



LUNDS UNIVERSITET
Ekonomihögskolan

Kreditbetyg & KMV-modellen i kristider

**En komparativ studie mellan Moody's kreditbetyg och
KMV-modellen under tidsperioden 2006-03--2009-03**

Kandidatuppsats juni 2009

Nationalekonomiska institutionen

Ekonomihögskolan vid Lunds Universitet

Författare

Sara Bergmark

Patrik Stäck

Handledare

Docent Hans Byström

Datum seminarium:	2009-06-05
Kurs:	Kandidatuppsats i nationalekonomi, inriktning finansiell ekonomi, (15 ECTS).
Författare:	Sara Bergmark & Patrik Stäck
Handledare:	Docent Hans Byström
Nyckelord:	KMV, kreditbetyg, Moody's, Distance-to-Default Distance-to-Capital, skattning med kontinuerliga fördelningar
Syfte:	Att genomföra en komparativ studie vilken jämför KMV-modellen och Moody's kreditbetyg under perioden 2006-2009. Detta i syfte att analysera konsekvenserna av kreditbetygens ökade inflytande vid beräkning av bankers kapitalkrav inom BIS II-avtalet samt utvärdera om det skulle vara möjligt att använda KMV-modellen för att beräkna dessa kapitalkrav istället.
Metod:	En kvantitativ analys
Målgrupp:	Studenter i finansiell ekonomi på kandidat- samt mastersnivå
Teoretiska grunder:	Studien baseras på den teoretiska modell för värdering av ett företags tillgångar vilken formulerades av Robert Merton och som sedan vidareutvecklades av Kealhofer, McQuown samt Vasicek. Även grundläggande statistisk teori ingår.
Empiri:	Trettiofyra amerikanska företag, från olika sektorer under perioden 2006-03-01 till 2009-03-31.
Slutsats:	Speciellt i svåra tider är den nuvarande metoden som baseras på de mer långsiktiga kreditbetygen att föredra vid beräkning av bankers kapitalkrav. Detta eftersom de i förhållande till KMV-modellen ger stabilare och mer långsiktiga kapitalkrav.

Sammanfattning

Uppsatsens syfte är att jämföra Moody's kreditbetyg och KMV-modellen under perioden 2006-2009. Detta för att analysera kreditbetygens ökade inflytande vid beräkning av bankers kapitalkrav inom BIS II samt utvärdera om det skulle vara möjligt att använda KMV-modellen s resultat för att beräkna dessa kapitalkrav istället.

Studien baseras på Moody's kreditbetyg samt den strukturella KMV-modellen vilken är en utveckling av Robert Mertons modell från 1974 för värdering av ett företags tillgångar. KMV-modellen värderar ett företag utifrån en uppskattad konkurssannolikhet, en så kallad "Expected Default Frequency" (EDF) vilken speglar sannolikheten för att företaget ska gå i konkurs inom en viss tidshorisont.

Studien är en kvantitativ analys vilken innefattar tjugotre amerikanska företag från olika sektorer samt elva finansiella institutioner. Av dessa är nitton företag och banker fortfarande aktiva och femton har gått i konkurs under den valda tidsperioden.

Uppsatsens slutsats är att ett användande av KMV-modellens resultat för att vikta bankernas tillgångar inom BIS II:s standardiserade modell istället för kreditbetyg skulle kunna leda till en kraftig volatilitet i kapitalkraven. Ett annat allvarligt scenario är att kapitalkraven kraftigt ökar i svåra tider när den ekonomiska situationen för bankerna redan är som mest kritisk. Pressen på att frigöra kapital ökar därmed vid kraftiga nedgångar i ekonomin vilket leder till att tillgångar måste säljas vid tidpunkter då det är som mest ofördelaktigt att sälja, något som skulle öka pressen på bankernas ekonomi ytterligare och i värsta fall kunna bli nådastöten för dem. Speciellt i svåra tider är de mer långsiktiga kreditbetygen att föredra trots den kritik vilken riktats mot dem för deras roll i finanskrisen 2007-2009. Detta eftersom de i förhållande till KMV-modellen ger stabilare och mer långsiktiga kapitalkrav.

1. INTRODUKTION	6
1.2 BAKGRUND	6
1.3 SYFTE	6
1.4 AVGRÄNSNINGAR	7
1.5 DISPOSITION	7
2. BIS II OCH MOODY'S EXTERNA KREDITBETYG	8
2.1 DE EXTERNA KREDITBETYGENS ÖKADE BETYDELSE INOM BIS II.....	8
2.1.1 DEN STANDARDISERADE MODELLEN INOM BIS II	9
2.2 KREDITBETYG	11
2.2.1 KREDITBETYG FÖR BANKER OCH ANDRA FINANSIELLA INSTITUTIONER.....	15
3. MODELLTEORI	17
3.1 KMV-MODELLEN	17
3.1.1 MERTON- & KMV-MODELLEN	17
3.1.2 DISTANCE-TO-DEFAULT & EDF	20
3.1.3 DISTANCE-TO-CAPITAL	21
4. METOD OCH DATAINSAMLING	24
4.1 METOD.....	24
4.2 DATAINSAMLING	30
4.3 UTVÄRDERINGSPROCESS AV RESULTAT	32
5. RESULTAT	33
5.1 SPEARMANS RANKKORRELATION	33
5.2 FALLSTUDIER.....	35
5.3 UTVÄRDERING AV FIGURER	39
6. ANALYS.....	42
7. DISKUSSION & SLUTSATS	43
7.1 ÅTERKOPPLING TILL SYFTET	43
7.2 FORTSATT FORSKNING	44
8. KÄLLFÖRTECKNING	44
8.1 LITTERATUR	45
8.2 ARTIKLAR	45

Essentially, all models are wrong, but some are useful.

George Edward Pelham Box

1. Introduktion

1.2 Bakgrund

Den 16 juli 2007 chockades marknaden av nyheten att den anrika investmentbanken Bear Stearns två stora subprimehedgefonder förlorat nästan allt sitt värde. Detta berodde på en kraftig försämring av marknaden för subprimelån och visade sig bli början på den svåra finanskris vilken sedan drabbat stora delar av världen.

Orsaken till krisen var en bostadsbubbla på den amerikanska marknaden kombinerat med en längre tids ökad utlåning till låntagare med låg kreditvärdighet. Detta gjorde att när de amerikanska huspriserna föll under 2006-2007 samtidigt som räntorna steg ökade kreditförlusterna kraftigt och värdepapper med dessa bostadslån som underliggande tillgångar förlorade snabbt sitt värde.

Eftersom ingen på marknaden visste vem som ägde dessa värdepapper resulterade detta i en förtroendekris på lånemarknaden samt kraftigt ökade upplåningskostnader. Under 2008 har den finansiella marknaden skakats av flera stora konkurser varav flera av dessa varit viktiga banker.

En anledning till att krisen slagit hårt är att företag som Moody's, Standard & Poor's, Fitch etc. kraftigt underskattat riskerna för de värdepapper vilka hade subprimelån som underliggande tillgångar och därmed misslyckats med att korrekt betygsätta dessa värdepapper.

Detta misslyckande i kombination med att betydelsen av kreditbetyg ökat inom det internationella avtalet för bankers kapitaltäckningskrav BIS II har lett till en diskussion om kreditbetygens tillförlitlighet och frågan om alternativa modeller har väckts.

1.3 Syfte

Uppsatsen har som syfte att jämföra Moody's kreditbetyg och den strukturella KMV-modellen. Analysen skall undersöka hur dessa skilda kreditvärderingsmetoder reagerat på den finansiellt turbulenta perioden 2006-2009. Detta för att analysera kreditbetygens ökade inflytande vid beräkning av bankers kapitalkrav inom BIS II samt utvärdera om det skulle vara möjligt att

använda KMV-modellen för att beräkna dessa kapitalkrav istället. Även ansatsen att försöka jämföra och skatta EDF med hjälp av olika typer av kontinuerliga fördelningar ingår i syftet.

1.4 Avgränsningar

Eftersom det inte finns någon möjlighet att få tillgång till den fördelning som Moody's använder för att beräkna sina Expected Default Frequency (EDF), ett begrepp som kommer att förklaras vidare längre fram i uppsatsen, kommer tre olika kontinuerliga fördelningar att användas i analysen. Resultaten kommer sedan att jämföras. Endast endimensionella fördelningar kommer att användas. Dessa är en standardnormalfördelning, en t-fördelning med en frihetsgrad samt en logaritmisk standardnormalfördelning.

Studien baseras på ett underlag bestående av totalt trettiofyra företag, både aktiva samt sådana som gått i konkurs under den valda tidsperioden. Det begränsade underlaget gör det är svårt att dra några tillförlitliga slutsatser eftersom detta skulle kräva större mängder data från flera företag. Dock anser vi att antalet är tillräckligt för denna studie, då syftet är att få en uppfattning om hur Moody's kreditbetyg utvecklats i förhållande till KMV-modellens EDF under den valda tidsperioden.

1.5 Disposition

I uppsatsens två första kapitel behandlas de teoretiska grunder vilka analysen baseras på. I kapitel två presenteras bakgrunden till det internationella avtalet BIS II och en översiktlig beskrivning ges av kreditbetyg med fokus på Moody's kreditbetyg. I kapitel tre behandlas de strukturella modeller vilka används i uppsatsen. Kapitlet inleds med en kort introduktion av Mertons modell (1974) för att sedan fokuseras på KMV-modellen. Detta avsnitt behandlar även Distance-to-Default samt det alternativa riskmättet för banker Distance-to-Capital. I kapitel fyra beskrivs metod samt datainsamling. Utvärderingsprocessen av studiens resultat behandlas särskilt i slutet av detta avsnitt. I kapitel fem presenteras studiens resultat vilka sedan analyseras i kapitel sex. I kapitel sju presenteras studiens slutsatser samt förslag till vidare forskning.

2. BIS II och Moody's kreditbetyg

2.1 Kreditbetygens ökade betydelse inom BIS II

Bankers unika position inom ett lands finansiella system samt de enorma kostnader vilka förknippas med bankkonkurser, har gjort att man inom de flesta länder infört lagar och regler för att undvika insolvens hos banker. Dessa regler innefattar bland annat minimumbelopp för bankers kapitalkrav, det vill säga hur mycket kapital som måste finnas i banken i förhållande till dess utlåning.

Bank for International Settlements (BIS) utgör kärnan för internationellt samarbete mellan banker. Denna organisation grundades efter den ekonomiska krisen på 1970-talet och utmynnade slutligen i 1988- års överenskommelse BIS I. Överenskommelsen var revolutionerande eftersom den var det första steget mot ett gemensamt internationellt regelverk för bankers kapitalkrav och kreditrisk. Detta avtal modifierades sedan 2001-2006 vilket gav upphov till BIS II som är en utveckling av det första avtalet BIS I (Allen & Saunders 2002 s. 23ff).

Anledningen till modifikationen av det ursprungliga avtalet var avsaknaden av differentiering och bristen på flexibilitet inom BIS I. Ingen hänsyn togs till låntagares specifika risk utan kapitalkravet på åtta procent gällde alla lån oavsett risk. Detta ledde till att kapitalkraven blev för höga för lån av god kvalitet med låg risk och för låga för lån av sämre kvalitet och högre risk. Detta gav bankerna incitament att satsa på lån med hög risk vilket på sikt resulterade i en försämrad kvalitet på deras låneportföljer.

Målet för det nya Basel Capital Accord (BIS II) var att försöka att rätta till snedvridningarna i BIS I genom att införa mer flexibla regler vilka skulle ta större hänsyn till kreditriskexponeringen för olika lån (Ibid. s. 23). Det nya avtalet BIS II är därför utformat så att varje bank kan välja mellan tre olika modeller för att bestämma sina kapitaltäckningskrav. Dessa modeller är: den standardiserade modellen, den interna modellen och den avancerade interna modellen. Den standardiserade modellen är baserad på externa kreditbetyg medan de två senare modellerna bygger på att bankerna utformar sina egna interna modeller för att bestämma kreditbetyg och därmed även kapitalkrav. Med kapitalkrav baserade på kreditbetyg, både externa och interna, ska dessa nya regler ta större hänsyn till lånens individuella riskexponering genom att lån med högre kreditkvalitet får lägre vikt och lån med låg kreditkvalitet får större vikt när kapitalkraven fastställs (Allen & Saunders 2002 s. 24).

Eftersom de externa kreditbetygen spelar en avgörande roll inom den standardiserade modellen innebär BIS II en ökad betydelse för utgivarna av kreditbetyg. Eftersom denna uppsats fokuserar på de externa kreditbetygens ökade betydelse inom BIS II kommer endast den standardiserade modellen att behandlas vidare. De två andra modellerna vilka istället bygger på interna modeller kommer därför ej att utvecklas ytterligare.

2.1.1 Den standardiserade modellen inom BIS II

I det ursprungliga avtalet BIS I tillskrevs alla lån samma kreditrisk och fick därmed samma vikt vid beräkningen av bankens kapitalkrav. Kapitalkravet beräknades genom att det bokförda värdet av varje lån först multiplicerades med en riskvikt på hundra procent och sedan multiplicerades med åtta procent för att få fram det slutliga kapitalkravet.

Den stora skillnaden mellan hur man beräknade kapitalkrav i det gamla avtalet BIS I och hur man beräknar dem inom den standardiserade modellen i BIS II är att man inom den standardiserade modellen i BIS II går ifrån antagandet att alla lån har samma kreditrisk och därför viktar lånen på ett nytt sätt som tar hänsyn till skillnader i kreditrisk mellan lånen. Vid beräkning av kapitalkrav inom den standardiserade modellen delas därför bankens tillgångar först in i fem olika klasser beroende på deras externa kreditbetyg, det vill säga de kreditbetyg som sätts av företag som till exempel Moody's och Standard & Poors. Kapitaltäckningskravet beräknas sedan genom att alla kreditexponeringar i varje klass summeras och vikts med en förbestämmd vikt. De aktuella vikterna illustreras nedan i tabell 1. För att sedan få fram kapitalkravet multipliceras därefter den sammanlagda summan i varje klass med det totala kapitaltäckningskravet på åtta procent.

Tabell 1. Kapitalkrav för företagsobligationer, BIS I och standardiserade modellen

BIS II. (Allen & Saunders 2002 s. 26)

Externa kreditbetyg	AAA till AA-	A+ till A-	BBB+ till BB-	Under BB-	Ej betygsatta
Riskvikter BIS II	20 %	50 %	100 %	150 %	100 %
Kapitalkrav BIS II	1,6 %	4 %	8 %	12 %	8%
Riskvikter BIS I	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %
Kapitalkrav BIS I	8 %	8 %	8 %	8 %	8 %

För att ta hänsyn till migration av kreditrisk så modifieras exposures at default för att ta i beaktning garantier, säkerheter, kreditderivat och annat som kan ha betydelse för kreditrisken (Allen & Saunders 2002 s. 26ff).

För banker och finansiella institutioner ser den standardiserade modellen något annorlunda ut och det finns två alternativa sätt att beräkna kapitalkraven. Det ena alternativet är att banken tilldelas en riskvikt som är en kategori sämre än landets kreditbetyg, detta gäller dock inte länder som har BB+ eller sämre. Det andra alternativet är att bankens externa kreditbetyg bestämmer vikten oberoende landets kreditbetyg. De olika riskvikterna för banker presenteras nedan i tabell 2. Vilket av alternativen som används skall bestämmas på nationell nivå och måste gälla samtliga banker (Ibid. s. 28).

Tabell 2. Kapitalkrav för banker, standardiserade modellen

BIS II. (Allen & Saunders 2002 s. 28)

Externa kreditbetyg	AAA till AA-	A+ till A-	BBB+ till BB-	Under BB-	Ej betygsatta
Riskvikter BIS II, alternativ 1.	20 %	50 %	100 %	100 %	150 %
Kapitalkrav BIS II alternativ 1.	1,6 %	4 %	8 %	8 %	12 %
Riskvikt BIS II alternativ 2.	20 %	50 %	50 %	100 %	150 %

2.2 Kreditbetyg

Kreditbetyg har länge varit en viktig del av det finansiella systemet och har nu en ännu mer framträdande roll i och med BIS II och den standardiserade modellen vilken beskrivs ovan. Två av de absolut största utgivarna av kreditbetyg är Standard & Poors och Moody's vilka tillsammans står för nästan alla kreditbetyg av finansiella instrument i USA och Kanada (Crouhy, et al 2001 s. 259).

Kreditbetygen består av bokstäver som skall spegla risken för att företaget inte ska kunna fullgöra sina åtaganden. Även förlusten vid en eventuell konkurs vägs in.

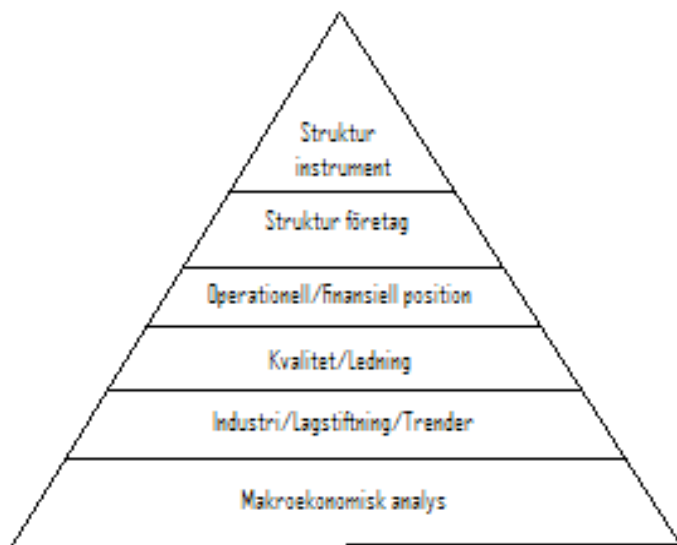
De flesta kreditbetyg är grundade på både kvantitativa och kvalitativa bedömningar vilka baseras på många olika faktorer. Det slutgiltiga betyget är därför inte beräknade med hjälp av någon formel eller matematisk modell utan bygger på kreditexperters erfarenheter och åsikter. De kan därför inte betraktas som varken precisa eller perfekta eftersom de ofta beror på subjektiva åsikter och bedömningar. Kreditbetyg används framför allt på icke-finansiella företag eftersom speciella regler gäller för banker och andra finansiella institutioner. Dessa regler kommer att behandlas utförligare i separat avsnitt nedan.

Kreditbetygen sätts på begäran av företagen som betalar för att få sina obligationer eller andra finansiella instrument bedömda och betygsatta. Vid betygsättningen försöker kreditanalytikerna,

vilka arbetar för en bank eller ett ratingföretag, att skapa sig en helhetsbild av företagets finansiella situation genom att studera en rad olika faktorer. En av dessa faktorer är företagets finansiella status, det vill säga om framtida kassaflöden är tillräckliga för att täcka företagets skulder och åtaganden. Analytikerna måste även ta hänsyn till företagets tillgångar samt företagets likvida position utifrån finansiella rapporter och balansräkningar. Man tar också i åtagande omvärldsfaktorer, hur konjunkturen ser ut och hur marknaden inom den specifika sektor som företaget verkar inom ser ut att utvecklas. Företagets position på marknaden, olika effekter av makroekonomiska händelser samt den övergripande riskbedömningen för landet spelar också in vid betygssättningen. Fokus ligger på lång sikt och betygen gäller långsiktig risk, vilket betyder ungefär till nästa ekonomiska cykel eller längre. Nedan i figur 1 illustreras hur analysprocessen för ett industriellt företag kan se ut (Crouhy et al 2000 s. 260).

Figur 1. Exempel på analysprocessen för ett industriellt företag.

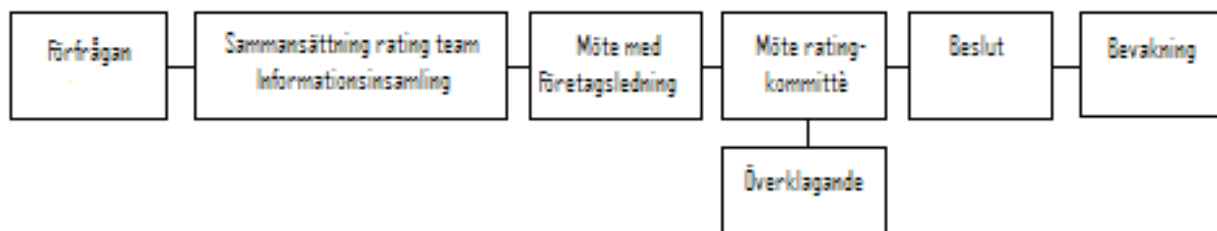
Figuren är översatt från *Risk Management* (Crouhy et al 2000 s. 263).



Själva betygssättningsprocessen inleds med att kreditexperter träffar ledningen för det företag som skall bedömas för att diskutera policy, strategier samt företagets framtid. Övrig relevant information samlas sedan in innan en slutgiltig bedömning av materialet görs av en kommitté med specifik expertis inom det relevanta området. Det är sedan denna kommitté som slutligen röstar om en rekommendation för kreditbetyg. Innan beslutet görs offentligt så kan dock företaget överklaga beslutet om man inte är nöjda med det betyg som föreslås genom att hänvisa till ny information. Standard & Poors beslutsprocess illustreras nedan i figur 2.

Figur 2. Standard & Poors beslutsprocess

Figuren är översatt från *Risk Management* (Crouhy et al 2000 s. 264).



Då Moody's har en liknande beslutsprocess som Standard & Poor kan man använda den senare som exempel.

När betyget slutligen är fastställt ses detta över cirka en gång om året baserat på årsrapporter och annan information om företaget. Om det finns anledning att ompröva kreditbetyget ger ratingföretaget ut en så kallad "credit watch" eller "rating review". En ändring av kreditbetyget måste sedan godkännas av kreditkommittén innan det fastställs.

Eftersom Moody's kreditbetyg används i denna uppsats kommer den fortsatta beskrivningen av kreditbetyg att fokusera främst på dessa. Moody's betygsätter alla typer av skuldpaper och räntebärande tillgångar som kan vara av intresse för investerare, till exempel obligationer, asset-backed och mortgage-backed securities, konvertibla obligationer och derivatinstrument.

