breusch-Godfreyjev LM-test. Za ugotavljanje prisotnosti heteroskedastičnosti je uporabljen Whitov test.

Tabela 23: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice A-bonitetnega razreda*

Bonitetni razred	A-obveznice					
	1-3	3-5	5-7	7-10	10-15	15+
Ročnost (v letih)						
Regresor						
	0,017	0,011	0,012	0,017	0,019	0,004
	0,570	0,582	0,505	0,858	1,173	0,302
	-0,216	-0,460*	-0,246	-0,277	-0,084	-0,454***
	-0,651	-1,785*	-0,896	-1,221	-0,473	-2,825***
	0,016	0,045	0,041	0,024	0,006	0,045*
	0,308	1,101	0,944	0,664	0,212	1,761*
	0,130	0,059	0,164	0,024	-0,045	-0,133
	0,747	0,441	1,140	0,205	-0,487	-1,583
	-0,905	-1,160	-1,385*	-1,379**	-0,467	-1,299***
	-2,989	-1,632	-1,829*	-2,200**	-0,951	-2,930***
	-0,262***	-0,208***	-0,185***	-0,175***	-0,115***	-0,112***
	-4,064***	-4,145***	-3,466***	-3,967***	-3,314***	-3,591***
	5,087***	2,751***	2,959***	2,044***	0,593	1,123**
	5,656***	3,936***	3,977***	3,318***	1,231	2,578**
	-3,045***	-1,761***	-1,909***	-1,377***	-0,667***	-0,810***
	-7,831***	-5,831***	-5,936***	-5,171***	-3,201***	-4,299***
	-0,666**	-0,315	-0,388*	-0,337*	-0,508***	-0,070
	-2,445**	-1,490	-1,720*	-1,807*	-3,477***	-0,530
	-1,888	-0,564	0,626	-0,339	-0,559	-0,292
	-1,477	-0,567	0,592	-0,388	-0,816	-0,471
	0,626	0,570	0,486	0,545	0,474	0,599
	0,596	0,535	0,444	0,508	0,431	0,566
	20,466***	16,188***	11,562***	14,650***	10,995***	18,251***
	120	120	120	120	120	120
Avtokorelacija	da	da	da	da	da	ne
	2,478	1,575	1,556	1,504	1,303	1,182
	0,000	0,056	0,061	0,077	0,176	0,273
	57,800	44,558	44,219	43,278	39,388	36,861
	0,002	0,042	0,046	0,055	0,117	0,181
Heteroskedastičnost	da	da	da	da	da	da
	9,510	8,807	2,885	3,561	2,673	13,148
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	90,475	88,732	57,809	64,122	55,534	97,085
	0,000	0,000	0,001	0,000	0,002	0,000

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena je metoda najmanjših navadnih kvadratov. Za ugotavljanje prisotnosti avtokorelacije do reda 30 je uporabljen Breusch-Godfreyjev LM-test. Za ugotavljanje prisotnosti heteroskedastičnosti je uporabljen Whitov test.

Tabela 24: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice BBB-bonitetnega razreda*

Bonitetni razred	BBB-obveznice				
Ročnost (v letih)	1–3	3–5	5–7	7–10	15+
Regresor					
	-0,002	0,004	0,005	0,013	0,004
	-0,048	0,138	0,170	0,503	0,228
	-0,634	-0,640*	-0,386	-0,455	-0,582**
	-1,260	-1,835*	-1,192	-1,581	-3,164**
	0,068	0,068	0,057	0,048	0,062**
	0,853	1,235	1,102	1,050	2,105**
	0,126	0,148	0,258	0,092	-0,114
	0,478	0,810	1,523	0,613	-1,186
	-2,161	-1,818*	-2,376***	-2,002**	-1,957***
	-1,557	-1,888*	-2,657***	-2,520**	-3,853***
	-0,228**	-0,219***	-0,184***	-0,180***	-0,129***
	-2,333**	-3,228***	-2,920***	-3,206***	-3,606***
	2,819**	1,513	1,083	1,011	1,468***
	2,068**	1,599	1,232	1,295	2,942***
	-2,065***	-1,473***	-1,248***	-1,135***	-1,075***
	-3,503***	-23,602***	-3,285***	-3,365***	-4,982***
	-0,127	-0,342	-0,692**	-0,446*	-0,140
	-0,307	-1,195	-2,600**	-1,884*	-0,929
	-0,236	-0,666	0,369	-0,434	-0,317
	-0,122	-0,495	0,296	0,391	-0,447
	0,396	0,538	0,504	0,553	0,675
	0,347	0,500	0,464	0,516	0,649
	8,027***	14,206***	12,442***	15,098***	25,425***
	120	120	120	120	120
Avtokorelacija	ne	ne	ne	ne	ne
	0,740	0,707	1,691	0,777	0,534
	0,821	0,856	0,033	0,778	0,972
	26,068	25,141	46,559	27,080	20,107
	0,672	0,718	0,028	0,619	0,916
Heteroskedastičnost	da	da	da	da	da
	8,739	20,265	6,113	44,484	4,783
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	88,554	104,064	79,591	112,174	72,777
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena je metoda najmanjših navadnih kvadratov. Za ugotavljanje prisotnosti avtokorelacije do reda 30 je uporabljen Breusch-Godfreyjev LM-test. Za ugotavljanje prisotnosti heteroskedastičnosti je uporabljen Whitov test.

