
Ledningsprognosers egenskaper – Hur påverkar de mängden Earnings Management?

Abstract: The purpose of this paper is to investigate the relationship between Earnings Management (EM) and certain characteristics of management forecasts, among a sample of Swedish listed companies. The forecast characteristics studied are: 1) Forecast venue: *How explicitly is the forecast presented?* 2) Forecast precision: *How detailed is the estimated number?* 3) Forecast measure: *Which measure(s) are forecasted?* We use a sample of 68 annual management forecasts, obtained from year-end reports between the years 2007-2011. EM during the forecasted year (2008-2012) is estimated using the cross-sectional modified-Jones model. The forecast characteristics are then related to the degree of EM during the forecasted period. The findings of the study are that EM is higher for firms which provide forecasts with a high degree of explicitness as well as for firms which provide forecasts of sales. Possible relationships among these characteristics and EM are put under scrutiny. Finally, we discuss the limitations of the study and call for further research on the subject.

Keywords: Management forecasts, Earnings Management, Forecast characteristics, Sweden

Adrian Iredahl^Ω

Tom Mäkelin^Ψ

^Ω 22373@student.hhs.se

^Ψ 22661@student.hhs.se

Handledare: Stina Skogsvik

Förord

Vi vill inleda uppsatsen med att rikta ett stort tack till vår handledare, Stina Skogsvik, för insiktsfull vägledning. Vidare vill vi tacka Håkan Lyckeborg för givande statistisk konsultation. Slutligen vill vi tacka de medstudenter som ingått i vår handledningsgrupp för konstruktiv kritik. Eventuella fel är helt och hållet våra egna.

Stockholm i maj 2014,

Adrian Iredahl och Tom Mäkelin

Innehållsförteckning

Förord	2
Inledning	4
Syfte	5
Avgränsning.....	5
Disposition.....	6
Tidigare forskning och teoretisk referensram.....	7
Definitioner	7
Tidigare forskning och teorier	9
Hypotesutveckling.....	15
Hypotes 1 – Prognosens betoning och dess koppling till EM.....	15
Hypotes 2 och 3 – Prognosens precision och mått samt deras koppling till EM	17
Metod	18
Testförfarande.....	18
Operationalisering av beroende variabel	18
Operationalisering av testvariabler	20
Val och operationalisering av kontrollvariabler	21
Data	24
Resultat.....	26
Deskriptiv statistik	26
Resultat från regression 1.....	27
Modelltester	28
Reviderade regressioner: Resultat från regression 2 och 3	30
Sammanfattning av resultat	31
Känslighetstester	32
Hypotes 1	32
Hypotes 3	34
Slutsatser	37
Validitet	38
Reliabilitet	38
Generaliserbarhet	39
Förslag till framtida forskning	39
Referenser.....	40
Appendix.....	44

Inledning

”Earnings Management har under årens lopp utvecklats till vad som närmast kan beskrivas som ett spel bland marknadens aktörer. Det är ett spel som, ifall ingenting görs, kommer att få allvarliga konsekvenser för den finansiella rapporteringen i USA. Jag har blivit alltmer oroad över att motivationen att överträffa Wall Streets vinstestimat fått överhanden framför affärsmässiga beslut, grundade på sunt förnuft. Som ett resultat av detta är jag rädd att vi bevittnar en kraftig minskning i vinsternas kvalitet och därför i kvaliteten av den finansiella rapporteringen.”

- Arthur Levitt¹

Som framgår av citatet är fenomenet Earnings Management något som väcker starka känslor. Många har, i likhet med Levitt, varit kritiska till företeelsen, eftersom de ser det som en metod företagsledningar använder för att uppvisa en missledande finansiell rapportering. De betonar att förtroendet för finansiell rapportering i allmänhet riskerar att undermineras. Andra argumenterar för att Earnings Management kan vara ett sätt för ledningen att välvilligt förmedla privat information till kapitalmarknaden. Inte heller forskarkollektivet är enat kring vilken syn på ledningens avsikter som ska råda (Ronen och Yaari, 2008).

Earnings Management möjliggörs eftersom de finansiella rapporterna kräver att ledningen gör en rad redovisningstekniska val och antaganden. Inom godkända redovisningsprinciper finns således ett manöverutrymme för ledningen att justera resultatet. Det är när ledningen utnyttjar detta spelrum för att presentera ett resultat som inte fullt ut speglar periodens transaktioner och ekonomiska värdeskapande som Earnings Management (hädanefter EM) uppkommer.

Förekomsten av EM på olika marknader har studerats extensivt och kopplats samman med ett antal faktorer som ökar eller dämpar incitament att justera de finansiella rapporterna. Ett område med koppling till EM är ledningsprognoser. Flera forskare har argumenterat att det finns risk för att ledningen använder sig av EM för att infria sina egna prognoser. Andra forskare har argumenterat att ledningsprognoser minskar informationsasymmetrin mellan ledningen och marknaden, vilket därför också minskar möjligheterna för ledningen att använda EM oanmärkt.

Tidigare forskning kring prognoser kan enligt Hirst m.fl. (2008) delas in i tre områden: *”Varför företag ger ut prognoser”*, *”Prognosens egenskaper”* och *”Prognosens konsekvenser”*. Prognosens egenskaper är enligt författarna det minst studerade området och

¹ Ordförande för *United States Securities and Exchange Commission* (SEC), 28 sept 1998, fritt översatt.

de efterlyser därför mer forskning på detta område. Till prognosens egenskaper räknas sådana faktorer som hur den presenteras, vilken detaljnivå den omfattar samt vilken tidshorisont den berör. En av fördelarna med att forska på prognosens egenskaper, är att de ofta är synliga för de parter som observerar prognosen. Forskning på sådana egenskaper är förmodligen därför också av intresse för företagets intressenter.

Vi myntar i denna uppsats begreppet "*Prognosens beskrivande egenskaper*" för att beskriva de egenskaper som är absolut synligast. Variationer i de beskrivande egenskaperna påverkar vilken effekt som prognosen får i marknaden och den mängd information som prognosen förmedlar (t.ex. Atiase m.fl., 2005; Baginski m.fl., 1993; Nissim och Thomas, 2002). På grund av dessa reella effekter, finns en möjlighet att egenskaperna utgör en komponent i det som Arthur Levitt så kritiskt kallade för "ett spel bland marknadens aktörer". I studien ämnar vi därför att undersöka hur förekomsten av EM är relaterad till tre av prognosens beskrivande egenskaper. De egenskaper vi undersöker är 1) *den betoning med vilken ledningen presenterar prognosen ("Prognosbetoningen")*, 2) *detaljrikedomen i prognosen ("Prognosprecisionen")* och 3) *det mått som prognosen berör ("Prognosmåttet")*.