Betygskategorierna som används av både S&P och Moody's är relativt lika, dock kan olika bedömningar från företagets experter resultera i att samma finansiella instrument för ett företag kan få olika betyg. Skillnaden mellan S&P och Moody's kreditbetyg är framförallt att medan S&P endast använder sig av bokstäver i sina betyg består Moody's betyg även av siffrorna 1-3 vilka delar in varje betygskategori från Aa till Caa i ytterligare betygsklasser.

Moody's kreditbetyg går från Aaa till C och består av nio olika betygsklasser. De första fyra kategorierna Aaa, Aa, A och Baa brukar klassificeras som "investment grade". Detta betyder att instrumenten anses som relativt säkra och många finansiella institutioner får endast investera i instrument med dessa betyg (Ibid. s. 265). Finansiella instrument med betyg under Baa, det vill säga Ba, B, Caa, Ca och C anses vara av särskilt spekulativ karaktär och anses därför tillhöra den mer spekulativa kategorin av instrument vilken följaktligen kallas "speculative grade". En närmare beskrivning av kreditbetygskalan kan ses nedan i tabell 3.

Tabell 3. Moody's kreditbetygskala

(Crouhy et al 2000 s. 267).

Investment Grade	
Aaa	Det högsta kreditbetyg en obligation kan få, representerar ett minimum av kreditrisk.
Aa1, Aa2, Aa3	Högt kreditbetyg som betyder att obligationen har mycket hög kvalitet och låg risk.
A1, A2, A3	Relativt hög kvalitet på obligationen, risken är fortfarande låg.
Baa1, Baa2, Baa3	Obligationen har vissa spekulativa karakteristika, kreditrisken anses dock fortfarande måttlig.
Speculative Grade	
Ba1, Ba2, Ba3	Klart spekulativa obligationer, kreditrisken är betydande.
B1, B2, B3	Spekulativa obligationer med hög kreditrisk.
Caa1, Caa2, Caa3	Obligationer av dålig kvalitet, mycket hög kreditrisk.
Ca	Konkursrisken är överhängande.
C	Det lägsta kreditbetyget, ges ofta vid konkurs. Liten sannolikhet för innehavaren att få tillbaka ränta och amorteringar.

2.2.1 Kreditbetyg för banker och andra finansiella institutioner

För banker och finansiella institutioner gäller andra regler än för vanliga företag på grund av deras specifika egenskaper. Sedan 1995 har Moody's kreditbetygssättning av banker baserats på en styrkeanalys, en så kallad Bank Financial Strength Rating (BFSR). Detta betyg mäter risken för att banken kommer att behöva externt stöd i framtiden och bygger på en analys av både finansiella och kvalitativa faktorer. Bankens BFSR ligger sedan till grund för kreditbetygssättningen av dess depositioner och andra skulder (Fons 2007 s. 4). Till skillnad mot Moody's kreditbetyg på depositioner och övriga skulder speglar dock inte BFSR risker för kreditförluster eller storleken på förväntade förluster. BFSR tar heller inte någon hänsyn till eventuella externa ingripanden. Moody's BFSR går från A till E för att dessa inte ska förväxlas med övriga kreditbetyg (Fons 2007 s. 6).

Moody's kreditbetyg baseras på bankens BFSR men inkorporerar även Moody's åsikter om eventuella externa ingripanden för att rädda banken vid insolvens. De speglar alltså precis som när det gäller vanliga ickefinansiella företag bankens möjligheter att uppfylla sina åtaganden. Vid betygssättningen av bankdepositioner finns ett tak vilket utgörs av kreditbetyget på statens utländska valutadepositioner. Detta betyder att banker som härrör från länder med högre betyg än banken ej påverkas, för banker som däremot har kreditbetyg vilka överstiger landets kreditbetyg så innebär detta en sänkning av kreditbetyget för banken. Betygssättningsprocessen illustreras i nedanstående tabell 5. Som ett exempel används en bank med ett BFSR som är C+ och som motsvarar kreditbetyget A2 om man bortser från externa ingripanden. När det gäller den här banken finns det dock förväntningar om ett externt ingripande vid insolvens vilket höjer kreditbetyget till A1. Eftersom A1 dock slår i taket för landets kreditbetyg som är Baa1 sänks bankens slutgiltiga betyg till Baa1 (Fons 2007 s. 7).

Tabell 5. Kreditbetyg bankdepositioner (Ibid. s. 7)

Assigning Local & Foreign Currency Deposit Ratings			
BFSR	Baseline Risk Assessment	+ Outside Support = LC Deposit Rating	+ Sovereign Ceiling = Constrained FC Deposit Rating
A	Aaa	Aaa	Aaa
A-	Aa1	Aa1	Aa1
B+	Aa2	Aa2	Aa2
B	Aa3	Aa3	Aa3
B-	A1	A1	A1
C+	A2	A1	A2
C	A3	A3	A3
C-	Baa1	Baa1	Baa1

In the schematic, a bank with a BFSR of C+ is highlighted. The C+ BFSR translates into a Baseline Risk Assessment of A2. This bank also benefits from external support, raising its local currency deposit rating to A1. However, this bank operates in a country with a sovereign foreign currency ceiling of Baa1, which constrains the bank's foreign currency

3. Modellteori

3.1 KMV-modellen

Denna uppsats bygger på den strukturella modellen Moody's KMV¹. En modell som värderar ett företag utifrån en uppskattad konkurs sannolikhet, en så kallad "Expected Default Frequency" (EDF) vilken speglar sannolikheten för att företaget ska gå i konkurs inom en viss tidshorisont.

1974 publicerade Robert Merton en artikel där han beskrev en modell för att prissätta ett företags tillgångar och dess risk. Modellen kallad Merton-modellen har sedan utvecklats av flera forskare däribland Oldrich Vasicek och Stephen Kealhofer vilka 1984 utvecklade VK-modellen. En modell som i sin tur utvecklades till KMV-modellen när de tillsammans med John McQuown startade företaget KMV.

3.1.1 Merton- & KMV-modellen

Robert Mertons modell bygger på att en aktie kan ses som en köpoption på ett företags tillgångar med ett lösenpris som är lika med företagets skulder. Om företagets skulder överstiger dess tillgångar betyder detta att företaget inte kan betala sina skulder och att aktieägarna inte får tillbaka sina pengar. Jämför detta med en köpoption.

I enlighet med synsättet att aktien går att se som en option kan, enligt Merton, samma modeller som används för att prissätta optioner användas till att prissätta ett företags tillgångar och skulder. En av dessa modeller är Black-Scholes-modell för prissättning av europeiska köpoptioner. Modellen följer vissa antaganden. Det första är att det underliggande värdet av ett företags tillgångar följer en geometrisk Brownsk rörelse vilket ger att förändringen i värdet på företagets tillgångar går att beskriva med ekvation (1) (Hull 2008 s. 265ff).

$$dS = \mu S dt + \sigma S dZ \quad (1)$$

¹ Moody's köpte år 2002 upp företaget KMV som står för Kealhofer, McQuown samt Vasicek, den första bokstaven i respektive grundares efternamn. Modellen benämns fortsättningsvis i uppsatsen för KMV-modellen

Ekvation (1) säger att förändringen i värdet för tillgångarna S , förklaras med driftparametern μ vilket är den förväntade avkastningshastigheten på tillgångarna, multiplicerat med värdet för tillgångarna per tidsenhet, dt samt volatiliteten multiplicerat med en generaliserad Wiener-process, dZ ; $Z \in N(0,1)$.

Värdet på tillgångarna i varje enskild tidpunkt går då att härleda till ekvation (2) där S_t är värdet på tillgångarna i tidpunkt t och Z är återigen en parameter som följer en generaliserad Wiener-process.

$$S_t = S_0 e^{\mu - \frac{\sigma_{\text{tillgångar}}^2}{2}} e^{\sigma_{\text{tillgångar}} \sqrt{t} Z} \quad (2)$$

Det andra antagandet är att det enda som påverkar ett företags förmåga att betala tillbaka deras skulder vid varje möjlig tidpunkt är värdet på dess tillgångar (Grétarsson & Göransson 2008 s. 5). Utifrån dessa antaganden beskrev Merton värdet på företagets tillgångar som logaritmiskt normalfördelat, eller enklare uttryckt att logaritmen av värdet är normalfördelat med nedanstående parametrar.

$$\ln S_t \in N \left[S_0 + \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) T, \sigma^2 T \right] \quad (3)$$

Enligt ovanstående teori skall då ett företags aktievärde, samt i enlighet med Black-Scholes prissättningsmodell för köpoptioner, bero på nedanstående parametrar (Allen & Saunders 2002 s. 50).

$$E = f(S, \sigma, K, r, T) \quad (4)$$

Där E betecknar aktievärdet, de facto värdet på optionen, S är värdet på tillgångarna i företaget, σ är volatiliteten för företagets tillgångar, K är lösenpriset tillika företagets så kallade "default point", r är den riskfria räntan och T är löptiden (t betecknar den nuvarande tidpunkten). Alla variabler utom S och σ är direkt observerbara. Black-Scholes formel för värdering av optioner visas nedan som ekvation (5) (Hull 2008 s. 291), parametrarna är de samma som tidigare beskrivits förutom med tilläggen $N(d_1); N(d_2)$.

$$E_t = S_t N(d_1) - K e^{-r(T-t)} N(d_2) \quad (5)$$

De nya parametrarna d_1 samt d_2 hämtas ur ekvation (6) respektive ekvation (7)

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \quad (6)$$

$$d_2 = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{K}\right) + \left(r - \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} = d_1 - \sigma\sqrt{T-t} \quad (7)$$

När detta är gjort dras parametrarna d_1 och d_2 från en kumulativ standardiserad normalfördelning där $N(d_i) = P[\phi(0,1) \leq d_i] i = 1,2$. Slutligen går det med ekvation (5) att lösa ut aktievärdet, E_t samt tillgångarnas värde, S_t . Utifrån ovanstående antaganden kommer ett företag som vid tidpunkten T har ett värde på sina tillgångar som understiger värdet på sin enskilda skuld, vilket Merton antog var den enda som fanns, var tvungen att gå i konkurs. Teorin har dock ett par svagheter. Ett var antagandet om att skulden till aktie- eller obligationsinnehavarna måste ses som endast ett instrument.

KMV-modellen, som är som tidigare nämnt en utveckling på Merton-modellen, bryter med antagandet om endast en skuld utan inkluderar fler olika typer av skulder. I ekvation (4) fastställdes de parametrar som företagets aktievärde är en funktion av. Dock kvarstår problemet med de två variabler som ej är observerbara S samt σ (Allen & Saunders 2002 s. 51). Vad gäller volatiliteten antar KMV-modellen att volatiliteten för ett företags aktievärde är en funktion av volatiliteten för ett företags tillgångar vilket visas i ekvation (8) KMV-modellen antar att denna funktion ser ut som i ekvation (9) (Grétarsson & Göransson 2008 s. 9).

$$\sigma_{aktievärde} = f(\sigma_{tillgångar}) \quad (8)$$

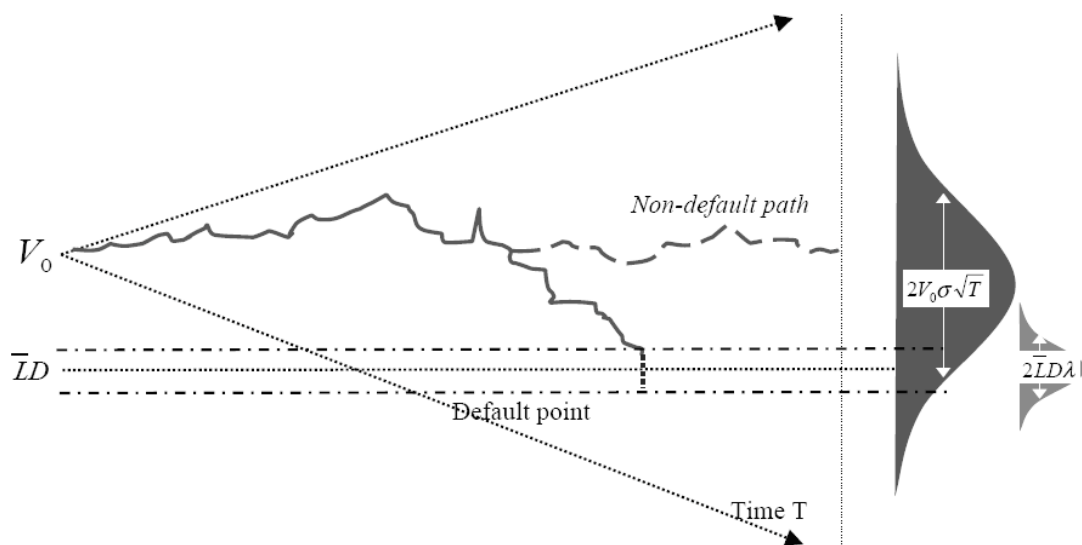
$$\sigma_{aktievärde} = \frac{S_0}{E} \Delta(\sigma_{tillgångar}) \quad (9)$$

Variabeln tillgångarnas värde löses även den ut ur ekvation (5). Beskrivning samt diskussion kring hur dessa och övriga variabler i ekvation (4) beräknas numeriskt, redovisas i kapitlen *metod* samt *datainsamling*.

3.1.2 Distance-to-Default & Expected Default Frequency

När alla variabler i ekvation (4) är beräknade kan konkurssannolikheten för ett specifikt företag beräknas. Figur 1 visar hur tillgångarnas värde, i figuren, betecknat som V_0 istället för S_0 , när tiden närmar sig tidpunkten T kan röra sig nedanför den bestämda default point, K , och då leda till att företaget går i konkurs. Sannolikheten att värdet på företagets tillgångar är mindre än K är då konkurssannolikheten, vilket betecknas i figuren av fördelningens högra svans. Detta område kallas Expected Default Frequency (EDF).

Figur 3. Distance-to-Default (Finkelstein et al 2002 s 13)



För att numeriskt beräkna EDF beräknar KMV-modellen riskmättet Distance-to-Default (DD). DD berättar hur mycket ett företags tillgångar kan minska i värde från och med idag till tidpunkten T innan företaget är tvingat till att gå i konkurs. Ekvation (10) visar hur DD beräknas.

$$DD = \frac{S_0 - K}{\sigma_{\text{tillgångar}}} \quad (10)$$

Exempelvis kan ett företag med tillgångar värda 100 miljoner dollar, en default point satt till 80 miljoner dollar samt en volatilitet på företagets tillgångar som uppnår till tio miljoner dollar få en DD på 2.

$$DD = \frac{\$100000000 - \$80000000}{\$10000000} = 2$$

Resultatet för DD går att tolka på två olika sätt;

- 1) Företagets tillgångar kan minska med två miljoner dollar innan det tvingas att gå i konkurs,
- 2) Företagets tillgångar kan minska med två standardavvikelser innan det tvingas att gå i konkurs. I figur (3) beskrivs företagets tillgångar vara normalfördelade detta innebär att ungefär 95 procent av sannolikhetsmassan ligger två standardavvikelser ifrån väntevärdet, det är dock endast den nedre svansen som är intressant eftersom vi vill titta på risken för konkurs. Detta ger en EDF i exemplet på 2,5 procent. Således har företaget i exemplet en konkurssannolikhet på 2,5 procent (Allen & Saunders 2002 s. 52).

När Moody's räknar ut EDF med hjälp av KMV-modellen antar de dock inte att värdet på företagets tillgångar följer någon speciell fördelning och använder därför inte samma metod för att beräkna konkurssannolikhet utifrån DD som beskrivits ovan. Under trettio års tid har KMV byggt upp en databas med historiska data på konkurser, statliga övertaganden etc. Med hjälp av denna enorma databas bestående av mer än 225000 konkurser kan Moody's beräkna ett företags risk för konkurs givet en specifik DD (Bohn & Crosbie 2003 s. 14ff). Om vi återgår till företaget i det tidigare exemplet så hade det en DD på 2. Moody's tittar på vilken sektor företaget är verksam i, vilket land etc., sedan undersöker de hur många av dessa företag, som hade ett lika stort DD givet lika lång löptid, som gått i konkurs. Skulle 3 procent av dessa företag med en DD på 2 gått i konkurs så får också företaget i exemplet en EDF på 3 procent.

3.1.3 Distance-to-Capital

Det som framför allt skiljer banker och andra finansiella institutioner från icke-finansiella företag är att staten ofta ingriper för att hindra att dessa går i konkurs på grund av dess viktiga roll i samhället samt de enorma kostnader vilka är förknippade med bankkonkurser. Dessa åtgärder är ofta förebyggande, det vill säga att man lagstiftar för att i största mån förhindra att

banker blir insolventa. Det handlar även om rena ingripanden där staten går in och tar över privata banken för att undvika kollaps.

Det absoluta riskmättet Distance-to-Default som beskrivits i ovan avsnitt under rubriken *KMV-modellen* tar inte hänsyn till de speciella aspekter vilka gäller just banker och kan därför vara svårt att applicera på dessa. Detta beror framförallt på att bankernas skuldstruktur är annorlunda i förhållande till de icke finansiella företagens samt att Distance-to-Default antar att ett företags totala tillgångar kan användas för att betala dess skulder. Som det nämndes ovan så gäller detta antagande inte banker eftersom myndigheterna i regel ingriper innan de använt alla sina tillgångar. Det finns därför anledning att anta att myndigheterna kommer att ingripa om bankens tillgångar sjunker under de gällande kapitalkraven vilket gör att bankens default point skiljer sig från icke-finansiella företags default point. Det traditionella riskmättet Distance-to-Default har därför en tendens att underskatta risken när det gäller banker.

Författarna Jorge A Chan-Lau and Amadou NR Sy (2007) föreslår därför ett alternativt riskmätt när det gäller banker och andra finansiella institutioner, kallat Distance-to-Capital. Skillnaden mellan de båda måtten är att Distance-to-Capital tar hänsyn till de kapitalkrav vilka fastställts av landets myndigheter genom att använda sig av konstanten λ vilken korrigerar bankens default point för de gällande kapitalkraven. Alla andra parametrar är i övrigt identiska med de parametrar vilka används i ekvation (19) (Chan-Lau & Sy 2007 s. 7).

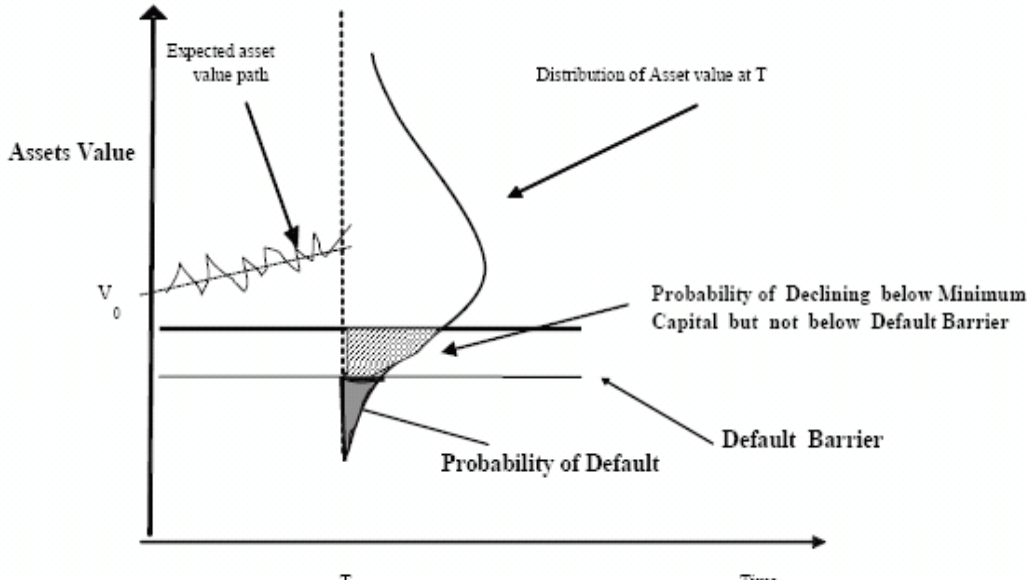
$$DC = \frac{\ln\left(\frac{S_0}{\lambda K}\right) + \left(r - \frac{1}{2}\sigma_{\text{tillgångar}}^2\right)T - t}{\sigma_{\text{tillgångar}}\sqrt{T - t}} \quad (11)$$

Distance-to-Default (DD): $\lambda = 1$

Distance-to-Capital (DC): $\lambda = \frac{1}{1 - \text{kapitalkrav}}$

Kapitalkravet är det kapitalkrav vilket bestämts av den övervakande myndigheten. I figur 4 nedan illustreras skillnaden mellan Distance-to-Default och Distance-to-Capital. Där DC är den övre ”barriären” och DD den lägre.

Figur 4. Distance-to-Capital (Gapen 2009 s14)



4. Metod och datainsamling

4.1 Metod

Målet med denna studie är att få en uppfattning om hur Moody's kreditbetyg utvecklats i förhållande till KMV-modellens EDF under olika typer av ekonomiska förhållanden. Därför valdes tidsperioden 2006-03-01 till 2009-03-31 eftersom den innefattar både ekonomisk stabilitet samt volatilitet på marknaden. Den ekonomiska turbulensen började redan sommaren 2007 när det blev officiellt att två av investmentbanken Bear Stearns hedgefonder förlorat sitt värde och eskalerade sedan under hösten 2008 då finanskrisen slog till med full kraft.

Speciellt fyra tidpunkter anses vara av särskilt stort intresse. Dessa fyra tidpunkter är: 1 mars 2006, ett år innan turbulensen på marknaden börjar. 16 juli 2007 när Bear Stearns två hedgefonder går i konkurs. 16 september 2008 då den amerikanska investmentbanken Lehman Brothers ansöker om konkurs samt den 31 mars 2009 vilket är undersökningsperiodens sista dag.

