

Inverkan av leasing-klassificering på konkursrisk

En studie av hur redovisningsbaserade prediktionsmodeller påverkas
av en ny leasing-standard.

20450 Marcus Kristensson

22543 Maria Dellbeck-Rajevski

Handledare: Hanna Setterberg

Abstract

The purpose of this bachelor-thesis is to investigate the possible effects of lease accounting on the estimation of bankruptcy. This is done by estimating the risk via prediction models based on accounting ratios for a sample of 43 listed firms in Sweden. Estimation is conducted twice for each firm, once base on unadjusted data as it is presented in the annual report of 2012, and one with data adjusted for operational leases (that is data is treated as if all leases present were to have been reported as financial leases). In the next step it is tested weather the predictive ability of the models is affected by this adjustment or not. For this purpose translation of bankruptcy risk into synthetic credit ratings via interest coverage ratios is done. No significant changes in the average estimated risk related to the accounting for leases is found in this study.

Keywords: Bankruptcy prediction, operating leases, capitalization

Innehåll

1. Inledning.....	5
1.1 Bakgrund	5
1.2 Syfte.....	5
1.2 .1 Hypotesformulering	6
2. Teoretisk referensram.....	6
2.1 Redovisning av leasingkontrakt.....	6
2.1.1 Förändrad redovisningsstandard	7
2.2 Redovisningsbaserad konkursprediktion	8
2.2.1 Modeller för konkursprediktion	9
2.3 Implikationer för konkursrisk.....	12
2.4 Kreditbetyg	13
3. Metod	14
3.1 Urval och datainsamling	14
3.2 Proxy för konkursrisk	15
3.3 Skapande av dataset.....	16
3.4 Kapitalisering av operationell leasing	16
3.5 Statistisk testning.....	18
3.5.1 Test av H	18
3.5.2 Test av H^*	20
4. Resultat och analys.....	21
4.1 Beskrivande statistik.....	21
4.2 Hypotesprövning	22
4.2.1 Robusthetstestning	25
5. Diskussion	26

6. Slutsats	27
7. Källor.....	27

Bilagor

Bilaga A

Figurer

Tabell 3-1	15
Tabell 4-1	21
Tabell 4-2	22
Tabell 4-3	23
Tabell 4-4	23
Tabell 4-5	23
Tabell 4-7	24
Tabell 4-7	25

Förkortningar

EBIT – Earnings Before Interest and Taxes

EBITDA - Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization

ED 2013/6 – Exposure Draft ED/2013/6 Leases

FASB – Financial Accounting Standards Board

IAS 17 – International Accounting Standards

IASB – International Accounting Standards Board

Moody's - Moody's Investor Service

US GAAP- Generally Accepted Accounting Principles (United States)

ROA - Return on Assets

1. Inledning

1.1 Bakgrund

Konkurs är en händelse med långtgående finansiella konsekvenser, som berör ett företags samtliga intressenter i varierande utsträckning. Samtidigt är fortlevnad vanligtvis ett underliggande antagande vid företagsvärdering. Likaså är fortlevnadsprincipen grundläggande inom finansiell redovisning. Med hänsyn till de höga kostnaderna associerade med konkurs, se exempelvis Baxter (1967), Stanley och Girth (1971), Van Home (1976), blir därmed möjligheten att med hög säkerhet kunna förutse risken för konkurs värdefull.

Fortlevnad är beroende av många samverkande faktorer, varav många är utom företagets direkta kontroll, såsom konjunkturcykler och förändring i rådande lagstiftning, enligt Opler och Titman (2012). Konkursprediktion är av den anledningen omgärdad av stor osäkerhet och olika riskindikatorer är därför önskvärda för att öka prediktionssäkerheten. Tidigare forskning har visat att sådana indikatorer med stor framgång baseras på redovisningsmått, se Altman (1984) för en jämförelse av precisionen hos de mest frekvent använda konkursprediktionsmodellerna utanför USA. Detta innebär också att de mest tillförlitliga prediktionsmodellerna per definition påverkas av företagets finansiella redovisning. Förändringar av redovisningsstandarder riskerar därmed att påverka modellernas prediktiva förmåga. En förändring som på senare tid blivit mycket omdiskuterad är det förslag rörande nya riktlinjer för redovisning av leasingavtal (härefter kallat ED 2013/6) som publicerades i maj 2013. Dessa riktlinjer utgör ett gemensamt projekt mellan de normgivande organen för finansiell redovisning i Europa och USA; IASB respektive FASB.

1.2 Syfte

Denna kandidatuppsats ämnar undersöka hur en strängare hantering av leasingavtal (i enlighet med ED 2013/6) påverkar konkursrisk skattad genom redovisningsbaserade modeller. Därför undersöks hur konkursrisken i ett urval av företag svenska noterade företag påverkas under två scenarion:

- 1) Data behandlas ojusterad såsom den rapporterats i årsredovisning för verksamhetsåret 2012.
- 2) Kapitalisering av alla leasingkontrakt där det berörda företaget agerar leasing-tagare.

1.2 .1 Hypotesformulering

H0: Valet avseende klassificering av leasingavtal påverkar inte utfallet vid skattning av konkursrisk med redovisningsbaserade modeller.

H1: Valet avseende klassificering av leasingavtal påverkar utfallet vid skattning av konkursrisk med redovisningsbaserade modeller

H0*: Kapitalisering av leasingavtal påverkar inte prediktionsförmågan hos redovisningsbaserade konkursriskmodeller.

H1*a: Kapitalisering av leasingavtal förbättrar prediktionsförmågan hos redovisningsbaserade konkursriskmodeller.

H1*b: Kapitalisering av leasingavtal försämrar prediktionsförmågan hos redovisningsbaserade konkursriskmodeller.

2. Teoretisk referensram

Uppsatsens syfte behandlas med ett deduktivt angreppssätt, då hypoteser härleds utifrån teori och tidigare forskning och testas mot empiriska data för att därefter antingen förkastas eller accepteras. Nedan följer en genomgång av relevant teori och tidigare forskning.

2.1 Redovisning av leasingkontrakt

Leasing-kontrakt kan ingås som ett alternativ till förvärv av en tillgång genom köp. I utbyte mot nyttjanderätt betalar leasing-tagaren regelbundna avgifter till leasing-givaren. Leasing-givaren förblir den juridiska ägaren av tillgången och leasing- tagaren upptar därför inte tillgången i balansräkning, utan redovisar enbart kostnaderna från leasingkontraktet i sin finansiella rapportering. Under vissa omständigheter kan dock leasing-tagaren ändå vara skyldig att redovisa en tillgång beroende på avtalets utformning och innehåll. Enligt IAS 17.4 ska ett avtal som i betydande omfattning överför de risker och belöningar som tillgången medför leasing-tagaren redovisas som *finansiell leasing*, vilket innebär att det ska tas upp på balansräkningen *om* företaget gjort ett lånefinansierat köp av tillgången. All leasing som i enlighet med IAS17.4 ej är att anse som *finansiell leasing* klassificeras som *operationell leasing* och redovisas endast i form av kostnader i resultaträkningen. Definitionen av finansiell leasing i IAS17.4 inbegriper ett visst mått av subjektiv bedömning från leasing-

tagarens sida. Detta utrymme för tolkning innebär att två leasing-avtal som i substans är likvärdiga kan komma att klassificeras olika i olika företag; det vill säga som *finansiellt* av ett företag och *operationellt* av ett annat.

Enligt en undersökning gjord av Bryan, et al.(2010) framgår att de flesta företag föredrar operationella leasingavtal framför finansiella. Även forskning gjord av Goodacre och Beattie (1999) visar att företag under en period av flertalet år ersatt finansiella leasingavtal med operationella, utan att det finns stöd för att den ekonomiska innebörden av avtalen skulle ha förändrats i lika stor utsträckning. Detta innebär i praktiken att företag de facto kan stå all belöning och risk associerad med innehavet av en tillgång och motsvarande skuld utan att detta framgår i den finansiella rapportering. Anledningen till att företag föredrar operationella leasingavtal framför finansiella är av strategiska skäl, enligt Bryan (2010) som också hävdar att en risk för en över-klassificering av avtal som operationella uppstår som följd av tolkningsfriheten i IAS 17.