Syfte

Syftet med den här uppsatsen är att bidra till att undersöka om egenskaper hos ledningsprognoser kan bidra till att förklara den mängd EM som företag uppvisar vid det prognosticerade tillfället. Vi ämnar att bidra till denna övergripande frågeställning genom att försöka besvara följande tre frågeställningar:

Har prognosbetoningen en påverkan på den mängd EM som företag uppvisar vid det prognosticerade tillfället?

Har prognosprecisionen en påverkan på den mängd EM som företag uppvisar vid det prognosticerade tillfället?

Har prognosmåttet en påverkan på den mängd EM som företag uppvisar vid det prognosticerade tillfället?

Avgränsning

Studien är avgränsad till att undersöka hur förekomsten av EM är relaterad till de beskrivande egenskaper hos ledningsprognoser som vi nämnde ovan. Vi undersöker således inte vilken form av EM som förekommer eller för någon djupare analys kring vilka faktorer som från första början ger upphov till att prognosen tilldelas sina egenskaper. Vidare är studien

begränsad till svenska företag som i dag är noterade på Nasdaq OMX Stockholm. Tidsmässigt begränsas studien till att innefatta ettårsprognoser, som rör åren 2008-2012 och återfinns i bokslutskommunikéer för åren 2007-2011. Att enbart prognoser givna i kommunikéer granskas gör att vi inte tar hänsyn till prognoser som getts vid andra tillfällen eller på andra sätt.

Disposition

Vi inleder uppsatsen genom att i avsnittet *tidigare forskning och teoretisk referensram*, definiera de mest kritiska begreppen. Ett urval från den tidigare forskningen och teorin avseende vårt forskningsområde presenteras. Tidigare metoder som använts för att mäta förekomsten av EM beskrivs och vi motiverar valet av modell. Den tidigare forskningen mynnar ut i de tre hypoteser vi avser undersöka i avsnittet *hypotesutveckling*.

Vårt tillvägagångssätt beskrivs närmare i *metodavsnittet*. Läsaren ges en förståelse för de olika antaganden som vi grundar de olika variablerna på. I *dataavsnittet* ges en sammanställning över de använda urvalskriterierna och det slutliga dataurvalet redovisas.

Resultatavsnittet inleds med beskrivande data kring vårt urval. Sedan beskrivs den första regressionen, vilken granskas genom ett antal modelltester. Detta leder till beslutet att modellen revideras. De reviderade modellerna och de resultat som anses vara giltiga, presenteras slutligen. För att utöka tolkningen av våra resultat, görs ett antal *känslighetstester*.

Slutligen diskuteras, i avsnittet *slutsatser*, regressionsresultaten i ljuset av känslighetstesterna. Utifrån dessa dras ett antal slutsatser. Uppsatsen avslutas med en diskussion kring studiens validitet, reliabilitet, generaliserbarhet samt förslag till framtida forskning.

Tidigare forskning och teoretisk referensram

Definitioner

Earnings Management (EM)

EM har i litteraturen definierats på olika sätt av olika forskare, men det centrala har varit ledningens avsikt. Ronen och Yaari (2008) delar in tidigare definitioner i tre grupper. En grupp definierar EM som ett opportunistiskt beteende. En annan grupp definierar EM som välvilligt. En tredje grupp inkorporerar båda dessa avsikter i sin definition. Vi väljer att använda en av de mest väletablerade och använda definitionerna som ges av Healy och Wahlen (1999). Definitionen sällar sig till skaran av definitioner som tar fasta på att ledningen är opportunistisk och lyder som följer:

”EM uppkommer då företagsledare använder sitt omdöme i finansiella rapporter och när transaktioner strukturerats så att antingen företags intressenter missleds angående företags underliggande ekonomiska prestation eller så att kontrakt som beror på redovisningsdata påverkas”.

Ledningsprognoser

Ledningsprognoser är en typ av frivillig information som företag kan ge ut till marknaden. För att utveckla den definition av prognoser som vi använder i denna studie, utgår vi från Nasdaq OMX Stockholms definition² och gör ett antal avgränsningar och modifikationer.

En form av uttalande som går att debattera om det går under definitionen eller inte, är de som berör företags mål. I vår studie kommer vi dock inte att se mål som prognoser. Den stora skillnaden enligt oss är att prognoser är något som anger vad ledningen tror, medan mål kan vara något de strävar mot att uppnå. Ett annat sätt att belysa skillnaden är att prognoser kan ange negativa resultat, medan mål sällan gör det.

Syftet med vår definition är att förenkla datainsamlingen och att åstadkomma jämförbarhet mellan de prognoser vi inkluderar. Av dessa skäl kommer vi att införa avgränsningar avseende: 1) *tidshorisont* och 2) *mått*.

² Nasdaq OMX Stockholms definition är börsens tolkning av rådande praxis och regelverk. Definitionen lyder som följande: ”Med ”prognos” avses i detta sammanhang specifika siffror för nuvarande finansiella period och/eller följande finansiella perioder. En sådan kan t.ex. innehålla en jämförelse med föregående period (”något bättre än föregående år”) eller antyda vissa siffror eller ange ett intervall för det troliga utfallet av resultatet för en kommande period. Ett ”framåtblickande uttalande” är mer en allmän beskrivning av bolagets framtida utveckling.” källa: regelverk för emittenter” (paragraf 3.3.1).

1) Tidshorisont

Vi har valt att endast ta hänsyn till prognoser som avser ett helt räkenskapsår och lämnas cirka ett år innan dess att de ska falla in. Genom att använda detta kriterium förenklas datainsamlingen avsevärt då den avgränsas till ett relativt snävt tidsspann.

2) Mått

Ledningars prognoser omfattar ett brett spann av olika mått. För att det ska finnas jämförbarhet mellan företagens prognoser inkluderar vi endast sådana prognoser som rör poster på företagets resultaträkning³.