V Tabelah 21–24 so prikazani rezultati razširjenega regresijskega modela glede na bonitetne ocene in ročnost obveznic. Tudi tu je v večini modelov od skupno 22 prisotna avtokorelacija ali heteroskedastičnost ali pa obe hkrati. Zato sem tudi tokrat postopek

ponovila z uporabo metode najmanjših kvadratov, vendar s cenilko Newey - West. Hkrati sem dodatno izvedla še Waldov test. Gre za parametričen statističen test, ki se uporablja za ugotavljanje prave vrednosti parametra. Z njim sem najprej testirala, ali razširjeni regresijski model bolj pojasnjuje odvisno spremenljivko (gibanje kreditnega razmika) kot osnovni (ničelna hipoteza je, da so vsi koeficienti, ki vsebujejo spremenljivko enaki 0, alternativna pa, da so različni od nič):

$$H_0: \beta = 0, \quad (15)$$

ne drži. (16)

Alternativno hipotezo sprejemem, če je stopnja značilnosti nižja od 10 %. Zanimalo me je tudi, ali so spremembe koeficientov enake v obeh podobdobjih (ničelna hipoteza je, da so vsi koeficienti regresorjev, ki ne vsebujejo , enaki kot pripadajoči koeficienti regresorjev, ki vsebujejo):

$$H_0: \beta_1 = \beta_2, \quad (17)$$

ne drži. (18)

Alternativno hipotezo sprejemem, če je stopnja značilnosti nižja od 10 %. Rezultati analize z uporabo cenilke Newey - West pa tudi rezultati Waldovega testa so vidni iz Tabel 25–28.

Odvisnost med spremembo kreditnega razmika pri AAA-obveznicah in donosnostjo kratkoročnih državnih obveznic (glej Tabelo 25) je v prvem obdobju (pred finančno krizo) znatno statistično značilna le pri dolgoročnih obveznicah (15 let in več), zveza pa ni linearna, ampak konveksna (s točko preobrata pri). Torej, ko donosnost kratkoročnih državnih obveznic zraste za 1 %, se kreditni razmik zmanjša za 0,388 odstotne točke . V obdobju finančne krize pa spremenljivka postane statistično značilna in ekonomsko pomembna tudi pri kratkoročnih obveznicah (ročnosti 1–7 let), zveza pa je konkavna (točke preobrata so pri , in).

Tako se kreditni razmik s povečanjem donosnosti kratkoročnih državnih obveznic pri ročnosti od enega do treh let zmanjša za 0,167 odstotne točke (), pri ročnosti od tri do pet let za 0,243 odstotne točke (), medtem ko se pri ročnosti od pet do sedem let poveča za skoraj pol odstotne točke ().

Odvisnost med spremembo kreditnega razmika pri AAA-obveznicah in naklonom krivulje donosnosti državnih obveznic (glej Tabelo 25) je prav tako statistično značilna šele pri dolgoročnih obveznicah, koeficient ima negativen predznak, medtem ko se zaradi učinka krize spremeni v pozitivnega. Spremenljivka je manj ekonomsko pomembna kot donosnost kratkoročnih državnih obveznic.

Tabela 25: Rezultati *razširjenega* regresijskega modela za obveznice AAA-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey – West*

Bonitetni razred	AAA obveznice				
Ročnost (v letih)	1–3	3–5	5–7	7–10	15+
Regresor					
	0,005	0,005	0,006	0,008	0,006
	0,486	0,471	0,311	0,792	0,690
	-0,051	-0,221*	-0,063	-0,150	-0,472***
	-0,734	-1,888*	-0,447	-1,164	-5,157***
	-0,000	0,023	0,024	0,019	0,042***
	-0,015	1,246	1,273	0,915	3,069***
	0,082	0,083	0,123	0,048	-0,178***
	1,434	1,476	1,159	0,655	-5,781***
	-0,121	-0,512***	-1,184***	-0,967***	-0,697***
	-0,447	-2,825***	-5,079***	-3,437***	-4,059***
	-0,130	-0,145	-0,077	-0,082	-0,070
	-1,553	-1,594	-1,235	-1,596	-1,151
	4,035**	2,807**	2,930**	1,248	1,519
	2,594**	2,599**	2,592**	0,990	1,314
	-2,101***	-1,525***	-1,220**	-0,600	-0,492
	-2,867***	-3,212***	-2,607**	-0,935	-0,933
	0,060	0,049	-0,084	0,172	0,379*
	0,261	0,347	-0,273	0,698	1,669*
	-0,927	-0,971	-2,627***	-2,512	-3,339**
	-0,782	-0,983	-3,852***	-1,191	-2,033**
	0,569	0,618	0,184	0,461	0,481
	0,534	0,587	0,118	0,417	0,439
	16,139***	19,755***	2,762***	10,444***	11,335***
	120	120	120	120	120
Waldov test					
	Razširjeni regresijski model je boljši kot osnovni regresijski model.				
	da	da	da	ne	da
	14,903	15,400	10,065	1,932	12,001
	0,000	0,000	0,000	0,095	0,000
	74,516	77,002	50,323	9,659	60,003
	0,000	0,000	0,000	0,086	0,000
	Ni razlik med podobdobjema				
	da	da	da	ne	da
	12,578	9,150	3,072	1,363	16,381
	0,000	0,000	0,019	0,252	0,000
	50,311	36,601	12,288	5,451	65,523
	0,000	0,000	0,015	0,244	0,000

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljen sta metoda najmanjših navadnih kvadratov in cenilka Newey - West (število odlogov je določeno avtomatično in je enako 4).

Donosnost delniškega indeksa na kreditni razmik pri AAA-kratkoročnih obveznicah (1–3 let) nima vpliva (glej Tabela 25), so pa parcialni regresijski koeficienti statistično značilni pa tudi močno ekonomsko pomembni pri vseh drugih ročnostih. Linearna zveza je negativna. Med finančno krizo se učinek dodatno poveča pri ročnostih od pet do sedem let ter 15 let in več. Največji učinek ima donosnost delniškega indeksa na spremembo kreditnega razmika pri AAA-dolgoročnih obveznicah (15 let in več) v obdobju finančne krize, in sicer se ob zvišanju za 1 % kreditni razmik zmanjša kar za 4 odstotne točke (glej Tabela 25).

Obravnavane spremenljivke bistveno bolj pojasnjujejo gibanje kreditnega razmika, kot pa sta ga spremenljivki v osnovnem regresijskem modelu, kar potrjujejo tudi prilagojeni determinacijski koeficienti. Waldov test potrjuje, da je razširjeni regresijski model boljši od osnovnega in da spremenljivke drugače vplivajo na kreditni razmik v prvem in drugem podobdobju, z izjemo pri ročnosti 7–10 let.