Detta kan förklaras av att operationell leasing som tidigare nämnts inte medför någon kapitalisering av tillgången, vilket enligt Mills och Newberry (2005) är fördelaktigt med hänsyn till effekten på lönsamhetsmått såsom ROA, samt på lånekontrakt som inkluderar begränsningar i skuldsättningsgrad, EBIT eller EBITDA. Enligt Goodacre (2003) riskerar den finansiella redovisningen på detta sätt att bli missvisande, då exempelvis soliditeten blir för hög och skuldsättningsgraden för låg, jämfört med vad som hade varit fallet om samtlig leasing kapitaliserats.

2.1.1 Förändrad redovisningsstandard

För att komma till rätta med denna problematik har IASB tillsammans med FASB gemensamt arbetat för att utveckla en ny standard kring hanteringen av leasingavtal. Ett av målen med den nya standarden är att eliminera det utbredda utnyttjandet av leasingavtal som ”*off-balance sheet-financing*” och därigenom underlätta förståelsen för externa intressenter av företagens leasing-aktiviteter. Efter implementering förväntas den nya standarden höja kvaliteten på de finansiella rapporterna och öka transparensen mellan företag. Som tidigare nämnts kan det under den nuvarande standarden uppstå situationer där två olika företag med samma typ av leasingavtal tolkar detta avtal olika och därmed klassificerar leasingobjektet på olika sätt. Med det nya förslaget skulle detta ej längre vara möjligt, vilket skulle öka jämförbarheten mellan företagen.

Enligt den nya standarden ska lease-tagaren alltid uppta en tillgång och därtill hörande skuld som ett leasingavtal, vars löptid överstiger 12 månader ger upphov till Skulden för leasingbetalningar ska klassificeras som en "lease liability" och tillgången som en "right-of-use asset". För alla tillgångar, förutom fastigheter, ska värdet på tillgången tas upp till nuvärdet av samtliga framtida leasing-betalningar och kostnaden skall periodiseras uppdelat på ränta och amorteringar. Därtill ska leasing-tagaren redovisa information om storleken, tiden och diverse osäkerheter kring kassaflöden som associeras med leasingavtalen i sina finansiella rapporter. För leasingkontrakt som löper under en period kortare än 12 månader finns för leasing-tagaren, beroende på vilken typ av tillgång det rör sig om, ett antal förenklade regler, utformade i likhet med nuvarande regler för operationell leasing.

2.1.1.1 Kritik av förslaget

Detta förslag har blivit mycket omdiskuterat och har mötts med viss skepsis från finansbranschen. På finansbolagens förenings hemsida framhålls att de nya reglerna bland annat skulle innebära onödigt höga kostnader för hantering av leasingavtal och att ett ur deras perspektiv mer lämpligt angreppssätt vore att utveckla den nuvarande standarden IAS 17, snarare än att införa en ny standard. Enligt Bryan, et al. (2010) riskerar de nya reglerna medföra att efterfrågan på leasing sjunker, vilket har sin förklaring i den negativa påverkan en ökad tillgångsmassa har på frekvent använda nyckeltal i bedömningen av leasing-tagarens lönsamhet. Detta resonemang stöds också av Mills och Newberry (2005).

2.2 Redovisningsbaserad konkursprediktion

Konkursprediktion berör förutsägelse av konkurs samt andra mått på finansiellt obestånd.¹ Detta är betydelsefullt inte minst från ett kreditgivar- samt ägar-perspektiv, då möjligheten för dessa parter att återfå sina investeringar är avhängande företagets överlevnad. Det finns en omfattande litteratur som behandlar förutsägelse av konkursrisk, bland de mest välkända och frekvent citerade återfinns Beaver (1966), Altman (1968) och Ohlson (1980).

Tidigare empirisk analys relaterat till konkursprediktion syftar i stor utsträckning till att utveckla nya modeller med allt högre korrekthet, se Wood (2007). För att söka bevisa nya modellers överlägsenhet utvärderas dessa ofta mot äldre. Som exempel kan nämnas Altman et. al (1977) som jämför den egenutvecklade ZETA™-modellen med den ursprungliga Z-modellen framtagen av Altman. ZETA™-modellen överlägsenhet tillskrivs i stor utsträckning

¹ I detta arbete likställs finansiellt obestånd med konkurs

de justeringar som inkluderats för så kallad "off-balance-sheet financing", se Altman et al. (1977). Dock kan detta inte oberoende utvärderas eftersom ZETA™-modellen och dess uppbyggnad till dags dato är ägarrettskyddad och aldrig offentliggjorts i sin helhet. "Off-balance-sheet financing" är benämningen på en typ av finansiering då stora kapitalutgifter undanhålls kapitalisering via varierande metoder för klassificering, enligt Mills och Newberry (2005). Operationell leasing är en sådan typ av finansiering. Det är därför intressant att undersöka hur justeringar för sådana avtal påverkar utfallet från andra redovisningsbaserade prediktionsmodeller.

2.2.1 Modeller för konkursprediktion

Som nämnts ovan är litteraturen rörande modeller för konkursprediktion mycket omfattande. Merparten är dock vidareutvecklingar av den modell som utvecklats av Altman (1968) som i sin tur bygger på Beaver (1966), Altmans så kallade Z-score är framtagen genom Multivariate Discriminant Analysis (MDA) och skattning leder till att undersökta företag antingen klassificeras som "fail" eller "survival", se Altman (1968). En nackdel med denna typ av modell är att prediktionen inte resulterar i en sannolikhet för konkurs, men enbart ett "ja" eller "nej" på frågan om huruvida ett undersökt företag enligt modellen förutspås gå i konkurs. Ohlson (1980) stod för en vidareutveckling av Altmans modell i detta avseende och utvecklade en modell byggd på "logit-analys", vilken resulterar i ett O-score på ett kontinuum mellan 0 och 1. Även Skogsvik (1987) utgick ifrån Altmans Z-score när han utvecklade sin modell för konkursprediktion.

I denna studie används modeller utvecklade av Ohlson (1980) samt Skogsvik (1987) för skattning av konkursrisk. Valet av dessa modeller baseras, i huvudsak, på att den förstnämnda är en modell som frekvent används i liknande studier över hela världen med goda resultat², medan Skogsviks modell lämpar sig särskilt för ett urval bestående av svenska företag, eftersom den modellen togs fram med svenska bolag som grund. Den kanske mest kända konkursprediktionsmodellen, tidigare nämnda Altmans Z-score valdes bort eftersom den inte genererar ett resultat som går att omvandla till en konkursrisk på mellan 0 % och 100 %, vilket såväl Ohlsons O-score som Skogsviks V-score gör. Detta tillåter författarna av denna studie att utvärdera prediktionsförmågan utan tillgång till data från företag som de facto gått i konkurs. Nedan följer en närmare genomgång av dessa två modeller.

² Enligt Ohlson (1980) motsvarade genomsnittlig felskattning som lägst 13 % för prediktion 1 år framåt i tiden.

2.2.1.1 Ohlsons modell

Ohlson nyttjar nio förklarande variabler baserade på redovisningsinformation för att generera ett så kallat O-score som prediktion för konkursrisk. Eftersom en logit-modell baseras på sannolikheter omvandlas detta O-score i slutändan till en sannolikhet, vilket underlättar tolkning av resultaten enligt Ohlson (1980).

Urvalet av företag i Ohlsons studie bestod av 105 konkursdrabbade företag och 2058 överlevande företag under perioden 1970-1976. Samtliga undersökta företag var klassificerade som ”industrial” medan företag inom finans- och transportsektorn valdes bort, se Ohlson (1980)

De nio prediktionsvariablerna i Ohlsons modell samt en kortare beskrivning av var och en följer nedan.

SIZE = logaritmen av totala tillgångar dividerat med prisbasindex för bruttonationalinkomst. Index antar basår 1968 med ett värde motsvarande 100. Totala tillgångar uttrycks i US dollar.

TLTA = Totala skulder dividerat med totala tillgångar

WCTA = Rörelsekapital dividerat med totala tillgångar

CLCA = Kortfristiga skulder dividerat med kortfristiga tillgångar

OENEG = Antar värdet ett om totala skulder överstiger totala tillgångar, annars antas värdet 0.