Diskussionen ovan leder oss till följande prognosdefinition: *”Med ”prognos” avses i detta sammanhang specifika siffror avseende hela det kommande räkenskapsåret. Vidare rör den en konkret post på företagets resultaträkning. En prognos kan t.ex. innehålla en jämförelse med föregående period (”något bättre än föregående år”) eller antyda vissa siffror eller ange ett intervall för det troliga utfallet av resultatet för en kommande period. Prognosen är formulerad så att läsaren kan uttolka att prognosen verkar reflektera ledningens tro snarare än dess mål. Detta syns genom användning av ord som ”vi tror”, ”prognos”, ”vår syn” etc. samt genom avsaknad av ord som ”mål” och ”förhoppning”.”*

Prognosens beskrivande egenskaper⁴

Vi definierar i denna uppsats prognosers beskrivande egenskaper som de prognosegenskaper som är synliga och således kan användas för att beskriva prognosen rent faktamässigt. För att beskriva prognosen faktamässigt ska det räcka med att observera prognosen, utan att ta hänsyn till andra faktorer som rör företaget eller dess förutsättningar. Egenskaper som beskriver prognosen faktamässigt inkluderar hur prognosen presenteras (t.ex. i en kvartalsrapport eller i ett separat pressmeddelande, samt en gång eller flera gånger), formulering (t.ex. med vilken precision som ledningen prognostiserar) och prognosens innehåll (t.ex. vilket mått i resultaträkningen som förutspås och vilken horisont som avses). I vår uppsats studerar vi följande beskrivande egenskaper:

Presentation: Vi kommer att studera om prognosen *betonas* av ledningen eller ges *diskret*.

³ Vi exkluderar bland annat följande mått: branschmått, marginaler samt ”pro forma”-mått.

⁴ Benämningen ”prognosers beskrivande egenskaper” är vår egen. Den är en snävare variant av begreppet ”prognosers egenskaper” som har använts i tidigare forskning.

Formulering: Vi kommer att studera med vilken *precision* som prognosen formuleras. Vi tar hänsyn till fyra olika precisionsnivåer. De presenteras nedan i rangordning efter precisionsnivå (Coller och Yohn 1998):

- *Punktestimat:* (t.ex. 100 miljoner)
- *Stängda intervallestimat:* (t.ex. 100-150 miljoner)
- *Öppna intervallestimat:* (t.ex. >100 miljoner)
- *Kvalitativa estimat:* (t.ex. "något bättre än förra året")

Prognosens innehåll: Vi kommer att studera det *mått* som prognosen berör.

Tidigare forskning och teorier

Forskning kring incitament till att ge ut frivillig information/prognoser

Enligt Healy och Palepu (2001) saknar forskningen kring frivillig informationsutgivning heltäckande teorier. Tidigare forskningen har därför ofta argumenterat på basis av tidigare empiriska resultat. Healy och Palepu (2001) delar in dessa empiriska resultat i sex olika hypoteser, vilka listas nedan.

Motiv till varför företag har incitament att ge ut frivillig information/prognoser

- *Kapitalmarknadshypotesen:* Minskad kapitalkostnad.
- *Kontrollhypotesen:* Ledningen vill undvika undervärdering av företaget, för att reducera risken att någon annan tar kontroll över företaget.
- *Kompensationshypotesen:* Ledningen vill undvika undervärdering av företaget för att inte minska sin egen kompensation. Dessutom vill ledningen undvika att nya medarbetare får köpoptioner till orimligt förmånliga aktiekurser relativt dess rätta värdering.
- *Stämningshypotesen:* För lite information riskerar att leda till juridiska konsekvenser.
- *Talanhypotesen:* Signalera sin kompetens till marknaden. Om informationen är fel är dock effekten den motsatta och ledningen riskerar att uppfattas som icke talangfull.
- *Konkurrenshypotesen:* Om ledningen tror att den frivilliga informationen kan gynna konkurrenter så minskar incitamenten att ge ut information.

Forskning kring prognosens beskrivande egenskaper

Vi presenterade tidigare de prognosegenskaper vi anser vara beskrivande. Vidare valde vi ut tre sådana egenskaper som studeras närmare i denna studie: 1) prognosens betoning, 2) prognosprecisionen och 3) prognosmättet. Nedan presenteras tidigare forskning som rör dessa egenskaper.

Tidigare forskning avseende *prognosens betoning* har sett att marknaden tenderar att reagera starkare på prognoser som ges ensamt jämfört med prognoser som ges tillsammans med annan information (Atiase m.fl., 2005). Närliggande forskning på annan redovisningsinformation har funnit att investerare lägger mer tonvikt vid av ledningen betonad information (Bowen m.fl. 2005). Det finns också exempel på tidigare forskning som visar att företag har kännedom om att prognosbetoning påverkar i vilken grad omvärlden reagerar på informationen. Bamber och Cheon (1998) fann stöd för att företag väljer att inte ge ut prognoser i särskilda pressmeddelanden för att undvika att konkurrenter noterar när företaget har goda tillväxtutsikter. Hur ledningen väljer att betona sin prognos, verkar således påverka hur stort genomslag som informationen får.

Angående *prognosprecisionen*, har tidigare forskning sett att marknaden tenderar att reagera starkare på precisa framför vaga prognoser (Baginski m.fl., 1993; Pownall m.fl., 1993). Vidare har man undersökt om det finns en koppling mellan företagsspecifika egenskaper och företagets prognosprecision. Enligt en studie av Ajinkya m.fl. (2004) ledde en högre andel institutionella investerare till mer precisa prognosformer.

Forskning kring *prognosmätt* är mer begränsad och vi har inte funnit några studier som granskar skillnaden mellan ledningsprognoser av olika enskilda mått. En orsak till detta är att den tidigare forskningen främst fokuserat på ledningsprognoser kring resultatmått. Det torde dock vara sannolikt att prognoser av resultatmått påverkar marknaden mer än prognoser av försäljningen. Anledningen till detta är att resultatmått är mer värder relevanta för prissättningen i marknaden. Nissim och Thomas (2002) fann exempelvis att resultatmultiplar, jämfört med försäljningsmultiplar, hade en starkare koppling till aktiekursutvecklingen.

Forskning kring faktorer som påverkar förekomsten av EM

Ronen och Yaari (2008) har genomfört en extensiv kartläggning av den tidigare forskningen om EM. I deras bok presenteras en lista över de fält som främst varit i fokus för EM-forskningen samt de artiklar som kan anses vara viktigast inom respektive fält. För att ge en bild av vilka faktorer som kan anses påverka mängden EM presenteras i Appendix A en tabell

som sammanfattar dessa artiklar. Denna tabell används senare i uppsatsen för att utveckla kontrollvariabler för våra regressioner. För den intresserade hänvisas till originalstudierna.

