

VILKA FAKTORER PÅVERKAR BÖRSBOLAGENS NEDSKRIVNINGSBESLUT?

Handledare: Stina Skogsvik
20126 Petter Blomdahl
20122 Rickard Wilson

Abstract: By using univariate analysis, tobit and logit regressions, this thesis investigates determinants of asset writedowns. After controlling for variables indicating reductions in asset values, the results show that changes in senior management are significant in explaining the writedown decision and magnitude, which is in line with previous research. The explanatory power of changes in senior management has not increased with the transition to IFRS in 2005. No evidence is found supporting the hypothesis that the explanatory power of management incentives is higher for more discretionary types of asset writedowns.

Acknowledgements: We would like to thank Stina Skogsvik and Per-Olov Edlund for their help and support throughout the writing process.

1. Inledning	2
2. Bakgrund.....	3
2.1 Manipulation.....	3
2.2 Faktiska nedgångar i tillgångsvärden.....	4
2.3 Skatteeffekter	5
3. Syfte och frågeställningar	5
4. Redovisningsregler	6
4.1 Goodwill	6
4.2 Materiella anläggningstillgångar.....	7
4.3 Övriga immateriella tillgångar	8
4.4 Avsättningar för omstrukturering.....	8
5. Litteratur	9
5.1 Asset Writedowns: Managerial Incentives and Security Returns (Strong & Meyer 1987)	9
5.2 Write-Offs as Accounting Procedures to Manage Perceptions (Elliott & Shaw 1988)	10
5.3 Discretionary Writedowns of Impaired Assets (Zucca & Campbell 1992)	11
5.4 Causes and Effects of Discretionary Asset Write-Offs (Francis, Vincent & Hanna 1996)	12
5.5 An analysis of factors influencing asset writedowns (Cotter, Stokes & Wyatt 1998).....	13
5.6 Effect of Board Changes on Writedowns of Non-Current Assets (Ahmed & Roush 2002).....	14
5.7 Sammanfattning	15
6. Metod	16
6.1 Beskrivning av data.....	16
6.2 Beskrivning av variabler	20
6.2.1 Variabler för den replikerande studien.....	20
6.2.2 Ytterligare variabler	24
6.3 Tobitmodellen.....	25
6.4 Tobitmodell för den replikerande studien.....	28
7. Resultat och analys av replikerande studie	30
7.1 Resultat av univariat analys	30
7.2 Resultat av replikerande studie med tobitregressionen.....	31
7.3 Känslighetsanalys för MGMT	35
7.4 Skillnad före/efter IFRS.....	37
8. Metodförändringar	39
8.1 Logitmodellen.....	39
8.2 Logitmodell för nedskrivningsbeslut	40
8.4 Resultat och analys av logitmodellen.....	41
9. Sammanfattning och slutsats.....	44

1. Inledning

Hur trovärdig är informationen i de rapporter som börsnoterade bolag redovisar? Detta är en fråga som är av stor vikt för alla företagets intressenter, från anställda och leverantörer till aktie- och fordringsägare. Dessutom har frågan aktualiserats av övergången till IFRS år 2005, som generellt inneburit att försiktighetsprincipen fått lämna plats åt mer subjektiva bedömningar om tillgångarnas värde. Samtidigt som de nya redovisningsreglerna tillåter en ärlig företagsledning att förse intressenterna med information som är mer relevant än tidigare ökar de också möjligheterna för en oärlig företagsledning att manipulera resultat- och räntabilitetsmått.

Nedskrivningar och avsättningar för omstrukturering (hädanefter kommer dessa termer att användas synonymt om inte annat anges) är två verktyg som en oärlig företagsledning kan använda för att manipulera redovisningsinformationen. Genom att undersöka vilka faktorer som påverkar nedskrivningsbesluten och deras storlek kan man samtidigt få indikationer på hur mycket manipulation som ingår i redovisningsrapporterna.

Åtskilliga tidigare studier har försökt identifiera dessa faktorer. Majoriteten av dem gjordes dock under 1980- och 1990-talet, då redovisningsreglerna såg annorlunda ut. Såvitt vi känner till har ingen testat huruvida faktorerna som påverkar nedskrivningsbesluten förändrats sedan IFRS infördes. Dessutom har tidigare studier enbart behandlat nedskrivningar i USA, Australien och Nya Zeeland. Av dessa anledningar anser vi att det är intressant att undersöka vilka faktorer som påverkar nedskrivningar på svensk data, efter övergången till IFRS.

En av de mer grundliga studierna på området är Francis et al. (1996). I ett första skede av uppsatsen kommer vi att använda oss av samma metodik som Francis et al. (1996) och undersöka hur deras resultat förändras när svensk data ligger till grund för studien. I ett andra skede kommer vi att utveckla metoden för att komma till rätta med eventuella problem som inte Francis et al. (1996) tagit hänsyn till.

2. Bakgrund

Det finns tre grupper av förklaringar till varför företag gör diskretionära nedskrivningar. Den första kretsar kring ledningens incitament att på olika sätt manipulera resultat- och räntabilitetsmått, vilket populärt kallas *earnings management* på engelska. Utgångspunkten i den andra gruppen av förklaringar är att nedskrivningarna speglar faktiska nedgångar i tillgångsvärden, och att ledningen har incitament att vara så transparenta som möjligt med dessa nedgångar. En tredje förklaring fokuserar på skatteeffekterna av nedskrivningar. Avsikten är att i detta avsnitt beskriva de tre perspektiven mer ingående.

2.1 Manipulation

Manipulation går ut på att utnyttja bedömningsutrymmet som redovisningsreglerna tillåter till antingen låna vinster från framtiden eller att spara vinster inför framtiden (Penman, 2007). Företagsledningen kan låna vinster från framtiden genom att exempelvis underlåta att göra en nedskrivning under en period med dålig operativ lönsamhet och istället flytta nedskrivningen till senare perioder. På liknande sätt kan företagsledningen spara vinster inför framtiden genom att exempelvis göra stora omstruktureringsavsättningar under en period för att ha möjlighet att återföra dessa till resultaträkningen under senare perioder. Möjligheten att flytta kostnader mellan olika perioder är alltså en förutsättning för manipulation. Vanligtvis skiljer man mellan två typer av manipulation:

1. Med *income smoothing* menas att företagsledningen utnyttjar bedömningsutrymmet som redovisningsreglerna lämnar till att visa en så jämn resultatutveckling som möjligt. Detta är åtråvärt av flera anledningar. Ett exempel kan vara att företagsledningens kompensationssystem belönar en jämn tillväxttakt i vinster (Zucca och Campbell, 1992). En annan anledning kan vara att företagets aktie- fordringsägare bedömer företaget som mindre riskfyllt om det uppvisar en jämn resultatutveckling, vilket leder till högre aktiekurser och lägre räntekostnader (Titman och Trueman, 1988).
2. Med *big bath accounting* menas att företaget under en längre tid underlåter att göra nedskrivningar för att sedan ”rensa böckerna” under en och samma period. Ett möjligt motiv till big bath accounting är att en ny företagsledning tillträder som vill signalera till aktiemarknaden att den har hanterat företagets tidigare problem på ett kraftfullt sätt

(Zucca och Campbell, 1992). På samma gång får den nya företagsledningen även bättre förutsättningar att uppvisa bättre räntabilitet och resultatutveckling, eftersom nedskrivningar minskar tillgångsbasen och på samma gång minskar avskrivningar på de nedskrivna tillgångarna (Elliott och Shaw, 1988)

2.2 Faktiska nedgångar i tillgångsvärden

Enligt Cotter et al. (1998) har företagsledningen bättre information om tillgångarnas värde än någon annan intressent. Dessutom har företagsledningen följande incitament att redovisa nedskrivningar om tillgångarna minskar i värde:

1. Genom att offentliggöra nedgångar i tillgångsvärden så fort företagsledningen får kännedom om dem kan den upprätthålla sitt rykte och sin trovärdighet. Om marknaden däremot får intryck av att företagsledningen medvetet dröjer med att redovisa försämrade utsikter kommer den att straffa företaget, vilket resulterar i lägre aktiekurs och försämrad aktielikviditet (Skinner, 1994). Med andra ord finns det incitament för företagsledningen att vara så transparent och icke-manipulerande som möjligt, eftersom detta sänker finansieringskostnader.
2. Det kan även finnas legala incitament för företagsledningen att vara så transparent som möjligt med minskade tillgångsvärden. På detta sätt minskar företagsledningen nämligen risken att bli indragen i en rättsprocess för att ha lämnat vilseledande information (Skinner, 1994). Rimligtvis är detta incitament större i USA än i Sverige, där rättstvister mellan aktieägare och företagsledning inte förekommer i samma utsträckning.

Företagsledningens informationsövertag i kombination med dessa incitament gör enligt Cotter et al. (1998) att det är sannolikt att nedskrivningarna reflekterar faktiska nedgångar i tillgångsvärden. Ur detta perspektiv förklaras de nedskrivningar som inträffar efter att en ny företagsledning har tillträtt med att den nya ledningen har lättare att ompröva gamla antaganden om tillgångarnas värde. Med andra ord står denna tolkning i kontrast med den om att en nytillträdd ledning gör nedskrivningar för att manipulera framtida resultatutveckling.

2.3 Skatteeffekter

Strong och Meyer (1987) menar att nedskrivningsbeslutet även påverkas av skatteeffekter. Genom att vänta med en nedskrivning till dess att företaget haft ett år med ovanligt bra operativ lönsamhet kan företagsledningen maximera värdet på den skattesköld som nedskrivningen genererar. Detta incitament gäller dock bara för USA och andra länder med marginalsattesystem, där företaget beskattas med en högre procentsats ju större vinst det genererar. Med andra ord borde skatteeffekter vara av begränsad betydelse för nedskrivningsbeslut i Sverige, där företag beskattas med samma procentsats oavsett hur stor vinsten är.

3. Syfte och frågeställningar

Med denna studie vill vi besvara följande frågeställningar:

1. Hur kan nedskrivningar förklaras av ledningens incitament respektive faktiska nedgångar i tillgångsvärden?
2. Förklaras nedskrivningar av mer diskretionär karaktär i högre utsträckning av ledningens incitament än nedskrivningar av mindre diskretionär karaktär?
3. Förklaras nedskrivningar i högre utsträckning av ledningens incitament efter övergången till IFRS?

Avsikten är att besvara dessa frågor genom att undersöka vilka faktorer som är signifikanta i att förklara nedskrivningarna och deras storlek. Vi vill med andra ord inte i slutändan komma fram till en modell som kan förutspå nedskrivningar. Studien omfattar enbart bolag som är noterade på Stockholmsbörsens large- och mid-caplista under perioden 2000-2008.

4. Redovisningsregler

Från och med den 1 januari 2005 måste alla börsnoterade bolag inom EU följa IFRS, vilket i viss utsträckning inneburit förändringar från tidigare redovisningsregler. Fram till slutet av 2004 var det Årsredovisningslagen i kombination med Redovisningsrådets rekommendationer som styrde vilka nedskrivningar de börsnoterade företagen gjorde. Redovisningsrådets rekommendationer överensstämmer till stora delar med IFRS (Axelman et al., 2003), vilket dämpade effekterna av övergången till IFRS år 2005.

I detta avsnitt ges en övergripande beskrivning av de redovisningsregler som styr olika typer av nedskrivningsbeslut. Avsikten är inte att ge några uttömmande redogörelser, utan snarare att beskriva hur mycket utrymme för bedömning företagsledningen har för varje typ av nedskrivning som ingår i vår studie.

4.1 Goodwill

Enligt IFRS 3 är goodwill den del av köpeskillingen som överstiger det verkliga värdet av ett förvärvat bolags identifierbara nettotillgångar. Med andra ord speglar goodwillposten förväntningar om framtida ekonomiska fördelar från förvärvet som inte kan identifieras eller redovisas separat. Goodwill kan enbart uppstå från förvärv, och alltså inte genereras internt.

Fram till 2002 skrevs goodwill av linjärt över fem år om inte en längre ekonomisk livslängd kunde motiveras enligt RR 1:96. Redovisningsrådet gav år 2002 ut rekommendationen RR 1:00 som tillät avskrivningsperioder på upp till 20 år, men många noterade företag fortsatte att använda kortare avskrivningsperioder (Hamberg et al., 2009). Trots att goodwill vanligtvis skrevs av linjärt under perioden 2000 till 2004 har vi uppgifter om goodwillnedskrivningar under samma period från vår sökning i Datastream. Anledningen till detta är att RR 17 tillät företagsledningen att göra goodwillnedskrivningar om det fanns indikationer på att det redovisade värdet av goodwill översteg återvinningsvärdet. Med andra ord hade företagsledningen ett visst bedömningsutrymme redan innan IFRS infördes.

Efter 2005 måste en nedskrivningsprövning av goodwillvärdet ske minst en gång per år enligt IAS 36. Om goodwillpostens redovisade värde överstiger återvinningsvärdet ska en nedskrivning

ske till återvinningsvärdet. Återvinningsvärdet definieras som det högsta av verkligt värde minus försäljningskostnader och nyttjandevärdet. För att ett verkligt värde ska kunna ligga till grund för beräkningen av återvinningsvärdet måste det finnas en aktiv marknad för tillgången i fråga. Någon sådan finns inte för goodwill, varför återvinningsvärdet måste baseras på nyttjandevärdet för detta tillgångsslag. Nyttjandevärdet definieras enligt IAS 36 som nuvärdet av de diskonterade framtida kassaflöden som fortsatt användande av tillgången förväntas generera. Det är med andra ord detta värdemått som introducerar bedömningsutrymme för företagsledningen, eftersom nuvärdesberäkningar oundvikligen blir känsliga för gjorda antaganden. Om nedskrivningstestet visar att en goodwillnedskrivning måste göras får denna inte återföras i senare perioder.

Sammanfattningsvis har övergången till IFRS inneburit att goodwill inte längre skrivs av, utan testas för nedskrivning varje år. Dessa nedskrivningstester är subjektiva, vilket gör att företagsledningens utrymme för bedömningar har ökat för denna typ av nedskrivningar.

4.2 Materiella anläggningstillgångar

Med materiella anläggningstillgångar avses exempelvis byggnader och maskiner. Innan 2005 behandlades detta tillgångsslag i RR 12. I stort överensstämmer denna rekommendation med IAS 16. Den viktigaste skillnaden som övergången till IFRS innebar var att en alternativ värderingsmetod introducerades. Denna tillåter företag att löpande redovisa materiella anläggningstillgångar till verkligt värde, givet att denna metod tillämpas på alla tillgångar av samma slag (Axelman et al., 2003). De företag som valt att tillämpa den alternativa värderingsmetoden kommer därför inte att redovisa nedskrivningar i samma utsträckning som tidigare.

Nedskrivningsreglerna för de företag som värderar anläggningstillgångarna enligt den traditionella metoden har dock inte påverkats av övergången till IFRS, eftersom RR 17 överensstämmer med IAS 36. Detta innebär att nedskrivningsprövning endast görs om det finns indikationer på att tillgången har tappat i värde. Sådana indikationer kan exempelvis vara fysiska skador och teknologiförändringar för maskiner eller kraftiga minskningar i marknadspriser för fastigheter. Om det finns indikationer på att tillgången har tappat i värde ska återvinningsvärdet beräknas och om detta överstiger det redovisade värdet ska nedskrivning göras till

återvinningsvärdet. Som tidigare beskrivits är återvinningsvärdet det högsta av verkligt värde minus försäljningskostnader och nyttjandevärdet. För materiella anläggningstillgångar är det dock ofta enklare att finna ett verkligt värde än för goodwill, då aktiva marknader i högre utsträckning existerar för byggnader och maskiner. Av denna anledning är företagsledningens utrymme för bedömningar begränsade för denna typ av nedskrivningar.