I teoridelen beskrevs värdet på optionen som en funktion av följande parametrar $E = f(S, \sigma, K, r, T)$. Här i metoddelen kommer en mer djupgående analys av dessa variabler ta vid, numeriska beräkningar kommer sedan att redovisas under rubriken *Datainsamling*

Den första parametern i funktionen är S. Denna ej direkt observerbara parameter står som beteckning för värdet på företagets tillgångar. Variabeln beräknas utifrån en iterativ process av ekvationerna (5) samt (9). Variabeln σ som är volatiliteten på företagets tillgångar är också lite komplicerad att härleda då den liksom S inte är direkt observerbar. I teoridelen beräknades sambandet mellan tillgångarnas volatilitet och aktievärdets volatilitet med ekvation (12)

$$\sigma_{aktievärde} = \frac{S_0}{E} \Delta(\sigma_{tillgångar}) \quad (12)$$

Ett problem med detta samband är den sista variabel $\Delta(\sigma_{tillgångar})$, som är okänd, blir väldigt svår att beräkna av ett flertal anledningar, t ex är det inte känt huruvida förändringen är tillbakablickande eller framåtblickande. Dock ger Hull (2008 s. 362) förtröstan. Ty för en europeisk köpoption kan förändringen definieras som $N(d_1)$, som i sin tur definieras i ekvation (6). Med denna vetenskap ändras volatilitetssambandet till det som beskrivs i ekvation (13) Vilket betydligt underlättar fortsatta beräkningar

$$\sigma_{\text{aktievärde}} = \frac{N(d_1) * \sigma_{\text{tillgångar}} * S_0}{E} \quad (13)$$

Vidare löses även $\square_{\text{tillgångar}}$ ut genom samma iterativa process som S. Nästa parameter är K som är lika med den fiktiva optionens lösenpris eller företagets default point. Det finns flera olika förslag för hur denna skall beräknas. Ett problem är att olika skulder har olika löptider vilket försvårar beräkningen. Moody's själva menar att tidpunkten då värdet på företagets tillgångar understiger en viss nivå som gör att företaget går i konkurs bör ligga någonstans mellan förfallodagen på de kortfristiga samt de totala skulderna (Bohn & Crosbie 2003 s. 7). En lösning på problemet med att få fram värdet på företagets default point är att ta det bokförda värdet av de kortfristiga skulderna samt hälften av de långfristiga skuldernas bokförda värde. Denna metod används i KMV-modellen, även om ett flertal andra metoder för beräkning av K har använts under KMV-modellens utveckling (Allen & Saunders 2002 s. 51).

Nästa parameter är r, den riskfria räntan. Denna bestäms utifrån vilken valuta företagets aktier handlas i samt vilken löptid som är aktuell. De sista variablerna är tidsparametrarna T och t. T betecknar löptiden och kommer i den fortsatta analysen att vara satt till ett, då löptiden antas vara över ett år. Dock finns en intressant aspekt med detta antagande då det till skillnad från en option inte finns någon bestämd tidshorisont för ett företag. Ett företags verksamhet beräknas vara kontinuerlig precis som ägandet av en aktie eller obligation. Den andra tidsvariabeln t betecknar tidpunkten vid löptidens början. Den kommer därför i analysen vara definierad som noll.

Då alla parametrarna är förklarade kan analysen fortsätta till formeln för att räkna ut Distance-to-Default. I teoridelen beskrevs en ekvation för DD (ekvation 10) som är en förenkling av sambandet mellan konkurssannolikhet och värdet på företagets tillgångar. Därför måste en robustare formel härledas. Tidigare har konkurssannolikheten definierats som i ekvation (14) nedan. Detta går att utveckla till resultatet i ekvation (15.) Där konkurssannolikheten är definierad som sannolikheten att värdet på tillgångarna vid tidpunkten t, löptidens slut, är mindre eller lika med en definierad default point. Detta betingat att tillgångarnas värde är definierat som värdet vid löptidens början, således vid tidpunkten noll.

$$EDF = N(DD) \quad (14)$$

$$EDF_t = P[S_t \leq K_t | S_0 = S] = P[\ln S_t \leq \ln K_t | S_0 = S] \quad (15)$$

Utifrån ekvation (2) och (3) kan ovanstående uttryck härledas till ekvation (16) där Z är den generaliserade Wienerprocessen, fördelad $Z \in N(0,1)$

$$\ln S_t = \ln S + \left(\mu - \frac{\sigma_{\text{til lg ångar}}^2}{2} \right) t + \sigma_{\text{til lg ångar}} \sqrt{tZ} \quad (16)$$

Kombinera (15) samt (16) för att få ut (17)

$$EDF_t = P \left[\ln S + \left(\mu - \frac{\sigma_{\text{til lg ångar}}^2}{2} \right) t + \sigma_{\text{til lg ångar}} \sqrt{tZ} \leq \ln K_t \right] \quad (17)$$

$$EDF_t = P \left[- \frac{\ln \frac{S}{K_t} + \left(\mu - \frac{\sigma_{\text{til lg ångar}}^2}{2} \right) t}{\sigma_{\text{til lg ångar}} \sqrt{t}} \geq Z \right] \quad (18)$$

$$EDF_t = N \left[- \frac{\ln \frac{S}{K_t} + \left(\mu - \frac{\sigma_{\text{til lg ångar}}^2}{2} \right) t}{\sigma_{\text{til lg ångar}} \sqrt{t}} \right] \quad (19)$$

Avslutningsvis framställs ekvation (19) med antagandet i ekvation (14) kan då Distance-to-Default härledas till ekvation (20)

$$DD = \frac{\ln \frac{S}{K} + \left(\mu - \frac{\sigma_{\text{til lg ångar}}^2}{2} \right) T}{\sigma_{\text{til lg ångar}} \sqrt{T}} \quad (20)$$

Då detta samband är direkt härlett ifrån de grundläggande antagandena i modellen så kommer den var mer robust än ekvation (9) och kommer därför att användas i den fortsatta analysen.

Med den nya formeln för DD stiftas en ny bekantskap med driftparametern μ . Parametern fanns definierad i ekvation (1) men deriverades bort när Black-Scholes differentialekvation härleddes i ekvation (3) och (4). Att beräkna μ kan vara problematiskt, därför skulle ett sätt att ersätta variabeln underlätta. Hull menar att eftersom Black-Scholes ekvation är oberoende av μ kan man anta att investerarna som handlar med optionerna är riskneutrala (Hull 2008 s. 289-91). Detta innebär att de ej kräver att någon riskpremie är inbakad i priset på optionen. Överförs detta resonemang till problemet med ekvation (20) kan det antas att investerarna förväntar sig en avkastning på tillgången lika stor som den riskfria räntan. Således är $\mu = r$ vilket förenklar ekvation (20) till ekvation (21)

$$DD = \frac{\ln \frac{S}{K} + \left(r - \frac{\sigma_{\text{tillgångar}}^2}{2} \right) T}{\sigma_{\text{tillgångar}} \sqrt{T}} \quad (21)$$

Ett företags EDF varierar kraftigt både mellan branscher och mellan enskilda företag. Ett typiskt företag har enligt Moody's en EDF på cirka 2 procent per år och oddsen att ett företag med Aaa ratings ska gå i konkurs är omkring 2 per 10 000 per år. Detta kan jämföras med ett företag med ratingen A vilket har sannolikheten 10 per 10 000 att gå i konkurs och ett företag på botten av betygskalan med kreditbetyget C vars risk att gå i konkurs är 4 per 100, det vill säga 200 gånger större än för ett företag med ratingen Aaa (Bohn & Crosbie 2003 s. 5).

Tabellen nedan bygger på ovanstående princip, det vill säga företag med en EDF på 2-4 har oddsen 2-4 på 10 000 att gå i konkurs. Företag med en EDF på 4-10 har oddsen 4-10 på 10 000 att gå i konkurs och så vidare (Crouhy et al 2001 s. 380). För att på ett enkelt sätt kunna jämföra KMV-modellens EDF med Moody's kreditbetyg kommer EDF först översättas till kreditbetyg enligt nedan tabell 6 för att sedan i sin tur översättas till sifferbetyg enligt ett översättningssystem vilket används av Zetterberg (Zetterberg 2005 s. 18) och illustreras i tabell 7.

Ett problem som uppstår vid översättningen av EDF till kreditbetyg är att tabellen slutar vid B3 vilket motsvarar ett EDF på 202-345. Tyvärr måste därför en godtycklig skattning göras för att kunna översätta EDF vilka överstiger 345. Tabellen förlängs därför för att täcka in EDF upp till 1200 och kunna översätta dessa till kreditbetyg

Tabell 6. Översättningsnyckel EDF till Moody's kreditbetyg

(Crouhy et al 2001 s. 379)

EDF	Moody's Senior Rating
2-4	Aa2
4-10	A1
10-19	Baa1
19-40	Baa3
40-72	Ba1
72-101	Ba3
101-143	B1
143-202	B2
202-345	B3
345-600	Caa1
600-900	Caa2
900-1200	Caa3
1200-	Ca

Tabell 7. Översättningsnyckel Moody's kreditbetyg till sifferbetyg.

(Zetterberg 2005 s. 18)

Moody's kreditbetyg	
Aaa	21
Aa1	20
Aa2	19
Aa3	18
A1	17
A2	16
A3	15
Baa1	14
Baa2	13
Baa3	12
Ba1	11
Ba2	10
Ba3	9
B1	8
B2	7
B3	6
Caa1	5
Caa2	4
Caa3	3
Ca	2
C	1

4.2 Datainsamling

I denna studie användes totalt trettiofyra företag vilka delades in i fyra grupper. Grupp ett, består av fortfarande verksamma företag (13 st). Grupp två, består av fortfarande verksamma banker (5 st). Grupp tre, består av företag vilka gått i konkurs under den valda perioden (10 st). Grupp fyra, består av banker vilka gått i konkurs under den valda perioden (6 st). Samtliga företag och banker är amerikanska och hämtade från Dow Jones Industrial Average index samt en serie fallstudier genomförda av Moody's. För lista på företag se *Appendix*.

Data för beräkningar av KMV-modellen hämtas från databasen DataStream. Eftersom EDF beräknas månadsvis används månatliga medelvärden av de olika variablerna vilka ingår i modellen.

Som riskfri ränta används de ettåriga räntorna för amerikanska statsskuldsväxlar, dessa hämtas från det amerikanska finansdepartementets hemsida². Företagens och bankernas totala aktievärde beräknas genom att antalet utestående aktier multiplicerades med det månatliga medelvärdet av aktiepriset.

Ett problem vid beräkningen av företagens skuldsättning är att vi endast har helårsdata från deras balansräkningar till vårt förfogande. Därför är det omöjligt att veta den kontinuerliga skuldbeläggningsgraden under året. Antagandet görs därför att förändringen av skulden är medelvärdet av differensen mellan de årliga bokslutsrapporterna. Samma problem finns när det gäller antalet utestående aktier. Men eftersom aktieantalet visar sig vara relativt konstant är detta ett mindre problem och antagandet att aktieantalet är konstant under året känns rimligt. Eftersom data saknas för 2009 görs antagandet att skulden fortsätter att förändras med föregående års medelvärde. Eftersom det endast rör sig om tre månader anses detta antagande vara skäligt. Detta gäller även aktieantalet vilket antas vara konstant under 2009.

I denna uppsats definieras skulden för företag som 50 procent av den långsiktiga skulden samt 100 % av den kortfristiga skulden. För banker definieras skulden som 50 procent av den långsiktiga skulden tillsammans med 100 procent av den kortfristiga skulden och 100 procent av bankens depositioner eftersom dessa kan ses som kortfristiga skulder till kontoinnehavarna.

² http://www.ustreas.gov/offices/domestic-finance/debt-management/interest-rate/daily_treas_bill_rates.shtml

För de företag och banker vilka gått i konkurs under perioden saknas data för skuldsättning och aktieantal för det år då företaget gått i konkurs. Därför görs samma antagande som gjorts för år 2009 för fortfarande aktiva företag och banker. Aktieantalet anses vara konstant från föregående år och skulden antas fortsätta att förändras med samma takt som året innan konkursen. För ”Chemtura Corporation” leder detta till att skulden blir negativ och den antas därför istället vara konstant från december året innan konkursen. För att minimera konsekvenserna av dessa antaganden väljs i den mån det är möjligt företag vilka gått i konkurs i början av det aktuella året.

Både aktiepriser samt standardavvikelser beräknas månadsvis. För att omvandla standardavvikelserna till årliga data multipliceras dessa med kvadratroten ur antalet handelsdagar, det vill säga:

$$\sigma_{\text{år}} = \sigma_{\text{dag}} * \sqrt{\text{Handelsdagar}}$$

Vid beräkningen av DD måste två ekvationer lösas simultant för att lösa ut de två okända variablerna tillgångsvärde (S_0) och tillgångarnas volatilitet ($\sigma_{\text{tillgångar}}$). För att göra detta användes dataprogrammet MatLab och dess funktion fsolve. För att lösa ut de båda okända variablerna används en iterativ process vilken kräver två uppskattade startvärden. Antagandet görs därför att tillgångsvärdet (S_0) är två gånger aktievärdet samt att tillgångsvärdets volatilitet är företagets skuldsättningsgrad multiplicerat med aktievärdets volatilitet. Således::

$$\sigma_{\text{tillgångar}} = \sigma_{\text{aktievärde}} * \left(\frac{E}{(E + K)} \right)$$

Dessa gissningar torde vara rimliga eftersom tillgångsvärdet borde vara betydligt större än aktievärdet men samtidigt mindre volatilt. Vid beräkningen visar det sig att startvärdena är mycket viktiga för att Matlab ska kunna optimera funktionerna. Felaktiga startvärden vilka ligger alltför långt ifrån de verkliga värdena på S_0 och $\sigma_{\text{tillgångar}}$ gör att programmet ej klarar att optimera funktionen utan stannar vid det ursprungliga värdet.

DD för företagen samt DC för bankerna beräknas. Som kapitalkrav vid beräkningen av DC användes de åtta procent som gäller inom BIS II. För att förenkla görs även antagandet att bankens kapital består av endast en tillgång med ett värde av S_0 och att denna tillgång viktats med riskvikten hundra procent.

EDF-skattningarna beräknas genom att DD respektive DC stoppas in i de tre fördelningarna.

För att kunna göra överskådliga jämförelser konverteras resultaten från EDF-skattningarna samt Moody's kreditbetyg till samma enhet. Detta görs genom att EDF för varje företag översätts enligt den process vilken redovisas under avsnittet *Metod* ovan. Kreditbetygen hämtas från Moody's hemsida och översätts även de.

4.3 Utvärderingsprocess av resultat

Själva utvärderingsprocessen av resultaten består av flera steg:

I det första steget används korrelationstestet Spearmans rankkorrelation för att testa om det finns någon korrelation mellan Moody's kreditbetyg och företagens DD respektive bankernas DC. Anledningen till att DD samt DC används istället för EDF är att inga antaganden om någon fördelning för DD då behöver göras i testet.

I det andra steget används en samling fallstudier som Moody's själva har gjort, så kallade Default Studies. Företagen i fallstudierna är utvalda av Moody's och beroende på företag sträcker sig studien 8-13 månader bakåt i tiden. I varje studie redovisas både kreditbetygen samt empirisk EDF. EDF skattas godtyckligt utifrån diagrammen i fallstudierna och testas mot de EDF vilka beräknats med hjälp av de tre olika fördelningarna som använts i denna uppsats. De test som kommer att genomföras är två ickeparametriska tvåsidiga Kolmogorov-Smirnov test. Detta genomförs inte för att kunna skatta någon eventuell fördelning för DD utan för att undersöka den struktur som finns bakom konkursriskerna.

Slutligen beräknas EDF för varje företag med hjälp av tre olika fördelningar. De olika fördelningarna är en standardiserad normalfördelning, en t-fördelning med en frihetsgrad samt en standardiserad lognormalfördelning. Resultaten plottas sedan tillsammans med Moody's kreditbetyg och utvärderas okulärt.

5. Resultat

5.1 Spearmans rankkorrelation

För att testa om det finns något signifikant samband mellan Moody's konverterade kreditbetyg och företagens DD respektive bankernas DC används Spearmans rankkorrelationstest även kallat Spearmans ρ . Detta test är ett icke-parametriskt test som testar hur väl en funktion beskriver förhållandet mellan två variabler utan att göra några andra antagandet om det specifika förhållandet mellan variablerna. . Testets signifikansnivå bestäms till 2,5 %. Dess hypoteser är:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0.$$

Testets³ resultat redovisas i tabell 8.

Tabell 8 Spearmans rankkorrelationstest

Spearmans rankkorrelations test		
Aktiva företag	Korrelation	Nollhypotes
Alcoa	0,801	Förkastar
American Express	-0,234	Accepterar
AT&T	0,172	Accepterar
Boeing	0,203	Accepterar
Caterpillar	0,187	Accepterar
Coca-cola	0,203	Accepterar
General Electric	0,281	Accepterar
ExxonMobil	-0,281	Accepterar
General Motors	0,646	Förkastar
Hewlett-Packard	-0,395	Förkastar
Home Depot	0,823	Förkastar
Intel	-0,265	Accepterar
Procter & Gamble	-0,12	Accepterar

³ Alla testoutputs redovisas i Appendix

Aktiva banker	Korrelation	Nollhypotes
Bank of America	0,303	Accepterar
JP Morgan Chase	-0,235	Accepterar
Wells Fargo Bank	-0,554	Förkastar
Citigroup	0,680	Förkastar
Goldman Sachs	-0,094	Accepterar
Konkursade företag	Korrelation	Nollhypotes
Chemtura Corp.	0,689	Förkastar
Spectrum Brands Inc.	0,367	Förkastar
Nortel Networks	0,470	Förkastar
Verasun	-0,303	Accepterar
Tousa Inc.	0,401	Accepterar
Six Flags	0,516	Förkastar
Tronox	0,695	Förkastar
Primus Telecom group	0,115	Accepterar
WCI Communities	0,763	Förkastar
Tembec Inc.	0,166	Accepterar
Konkursade banker	Korrelation	Nollhypotes
Fannie Mae	-0,054	Accepterar
Freddie Mac	0,161	Accepterar
Lehman Brother	-0,223	Accepterar
Northern Rock	0,244	Accepterar
Washington Mutual	0,696	Förkastar
IndyMac Federal Bank	0,603	Förkastar

Resultaten av testen visar att totalt förkastas nollhypotesen om icke korrelation i fjorton av de totalt trettiofyra testen. I övriga tjugo fall accepteras nollhypotesen om att det ej finns någon korrelation. När det gäller den interna fördelningen i de fyra olika grupperna så är den följande: I grupp ett (aktiva företag) förkastas nollhypotesen i fyra gånger av totalt tretton test. I grupp två (aktiva banker) förkastas nollhypotesen två gånger av totalt fem test. I grupp tre (konkursade företag) förkastas nollhypotesen sex gånger av totalt tio test och slutligen i grupp tre (konkursade

banker) så förkastas nollhypotesen två gånger av totalt sex test. I samtliga grupper ligger alltså procenten företag/banker där korrelation ej kunnat uteslutas på 30 till 50 procent. Högst procent företag vars DD är korrelerade med Moody's konverterade kreditbetyg hittas i grupp 3 (konkursade företag).

Dessa test tyder alltså på att det i majoriteten av fallen finns ej någon signifikant korrelation mellan Moody's konverterade kreditbetyg och DD respektive DC.

5.2 Fallstudier

För att utröna om det är möjligt att skatta den empiriska EDF-fördelningen från Moody's fallstudier med någon av de utvalda kontinuerliga fördelningarna används inledningsvis ett Kolmogorov-Smirnovs test⁴ med två stickprov. K-S-testet testar huruvida två oberoende stickprov kommer från samma fördelning. Nollhypotes samt mothypotes formuleras nedan. Ett 95 % konfidensintervall väljs vilket leder till en signifikansnivå på 2,5 %. Testet genomförs i programmet SPSS. Fördelen med K-S-testet gentemot det lite vanligare χ^2 -testet är att K-S ej kräver lika många observationer i de två stickproven vilket underlättar i detta fall när endast månadsdata för ungefär ett år är tillgängligt. K-S-testet har dock en nackdel, det är mycket mindre känsligt kring svansarna på fördelningarna vilket skulle kunna påverka resultatet (Chakravarti & Roy 1967 s. 393).

H_0 : De oberoende stickproven kommer från samma fördelning

H_1 : De oberoende stickproven kommer ej från samma fördelning

Varje skattad fördelning testas mot den empiriska fördelningen och resultatet redovisas i tabell 9

⁴ Det kommer i den här uppsatsen inte diskuteras något om hur K-S-testet är uppbyggt, för det se artikeln av Chakravarti & Roy (1967)

Tabell 9 Kolmogorov-Smirnov test (två stickprov)

Kolmogorov-Smirnov test (två stickprov)			
Konkursade företag	Normalfördelning	t-fördelning	Lognormalfördelning
Chemtura Corp.	Accepterar	Förkastar	Accepterar
Spectrum Brands Inc.	Accepterar	Förkastar	Accepterar
Nortel Networks	Accepterar	Förkastar	Accepterar
Verasun	Accepterar	Förkastar	Accepterar
Tousa Inc.	Accepterar	Förkastar	Accepterar
Six Flags	Accepterar	Förkastar	Accepterar
Tronox	Accepterar	Förkastar	Accepterar
Primus Telecom group	Förkastar	Accepterar	Accepterar
WCI Communities	Accepterar	Förkastar	Accepterar
Tembec Inc.	Förkastar	Accepterar	Accepterar
Konkursade banker			
Fannie Mae	Förkastar	Förkastar	Förkastar
Freddie Mac	Accepterar	Accepterar	Accepterar

Testet förkastar nollhypotesen att EDF är en t-fördelning för alla företag utom tre. För normalfördelningen förkastas nollhypotesen endast i tre fall. Nollhypotesen om en lognormal fördelning accepteras för alla företag utom ett.

När det gäller Fannie Mae förkastas all tre fördelningar, att dra några slutsatser kring det resultatet är dock svårt.

Två fördelningar verkar ha en liknande acceptansgrad, dessa är normal- samt lognormalfördelningen. Eftersom endast positiva sannolikheter existerar i datamaterialet är det endast fördelningarnas högra svans som testas. Med K-S-testets svaghet vid fördelningens svansar blir det problematiskt att svara på huruvida den empiriska EDF är normalfördelad eller fördelad som lognormalfördelningens högra svans. För att försöka testa detta genomförs ännu ett Kolmogorov-Smirnovs test, den här gången med endast ett stickprov. Denna variant av testet skiljer sig från föregående test i och med att nu bestäms en referensfördelning som stickprovet

testas mot. Testet gäller huruvida den empiriska fördelningen går att skatta med en normalfördelning, således bestäms normalfördelningen som referensfördelning ceteris paribus.