Forskning kring kopplingen mellan informationsgivning/prognoser och EM.

Flera forskare har uttryckt en oro för att prognoser kan leda till EM. Andra vidmakthåller att ökad informationsgivning försvårar för ledningen att använda sig av EM.

Kasznik (1999) indikerar att utgivning av ledningsprognoser kan öka EM för att ledningen, av opportunistiska skäl, justerar resultaten för att kunna infria sina egna prognoser. Cheng m.fl. (2005) fann att ökad prognosfrekvens leder till mer EM, vilket även stöts av Baginski m.fl. (2001).

Andra forskare har funnit resultat som snarare stödjer att ökat informationsutgivande är associerat med lägre EM-nivåer. Lobo och Zhou (2001) fann ett negativt samband, det vill säga att högre informationsgivning minskar förekomsten av EM. I Dutta och Gigers analytiska ramverk (2002) bekräftas bilden. Ledningsprognoser ses som en möjlighet för marknaden att få en bild av vilka scenarion ledningen bedömer som sannolika. Därför begränsas ledningens möjligheter att utöva EM.

Metoder som tidigare använts för att mäta förekomsten av EM

Vi utgår i detta avsnitt från Ronen och Yaaris (2008) litteraturstudie. Informationen som står till grund för avsnittet kommer från denna bok vid de tillfällen som vi inte explicit refererar till andra författare.

Ett problem med att forska på EM är att fenomenet inte är direkt observerbart. För att lösa detta har tidigare forskning använt sig av flera olika metoder⁵. I den här uppsatsen kommer vi att estimerar mängden EM genom att uppskatta mängden diskretionära periodiseringar. Motiveringen är att denna metod är den mest frekvent använda i tidigare forskning.

Diskretionära och icke-diskretionära periodiseringar

En periodisering uppstår när det finns en diskrepans mellan den tidpunkt som ett företag redovisar en ekonomisk transaktion och de kassaflöden som härstammar från den ekonomiska

⁵Tidigare metoder som använts enligt Ronen och Yaari (2008):

- Uppskatta mängden diskretionära periodiseringar, t.ex. Healy (1985)
- Analysera ett specifikt konto i resultaträkningen, t.ex. McNichols och Wilson (1988)
- Undersöka distributionen av företags resultat, t.ex. Burgstahler och Dichev (1997)
- Undersöka avrundningar i decimalerna i resultat per aktie, t.ex. Thomas (1989)

transaktionen. Summerar man de periodiseringar som ett företag gör under en tidsperiod får man de totala periodiseringarna. De totala periodiseringarna kan i sin tur delas upp i två komponenter: icke-diskretionära och diskretionära periodiseringar. Icke-diskretionära periodiseringar är de periodiseringar som kan anses vara normala för företaget, exempelvis i förhållande till de periodiseringar man normalt gör i branschen eller de periodiseringar företaget normalt gör. Diskretionära periodiseringar uppkommer som ett resultat av att ledningen vill påverka resultatet, uppåt eller nedåt, på ett sätt som gör att resultatet inte speglar de underliggande ekonomiska transaktionerna.

Modeller för att uppskatta diskretionära och icke-diskretionära periodiseringar

Vilka periodiseringar som är icke-diskretionära och diskretionära kan vara svårt att urskilja. I tidigare forskning har det därför gjorts ett flertal försök att skapa modeller för att estimeras detta. Milstolpen i denna forskning kan anses vara Jones (1991) modell. Denna modell följdes upp av ett antal modeller, där den mest uppmärksammade (modifierade Jones-modellen) presenterades av Dechow m.fl. (1995)⁶. Vi kommer i denna studie att använda oss av den modifierade Jones-modellen. Vi strävar nedan efter att ge läsaren en översiktlig bild av Jones-modellen samt den modifierade Jones-modellen.

Jones-modellen

För att estimeras mängden diskretionära periodiseringar använde sig Jones (1991) av en tidsserie av data som föregick det tillfälle som studerades. Denna tidsserie av data benämns som estimeringsfönstret. Det tillfälle som studeras kallas händelsefönstret. Ett grundantagande i modellen är att mängden diskretionära periodiseringar i estimeringsfönstret är 0. Givet detta antagande utgör alla periodiseringar i estimeringsfönstret icke-diskretionära periodiseringar. Därför görs en regression med data från estimeringsfönstret med målet att ta fram en modell som förklarar företagets icke-diskretionära periodiseringar. Modellen ser ut som följer:

$$\frac{TP_{t,i}}{T_{t-1,i}} = \beta_{1:t,i} \left[\frac{1}{T_{t-1,i}} \right] + \beta_{2:t,i} \left[\frac{\Delta OMS_{t,i}}{T_{t-1,i}} \right] + \beta_{3:t,i} \left[\frac{BMAT_{t,i}}{T_{t-1,i}} \right] + \varepsilon_{t,i}$$

Där:

t = Markerar varje år (händelsefönster), i = Markerar varje företag

$TP_{t,i}$ = Totala periodiseringar

$T_{t-1,i}$ = Tillgångar, ingående balans

$\Delta OMS_{t,i}$ = Förändringen i omsättning mot föregående år

⁶ Antalet citeringar enligt Google Scholar är (13/4-2014) 3935 (Jones) och 3825 (modifierade Jones). Alternativa modeller beskrivna av Ronen och Yaari (2008) har alla hälften så många citeringar. Ett problem med att välja metod efter antal citeringar, som vi delvis gör i denna studie, är att äldre studier har en fördel gentemot nyare.

$BMAT_{t,i}$ = Ackumulerade anskaffningsvärden på materiella anläggningstillgångar
 $\beta_{1:t,i}, \beta_{2:t,i}, \beta_{3:t,i}$ = Koefficienter, specifika för varje företag och händelsefönster
 $\varepsilon_{t,i}$ = Felterm

Den estimerade regressionsmodellen används sedan i händelsefönstret för att estimerar mängden icke-diskretionära periodiseringar. Företagens totala periodiseringar som över- eller understiger dessa icke-diskretionära periodiseringarna utgör de diskretionära periodiseringarna.