4.3 Övriga immateriella tillgångar

Med övriga immateriella tillgångar menas exempelvis datormjukvaror, patent, kundlistor och licenser. Goodwill och finansiella tillgångar räknas inte till denna grupp. Före 2005 behandlades detta tillgångsslag i RR 15. Enligt denna rekommendation ska värderingen av immateriella tillgångar baseras på anskaffningsvärden, givet att tillgångarna uppfyller erkänningskriterierna. Övergången till IFRS medförde att en alternativ värderingsmetod introducerades, under vilken immateriella tillgångar där det finns en aktiv marknad tillåts redovisas till verkligt värde. Sådana aktiva marknader är dock ovanliga, varför övergången till IAS 38 i praktiken inte medförde några betydande förändringar i redovisningsregler.

Precis som för goodwill och materiella anläggningstillgångar behandlas nedskrivningsreglerna för övriga immateriella tillgångar i IAS 36. Om det finns indikation på att tillgången har tappat i värde ska företagsledningen beräkna återvinningsvärdet, som är det högsta av verkligt värde minus försäljningskostnader och nyttjandevärdet. Som tidigare nämnts saknas i de flesta fall en aktiv marknad för övriga immateriella tillgångar, varför en subjektiv beräkning av nyttjandevärdet ofta måste ligga till grund för nedskrivningsprövningen. Av denna anledning är företagsledningens utrymme för bedömningar för denna typ av nedskrivningar något större än för materiella anläggningstillgångar, men mindre än för goodwillnedskrivningar.

4.4 Avsättningar för omstrukturering

En avsättning är en skuld där det råder osäkerhet kring skuldens storlek och förfallodatum. Innan 2005 behandlades avsättningar i RR 16. Övergången till IFRS innebar ingen förändring i rekommendationer, då RR 16 överensstämmer med IAS 37 (Axelman et al., 2003). En avsättning ska redovisas i balansräkningen när företaget har en förpliktelse hänförlig till en inträffad händelse, det är troligt att ett utflöde av ekonomiska resurser krävs för att lösa förpliktelsen och

förpliktelsens storlek kan uppskattas på ett tillförlitligt sätt. I praktiken innebär detta att en avsättning för omstrukturering får belasta resultaträkningen först när en detaljerad plan för omstruktureringen har offentliggjorts. För engångsföreteelser, som exempelvis omstruktureringar, ska avsättningen uppgå till den bästa uppskattningen av utflödets storlek. Här introduceras med andra ord bedömningsutrymme för företagsledningen. Dessutom erbjuder IAS 37 ytterligare möjligheter för manipulation i och med att avsättningen ska omprövas vid varje bokslut, och om ett utflöde av ekonomiska resurser inte längre är sannolikt ska avsättningen återföras till resultaträkningen. Med andra ord kan en nytillträdd VD låta belasta den första resultaträkningen med en avsättning för omstrukturering, givet att en detaljerad plan för omstruktureringen har offentliggjorts, för att i nästa period låta öka resultatet med den tidigare avsättningen.

5. Litteratur

Avsikten är att i detta avsnitt ge en översiktlig presentation av de tidigare studier som är mest relevanta för denna uppsats. Avslutningsvis sammanfattas forskningsläget och vilka konsekvenser det får för denna uppsats.

5.1 Asset Writedowns: Managerial Incentives and Security Returns (Strong & Meyer 1987)

Urvalet består av 120 amerikanska företag som annonserat nedskrivningar relaterade till omstruktureringar mellan 1981 och 1985. Varje nedskrivningsbolag jämförs med 15 icke-nedskrivningsföretag från samma bransch för att beskriva hur nedskrivningsföretagen presterar i termer av aktieavkastning, M/B och CF/aktie åren innan nedskrivningen.¹ Författarna finner att nedskrivningsföretagen i regel varken tillhör topp- eller bottenskiktet i sina respektive branscher, utan att majoriteten av nedskrivningsföretagen presterar i nivå med genomsnittsföretaget i respektive bransch. En tänkbar förklaring till att få nedskrivningsföretag tillhör toppskiktet är att det är mindre sannolikt att tillgångarna minskat i värde om företaget presterat bra. Att få nedskrivningsbolag tillhör bottenskiktet kan möjligtvis förklaras av att skatteskolden som nedskrivningen medför inte skulle kunna utnyttjas maximalt om företagets operativa verksamhet inte är lönsam.

¹ Förklaringar av förkortningar finns i Appendix.

Varje nedskrivningsbolag matchas även med två företag från samma bransch med liknande balansomslutning för att kunna jämföra nyckeltal och andra karaktäristika mellan nedskrivningsbolag och icke-nedskrivningsbolag. Den mest signifikanta skillnaden mellan nedskrivnings- och kontrollgruppen är att en större andel av nedskrivningsbolagen har bytt ut någon i företagets ledning under nedskrivningsåret. Vidare finner författarna att företag i kontrollgruppen har signifikant högre aktieavkastning än nedskrivningsföretagen. Det finns även signifikanta skillnader i termer av P/CF och CF/aktie. Till de variabler där ingen signifikant skillnad kan hittas hör bland annat andel institutionellt ägande, D/A, M/B, CA/CL och skattesats.

5.2 Write-Offs as Accounting Procedures to Manage Perceptions (Elliott & Shaw 1988)

Syftet med denna studie är att undersöka till vilken utsträckning stora nedskrivningar beror på faktiska nedgångar i tillgångsvärden och till vilken utsträckning de speglar manipulation av företagets ledning. Till skillnad från andra studier inom området vill författarna fokusera på fenomenet big bath accounting, varför de vid dataurvalet lägger vikt vid att enbart ta med stora diskretionära nedskrivningar. Rent praktiskt innebär detta att endast nedskrivningar och avsättningar som överstiger 1% av tillgångarnas bokförda värde och som bedöms vara godtyckliga i fråga om belopp och tidpunkt inkluderas i urvalet. Sammanlagt identifieras 240 nedskrivningsbolag som uppfyller dessa kriterier mellan 1982 och 1985 i *Industrial Compustat Tape*.

För att kunna avgöra vad som utmärker ett nedskrivningsbolag skapas kontrollgrupper som inkluderar alla företag som möter följande kriterier: (1) tillhör samma fyrsiffriga branschkod som nedskrivningsbolaget i fråga, (2) inte gör någon diskretionär nedskrivning eller avsättning som överstiger 1% av tillgångarnas bokvärde och (3) har data som behövs för de tester som författarna genomför. Antalet företag i kontrollgrupperna varierar mellan 3 och 33. Varje nedskrivningsbolag jämförs sedan med medianen för motsvarande bransch i ett antal aspekter. Nedan presenteras de aspekter där nedskrivningsbolagen är signifikant skilda från kontrollgrupperna:

1. Nedskrivningsbolagen är större både i termer av balansomslutning och omsättning

2. Nedskrivningsbolagen har högre skuldsättningsgrad
3. Nedskrivningsbolagen har lägre net earnings-to-assets
4. Nedskrivningsbolagen har lägre net earnings-to-equity
5. Nedskrivningsbolagen har lägre tillväxt i net earnings under de tre år som föregår nedskrivningsåret
6. Nedskrivningsbolagen har lägre genomsnittlig net earnings-to-assets under de tre år som föregår nedskrivningsåret
7. Nedskrivningsbolagen har lägre genomsnittlig aktieavkastning för de tre år som föregår nedskrivningsåret
8. Nedskrivningsbolagen har lägre genomsnittlig aktieavkastning under de sex månader som föregår nedskrivningen

5.3 Discretionary Writedowns of Impaired Assets (Zucca & Campbell 1992)

Till skillnad från andra studier som gjorts på området behandlar Zucca och Campbells (1992) artikel endast diskretionära nedskrivningar på materiella anläggningstillgångar. Författarna bortser från nedskrivningar på materiella anläggningstillgångar som företaget ska göra sig av med, och som därför *måste* skrivas ned under då rådande redovisningsregler. Urvalet består av 77 nedskrivningsobservationer gjorda av 67 amerikanska företag mellan 1978 och 1983.

För att identifiera vad som utmärker nedskrivningsbolagen skapas tre grupper: små och stora nedskrivningar samt en kontrollgrupp, som valts ut så att den matchar nedskrivningsbolagens bransch och balansomslutning. Dessa tre grupper beskrivs sedan i termer av utdelningstillväxt, E/P, D/E och ROA för de tre år som föregår nedskrivningen och för de tre efterföljande åren. Generellt presterar kontrollgruppen bättre än nedskrivningsgrupperna i alla nyckeltal som undersöks. Skillnaderna i E/P och ROA mellan kontrollgruppen och gruppen med stora nedskrivningar är signifikanta både i år -2 och -1. Därför drar författarna slutsatsen att företag som gör stora nedskrivningar utmärks av att de presterar dåligt i perioderna som föregår nedskrivningen.

5.4 Causes and Effects of Discretionary Asset Write-Offs (Francis, Vincent & Hanna 1996)

Precis som Elliot och Shaw (1988) vill författarna till denna studie avgöra till vilken utsträckning nedskrivningar beror på ledningens incitament och till vilken utsträckning de speglar faktiska nedgångar i tillgångsvärden. Utgångspunkten för datainsamlingen är dock annorlunda; Francis et al. (1996) identifierar sina nedskrivningsobservationer genom en sökning bland pressmeddelanden daterade mellan 1989 och 1992 i databasen *PR Newswire*. Den huvudsakliga anledningen till detta tillvägagångssätt är att författarna även vill studera aktiemarknadens reaktion på nedskrivningsnyheten. Efter att nedskrivningar från finansiella institutioner exkluderats återstår 674 nedskrivningsbolag.

Till skillnad från andra studier inom området skiljer författarna mellan olika typer av nedskrivningar. Detta möjliggör jämförelser mellan exempelvis goodwillnedskrivningar, som i hög grad är diskretionära, och lagernedskrivningar, som är mindre diskretionära. I vårt tycke är detta något som lyfter studien, och det är delvis därför som vi har valt att replikera Francis et al. (1996) i den första delen av vår uppsats. Dessutom gör den regressionsmodell som används det möjligt för författarna att testa olika variablers påverkan på både nedskrivningsbeslutet som sådant samt storleken på nedskrivningen.

Då vi valt att replikera Francis et al. (1996) kommer en mer detaljerad beskrivning av studien att ingå i vårt metodavsnitt, medan det i den direkt följande texten endast ges en översiktlig bild. För att kunna jämföra nedskrivningsbolag med icke-nedskrivningsbolag väljs en kontrollgrupp ut för varje år som är lika stor som nedskrivningsgruppen för samma år. Tre grupper av variabler beräknas för nedskrivnings- och kontrollgruppen. Den första gruppen ska fungera som proxies för faktiska nedgångar i tillgångsvärden, den andra gruppen ska fungera som proxies för ledningens incitament att skriva ned och den tredje är kontrollvariabler som ska reducera bransch- och storleksrelaterade bias. Sammanlagt ska 14 oberoende variabler förklara den beroende variabeln som är nedskrivningsbeloppet normaliserat med bolagets tillgångar.

Eftersom det normaliserade nedskrivningsbeloppet är noll för kontrollgruppen blir den beroende variabeln begränsad åt ena hållet. Detta i kombination med att man vill förklara både existensen av nedskrivningar och deras storlek gör att författarna väljer att använda sig av en så kallad

tobitregression. Regressioner skattas dels för alla nedskrivningsobservationer och dels för varje nedskrivningstyp. Resultaten visar att gruppen av variabler som fungerar som proxies för faktiska nedgångar i tillgångsvärden tillsammans är signifikanta i att förklara existensen av nedskrivningar och deras storlek. När författarna kontrollerar för denna första grupp av variabler finner de att nedskrivningar är mer frekventa och av större storlek om det nyligen har skett ett byte av företagets VD eller styrelseordförande och om företaget eller branschen tidigare har gjort många nedskrivningar. Tvärtemot vad författarna förutspådde finner de också att sannolikheten för nedskrivningar minskar om företaget presterar onormalt dåligt eller onormalt bra. I linje med vad som förväntas har gruppen av variabler som fungerar som proxies för ledningens incitament ingen påverkan på lagernedskrivningar, marginell påverkan på nedskrivningar av materiella anläggningstillgångar men stor påverkan på goodwillnedskrivningar och omstruktureringsavsättningar.

5.5 An analysis of factors influencing asset writedowns (Cotter, Stokes & Wyatt 1998)

Författarna till denna artikel vill testa tre hypoteser angående vilka faktorer som påverkar nedskrivningars storlek. Den första hypotesen är att företag som är mer utsatta för faktiska nedgångar i tillgångsvärden redovisar större nedskrivningar än andra företag. Anledningen till detta är att företagsledningen, enligt författarna, har incitament att redovisa tillgångsvärden som är så verklighetsförankrade som möjligt.

Den andra hypotesen är att företag som har större kapacitet att absorbera nedskrivningar i resultat- och balansräkningen också gör större nedskrivningar. Med kapacitet att absorbera nedskrivningar menas i praktiken lägre skuldsättningsgrad och större reserver av likvida medel. Anledningen till att högt skuldsatta bolag bör vara mindre benägna att göra stora nedskrivningar är att de då löper risk att bryta mot skuldkovenanter. Den tredje och sista hypotesen är att fler byten av personer i styrelsen leder till större nedskrivningar.

För att undersöka sina hypoteser granskar författarna årsredovisningarna från 1993 för 83 slumpvis utvalda företag noterade på den australiska börsen. Denna tvärsnittsanalys gör att författarna minimerar problemet med att jämföra nedskrivningar under perioder med olika

makroekonomiska förhållanden. Totalt gör 66 av de 83 företagen olika typer av nedskrivningar under 1993.

En multivariat OLS-regression skattas, där den beroende variabeln är totala nedskrivningar i förhållande till balansomslutning. De oberoende variabler som ska fungera som proxies för faktiska nedgångar i tillgångsvärden är M/B, EV samt summan av nettoförändringar i ROA från 1991 till och med 1993. För att mäta kapacitet att absorbera nedskrivningar används variablerna likvida medel i förhållande till tillgångar samt skulder i förhållande till tillgångar. Den tredje hypotesen mäts som andel av styrelsen, inklusive VD, som byts ut mellan 1992 och 1993. Anmärkningsvärt är att samtliga förklarande variabler, förutom byten i styrelsen, är signifikanta. Modellen har ett R^2 på 47%, vilket är mycket högt i förhållande till vad liknande studier har funnit.

5.6 Effect of Board Changes on Writedowns of Non-Current Assets (Ahmed & Roush 2002)

Studien täcker alla företag som handlades på den Nya Zeeländska börsen mellan 1993 och 1999, förutom banker och andra finansiella institutioner som exkluderats på grund av att de avviker i termer av tillgångsstruktur och redovisningsregler. Även företag där information saknas gällande styrelsens sammansättning utesluts, vilket ger ett slutligt urval på 337 observationer. Av dessa utgörs 86 av nedskrivningar och 251 av icke-nedskrivningar.

Syftet med studien är dels att försöka förklara nedskrivningsbeslutet som sådant, och dels att förklara storleken på nedskrivningen. För att förklara nedskrivningsbeslutet som sådant används en binär logistisk multivariat regression, där den beroende variabeln har värdet 1 om företaget gör en nedskrivning och 0 om företaget inte gör någon nedskrivning. Ett ensidigt signifikanstest ger att variablerna förändring i styrelse, balansomslutning samt ROA är signifikanta för den binära regressionen. Alla koefficienters tecken stämmer överensstämmer med vad som förväntats, modellens förklaringsgrad blir signifikant och kan förklara 11% av variationerna i den beroende variabeln.