Pri AA-obveznicah (glej Tabela 26) postane povezava med spremembo kreditnega razmika in donosnostjo kratkoročnih državnih obveznic precej ekonomsko pomembnejša, a šele po začetku finančne krize (pred njo na kreditni razmik nima vpliva). Zveza je konkavna, kar pomeni, da sprva kreditni razmik z zvišanjem donosnosti kratkoročnih državnih obveznic narašča, ko doseže vrh, pa začne padati. Večji učinek je viden pri kratkoročnih obveznicah (1–7 let), največji pa pri ročnosti 5–7 let, ko se z zvišanjem spremenljivke za 1 % kreditni razmik zmanjša za približno 0,9 odstotne točke ().

Naklon krivulje donosnosti državnih obveznic (glej Tabela 26) ravno tako postane statistično značilen in negativen šele v drugem obdobju, a le pri ročnosti od 10 do 15 let, kjer pa je pojasnjevalna moč regresijskega modela zelo nizka (determinacijski koeficient ima vrednost le 0,156).

Odvisnost med donosnostjo delniškega indeksa in kreditnim razmikom ostaja približno enaka kot pri obveznicah z najboljšo bonitetno oceno (glej Tabela 26). V drugem obdobju postane regresijski koeficient statistično značilen tudi pri obveznicah z ročnostjo od enega do treh let. Waldov test potrjuje, da je razširjeni regresijski model boljši od osnovnega in da razlike med podobdobjema niso enake.

Tabela 26: Rezultati razširjenega regresijskega modela za obveznice AA-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey – West*

Bonitetni razred	AA-obveznice					
Ročnost (v letih)	1-3	3-5	5-7	7-10	10-15	15+
Regresor						
	0,011	0,011	0,008	0,020	0,024***	0,006
	0,821	0,720	0,441	1,404	2,836***	0,652
	-0,039	-0,290*	0,005	-0,188	-0,080	-0,287*
	-0,321	-1,787*	0,024	-0,873	-0,494	-1,891*
	-0,007	0,023	0,008	0,013	0,001	0,014
	-0,325	0,888	0,245	0,391	0,056	0,552
	0,084*	0,057	0,152	0,067	-0,003	-0,130***
	1,914*	1,301	1,609	1,246	-0,050	-2,777***
	-0,370	-0,529**	-1,117***	-1,033***	-0,674	-1,111***
	-1,493	-3,217**	-3,004***	-3,029***	-1,464	-4,308***
	-0,200**	-0,178*	-0,161**	-0,141**	-0,063	-0,092**
	-2,106**	-1,843*	-2,106**	-2,421**	-1,569	-2,241**
	3,118***	2,635***	1,319**	1,173**	1,308*	0,771*
	3,814***	3,503***	2,180**	2,370**	1,884*	1,815*
	-1,944***	-1,604***	-1,104***	-0,840***	-0,759**	-0,571***
	-5,507***	-4,896***	-4,330***	-4,103***	-2,421**	-2,692***
	-0,231	-0,202	-0,154	-0,119	-0,368***	-0,095
	-0,845	-1,075	-0,703	-0,672	-2,984***	-0,492
	-1,160**	-0,767	-0,571	-0,679	1,907	0,008
	-1,981**	-1,631	-1,014	-1,037	1,270	0,009
	0,637	0,591	0,511	0,520	0,156	0,470
	0,608	0,558	0,471	0,481	0,087	0,427
	21,462***	17,691***	12,778***	13,242***	2,258**	10,855***
	120	120	120	120	120	120
Waldov test						
	Razširjeni regresijski model je boljši kot osnovni regresijski model.					
	da	da	da	da	da	da
	57,685	35,279	19,534	17,047	4,194	13,876
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,000
	288,423	176,394	97,670	85,233	20,972	69,380
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000
	Ni razlik med podobdobjema.					
	da	da	da	da	da	da
	32,081	13,925	10,028	7,058	3,335	6,120
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,013	0,000
	128,322	55,701	40,110	28,232	13,338	24,480
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,010	0,000

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena sta metoda najmanjših navadnih kvadratov in cenilka Newey - West (število odlogov je določeno avtomatično in je enako 4).

Tabela 27: Rezultati *razširjenega* regresijskega modela za obveznice A-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey – West*

Bonitetni razred	A-obveznice					
Ročnost (v letih)	1–3	3–5	5–7	7–10	10–15	15+
Regresor						
	0,017	0,011	0,012	0,017	0,019*	0,004
	0,768	0,582	0,568	0,954	1,965*	0,380
	-0,216	-0,460*	-0,246	-0,277	-0,084	-0,454***
	-1,016	-1,864*	-1,063	-1,296	-0,474	-2,643***
	0,016	0,045	0,041	0,023	0,006	0,045
	0,473	1,215	1,219	0,682	0,194	1,446
	0,130*	0,059	0,164	0,024	-0,045	-0,133***
	1,682*	0,900	1,268	0,433	-0,607	-2,716***
	-0,905***	-1,160***	-1,385***	-1,379***	-0,467	-1,299***
	-2,694***	-2,760***	-3,663***	-4,709***	-1,429	-5,278***
	-0,262**	-0,208**	-0,185*	-0,175**	-0,115**	-0,112**
	-2,087**	-2,028**	-1,978*	-2,410**	-2,400**	-2,461**
	5,087***	2,751***	2,959***	2,044***	0,593	1,123***
	3,276***	3,639***	3,129***	3,184***	1,249	3,006***
	-3,045***	-1,761***	-1,909***	-1,377***	-0,667***	-0,810***
	-4,555***	-5,481***	-4,484***	-5,108***	-3,431***	-4,769***
	-0,666	-0,315	-0,388	-0,337	-0,508**	-0,070
	-1,434	-1,040	-1,278	-1,475	-2,449**	-0,357
	-1,888	-0,564	0,626	-0,339	-0,559	-0,292
	-1,453	-0,929	0,605	-0,577	-0,705	-0,534
	0,626	0,570	0,486	0,545	0,474	0,599
	0,596	0,535	0,444	0,508	0,431	0,566
	20,466***	16,188***	11,562***	14,650***	10,995***	18,251***
	120	120	120	120	120	120
Waldov test						
	Razširjeni regresijski model je boljši kot osnovni regresijski model.					
	da	da	da	da	da	da
	34,165	23,733	23,554	32,002	11,084	22,597
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	170,826	118,665	117,770	160,009	55,420	112,984
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Ni razlik med podobdobjema.					
	da	da	da	da	da	da
	25,173	11,005	10,613	12,968	7,810	16,042
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	100,690	44,018	42,453	51,873	31,241	64,166
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena sta metoda najmanjših navadnih kvadratov in cenilka Newey - West (število odlogov je določeno avtomatično in je enako 4).