Modifierade Jones-modellen

Dechow m.fl. (1995) utvärderade i sin artikel modellerna presenterade av Healy (1985), DeAngelo (1986), Dechow och Sloan (1991) och Jones (1991). De utvecklade och utvärderade samtidigt en ny modell: Modifierade Jones-modellen.

Den modifierade Jones-modellen är identisk med Jones-modellen i det första steget. Dechow m.fl. (1995) utvecklade det andra steget, där den estimerade modellen appliceras i händelsefönstret för att beräkna de icke-diskretionära periodiseringarna. Skillnaden mellan modellerna är att den modifierade Jones-modellen justerar förändringen i omsättning för förändringen i kundfordringar. Anledningen till detta är att den ursprungliga Jones-modellen antar att ledningen inte manipulerar företagets intäkter. I kontrast mot detta ansåg Dechow m.fl. (1995) att företagets intäkter och särskilt kreditförsäljningen är relativt lätta att påverka. Som resultat fångar den modifierade Jones-modellen därför upp fler former av EM. Modellen utvecklas steg för steg i metodavsnittet.

Tidsseriemetoder kontra tvärsnittsmetoder

I artiklarna skrivna av Jones (1991) samt Dechow m.fl. (1995) använde sig författarna av en tidsseriemetod för att beräkna mängden diskretionära periodiseringar. En annan metod att tillämpa de två Jones-modellerna är genom en tvärsnittsmetod. I denna metod är regressionsmodellen som förklarar de icke-diskretionära periodiseringarna bransch- och årsspecifika.

Flera artiklar har argumenterat för att det finns fördelar med att använda tvärsnittsmetoden kontra tidsseriemetoden (t.ex. DeFond och Jimbalvo, 1994; Subramanyam, 1996; Bartov, 2000). De främsta fördelarna är att metoden på ett bättre sätt tar hänsyn till förändrade ekonomiska förutsättningar⁷, minskar databortfallet⁸ och att antagandet att

⁷ Att ekonomiska förutsättningarna kan ändras över tid, är ett mindre problem i tvärsnittsmetoden då regressionerna görs årsvis.

⁸ Tidsseriemetoden kräver en lång tidsserie av data för varje företag.

företagen inte uppvisar EM åren innan den period man vill estimeras försvinner⁹. Med bakgrund av dessa argument väljer vi att använda tvärsnittsmetoden.

Metod för att mäta Totala periodiseringar

Det finns två metoder att beräkna de totala periodiseringarna. Den första metoden kallas för balansräkningsmetoden. Den andra metoden kallas för kassaflödesmetoden.

Collins och Hribar (2002) kommer fram till att balansräkningsmetoden riskerar att ge missvisande resultat. I vissa fall kan metoden felaktigt leda en att dra slutsatsen att EM förekommer. Metoden tar enligt författarna inte på ett adekvat sätt hänsyn till händelser såsom exempelvis förvärv, avyttringar, byten av redovisningsprinciper och valutadifferenser.

Dessa resultat gör att vi i den här studien väljer att estimeras de totala periodiseringarna med hjälp av kassaflödesmetoden för att reducera risken för felaktigheter i de efterföljande resultaten samt slutsatserna.

⁹ Estimeringsfönstret kan innehålla diskretionära periodiseringar.

Hypotesutveckling

Prognoser och dess effekt på EM är ett flerperiodsspel som ständigt pågår. En stor del av tidigare forskning om prognoser och dess relation till EM har dock förenklat detta till att endast studera två perioder. För att bygga våra hypoteser diskuterar också vi aktörernas beteende utifrån två perioder. I period 1 lämnar ledningen sin prognos avseende period 2. Marknaden tar då, i någon grad, hänsyn till prognosen i sina förväntningar om företagets framtida prestationer. I period 2 inträffar det prognosticerade tillfället och marknaden kan se om den gjorde rätt i att lita på ledningen. Efter period 2 börjar spelet om. Hur väl ledningen hållit vad den lovat i tidigare spel beaktas då av marknaden när de bedömer trovärdigheten av ledningens prognoser.

Hypotes 1 – Prognosens betoning och dess koppling till EM

Period 1: Tidigare forskning har sett tendenser till att marknaden reagerar starkare på prognoser som betonas än prognoser som presenteras diskret (Atiase m.fl., 2005; Bowen m.fl., 2005). Tidigare forskning har också funnit exempel där företag använder detta fenomen på ett taktiskt sätt (Bamber och Cheon, 1998). Vi anser därför att det är rimligt att anta att företag väljer att betona sina prognoser när de är särskilt måna om att informationen i dem når marknaden. När företag betonar sina prognoser kan de sålunda anses ha särskilt stora behov av att påverka marknadens förväntningar.

Hypoteserna som vi redogjorde för på sida 9 ger exempel på några sådana situationer. Man kan exempelvis tänka sig att en ledning väljer att betona prognosen när aktien är ovanligt undervärderad för att signalera att vinsten är på uppgång (se *kompensationshypotesen & kontrollhypotesen*). Genom att förändra marknadens förväntningar i period 2, är det troligt att marknadens förväntningar också förändras i kommande perioder. Prognosen signalerar en ökning i företagets resultat i period 2 som marknaden inte hade förutspått. Således har marknaden heller inte tagit i beräkning att denna oförutsedda vinst i period 2 kan användas för att växa resultatet även i kommande perioder. Ett annat exempel på när man kan tänka sig att ledningen överväger att betona sin prognos, är när den använder prognoser som ett medel för att signalera talang. Genom att betona sin prognos, kan ledningen försäkra sig om deras försök att öka deras rykte syns av marknaden.

Period 2: I period 2 kan marknaden se hur de redovisade siffrorna skiljer sig åt mot prognosen och således bedöma om det var rätt eller fel att lita på ledningens prognos. Om utfallet skiljer sig signifikant från prognosen finns risk att marknaden tappar tilltro till ledningen och blir

mer skeptisk till ledningens prognoser i framtida perioder. De företag som betonade prognoserna i period 1 hade ett starkare behov av att prognosen påverkade marknaden än de företag som presenterade den diskret. Följaktligen borde ledningarna i de företagen därför också ha mer att förlora på att marknaden tappar sin tilltro till deras förmåga och prognoser.