H_0 : Stickprovet följer en normalfördelning

H_1 : Stickprovet följer ej en normalfördelning

Tabell 10 Kolmogorov-Smirnov test (ett stickprov)

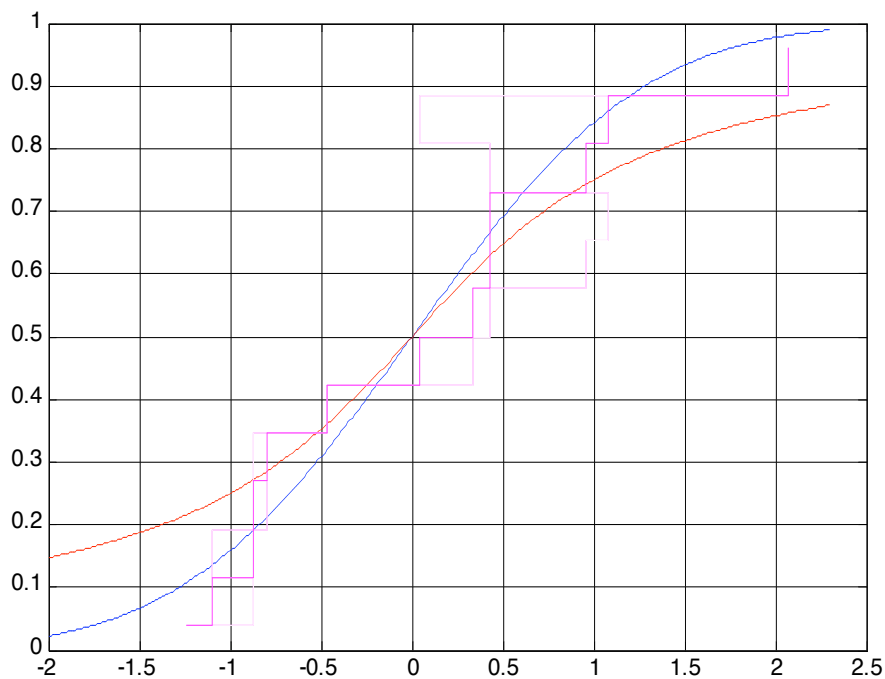
Kolmogorov-Smirnov test (ett stickprov)	
Konkursade företag	Normalfördelning
Chemtura Corp.	Accepterar
Spectrum Brands Inc.	Accepterar
Nortel Networks	Accepterar
Verasun	Accepterar
Tousa Inc.	Accepterar
Six Flags	Accepterar
Tronox	Accepterar
Primus Telecom group	Accepterar
WCI Communities	Accepterar
Tembec Inc.	Accepterar
Konkursade banker	
Fannie Mae	Accepterar
Freddie Mac	Accepterar

Resultatet visar att alla de empiriska konkurssannolikheterna med 95 % säkerhet kan skattas med hjälp av en normalfördelning. Dock kvarstår K-S-testets svaghet vid svansarna. För att verkligen fastställa att den empiriska fördelningen inte är lognormalfördelad skulle ett annat icke-paramteriskt test behövas. Ett som inte har K-S-testets svagheter. Ett sådant test skulle kunna vara ett Anderson-Darlings test som är en vidareutveckling av Kolmogorov-Smirnovs test. Det optimala skulle vara att göra ett Anderson-Darling test med en lognormalfördelning som referensfördelning (Stephens 1976 s 360). Ett litet problem finns dock, ett sådant test finns inte

förprogrammerat i något av de vanliga statistiska analysprogrammen och eftersom konstruktion av ickeparametriska test både ligger utanför uppsatsens syfte och uppsatsskrivarnas kompetens så lämnar vi därför uppgiften därhän och gör antagandet att konkursrisken följer en standardiserad normalfördelning.

Slutligen för att öka förståelsen för resultatet kan observationerna från den empiriska fördelningen tagen ur Moody's fallstudier plottas mot de valda fördelningarna. I figuren nedan plottas företaget "Six Flags" EDF mot en normalfördelning samt en t-fördelning. Den trappliknande empiriska fördelningen följer betydligt bättre den blåa normalfördelningen än den röda t-fördelningen, ett resultat som också bekräftas med genomförda tester.

Figur 5 Figur av empirisk EDF mot normalfördelning samt t-fördelning för "Six Flags"



Dessa resultat säger dock ingenting om den verkliga fördelningen för DD. Man kan alltså inte säga något om den eventuella fördelningen för KMV-modellens databas utifrån dessa resultat, däremot är mycket det intressant att konkursrisken väldigt starkt följer normalfördelningens högra svans.

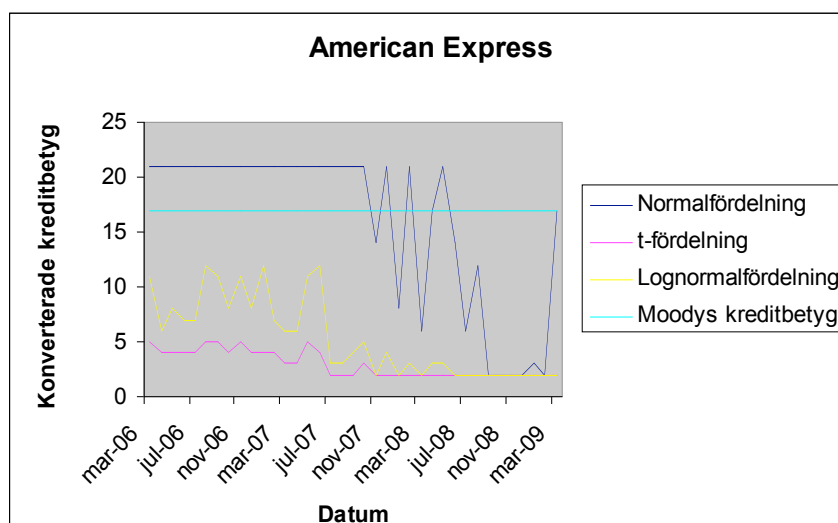
5.3 Utvärdering av figurer

För att utvärdera KMV-modellens förmåga att förutse konkurser i förhållande till Moody's kreditbetyg utvärderas de figurer⁵ som illustrerar samtliga översatta EDF samt de översatta kreditbetygen. Det måste dock i detta sammanhang tas i beaktning att Moody's kreditbetyg inte bara speglar konkursrisk utan även förluster vid eventuell konkurs. Eftersom kreditbetygen dock skall spegla ett företags möjligheter att uppfylla sina åtaganden kommer kreditbetygen i detta sammanhang att användas som en indikator på konkursrisk. Det måste även tas i beaktning att den översättningsprocess vilken har använts i denna studie i viss mån kan ha påverkat resultaten. De fyra tidpunkter vilka nämndes i syftet och som ansetts som särskilt intressanta studerades vidare i figurerna.

1 mars 2006

Vid den första tidpunkten, 1 mars 2006, ger kreditbetygen skattade med normalfördelningen överlag högre betyg än Moody's för de fortfarande aktiva icke-finansiella företagen. Detta gäller även de fortfarande aktiva bankerna samt majoriteten av de icke-finansiella företag vilka sedan gått i konkurs. Både den lognormala fördelningen samt t-fördelningen ger generellt lägre kreditbetyg än både de kreditbetyg vilka skattats med hjälp av normalfördelningen och Moody's kreditbetyg. Detta illustreras i nedanstående figur.

Figur 6. American Express



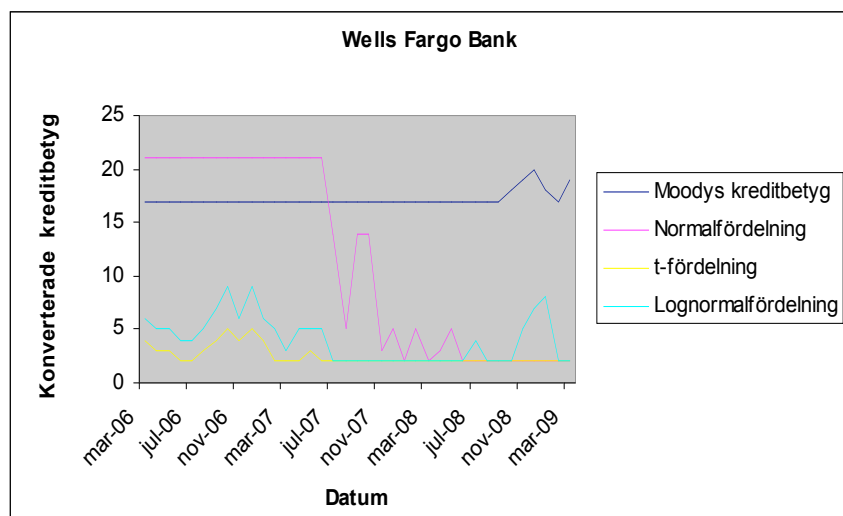
⁵ Samtliga figurer redovisas i Appendix

16 juli 2007

Vid den andra intressanta tidpunkten är både kreditbetyg skattade med normalfördelningen samt Moody's egna kreditbetyg oförändrade för samtliga icke-finansiella företag. Bland de finansiella institutionerna sjunker dock de kreditbetyg som skattats med normalfördelningen kraftigt, endast för J. P. Morgan Chase är kreditbetygen oförändrade. Även bland de företag vilka senare går i konkurs syns kraftiga sänkningar när det gäller de kreditbetyg som skattats med normalfördelningen.

Både de kreditbetyg vilka skattats med en lognormal fördelning samt de kreditbetyg vilka skattats med en t-fördelning sjunker överlag men eftersom de redan från början ger så pass låga kreditbetyg och överlag är mycket volatila är det svårt att dra några slutsatser utifrån detta. Banken Wells Fargo används här som tydliggörande exempel.

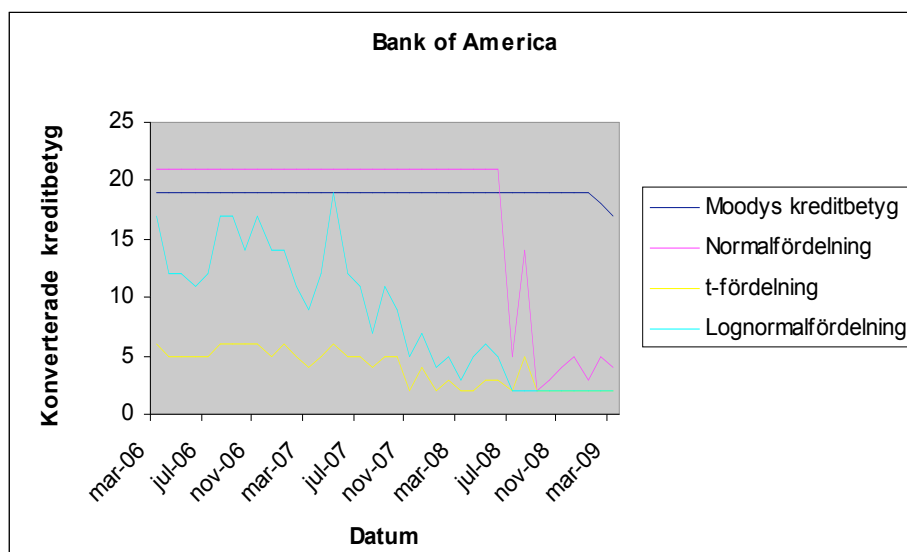
Figur 7. Wells Fargo Bank



16 september 2008

Vid den tredje tidpunkten, 16 september 2008, sjunker samtliga skattade kreditbetygen för både finansiella samt ickefinansiella företag med några få undantag. Speciellt normalfördelningen sjunker mycket kraftigt men även den lognormala fördelningen samt t-fördelningen reagerar starkt. Moody's kreditbetyg är dock i de flesta fall oförändrade. Även den empiriska EDF från Moody's fallstudier försämras i många fall. Även här illustreras detta med ett exempel, Bank of America.

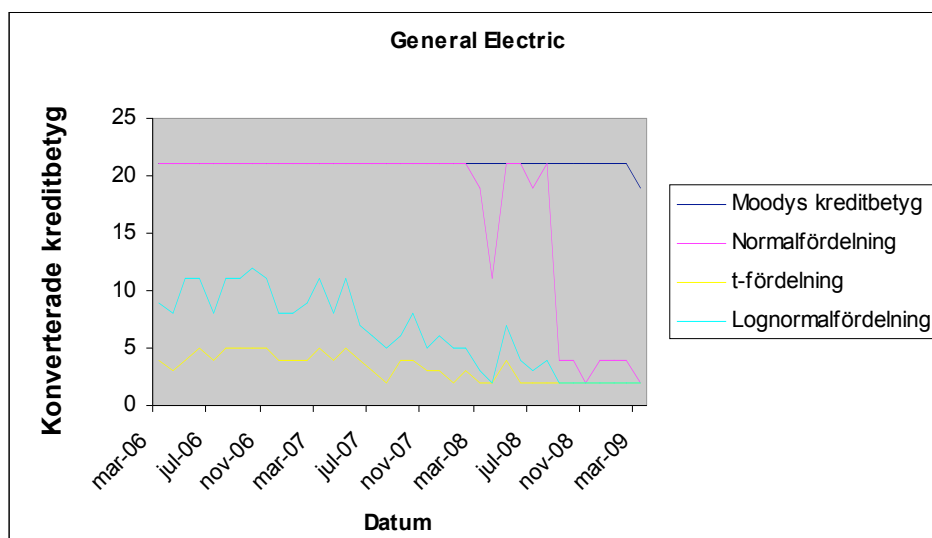
Figur 8. Bank of America



31 mars 2009

För i den fjärde och sista tidpunkten är rollerna ombytta i förhållande till den första tidpunkten. Det kan konstateras att samtliga EDF, oavsett fördelning, ger lägre kreditbetyg än Moody's, något som gäller samtliga företag och banker. Som exempel används General Electric.

Figur 9. General Electric



6. Analys

Resultaten från Spearmans rankkorrelations test tyder på att korrelationen mellan Moody's kreditbetyg och DD respektive DC är relativt svag. Den något högre korrelationen vilken finns bland de företag som gått i konkurs (grupp 3) beror troligtvis på att dessa företag är hämtade ur Moody's egna fallstudier och därför inte är slumpmässigt utvalda. Det kan antas att dessa valts ut just för att dessa uppvisar fördelaktiga resultat. Det kan därmed konstateras att det i uppsatsens stickprov ej råder någon klar korrelation mellan Moody's kreditbetyg och DD respektive DC. Detta resultat motsäger tidigare forskning på ämnet se t.ex. Nygren & Zetterberg (2006).

Att de ickeparametriska Kolmogorov-Smirnov testerna tyder på att empirisk EDF går att skatta med en vanlig standardiserad normalfördelning är ett intressant resultat som kanske kan hjälpa vid analysen av DD . Vad för slutsatser detta samband kan leda till får vidare forskning utröna.

Figurerna visar stora skillnader i EDF beroende på vilken fördelning som används vid skattningen. Om någon av dessa fördelningar är bättre eller sämre på att bedöma konkursrisk är dock svårt att säga utifrån den begränsade studie som genomförts. Fokus kommer därför att ligga på generella resultat som gäller samtliga fördelningar.

Uppsatsens resultat tyder på att KMV-modellen i förhållande till Moody's kreditbetyg tidigare och kraftigare signalerar för ökad konkursrisk. Detta resultat är oberoende av vilken fördelning som används, vare sig det är uppsatsens olika kontinuerliga fördelningar eller KMV-modellens empiriska. KMV-modellens EDF är dock betydligt volatilare överlag och reagerar starkt på turbulens på marknaden även för stabila företag. Detta gör att KMV-modellen i de flesta fall är bättre på att förutsäga konkurser men också tenderar att överskatta risker när det gäller stabila företag. Även när det gäller bankerna är KMV-modellen betydligt bättre på att indikera ökad reell konkursrisk men tycks överskatta riskerna för fortfarande aktiva banker.

Moody's kreditbetyg är betydligt stabilare än KMV-modellens EDF. En tydlig eftersläpning kan dock skönjas över tidsserien, något som troligtvis beror på att dessa endast uppdateras ett par gånger per år. Detta leder till att speciellt i volatilare tider blir kreditbetygen lätt missvisande, ett exempel på detta är Lehman Brothers och Fannie Mae vilka båda ingick i denna studie. På grund av detta problem visar Moody's kreditbetyg en tendens att underskatta riskerna för de företag vilka senare visar sig gå i konkurs.

7. Diskussion & slutsats

7.1 Återkoppling till syftet.

Resultaten i denna studie tyder på att Moody's kreditbetyg har en tendens att underskatta riskerna för konkurs för företag vilka senare gått i konkurs. Applicerat på verkligheten skulle detta kunna leda till att bankernas kapitalkrav riskerar att underskattas inom BIS II vid användandet av den standardiserade modellen. Frågan är dock vad alternativet till kreditbetygen är.

I denna uppsats jämfördes den strukturella KMV-modellen med Moody's kreditbetyg. KMV-modellen visade sig, oavsett fördelning, skattad eller empirisk, vara betydligt bättre på att förutsäga konkurser men gav överlag mycket volatila EDF. Den reagerade också kraftigt på marknadsturbulens samt tycks ha en tendens att överskatta risken för stabila företag vid en volatil marknad.

Ett hypotetiskt användande av KMV-modellens EDF för att vikta bankernas tillgångar inom BIS II:s standardiserade modell istället för kreditbetyg skulle kunna leda till en kraftig volatilitet i kapitalkraven. Det skulle även kunna leda till det ännu allvarigare scenariot att kapitalkraven kraftigt ökar i svåra tider när den ekonomiska situationen för bankerna redan är som mest kritisk. Pressen på att frigöra kapital ökar därmed vid kraftiga nedgångar i ekonomin vilket leder till att tillgångar måste säljas vid tidpunkter då det är som mest ofördelaktigt att sälja, något som skulle öka pressen på bankernas ekonomi ytterligare och i värsta fall kunna bli nådastöten för dem. Risken för att kreditbetygen underskattar företags konkursrisk måste därför i detta fall ställas i förhållande till risken för volatila kapitalkrav vilka ökar under svåra tider och bidrar till att öka trycket på bankerna.

Det som krävs för att den nuvarande standardiserade metoden inom BIS II ska ge korrekta kapitalkrav är framförallt fungerande incitamentsstrukturer för utgivarna av kreditbetyg. Något som man kan anta redan finns inbyggt i det nuvarande systemet i och med att kreditbetygens värde faktiskt bygger på att marknaden litar på dem. Man måste därför räkna med att utgivare som till exempel Moody's ej tjänar på att systematiskt värdera finansiella instrument felaktigt.

Slutsatsen är därför att speciellt i svåra tider är de mer långsiktiga kreditbetygen att föredra trots den kritik som riktats mot dem för deras roll i finanskrisen 2007-2009. Detta eftersom de i förhållande till KMV-modellen ger stabilare och mer långsiktiga kapitalkrav.

7.2 Fortsatt forskning

Eftersom denna studie endast innefattar trettiofyra företag bör dess resultat endast ses som en indikator på hur Moody's kreditbetyg respektive KMV-modellen reagerar på marknadsturbulens. För att kunna dra några djupare slutsatser krävs det att studien utvidgas till att innefatta en betydligt större mängd företag.

Även om de resultat vilka framkommit tyder på att den nuvarande modellen inom BIS II för att beräkna bankers kapitalkrav är att föredra i förhållande till KMV-modellens EDF. Är detta ett intressant forskningsområde vilket kan utvecklas ytterligare. Mertons modell från 1974 har redan genererat ett flertal mycket intressanta modeller och kan säkert utvecklas ytterligare för att kunna appliceras inom fler användningsområden, speciellt inom den finansiella sektorn.

8. Källförteckning

8.1 Litteratur

Allen, Linda & Saunders, Anthony: *Credit Risk Measurement*. New York: John Wiley & Sons Inc. 2002.

Crouhy, Michael; Galai, Dan & Mark, Robert: *Risk Management*. McGraw-Hill, 2000

Hull, John C: *Options, Futures and other Derivatives*. Prentice Hall 2008

United States Department of Treasury 2009-05-27 http://www.ustreas.gov/offices/domestic-finance/debt-management/interest-rate/daily_treas_bill_rates.shtml

8.2 Artiklar

Amadou N R Sy & Jorge A Chan-Lau: *Distance-to-Default in Banking: a Bridge to Far?* Journal of Banking Regulation 2007

Bohn, Jeff & Crosbie, Peter: *Modelling Default Risk- White Paper-San Francisco*. Moody's KMV 2003

Chakravarti, Laha, & Roy: *Handbook of Methods of Applied Statistics, Volume I*, John Wiley and Sons, pp. 392-394. 1967

Chung, Joanna & Mackenzie, Michael: *SEC finds conflicts at rating agencies*. Financial Times, 8 juli 2008

Cosimano, Tom & Himonas, Alex: *Mathematical Methods in Financial Economics* Lecture Notes University of Notre Dame 2009

Finkelstein, Vladimir; Lardy, Jean-Pierre; Pan, George; Ta, Thomas & Tierney, John: *CreditGrades™ Technical Document*, 2002.