För att förklara nedskrivningens storlek skattas en multivariat regression med logaritmen av nedskrivningens storlek som beroende variabel. De ensidigt signifikanta variablerna för denna

regression är förändring i styrelse, balansomslutning samt market to book. Alla koefficienters tecken stämmer överens stämmer med vad som förväntats, modellens förklaringsgrad blir signifikant och får ett justerat R^2 på 17,3%.

5.7 Sammanfattning

Då tidigare studier skiljer sig åt nämnvärt i fråga om urval, metod och förklarande variabler kan man konstatera att det inte verkar finnas någon konsensus kring hur denna typ av studie bör utformas. Dessutom gör användandet av olika statistiska modeller att jämförelser av resultat försvåras. Det går dock att se vissa mönster i vilka variabler som ofta är signifikanta i att förklara nedskrivningarna.

TABELL 1
Översiktlig genomgång av tidigare studier

Författare	År	Land	Studerad period	Nedskrivningstyp	Urval	Kontrollgrupp	Metod	Signifikanta variabler	Insignifikanta variabler
Strong och Meyer	1987	USA	1981-1985	Nedskrivningar relaterade till omstruktureringar	120 nedskrivningsbolag	15 bolag från samma bransch / 2 bolag från samma bransch med liknande	Univariat analys (medelvärden) / Multiple discriminant analysis	Univariat analys: förändring i ledning, aktieavkastning, CF/share, P/CF	Univariat analys: andel institutionellt ägande, D/A, M/B, CA/CL, skattesats
Elliott och Shaw	1988	USA	1982-1985	Nedskrivningar som bedöms vara diskretionära	240 nedskrivningsbolag	Alla företag i samma bransch som inte gör någon nedskrivning	Univariat analys (medianer)	Balansomslutning, omsättning, D/E, ROA, ROE, vinsttillväxt, aktieavkastning	Omsättningstillväxt
Zucca och Campbell	1992	USA	1978-1983	Diskretionära nedskrivningar på materiella anläggningstillgångar	67 nedskrivningsbolag	Totalt 67 bolag matchade på basis av år, bransch och balansomslutning	Univariat analys (medelvärden)	E/P (stora nedskrivningar), ROA (stora och små nedskrivningar)	D/E (stora och små nedskrivningar), utdelningstillväxt (stora nedskrivningar)
Francis, Hanna och Vincent	1996	USA	1989-1992	Nedskrivningar på goodwill, varulager och materiella anläggningstillgångar samt avsättningar för omstrukturering	674 nedskrivningsbolag	Totalt 674 bolag matchade på basis av år (olika kontrollgrupper för olika nedskrivningstyper)	Univariat analys (medianer) / Tobitregression	Generisk tobitregression: aktieavkastning, förändring i ledning/styrelse, storlek, tidigare nedskrivningar	Generisk tobitregression: B/M, förändring i B/M, förändring i ROA, branschens tillväxttakt, B/M och ROA, ovanligt bra/dålig EBIT
Cotter, Stokes och Wyatt	1998	Australien	1993	Totala nedskrivningar	66 nedskrivningsbolag	17 icke-nedskrivningsbolag	Univariat analys (korrelationer) / Multivariat OLS-regression	Multivariat regression: M/B, marknadsvärde av balansomslutning, förändring i ROA, C/A, D/A	Multivariat regression: andel förändring i styrelse
Ahmed och Roush	2002	Nya Zeeland	1993-1999	Totala nedskrivningar	86 nedskrivningsobservationer	251 icke-nedskrivningsobservationer	Univariat analys (medelvärden) / Multivariat OLS-regression / Binär logistisk regression	Binär logistisk regression: andel förändring i styrelse, balansomslutning, förändring i ROA	Binär logistisk regression: M/B, D/A

Ett sådant mönster är att nedskrivningsbolag i högre utsträckning än andra har bytt ut personer på ledande poster i företaget under åren kring nedskrivningen. Visserligen finns skillnader i termer av vad som mäts (förändring i styrelse eller i ledning), hur det mäts (som andel förändring eller som dummyvariabel) samt i vilken tidpunkt det mäts (året för nedskrivningen eller året före nedskrivningen), men samtliga studier som undersökt denna variabel förutom Cotter et al. (1998) har funnit att den är signifikant. Ett annat mönster som kan urskiljas är benägenheten att göra nedskrivningar ökar med företagets storlek. Även detta mäts på olika sätt, till exempel i termer av balansomslutning, marknadsvärde av balansomslutning eller omsättning. Fyra av de sex studier som presenterats i detta avsnitt finner också att ett företags aktieavkastning är negativt korrelerad med storleken på eller förekomsten av nedskrivningar.

6. Metod

I detta avsnitt kommer vi inledningsvis att beskriva hur data inhämtats och vilken urvalsmetod vi använder oss av. Vidare kommer vi att beskriva de beroende och oberoende variabler som ingår i våra modeller. Slutligen kommer vi att förklara den statistiska modell vi använder oss av för att replikera studien i Francis et al. (1996) och diskutera de antaganden som ligger till grund för denna.

6.1 Beskrivning av data

Data för nedskrivningar, som används för beräkningen av de beroende variablerna, samlas in från Datastream för samtliga bolag på Stockholmsbörsens large- och mid-cap lista mellan 31 december 2000 och 31 december 2008. Valet av tidsperiod beror på tre faktorer:

1. Datastream rapporterar mycket få nedskrivningar och avsättningar för omstrukturering för bolag före år 2000
2. Vi vill ha en period före respektive efter införandet av IFRS för att kunna jämföra resultaten mellan dessa två tidsperioder

3. För att genomföra vår studie behöver vi ett tillräckligt stort antal observationer, vilket inte är möjligt att få om vi använder för få år i studien²

Vår sökning ger 502 observationer, varav 336 för large-cap listan och 166 för mid-cap listan. Dessa fördelar sig på nedskrivningar för goodwill (WC18225), övriga immateriella tillgångar (WC18226), materiella anläggningstillgångar (WC18274) samt avsättningar för omstrukturering (WC18227). Till skillnad från Francis et al. (1996) ingår inte lagernedskrivningar i vår studie, då denna nedskrivningstyp inte går att finna i Datastream. Istället har vi valt att inkludera nedskrivningar av övriga immateriella tillgångar, för vilken företagsledningen har större bedömningsutrymme.

Av dessa 502 observationer eliminerar vi 15 stycken på grund av extremvärden, dels för observationerna och dels för de variabler som i modellen ska förklara observationerna. Ytterligare nio observationer elimineras då det för dessa inte är möjligt att räkna ut den beroende variabeln Norm imp, vilket förklaras i avsnitt 6.2. Återstående 478 observationer fördelar sig enligt nedan:

TABELL 2

Antal nedskrivningar per typ och år, 2000-2008

Redovisningsår	Goodwill	Övriga immateriella tillgångar	Materiella anläggningstillgångar	Omstrukturerings-avsättningar	Summa	Totala nedskrivningar ^a
2000	2	0	0	11	13	12
2001	2	0	1	12	15	14
2002	10	4	10	15	39	25
2003	8	4	21	10	43	30
2004	15	9	22	15	61	36
2005	11	7	23	13	54	41
2006	13	21	27	20	81	49
2007	14	19	29	18	80	47
2008	<u>14</u>	<u>19</u>	<u>33</u>	<u>26</u>	<u>92</u>	<u>59</u>
Total	89	83	166	140	478	313

^a I totala nedskrivningar räknas en observation som summan av alla nedskrivningar ett företag gjort under ett visst år. Dessa observationer används för den generiska skattningen.

I studien gör vi specifika regressioner för observationer separerade på varje typ av nedskrivning (hädanefter specifika skattningar), men även på totala nedskrivningar för företag under varje år

² Francis et al använder sig av data för nedskrivningar mellan 1 januari 1989 och 31 december 1992. Deras data är dock från USA, vilket medför att de får fler observationer trots att en kortare tidsperiod studeras.

(hädanefter generisk skattning). Eftersom ett givet företag under ett visst år kan ha flera typer av nedskrivningar registrerade i Datastream är inte antalet observationer för vår generiska skattning detsamma som summan av antalet observationer för våra specifika skattningar. Antalet observationer för vår generiska skattning i ovanstående urval är 313, vilket åskådliggörs i kolumnen totala nedskrivningar i tabell 2 och raden totala nedskrivningar i tabell 3.

TABELL 3

Fördelning och storlek per typ av nedskrivning, 2000-2008

Typ	Antal	kSEK				% av balansomslutning ^a	
		Max	Medel	Median	Min	Medel	Median
Goodwill	89	6 950 000	272 318	37 500	78	1.0%	0.2%
Övriga immateriella tillgångar	83	621 000	73 005	19 000	38	0.4%	0.1%
Materiella anläggningstillgångar	166	8 371 000	191 261	25 400	100	0.4%	0.1%
Omstruktureringsavsättningar	140	14 321 000	648 489	144 658	236	1.7%	0.8%
Total	478	14 321 000	319 735	41 150	38	0.9%	0.2%
Totala nedskrivningar ^b	313	23 261 000	488 286	57 000	91	1.4%	0.5%

^a % av balansomslutning räknas som nedskrivningens storlek dividerat med balansomslutningen för samma årsslut.

^b I totala nedskrivningar räknas en observation som summan av alla nedskrivningar ett företag gjort under ett visst år. Dessa observationer används för den generiska skattningen.

Från tabell 3 kan man utläsa att medelvärdet för samtliga typer av nedskrivningar är betydligt högre i totala belopp och i förhållande till balansomslutningen än medianvärdet. Vidare kan konstateras att de största observationerna är för goodwill och omstruktureringsavsättningar, både sett till medelvärdet och medianen.

Ovanstående observationer utgör vårt nedskrivningsurval. För jämförelse väljer vi även ett icke-nedskrivningsurval bestående av lika många företag. Populationen av icke-nedskrivningsföretag per år definieras som företag som inte har någon av ovanstående nedskrivningstyper registrerade i Datastream för det året. Från varje årlig population av icke-nedskrivningsbolag väljer vi slumpmässigt ut ett lika stort antal företag som det finns nedskrivningsföretag för det året. För den generiska skattningen väljs exempelvis 36 icke-nedskrivningsbolag ut 2004 för att jämföras med motsvarande antal nedskrivningsbolag under detta år. Denna årliga matchning innebär att ett bolag som finns med i urvalet av nedskrivningsföretag under ett år kan väljas som icke-nedskrivningsföretag ett annat år, givet att det möter kriterierna för icke-nedskrivningsföretag under det året. Anledningen till den årliga matchningen är att de oberoende variablerna i

modellen är både företags- och tidsspecifika. Att undersöka om företag i större utsträckning gör nedskrivningar när aktiekursen går ned kräver till exempel att vi mäter aktieavkastning för en speciell tidsperiod. Genom att välja ut lika många icke-nedskrivningsföretag som nedskrivningsföretag för varje år kontrollerar vi för tidsspecifika faktorer, som exempelvis allmänna börsnedgångar och förändrade redovisningsregler. För de specifika skattningarna väljs jämförelsegrupperna på samma sätt. För goodwillnedskrivningar väljs exempelvis 15 icke-nedskrivningsbolag ut år 2004, då urvalet av nedskrivningsbolag för detta år är 15.

Data för de oberoende variabler som används i studien har också, med ett undantag, inhämtats från Datastream. Data inhämtat från Datastream är mellan åren 1996-2008 och består av: omsättning (WC01001), vinst före utdelning på preferensaktier (WC01651), balansomslutning (WC03999), utdelningsjusterad aktieavkastning (WC08801), vinst före ränta och skatter (WC18191) och M/B (MTBV). Utöver detta har vi inhämtat information om byten på posterna verkställande direktör, finansdirektör och styrelseordförande mellan åren 1999-2008 för de bolag som ingår i studien.

Då vi i första delen av vår studie ämnar replikera studien av Francis et al. (1996) finner vi det lämpligt att ta upp de avvikelser vi gör från nämnda studie i vår datainsamling. Studien av Francis et al. (1996) innehåller fyra typer av observationer: nedskrivningar av goodwill, varulager, materiella anläggningstillgångar och avsättningar för omstrukturering. Då nedskrivningar för varulager inte finns att tillgå i Datastream har vi istället valt att titta på nedskrivningar för övriga immateriella tillgångar. En annan avvikelse från Francis et al. (1996) är att vi inte kodar nedskrivningarna efter datum för offentliggörande, då ett flertal tidigare studier visar att en stor majoritet av nedskrivningar sker i fjärde kvartalet (Zucca och Campbell, 1992; Francis et al., 1996). Vidare inhämtar Francis et al. (1996), till skillnad från oss, sina observationer från PR Newswire. Detta introducerar ett urvalsbias i deras studie, då endast observationer där ledningen beslutat att gå ut med ett pressmeddelande om nedskrivningen inkluderas. Då data i vår studie inhämtas från Datastream borde detta bias elimineras. Nämnas bör dock att ett resultat av denna skillnad i datainhämtning är även att vår studie inkluderar nedskrivningar som är avsevärt mindre i förhållande till företagens balansomslutning än studien av Francis et al. (1996).

Slutligen väljer Francis et al. (1996) att exkludera finansiella institutioner ur sitt urval med motiveringen att dessa företags nedskrivningar oftast inte var diskretionära på grund av förändringar i reglering under den studerade perioden. Då detta inte är fallet i vår studie väljer vi att inkludera även finansiella institutioner i urvalet av nedskrivningsföretag, och följaktligen även i urvalet av icke-nedskrivningsföretag.

6.2 Beskrivning av variabler

Nedan beskrivs de beroende och oberoende variabler som används i vår studie. Först förklarar vi bakgrunden till valet av de variabler som används för den replikerande studien, samt vilka de förväntade resultaten är för varje oberoende variabel. Därefter presenteras ytterligare variabler som vi valt att inkludera i vår studie.

6.2.1 Variabler för den replikerande studien

Som tidigare nämnts gör vi i vår studie specifika skattningar och en generisk skattning för att undersöka relationen mellan de beroende och oberoende variablerna. Den beroende variabeln för den generiska skattningen benämns Norm imp, och definieras som summan av företags observerade totala nedskrivningar för året t_0 dividerat med företags ingående balansomslutning för nedskrivningsbolag och 0 för icke-nedskrivningsbolag. De beroende variablerna för de specifika skattningarna benämns Norm GW (för goodwill), Norm OI (för övriga immateriella tillgångar), Norm PPE (för materiella anläggningstillgångar) och Norm REST (för omstruktureringsavsättningar). På liknande sätt som Norm imp definieras de som observerad nedskrivning för året dividerat med företags ingående balansomslutning för nedskrivningsbolag och 0 för icke-nedskrivningsbolag. Utöver dessa specifika regressioner gör vi även en regression för de observationer vars värde på Norm imp är större än 0,005, för att se om resultaten skiljer sig märkbart åt för de nedskrivningar som är av det större slaget.³ Som tidigare nämnts elimineras nio observationer av nedskrivningar då balansomslutningen vid årsslutet före nedskrivningen inte finns tillgänglig för dessa företag.

³ Detta fungerar som en kontroll mot studien vi replikerar, då nedskrivningarna i Francis et al. (1996), som tidigare nämnts, i snitt är större i förhållande till företagens balansomslutningar än de är i vår studie.