För att exemplifiera detta kan vi återgå till exemplet där en ledning valt att betona sin prognos för att aktien var ovanligt undervärderad. Som vi visade förut är det sannolikt att om marknads förväntningar ökar i nästkommande period, ökar också förväntningarna i framtida perioder. Om det redovisade resultatet i period 2 understiger det prognosticerade, finns således risk att marknaden även justerar ner sina förväntningar om kommande perioder och aktien återgår till att, enligt ledningen, vara undervärderad. Vi gav också ett exempel där ledningen betonade sin prognos för att signalera talang. Betoning i dessa fall kan ses som en hävstångseffekt. Om ledningen lyckas uppnå prognosen, har marknaden noterat detta och således borde ledningens rykte öka mer än om den inte hade betonats. Dock gäller samma hävstång om ledningen inte lyckas uppnå den och effekten på ryktet blir den motsatta.

Påverkan på EM: Ovan har vi argumenterat att företag som betonar sina prognoser i period 1, signalerar att de har ett större behov av att påverka marknaden än de företag som presenterar sina prognoser diskret. På grund av detta har vi också argumenterat att dessa företag borde vara mer ovilliga att uppvisa ett prognosfel i period 2. På grund av detta ställer vi upp hypotesen att de företag som betonat sin prognos i period 1, också borde vara mer benägna att använda EM för att undvika att uppvisa ett prognosfel¹⁰.

H₁: Företag som betonat sin prognos i period 1, uppvisar mer EM i period 2 än företag som presenterat sin prognos diskret.

¹⁰ Ett antagande som underbygger vår hypotes är att alla ledningsprognoser inte är korrekta. Om detta antagande inte stämmer, så har ledningar inget incitament att använda EM. Kasznic (1999) fann att 94 % av de årlånga prognoserna i hans sampel (USA) skulle ha uppvisat prognosfel om företagen inte använt sig av EM. Vi tror att detta ger en indikation på att det borde finnas relativt många prognosfel även i Sverige. Ett angränsande antagande är att företag som betonat sin prognos inte uppvisar en lägre andel prognosfel än de företag som lämnar sin prognos diskret. Om detta antagande inte stämmer, så kan det ökade incitamentet att använda EM för de företag som gett betonade prognoser, neutraliseras av det faktum att färre företag som betonar sina prognoser uppvisar prognosfel. I vårt sampel noterar vi att ca 45 % av alla prognoser lämnas betonat, enligt vår definition. Givet den höga andelen betonade prognoser och givet att andelen prognosfel i Kaszniks (1999) sampel indikerar andelen prognosfel även i Sverige, då borde det rent matematiskt inte vara möjligt för dessa två grupper att skilja sig åt nämnvärt i andelen prognosfel.

Hypotes 2 och 3 – Prognosens precision och mått samt deras koppling till EM

Tidigare forskning har sett att precisa prognoser ger större effekt i marknaden än vaga prognoser (Baginski m.fl., 1993; Pownall m.fl., 1993). Vidare har vi tidigare (sidan 17) i uppsatsen argumenterat för varför det är rimligt att anta att prognoser som rör resultatmått, borde påverka marknaden mer än de som rör försäljningen (Nissim och Thomas, 2002). Givet samma resonemang som i H_1 , borde ökad prognosprecision och användning av resultatmått framför försäljningsmått därför riskera att ge ökat incitament att använda EM.

Prognosens precision och mått styr dock inte endast vilken reaktion prognosen får när marknaden tar del av den, utan också hur detaljerad information prognosen innehåller. Högre precision och prognostisering av resultatmått framför försäljningsmått ger en mer avgränsad och värderrelevant bild av framtiden. På grund av att dessa prognosegenskaper är associerade med ökad informationsgivning, skulle de kunna resultera i att ledningens möjligheter att använda EM begränsas i enlighet med Lobo och Zhou (2001) samt ramverket utvecklat av Dutta och Gigler (2002).

Utifrån vår diskussion ställer vi upp hypoteserna att variationer i prognosprecision och prognosmått, antingen minskar eller ökar mängden EM i period 2.

H2: Företag som lämnat precisa prognoser i period 1, uppvisar en annan mängd EM i period 2 än företag som lämnat vaga prognoser.

H3: Företag som lämnat försäljningsprognoser period 1, uppvisar en annan mängd EM i period 2 än företag som lämnat resultatprognoser.

Metod

Testförfarande

Vi testar våra hypoteser med hjälp av följande OLS-regression:

$$EM_{t,i} = \beta_0 + \beta_1 TYDLIG_{t-1,i} + \beta_2 PREC_{t-1,i} + \beta_3 MÅTT_{t-1,i} + \beta_4 BM_{t,i} + \beta_5 D/E_{t,i} + \beta_6 M\&A_{t,i} + \beta_7 INST_{t,i} + \beta_8 MEDIA_{t,i} + \varepsilon_{t,i}$$

Variabel	Beskrivning
$EM_{t,i}$	Kontinuerlig variabel som mäter mängden EM i period 2
$TYDLIG_{t-1,i}$	Dummyvariabel som signalerar om prognosen i period 1 var betonad/diskret
$PREC_{t-1,i}$	Dummyvariabel som signalerar om prognosen i period 1 var precis/vag
$MÅTT_{t-1,i}$	Dummyvariabel som signalerar om prognosen i period 1 rörde försäljning/resultat
$BM_{t,i}$	Dummyvariabel som signalerar om företaget precis presterat ovanför ett av tre gränsvärden i period 2
$\frac{D}{E_{t,i}}$	Kontinuerlig variabel som mäter skuldsättningen i period 2
$M\&A_{t,i}$	Dummyvariabel som signalerar om företaget mellan period 1 och period 2 kungjort att de planerar att genomföra ett företagsförvärv
$INST_{t,i}$	Dummyvariabel som signalerar om företaget har en hög/låg andel institutionella ägare
$MEDIA_{t,i}$	Kontinuerlig variabel som mäter hur mycket företaget i genomsnitt har förekommit i media under den studerade perioden

*För att se vilka tecken vi förväntar oss på kontrollvariablerna, se appendix B.

Beslutsregel

Vi kommer i denna studie att använda oss av beslutsregeln, $\alpha = 5\%$.