Gapen, M. T: *Estimating the Market Value of the Implicit Guarantee to Fannie Mae and Freddie Mac Using Contingent Claims*, Federal Reserve Board working paper 2009

Grétarsson, Ivar A & Göransson Paul: *A Comparative Study Between The KMV and The Zero-Price Probability for Default Prediction* Magisteruppsats. Nationalekonomiska institutionen. Ekonomihögskolan vid Lunds Universitet. 2008

Fons, Jerome: *Incorporation of Joint-Default Analysis into Moody's Bank Ratings: A Refined Methodology* Moody's Report number 102639, Mars 2007

Merton Robert C: *On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates*. The Journal of Finance, Vol. 29, No. 2, New York, New York, December 28-30, 1973 (May, 1974), pp. 449-470

Nygren & Zetterberg: *Kreditbetyg à la Merton- användbart eller förkastligt?* Magisteruppsats. Nationalekonomiska institutionen. Ekonomihögskolan vid Lunds Universitet. 2006

Stephens, M. A: *Asymptotic Results for Goodness-of-Fit Statistics with Unknown Parameters*, Annals of Statistics, Vol. 4, pp. 357-369. 1976

Zetterberg, Erik: *Kan Marknaden sätta kreditbetyg?* Kandidatuppsats. Nationalekonomiska institutionen. Ekonomihögskolan vid Lunds Universitet. 2005

Appendix

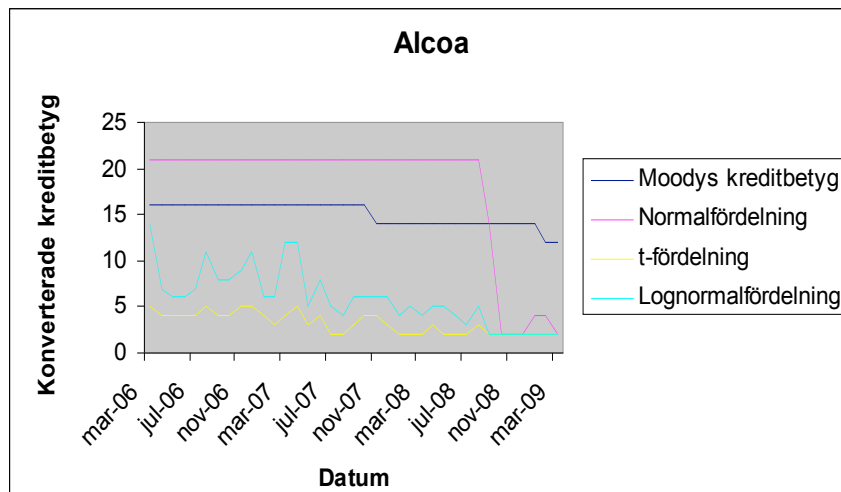
APPENDIX	47
ALCOA.....	48
AMERIKAN EXPRESS	48
AT & T.....	49
BOEING	50
CATERPILLAR	50
COCA COLA.....	51
GENERAL ELECTRIC	52
EXXON MOBIL.....	53
GENERAL MOTORS	53
HEWLETT-PACKARD.....	54
HOME DEPOT	55
INTEL.....	55
PROCTER & GAMBLE	56
BANK OF AMERICA.....	57
JP MORGAN CHASE	57
WELLS FARGO BANK.....	58
CITIGROUP	59
GOLDMAN SACHS	59
CHEMTURA CORPORATION	60
SPECTRUM BRANDS INC.	62
NORTEL NETWORKS	65
VERASUN.....	67
TOUSA INC.	69
SIX FLAGS.....	71
TRONOX	73
PRIMUS TELECOM GROUP	75
WCI COMMUNITIES.....	77
TEMBEC INC.	79
FANNIE MAE.....	81
FREDDIE MAC	84
LEHMAN BROTHERS	86
NORTHERN ROCK.....	86
WASHINGTON MUTUAL	87
INDYMAC FEDERAL BANK	88

Alcoa

Tabell 11 . Spearmans Rho Alcoa.

			VAR00002	VAR00003
Spearman's rho	VAR00002	Correlation Coefficient	1,000	,801**
		Sig. (2-tailed)	.	,000
		N	37	37
	VAR00003	Correlation Coefficient	,801**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,000	.

Figur 10. Alcoa

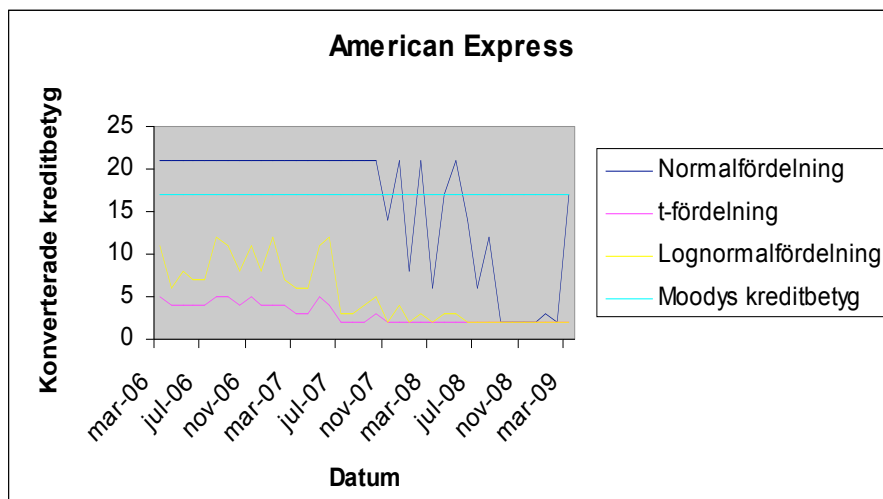


American Express

Tabell 12 . Spearmans Rho American Express.

			VAR00002	VAR00003
Spearman's rho	VAR00002	Correlation Coefficient	1,000	-,2trettiofyra
		Sig. (2-tailed)	.	,163
		N	37	37
	VAR00003	Correlation Coefficient	-,2trettiofyra	1,000
		Sig. (2-tailed)	,163	.

Figur 11. American Express

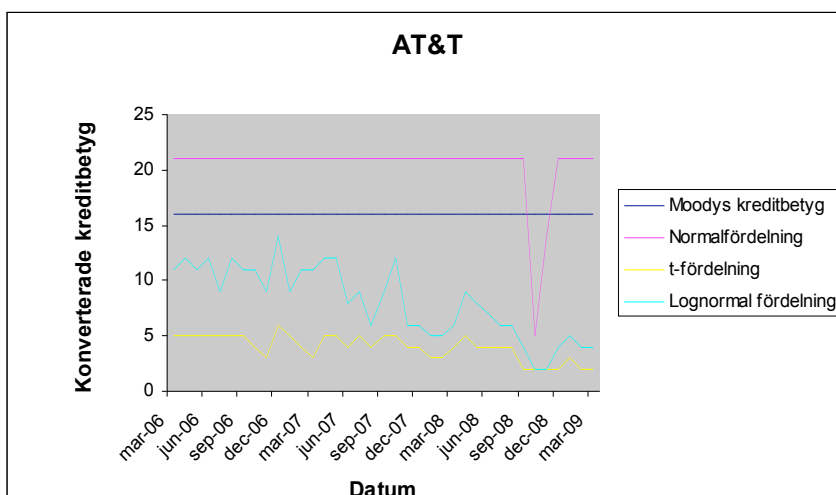


AT & T

Tabell 13 . Spearmans Rho AT&T.

			VAR00002	VAR00003
Spearman's rho	VAR00002	Correlation Coefficient	1,000	,172
		Sig. (2-tailed)	.	,310
		N	37	37
	VAR00003	Correlation Coefficient	,172	1,000
		Sig. (2-tailed)	,310	.

Figur 12. AT&T

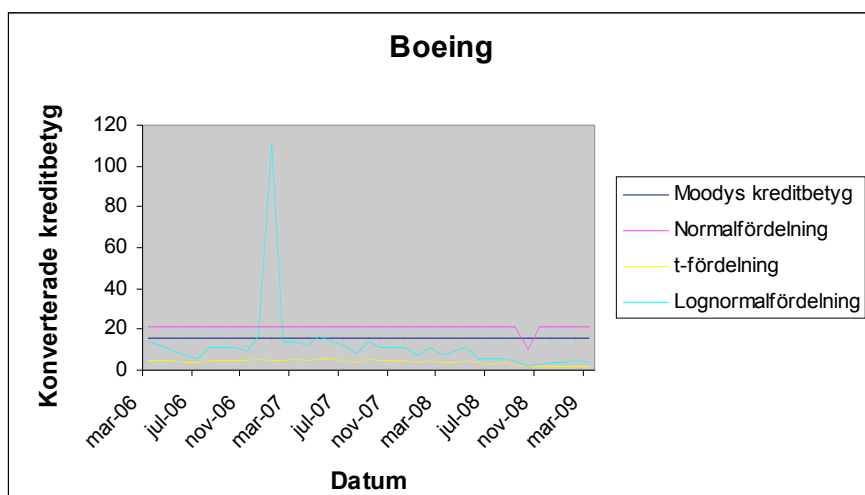


Boeing

Tabell 14. Spearmans Rho Boeing.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,203
		Sig. (2-tailed)	.	,228
		N	37	37
	VAR00006	Correlation Coefficient	,203	1,000
		Sig. (2-tailed)	,228	.

Figur 13. Boeing



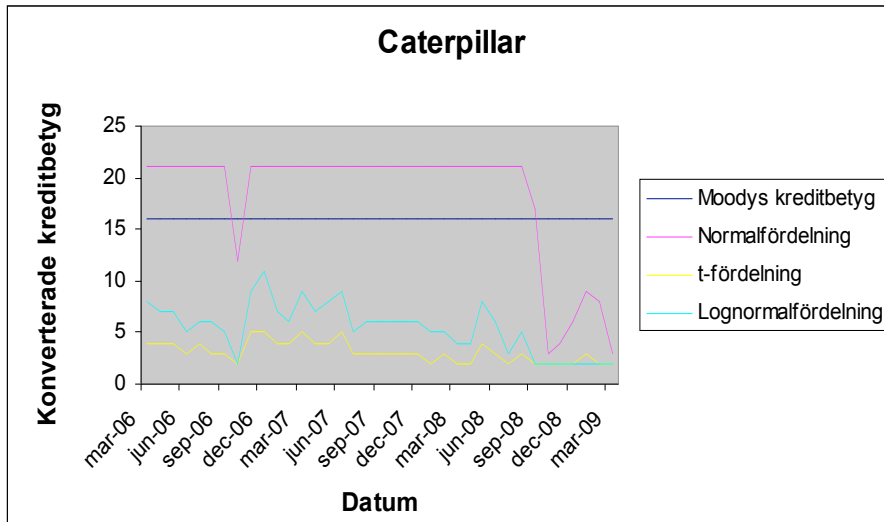
Caterpillar

Tabell 15. Spearmans Rho Caterpillar.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,187
		Sig. (2-tailed)	.	,267
		N	37	37
	VAR00006	Correlation	,187	1,000

Coefficient		
Sig. (2-tailed)	,267	.

Figur 14. Caterpillar

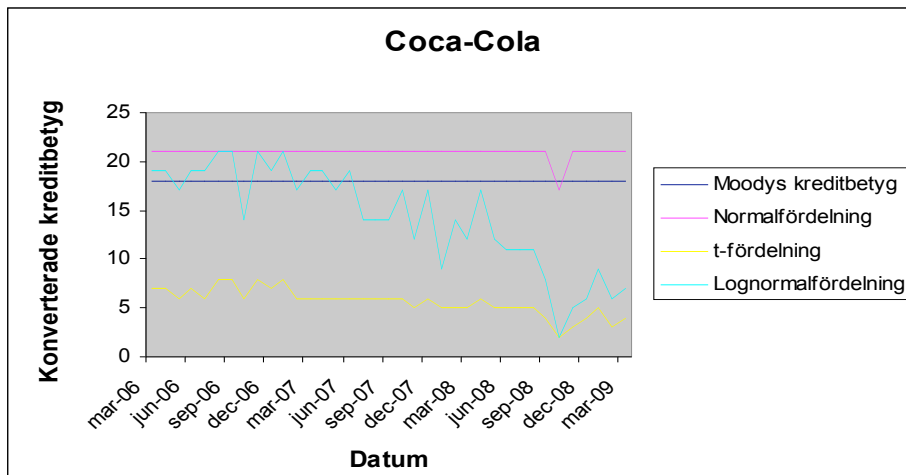


Coca Cola

Tabell 16. Spearmans Rho Coca cola.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,203
		Sig. (2-tailed)	.	,228
		N	37	37
	VAR00006	Correlation Coefficient	,203	1,000
		Sig. (2-tailed)	,228	.

Figur 15. Coca Cola

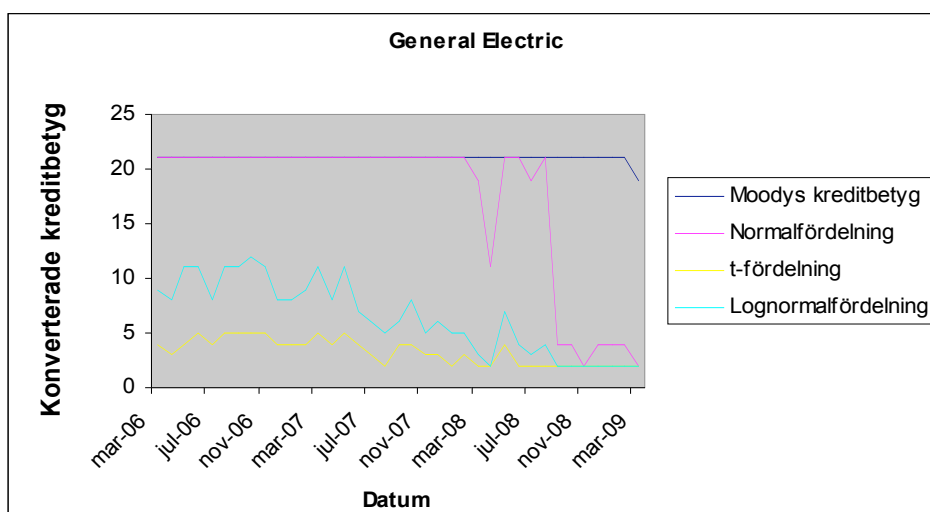


General Electric

Tabell 17. Spearmans Rho General Electric.

			VAR00002	VAR00003
Spearman's rho	VAR00002	Correlation Coefficient	1,000	,281
		Sig. (2-tailed)	.	,092
		N	37	37
	VAR00003	Correlation Coefficient	,281	1,000
		Sig. (2-tailed)	,092	.

Figur 16. General Electric

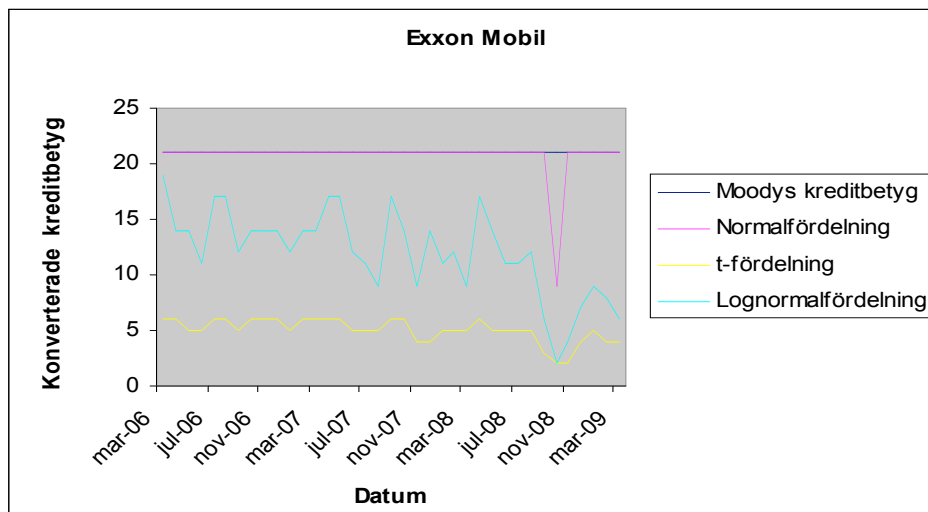


Exxon Mobil

Tabell 18. Spearmans Rho Exxon Mobil.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	-,281
		Sig. (2-tailed)	.	,092
		N	37	37
	VAR00006	Correlation Coefficient	-,281	1,000
		Sig. (2-tailed)	,092	.

Figur 17. Exxon Mobil

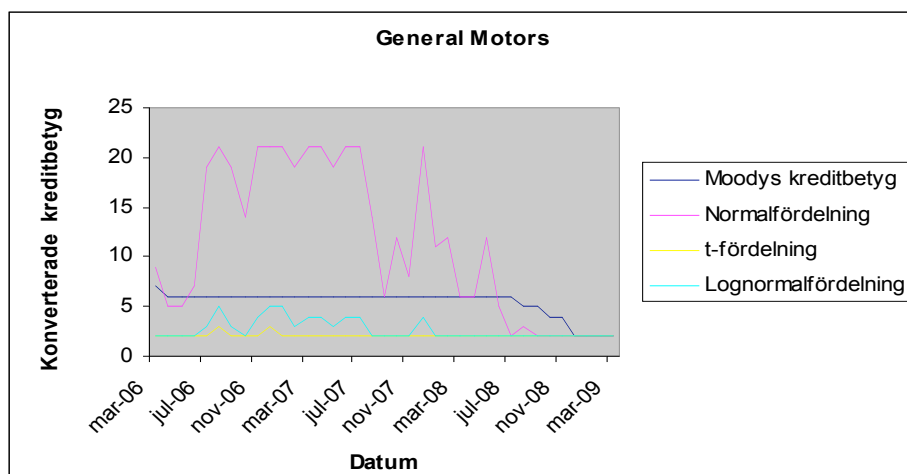


General Motors

Tabell 19. Spearmans Rho General Motors.

			VAR00002	VAR00003
Spearman's rho	VAR00002	Correlation Coefficient	1,000	,646*
		Sig. (2-tailed)	.	,000
		N	37	37
	VAR00003	Correlation Coefficient	,646**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,000	.

Figur 18. General Motors

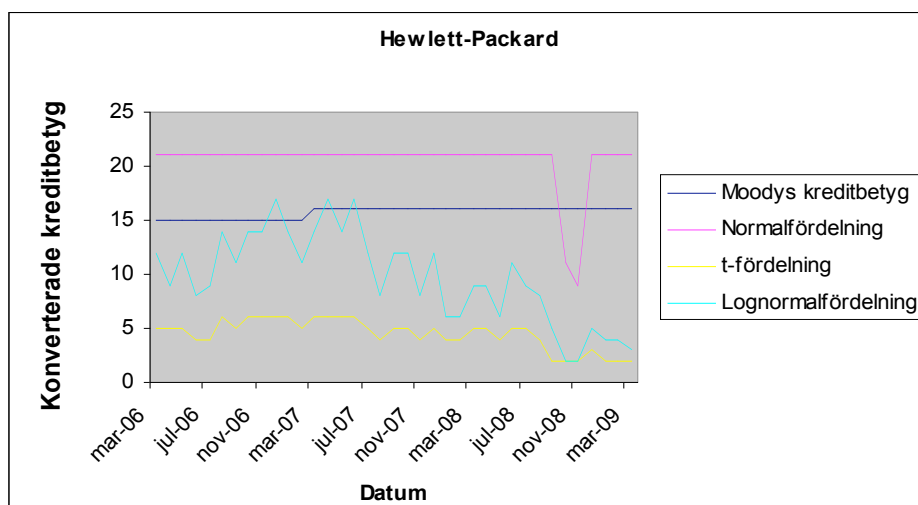


Hewlett-Packard

Tabell 20. Spearman's Rho Hewlett-Packard.

			VAR00002	VAR00003
Spearman's rho	VAR00002	Correlation Coefficient	1,000	-,395
		Sig. (2-tailed)	.	,016
		N	37	37
	VAR00003	Correlation Coefficient	-,395*	1,000
		Sig. (2-tailed)	,016	.

Figur 19. Hewlett- Packard

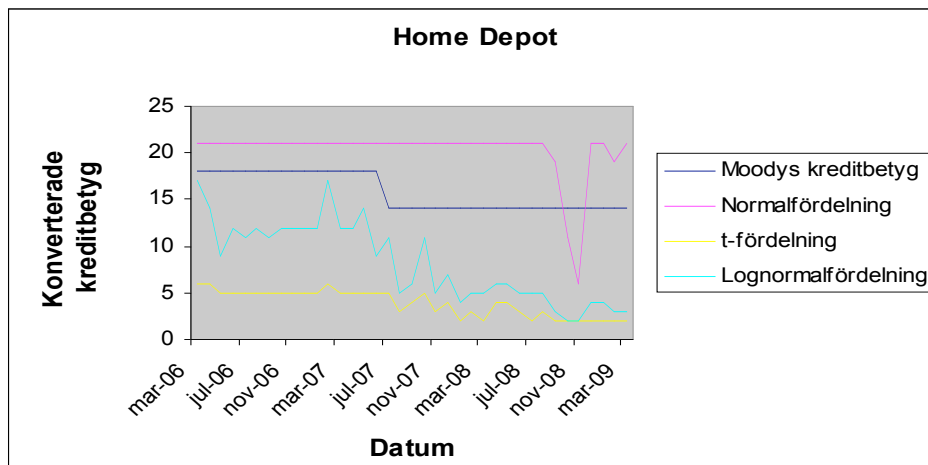


Home Depot

Tabell 21. Spearmans Rho Home Depot.

			VAR00002	VAR00003
Spearman's rho	VAR00002	Correlation Coefficient	1,000	,823**
		Sig. (2-tailed)	.	,000
		N	37	37
	VAR00003	Correlation Coefficient	,823**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,000	.

Figur 20. Home Depot

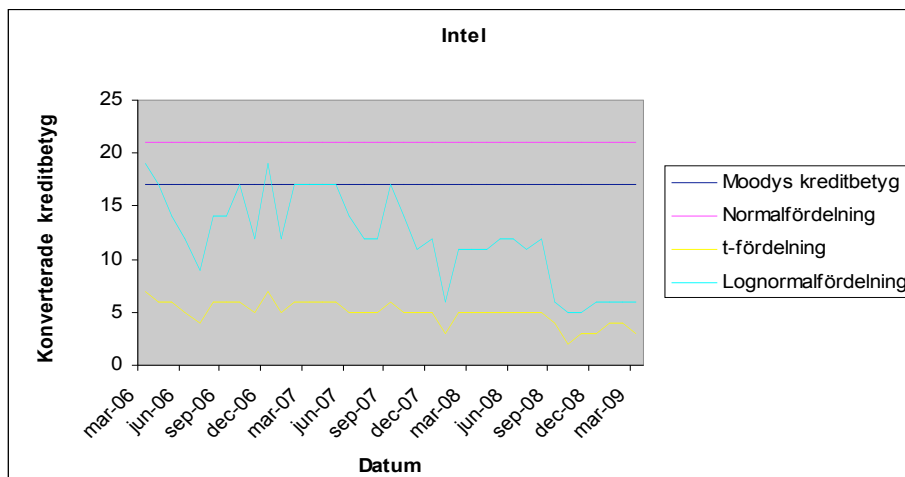


Intel

Tabell 22. Spearmans Rho Intel.