De oberoende variabler som i vår replikerande studie ska förklara existensen av, samt storleken på nedskrivningar är desamma som i studien av Francis et al. (1996), med vissa modifikationer. Dessa kan delas in i tre grupper:

1. Variabler som indikerar sannolikheten att ett företag har övervärderade tillgångar och utsträckningen av övervärdet på tillgångarna
2. Variabler som indikerar företagsledningens incitament att skriva ned tillgångar
3. Kontrollvariabler

Den första gruppen av variabler är baserade på antagandet att övervärderade tillgångar är associerade med (1) att ett företag har presterat dåligt historiskt och (2) nedåtgående trender i företagets bransch.⁴ Skillnaderna mellan vår replikerande studie och Francis et al. (1996) är en annorlunda uträkning av måtten för aktieavkastning (se nedan), samt att vi för alla variabler som använder historisk data för mer än ett år bara tar data för tre år tillbaka istället för fem år tillbaka.⁵

RET1 och RET3

Dessa två mått visar historisk aktieavkastning. RET1 definieras som den utdelningsjusterade aktieavkastningen under nedskrivningsåret (t_{-1} till t_0). RET3 definieras som den kumulativa utdelningsjusterade aktieavkastningen från tre år innan nedskrivningsåret till ett år innan nedskrivningsåret (t_{-3} till t_{-1}). Hypotesen för måtten är att ju sämre ett företags historiska aktieavkastning är, desto större är sannolikheten att tillgångarna tappat i värde. Med andra ord förväntas RET1 och RET3 vara negativt korrelerade till förekomsten av nedskrivning och dess storlek. Som nämnts använder vi inte samma mått för aktieavkastning som Francis et al. (1996), då de använder sig av *cumulative abnormal return* (CAR) istället för ren aktieavkastning. Anledningen till detta är att författarna inte presenterar hur de räknar ut CAR (vilket kan göras på flera olika sätt) och att förväntningarna på korrelationerna för RET1 och RET3 till förekomsten av nedskrivningar ändå blir desamma. Vidare använder sig tidigare studier inom området av ren aktieavkastning, vilket indikerar att valet av definition som vi gör på RET1 och RET3 är rimligt.

⁴ Dessa antaganden går i linje med resultaten från tidigare studier, exempelvis Elliott och Shaw (1988).

⁵ Detta görs för att vi skulle få för många saknade värden om vi använde oss av data för fem år tillbaka.

BTM1 och $\Delta BTM3$

BTM1 definieras som företagets B/M minus företagets branschmedians B/M mätt vid årsslutet före nedskrivningsåret (t_{-1}). Branschmedian definieras som medianen av B/M för alla företag i nedskrivningsföretagets tvåsiffriga GICS-kod.⁶ Företag med högre B/M än branschmedianen förväntas att med större sannolikhet ha övervärderade tillgångar, så BTM1 förväntas vara positivt korrelerad till förekomsten av nedskrivning och dess storlek. $\Delta BTM3$ definieras som den genomsnittliga förändringen i företagets B/M från tre år innan till ett år innan nedskrivningsåret (t_{-3} till t_{-1}). Variabeln förväntas vara positivt korrelerad till förekomsten av och storleken på nedskrivningar.

$\Delta ROA3$

Variabeln definieras som genomsnittlig förändring i företagets räntabilitet på totala tillgångar mellan t_{-3} till t_{-1} . $\Delta ROA3$ förväntas vara negativt korrelerad till förekomsten av och storleken på nedskrivningar.

IND-GROWTH3, IND_ $\Delta ROA3$ och IND_ $\Delta BTM3$

Dessa variabler ska fånga upp trender i företagens bransch. IND_GROWTH3 definieras som genomsnittet av den årliga procentuella försäljningsökningen för branschmedianen mellan t_{-3} till t_{-1} , där företagets bransch återigen definieras som alla företag med samma tvåsiffriga GICS-kod. IND_ $\Delta ROA3$ definieras som genomsnittlig förändring i branschmedianens avkastning på totala tillgångar mellan t_{-3} till t_{-1} . Båda dessa variabler förväntas vara negativt korrelerade till förekomsten av nedskrivning och dess storlek, då företag i branscher som visar en nedåtgående trend förväntas vara mer sannolika att göra nedskrivningar. IND_ $\Delta BTM3$ definieras som genomsnittlig förändring i branschmedianens B/M mellan t_{-3} till t_{-1} . Denna variabel förväntas vara positivt korrelerad till förekomsten av och storleken på nedskrivningar.

Den andra gruppen av variabler – som ska indikera företagsledningens incitament att skriva ned tillgångar – är gruppen som är av störst intresse för vår studie, givet våra frågeställningar. De tre variabler som ingår i denna grupp är MGMT, GOOD och POOR.

⁶ Den tvåsiffriga GICS-koden representerar sektor, av vilka det finns tio stycken.

MGMT

Variabeln är en dummyvariabel som antar värde 1 om ett byte av verkställande direktör eller styrelseordförande har skett i företaget under året före nedskrivningsåret (t_{-1}) eller under nedskrivningsåret (t_0), och som annars antar värdet 0. MGMT förväntas vara positivt korrelerad till förekomsten av och storleken på nedskrivningen. En förändring i ledning eller styrelse förväntas öka sannolikheten för att nedskrivning sker av de anledningar som presenteras i avsnitt 2.

POOR och GOOD

POOR är ett mått för oväntat dålig avkastning på totalt kapital. För att beräkna detta skapar vi en ny variabel, oväntad avkastning på totalt kapital (UE), mätt som: $(\text{EBIT före nedskrivning } t_0 - \text{EBIT före nedskrivning } t_{-1}) / \text{balansomslutning } t_{-1}$. POOR antar värdet UE om UE är mindre än noll, annars antar variabeln värdet 0. GOOD är ett mått för oväntat bra avkastning på totalt kapital, vilket mäts som positiva värden på UE utöver nedskrivningen. GOOD antar värdet UE – nedskrivning $t_0 / \text{balansomslutning } t_{-1}$ om UE – nedskrivning $t_0 / \text{balansomslutning } t_{-1}$ är större än noll, annars antar variabeln värdet 0.

Valet av ovanstående två variabler kan förklaras av fenomenen big bath accounting och income smoothing (se avsnitt 2.). Om företags EBIT före nedskrivning under ett år är lägre än målsättningen, kan ledningen enligt big bath accounting ha incitament att flytta framtida nedskrivningar till aktuellt år, för att på så sätt slippa göra nedskrivningar åren framöver när resultatet potentiellt förbättras. POOR förväntas därför vara negativt korrelerad till förekomsten av och storlek på nedskrivning. Income smoothing argumentet innebär att ledningen gör nedskrivningar under år då de har oväntat bra resultat, för att jämna ut resultat över åren. GOOD förväntas därför vara positivt korrelerad till förekomsten av nedskrivning och storleken på denna.

HIST, IND_HIST, SIZE

Dessa tre variabler inkluderas i modellen som kontrollvariabler. HIST och IND_HIST kontrollerar för företags respektive branschens benägenhet att göra nedskrivningar. HIST

definieras som antalet år från t_{-3} till t_{-1} som företaget har nedskrivningar registrerade i Datastream. IND_HIST definieras som genomsnittlig HIST för alla företag i branschen, förutom för det aktuella företaget. SIZE definieras som logaritmen av företagets omsättning t_{-1} och kontrollerar för det faktum att tidigare studier visat att sannolikheten för nedskrivningar ökar med företagets storlek (Elliott & Shaw, 1988; Francis et al., 1996; Cotter et al., 1998).

6.2.2 Ytterligare variabler

De variabler vi valt att inkludera i vår studie utöver de som används i replikeringen av Francis et al. (1996) är alla varianter på måttet MGMT. Anledningen till detta är att vi inte tror att den definitionen av MGMT som Francis et al. (1996) valt nödvändigtvis är den bästa varianten för att fånga upp ledningens incitament att skriva ned. Anledningen till detta är att styrelseordföranden inte torde vara involverad i redovisningsfrågor i samma utsträckning som personer på nyckelposter i ledningen. Vi prövar i vår studie därför även dessa variabler:

1. MGMTY0 – 1 om byte av verkställande direktör eller styrelseordförande har skett i företaget under nedskrivningsåret (t_0), annars 0
2. MGMT2 – 1 om byte av verkställande direktör eller finansdirektör har skett i företaget under året före nedskrivningsåret (t_{-1}) eller under nedskrivningsåret (t_0), annars 0
3. MGMT2Y0 – 1 om byte av verkställande direktör eller finansdirektör har skett i företaget under nedskrivningsåret (t_0), annars 0
4. MGMT3 - 1 om byte av verkställande direktör, finansdirektör eller styrelseordförande har skett i företaget under året före nedskrivningsåret (t_{-1}) eller under nedskrivningsåret (t_0), annars 0
5. MGMT3Y0 - 1 om byte av verkställande direktör, finansdirektör eller styrelseordförande har skett i företaget under nedskrivningsåret (t_0), annars 0
6. MGMTCEO – 1 om byte av verkställande direktör har skett i företaget under året före nedskrivningsåret (t_{-1}) eller under nedskrivningsåret (t_0), annars 0
7. MGMTCEOY0 – 1 om byte av verkställande direktör har skett i företaget under nedskrivningsåret (t_0), annars 0
8. MGMTSUM – Antal byten av verkställande direktör och styrelseordförande som har skett i företaget under året före nedskrivningsåret (t_{-1}) och under nedskrivningsåret (t_0)

9. MGMTSUMY0 – Antal byten av verkställande direktör och styrelseordförande som har skett i företaget under nedskrivningsåret (t_0)
10. MGMTSUM2 – Antal byten av verkställande direktör och finansdirektör som har skett i företaget under året före nedskrivningsåret (t_{-1}) och under nedskrivningsåret (t_0)
11. MGMTSUM2Y0 – Antal byten av verkställande direktör och finansdirektör som har skett i företaget under nedskrivningsåret (t_0)
12. MGMTSUM3 – Antal byten av verkställande direktör, finansdirektör och styrelseordförande som har skett i företaget under året före nedskrivningsåret (t_{-1}) och under nedskrivningsåret (t_0)
13. MGMTSUM3Y0 – Antal byten av verkställande direktör, finansdirektör och styrelseordförande som har skett i företaget under nedskrivningsåret (t_0)

6.2.3 Saknade värden

För de oberoende variabler vars beräkningar utgår från värden hämtade från Datastream saknas en del värden, varför de oberoende variablerna för vissa observationer inte kan beräknas. Saknade variabler byts ut mot medelvärdet av variabeln för vårt urval av nedskrivningsföretag (om det aktuella företaget som saknar den oberoende variabeln är ett nedskrivningsföretag) respektive mot medelvärdet av variabeln för vårt urval av icke-nedskrivningsföretag (om det aktuella företaget som saknar den oberoende variabeln är ett icke-nedskrivningsföretag). Vi är medvetna om att detta kan störa modellen, men då vårt urval är relativt litet väljer vi att göra så för att inte tappa för många observationer.

6.3 Tobitmodellen

I vår replikerande studie använder vi oss av tobitmodellen, vilket är en typ av *censored regression-modell*. Modellen är en utveckling av den mer kända probitmodellen och antar att det finns en latent (icke observerbar) variabel, Y_i^* , som är linjär i X_i , vektorn av de oberoende variablerna, via β_i , vektorn av koefficienterna. I den vanligast förekommande varianten av tobitmodellen är den observerbara variabeln Y_i definierad att vara lika med den latent variabeln när denna är större än noll och noll i annat fall. Formeln för tobitmodellen kan då i termer av den latent variabeln skrivas:

$$Y_i^* = \beta_i X_i + u_i$$

$$Y_i = Y_i^* \quad \text{om} \quad Y_i^* > 0$$

$$Y_i = 0 \quad \text{om} \quad Y_i^* \leq 0$$

Feltermerna u_i antas vara homoscedastiska, oberoende av varandra och följa en normalfördelning: $u_i \sim N(0, \sigma^2)$.⁷

Från ovanstående formel kan konstateras att tobitmodellen är en kombination av en kvalitativ regressionsmodell med binärt utfall (som probit och logit), och en kvantitativ klassisk linjär regressionsmodell. Eftersom Y_i är censurerad för värden under noll är det känt att om OLS används för estimat av vektorn av koefficienterna blir de felaktiga (Sigelman & Zeng, 1999).⁸ Som ett resultat av detta måste tobitmodellen estimeras med maximum likelihood estimeringen (MLE) föreslagen av Tobin.

Den grundläggande idén med MLE är att finna en uppsättning estimat av koefficienterna som, om dessa estimat av koefficienterna vore sanna för populationen, med högst sannolikhet hade genererat observerad urvalsdata. För ett urval av N observationer Y_N är frågan: vad är sannolikheten att ha valt ut dessa observationer från populationen, givet en viss uppsättning av parametervärden för populationen? I MLE prövas olika tänkbara värden på populationsparametrarna ut tills en uppsättning av parametrar som maximerar denna sannolikhet identifieras (Gujarati, 2003).

Av detta följer att ett uttryck för sannolikheten att observera en viss uppsättning av Y_i i urvalet måste kunna formuleras. För ovanstående tobitmodell görs detta på följande sätt. Vi definierar $f(Y_i^*)$ som täthetsfunktionen och $F(Y_i^*)$ som den kumulativa täthetsfunktionen för Y_i^* . Då är sannolikheten att observera ett Y_i som inte är lika med noll $f(Y_i^*)$ och sannolikheten att observera

⁷ Ovanstående formel är den ursprungliga tobitmodellen, med censurering för värden lägre än 0. Det finns även varianter där den beroende variabeln är censurerad för värden högre än en angiven gräns (Amemiya, 1973). Syftet med detta avsnitt är inte att ge en heltäckande beskrivning av tobitmodellen och dess varianter, utan att förklara dess beståndsdelar och viktiga antaganden som måste vara uppfyllda för den.

⁸ OLS genererar ett nedåt-bias i estimatet av lutningskoefficienten.

ett Y_i lika med noll $p(Y_i^* \leq 0) = F(0)$. Log likelihood-funktionen för modellen kan då skrivas (Sigelman & Zeng, 1999):

$$\ln L = \ln \left(\prod_{Y_i > 0} f(Y_i) \prod_{Y_i = 0} F(0) \right) = \sum_{Y_i > 0} \ln f(Y_i) + \sum_{Y_i = 0} \ln F(0)$$

Då Y_i^* är normalfördelad (eftersom u_i är normalfördelade) kan log likelihood-funktionen skrivas om i termer av täthetsfunktionen och den kumulativa täthetsfunktionen, $\varphi(\cdot)$ och $\Phi(\cdot)$, för en normalfördelning:

$$\ln L = \sum_{Y_i > 0} \left(-\ln \sigma + \ln \varphi \left(\frac{Y_i - X_i \beta_i}{\sigma} \right) \right) + \sum_{Y_i = 0} \ln \left(1 - \Phi \left(\frac{X_i \beta_i}{\sigma} \right) \right)$$

Målet med MLE är således att maximera log likelihood-funktionen, det vill säga skatta värdena för de okända parametrarna så att sannolikheten att observera givna Y_i blir så hög som möjligt (Sigelman & Zeng, 1999).

Tobitmodellen är känslig för antagandet om normalfördelning och homoscedasticitet av feltermerna. Icke-normalitet och heteroscedasticitet kan i modellen leda till ett MLE av parametrarna som är felaktiga (Newey, 1987). I en normal linjär regression leder överträdelser av antagandena om homoscedasticitet och normalitet i regel bara till att resultaten av skattningen försvagas (högre standardfel för de skattade parametrarna), medan de i användandet av tobitmodellen alltså kan få mer allvarliga konsekvenser såsom felaktiga parameterestimater.