Hypoteser

Hypotes 1	Hypotes 2	Hypotes 3
$H_0: \beta_1 \leq 0$	$H_0: \beta_2 = 0$	$H_0: \beta_3 = 0$
$H_1: \beta_1 > 0$	$H_2: \beta_2 \neq 0$	$H_3: \beta_3 \neq 0$

Operationalisering av beroende variabel

Den beroende variabeln utgörs av mängden EM. Variabeln skattas genom att beräkna de diskretionära periodiseringarna med hjälp av tvärsnittsversionen av modifierade Jones-modellen. Vi använder kassaflödesmetoden för att beräkna totala periodiseringar. Vi redogör för tillvägagångssättet steg för steg nedan:

Steg 1:

Totala periodiseringar beräknas för varje observation genom att kassaflödet från den löpande verksamheten subtraheras från nettoresultatet innan extraordinära poster och avyttrade verksamheter enligt formeln nedan:

$$TP_{t,i} = NR_{t,i} - KFLV_{t,i}$$

Där:

$TP_{t,i}$ = Totala periodiseringar

$NR_{t,i}$ = Nettoresultat innan extraordinära poster och avyttrade verksamheter

$KFLV_{t,i}$ = Kassaflödet från den löpande verksamheten

Steg 2:

Efter att de totala periodiseringarna för varje observation fastställts, används värdena för att göra en regression för varje bransch och år. Syftet med regressionen är att med hjälp av minsta kvadratmetoden fastställa koefficienter som är specifika för varje bransch och år.

$$\frac{TP_{t,i}}{T_{t-1,i}} = \beta_{1:t,j} \left[\frac{1}{T_{t-1,i}} \right] + \beta_{2:t,j} \left[\frac{\Delta OMS_{t,i} - \Delta KF_{t,i}}{T_{t-1,i}} \right] + \beta_{3:t,j} \left[\frac{BMAT_{t,i}}{T_{t-1,i}} \right] + \varepsilon_{t,i}$$

Där:

j = Markerar varje bransch

$T_{t-1,i}$ = Tillgångar, ingående balans

$\Delta OMS_{t,i}$ = Förändringen i omsättning mot föregående år

$\Delta KF_{t,i}$ = Förändringen i kundfordringar mot föregående år

$BMAT_{t,i}$ = Ackumulerade anskaffningsvärden på materiella anläggningstillgångar

$\beta_{1:t,j}, \beta_{2:t,j}, \beta_{3:t,j}$ = Koefficienter, specifika för varje bransch och år

$\varepsilon_{t,i}$ = Felterm

Steg 3:

Från regressionen i steg 2 har vi nu erhållit tre koefficienter $\hat{\beta}_{1:t,j}$, $\hat{\beta}_{2:t,j}$ och $\hat{\beta}_{3:t,j}$ som bransch- och årsspecifika. I steg 3 använder vi koefficienterna för att estimerade de icke-diskretionära periodiseringarna för varje observation.

$$\widehat{IDP}_{t,i} = \hat{\beta}_{1:t,j} \left[\frac{1}{T_{t-1,i}} \right] + \hat{\beta}_{2:t,j} \left[\frac{\Delta OMS_{t,i} - \Delta KF_{t,i}}{T_{t-1,i}} \right] + \hat{\beta}_{3:t,j} \left[\frac{BMAT_{t,i}}{T_{t-1,i}} \right]$$

Där:

$\widehat{IDP}_{t,i}$ = Estimerade icke-diskretionära periodiseringar

$\hat{\beta}_{1:t,j}, \hat{\beta}_{2:t,j}, \hat{\beta}_{3:t,j}$ = Estimerade koefficienter, specifika för varje bransch och år

Steg 4:

I steg 3 beräknade vi de icke-diskretionära periodiseringar för varje observation. I det fjärde och sista steget subtraheras dessa periodiseringar från de totala periodiseringarna som beräknades i steg 1. Resultatet blir mängden diskretionära periodiseringar för varje observation.

$$\frac{\widehat{DP}_{t,i}}{T_{t-1,i}} = \frac{TP_{t,i}}{T_{t-1,i}} - \frac{\widehat{IDP}_{t,i}}{T_{t-1,i}}$$

Absolutvärdet:

I och med det sista steget av den modifierade Jones-modellen fås en uppskattning av diskretionära periodiseringar för varje observation. Dessa kan vara både negativa och positiva. Tolkningen av mängden EM är emellertid lik oavsett riktning, då båda signalerar att företaget använt sig av EM. Eftersom vi i studien är intresserade av storleken på EM och inte dess riktning, väljer vi att använda absolutvärdet av de diskretionära periodiseringarna.

Definition: $EM_{t,i} = Abs \left[\frac{\widehat{DP}_{t,i}}{T_{t-1,i}} \right]$

Där:

$EM_{t,i}$ = Mängden earnings management

$Abs[x]$ = Absolutvärdet av x

$\widehat{DP}_{t,i}$ = Estimerade diskretionära periodiseringar

$T_{t-1,i}$ = Tillgångar, ingående balans

Operationalisering av testvariabler

Hypotestest 1

För att testa hypotes 1, skapar vi en dummyvariabel som antar värdet 1 (0) om prognosen är betonad (diskret). Definitionen som särskiljer grupperna följer nedan. Vi har valt definitionens stringens utifrån vad som ger en relativt jämn fördelning mellan de två grupperna.

Definition: $TYDLIG_{t-1,i} = \{Betonad_{t-1,i} = 1 | Diskret_{t-1,i} = 0\}$

Där:

$Betonad_{t-1,i}$ = Prognosen presenterades minst 2 gånger i rapporten. Minst en av dessa gånger var på sida 1-2 av rapporten eller i Vd:ns kommentarer om det gångna året.

$Diskret_{t-1,i}$ = Observationer som faller utanför definitionen av betonad

Hypotestest 2

För att undersöka hypotes 2 skapar vi en dummy som antar värdet 1 (0) för precisa (vaga) prognoser. Punktestimat och stängda intervalltestimat räknas som precisa, medan öppna intervalltestimat och kvalitativa estimat ses som vaga, vilket är i enlighet med Coller och Yohn (1998).

Definition: $PREC_{t-1,i} = \{Precis_{t-1,i} = 1 | Vag_{t-1,i} = 0\}$

Där:

$Precis_{t-1,i}$ = Punktestimat eller stängt intervalltestimat

$Vag_{t-1,i}$ = Öppet intervalltestimat eller kvalitativt estimat

Hypotestest 3

För att testa hypotes 3 använder vi oss av en dummyvariabel som antar värdet 1 (0) om prognosen rörde ett försäljningsmått (resultatmått) i resultaträkningen. Resultatmått som återfinns i vårt sampel rör: rörelseresultat, resultatet före skatt och nettoresultatet. En utmaning med vår klassificering är de observationer där företaget lämnat både en försäljningsprognos och en resultatprognos. Vi väljer att kategorisera dessa observationer tillsammans med resultatprognoserna. Detta eftersom den mängd information som dessa företag lämnat, mer liknar de företag som lämnat resultatprognoser än de företag som lämnat försäljningsprognoser (Hirst m.fl., 2007).