			VAR00002	VAR00003
Spearman's rho	VAR00002	Correlation Coefficient	1,000	-,265
		Sig. (2-tailed)	.	,112
		N	37	37
	VAR00003	Correlation Coefficient	-,265	1,000
		Sig. (2-tailed)	,112	.

Figur 21. Intel

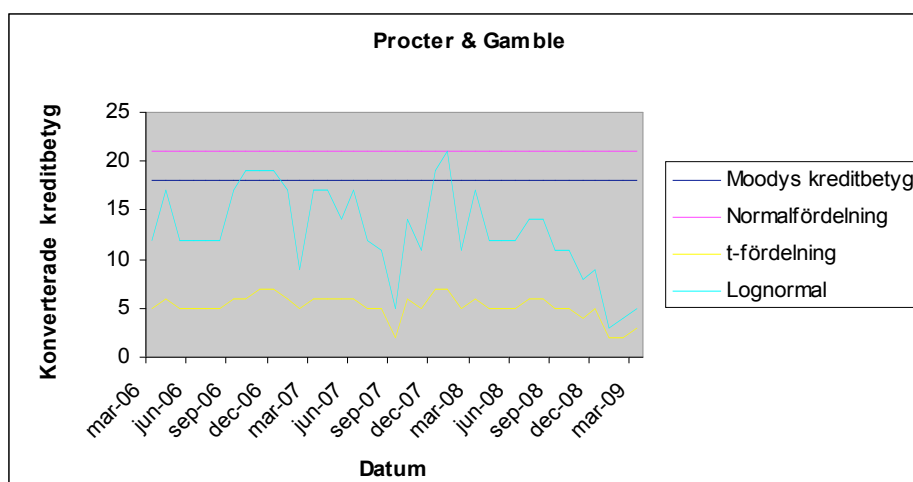


Procter & Gamble

Tabell 23. Spearmans Rho Procter&Gamble.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	-,120
		Sig. (2-tailed)	.	,480
		N	37	37
	VAR00006	Correlation Coefficient	-,120	1,000
		Sig. (2-tailed)	,480	.

Figur 22. Procter & Gamble

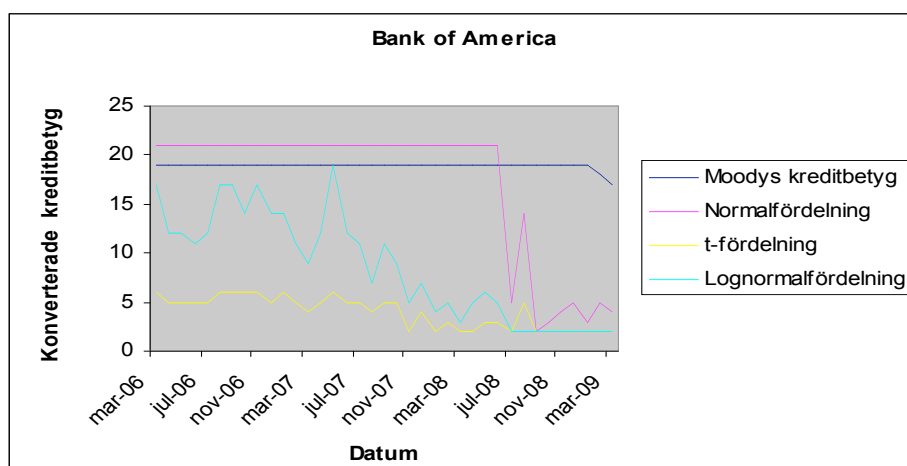


Bank of America

Tabell 24. Spearmans Rho Bank of America.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,303
		Sig. (2-tailed)	.	,068
		N	37	37
	VAR00006	Correlation Coefficient	,303	1,000
		Sig. (2-tailed)	,068	.

Figur 23. Bank of America

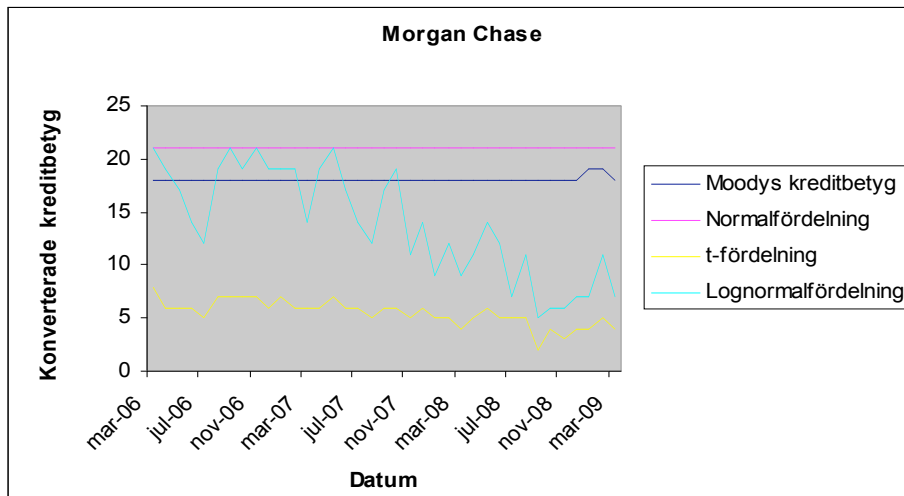


JP Morgan Chase

Tabell 25. Spearmans Rho JP Morgam Chase.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	-,235
		Sig. (2-tailed)	.	,161
		N	37	37
	VAR00006	Correlation Coefficient	-,235	1,000
		Sig. (2-tailed)	,161	.

Figur 24. JP Morgan Chase

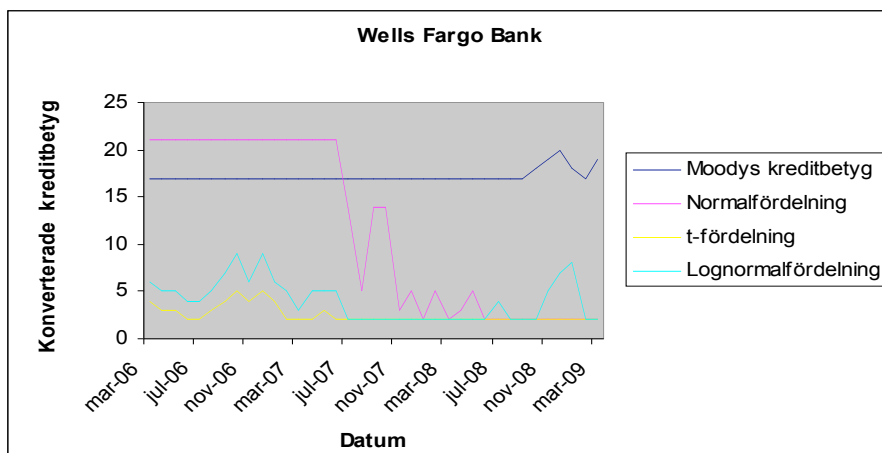


Wells Fargo Bank

Tabell 26. Spearmans Rho Wells Fargo Bank.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	-,554**
		Sig. (2-tailed)	.	,000
		N	37	37
	VAR00006	Correlation Coefficient	-,554**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,000	.

Figur 25. Wells Fargo Bank

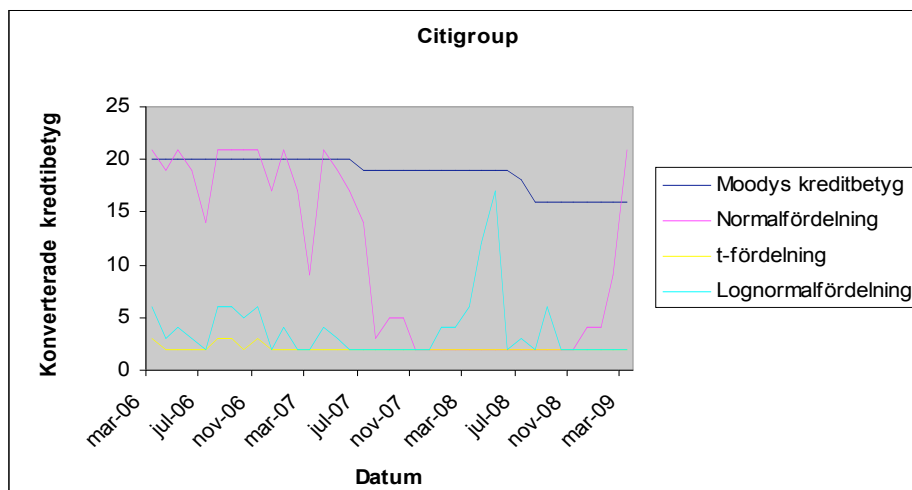


Citigroup

Tabell 27. Spearmans Rho Citigroup.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,680**
		Sig. (2-tailed)	.	,000
		N	37	37
	VAR00006	Correlation Coefficient	,680**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,000	.

Figur 26. Citigroup

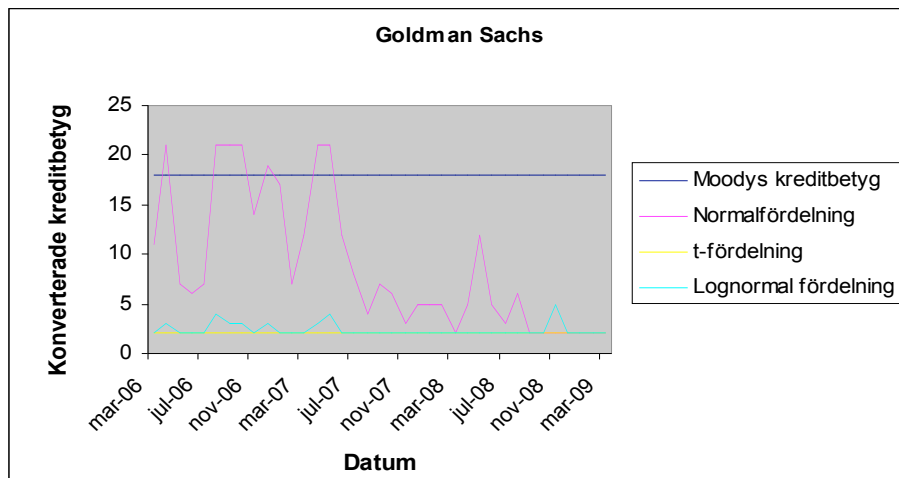


Goldman Sachs

Tabell 28. Spearmans Rho Goldman Sachs.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	-,094
		Sig. (2-tailed)	.	,581
		N	37	37
	VAR00006	Correlation Coefficient	-,094	1,000
		Sig. (2-tailed)	,581	.

Figur 27. Goldman Sachs

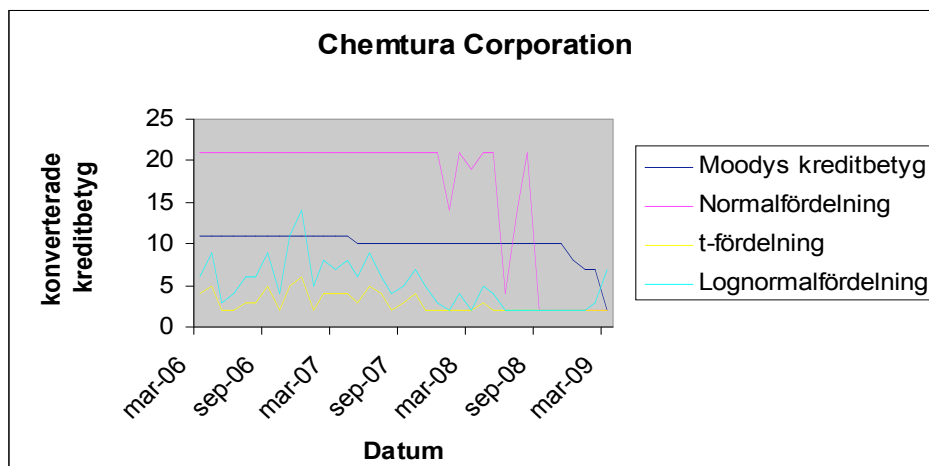


Chemtura Corporation

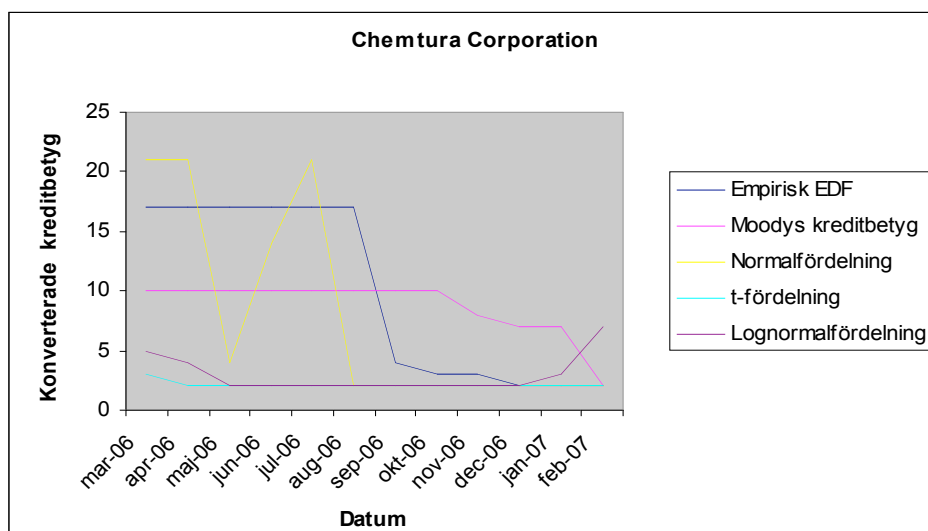
Tabell 29. Spearmans Rho Chemtura Corporation.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,689**
		Sig. (2-tailed)	.	,000
		N	37	37
	VAR00006	Correlation Coefficient	,689**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,000	.

Figur 28. Chemtura Corporation



Figur 29. Chemtura Corporation



Tabell 30. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,417
	Positive	,417
	Negative	-,250
Kolmogorov-Smirnov Z		1,021
Asymp. Sig. (2-tailed)		,249

Tabell 31. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,750
	Positive	,750
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z		1,837
Asymp. Sig. (2-tailed)		,002

Tabell 32. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,500
	Positive	,500
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z		1,225
Asymp. Sig. (2-tailed)		,100

Tabell 33. Kolmogorov-Smirnov (ett stickprov).

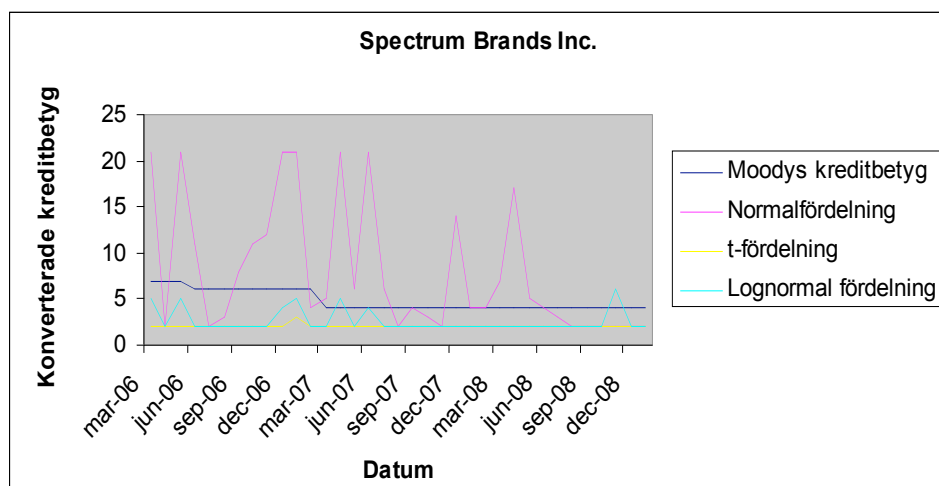
N		12
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0819
	Std. Deviation	,11093
Most Extreme Differences	Absolute	,268
	Positive	,268
	Negative	-,231
Kolmogorov-Smirnov Z		,927
Asymp. Sig. (2-tailed)		,356

Spectrum Brands Inc.

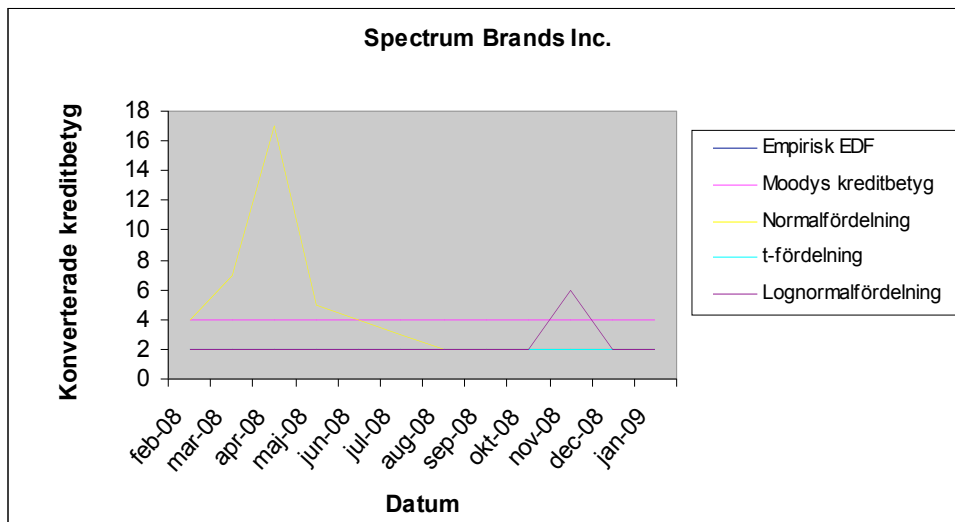
Tabell trettiofyra. Spearmans Rho Spectrum Brands Inc.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,367
		Sig. (2-tailed)	.	,030
		N	36	35
	VAR00006	Correlation Coefficient	,367*	1,000
		Sig. (2-tailed)	,030	.

Figur 30. Spectrum Brands Inc.



Figur 31. Spectrum Brands Inc.



Tabell 35.

Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,679
	Positive	,167
	Negative	-,679
Kolmogorov-Smirnov Z		1,725
Asymp. Sig. (2-tailed)		,005

Tabell 36. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,750
	Positive	,750
	Negative	-,095
Kolmogorov-Smirnov Z		1,906
Asymp. Sig. (2-tailed)		,001

Tabell 37. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,429
	Positive	,333
	Negative	-,429
Kolmogorov-Smirnov Z		1,089
Asymp. Sig. (2-tailed)		,186

Tabell . Kolmogorov-Smirnov (ett stickprov).

N	14
---	----

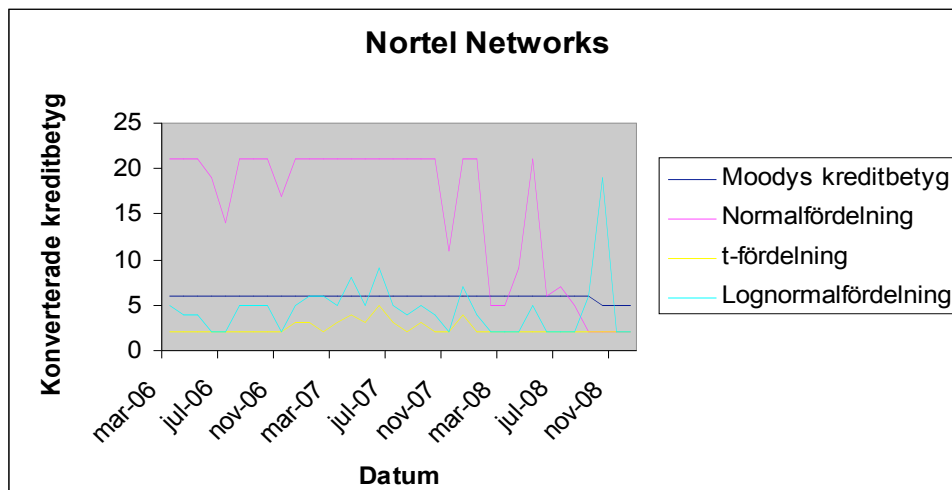
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,3358
	Std. Deviation	,03047
Most Extreme Differences	Absolute	,391
	Positive	,251
	Negative	-,391
Kolmogorov-Smirnov Z		1,465
Asymp. Sig. (2-tailed)		,027

Nortel Networks

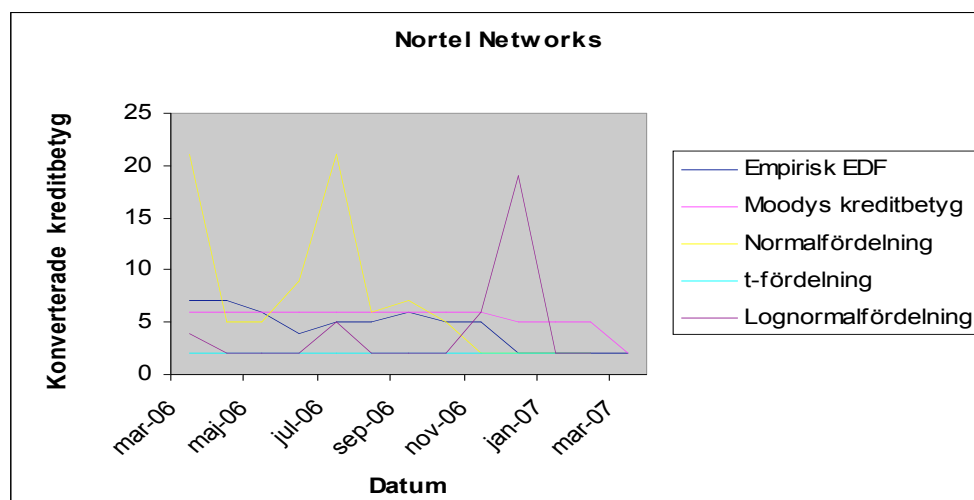
Tabell 38. Spearmans Rho Nortel Networks.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,470**
		Sig. (2-tailed)	.	,005
		N	35	trettiofyra
		VAR00006		
		Correlation Coefficient	,470**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,005	.