Det finns estimatorer som är relativt robusta för olika varianter av icke-normala eller heteroscedastiska feltermsdistributioner, såsom Powells symmetrically censored least squares (SCLS) estimator. Förutom att ge estimat av regressionsparametrarna som är robusta för avvikelser från normalfördelningsantagandet gör denna typ av modeller det möjligt att testa för heteroscedasticitet och icke-normalitet i tobitmodellen. Praktiskt görs detta genom att forma tester baserat på skillnaden mellan Tobit MLE och SCLS estimatorerna (Newey, 1987).⁹ Även om flera estimatorer och metoder för att hantera problemet med icke-normalitet presenterats,

⁹ Testen som används är Hausman-test, Lagrange multiplier-test och conditional moment-test.

råder dock fortfarande ingen konsensus kring hur avvikelse från normalitetsantagandet ska hanteras i tobitmodeller (Greene, 2000).

6.4 Tobitmodell för den replikerande studien

Tobitmodellen som i vår replikerande studie används för att estimerar vikten av variabler för övervärderade tillgångar respektive variabler för ledningens incitament i att förklara existensen av och storleken på nedskrivningar har följande utseende:

$$\begin{aligned} Norm\ imp_i = & \alpha_0 + \beta_1 RET1_i + \beta_2 RET3_i + \beta_3 BTM1_i + \beta_4 \Delta BTM3_i + \beta_5 \Delta ROA3_i \\ & + \beta_6 IND_GROWTH3_i + \beta_7 IND_ \Delta BTM3_i + \beta_8 IND_ \Delta ROA3_i + \beta_9 \Delta MGMT_i \\ & + \beta_{10} POOR_i + \beta_{11} GOOD_i + \beta_{12} HIST_i + \beta_{13} IND_HIST_i + \beta_{14} SIZE_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Förutom denna generiska tobit skattar vi även de specifika tobitregressionerna för Norm GW, Norm OI, Norm PPE, Norm REST och Norm imp > 0,005 med samma oberoende variabler.

Francis et al. (1996), använder en viktad tobitmodell för att kompensera för de *choice-based sampling problems* som diskuteras av Zmijewski (1984). I deras studie justeras urvalen av nedskrivnings- och icke-nedskrivningsobservationer (som är lika stora) för att reflektera frekvensen av nedskrivningar i populationen, och vikterna sätts för att efterlikna en 20 procents frekvens att observera en nedskrivning i populationen. Vikten baseras på Elliott och Hannas (1996) resultat att andelen företag i Compustat som rapporterade negativa specialposter större än 1 procent av balansomslutningen varierade mellan 17 och 21 procent under perioden 1989-1992.

Vi använder oss, liksom Francis et al. (1996) av en viktad tobitmodell, men sätter vikterna för att efterlikna en 30 procents frekvens att observera en nedskrivning i populationen. Vikten baseras på den data vi inhämtat från Datastream, där i genomsnitt ungefär 30 procent av bolagen som har redovisningsdata tillgänglig i Datastream rapporterar nedskrivningar under perioden 2000-2008.

Då överträdelser av antagandena om normalfördelning och homoscedasticitet kan få allvarliga konsekvenser för skattningen av parametrarna i en tobitmodell vore det optimalt att diagnosticera modellen och vid överträdelser av antagandena justera variablerna för att kunna göra en slutlig

skattning. En alternativ lösning vore att använda en estimator som är mer robust för avvikelser från antagandena, exempelvis SCLS som presenterades ovan. Detta är dock inte helt enkelt att göra i praktiken, då det inte finns någon konsensus bland statistiker kring hur framförallt problemet med icke-normalitet bör hanteras (Greene, 2000).

I viss mån testar vi för heteroscedasticitet och icke-normalitet genom att för vår generiska tobitregression även göra en skattning med robusta standardfel. Värdet på koefficienterna blir i en sådan modell desamma som i en vanlig tobitmodell, men estimaten av standardfelen är mer robusta mot överträdelser av antagandena om normalitet och homoscedasticitet. Dessa resultat ger ingen indikation på att icke-normalitet och heteroscedasticitet är stora problem för vår tobitmodell.

Francis et al. (1996) presenterar i sin studie inga tester för att visa att ovanstående antaganden för tobitmodellen är uppfyllda. Detta är de inte ensamma om. Suoniemi (1992) hävdar att många forskare aldrig testar för normalitet och heteroscedasticitet eftersom det saknas specifikationstest som är enkla att använda. Vårt antagande blir således att Francis et al. (1996) bortsett från problematiken med tobitmodellen om antagandena inte skulle vara uppfyllda. Dessutom är avsikten med den replikerande studien att jämföra de resultat som Francis et al. (1996) får i sin studie på den amerikanska marknaden med våra resultat på den svenska marknaden, och inte att skriva en uppsats om de teoretiska svårigheter som tobitmodellen medför. Av dessa skäl väljer vi att, i denna del av uppsatsen, fortsätta som om antagandena för tobitmodellen vore uppfyllda. Då vi är medvetna om problematiken kommer vi dock att tolka våra resultat från tobitregressionerna med försiktighet.

Vi testar de oberoende variablerna för parvisa korrelationer genom Pearson och Spearman test, samt gör ett multikollinearitetstest för modellen som helhet där vi använder oss av VIF (Variance Inflation Factor) och Tolerance (Gujarati, 2003). Då endast två korrelationer överstiger 50 procent (Spearman test) och ingen av variablerna har hög VIF eller låg Tolerance är inte multikollinearitet ett stort problem (se Appendix).

7. Resultat och analys av replikerande studie

7.1 Resultat av univariat analys

I den univariata analysen testar vi för skillnaden mellan medelvärdena och medianerna på de oberoende variablerna för grupperna av nedskrivningsbolag respektive icke-nedskrivningsbolag. K-S Lilliefors och Shapiro-Wilks normalitetstest visar att de oberoende variablerna inte uppfyller antagandet om normalfördelning som ett t-test kräver (se Appendix). Enligt centrala gränsvärdessatsen kan t-testet ändå vara lämpligt, då urvalet är relativt stort.¹⁰ Vi presenterar därför resulterande signifikansnivåer för t-testet (för urval med olika populationsvarianser) för att testa differensen mellan medelvärdena av de oberoende variablerna i de två grupperna.¹¹ Vi presenterar även resulterande signifikansnivåer för det icke-parametriska Mann-Whitney U testet, där inget antagande om normalfördelning finns.

TABELL 4

Univariat analys av determinanter för nedskrivningsbeslut, 2000-2008

Variabel	Nedskrivningsföretag		Icke-nedskrivningsföretag		Differens		Signifikansnivå ^a	
	Medel	Median	Medel	Median	Medel	Median	t test	Mann-Whitney
RET1	7.5%	7.4%	17.8%	14.6%	-10.3%	-7.2%	0.03	0.10
RET3	77.8%	46.4%	113.2%	71.0%	-35.5%	-24.6%	0.00	0.00
BTM1	7.3%	0.7%	2.3%	-2.3%	5.0%	3.0%	0.06	0.01
ΔBTM3	0.9%	-5.7%	-3.1%	-7.5%	3.9%	1.7%	0.23	0.37
ΔROA3	10.0%	3.9%	20.7%	4.7%	-10.7%	-0.7%	0.08	0.56
IND_GROWTH3	11.8%	10.1%	10.6%	9.5%	1.2%	0.6%	0.31	0.21
IND_ΔBTM3	-3.3%	-11.0%	-4.5%	-7.5%	1.2%	-3.5%	0.54	0.21
IND_ΔROA3	8.3%	9.4%	8.6%	4.5%	-0.3%	4.9%	0.87	0.87
MGMT	45.4%	0.0%	37.1%	0.0%	8.3%	0.0%	0.04	0.04
GOOD	3.5%	0.2%	5.0%	1.1%	-1.5%	-0.8%	0.21	0.00
POOR	-1.6%	0.0%	-4.1%	0.0%	2.5%	0.0%	0.00	0.11
HIST (antal år)	1.42	1.00	0.45	0.00	0.96	1.00	0.00	0.00
IND_HIST (antal år)	0.85	0.76	0.73	0.62	0.11	0.14	0.01	0.10
SIZE	7.04	7.12	6.32	6.29	0.72	0.82	0.00	0.00

^aSignifikansnivåer visas för tvåsidigt t test och Mann-Whitney U test

Från tabellen kan utläsas att differensen både för medelvärdet och medianen är åt förväntat håll för nio av de fjorton variabler som testas. De differenser som har oväntat tecken på medelvärde eller median är IND_GROWTH3, IND_ΔBTM3, IND_ΔROA3, GOOD och POOR, där endast

¹⁰ För ett t-test för oberoende urval måste man ha två icke-relaterade urval från normalfördelade distributioner, eller så måste urvalsstorleken vara tillräckligt stor för att kompensera för icke-normalitet. Enligt centrala gränsvärdessatsen approximeras medelvärden för relativt stora urval väl med normalfördelning, även om data inte är normalfördelad.

¹¹ Vi använder t-testet för olika populationsvarianser då Levenes test indikerar att urvalen har olika varianser

differenserna för GOOD och POOR är statistiskt signifikanta i ett av testen. Av de variablerna med korrekt predicerat tecken på differenserna är det endast ΔBTM3 och ΔROA3 vars differenser inte är signifikanta i något av de två testen. Resultaten är mycket lika de som presenteras i Francis et al. (1996), och de enda två variablerna som inte får samma tecken på differensen när studierna jämförs är $\text{IND_}\Delta\text{BTM3}$ (för medianen) och $\text{IND_}\Delta\text{ROA3}$. Av de variabler där differensen prediceras korrekt i denna studie respektive i Francis et al. (1996) är det samma variabler vars differenser är statistiskt signifikanta.

Resultaten visar att nedskrivningsbolag har sämre tidigare aktiekursutveckling och högre branschjusterad book-to-market än icke-nedskrivningsbolag. De visar också att nedskrivningsbolag är större och har gjort fler nedskrivningar historiskt än icke-nedskrivningsbolag. Slutligen visar resultaten att det för nedskrivningsbolag i större utsträckning än för icke-nedskrivningsbolag har skett ett byte på positionerna verkställande direktör eller styrelseordförande. Ett något förvånande resultat är att icke-nedskrivningsbolag har ett oväntat dåligt resultat som är sämre än det för nedskrivningsbolag, och att de har ett oväntat bra resultat som är bättre än det för nedskrivningsbolag. Detta är dock i linje med resultaten i Francis et al. (1996) och diskuteras mer ingående i den multivariata analysen.

7.2 Resultat av replikerande studie med tobitregressionen

Resultaten från den generiska tobitregressionen med Norm imp som beroende variabel presenteras i tabell 5 nedan. Vi presenterar även en tobitmodell med robusta standardfel, för att se om signifikansnivåerna för de oberoende variablerna förändras märkbart.¹² Den enda nämnvärda skillnaden är att ΔBTM3 inte längre är signifikant i modellen med robusta standardfel (även om den fortfarande har en relativt låg signifikansnivå), medan ΔROA3 istället blir signifikant. Då de två modellerna genererar liknande resultat kommer vi i fortsättningen att använda oss av den vanliga tobitmodellen när vi analyserar våra resultat.

¹² Tobitmodellen med robusta standardfel görs med intreg-funktionen i STATA. Värdet på koefficienterna blir desamma som i en vanlig tobit-modell, men estimaten av standardfelen är mer robusta mot överträdelser av antagandena om normalitet och homoscedasticitet.

TABELL 5

Generisk tobitmodell för Norm imp, 2000-2008

Variabel	Förväntat tecken	Koefficient	Standardfel	t	P> t
Intercept	?	-0.060	0.012	-4.94	0.00
RET1	-	-0.011	0.003	-3.70	0.00
RET3	-	-0.004	0.001	-3.13	0.00
BTM1	+	0.004	0.005	0.75	0.46
ΔBTM3	+	0.011	0.006	2.02	0.04
ΔROA3	-	-0.005	0.003	-1.91	0.06
IND_GROWTH3	-	0.023	0.010	2.44	0.02
IND_ΔBTM3	+	0.005	0.007	0.64	0.52
IND_ΔROA3	-	0.005	0.006	0.82	0.41
MGMT	+	0.002	0.003	0.64	0.52
GOOD	+	-0.001	0.009	-0.08	0.94
POOR	-	0.057	0.024	2.36	0.02
HIST (antal år)	+	0.009	0.001	6.60	0.00
IND_HIST (antal år)	+	-0.002	0.003	-0.86	0.39
SIZE	+	0.006	0.002	3.43	0.00
Antal observationer 939					
LR chi2 (14) 190.15					
Prob > chi2 0.0000					
Pseudo R2 0.068					
Log likelihood 406.44966					

TABELL 6

Generisk tobitmodell för Norm imp med robust standardavvikelse, 2000-2008

Variabel	Förväntat tecken	Koefficient	Standardfel	z	P> z
Intercept	?	-0.060	0.013	-4.69	0.00
RET1	-	-0.011	0.004	-2.59	0.01
RET3	-	-0.004	0.001	-3.08	0.00
BTM1	+	0.004	0.005	0.77	0.44
ΔBTM3	+	0.011	0.006	1.76	0.08
ΔROA3	-	-0.005	0.002	-2.29	0.02
IND_GROWTH3	-	0.023	0.009	2.54	0.01
IND_ΔBTM3	+	0.005	0.009	0.55	0.59
IND_ΔROA3	-	0.005	0.006	0.82	0.41
MGMT	+	0.002	0.003	0.68	0.50
GOOD	+	-0.001	0.010	-0.07	0.94
POOR	-	0.057	0.026	2.20	0.03
HIST (antal år)	+	0.009	0.002	5.76	0.00
IND_HIST (antal år)	+	-0.002	0.003	-0.92	0.36
SIZE	+	0.006	0.002	3.27	0.00
Antal observationer 939					
Wald chi2 (14) 68.59					
Prob > chi2 0.0000					
Log pseudolikelihood 406.44966					

I resultattabellen av tobitregressionen kan man utläsa koefficienterna, dess standardfel, ett Wald t-test och dess p-värde. LR χ^2 -testet visar sannolikheten att få observerat LR χ^2 -värde om de oberoende variablerna som grupp inte har någon påverkan på den beroende variabeln. Med andra ord motsvarar detta F-testet i en linjär regression. Vanligtvis ingår i tobitregressionen McFaddens pseudo R^2 , som räknas ut som $1 - \log \text{likelihood}(\text{hel modell}) / \log \text{likelihood}(\text{konstant modell, endast intercept})$, vilket inte är det bästa måttet för modellens fit. Ett pseudo R^2 -mått mer likt det man finner i en OLS regression uppnås genom att räkna ut R^2 mellan predicerade och observerade värden, vilket är det pseudo R^2 vi presenterar i resultattabellen ovan.

Resultaten från den generiska tobitmodellen är lika resultaten från den univariata analysen. Variabler vars koefficienter har annat tecken än förväntat är IND_GROWTH3, IND_ΔROA3, GOOD, POOR och IND_HIST. ΔBTM3 och IND_GROWTH3 blir nu signifikanta, medan MGMT och IND_HIST inte längre är signifikanta. Värt att notera är att vi får samma tecken på samtliga koefficienter (även de med felaktigt förväntat tecken) som Francis et al. (1996), förutom på IND_HIST.

Det finns tre tänkbara förklaringar till variabler med felpredicerade tecken i båda studierna. Till att börja med kan variabeln vara dålig på att fånga upp det fenomen den är avsedd att mäta, exempelvis att IND_GROWTH3 är ett dåligt mått på vikande trender i ett företags bransch. Den andra förklaringen är att fenomenet man mäter har en annan inverkan på nedskrivningsbeslutet än den förväntade, exempelvis att vikande trender i företagets bransch inte är korrelerat med existensen av och storleken på nedskrivningar. Den tredje förklaringen är att variabeln är korrelerad med någon annan av de oberoende variablerna, och därför får fel tecken i den multivariata analysen. För IND_ ΔROA3 och IND_HIST verkar den tredje förklaringen vara rimlig, då båda variablerna visar relativt höga korrelationer med andra oberoende variabler i modellen, och de dessutom visar ett annat tecken i den univariata analysen. Då IND_GROWTH3, GOOD och POOR visar samma felaktiga tecken för den univariata analysen i båda studierna verkar den tredje förklaringen inte gångbar för dessa variabler.