NITA = Nettoinkomst dividerat med totala tillgångar

FUTL = Kassaflöde från den operationella verksamheten dividerat med totala skulder

INTWO = Antar värdet ett om nettoinkomsten varit negativ under de två föregående verksamhetsåren, annars antas värdet 0.

CHIN = Förändring i nettoinkomst $(NI_t - NI_{t-1}) / (|NI_t| + |NI_{t-1}|)$, NI motsvarar nettoinkomsten för det senaste verksamhetsåret.

O-Score = $-1,32 - 0,407 * SIZE + 6,03 * TLTA - 1,43 * WCTA + 0,757 * CLCA + 0,285 * OENEG - 2,37 * NITA - 1,83 * FUTL - 1,72 * INTWO - 0,521 * CHIN$

Där ett högre O-score motsvarar en högre skattad risk.

Eftersom Ohlsons modell bygger på logit-analys resulterar O-Score i en sannolikhet genom följande:

$$P(\text{fail}) = \text{Exp}(\text{O-score}) / [1 + \text{Exp}(\text{O-Score})]$$

2.2.1.2 Skogsviks modell

I likhet med Ohlson (1980) använde sig Skogsvik (1986) av historisk redovisningsinformation i framtagandet av sin prediktionsmodell. Till skillnad från Ohlsons logit-modell använde sig Skogsvik av så kallad probit-analys, vilket medför att modellens V-score kan antas normalfördelad.

Urvalet i Skogsviks studie bestod av 379 svenska företag inom tillverknings- och/eller gruvindustri. 51 av företagen hade gått i konkurs medan övriga 328 var överlevande företag. Företag som antingen hade en tillgångsmassa under 20 miljoner SEK (enligt 1971 år prisnivå) eller färre än 200 anställda valdes bort. Empirisk data inhämtades för urvalsföretagen för perioden 1966-1971.

Skogsviks V-score är i likhet med Ohlsons O-score en linjär funktion men de två skiljer sig åt i såväl valda nyckeltal som tilldelade vikter. Efter test av 17 olika finansiella nyckeltal resulterade den slutliga modellen i 6 nyckeltal, se Skogsvik (1968). Nedan beskrivs modellens variabler:

R₁: Avkastning på totala tillgångar (EBIT/totala tillgångar)

R₂: Ränta (Räntekostnader genom skulder)

R₃: Inverterad lageromsättning (genomsnittligt lager under året dividerat med omsättning)

R₄: Eget kapital-kvot (Eget kapital dividerat med totala tillgångar)

R₅: Ändring i eget kapital $((E_t - E_{t-1})/E_{t-1})$

R₆: Normaliserat mått på räntan (R2 med hänsyn tagen till nivån under de senaste fyra åren)

Dessa parametrar resulterar i ett V-värde enligt följande, som antas vara normalfördelad:

$$V = -1,5 - 4,3 \cdot R_1 + 22,6 \cdot R_2 + 1,6 \cdot R_3 - 4,5 \cdot R_4 + 0,2 \cdot R_5 - 0,1 \cdot R_6$$

Där ett högre V motsvarar en högre skattad konkursrisk.

2.3 Implikationer för konkursrisk

Som framgår av variablerna i modellerna för konkursprediktion ovan, har klassificering av leasing-avtal potential att inverka på skattad konkursrisk. Klassificeringen av finansiell kontra operationell leasing ger direkt påverkan på de totala tillgångarnas samt skuldernas storlek, då enbart finansiell leasing bidrar till en förändring av de samma. Samtidigt påverkas nettoinkomsten indirekt via räntekostnader och avskrivningar för finansiell leasing respektive leasing-betalningar till ägaren för operationell leasing. Viktigt att notera är dock att klassificeringen inte har någon kassaflödespåverkan, enbart *redovisningen* av avtalet påverkas, ej de faktiska utbetalningarna till leasing-givaren. Det innebär i praktiken att summan av betalningar förblir oförändrad men att kostnaden anses vara hänförligt till investeringsverksamheten vid redovisning av finansiell leasing kontra den löpande verksamheten vid redovisning operationell leasing.

Som tidigare nämnts är den viktigaste anledningen, enligt ED 2013/6, för att kapitalisera samtliga leasingavtal att redovisningsinformation från olika företag därigenom i större utsträckning blir jämförbara. Enligt Bryan (2010) föredrar företag idag ofta operationella leasingavtal framför finansiella, eftersom majoriteten av de finansiella nyckeltal som påverkas tros stiga i positiv bemärkelse ur företagets perspektiv. Då både Ohlsons och Skogsviks modell baseras redovisningsdata är det rimligt att anta att dessa modeller också kommer att påverkas av motsvarande justeringar. Det är dock oklart huruvida kapitalisering av leasing resulterar i högre, lägre eller oförändrad konkursrisk enligt dessa modeller. Bryan (2010) menar att nyckeltal från resultaträkningen generellt påverkas positivt medan nyckeltal från balansräkningen påverkas mer negativt. Dessa effekter hävdas dock få större genomslag relativt sätt på balansräkningen än i resultaträkningen. Denna slutsats går stick i stäv med forskning gjord av Imhoff (1997) som istället menar att även effekterna på resultaträkningen kan vara markanta, där exempelvis påverkan på EBIT kan leda till ökad ROA efter kapitalisering av operationell leasing.

Om det stämmer att företag systematiskt söker klassificera leasingavtal som operationella därför att detta förväntas förbättra diverse nyckeltal, kan det, vid en första anblick, tyckas rimligt att konkursrisken borde minska för företagen genom denna handling. Detta skulle tala för att konkursrisken, i vår studie, ökar efter kapitalisering, genom en försämring av nyckeltalen. Ett exempel på detta är att både Ohlsons och Skogsviks modeller innehåller lönsamhetsmått som baseras på tillgångsmassa (ROA i Skogsviks och NITA i Ohlsons), där

följden av ökad tillgångsmassa ger lägre lönsamhet, vilket leder till högre konkursrisk. Detta är dock inte en självklarhet. Det finns två faktorer som verkar i motsatt riktning. För det första gäller i Ohlsons modell att ett företags storlek (variabeln SIZE) har en negativ inverkan på den skattade risken; ju större tillgångsmassa ett företag har desto säkrare bedöms det vara och risken sjunker som följd. För det andra ingår i både Ohlsons och Skogsviks modeller variabler som baseras på poster ur resultaträkningen. Dessa mått kan påverkas både positivt och negativt av de förändringar som kapitalisering av alla leasingavtal innebär. Då operationell leasing klassificeras om till finansiell leasing sker följande. Den under året betalda-leasingavgiften elimineras ur resultaträkningen och ersätts med avskrivning och räntekostnad för den tillgång respektive skuld som upptas i balansräkningen. Detta ger följande effekter på resultaträkningsposter:

- Rörelseresultatet ökar, eftersom den eliminerade leasingkostnaden ingår i rörelsens kostnader.
- Avskrivningar ökar, vilket sänker EBIT. Notera dock att huruvida EBIT totalt sett ökar eller minskar beror på hur stora avskrivningarna är i förhållande till de eliminerade leasingkostnaderna.
- Räntekostnader ökar, vilket sänker resultatet före skatt. Noteras bör att huruvida detta resultat i slutändan blir högre eller lägre än innan, beror på en rad antaganden som görs vid kapitaliseringen.

Den sista punkten är viktig att betona. I denna studie antas att samtliga företag skriver av de kapitaliserade leasing-tillgångarna linjärt över tillgångens livslängd. Räntekostnaden för en tillgång kommer således att vara högre i början av dess livslängd än vad den är vid slutet, eftersom räntekostnaden baseras på tillgångens ingående balans, vilken minskar varje år genom avskrivningarna. Vid kapitalisering av leasingavtal, i vår studie, görs antagandet att tillgången anskaffas vid ingången av år 2012, varför räntekostnaderna baseras på detta värde. Om ytterligare ett antagande görs om att företag konstant ersätter sina avskrivna kapitaliserade tillgångar med nya och därmed antas ha approximativt lika stora räntekostnader varje år, bör kapitaliseringen ge en rättvisande bild i resultaträkningen.