Ponovno donosnost kratkoročnih državnih obveznic pred finančno krizo vpliva na kreditni razmik pri A-obveznicah le pri ročnosti 15 let in več (glej Tabelo 27), kjer je učinek

linearen in negativen, koeficienti pa postanejo statistično in ekonomsko pomembni predvsem v obdobju po začetku finančne krize, kjer je vpliv pri vseh ročnostih, razen od deset do petnajst let, konkaven. Pri ročnosti od deset do petnajst let je statistično značilen le koeficient kvadrirane vrednosti. Najbolj ekonomsko značilna povezava je pri ročnosti od enega do treh let, saj ob zvišanju spremenljivke za 1% kreditni razmik pade za približno eno odstotno točko (), kar je več kot pri AAA- ali AA-obveznicah.

Vpliv naklona krivulje donosnosti državnih obveznic (glej Tabelo 27) je skoraj enak kot pri AA-obveznicah. Ekonomsko pomembnejši je tudi vpliv donosnosti delniškega indeksa, ki se med finančno krizo ne okrepi; statistično značilen je pri vseh ročnostih. Waldov test potrjuje, da je razširjeni regresijski model boljši od osnovnega in da razlike med podobdobjema niso enake.

Na kreditni razmik pri obveznicah z najnižjo bonitetno oceno med obravnavanimi (BBB) donosnost kratkoročnih državnih obveznic vpliva nekoliko drugače (glej Tabelo 28). Pred finančno krizo je najbolj statistično značilen le koeficient pri ročnosti 15 let in več, kjer je vpliv linearen z negativnim predznakom, v drugem obdobju pa zveza postane konkavna. Tega ne morem trditi za krajše ročnosti, saj zveza v drugem proučevanem podobdobju ne postane konkavna kot pri obveznicah AAA-, AA- in A-bonitetnega razreda, saj je statistično značilen le koeficient pri kvadrirani vrednosti spremenljivke. Ekonomska pomembnost spremenljivke se s tem zelo poveča: pri ročnosti 1–3 let se pri povečanju donosnosti kratkoročnih državnih obveznic za 1 % kreditni razmik poveča za kar 4,13 odstotne točke ().

Naklon krivulje donosnosti tudi v teh regresijskih modelih nima vidnejšega mesta (glej Tabelo 28). Statistično značilna sta le koeficienta pri ročnosti od pet do sedem in 15 let in več.

Donosnost delniškega indeksa ostaja pomemben faktor tudi pri BBB-obveznicah (glej Tabelo 28), in sicer pri vseh ročnostih, vendar v drugem obdobju učinek ni okrepljen. Največji vpliv je pri ročnosti od pet do sedem let, ko se v primeru zvišanja spremenljivke za 1 % kreditni razmik zmanjša za 2,376 odstotne točke. Waldov test potrjuje, da je razširjeni regresijski model boljši od osnovnega in da razlike med podobdobjema niso enake.

Tabela 28: Rezultati *razširjenega* regresijskega modela za obveznice BBB-bonitetnega razreda z uporabo cenilke Newey – West*

Bonitetni razred	BBB-obveznice				
Ročnost (v letih)	1–3	3–5	5–7	7–10	15+
Regresor					
	-0,002	0,004	0,005	0,013	0,004
	-0,078	0,189	0,228	0,695	0,326
	-0,634	-0,640**	-0,386	-0,455*	-0,582***
	-1,602	-2,171**	-1,325	-1,915*	-2,993***
	0,068	0,068	0,056	0,048	0,062**
	1,061	1,568	1,391	1,339	2,047**
	0,126	0,148	0,258**	0,092	-0,114**
	0,981	1,501	2,157**	1,451	-2,165**
	-2,161***	-1,818***	-2,376***	-2,002***	-1,957***
	-3,283***	-4,012***	-5,237***	-5,262***	-7,217***
	-0,228**	-0,219**	-0,184**	-0,180**	-0,129**
	-2,143**	-2,388**	-2,124**	-2,406**	-2,355**
	2,818	1,513	1,083	1,011	1,468***
	1,468	0,905	0,913	0,969	3,271***
	-2,065**	-1,473**	-1,248***	-1,135***	-1,075***
	-2,474**	-2,348**	-2,962***	-2,722***	-6,776***
	-0,127	-0,342	-0,692*	-0,446	-0,140
	-0,170	-0,736	-1,774*	-1,071	-0,671
	-0,236	-0,666	0,369	-0,434	-0,317
	-0,088	-0,459	0,329	-0,396	-0,628
	0,396	0,538	0,504	0,553	0,675
	0,347	0,500	0,464	0,516	0,649
	8,027***	14,206***	12,442***	15,098***	25,425***
	120	120	120	120	120
Waldov test					
	Razširjeni regresijski model je boljši kot osnovni regresijski model.				
	da	da	da	da	da
	5,940	6,915	8,338	7,859	30,264
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	29,698	34,574	41,689	39,296	151,318
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	Ni razlik med podobdobjema.				
	da	da	da	da	da
	4,495	4,022	5,553	4,783	23,279
	0,002	0,004	0,000	0,001	0,000
	17,980	16,088	22,213	19,493	93,116
	0,001	0,003	0,000	0,001	0,000

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena sta metoda najmanjših navadnih kvadratov in cenilka Newey - West (število odlogov je določeno avtomatično in je enako 4).