Figur 32. Nortel Networks



Figur 33. Nortel Networks



Tabell 39. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

		VAR00005
Most Extreme Differences	Absolute	,263
	Positive	,250
	Negative	-,263
Kolmogorov-Smirnov Z		,657
Asymp. Sig. (2-tailed)		,782

Tabell 40. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

		VAR00001
Most Extreme Differences	Absolute	,615
	Positive	,615
	Negative	-,231
Kolmogorov-Smirnov Z		1,569
Asymp. Sig. (2-tailed)		,015

Tabell 41. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

		VAR00005
Most Extreme Differences	Absolute	,449
	Positive	,449
	Negative	-,083
Kolmogorov-Smirnov Z		1,121
Asymp. Sig. (2-tailed)		,162

Tabell 42. Kolmogorov-Smirnov (ett stickprov).

		VAR00001
N		13
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,1089
	Std. Deviation	,12645
Most Extreme Differences	Absolute	,trettiofyra3
	Positive	,trettiofyra3
	Negative	-,228
Kolmogorov-Smirnov Z		1,236

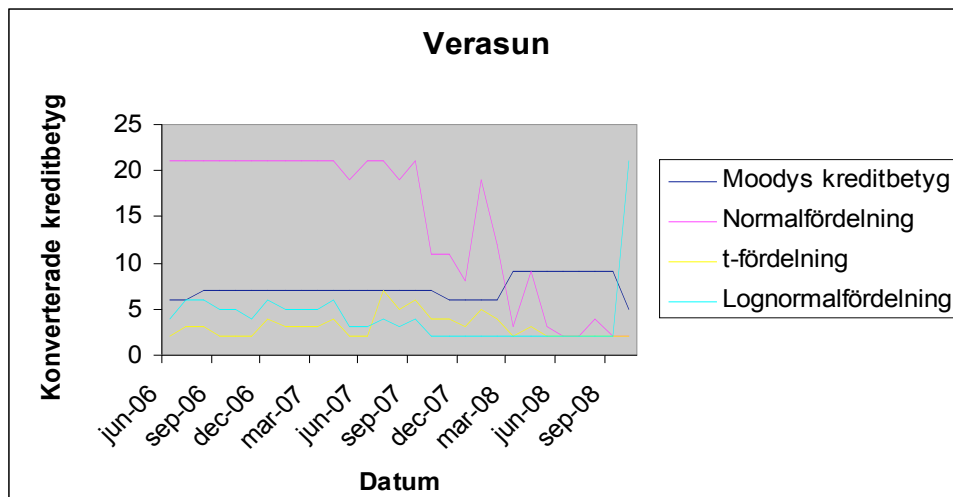
Asymp. Sig. (2-tailed)	,094
------------------------	------

Verasun

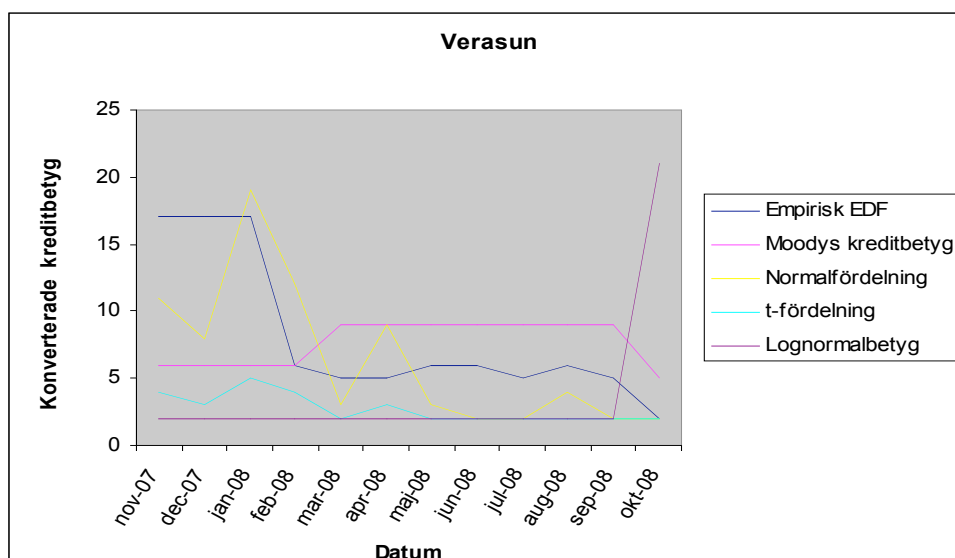
Tabell 43. Spearmans Rho.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	-,303
		Sig. (2-tailed)	.	,111
		N	30	29
	VAR00006	Correlation Coefficient	-,303	1,000
		Sig. (2-tailed)	,111	.

Figur trettiofyra. Verasun



Figur 35. Verasun



Tabell . Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,417
	Positive	,250
	Negative	-,417
Kolmogorov-Smirnov Z		1,021
Asymp. Sig. (2-tailed)		,249

Tabell 44. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,923
	Positive	,923
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z		2,306
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000

Tabell 45. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,583
	Positive	,583
	Negative	-,083
Kolmogorov-Smirnov Z		1,429
Asymp. Sig. (2-tailed)		,0trettiofyra

Tabell 46. Kolmogorov-Smirnov (ett stickprov).

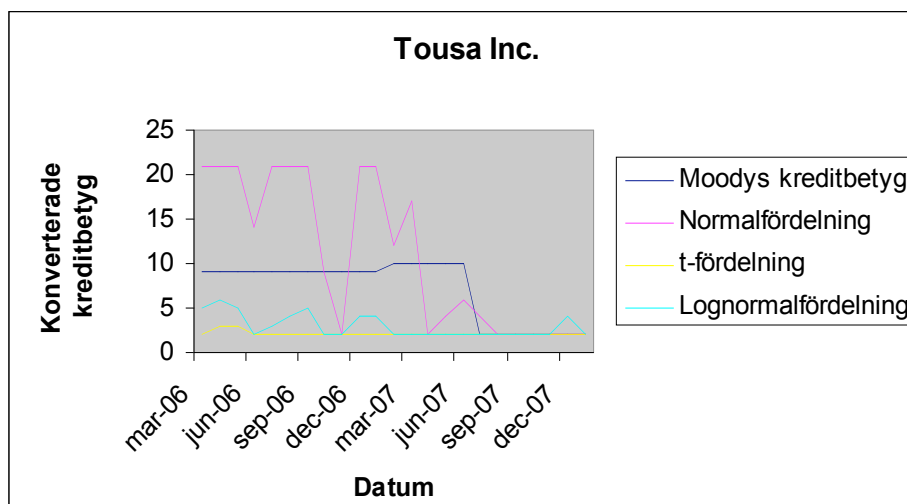
N		13
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0607
	Std. Deviation	,09359
Most Extreme Differences	Absolute	,388
	Positive	,388
	Negative	-,263
Kolmogorov-Smirnov Z		1,397
Asymp. Sig. (2-tailed)		,040

Tousa Inc.

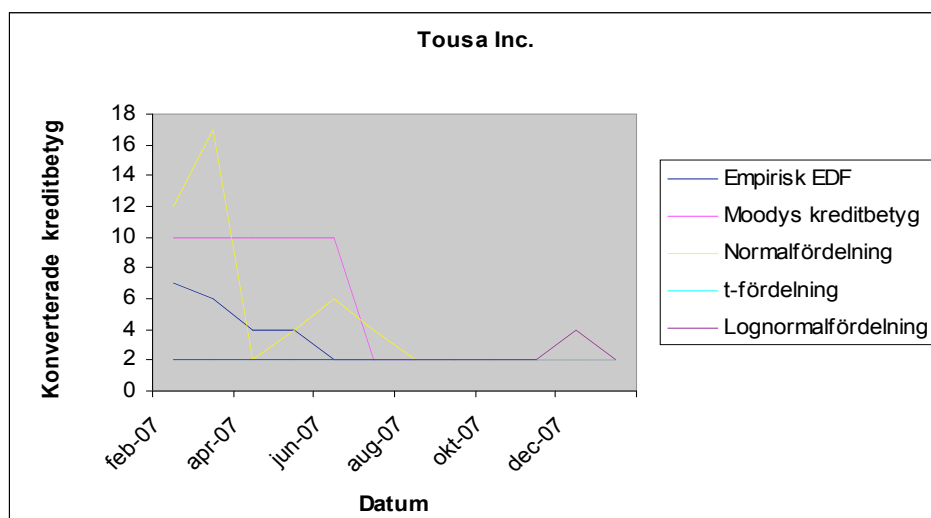
Tabell 47. Spearmans Rho.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,401
		Sig. (2-tailed)	.	,058
		N	23	23
	VAR00006	Correlation Coefficient	,401	1,000
		Sig. (2-tailed)	,058	.

Figur 36. Tousa Inc.



Figur 37. Tousa Inc.



Tabell 48. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,235
	Positive	,235
	Negative	-,220
Kolmogorov-Smirnov Z		,563
Asymp. Sig. (2-tailed)		,910

Tabell 49. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,833
	Positive	,833
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z		2,041
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000

Tabell 50. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,417
	Positive	,000
	Negative	-,417
Kolmogorov-Smirnov Z		,998
Asymp. Sig. (2-tailed)		,272

Tabell 51. Kolmogorov-Smirnov (ett stickprov).

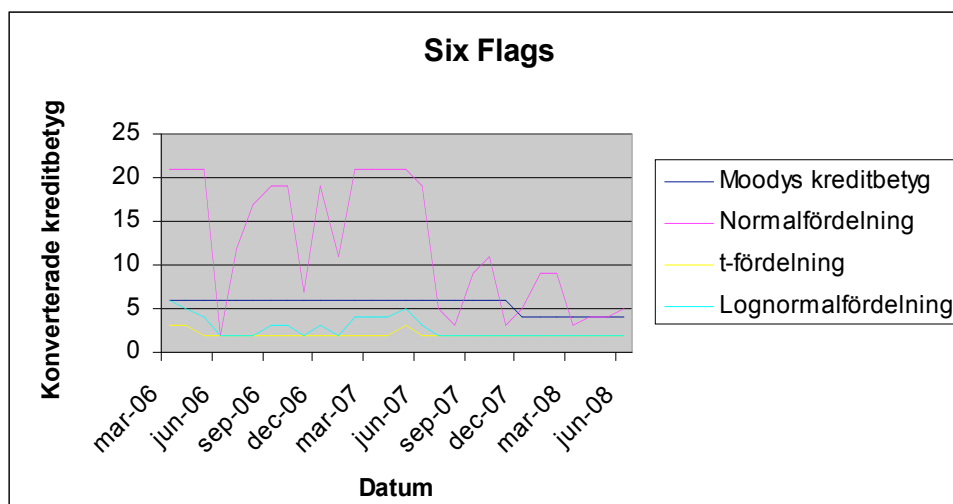
N		12
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,1688
	Std. Deviation	,10447
Most Extreme Differences	Absolute	,146
	Positive	,138
	Negative	-,146
Kolmogorov-Smirnov Z		,504
Asymp. Sig. (2-tailed)		,961

Six Flags

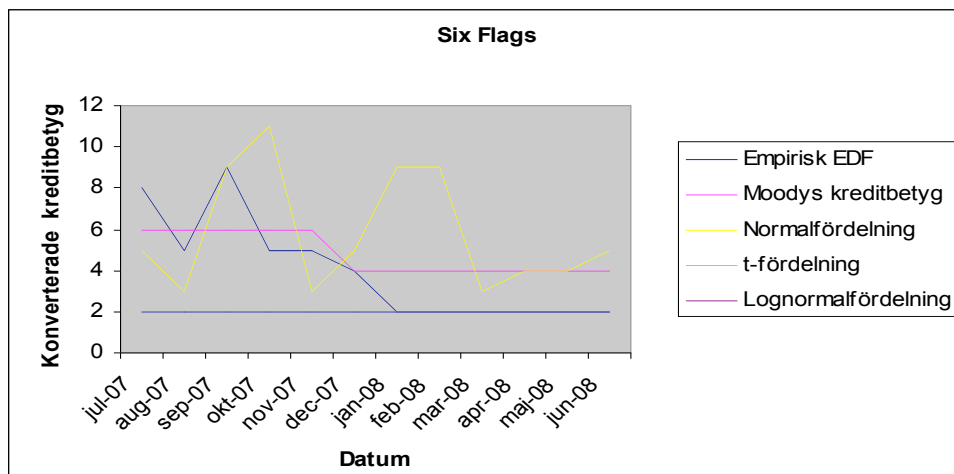
Tabell 52. Spearmans Rho.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,516
		Sig. (2-tailed)	.	,005
		N	28	28
	VAR00006	Correlation Coefficient	,516**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,005	.

Figur 38. Six Flags



Figur 39. Six Flags



Tabell 53. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,538
	Positive	,000
	Negative	-,538
Kolmogorov-Smirnov Z		1,373
Asymp. Sig. (2-tailed)		,046

Tabell 54. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,846
	Positive	,846
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z		2,114
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000

Tabell 55. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,692
	Positive	,692
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z		1,765
Asymp. Sig. (2-tailed)		,004

Tabell 56. Kolmogorov-Smirnov (ett stickprov).

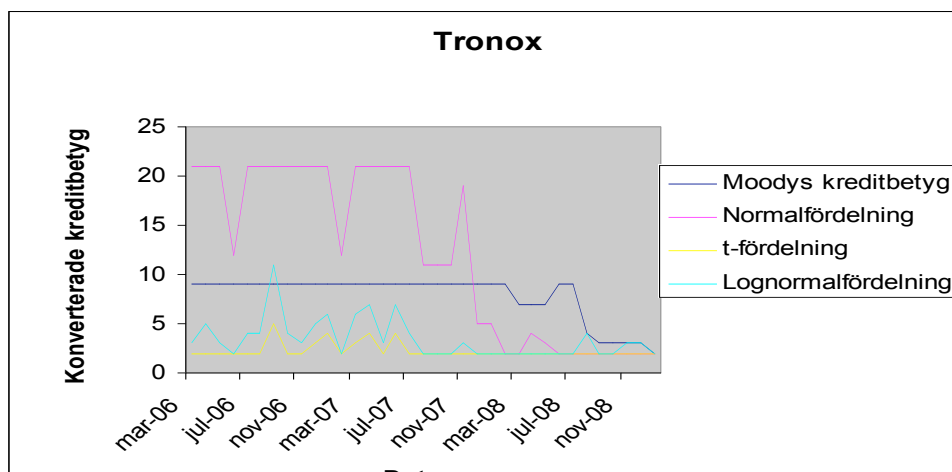
N		13
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,1358
	Std. Deviation	,09841
Most Extreme Differences	Absolute	,172
	Positive	,172
	Negative	-,107
Kolmogorov-Smirnov Z		,619
Asymp. Sig. (2-tailed)		,839

Tronox

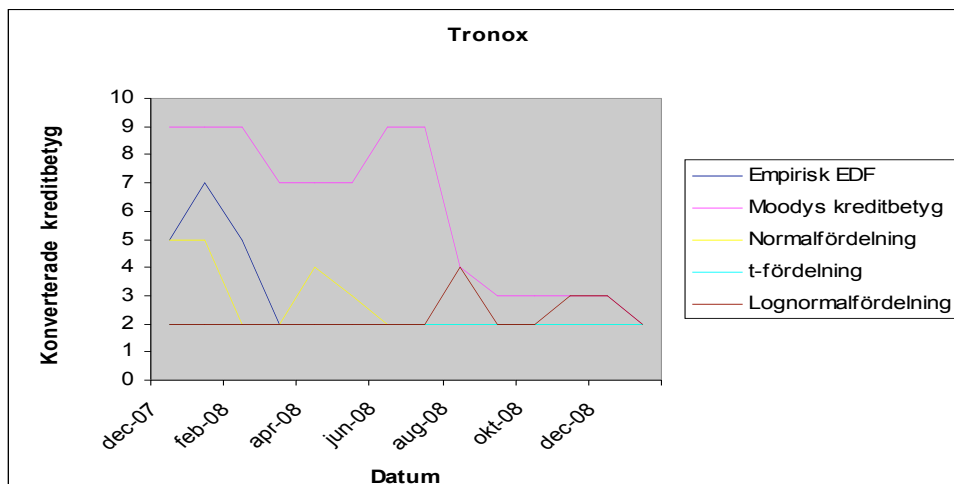
Tabell 57. Spearmans Rho.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,695**
		Sig. (2-tailed)	.	,000
		N	37	35
	VAR00006	Correlation Coefficient	,695**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,000	.
		N	35	35

Figur 40. Tronox



Figur 41. Tronox



Tabell 58. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,500
	Positive	,500
	Negative	-,071
Kolmogorov-Smirnov Z		1,323
Asymp. Sig. (2-tailed)		,060

Tabell 59. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,857
	Positive	,857
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z		2,268
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000

Tabell 60. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,286
	Positive	,214
	Negative	-,286
Kolmogorov-Smirnov Z		,756
Asymp. Sig. (2-tailed)		,617

Tabell 61. Kolmogorov-Smirnov (ett stickprov).

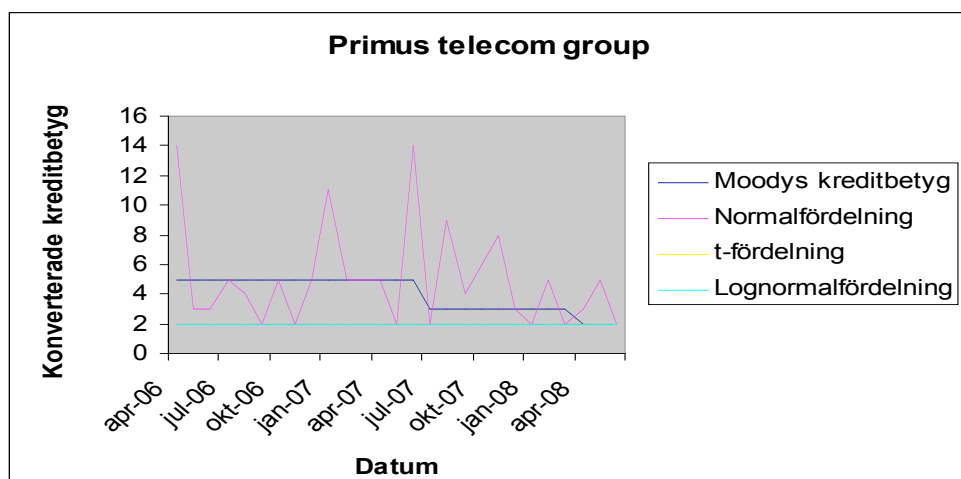
N		14
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,2101
	Std. Deviation	,12659
Most Extreme Differences	Absolute	,316
	Positive	,184
	Negative	-,316
Kolmogorov-Smirnov Z		1,183
Asymp. Sig. (2-tailed)		,122

Primus Telecom Group

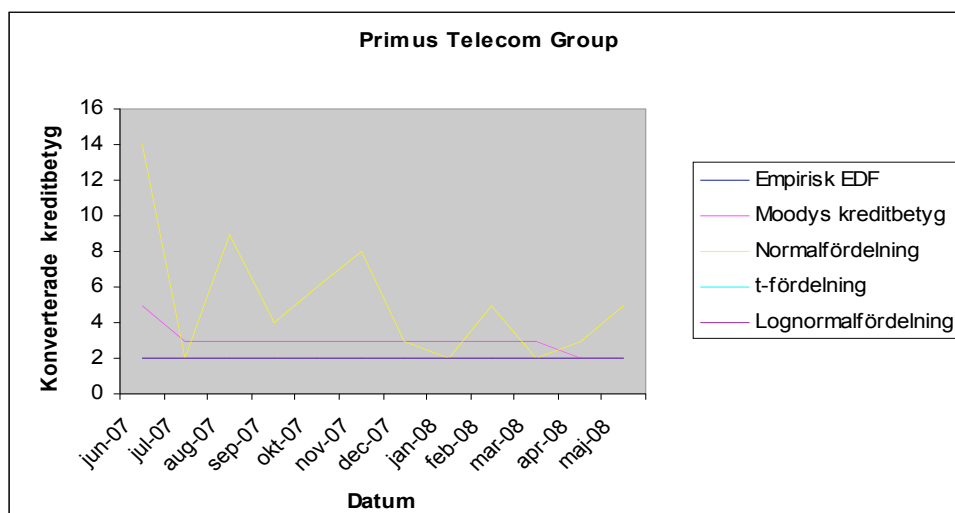
Tabell 62. Spearmans Rho.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,115
		Sig. (2-tailed)	.	,567
		N	trettiofyra	27
	VAR00006	Correlation Coefficient	,115	1,000
		Sig. (2-tailed)	,567	.

Figur 42. Primus telecom group



Figur 43. Primus telecom group



Tabell 63. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	1,000
	Positive	1,000
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z		2,498
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000

Tabell 64. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,500
	Positive	,500
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z		1,225
Asymp. Sig. (2-tailed)		,100

Tabell 65. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,462
	Positive	,147
	Negative	-,462
Kolmogorov-Smirnov Z		1,153
Asymp. Sig. (2-tailed)		,140

Tabell 66. Kolmogorov-Smirnov (ett stickprov).