2.4 Kreditbetyg

Implicit i de kreditbetyg som publicerats av finansinstitut såsom Moodys och Standards & Poors uttrycks risken för att det bedömda företaget ställer in sina betalningar på grund av

finansiellt obestånd.³ Dessa betyg kan därför nyttjas som en proxy för konkursrisk. Betygen ges på en skala där Aaa motsvarar lägst risk och C högst risk. Genom statistik publicerade av instituten kan sannolikheten för finansiellt obestånd beräknas baserat på historiska utfall inom respektive betygskategori, se Moodys (2008).

Då betyg ges görs bedömning av företags historiska prestation samt framtida förväntningar på såväl det enskilda företaget som branschen det verkar i och det ekonomiska läget på marknaden i stort enligt Moodys (2006). Detta innebär att betygen bygger på en kombination av kvantitativa mått baserade på redovisningsdata och kvalitativa mått i samband med bedömning av företagets strategi samt omvärldsanalys. Således tas fler faktorer i beaktning än i samband med skattning av konkursrisk via Ohlsons och Skogsviks modeller.

Fördelningen av kreditbetyg i de olika kategorierna antas vara stabil över tid och följa en normalfördelning, vilket medför att betygen är relativa i förhållande till varandra.

3. Metod

Denna studie baseras på en kvantitativ metod; med hjälp av statistiska syftar den till att testa ovanstående hypoteser (se 1.2.1 Hypotesformulering). I detta avsnitt presenteras den databehandling som gjorts innan testning för att ta fram lämpliga variabler. Därtill motiveras valet av tester och tillämpningen av de samma beskrivs.

3.1 Urval och datainsamling

För att säkerställa att Ohlsons och Skogsviks modeller är tillämpbara i denna studie har urval av företag gjorts utifrån Skogsviks kriterier som av de 2 modellerna har den snävaste begränsningen, se 2.2.1.1. Ohlsons modell samt 2.2.2.1. Skogsviks modell för relevanta kriterier. Detta innebär företag med:

- huvudsaklig verksamhet inom tillverknings- eller gruv- och mineralutvinningsindustrin (definition enligt SNI-kod industriklassificering).
- över 200 anställda eller en balansomsättning över 150 MSEK (uppräknat med inflation från 1970 prisbasnivå).

³ För vilket risken, som nämnts tidigare, i denna uppsats likställs med konkursrisk.

För att möjliggöra justering av data som om all leasing redovisats som finansiell leasing har ytterligare krav ställts av författarna till denna uppsats:

- företaget måste redovisa någon form av operationell leasing i årsredovisningen för verksamhetsåret 2012.

Dessa kriterier har resulterat i ett urval bestående av 42 företag.

3.2 Proxy för konkursrisk

Då det med undantag för ett fåtal av urvalsföretag inte finns kreditbetyg från finansinstituten att tillgå, uppskattas ett syntetiskt kreditbetyg baserat på redovisningsmått. Damodaran (2014) har genom att undersöka data från samtliga företag i USA för vilka kreditbetyg fanns att tillgå i januari 2014, kartlagt de finansiella karaktäristika som delas inom en klass av kreditbetyg. Baserat på räntetäckningsgrad har Damodaran tagit fram en översättningstabell som är applicerbar på företag med en balansomslutning under 5 miljarder dollar⁴. Tabellen som är justerad för extremvärden, så kallade uteliggare samt anpassad för att förhindra överlappande kategorier ses nedan i tabell 3-1.

> Räntetäckningsgrad ≤		Kreditbetyg	Konkursrisk
12,5	100000,0000	Aaa/AAA	0,40 %
9,5	12,5000	Aa2/AA	0,70 %
7,5	9,5000	A1/A+	0,85 %
6	7,5000	A2/A	1,00 %
4,5	6,0000	A3/A-	1,30 %
4	4,5000	Baa2/BBB	2,00 %
3,5	4,0000	Ba1/BB+	3,00 %
3	3,5000	Ba2/BB	4,00 %
2,5	3,0000	B1/B+	5,50 %
2	2,5000	B2/B	6,50 %
1,5	2,0000	B3/B-	7,25 %
1,25	1,5000	Caa/CCC	8,75 %
0,8	1,2500	Ca2/CC	9,50 %
0,5	0,8000	C2/C	10,50%
-100000	0,5000	D2/D	12,00%

Tabell 3-1

Mall för konvertering mellan räntetäckningsgrad, kreditbetyg och konkursrisk utvecklad av Damodaran (2014).

Kritik mot att ta fram kreditbetyg enligt Damodarans tabell kan framföras med hänsyn till att urvalsföretagen i denna studie i huvudsak verkar på den svenska marknaden och tabellen ovan

⁴ Vilket gäller för samtliga urvalsföretag i denna studie.

är baserad på data från bolag noterade i USA. Då kreditbetyg för svenska företag saknas i omfattande utsträckning är det idag inte möjligt att utveckla samma översättning baserat på svenska bolag. Därmed bedöms översättning via Damodaras tabell vara den mest lämpliga metod som finns att tillgå enligt författarna.

Vidare framförs kritik av Moodys (2006) mot att använda redovisningsmått för att ta fram kreditbetyg. Detta då fördelningen av kreditbetyg förblir mer eller mindre stabil över tid samtidigt som redovisningsmått såsom räntetäckningsgrad varierar över tid. Detta baseras på en undersökning gjord mellan år 2000-2005, där såväl medelvärde som median för kreditbetyg förblev oförändrat under perioden samtidigt som dessa centralmått ändrades från 3,5 till 4,5 respektive 2,5 till 3, 5 avseende räntetäckningsgrad, se Moodys (2006). Enligt Moodys (2006) är det därmed olämpligt att göra uttalanden såsom ”en räntetäckningsgrad på 12,5 eller högre motsvarar kreditbetyget Aaa”, vilket kan läsas ut i tabellen 3-1 ovan. Istället anses det vara mer lämpligt att säga ”den högsta räntetäckningsgraden motsvarar det högsta kreditbetyget”. Detta kan dock mildras av att ny data för översättning tas fram årligen, vilket också gjorts av Damodaran som utvecklade den första versionen för översättning mellan år 2000.

3.3 Skapande av dataset

För varje urvalsföretag analyseras två uppsättningar av data. Den ena uppsättning (härefter kallad dataset 1) innehåller data från företagets årsredovisning på koncernnivå för verksamhetsåret 2012⁵ hämtad via databasen Retriever. Den andra uppsättningen (härefter kallad dataset 2) är baserad på samma data som dataset1 men härtill har justeringar för operationell leasing gjorts. Det vill säga samtlig operationell leasing har behandlats som om den redovisats som finansiell. Data från dataset 1 och dataset 2 noteras i samband med statistiska tester som ”ojusterat” respektive ”justerat”.

3.4 Kapitalisering av operationell leasing

När ett företag redovisar ett finansiellt leasingavtal är detta att likna vid att företaget gjort ett lånefinansierat köp av tillgången. Enligt IAS 17.20 ska tillgången och den motsvarande skulden tas upp på balansräkningen till ett värde som motsvarar ”fair value” för den hyrda tillgången eller, om lägre, nuvärdet av de framtida leasingavgifterna. Bedömningen ska göras

⁵ kompletterande data har inhämtas från förgående års redovisningsmaterial i de fall då data för historiska räntekostnader ej funnits för önskade år i 2012 års material

vid tidpunkten för starten av leasingavtalet. Eftersom IAS 17 endast kräver att företag redovisar denna information för finansiella leasingavtal innebär det att motsvarande information saknas för de operationella avtalen som redovisas av urvalsföretagen. Dessutom ska den diskonteringsränta som används vid nuvärdesberäkningen vara den ränta som är implicit i leasingavtalet eller, om denna ej går att bestämma, leasing-tagarens inkrementella låneränta, enligt IAS 17.20 . Även denna ränta är svår att bestämma exakt, då detta inte är information som företag presenterar i redovisningen. Slutligen ger finansiella leasingavtal upphov till avskrivningskostnader, vilka enligt IAS 17.27 ska vara i linje med motsvarande tillgångar som företaget äger. Denna typ av information är också problematisk att finna, då det av redovisningen inte alltid framgår vilken typ av tillgångar som de operationella leasingavtalen avser eller hur lång avskrivningsperioden för denna tillgång företaget tillämpat om den kapitaliserats. På grund av ovanstående dilemma krävs från författarnas sida ett antal antaganden för att möjliggöra justering av de operationella leasingavtalen. Nedan följer en presentation av de antaganden som gjort i samband med denna studie.