Vsi razširjeni regresijski modeli (glej Tabele 25–28) imajo statistično značilne F-statistike, kar pomeni, da lahko zavrnem ničelno domnevo, da so vsi parcialni regresijski koeficienti

hkrati enaki nič. Prav tako so vsi determinacijski koeficienti (tudi prilagojeni) višji od tistih iz osnovnega regresijskega modela. Iz rezultatov je vidno, da je donosnost delniškega indeksa od vseh spremenljivk ekonomsko najpomembnejša. Ugotovitev je smiselna, saj v obdobju recesije oz. finančne krize donosnost delniških trgov (predvsem podjetij) pada, medtem ko postanejo državni vrednostni papirji v primerjavi z njimi manj tvegani. Zaradi navedenega se kreditni razmik poveča. Ekonomska značilnost je višja, čim nižji je bonitetni razred obveznic, kar je tudi smiselno, saj nižja bonitetna ocena odseva višje kreditno tveganje, s tem pa je vpliv na kreditni razmik močnejši. To je skladno tudi z ugotovitvami Gatfaouija (2003, str. 1–26), ki je proučeval le vpliv donosnosti delniškega indeksa na kreditni razmik. Dejavnik obrestne mere postane zelo pomemben pri vseh bonitetnih ocenah in ročnostih med finančno krizo, še posebej pri obveznicah s krajšo ročnostjo. To se sklada z ekonomsko teorijo, saj so obrestne mere v obdobju recesije po navadi nižje, da bi se tako ponovno spodbudila gospodarska rast, največji viden učinek pa je ravno pri obveznicah s krajšo ročnostjo, saj bolj kot je oddaljena točka dospelja obveznice, več sprememb se lahko zgodi, investitorji pa pričakujejo ponovno ekspanzijo. Model izpolnjuje vsa moja pričakovanja glede predznakov koeficientov spremenljivk, le delno pa glede vpliva v drugem podobdobju, saj ima donosnost delniškega indeksa v obeh podobdobjih enak vpliv. Ugotovitve se skladajo tudi z relevantno literaturo na temo kreditnega razmika avtorjev, kot so: Longstaff in Schwartz (1995, str. 789–819), Collin - Dufresne et al. (2001), Duffee (1998, str. 2225–2241) itn.

Na rezultate analize bi lahko vplivale tudi negativne vrednosti kreditnih razmikov (glej Tabeli 8 in 9), ki se pojavljajo pri AAA-obveznicah ročnosti 5–10 let, AA-obveznicah ročnosti 5–15 let in A-obveznicah ročnost 5–7 let, predvsem v obdobju od leta 2004 do leta 2007 (pred začetkom finančne krize). Zato sem za navedene modele ponovila postopek regresijske analize z uporabo cenilke Newey - West, a z izločenimi negativnimi vrednostmi. Rezultati so predstavljeni v Tabeli 29.

Bistvenih razlik med modeli, kjer so upoštevane vse vrednosti kreditnih razmikov, in modeli, kjer so negativne vrednosti kreditnih razmikov izključene, ni. Pri modelih z AAA- in AA-obveznicami ročnosti 7–10 let ter AA-obveznicami ročnosti 10–15 let razlik skoraj ni opaziti. Pri modelu z AAA-obveznicami ročnosti od pet do sedem let ima donosnost delniškega indeksa manjši ekonomski vpliv na kreditni razmik v obdobju pred finančno krizo (kreditni razmik se zmanjša za 0,244 odstotne točke manj, ko se donosnost delniškega indeksa poveča za 1 %), medtem ko se ekonomski vpliva poveča v drugem podobdobju (kreditni razmik se zmanjša za 0,244 odstotne točke več, ko se donosnost delniškega indeksa poveča za 1 %). Pri modelu z AA-obveznicami ročnosti od pet do sedem let je ekonomski vpliv donosnosti državnih obveznic na kreditni razmik nekoliko nižji (za 0,152 odstotne točke). Pri modelu z A-obveznicami ročnosti 5–7 let pa se spremenita ekonomski učinek vpliva donosnosti delniškega indeksa na kreditni razmik in tudi vpliva donosnosti državnih obveznic nanj. Tudi tu so razlike nizke. Rezultati Waldovih testov ostajajo enaki.

Tabela 29: Rezultati razširjenega regresijskega modela z uporabo cenilke Newey - West in izločenimi negativnimi vrednostmi kreditnega razmika*

Regresor	Bonitetni razred in ročnost (v letih)					
	AAA (5–7)	AAA (7–10)	AA (5–7)	AA (7–10)	AA (10–15)	A (5–7)
	0,005	0,008	–0,002	0,019	0,024***	0,004
	0,224	0,792	–0,054	1,293	2,879***	0,145
	–0,071	–0,150	–0,165	–0,216	–0,065	–0,158
	–0,369	–1,164	–0,654	–1,004	–0,392	–0,648
	0,007	0,019	0,016	0,017	0,001	0,028
	0,221	0,915	0,447	0,496	0,046	0,776
	–0,023	0,048	0,039	0,064	0,022	0,174
	–0,174	0,655	0,296	1,211	0,396	1,225
	–0,940***	–0,967***	–0,999**	–1,045***	–0,665	–1,531***
	–2,641***	–3,437***	–2,292**	–2,982***	–1,353	–3,701***
	–0,076	–0,082	–0,152**	–0,141**	–0,063	–0,177*
	–0,679	–1,596	–1,991**	–2,399**	–1,559	–1,843*
	2,938**	1,248	1,487**	1,201**	1,292*	2,872***
	2,202**	0,990	2,337**	2,429**	1,866*	3,003***
	–1,202**	–0,600	–1,112***	–0,843***	–0,759**	–1,896***
	–2,404**	–0,935	–4,408***	–4,120***	–2,425**	–4,422***
	0,062	0,172	–0,041	–0,116	–0,393***	–0,398
	0,123	0,698	–0,149	–0,655	–3,130***	–1,263
	–2,871**	–2,512	–0,689	–0,667	1,898	0,772
	–2,143**	–1,191	–1,056	–1,009	1,254	0,733
	0,187	0,461	0,558	0,522	0,157	0,499
	0,079	0,417	0,507	0,483	0,087	0,452
	1,732*	10,444***	10,927***	13,240***	2,232**	10,420***
	78	120	88	119	118	104
Waldov test						
Razširjeni regresijski model je boljši kot osnovni regresijski model.						
	da	ne	da	da	da	da
	5,599	1,932	14,767	16,509	4,238	23,072
	0,000	0,095	0,000	0,000	0,002	0,000
	27,996	9,659	73,836	82,546	21,190	115,360
	0,000	0,086	0,000	0,000	0,001	0,000
Ni razlik med podobdobjema.						
	da	ne	da	da	da	da
	2,856	1,363	9,055	6,863	3,574	10,120
	0,030	0,252	0,000	0,000	0,009	0,000
	11,425	5,451	36,220	27,452	14,294	40,479
	0,022	0,244	0,000	0,000	0,006	0,000