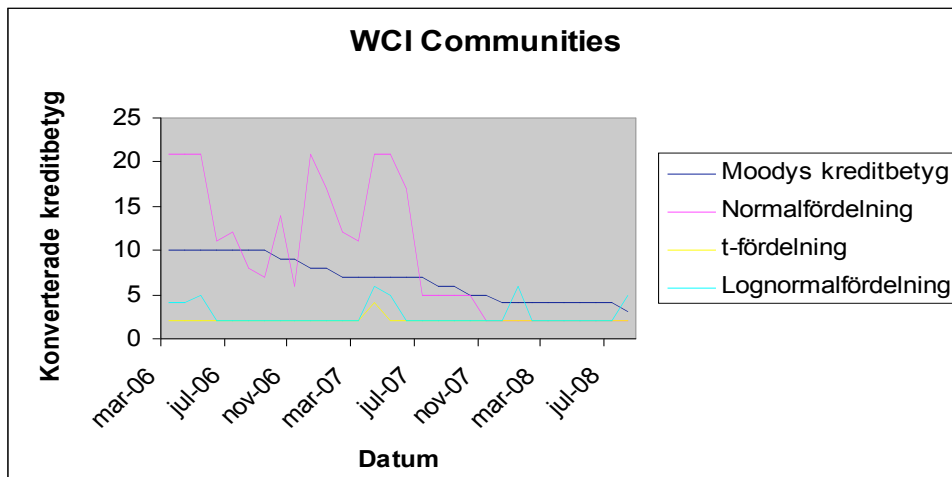
N		12
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,2828
	Std. Deviation	,05886
Most Extreme Differences	Absolute	,249
	Positive	,224
	Negative	-,249
Kolmogorov-Smirnov Z		,863
Asymp. Sig. (2-tailed)		,446

WCI Communities

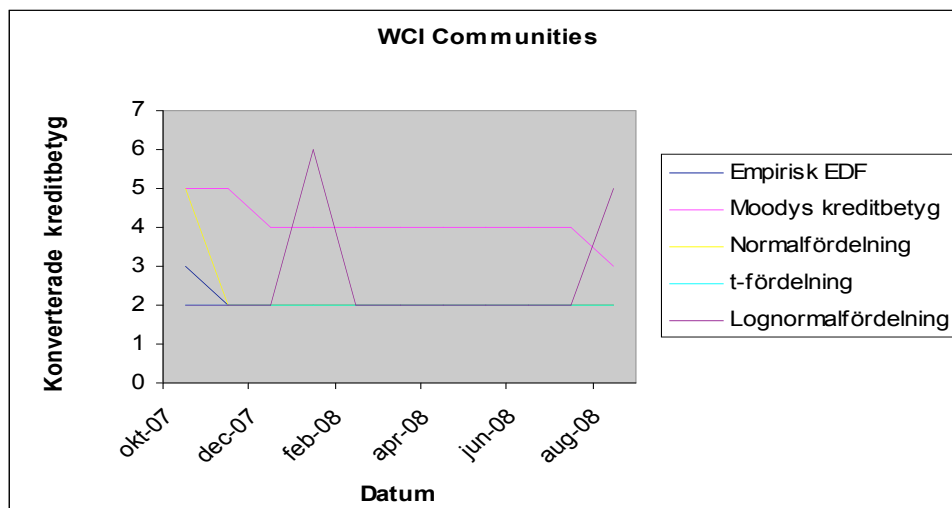
Tabell 67. Spearmans Rho.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,763**
		Sig. (2-tailed)	.	,000
		N	31	30
	VAR00006	Correlation Coefficient	,763**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,000	.
		N	30	30

Figur 44. WCI Communities



Figur 45. WCI Communities



Tabell 68. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,318
	Positive	,182
	Negative	-,318
Kolmogorov-Smirnov Z		,762
Asymp. Sig. (2-tailed)		,607

Tabell 69. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,909
	Positive	,909
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z		2,178
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000

Tabell . Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,364
	Positive	,364
	Negative	-,182
Kolmogorov-Smirnov Z		,871
Asymp. Sig. (2-tailed)		,4trettiofyra

Tabell 70. Kolmogorov-Smirnov (ett stickprov).

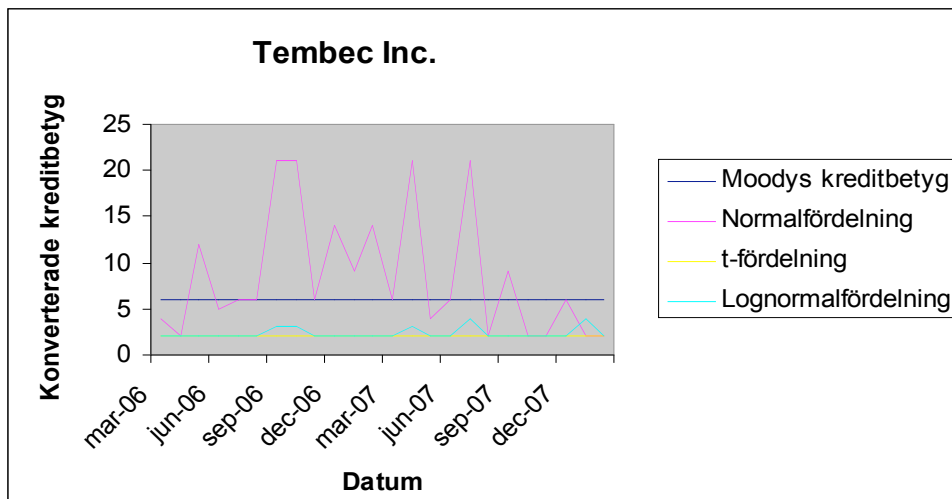
N		12
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,2758
	Std. Deviation	,09187
Most Extreme Differences	Absolute	,290
	Positive	,210
	Negative	-,290
Kolmogorov-Smirnov Z		1,005
Asymp. Sig. (2-tailed)		,264

Tembec Inc.

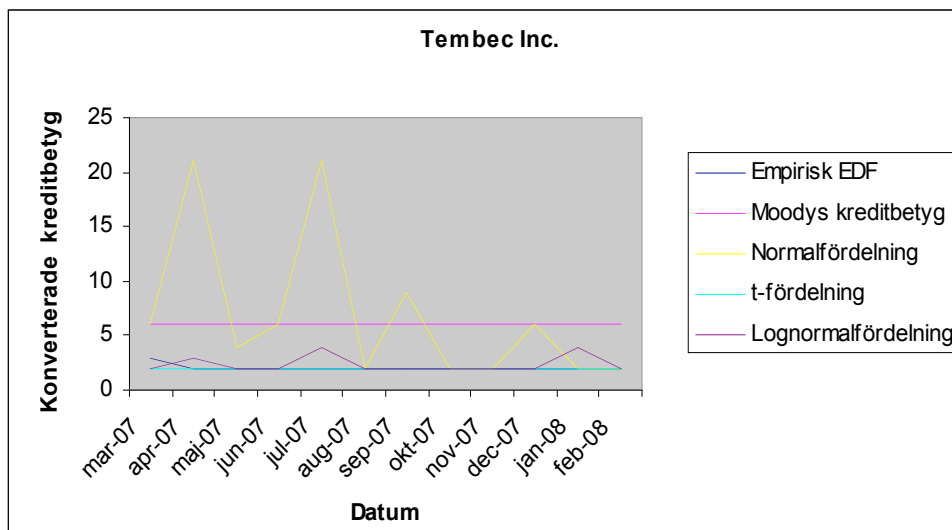
Tabell 71. Spearmans Rho.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,166
		Sig. (2-tailed)	.	,439
		N	24	24
	VAR00006	Correlation Coefficient	,166	1,000
		Sig. (2-tailed)	,439	.

Figur 46. Tembec Inc.



Figur 47. Tembec Inc.



Tabell 72. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,750
	Positive	,083
	Negative	-,750
Kolmogorov-Smirnov Z		1,837
Asymp. Sig. (2-tailed)		,002

Tabell 73. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,500
	Positive	,500
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z		1,225

Asymp. Sig. (2-tailed)	,100
------------------------	------

Tabell 74. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,333
	Positive	,333
	Negative	-,250
Kolmogorov-Smirnov Z		,816
Asymp. Sig. (2-tailed)		,518

Tabell 75. Kolmogorov-Smirnov (ett stickprov).

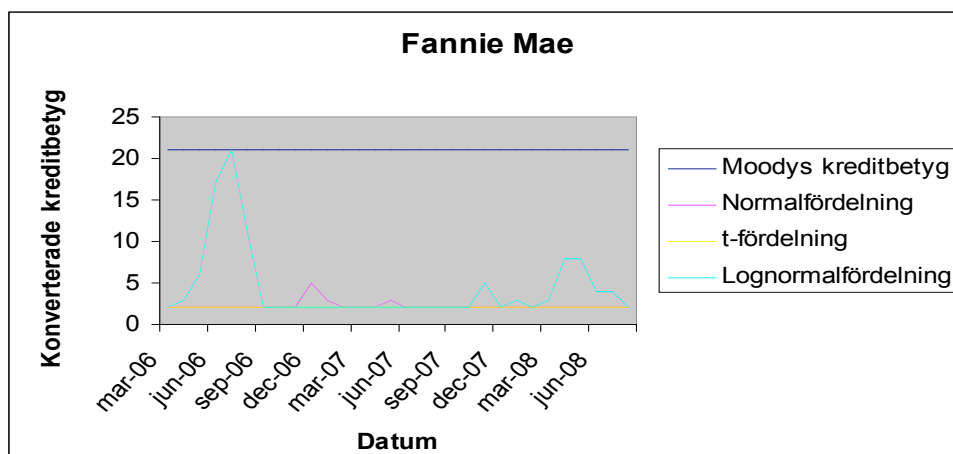
N		12
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,2674
	Std. Deviation	,09232
Most Extreme Differences	Absolute	,314
	Positive	,186
	Negative	-,314
Kolmogorov-Smirnov Z		1,086
Asymp. Sig. (2-tailed)		,189

Fannie Mae

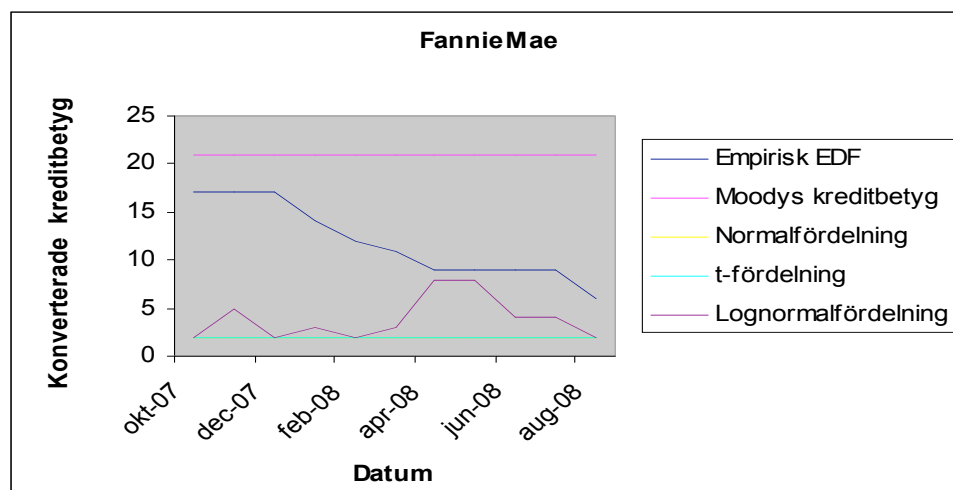
Tabell 76. Spearmans Rho.

		VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000
		Sig. (2-tailed)	-,054
		N	,778
	VAR00006	Correlation Coefficient	30
		Sig. (2-tailed)	30
		Correlation Coefficient	-,054
		Sig. (2-tailed)	,778

Figur 48. Fannie Mae



Figur 49. Fannie Mae



Tabell 77. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	1,000
	Positive	1,000
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z		2,396
Asymp. Sig. (2-tailed)		,000

Tabell 78. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	1,000
	Positive	1,000
	Negative	,000

Kolmogorov-Smirnov Z	2,396
Asymp. Sig. (2-tailed)	,000

Tabell 79. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,833
	Positive	,833
	Negative	,000
Kolmogorov-Smirnov Z	1,996	
Asymp. Sig. (2-tailed)	,001	

Tabell 80. Kolmogorov-Smirnov (ett stickprov).

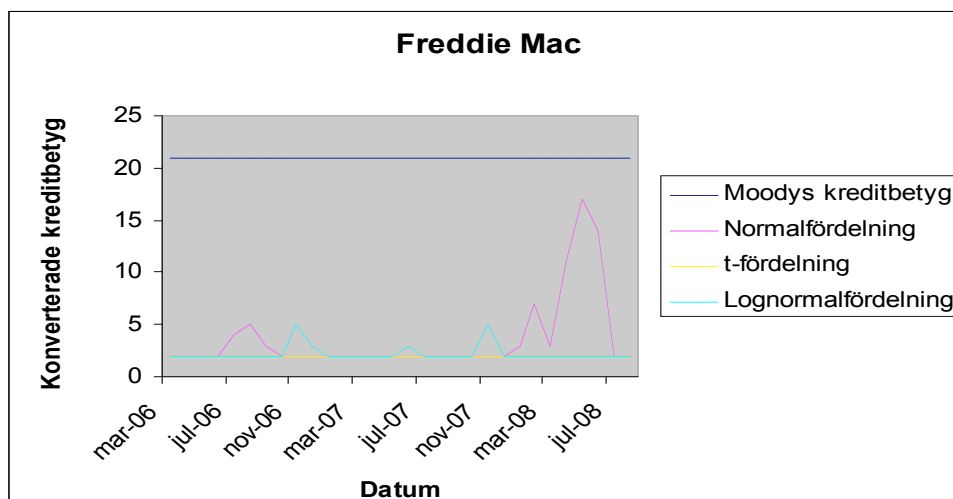
N	12	
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,0148
	Std. Deviation	,02802
Most Extreme Differences	Absolute	,401
	Positive	,401
	Negative	-,305
Kolmogorov-Smirnov Z	1,390	
Asymp. Sig. (2-tailed)	,042	

Freddie Mac

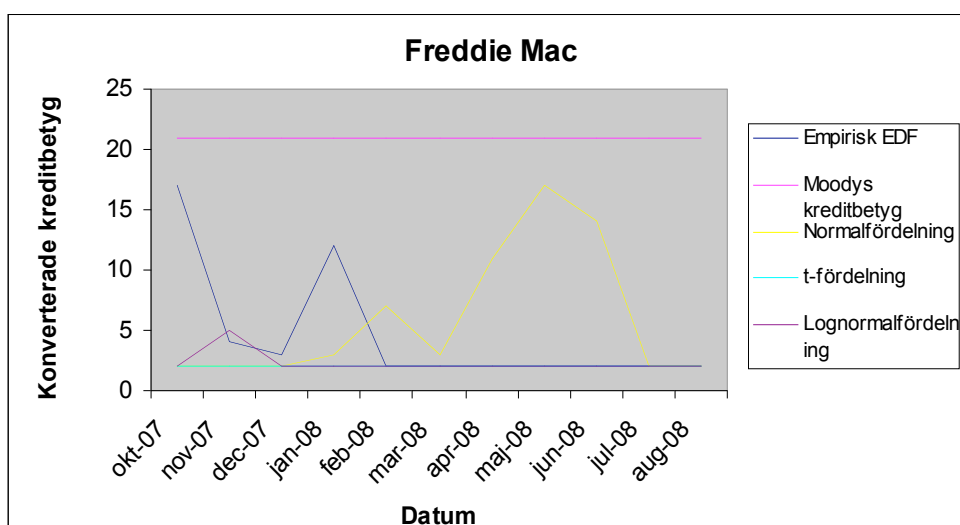
Tabell 81. Spearmans Rho.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,161
		Sig. (2-tailed)	.	,396
		N	30	30
	VAR00006	Correlation Coefficient	,161	1,000
		Sig. (2-tailed)	,396	.

Figur 50. Freddie Mac



Figur 51. Freddie Mac



Tabell 82. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,417
	Positive	,220
	Negative	-,417
Kolmogorov-Smirnov Z		,998
Asymp. Sig. (2-tailed)		,272

Tabell 83. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,583
	Positive	,583
	Negative	-,250
Kolmogorov-Smirnov Z		1,397
Asymp. Sig. (2-tailed)		,040

Tabell 84. Kolmogorov-Smirnov (två stickprov).

Most Extreme Differences	Absolute	,492
	Positive	,492
	Negative	-,417
Kolmogorov-Smirnov Z		1,180
Asymp. Sig. (2-tailed)		,124

Tabell 85. Kolmogorov-Smirnov (ett stickprov).

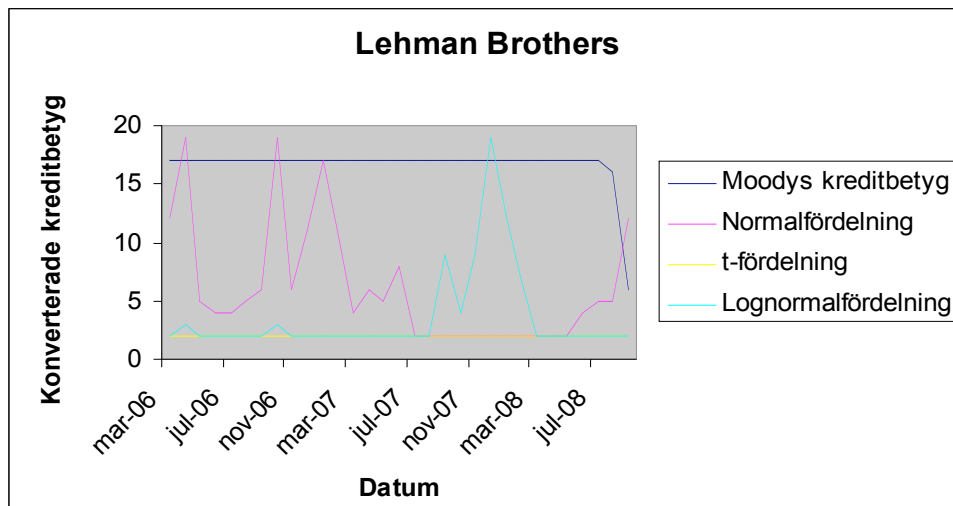
N		12
Normal Parameters ^{a,b}	Mean	,3839
	Std. Deviation	,42065
Most Extreme Differences	Absolute	,trettiofyra0
	Positive	,trettiofyra0
	Negative	-,181
Kolmogorov-Smirnov Z		1,176
Asymp. Sig. (2-tailed)		,126

Lehman Brothers

Tabell 86. Spearmans Rho.

Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	-,223
		Sig. (2-tailed)	.	,227
		N	31	31
	VAR00006	Correlation Coefficient	-,223	1,000
		Sig. (2-tailed)	,227	.

Figur 52. Lehman Brothers

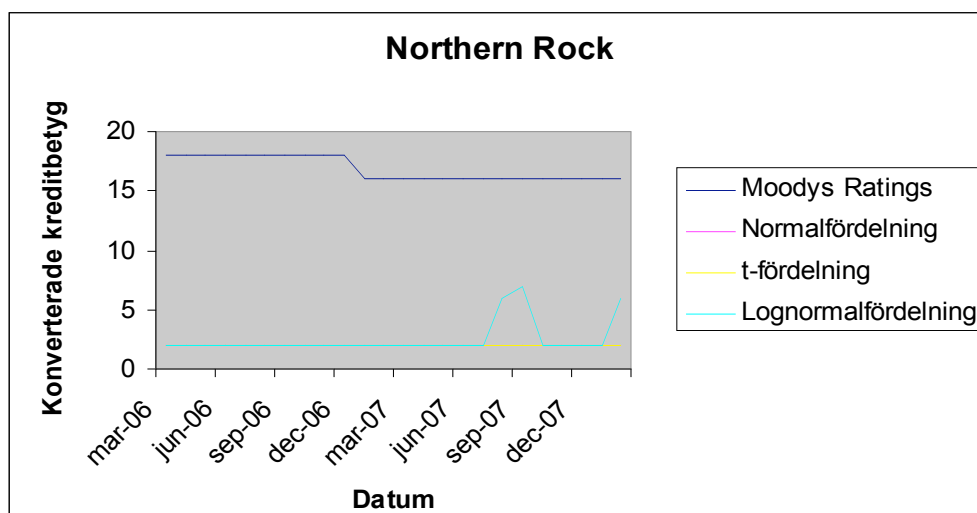


Northern Rock

Tabell 87. Spearmans Rho.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,244
		Sig. (2-tailed)	.	,250
		N	24	24
	VAR00006	Correlation Coefficient	,244	1,000
		Sig. (2-tailed)	,250	.

Figur 53. Northern Rock

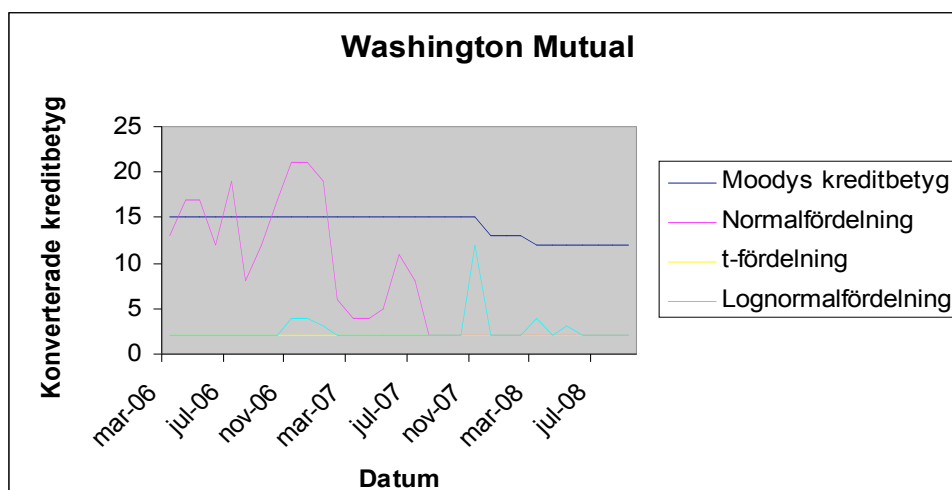


Washington Mutual

Tabell 88. Spearmans Rho.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,696**
		Sig. (2-tailed)	.	,000
		N	31	31
	VAR00006	Correlation Coefficient	,696**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,000	.

Figur 54. Washington Mutual



IndyMac Federal Bank

Tabell 89. Spearmans Rho.

			VAR00005	VAR00006
Spearman's rho	VAR00005	Correlation Coefficient	1,000	,603**
		Sig. (2-tailed)	.	,001
		N	29	29
	VAR00006	Correlation Coefficient	,603**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,001	.
		N	29	29

Figur 55. IndyMac Federal Bank