För samtliga justeringar av operationell leasing i samtliga urvalsföretag används en schablonränta för diskontering motsvarande 4 %. En mer noggrant bestämd räntesats kan tas fram om det för vart och ett av företagen beräknats en genomsnittlig ränta utifrån redovisningsinformation för verksamhetsåret 2012. Författarna valde dock att avstå från detta i samråd med handledaren. Antagandet om 4 % bedöms som rimligt och effekter av förändring i räntesatsen är försumbara för resultatet i denna uppsats, för mer information hänvisas till 3.13.1.1 Alternativa antaganden. Därtill saknades, som nämns ovan, hos de flesta företag närmare information gällande vilken typ av tillgång den operationella leasingen härrörde. På grund av osäkerhetsfaktorerna beskrivna här anser författarna att alltför många variabler som skulle kunna påverka räntesatsen såväl uppåt som nedåt är närvarande, varvid en fast schablonränta ränta framstår som tämligen rimlig, givet studiens omfattning.

Enligt nuvarande standard för leasing, IAS 17. 35, redovisar urvalsföretagen operationella leasingavgifter uppdelat i tre tidskategorier: 1) Leasingavgifter att betala inom ett år, 2) Leasingavgifter att betala inom 2 till 5 år och 3) Leasingavgifter att betala från 5 år och framåt. För att bestämma avskrivningstiden för de justerade leasingavtalen görs antagandet att summan från kategorin ”Leasingavgifter att betala från 5 år och framåt” fördelar sig enligt samma mönster som tidigarelagda betalningar. Denna schablonmetod kan illustreras med

följande exempel: Ett företag ska årligen betala beloppet 50 mellan år 2 och år 5⁶ och den sista kategorin ”Leasingavgifter att betala från 5 år och framåt” motsvarar ett belopp på 200. Då antas att företaget betalar 50 även år 6, 7, 8 och 9 ($200/50 = 4$ år). Total avskrivningstid blir således 9 år.

3.5 Statistisk testning

De tester som genomförs för att undersöka hypoteserna presenterade ovan i 1.2.1 hypotesformulering presenteras nedan. Tre tester, varav två parametriska och ett icke-parametriskt utförs för den första hypotesen H_0 . Beslut om att förkasta H_0 baseras i samtliga fall på följande beslutsregel: minst 2/3 av de genomförda testen ska stödja ett förkastande på 10 % -signifikansnivå. För test av den andra hypotesen H^* utförs ett icke-parametriskt test. Nedan följer en genomgång av de tester som utförs. Först presenteras de tester som avser H_0 därefter det som avser H^* .

3.5.1 Test av H_0

Val av lämpliga tester för H_0 baseras på rekommendationer utvecklade av Andrews et al. (1981) samt Leeper (2007).

Linjär regressionsanalys utförs med ojusterad data som beroende variabel och justerad data som oberoende variabel: $Skattad\ risk_{ojusterad} = \beta_0 + \beta_1 * skattad\ risk_{justerad} + \varepsilon_i$

Där skattad risk avser O-värde eller V-värde för Ohlsons respektive Skogsviks modell.

I samband med detta görs ett F-test för att undersöka hur stor andel av variansen i skattad konkursrisk före kapitalisering av operationell leasing som förklaras av variansen efter kapitalisering:

$$F = \frac{\left(\frac{SSE(R) - SSE(F)}{df_R - df_F} \right)}{\frac{SSE(F)}{df_F}}$$

där SSE motsvarar residualkvadratsumman och statistikan följer en F-fördelning med: $df_F = n - 1$ frihetsgrader.

⁶ Samtliga årtal i exemplet räknas från bokslutsdatumet.

Under H_0 , då inga skillnader mellan de två dataseten antas vara närvarande gäller att: $\beta_0 = 0$ och $\beta_1 = 1$. Då råder exakt överensstämmelse mellan risk skattad såväl före som efter justering för operationell leasing, det vill säga då $Y_i = X_i$, för alla i .

Utöver detta genomförs ett andra parametriskt test, ett parat t-test. Detta test tillämpas för jämförelse av den genomsnittliga skillnaden mellan två populationer med okänd standardavvikelse. Detta låter oss undersöka huruvida skillnad föreligger mellan de två dataseten. Det vill säga, hur den genomsnittliga skillnaden i skattad konkursrisk skiljer sig åt mellan dataset1 och dataset2. Statistikan för detta test följer nedan.

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$$

Där;

- $\bar{X}_1$ och $\bar{X}_2$ är medelvärdet i population 1 respektive population 2
- s_1 och s_2 är standardavvikelsen i population 1
- n_1 och n_2 är antalet observationer i population 1
- och t följer en students t-fördelning.

Parametriska tester, likt de ovan presenterade, förutsätter att de undersökta populationerna följer en normalfördelning. Då urvalsstorleken i detta fall är tillräckligt stor ($42 > 30$) kan genomsnittet av samtliga observationer antas vara approximativt normalfördelad. Enligt centrala gränsvärdesatsen följer att medelvärdet i ett urval konvergerar mot normalfördelning i takt med att urvalsstorleken ökar. Det innebär att:

$$\sqrt{n} \left(\frac{\bar{X}_n - \mu}{\sigma} \right) \rightarrow Z$$

där $\bar{X}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, medelvärdet av n oberoende stokastiska variabler X med väntevärde μ och varians σ

där Z är en normalfördelad slumpmässig variabel med väntevärde 0 och varians 1

Därför görs antagandet om approximativ normalfördelning med medelvärde 0 och varians 1.

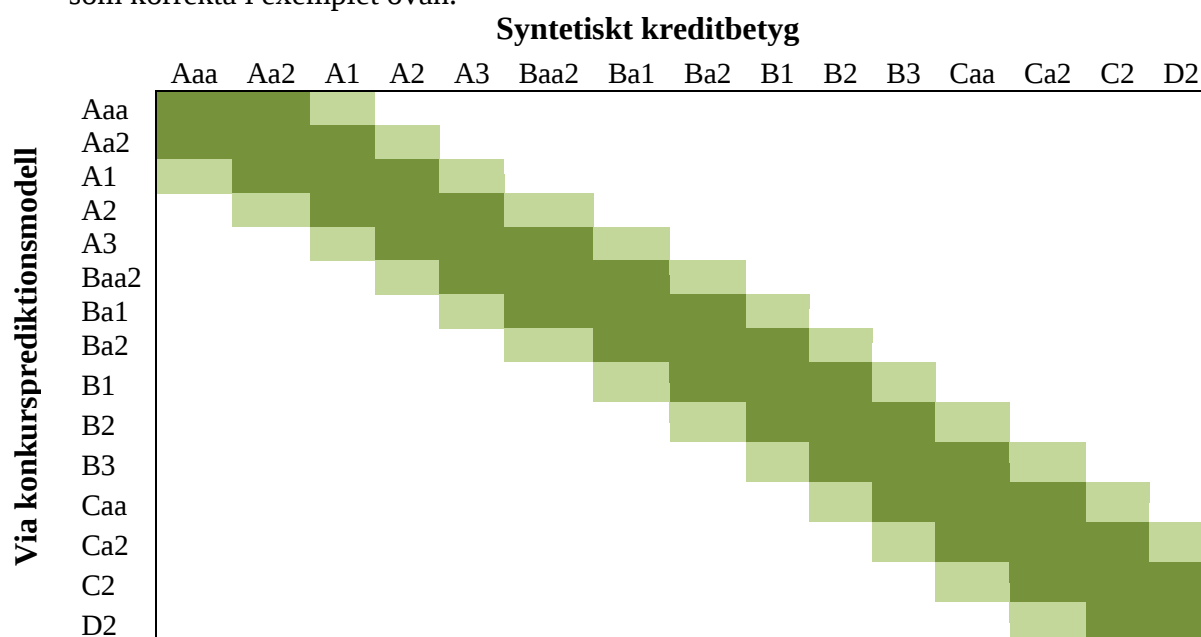
Om fördelningen dock är skev finns risk att det parade t-testet resulterar i att noll-hypotesen felaktigt förkastas. Det vill säga att hypotesen om att medelvärdet är 0 förkastas trots att den

är sann, känt som typ 1-fel. Därför genomförs även ett parat teckentest som inte förutsätter antagande om en symmetrisk fördelning som komplement till ovan tester. Detta test undersöker skillnaden i median mellan två populationer genom att testa om skillnaden är lika med noll under dubbelsidig prövning.