Legenda: * Parcialni regresijski koeficient je statistično značilen pri manj kot 1 % (***), manj kot 5 % (**) oz. manj kot 10 % (*). Uporabljena sta metoda najmanjših navadnih kvadratov in cenilka Newey - West (število odlogov je določeno avtomatično in je pri AAA- in AA-obveznicah ročnosti 5–7 let enako 3, pri AAA- in AA-obveznicah ročnosti 7–10 let, AA-obveznicah ročnosti 10–15 let in A-obveznicah ročnosti 5–7 let pa 4).

Za boljšo preglednost so rezultati povzeti še v Tabeli 30. Za vsak kreditni razmik pri določeni bonitetni oceni in ročnosti je pojasnjen vpliv treh spremenljivk (donosnost kratkoročnih državnih obveznic, naklon krivulje donosnosti kratkoročnih državnih obveznic in donosnost delniškega indeksa) in je označen z znakom + (pozitiven vpliv) ali – (negativen vpliv). Kjer znaka ni, pomeni, da tudi vpliva na kreditni razmik ni. Poleg tega je iz tabele viden vpliv dejavnikov na kreditni razmik glede na obdobje – pred finančno krizo oz. po začetku finančne krize.

Iz Tabele 30 je tako na prvi pogled vidno, kar je zapisano že zgoraj, in sicer da ima donosnost delniškega indeksa negativen vpliv na kreditni razmik ne glede na to, ali opazujem podatke v obdobju pred začetkom finančne krize ali po začetku finančne krize. Na drugi strani ima tudi donosnost kratkoročnih državnih obveznic pretežno negativni vpliv na kreditni razmik, vendar pred začetkom finančne krize tega ne morem trditi za kreditne razmike pri ročnostih 3–5 let ter 15 let in več. Naklon krivulje donosnosti kratkoročnih državnih obveznic vpliva na kreditni razmik le pri najkrajših ročnostih (od enega do treh let) in najdaljših ročnostih (15 let in več).

Tabela 30: Smer vpliva dejavnikov na kreditni razmik *glede na obdobje (pred začetkom finančne krize oz. po njem)*

Spremenljivka Bonitetna ocena in ročnost (v letih)	Donosnost kratkoročnih državnih obveznic		Naklon krivulje donosnosti državnih obveznic		Donosnost delniškega indeksa	
	prej	potem	prej	potem	prej	potem
AAA 1–3		–				
AAA 3–5	–	–			–	–
AAA 5–7		+			–	–
AAA 7–10					–	–
AAA 15+	–	–	–	+	–	–
AA 1–3		–	+	+		–
AA 3–5	–	–			–	–
AA 5–7		–			–	–
AA 7–10		–			–	–
AA 10–15		–		–		
AA 15+	–	–	–	–	–	–
A 1–3		–	+	+	–	–
A 3–5	–	–			–	–
A 5–7		–			–	–
A 7–10		–			–	–
A 10–15		–		–		
A 15+	–	–	–	–	–	–
BBB 1–3		–			–	–
BBB 3–5	–	–			–	–
BBB 5–7		–	+	–	–	–
BBB 7–10	–	–			–	–
BBB 15+	–	–	–	–	–	–

Tabela 31: Velikost vpliva dejavnikov na kreditni razmik pri ročnosti 15 let in več glede na obdobje (pred začetkom finančne krize oz. po njem)

Spremenljivka Bonitetna ocena in ročnost (v letih)	Donosnost kratkoročnih državnih obveznic		Naklon krivulje donosnosti državnih obveznic		Donosnost delniškega indeksa	
	prej	potem	prej	potem	prej	potem
AAA 15+	-0,388	-0,388	-0,178	0,201	-0,697	-4,036
AA 15+	-0,287	-0,658	-0,130	-0,130	-1,111	-1,111
A 15+	-0,454	-0,951	-0,133	-0,133	-1,299	-1,299
BBB 15+	-0,458	-1,140	-0,114	-0,114	-1,957	-1,957

Poleg statistične značilnosti in smeri vpliva dejavnikov na kreditni razmik je pomembna tudi ekonomska značilnost oz. vpliv, saj statistično značilen koeficient nizke vrednosti nima velikega pomena. V zgornji tabeli (glej Tabela 31) so predstavljeni še številčni rezultati vpliva treh spremenljivk na kreditni razmik pri ročnosti 15 let in več. Predvsem se v obdobju finančne krize spremeni velikost vpliva donosnosti kratkoročnih državnih obveznic na kreditni razmik, medtem ko ostaja velikost vpliva donosnosti delniškega indeksa in naklona krivulje donosnosti kratkoročnih državnih obveznic (z izjemo pri AAA-bonitetni skupini) nespremenjena. Ko se donosnost kratkoročnih državnih obveznic poveča za 1 %, se namreč kreditni razmik pri BBB-bonitetni oceni ter ročnosti 15 let in več v obdobju finančne krize zmanjša kar za 1,14 odstotne točke.