Likelihood ratiot visar att de oberoende variablerna har en signifikant påverkan på den beroende variabeln, men liksom i Francis et al. (1996) är den förklarade variationen i nedskrivningsbeloppet liten. Pseudo R^2 visar att endast 7 procent av variationen i nedskrivningar förklaras av de oberoende variablerna.

Resultaten visar, enligt förväntningarna, att förekomsten av och den relativa storleken på nedskrivningar ökar med dålig historisk aktiekursutveckling, växande historisk book-to-market, företagets storlek och dess historiska antal nedskrivningar. Från ovanstående tobitmodell kan man inte dra slutsatsen att någon av de variabler som indikerar företagsledningens incitament att skriva ned tillgångar (MGMT, GOOD, POOR) har någon förklaringsgrad på förekomsten av och storleken på nedskrivningar. POOR är visserligen signifikant, men inte med förväntat tecken. Detta resultat skiljer sig från Francis et al. (1996), som finner att byte på positionerna verkställande direktör och styrelseordförande (MGMT) är signifikanta i att förklara förekomsten av och storleken på nedskrivningar. Det kan dock vara tidigt att dra slutsatser i detta stadium. I avsnitt 7.3 presenteras en känslighetsanalys av MGMT där vi undersöker hur förklaringsgraden för variabeln ändras då vi ändrar definitionen av variabeln.

För att se om vikten av variabler för övervärderade tillgångar respektive variabler för ledningens incitament i att förklara existensen av och storleken på nedskrivningar förändras för olika typer av nedskrivningar presenteras i tabell 7 resultaten från de specifika regressionerna. Vi förväntar oss att variabler som indikerar ledningens incitament att skriva ned är av större vikt vid mer diskretionära typer av nedskrivningar, såsom goodwillnedskrivningar och omstruktureringsavsättningar (se avsnitt 4.).

TABELL 7

Multivariat analys av determinanter för nedskrivningsbeslut, 2000-2008^a

Variabel	Förväntat tecken	Generisk tobit	Specifika tobit-modeller				
			Goodwill	Övriga immateriella tillgångar	Materiella anläggningstillgångar	Omstruktureringsavsättningar	Nedskrivning >0.005
Intercept	?	-0.060 (.00)	-0.059 (.00)	0.006 (.21)	-0.026 (.00)	-0.068 (.00)	-0.026 (.26)
RET1	-	-0.011 (.00)	-0.008 (.06)	-0.003 (.06)	-0.003 (.02)	-0.012 (.01)	-0.020 (.00)
RET3	-	-0.004 (.00)	-0.002 (.21)	-0.012 (.20)	-0.001 (.12)	-0.008 (.00)	-0.008 (.01)
BTM1	+	0.004 (.46)	-0.002 (.75)	-0.004 (.71)	0.005 (.02)	0.002 (.75)	0.009 (.32)
ΔBTM3	+	0.011 (.04)	0.007 (.38)	-0.001 (.71)	-0.003 (.24)	0.010 (.23)	0.033 (.01)
ΔROA3	-	-0.005 (.06)	0.001 (.58)	0.011 (.23)	-0.001 (.45)	-0.008 (.12)	-0.004 (.57)
IND_GROWTH3	-	0.023 (.02)	-0.012 (.54)	0.027 (.10)	0.012 (.00)	0.021 (.29)	0.011 (.50)
IND_ΔBTM3	+	0.005 (.52)	-0.002 (.83)	0.008 (.23)	0.008 (.02)	0.000 (.97)	0.002 (.91)
IND_ΔROA3	-	0.005 (.41)	-0.007 (.42)	-0.002 (.51)	-0.003 (.33)	0.003 (.69)	0.009 (.46)
MGMT	+	0.002 (.52)	0.002 (.59)	-0.087 (.04)	0.000 (.88)	-0.002 (.65)	0.004 (.43)
GOOD	+	-0.001 (.94)	-0.041 (.27)	0.082 (.09)	-0.026 (.03)	0.005 (.68)	-0.015 (.24)
POOR	-	0.057 (.02)	0.005 (.81)	0.007 (.00)	0.063 (.00)	0.035 (.27)	0.188 (.01)
HIST (antal år)	+	0.009 (.00)	0.007 (.00)	0.000 (.93)	0.003 (.00)	0.011 (.00)	0.014 (.00)
IND_HIST (antal år)	+	-0.002 (.39)	-0.001 (.86)	0.000 (.95)	-0.003 (.02)	-0.005 (.31)	-0.004 (.36)
SIZE	+	0.006 (.00)	0.007 (.01)	-0.012 (.49)	0.003 (.00)	0.007 (.01)	0.001 (.73)
Likelihood ratio chi2		190.15	58.80	52.16	165.85	102.66	122.14
Prob > chi2		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R2		0.068	0.042	0.007	0.032	0.077	0.134

^a Tabellen visar estimaten av koefficienterna, och inom parentes signifikansnivåerna, för de skattade tobit-modellerna

Resultaten från de specifika regressionerna styrker inte hypotesen att variabler som indikerar ledningens incitament att göra nedskrivningar är av större betydelse i att förklara de typer av nedskrivningar som är av mer diskretionär karaktär, som goodwill och omstruktureringsavsättningar. Varken MGMT, GOOD eller POOR är signifikant för någon av dessa två typer av nedskrivningar, och för omstruktureringsavsättningar har variabeln MGMT till och med ett annat tecken än förväntat. Detta gäller även för övriga immateriella tillgångar, som vi bedömer vara av viss diskretionär karaktär, och här är variabeln MGMT dessutom signifikant. Dessa resultat överensstämmer inte med Francis et al. (1996), som finner att förändringar på positionerna verkställande direktör och styrelseordförande är signifikanta i att förklara nedskrivningsbeslutet för goodwill och omstruktureringsavsättningar.

Variablerna blir inte heller nämnvärt mer signifikanta då vi endast ser till de nedskrivningar som överstiger 0,5 procent av föregående års balansomslutning. Däremot får modellen för dessa nedskrivningar högre förklaringsgrad i termer av R^2 än den generiska skattningen. Vidare får regressionerna för de mer diskretionära typerna av nedskrivningar högre förklaringsgrad än regressionerna för de mindre diskretionära typerna, vilket är i linje med Francis et al. (1996), även om skillnaden i förklaringsgrad är betydligt lägre i vår studie.

7.3 Känslighetsanalys för MGMT

I tabell 8 visas resultatet från den univariata analysen för de varianter på MGMT vi valt att addera till vår studie.

TABELL 8
Känslighetsanalys för MGMT, univariat analys, 2000-2008

Variabel	Medel		Differens	Signifikansnivå ^a	
	Nedskrivningsföretag	Icke-nedskrivningsföretag		t test	Mann-Whitney
MGMT	45.4%	37.1%	8.3%	0.04	0.04
MGMTY0	26.8%	21.4%	5.4%	0.11	0.11
MGMT2	46.6%	34.2%	12.5%	0.00	0.00
MGMT2Y0	29.7%	16.9%	12.8%	0.00	0.00
MGMT3	57.8%	47.3%	10.5%	0.01	0.01
MGMT3Y0	37.4%	27.5%	9.9%	0.01	0.01
MGMTCEO	31.0%	18.2%	12.8%	0.00	0.00
MGMTCEOY0	17.6%	9.3%	8.3%	0.00	0.00
MGMTSUM	56.2%	44.1%	12.1%	0.02	0.02
MGMTSUMY0	31.3%	22.7%	8.6%	0.03	0.08
MGMT2SUM	59.1%	40.6%	18.5%	0.00	0.00
MGMT2SUMY0	34.5%	19.8%	14.7%	0.00	0.00
MGMT3SUM	84.3%	66.5%	17.9%	0.01	0.01
MGMT3SUMY0	48.2%	33.2%	15.0%	0.00	0.01

^aSignifikansnivåer visas för tvåsidigt t-test och Mann-Whitney U-test

Samtliga differenser är signifikanta, förutom för variabeln MGMTY0 och MGMTSUMY0 (Mann-Whitney test), och för en lägre signifikansnivå än variabeln MGMT som används i den replikerande studien. Detta indikerar att MGMT som det definieras i Francis et al. (1996) inte är det bästa måttet för förändringar i ledningen om man vill testa dess påverkan på nedskrivningsbeslutet på svensk data. De mått som är signifikanta på lägst nivå (signifikansnivåer lägre än 0,001) är MGMT2Y0, MGMT2SUMY0 och MGMTCEO. Vidare är differensen för MGMT2, MGMT2SUM och MGMTCEOY0 signifikant på låga signifikansnivåer. Av detta kan man dra slutsatsen att förändring i ledning definierad som

förändring på positionerna verkställande direktör och finansdirektör torde ha en högre förklaringsgrad för nedskrivningsbeslutet.

För att se om resultatet av den multivariata analysen förändras med avseende på MGMT för olika definitioner på variabeln presenteras nedan koefficienterna (och signifikansnivåerna) för alla varianter på MGMT och för alla typer av nedskrivningar. Tobitskattningarna har genomförts med samma ingående variabler som i den replikerande studien, med undantag för att variabeln MGMT bytts ut för varje skattning.

TABELL 9

Multivariat analys av determinanter för nedskrivningsbeslut, känslighetsanalys av MGMT, 2000-2008^a

Variabel	Förväntat tecken	Generisk tobit	Specifika tobit-modeller				
			Goodwill	Övriga immateriella tillgångar	Materiella anläggningstillgångar	Omstrukturerings-avsettningar	Nedskrivning >0.005
MGMT	+	0.002 (.52)	0.002 (.59)	-0.087 (.04)	0.000 (.88)	-0.002 (.65)	0.004 (.43)
MGMTY0	+	0.003 (.41)	0.007 (.09)	-0.006 (.09)	0.002 (.09)	0.000 (.99)	0.003 (.61)
MGMT2	+	0.005 (.06)	-0.001 (.72)	0.008 (.02)	0.002 (.24)	0.008 (.09)	0.012 (.02)
MGMT2Y0	+	0.011 (.00)	0.022 (.01)	0.005 (.16)	0.004 (.01)	0.012 (.01)	0.018 (.00)
MGMT3	+	0.003 (.23)	-0.001 (.79)	0.004 (.23)	0.001 (.50)	0.002 (.71)	0.007 (.19)
MGMT3Y0	+	0.005 (.08)	0.006 (.09)	0.000 (.91)	0.003 (.04)	0.004 (.36)	0.007 (.21)
MGMTCEO	+	0.009 (.00)	0.006 (.17)	0.000 (.92)	0.002 (.27)	0.008 (.09)	0.017 (.00)
MGMTCEOY0	+	0.012 (.00)	0.016 (.00)	-0.003 (.54)	0.005 (.01)	0.010 (.06)	0.019 (.01)
MGMTSUM	+	0.002 (.26)	0.001 (.60)	-0.003 (.28)	0.000 (.88)	0.002 (.48)	0.005 (.19)
MGMTSUMY0	+	0.005 (.07)	0.007 (.07)	-0.006 (.07)	0.003 (.03)	0.005 (.19)	0.006 (.16)
MGMT2SUM	+	0.005 (.02)	0.000 (.96)	0.005 (.04)	0.001 (.40)	0.004 (.17)	0.009 (.02)
MGMT2SUMY0	+	0.009 (.00)	0.007 (.03)	0.003 (.32)	0.003 (.01)	0.007 (.05)	0.013 (.00)
MGMT3SUM	+	0.002 (.26)	-0.001 (.73)	0.002 (.37)	0.000 (.94)	0.002 (.46)	0.004 (.15)
MGMT3SUMY0	+	0.005 (.01)	0.005 (.07)	-0.001 (.83)	0.002 (.02)	0.005 (.11)	0.007 (.04)

^a Tabellen visar estimaten av koefficienterna, och inom parentes signifikansnivåerna, för de skattade tobitmodellerna

Resultaten påminner om den univariata analysen och visar att de variabler som i majoriteten av fallen inte är signifikanta är de som inkluderar förändringar på posten styrelseordförande, medan variabler för byte av verkställande direktör och finansdirektör i flera fall är statistiskt signifikanta. Vidare kan man av tabellen utläsa att de variabler som tar hänsyn till förändringar i ledning och styrelse endast under nedskrivningsåret, och alltså inte även under året som föregår nedskrivningsåret, nästan alltid är mer signifikanta än de variabler som tar hänsyn till förändringarna under båda åren. Variablerna som är signifikanta på lägst nivåer och i flest skattningar är MGMT2Y0, MGMTCEOY0 och MGMT2SUMY0.

Den generella slutsatsen som kan dras är att nedskrivningar är mer vanligt förekommande och dess storlek relativt sett större för de företag där det skett ett byte på positionerna verkställande

direktör och finansdirektör under året. Däremot kan inga sådana slutsatser dras för förändringar på posten styrelseordförande, vilket är i linje med resultatet i Cotter et al. (1998). Vidare finner vi inte att resultaten styrker hypotesen om att förändringar på lednings- och styrelseposter har en högre förklaringsgrad för nedskrivningsbeslutet för mer diskretionära nedskrivningar kontra icke-diskretionära nedskrivningar.

7.4 Skillnad före/efter IFRS

För att undersöka om vikten av variabler för ledningens incitament respektive faktiska nedgångar i tillgångsvärden att förklara existensen av och storleken på nedskrivningar har förändrats i och med övergången till IFRS gör vi en univariat analys för perioden före införandet av IFRS (2000-2004) och perioden efter införandet av IFRS (2005-2008). I dessa analyser byter vi ut den tidigare använda MGMT-variabeln mot MGMT2Y0. Förväntningen i denna analys är, mot bakgrund av vad som presenterades i avsnitt 4., att variabler som indikerar ledningens incitament att skriva ned har ökat i betydelse i att förklara förekomsten av nedskrivningar efter införandet av IFRS.