3.5.2 Test av H^*

I nästa steg översätts skattade konkursrisker till kreditbetyg via ovan presenterade översättningstabell (se 3.2 Proxy för konkursrisk). För att undersöka om skillnaden mellan de två dataseten amplifieras till en signifikant nivå efter denna klassificering enligt kreditvärdighet utförs ett icke-parametriskt med hjälp av korstabeller. Det innebär en möjlighet att avgöra om modellernas prediktionsförmåga förändras efter kapitalisering, jämför Jørgensen & Mofors (2013). Detta genom att de kreditbetyg som ges via prediktionsmodellens skattning kan matchas mot det betyg som ges via räntetäckningsgrad (det syntetiska kreditbetyget).

För att en skattad risk ska klassificeras som korrekt tillåts max en grads avvikelse jämfört med det syntetiska kreditbetyget. Detta gäller en grad såväl högre som lägre (se det mörkt grönt markerade området i korstabellen nedan). Detta innebär att ett företag med det syntetiska kreditbetyget BB anses vara korrekt klassificerat av konkursprediktionsmodellen även för BB+ alternativt B+. Med en vidare definition tillåts ytterligare en grads avvikelse i respektive riktning (se området markerat ljust grönt). Det vill säga även betygen BBB och B accepteras som korrekta i exemplet ovan.



4. Resultat och analys

I detta avsnitt behandlas de empiriska resultaten från de statistiska testerna. Först presenteras beskrivande statistiskt för skattning enligt Ohlsons respektive Skogsviks modell samt överensstämmelse med tidigare parenterade teori. Därefter följer presentation av resultat från tester avseende H och slutligen H* och motsvarande analys av utfallen i förhållande till teori. Till sist beskrivs justeringar som gjorts med syfte att testa för robusthet. För presentation av konkursrisk samt kreditbetyg för samtliga företag i studien, se bilaga A.

4.1 Beskrivande statistik

Ohlsons modell				
Variabel	Ojusterat	Justerat	Genomsnittlig skillnad i medelvärde	Effekt på O-score
SIZE	16,7930	16,8470	0,0541	↓
TLTA	0,5710	0,5924	0,0214	↑
WCTA	0,1832	0,1551	-0,0281	↑
CLCA	0,6867	0,7237	0,0370	↓
OENEG	0,0000	0,0000	0,0000	
NITA	0,0383	0,0428	0,0045	↓
FUTL	0,1531	0,1845	0,0314	↓
INTWO	0,0000	0,0000	0,0000	
CHIN	-0,3259	-0,4370	-0,1110	↑

Tabell 4-1

Medelvärde för parametrar i Ohlsons modell. Effekt på O-värde visar varje variabels påverkan på den skattade risken efter justering jämfört med innan. Samtliga p-värden är baserade på ett parat t-test.

Kapitalisering av leasingavtalen får förväntad effekt på de justerade värdena i Ohlsons modell. Tillgångsmassan ökar, vilket påverkar variabeln SIZE, som ökar i värde. Den negativa koefficienten framför SIZE innebär att detta bidrar till sänkt O-värde. Likaså ökar FUTL (kassaflöde från rörelseverksamheten genom skulder), vilket beror på att leasingkostnaden, som ingår i rörelseresultatet, elimineras vid kapitalisering. En ökad FUTL sänker O-värdet då koefficienten framför variabeln är negativ. TLTA (skuldsättningsgrad) ökar och dess positiva koefficient bidrar till en ökning av O-värdet. Med hänsyn till att OENEG och INTWO är dummy-variabler som antingen klassificerar observationer med 0 eller 1 motsvarar de data på en lägre skala (kategori) än de övriga variablerna (kvot) som kan anta värden på ett kontinuum. Det följer därför intuitionen att ingen genomsnittlig skillnad för dessa visas, då t-test ej kan utföras på denna typ av data.

Skogsviks modell				
Variabel	Ojusterat	Justerat	Genomsnittlig skillnad i medelvärde	Effekt på V-score
R_1	0,0197	0,0692	0,0495	↓
R_2	0,0197	0,0129	-0,0069	↓
R_3	0,1626	0,1626	0,0000	
R_4	0,4290	0,4066	-0,0224	↑
R_5	-0,2110	-0,1979	0,0131	↑
R_6	0,0000	0,0000	0,0000	

Tabell 4-2

Medelvärde för parametrar i Skogsviks modell. Effekt på V-värde visar varje variabels påverkan på den skattade risken efter justering jämfört med innan. Samtliga p-värden är baserade på ett parat t-test.

R_1 mäter avkastning på totala tillgångar (ROA, EBIT/tillgångar) och har som synes ökat i samband med kapitalisering. Intuitivt kan detta verka motsägelsefullt, dock kan som tidigare nämnts kapitalisering av operationella leasingavtal påverka resultatet på flera olika sätt. Vid kapitalisering omvandlas den operationella leasingkostnaden till amorteringar och ränta. EBIT ökar eftersom leasingkostnaden elimineras och ersätts med kostnad för amortering, dock påverkas EBIT ej av de räntekostnader som återfinns först längre ner i resultaträkningen. Den relativa ökningen av EBIT är alltså större än den relativa ökningen av tillgångsmassan, vilket leder till högre ROA och en lägre skattad risk i modellen. R_2 (räntekostnader genom skulder) minskar vilket ger lägre skattad risk enligt Skogsvik-modellen. Vid en första anblick kan detta tyckas märkligt men denna skillnad beror i huvudsak på att räntan för den kapitaliserade tillgången är lägre än den genomsnittliga räntan som för företagen. Detta resultat är beroende av de antaganden som ligger bakom kapitaliseringen av leasingavtalen (se 3.4 Kapitalisering av operationell leasing). Förändringen i R_4 (eget kapital genom totala tillgångar) minskar, och dess negativa koefficient bidrar till att den skattade risken ökar. Detta är förväntat då en relativt sett ökad tillgångsmassa jämfört med eget kapital leder till en minskad kvot och försämrad kapitalstruktur ur riskhänseende.

4.2 Hypotesprövning

Det parade t-testet visar en genomsnittlig ökning i medelvärde på drygt 23 % för Ohlsons O-värde efter kapitalisering. För Skogsviks V-värde uppvisas istället en genomsnittlig minskning motsvarande drygt 17 %. Dessa skillnader är dock inte signifikanta på 10 % -nivå. Det vill säga, detta test påvisar ingen signifikant skillnad i skattad konkursrisk före respektive

efter kapitalisering av operationell leasing. Detta gäller för såväl Ohlsons O-score som Skogsviks V-score.

Variabel	Ojusterat	Justerat	Genomsnittlig skillnad i medelvärde	p-värde
Ohlsons O-score	0,0311	0,0385	0,0074	0,222
Skogsviks V-score	0,0180	0,0148	-0,0031	0,32

Tabell 4-3

Genomsnitt av skattad konkursrisk med Ohlson respektive Skogsviks modell. P-värdet avser dubbelsidigt test.

För skattning av konkursrisk med Skogsviks (Ohlsons) modell gäller att 9 (21) av urvalsföretagen hade en lägre konkursrisk under förutsättningen att samtliga leasingavtal kapitaliseras. För 13 (22) företag ökade risken då kapitalisering skedde och för 20 (0) företag förblev risken oförändrad.

Detta test visade att klassificering av samtlig leasing som finansiell inte ledde till någon signifikant skillnad på 10 % -nivå enligt Ohlsons eller Skogsviks modell. Detta stöds av att medianen före och efter kapitalisering var oförändrat 0 för Skogsviks V-värde och 0,045 för Ohlsons O-värde.