SKLEP

V zaključni nalogi sem analizirala dejavnike kreditnega razmika na ameriškem trgu v obdobju 2001–2010. Pri tem sem uporabila regresijsko analizo, in sicer sem proučevala odvisnost kreditnega razmika od donosnosti kratkoročnih državnih obveznic (te so referenčna mera za obrestno mero) in donosnosti delniškega indeksa S & P 500 (približek za dejavnik premoženja). Analiza se nanaša na podjetniške obveznice investicijskega razreda z bonitetnimi ocenami AAA, AA, A in BBB ter ročnosti 1–3, 3–5, 5–7, 7–10, 10–15 ter 15 in več let, pri čemer manjkajo podatki za AAA- in BBB-obveznice ročnosti 10–15 let. Skupno sem ocenila 22 regresijskih modelov. Zaradi robustnosti rezultatov sem postopek ponovila še enkrat, tokrat z uporabo cenilke Newey - West. Rezultati so skladni s preteklimi študijami pa tudi s teorijo. Za obe spremenljivki sem namreč ugotovila negativno zvezo v odvisnosti do kreditnega razmika, pri čemer je donosnost delniškega indeksa bistveno ekonomsko pomembnejša, obrestna mera pa postane pomembnejša šele pri nižje rangiranih obveznicah, ko postane statistično značilna tudi pri krajših ročnostih.

Osnovni regresijski model sem nadgradila z razširjenim, in sicer še s spremenljivko naklona krivulje donosnosti državnih obveznic in kvadratom vrednosti kratkoročnih državnih obveznic. Poleg tega se moja zaključna naloga od empiričnih analiz, ki sem jih proučila, razlikuje v tem, da sem uporabila podatke, ki se nanašajo tudi na obdobje finančne krize, zato sem imela možnost preveriti tudi vpliv le-te na dinamiko kreditnega

razmika. Ugotovila sem, da skoraj pri vseh regresijskih modelih donosnost delniškega indeksa, ki odraža dejavnik premoženja, na obe obdobji (pred finančno krizo in po njej) vpliva enako, medtem ko obrestna mera postane zelo pomemben dejavnik šele med finančno krizo. Pred njo je namreč vplivala le na dolgoročne obveznice (v večini), po njej pa postane statistično in ekonomsko pomemben dejavnik tudi pri krajših ročnostih, kar je smiselno, saj imajo po navadi trenutne gospodarske razmere vpliv le na nekaj prihodnjih let. Donosnost delniškega indeksa ima tako linearen vpliv na kreditni razmik – ko se zviša, se ta zniža in nasprotno (večja kot je donosnost delniškega indeksa, boljše gre podjetjem, s tem pa tudi gospodarstvu). Donosnost kratkoročnih državnih obveznic ima konkaven vpliv na kreditni razmik, vendar se ta razen izjemoma (sodeč po uporabljenih podatkih) poveča, ko se donosnost zniža. Naklon krivulje donosnosti državnih obveznic nima pomembnega vpliva na kreditni razmik.

Navedene ugotovitve so pomembne predvsem za vse upravljavce s tveganji oz. za tiste, ki se srečujejo s trgom podjetniških obveznic, saj je le z dobrim poznavanjem vseh dejavnikov in komponent kreditnega razmika mogoče dobro razpršiti tveganje. Znižanje npr. referenčne obrestne mere je namreč indikator slabšanja gospodarskega stanja, kar pomeni, da se bo kreditni razmik zvišal, trg podjetniških obveznic pa postane bolj tvegan. Dober vlagatelj bo v tem primeru poskrbel, da bo z razpršitvijo naložb v portfelju učinek omilil.

Seveda pa obravnavani dejavniki niso edini ključni za zaznavanje širine razpona donosnosti med podjetniškimi in državnimi obveznicami. Sama sem obravnavala enega preprostejših modelov, empirične analize drugih avtorjev pa potrjujejo, da so pomembni dejavniki tudi: likvidnost, davki, ponudba, povpraševanje itn. Vendar pa se moja analiza dejavnikov kreditnega razmika od drugih razlikuje v tem, da pojasnjuje obnašanje le-teh tudi v obdobju finančne krize. Kot že rečeno, takrat dejavnik obrestne mere postane pomembnejši. Menim, da je uganka kreditnega razmika v zadnjem desetletju postala bistveno bolj razjasnjena kot v preteklosti, saj so se s to tematiko ukvarjali številni avtorji, s tem pa so dali možnost izdajateljem in vlagateljem oz. vsem, ki se srečujejo s podjetniškimi obveznicami, da boljše presodijo tveganje, ki se na trgu pojavlja.