TABELL 10

Univariat analys av determinanter för nedskrivningsbeslut, 2000-2004

Variabel	Nedskrivningsföretag		Icke-nedskrivningsföretag		Differens		Signifikansnivå ^a	
	Medel	Median	Medel	Median	Medel	Median	t test	Mann-Whitney
RET1	13.8%	10.8%	26.3%	22.2%	-12.5%	-11.4%	0.13	0.07
RET3	15.0%	-1.2%	42.7%	36.1%	-27.7%	-37.3%	0.01	0.00
BTM1	12.4%	3.7%	-0.4%	-6.0%	12.8%	9.6%	0.02	0.00
ΔBTM3	21.7%	10.1%	5.5%	-1.8%	16.2%	11.9%	0.02	0.01
ΔROA3	0.5%	-4.7%	3.9%	-5.5%	-3.4%	0.8%	0.70	0.93
IND_GROWTH3	11.5%	10.1%	11.7%	7.1%	-0.2%	3.0%	0.90	0.06
IND_ΔBTM3	12.1%	3.1%	5.9%	0.5%	6.2%	2.7%	0.18	0.49
IND_ΔROA3	-4.6%	-2.6%	-6.9%	-2.6%	2.3%	0.0%	0.43	0.70
MGMT2Y0	29.1%	0.0%	13.7%	0.0%	15.4%	0.0%	0.00	0.00
GOOD	5.4%	0.0%	4.0%	0.6%	1.4%	-0.6%	0.63	0.01
POOR	-1.4%	0.0%	-3.7%	0.0%	2.3%	0.0%	0.05	0.84
HIST (antal år)	0.91	1.00	0.34	0.00	0.57	1.00	0.00	0.00
IND_HIST (antal år)	0.39	0.37	0.37	0.34	0.02	0.02	0.63	0.99
SIZE	6.99	7.14	6.34	6.29	0.66	0.85	0.00	0.00

^aSignifikansnivåer visas för tvåsidigt t test och Mann-Whitney U test

TABELL 11

Univariat analys av determinanter för nedskrivningsbeslut, 2005-2008

Variabel	Nedskrivningsföretag		Icke-nedskrivningsföretag		Differens		Signifikansnivå ^a	
	Medel	Median	Medel	Median	Medel	Median	t test	Mann-Whitney
RET1	3.6%	0.7%	12.7%	0.0%	-9.0%	0.7%	0.11	0.49
RET3	114.7%	84.0%	155.6%	104.3%	-40.9%	-20.3%	0.02	0.04
BTM1	4.2%	0.2%	3.8%	0.0%	0.3%	0.2%	0.91	0.47
ΔBTM3	-11.3%	-11.5%	-8.0%	-9.5%	-3.4%	-2.0%	0.20	0.33
ΔROA3	15.6%	10.2%	30.0%	10.9%	-14.4%	-0.7%	0.08	0.50
IND_GROWTH3	12.0%	10.1%	10.0%	10.0%	2.0%	0.1%	0.18	0.96
IND_ΔBTM3	-12.4%	-16.7%	-10.7%	-11.0%	-1.7%	-5.7%	0.11	0.02
IND_ΔROA3	15.3%	16.7%	17.6%	16.5%	-2.3%	0.2%	0.39	0.78
MGMT2Y0	30.1%	0.0%	18.9%	0.0%	11.2%	0.0%	0.01	0.01
GOOD	2.4%	0.7%	5.7%	1.8%	-3.3%	-1.1%	0.00	0.01
POOR	-1.7%	0.0%	-4.4%	0.0%	2.7%	0.0%	0.01	0.07
HIST (antal år)	1.71	2.00	0.52	0.00	1.19	2.00	0.00	0.00
IND_HIST (antal år)	1.12	1.00	0.95	0.88	0.17	0.13	0.00	0.01
SIZE	7.07	7.11	6.31	6.30	0.76	0.81	0.00	0.00

^aSignifikansnivåer visas för tvåsidigt t test och Mann-Whitney U test

De univariata analyserna ser relativt lika ut för perioden före- respektive efter införandet av IFRS.¹³ Något förvånande är att fler variabler får korrekt förväntat tecken under perioden före IFRS, då endast IND_ΔROA3 och POOR får fel förväntat tecken för skillnader i medelvärde mellan nedskrivnings- och icke-nedskrivningsbolag. Fler variabler visar dessutom skillnader mellan nedskrivnings- och icke-nedskrivningsbolagen som är statistiskt signifikanta i perioden före IFRS.

Resultaten visar att nedskrivningsbolag, både i perioden före respektive efter införandet av IFRS, har sämre aktiekursutveckling och högre branschjusterad book-to-market än icke-nedskrivningsbolag. Sistnämnda variabel är dock endast signifikant för perioden före IFRS, där nedskrivningsbolag även har signifikant högre historisk tillväxt i book-to-market än icke-nedskrivningsbolag. För båda perioderna visar resultaten att det för nedskrivningsbolag i större utsträckning än för icke-nedskrivningsbolag har skett ett byte på posterna verkställande direktör eller finansdirektör, samt att nedskrivningsbolag är större och har gjort fler nedskrivningar historiskt än icke-nedskrivningsbolag.

¹³ Den multivariata analysen med tobitregressioner ger liknande resultat som den univariata, varför vi endast väljer att presentera och diskutera den univariata analysen.

Resultaten ger inget stöd åt hypotesen att ledningens incitament har blivit en viktigare förklaringsfaktor för nedskrivningsbeslutet efter införandet av IFRS. Då det framförallt är goodwillnedskrivningar som fått en mer diskretionär karaktär efter införandet av IFRS (se avsnitt 4.) gör vi även en uni- och multivariat analys före och efter införandet av IFRS enbart för denna nedskrivningstyp (presenteras ej), men inte heller denna indikerar att variabler som indikerar ledningens incitament att skriva ned har ökat i betydelse i att förklara förekomsten av goodwillnedskrivningar efter införandet av IFRS.

8. Metodeförändringar

På grund av den identifierade problematiken med en applikation av tobitmodellen finns det en risk att de resultat vi uppnått för den multivariata analysen är missvisande. Vi har därför valt att använda en annan ekonometrisk modell, logitmodellen, för att analysera vår data. Logitmodellen presenteras nedan, åtföljd av resultaten av våra logitregressioner. Slutligen följer en analys av resultaten.

8.1 Logitmodellen

Logitmodellen är en typ av kvalitativ svarsmodell, med binärt utfall för den beroende variabeln. Målet med en logitmodell är att finna de oberoende variabelernas påverkan på sannolikheten för ett visst utfall. Logitmodellen (eller den logistiska distributionsfunktionen) kan skrivas (Gujarati, 2003):

$$P = E(Y = 1|X) = \frac{e^z}{1 + e^z}, \quad z = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i$$

Där $Y=1$ är utfallet man mäter sannolikheten för (i vår studie sannolikheten för nedskrivning). Då $\alpha + \beta_i X_i$ går mellan $-\infty$ till $+\infty$ rör sig P_i mellan 0 och 1, och P_i är icke-linjär i X_i och β_i . P_i kan lineariseras så att:

$$L = \ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = Z = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i X_i$$

I ovanstående formel är L , logaritmen av odds-ratiot (även kallad logit), linjär i X_i och B_i . Logitmodellen följer den kumulativa distributionsfunktionen för en standard logistisk distribution. Tolkningen av logit modellen är som följer: β , lutningen, mäter förändringen i L för en enhets förändring i X , dvs. hur log-oddsen i favör för exempelvis nedskrivning förändras när X förändras med en enhet. Interceptet α är värdet på log-odds i favör för nedskrivning om X är 0. I en logitmodell där data finns på individuell nivå (vilket är fallet i vår studie) används metoden för maximum likelihood.¹⁴

Användandet av logitmodellen kräver färre antaganden än OLS regression och tobitregression. Exempelvis antas ingen linjär relation finnas mellan beroende och oberoende variabler och ingen normaldistribution för den beroende variabeln. Vidare antas inte att feltermerna är normalfördelade och homoscedastiska, vilket är viktigt för tobitmodellen.

8.2 Logitmodell för nedskrivningsbeslut

Logitmodellen som i vår studie används för att estimerar vikten av variabler för övervärderade tillgångar respektive variabler för ledningens incitament i att förklara existensen av nedskrivningar har följande utseende:

$$\begin{aligned} Norm\ imp\ typ_i = & \alpha_0 + \beta_1 RET1_i + \beta_2 RET3_i + \beta_3 BTM1_i + \beta_4 \Delta BTM3_i + \beta_5 \Delta ROA3_i + \beta_6 \Delta MGMT2Y0_i \\ & + \beta_7 HIST_i + \beta_8 IND_HIST_i + \beta_9 SIZE_i + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Norm imp typ antar värdet 1 om nedskrivning skett under året, annars 0. Notera att vi i denna skattning inte tar hänsyn till storleken på eventuell nedskrivning, utan endast variabelernas förmåga att förklara sannolikheten för nedskrivning. Liksom i tobitmodellen använder vi en viktad logitmodell för att kompensera för urvalsproblem, och vikterna sätts för att efterlikna en 30 procents frekvens att observera en nedskrivning i populationen.

Vi har valt att eliminera variablerna $IND_GROWTH3$, IND_ARO3 , $GOOD$ och $POOR$ ur våra logitskattningar, då dessa visar felaktigt tecken både i den univariata analysen och i den generiska tobitregressionen ovan. $IND_GROWTH3$ och $POOR$ visar även fel tecken när vi gör

¹⁴ För en utförlig beskrivning av hur denna procedur går till, se Gujarati (2003).

en univariat logitregression för varje oberoende variabel.¹⁵ IND_ΔBTM3 visar också fel tecken i den univariata logitanalysen, varför vi väljer att ta bort även denna variabel. Samtliga kvarvarande oberoende variabler visar förväntat tecken i den ursprungliga univariata analysen, den generiska tobitmodellen och de univariata logitregressionerna.

8.3 Extremvärden

Då logitmodellen är känslig för extremvärden på de oberoende variablerna väljer vi att ta itu med detta här. Vi boxplottar samtliga kvarvarande oberoende variabler för att identifiera extremvärden. De värden som ligger mer än tre interkvartiler ifrån den första eller tredje kvartilen definieras som extremvärden, och dessa värden flyttas tillbaka till tre interkvartiler från den första eller tredje kvartilen. För att se hur många värden som flyttats tillbaka per oberoende variabel i denna process, se Appendix.

8.4 Resultat och analys av logitmodellen

8.4.1 Resultat från generisk och specifika logitregressioner

I nedanstående tabell visas resultaten av den generiska samt de specifika logitregressionerna mellan åren 2000-2008.

TABELL 12

Multivariat analys av determinanter för nedskrivningsbeslut, 2000-2008^a

Variabel	Förväntat tecken	Generisk logit	Specifika logitmodeller				
			Goodwill	Övriga imm-ateriella tillgångar	Materiella anläggningstillgångar	Omstruktureringsavsättningar	Nedskrivning >0.005
Intercept	?	-6.046 (.00)	-8.849 (.00)	-7.804 (.00)	-8.505 (.00)	-7.189 (.00)	-4.045 (.00)
RET1	-	-0.181 (.31)	-0.382 (.30)	0.358 (.43)	-0.191 (.46)	-0.561 (.08)	-0.497 (.04)
RET3	-	-0.192 (.03)	-0.179 (.32)	-0.207 (.25)	-0.293 (.02)	-0.417 (.01)	-0.297 (.03)
BTM1	+	0.190 (.57)	-0.899 (.19)	-0.808 (.35)	1.305 (.02)	0.667 (.20)	0.916 (.05)
ΔBTM3	+	0.241 (.54)	0.179 (.82)	0.475 (.62)	-0.818 (.17)	0.196 (.75)	0.526 (.35)
ΔROA3	-	-0.277 (.21)	0.555 (.20)	0.337 (.49)	-0.821 (.02)	-0.446 (.22)	-0.019 (.95)
MGMT2Y0	+	0.726 (.00)	1.192 (.01)	1.038 (.02)	1.075 (.00)	0.634 (.03)	1.052 (.00)
HIST (antal år)	+	0.801 (.00)	1.036 (.00)	1.231 (.00)	0.977 (.00)	0.886 (.00)	0.814 (.00)
IND_HIST (antal år)	+	0.023 (.89)	-0.311 (.30)	0.036 (.93)	-0.145 (.54)	-0.243 (.37)	0.112 (.63)
SIZE	+	0.703 (.00)	1.107 (.00)	0.833 (.00)	1.049 (.00)	0.916 (.00)	0.393 (.01)
Likelihood ratio chi2		273.35	110.85	123.34	233.39	162.53	139.30
Prob > chi2		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R2		0.229	0.321	0.389	0.381	0.304	0.229
Hosmer-Lemeshow test		0.774	0.011	0.248	0.198	0.290	0.244
Korrekt klassificering %		77.21	82.40	82.33	81.93	81.90	77.36
Antal observationer		939	267	249	498	420	477

^a Tabellen visar estimaten av koefficienterna, och inom parentes signifikansnivåerna, för de skattade logitmodellerna

¹⁵ För att se resultatet av den univariata logitregressionen för varje variabel, se Appendix.

I resultattabellen visas likelihood ratio χ^2 -värdet och dess test, vilket återigen är ett test som visar om hela modellen är statistiskt signifikant (likt F-testet i en linjär regression). Vidare presenteras ett pseudo R^2 , uträknat som $1 - \log \text{likelihood}(\text{hel modell}) / \log \text{likelihood}(\text{konstant modell, endast intercept})$. I tabellen visas även resultatet från Hosmer-Lemeshow testet för modellens fit.¹⁶ Detta är det rekommenderade testet för modellens fit i en binär logistisk regressionsmodell, då det anses vara mer robust än det traditionella χ^2 -testet. I detta test, till skillnad från i likelihood ratio χ^2 -testet, får modeller med bra fit ett icke-signifikant testvärde.

Den generiska logitregressionen visar förväntat tecken på samtliga variabler som finns med i modellen. De signifikanta variablerna inkluderar RET3, MGMT2Y0, HIST och SIZE. Dessa variabler var även signifikanta för vår tidigare tobitregression (där även RET1 och ΔBTM3 var signifikanta). Resultaten visar att sannolikheten för nedskrivning ökar med dålig historisk aktieavkastning, företagets storlek och historiska antal nedskrivningar. Vidare visar resultaten att sannolikheten för nedskrivning ökar om byte av verkställande direktör eller finansdirektör skett under året.

Resultaten från de specifika logitregressionerna styrker inte heller i denna analys hypotesen att förändringar på posterna verkställande direktör och finansdirektör är av större betydelse i att förklara de typer av nedskrivningar som är av mer diskretionär karaktär. Variabeln MGMT2Y0 är signifikant för alla typer av nedskrivningar, vilket visar att sannolikheten för nedskrivningar av både mer respektive mindre diskretionär karaktär ökar vid byte på dessa två positioner. En annan sak värd att notera för de specifika skattningarna är att för nedskrivningsobservationer där Norm imp är större än 0,005 är samtliga variabler signifikanta, utom ΔBTM3 , IND_HIST och ΔROA3 . Slutligen visar Hosmer-Lemeshow testet att i samtliga modeller, utom för goodwill, är de oberoende variablerna tillsammans signifikanta i att förklara utfallet av den beroende variabeln.

¹⁶ Testet heter Hosmer-Lemeshow chi-square test of goodness of fit.

8.4.2 Skillnad före/efter IFRS

Nedan visas de generiska logitskattningarna för period före respektive efter införandet av IFRS.

TABELL 13

Generisk logitmodell för Norm imp typ, 2000-2004

Variabel	Förväntat tecken	Koefficient	Standardfel	t	P> t
Intercept	?	-5.201	1.000	-5.20	0.00
RET1	-	-0.696	0.326	-2.14	0.03
RET3	-	-0.346	0.256	-1.35	0.18
BTM1	+	1.069	0.464	2.30	0.02
ΔBTM3	+	1.080	0.602	1.80	0.07
ΔROA3	-	0.261	0.362	0.72	0.47
MGMT2Y0	+	0.893	0.334	2.67	0.01
HIST (antal år)	+	0.613	0.166	3.70	0.00
IND_HIST (antal år)	+	0.084	0.435	0.19	0.85
SIZE	+	0.601	0.147	4.09	0.00
Antal observationer 351					
LR chi2 (14) 89.26					
Prob > chi2 0.0000					
Pseudo R2 0.200					
Log likelihood -178.785					
Hosmer-Lemeshow test 0.7098					
Correct % classified 75.21					

TABELL 14

Generisk logitmodell för Norm imp typ, 2005-2008

Variabel	Förväntat tecken	Koefficient	Standardfel	t	P> t
Intercept	?	-7.379	1.060	-6.96	0.00
RET1	-	0.106	0.230	0.46	0.65
RET3	-	-0.152	0.099	-1.54	0.12
BTM1	+	-0.361	0.555	-0.65	0.52
ΔBTM3	+	-1.030	0.643	-1.60	0.11
ΔROA3	-	-0.743	0.293	-2.53	0.01
MGMT2Y0	+	0.566	0.255	2.22	0.03
HIST (antal år)	+	0.909	0.112	8.10	0.00
IND_HIST (antal år)	+	0.219	0.246	0.89	0.37
SIZE	+	0.838	0.156	5.35	0.00
Antal observationer 588					
LR chi2 (14) 216.27					
Prob > chi2 0.0000					
Pseudo R2 0.289					
Log likelihood -266.136					
Hosmer-Lemeshow test 0.4667					
Correct % classified 79.59					

Resultaten är relativt lika de som presenterades i avsnitt 7.4. För perioden 2000-2004 får samtliga variabler förväntat tecken utom ΔROA3, medan RET1, BTM1 och ΔBTM3 får felpredicerat tecken för perioden 2005-2008. För perioden före införandet av IFRS är RET1, BTM1, MGMT2Y0, HIST och SIZE signifikanta och med förväntat tecken, medan endast ΔROA3, MGMT2Y0, HIST och SIZE är signifikanta och med förväntat tecken för perioden efter införandet av IFRS.