Då det i motsvarande test ovan uppvisades signifikanta förändringar i de enskilda parametrarna, tyder detta på att de verkar i olika riktning och på aggregerad nivå tar ut varandra.

Variabel	z-värde	p-värde
Ohlsons O-score	-0,154	0,878
Skogsviks V-score	-0,016	0,523

Tabell 4-4

Statisk från parat teckentest för Ohlson respektive Skogsviks modell.

	Skogsvik_ojusterat	Intercept	R-kvadratvärde	F-värde
Skogsvik_justerat	1,001	0,003	0,897	347,114
p-värde	0,000	0,343		0,000

	Ohlson_ojusterat	Intercept	R-kvadratvärde	F-värde
Ohlson_justerat	0,758	0,002	0,995	3948,613
p-värde	0,000	0,314		0,000

Tabell 4-5

Koefficienter skattade genom linjär regression för Ohlson respektive Skogsviks modell.

Regression utförd med ojusterad data som beroende variabel och justerad data som oberoende ger:

$$V - score_{ojusterad} = 0,003 + 1,001 * V - score_{justerad} + \varepsilon$$

$$O - score_{ojusterad} = 0,002 + 0,758 * O - score_{justerad} + \varepsilon$$

med för lutningskoefficienterna $\beta_1 \neq 1$ som är signifikanta för båda modellerna på 1 % -nivå. För $\beta_0 \neq 0$ uppvisas inte signifikans på 10 % -nivå. F-värdet för skattning enligt både Skogsviks och Ohlsons modell är signifikant på 1 % -nivå.

Test av H				Besluts-regel	Slutsats
	Beroende t-test	Parat teckentest	Linjär regressions-analys		
Ohlson	Förkasta icke	Förkasta icke	Förkasta	2/3	Förkasta icke
Skogsvik	Förkasta icke	Förkasta icke	Förkasta	2/3	Förkasta icke

Tabell 4-6

Sammanställning över test som genomförts för H.

Sammantaget leder de genomförda testen till att H_0 inte kan förkastas på 10 % -nivå. Det är således inte möjligt att utesluta att den skattade konkursrisken förblir oförändrad, såväl före som efter kapitalisering av samtlig operationell leasing. Detta gäller för såväl Ohlsons som Skogsviks modell. Enbart 1/3 tester tyder på att icke-slumpmässiga skillnader är närvarande i jämförelse mellan de två dataseten, och även i detta fall är de observerade skillnaderna mycket små.

Trots att utförda test ovan inte stödjer signifikanta skillnader mellan dataset 1 och 2 på 10 % -nivå, d.v.s. H_0 kan inte förkastas, genomförs test avseende H^* . Detta kan tyckas onödigt då prediktionsförmågan torde vara den samma såväl före som efter kapitalisering om signifikanta skillnader i skattning mellan de två dataseten saknas. Detta är dock inte nödvändigtvis fallet. Det är möjligt att små skillnader som ej var signifikanta vid test av konkursrisk uttryckt på ett kontinuum enligt Skogsviks och Ohlsons modeller vid översättning till kreditbetyg blir signifikanta. Detta då klassificering enligt skalan av kreditbetyg är betydligt snävare. En liten skillnad i risknivå kan leda till förflyttning en grad upp eller ned på skalan. Detta ger en jämförelsevis mer statisk bedömning och innebär att skillnader amplifieras i händelse av riskvärden som ligger på gränsen inom de olika kategorierna. Dessa tester har gjorts med hjälp av korstabeller.

Variabel	Snäv		Bred	
	Korrekt	Inkorrekt	Korrekt	Inkorrekt
Ohlson	22	20	26	16
Skogsvik	18	24	23	19
Ohlson_justerat	22	20	26	16
Skogsvik_justerat	18	24	23	19

Tabell 4-7

Frekvenser från korstabell för kreditbetyg via räntetäckningsgrad kontra Ohlson respektive Skogsviks modell.

Enligt en snäv klassificering (se ovan 3.5.2 Test av H^*) gäller att drygt hälften av företagen, 52 %, klassificeras korrekt med Ohlsons modell. Med Skogsviks modell är andelen korrekt klassificerade företag mindre än de inkorrekt klassificerade, drygt 42 % klassificerade korrekt. För Ohlson ökar andelen korrekt klassificerade företag då leasing kapitaliseras. För Skogsvik gäller det omvända, det vill säga färre företag klassificeras när skattning görs med justerade data. Med en bredare ökar andelen korrekt klassificerade företag för båda modellerna. Det framkommer dock ingen skillnad mellan ojusterad och justerad data, det vill säga före respektive efter kapitalisering av operationell leasing.

4.2.1 Robusthetstestning

För att nå större säkerhet har ovan behandlade tester utförts upprepade gånger med alternativa antaganden kring underliggande data och efter eliminering av extremvärden.

4.2.1.1 Alternativa antaganden

Först har antaganden om nyttjandeperiod för de leasing-tillgångar som kapitaliseras omprövats (se 3.4 Kapitalisering av operationell leasing för närmare beskrivning av relevanta antaganden). Dessa justeringar har visat att ovan presenterade resultat är robusta även då terminen för minimi leasing-betalningar ändras. Om betalning av resterande belopp efter det 4:e året betalas i sin helhet under det 5:e året genererar detta ingen förändring i beslutet att inte förkasta H_0 .

Inte heller har förändring av diskonteringsräntan för betalningarna, inom ett intervall motsvarande 2-10% någon inverkan på beslutet att ej förkasta H_0 .

4.2.1.2 Extremvärden

Extremvärden, så kallade uteliggare har med grafisk metod identifierats och eliminerats. Geveko och Dannemora Mineral⁷ eliminerades på grund av dessa företags mycket högt skattade konkursrisk (9 respektive 18 gånger högre än genomsnittet i urvalet). Även efter uteslutning av dessa företag som på grund av mycket låga kreditbetyg utgör extremvärden, genereras slutsatsen att H_0 icke bör förkastas.

5. Diskussion

Först bör påpekas att konkursriskmodellernas prediktionsförmåga kan ifrågasättas även utan hänsyn till leasing. Modellerna är utvecklade baserat på data från 1960- och 1970-talen, varför resultat från idag inte nödvändigtvis är lika korrekta i direkt jämförelse med vad en motsvarande hypotetisk studie från den perioden skulle ha varit. Enligt Jin (1993) startade under 1980-talet en trend i och med att företag började skuldsätta sig allt mer. Denna förändring av kapitalstruktur påverkade Ohlson-modellens variabel TLTA (totala skulder genom tillgångar) och ledde till att koefficienten behövde skattas om för att öka dess prediktionsförmåga enligt Jin (1993). Även förändringar i konkurslagar kan påverka modellernas prediktionsförmåga, vilket även bekräftades av Jin (1993)

Noteras bör också att det angreppssätt som tillämpats i denna studie för att kapitalisera operationell leasing innebär en rad förenklingar och antaganden (se 3.4 Kapitalisering av operationell leasing). Det företag som risken skattas för har tillgång till information som externa användare av redovisningsinformationen sakna och därmed möjlighet att med mer korrekthet utföra estimeringar av en tillgångs sanna värde, livslängd och diskonteringsränta. Överlag bör dock denna studie simulera effekterna av kapitalisering väl då variablerna i prediktionsmodellerna över lag har påverkats i enlighet med teori och tidigare forskning.

En begränsning är dock att både Ohlsons och Skogsviks modell utvecklades med industriföretag som tillämpligt urval och därför är även urvalet i denna studie baserat på detta kriterium (se 3.1 Urval och datainsamling för närmare beskrivning). Förekomsten av leasing som finansieringsform skulle dock kunna skilja sig åt mellan olika branscher, och av den anledningen försämras möjligheten att dra generella slutsatser av vår studie. Det vore därför intressant att genomföra motsvarande underökning inom andra branscher, förslagsvis

⁷ I detta företag har sedan studiens början företagsrekonstruktion inletts, på grund av likviditetsbrist, vilket tyder på en korrekt skattnings av den i detta fall mycket höga risken.

transportbranschen där en mycket hög andel operationell leasing förekommer. Detta har bland annat påpekats av Tweedie (2002) i egenskap av dåvarande ordförande för IASB. En sådan studie kunde skänka ytterligare legitimitet till ED 2013/6.