VIRI IN LITERATURA

1. Amihud, Y. (2002, januar). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *The Journal of Financial Markets*, 5(1), str. 31–56.
2. Amato, J. D., & Remolona, E. M. (2003, december). The credit spread puzzle. *BIS Quarterly Review*. Najdeno 30. marca 2011 na spletnem naslovu http://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt0312e.pdf
3. Avramov, D., Jostova, G., & Philipov, A. (2007). Understanding Changes in Corporate Credit Spreads. *Financial Analysts Journal* 63(2), str. 90–105.
4. Black, F., & Cox, J. C. (1976). Valuing corporate securities: Some effects of bond indenture provisions. *The Journal of finance* 31, str. 351–367.
5. Bond credit rating. (b.l.) V Wikipediji. Najdeno 28. februarja 2011 na spletni strani http://en.wikipedia.org/wiki/Bond_credit_rating
6. Christensen, J. (2008, 14. marec). The Corporate Bond Credit Spread Puzzle. *FBRFSF Economic Letter*. Najdeno 30. marca 2011 na spletnem naslovu <http://www.frbsf.org/publications/economics/letter/2008/el2008-10.pdf>
7. Collin - Dufresne, P., Goldstein, R. S., & Helwege, J. (2010, februar). Is Credit Event Risk Priced? Modeling Contagion via the Updating of Beliefs. National bureau of economic research Working paper W15733. Najdeno 20. maja 2011 na spletnem naslovu http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1550602
8. Collin - Dufresne, P., Goldstein, R. S., & Martin, J. S. (2001, marec). The Determinants of Credit Spread Changes. *The Journal of finance* 56(6), str. 2177–2207.
9. Damodaran, A. (2002). *Investment valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset* (2nd ed.). New York: John Wiley & Sons, Inc.
10. Datastream. Najdeno 24. avgusta 2011 na spletnem naslovu <http://www.library.hbs.edu/helpsheets/datastreamdetail.html>
11. Delianedis, G., & Geske, R. (2001). The Components of Corporate Credit Spreads: Default, Recovery, Tax, Jumps, Liquidity, and Market Factors. *UCLA Anderson Working Paper* 22–01. Najdeno 12. marca 2011 na spletnem naslovu http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=306479
12. Driessen, J. (2002, marec). Is Default Event Risk Priced in Corporate Bonds? *EFA 2002 Berlin Meetings Presented Paper*, University of Amsterdam Working Paper. Najdeno 19. aprila 2011 na spletnem naslovu http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=301844
13. Duffee, G. R. (1998). The Relation Between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads. *The Journal of finance* 53(6), str. 2225–2241.
14. Duffee, G. R. (1999). Estimating the Price of Default Risk. *The Review of Financial Studies* 12(1), str. 197–226.
15. Elton, E. J., Gruber, M. J., Agrawal, D., & Mann, C. (2001, februar). Explaining the rate spread on corporate bonds. *The Journal of finance* 56(1), str. 247–278.

16. Gatfaoui, H. (2003, June). How does Systematic Risk Impact US Credit Spreads?. A Copula Study. Najdeno 25. aprila 2011 na spletnem naslovu <http://129.3.20.41/eps/ri/papers/0308/0308002.pdf>
17. Gemill, G., & Keswani, A. (2008, marec). Idiosyncratic Downside Risk and the Credit spread Puzzle. Working Paper. Najdeno 20. maja 2011 na spletnem naslovu <http://www2.sa.unibo.it/seminari/Papers/20080612%20Keswani%20et%20al.pdf>
18. He, J., Hu, W., & Lang, L. H. P. (2000). Credit Spread Curves and Credit Ratings. Chinese University of Hong Kong. Najdeno 21. aprila 2011 na spletnem naslovu http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=224393
19. Huang, J., & Huang, M. (2003, maj). How Much of the Corporate – Treasury Yield Spread is Due to Credit Risk?. Najdeno 2. maja 2011 na spletnem naslovu http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=307360
20. Huang, J., & Kong, W. (2003). Explaining Credit Spread Changes: New Evidence from Option – Adjusted Bond Indexes. *Journal of Derivatives* 11(1), str. 30–44.
21. Hull, J., Predescu, M., & White, A. (2005). Bond Prices, Default Probabilities and Risk Premiums. *The Journal of Credit Risk* 1(2), str. 53–60.
22. De Jong, F., & Driessen, J. (2006, september). Liquidity Risk Premia in Corporate Bond Markets. Najdeno 14. maja 2011 na spletnem naslovu http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=686681
23. Joutz, F., Mansi, S. A., & Maxwell, W. F. (2001, maj). The Dynamics of Corporate Credit Spreads. Najdeno 19. aprila 2011 na spletnem naslovu http://home.gwu.edu/~bmark/JEF_May01.PDF
24. Kacapyr, E. (2011). *Introductory Econometrics for Undergraduates: A Student's Guide to the Basics*. Armonk [etc.]: M. E. Sharpe.
25. Krainer, J. (2004, 10. december). What Determines the Credit Spread? FRBSF Economic Letter. Najdeno 14. maja 2011 na spletnem naslovu <http://www.frbsf.org/publications/economics/letter/2004/el2004-36.pdf>
26. Lin, K. P. (2001). *Computational Econometrics: GAUSS Programming for Econometricians and Financial Analysts*. Los Angeles: ETEXT Publishing.
27. Lončarski, I., & Szilagyi, P. G. (2008, september). Analysis of credit spread changes of U. S. Corporate Bonds. Tilburg University Working Paper, str. 1–17.
28. Longstaff, F. A., Mithal, S., & Neis, E. (2004, februar). Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit – Default Swap Market. Najdeno 19. aprila 2011 na spletnem naslovu http://www.moodyskmv.com/conf04/pdf/papers/corp_yield_sprds.pdf
29. Longstaff, F. A., & Schwartz, E. S. (1995, julij). A simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt. *The Journal of finance* 50(3), str. 789–819.
30. Mramor, D. (2000). *Poglavja iz poslovnih financ*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
31. Pfajfar, L. (2006). *Ekonometrija*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
32. Rating definitions. Najdeno 28. februarja 2011 na spletnem naslovu <http://www.moodys.com/ratings-process/Ratings-Definitions/002002>

33. Thomson Reuters Datastream. (b.l.) V Datastreamu. Najdeno 25. julija 2011 na spletni strani <https://www.thomsonone.com/DirectoryServices/2006-04-01/Web.Public/Login.aspx?brandname=datastream&version=3.3.8.16918&protocol=0>
34. U.S. Securities and Exchange Commission. (b.l.). Market Indices. Najdeno 28. avgusta 2011 na spletnem naslovu <http://www.sec.gov/answers/indices.htm>
35. Wooldridge, J. M. (2002). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. (2nd ed.). Mason Ohio [etc.]: South – Western College Pub.
36. Wu, L., & Zhang, F.X. (2008, junij). A No-Arbitrage Analysis of Macroeconomic Determinants of the Credit Spread Term Structure. *Management Science* 54(6), str. 1160–1175.
37. Yield to Maturity. (b.l.) V Wikipediji. Najdeno 28. avgusta 2011 na spletni strani http://en.wikipedia.org/wiki/Yield_to_maturity