Att dra några generella slutsatser om enskilda variablers påverkan på sannolikheten för nedskrivning är svårt att göra då resultaten skiljer sig åt i de två perioderna. Vi kan dock konstatera att de generiska logitskattningarna ovan inte indikerar att ledningens incitament varit mer betydelsefull för sannolikheten för nedskrivning efter införandet av IFRS. MGMT2Y0 är signifikant för båda tidsperioderna, men faktiskt mer signifikant för perioden 2000-2004.

9. Sammanfattning och slutsats

Som bakgrund till studien låg ett antal tidigare studier på amerikanska, australiska och nya zeeländska marknaden som funnit olika variabler för ledningens incitament respektive övervärderade tillgångar signifikanta i att förklara förekomsten av nedskrivningar. Till dessa hörde historisk aktieavkastning, historisk räntabilitet, M/B, storlek, och förändringar i ledning och styrelse.

För att besvara våra frågeställningar använde vi oss inledningsvis av den metodik som användes i studien av Francis et al. (1996). Vi genomförde uni- och multivariata analyser (tobitregression) för perioderna 2000-2008, 2000-2004 och 2005-2008, där vi undersökte vikten av variabler för övervärderade tillgångar respektive variabler för ledningens incitament i att förklara existensen av och storleken på nedskrivningar. På grund av svårigheter med specificering av tobitmodellen valde vi att även analysera vår data med logitmodellen.

För perioden 2000-2008 fann vi, för samtliga analyser, att förekomsten av nedskrivningar ökar (statistiskt signifikant) med:

1. Låg historisk aktieavkastning för företaget under året och under de tre föregående åren
2. Antalet historiska nedskrivningar som företaget gjort
3. Storleken på företaget
4. Byte på positionerna verkställande direktör eller finansdirektör i företaget under året

Vi fann också, för samtliga analyser (dock ej statistiskt signifikant i samtliga analyser), att förekomsten av nedskrivningar ökar med hög branschjusterad B/M, stigande historisk B/M och sjunkande historisk räntabilitet på tillgångar. Från dessa resultat drar vi slutsatsen att nedskrivningar påverkas av ledningens incitament (i form av byte på positionerna verkställande direktör och finansdirektör), även efter det att man kontrollerar för faktiska nedgångar i tillgångsvärden. Resultaten ligger väl i linje med tidigare litteratur inom området.

Att förändringar i företagsledningen är signifikant även efter det att man kontrollerat för faktiska nedgångar i tillgångsvärden kan tolkas på två sätt. Antingen kan man se det som en indikation på

att det förekommer manipulation, eller så kan det tolkas som att en ny ledning har lättare att ompröva gamla antaganden om tillgångars framtida ekonomiska fördelar. Vår studie tillåter oss inte att avgöra vilken av dessa tolkningar som leder till observerat resultat.

Våra resultat från de multivariata tobit- och logitregressionerna för olika typer av nedskrivningar styrker inte hypotesen att ledningens incitament är av större betydelse i att förklara de typer av nedskrivningar som är av mer diskretionär karaktär (goodwillnedskrivningar och omstruktureringsavsättningar) jämfört med de som är av mindre diskretionär karaktär (nedskrivningar av övriga immateriella tillgångar och materiella anläggningstillgångar). Dessa resultat är inte i linje med resultaten i Francis et al. (1996), som fann att nedskrivningar av mer diskretionär karaktär i högre utsträckning förklarades av ledningens incitament.

Resultatet från de uni- och multivariata analyserna (tobit och logit) styrker inte heller hypotesen att nedskrivningar i högre utsträckning förklaras av ledningens incitament att skriva ned tillgångar efter införandet av IFRS, kontra före införandet av IFRS.

Studiens bidrag är att tidigare observerade fenomen på utländska marknader bekräftas för en mer aktuell period på den svenska marknaden. Vidare är vår studie den första som gör en jämförelse mellan perioden före- respektive efter IFRS för dessa fenomen.

Det finns ett antal problem som kan störa studiens resultat. Till att börja med har vi ersatt sakande värden med medelvärden för nedskrivnings- respektive icke-nedskrivningsbolag, vilket potentiellt kan förstärka separationen mellan dessa två grupper. Vidare har vi inte kunnat genomföra alla tester som krävs för att säkerställa att tobitregressionernas resultat ska vara tillförlitliga. Å andra sidan visar de univariata analyserna och logitregressionerna liknande resultat, vilket talar för att resultaten är robusta. Avslutningsvis har vi studerat nedskrivningar under en längre tidsperiod, under vilken olika makroekonomiska förhållanden utanför våra modeller sannolikt påverkat tillgångarnas värden. Även om vi delvis kontrollerat för detta genom årsvis matchning kan detta störa våra resultat.

Referenser

- Ahmed, K & Roush, M (2002) The Effect of Board Changes on Writedowns of Non-Current Assets: evidence from New Zealand, *Corporate Governance*, vol. 10, no. 4, 278-287
- Amemiya, T (1973) Regression Analysis When the Dependent Variable is Truncated Normal, *Econometrica*, vol. 41, no. 6, 997-1016
- Axelman, L, Philips, D & Wahlquist, O (2003) *IAS/IFRS 2005: En jämförelse mellan International Accounting Standards och Redovisningsrådets rekommendationer*, Ernst & Young skriftserie 55/03, Stockholm
- Breen, R (1996) *Regression Models: Censored, Sample-Selected, or Truncated Data*, Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-111. Thousand Oaks, CA: Sage
- Cotter, J, Stokes, D & Wyatt, A (1998) An analysis of factors influencing asset writedowns, *Accounting and Finance*, vol. 38, 157-179
- Elliott, J & Hanna, D (1996) Repeated Accounting Write-Offs and the Information Content of Earnings, *Journal of Accounting Research*, vol. 34 (supplement), 135-55
- Elliott, J & Shaw, W (1988) Write-offs as Accounting Procedures to Manage Perceptions, *Journal of Accounting Research*, vol. 26 (supplement), 91-126
- Francis, J, Hanna, D & Vincent, L (1996) Causes and Effects of Discretionary Asset Write-offs, *Journal of Accounting Research*, vol. 34 (supplement), 117-137
- Greene, WH (2000) *Econometric Analysis*, 4th edition, Prentice Hall International, New Jersey
- Gujarati, DN (2003) *Basic Econometrics*, 4th edition, McGraw-Hill, New York

- Hamberg, M, Novak, J & Paananen, M (2009) The Adoption of IFRS 3: The Effects of Managerial Discretion and Stock Market Reactions, working paper, University of Hertfordshire
- Newey, WK (1987) Specification Tests for Distributional Assumptions in the Tobit Model, *Journal of Econometrics*, vol. 34, 125-145
- Penman, SH (2007) *Financial Statement Analysis and Security Valuation*, 3rd edition, McGraw-Hill, New York
- Sigelman, L & Zeng, L (1999) Analyzing Censored and Sample-Selected Data with Tobit and Heckit Models, *Political Analysis*, 8:2
- Skinner, DJ (1994) Why Firms Voluntarily Disclose Bad News, *Journal of Accounting Research*, vol. 32, no, 1 38-60
- Strong, J & Meyer, J (1987) Asset Writedowns: Managerial Incentives and Security Returns, *Journal of Finance*, vol. 42, no. 3, 643-663
- Suoniemi, I (1992) Nonlinearity and heteroscedasticity in tobit models: Score tests for misspecification with one degree of freedom, Government Institute for Economic Research, Helsinki
- Titman, S & Trueman, B (1988) An Explanation for Accounting Income Smoothing, *Journal of Accounting Research*, vol. 26, 127-139
- Wilson, GP (1996) Write-Offs: Manipulation or Impairment?, *Journal of Accounting Research*, vol. 34 (supplement), 171-177

Zmijewski, M (1984) Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models, *Journal of Accounting Research*, vol. 26 (supplement), 59-82

Zucca, L & Campbell, D (1992) A Closer Look at Discretionary Writedowns of Impaired Assets, *Accounting Horizons*, September, 30-42

Appendix

Pearson korrelationskoefficienter

		RET1	RET3	BTM1	ΔBTM3	ΔROA3	IND_GROWTH3	IND_ΔBTM3	IND_ΔROA3	MGMT	GOOD	POOR	HIST	IND_HIST	SIZE
RET1	Pearson correlation	1													
	Sig. (2-tailed)														
RET3	Pearson correlation	-0.065	1												
	Sig. (2-tailed)	0.126													
BTM1	Pearson correlation	0.115	-0.236	1											
	Sig. (2-tailed)	0.008	0.000												
ΔBTM3	Pearson correlation	0.147	-0.339	0.283	1										
	Sig. (2-tailed)	0.001	0.000	0.000											
ΔROA3	Pearson correlation	0.034	0.262	0.038	-0.129	1									
	Sig. (2-tailed)	0.442	0.000	0.404	0.005										
IND_GROWTH3	Pearson correlation	-0.177	0.103	-0.029	0.173	-0.053	1								
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.015	0.503	0.000	0.225									
IND_ΔBTM3	Pearson correlation	0.067	-0.177	0.059	0.689	-0.114	0.141	1							
	Sig. (2-tailed)	0.106	0.000	0.168	0.000	0.009	0.000								
IND_ΔROA3	Pearson correlation	0.147	0.265	0.003	-0.205	0.253	-0.114	-0.338	1						
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.000	0.946	0.000	0.000	0.005	0.000							
MGMT	Pearson correlation	-0.070	-0.122	0.045	0.120	-0.077	0.041	0.093	0.011	1					
	Sig. (2-tailed)	0.093	0.004	0.298	0.006	0.076	0.310	0.020	0.795						
GOOD	Pearson correlation	0.086	-0.049	-0.019	0.070	0.019	0.003	0.012	0.060	0.009	1				
	Sig. (2-tailed)	0.039	0.252	0.656	0.108	0.662	0.932	0.760	0.140	0.824					
POOR	Pearson correlation	0.260	-0.008	-0.092	-0.047	-0.193	-0.116	-0.014	0.057	0.018	0.084	1			
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.849	0.032	0.285	0.000	0.004	0.718	0.165	0.648	0.036				
HIST	Pearson correlation	-0.058	-0.064	0.099	-0.093	0.039	0.078	-0.130	0.057	0.137	-0.036	0.139	1		
	Sig. (2-tailed)	0.160	0.133	0.021	0.033	0.376	0.050	0.001	0.163	0.001	0.367	0.001			
IND_HIST	Pearson correlation	-0.096	0.202	-0.042	-0.209	0.031	-0.059	-0.295	0.205	0.047	-0.066	0.132	0.288	1	
	Sig. (2-tailed)	0.021	0.000	0.324	0.000	0.477	0.138	0.000	0.000	0.238	0.099	0.001	0.000		
SIZE	Pearson correlation	-0.135	-0.106	0.047	-0.038	-0.043	-0.056	-0.023	-0.028	0.059	-0.169	0.183	0.428	0.153	1
	Sig. (2-tailed)	0.001	0.012	0.269	0.382	0.327	0.166	0.566	0.500	0.142	0.000	0.000	0.000	0.000	

Univariat logitregression för Norm imp typ, 2000-2008

Variabel	Förväntat				
	tecken	Koefficient	Standardfel	t	P> t
RET1	-	-0.337	0.139	-2.43	0.02
RET3	-	-0.263	0.064	-4.09	0.00
BTM1	+	0.802	0.270	2.97	0.00
ΔBTM3	+	0.398	0.283	1.40	0.16
ΔROA3	-	-0.309	0.172	-1.80	0.07
IND_GROWTH3	-	1.284	0.963	1.33	0.18
IND_ΔBTM3	+	-0.122	0.424	-0.29	0.77
IND_ΔROA3	-	-0.284	0.305	-0.93	0.35
MGMT2Y0	+	0.729	0.163	4.47	0.00
GOOD	+	-1.159	0.774	-1.50	0.13
POOR	-	4.495	1.406	3.20	0.00
HIST (antal år)	+	0.969	0.078	12.38	0.00
IND_HIST (antal år)	+	0.422	0.135	3.12	0.00
SIZE	+	1.052	0.097	10.87	0.00

Antal observationer som flyttats pga extremvärden

Variabel	Antal
RET1	8
RET3	14
BTM1	23
ΔBTM3	16
ΔROA3	27
IND_GROWTH3	37
IND_ΔBTM3	19
IND_ΔROA3	10
MGMT2Y0	0
HIST (antal år)	0
IND_HIST (antal år)	0
SIZE	0

Beskrivning av förkortningar

Förkortning	Bestecknar
C/A	cash-to-assets
CA/CL	current assets to current liabilities
CF/aktie	cash flow per aktie
D/A	debt-to-assets
D/E	debt-to-equity
E/P	earnings-to-price
EBIT	earnings before interest and taxes
IAS	international accounting standards
IFRS	international financial reporting standards
M/B	market-to-book
ML	maximum likelihood
MLE	maximum likelihood estimator
OLS	ordinary least squares
P/CF	price-to-cash flow
ROA	return on assets
ROE	return on equity
NYSE	new york stock exchange
EV	enterprise value
GICS	global industry classification standard

Kollinearitetstest

	Collinearity statistics	
	Tolerance	VIF
RET1	0.718	1.392
RET3	0.671	1.490
BTM1	0.852	1.174
ΔBTM3	0.609	1.642
ΔROA3	0.798	1.253
IND_GROWTH3	0.775	1.290
IND_ΔBTM3	0.629	1.591
IND_ΔROA3	0.709	1.410
HIST	0.663	1.509
IND_HIST	0.665	1.504
SIZE	0.737	1.358
GOOD	0.870	1.150
POOR	0.787	1.270
MGMT	0.945	1.058

Tester för normalitet av oberoende variabler

	Norm imp typ	Signifikansnivåer	
		Kolmogorov-Smirnov	Shapiro-Wilk
RET1	0	0.000	0.000
	1	0.200	0.110
RET3	0	0.000	0.000
	1	0.000	0.000
BTM1	0	0.000	0.000
	1	0.000	0.000
ΔBTM3	0	0.000	0.000
	1	0.000	0.000
ΔROA3	0	0.000	0.000
	1	0.000	0.000
IND_GROWTH3	0	0.000	0.000
	1	0.000	0.000
IND_ΔBTM3	0	0.000	0.000
	1	0.000	0.000
IND_ΔROA3	0	0.000	0.000
	1	0.000	0.000
HIST	0	0.000	0.000
	1	0.000	0.000
IND_HIST	0	0.000	0.000
	1	0.000	0.000
SIZE	0	0.200	0.047
	1	0.001	0.000
GOOD	0	0.000	0.000
	1	0.000	0.000
POOR	0	0.000	0.000
	1	0.000	0.000
MGMT	0	0.000	0.000
	1	0.000	0.000