Då samtliga antaganden som författarna gjort vid såväl kapitalisering av leasing som skattning av kursrisk beskrivs tydligt, torde denna studie kunna replikeras väl.

6. Slutsats

Då det inte uppvisas några skillnader avseende skattad konkursrisk före jämfört med efter kapitalisering av operationell leasing som är signifikanta i enlighet med beslutsregeln (2/2 av genomförda tester på 10 % -nivå) kan H0 inte förkastas. Därmed kan denna studie inte fastställa att klassificering av en större andel leasing som finansiell påverkar konkursrisken varken positivt eller negativt.

7. Källor

Altman & McGough, (1974), "Evaluation of a Company As a Going Concern", *Journal of Accountancy* (dec. 1974), sid. 50-57.

Andrews, Klem, Davidson, O'Malley & Rodgers, (1981), "A Guide for Selecting Statistical Techniques for Analyzing Social Science Data", Institution for Social Research at The University of Michigan.

Ang & Peterson, (1984), "The leasing puzzle". *The Journal of Finance* (sep. 1984), sid. 1055-1065.

Bryan, Lilien & Martin, (2010), "The Financial Statement Effects of Capitalizing Operating Leases" *CPA Journal* (aug. 2010), sid. 36-41.

Damodaran 2014, Ratings, *Interest Coverage Ratios and Default Spread*, visad 2014-05-16, <http://pages.stern.nyu.edu/~%20adamodar/New_Home_Page/datafile/ratings.htm>

Finansbolagens förening, *Komplexa och kostsamma redovisningsregler för leasing föreslås av IASB/FASB*, visad 2014-04-15, < <http://www.finansbolagens-forening.se/aktuellt>>

Finansinspektionen, *Börser och aktiehandel*, visad <2014-05-18,
<http://www.fi.se/Folder-SE/Konsument/Fragor-och-svar/Spara/Borser-och-aktiehandel1/>>.

Foster, (1986), "Financial Statement Analysis", *New Jersey: Prentice- Hall Inc*, (1986).

Goodacre (2003), "Operating lease finance in the UK retail sector", *The International Review of Retail. Distribution and Consumer Research* (Vol. 13-1), sid. 99-125

Goodacre & Beattie (1999) "*Operating leases get the treatment*", *Professional Investor* (Oktober , sid. 24-27.]

Hesabras, *Tal av Sir David Tweedie*, visad 2014-05-10,
<http://hesabras.org/Portals/_Rainbow/images/default/download/speech-28.pdf>

IFRS, *IASB 17*, visad 2014-04-18, <<http://www.ifrs.org/DPOC/ifrss/Pages/IAS-17.aspx>>

IFRS, *Leases Exposure Draft May 2013*, visad 2014-05-02, <<http://www.ifrs.org/Current-Projects/IASB-Projects/Leases/Exposure-Draft-May-2013/Documents/ED-Leases-Standard-May-2013.pdf>>

Imhoff , Lipe & Wright, (1997), "Operating Leases: Income Effects of Constructive Capitalization", *Accounting Horizons* (1997), sid.12-32.

Leeper (2007),UCLA: Statistical Consulting Group,visad 2013-04-09, from
<<http://www.ats.ucla.edu/stat/sas/notes2/>>

Jin, (1993), "*A re-examination of two major bankruptcy prediction models*", University of British Colombia.

Jørgensen & Mofors (2013), "*Goodwill and the Prediction of Bankruptcy*", Stockholm School of Economics.

Mills & Newberry (2005), "*Firms' Off-Balance Sheet and Hybrid Debt Financing: Evidence from Their Book-Tax Reporting Differences*", *Journal of Accounting Research* (vol 13.2) sid. 251-282.

Moodys 2006, Default Research, visad 2014-05-02,
<<https://www.moodys.com/sites/products/DefaultResearch/2008000000006578.pdf>>

Moody's 2008, Default Research, visad 2014-05-02,

<<https://www.moody's.com/sites/products/DefaultResearch/2007000000474979.pdf>>

Ohlson, (1980), "*Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy*", Journal of Accounting Research (vol. 18 1980), sid.109-131.

Opler & Titman (2012), "*Financial Distress and Corporate Performance*", The Journal of Finance (vol. 49.3) sid. 1015-1040.

Skogsvik, (1987), "*Prognos av finansiell kris med redovisningsmått*", EFI vid Handelshögskolan i Stockholm

Smith & Wakeman, (1985), "Determinants of corporate leasing policy", *The Journal of Finance* (jul. 1985), sid.895-908.

Bilaga A -

Företag	Syntetsikt kreditbetyg	Ohlsons O-score		Skogsviks V-score		
		Dataset 1	Dataset 1	Dataset 1	Dataset 1	Dataset 1
aarhuskarlshamn	Aa2		0,0046	0,0037	0,0000	0,0000
abb	Aaa		0,0046	0,0037	0,0016	0,0000
aq	Aaa		0,0028	0,0038	0,0000	0,0000
assa abloy	Aa2		0,0019	0,0019	0,0000	0,0000
atlas copco	Aaa		0,0008	0,0008	0,0000	0,0000
autoliv	Aaa		0,0018	0,0018	0,0000	0,0000
cloetta	D2		0,0484	0,0532	0,0018	0,0016
dannemora mineral	D2		0,0560	0,0560	0,3594	0,3587
billerudkorsnäs	A3		0,0043	0,0043	0,0028	0,0029
elanders	A3		0,0148	0,0135	0,0000	0,0014
elecrolux	A3		0,0057	0,0056	0,0080	0,0087
elekta	A1		0,0047	0,0049	0,0018	0,0021
elos	B2		0,0206	0,0201	0,0094	0,0099
fagerhult group	A1		0,0112	0,0118	0,0035	0,0044
finnvedenbulten	A2		0,0046	0,0090	0,0000	0,0016
geveko	D2		0,2387	0,2318	0,1685	0,1587
guidelinegeo	A1		0,7420	0,9928	0,0000	0,0000
gunnebo	A2		0,0122	0,0097	0,0000	0,0000
haldex	A1		0,0067	0,0078	0,0000	0,0000
hedson technology	D2		0,0031	0,0009	0,0222	0,0223
holmen	A2		0,0019	0,0019	0,0000	0,0000
husqvarna	Baa2		0,0026	0,0026	0,0039	0,0044
kabe	Aaa		0,0017	0,0064	0,0000	0,0048
lindab	B2		0,0064	0,0063	0,0089	0,0091
mycronic mydata	D2		0,0009	0,0018	0,0000	0,0000
nibe	Aaa		0,0043	0,0043	0,0000	0,0000
nobia	D2		0,0044	0,0069	0,0049	0,0146
nolato	Aaa		0,0029	0,0035	0,0000	0,0000
note	A2		0,0128	0,0125	0,0000	0,0000
profilgruppen	A3		0,0188	0,0179	0,0039	0,0037
rottneros	Ca2		0,0031	0,0031	0,0000	0,0000
sandvik	A2		0,0018	0,0018	0,0078	0,0084
sca	A3		0,0011	0,0012	0,0000	0,0000
skf	Aaa		0,0020	0,0020	0,0000	0,0000
ssab	D2		0,0024	0,0024	0,0021	0,0000
svedbergs	Aaa		0,0034	0,0033	0,0000	0,0000
swedish match	A2		0,0128	0,0665	0,0035	0,0033
systemair	Aa2		0,0062	0,0063	0,0000	0,0000
trelleborg	Aa2		0,0018	0,0018	0,0000	0,0000
vgb	Aaa		0,0018	0,0018	0,0000	0,0000
volvo	A2		0,0051	0,0050	0,0087	0,0024
xano	A2		0,0179	0,0178	0,0023	0,0000

Skattad konkursrisk enligt Ohlsons och Skogsviks modeller före respektive efter kapitalisering av operationell leasing, samt syntetiskt kreditbetyg för varje samtliga företag i urvalet