Definition: $MÅTT_{t-1,i} = \{Försäljning_{t-1,i} = 1 | Resultat_{t-1,i} = 0\}$

Där:

$Försäljning_{t-1,i}$ = Företag som endast lämnat försäljningsprognos

$Resultat_{t-1,i}$ = Företag som lämnat prognos avseende rörelseresultat, resultat före skatt eller nettoresultat, samt i vissa fall kompletterat dessa prognoser med en försäljningsprognos

Val och operationalisering av kontrollvariabler

För att minimera risken att störande variabler påverkar de slutsatser vi drar vill vi inkludera andra variabler i regressionen som har visats påverka mängden EM. Vi presenterar i appendix B en lista på de viktigaste forskningsresultaten. Vi antar att denna lista fångar upp de viktigaste faktorerna som dagens forskning identifierat har en påverkan. Vår strävan har varit att inkludera så många av variablerna som möjligt. Dock har vi exkluderat de variabler där vår

tillgång till data varit begränsad, där forskningen inte har visat något signifikant samband eller där forskningen inte berör observationerna i vårt sampel.

Benchmarking

I denna variabel (*BM*) vill vi fånga upp de företag som använt EM för att hamna precis ovanför ett gränsvärde. De tre gränsvärdena som den tidigare forskningen om EM uppmärksammat är (DeGeorge m.fl., 1999):

- 1) Positivt resultat: $R_t > 0\%$
- 2) Positiv förändring från resultatet fyra kvartal tidigare: $Resultat_t / Resultat_{t-1} > 1$
- 3) Analytikernas förväntningar¹¹: $Resultat_t / Förväntningar_t > 1$.

För att fånga upp de företag som använt EM för att hamna precis ovanför ett av dessa gränsvärden, används en dummyvariabel. Den antar värdet 1 om företaget ligger precis ovanför något utav gränsvärdena.

Definition: $BM_{t,i} = \{Precis\ över\ ett\ benchmark_{t,i} = 1 | Annars = 0\}$

Där:

$$Precis\ över\ ett\ benchmark = \begin{cases} \text{Något av följande:} & \begin{aligned} &1) 0\% < R\ddot{a}ntabilitet\ p\ddot{a}\ totala\ tillg\ddot{a}ngar_{t,i} < 1\% \\ &2) 0\% < \frac{Resultat_{t,i} - Resultat_{t-1,i}}{Resultat_{t-1,i}} < 1\% \\ &3) 0\% < \frac{Resultat_{t,i} - F\ddot{o}rv\ddot{a}ntningar_{t,i}}{F\ddot{o}rv\ddot{a}ntningar_{t,i}} < 1\% \end{aligned} \end{cases}$$

Covenanter

I denna variabel (*D/E*) vill vi isolera den effekt på EM som kan uppkomma av företagets skuldsättning (Beneish, 1997). Kraftigt skuldsatta företag kan ha incitament att justera upp resultatet för att inte bryta mot lånevillkor, så kallade covenanter.

Definition: $D/E_{t,i} = \frac{R\ddot{a}nteb\ddot{a}rande\ skulder_{t,i}}{Eget\ kapital_{t,i}}$

Företagsförvärv

I denna variabel (*M&A*) avskiljs den påverkan på EM som härrör från företagsförvärv (Erickson & Wang, 1999). Vi använder oss av en dummyvariabel som antar värdet 1 om företaget under året kungjort ett förvärv.

¹¹ Vi använder det sista konsensusestimaten av företagets nettoresultat innan årets slut.

Definition: $M\&A_{t,i} = \{Kungjort\ förvärv = 1 | Annars = 0\}$

Där:

Kungjort förvärv = Företaget har under året kungjort att de planerar att genomföra ett förvärv

Institutionella ägare

I denna variabel (*INST*) vill vi fånga upp den minskande effekt på EM som institutionella ägare har visats ha (Bushee, 1998). Då vi endast har tillgång till institutionellt ägande från år 2014, utgår vi från denna siffra även för åren 2008-2012. Variabeln får värdet 1 (0) om företaget har ett institutionellt ägande över (under) medianen i samplet. I studien av Bushee (1998), var majoriteten av de institutionella investerarna långsiktiga. Vi antar att detta indikerar de institutionella investerarnas placeringshorisont även i vårt sampel. Om detta är fallet så kan det tänkas rimligt att en stor del av de företag som är över respektive under medianen idag, även var det under den studerade perioden.

Definition: $INST_{t,i} = \{Högt\ inst.\ ägande = 1 | Lågt\ inst.\ ägande = 0\}$

Där:

$Högt\ inst.\ ägande = \frac{Institutionellt\ ägande\ (antal\ aktier)_{2014,i}}{Totalt\ antal\ aktier_{2014,i}} > medianen\ i\ samplet\ (= 40\%)$

Pressen

I denna variabel (*MEDIA*) tar vi hänsyn till den granskande och förebyggande effekt som affärspressen har visats ha på EM (Miller, 2005). Vi approximerar mängden granskning av företaget som ett genomsnitt av hur många gånger företaget förekommer i affärspressen under den studerade perioden. Denna konstant används för företagets alla år. Motiveringen till att ett genomsnitt används är den stora variationen i antalet artiklar företaget förekommer i mellan år. Om pressen granskar ett företag är det också sannolikt att effekten finns kvar även nästa år.

Definition: $MEDIA_{t,i} = \frac{\#Media_{2008,i} + \#Media_{2009,i} + \#Media_{2010,i} + \#Media_{2011,i} + \#Media_{2012,i}}{5}$

Där:

$\#Media_{t,i}$ = Antalet gånger som företaget förekommit i affärspress (*Affärsvärlden, Aktiespararen, Dagens Industri, Fokus, Privata affärer*) under ett givet år. Företagets namn ska ha förekommit i både ingressen och rubriken.

Data

Datainsamling och bortfall relaterat till modifierade Jones-modellen

Åren som undersöks är 2008-2012¹². För att kunna ta fram branschspecifika koefficienter för att beräkna förekomsten av EM under dessa år, har vi utgått från en lista på börsnoterade företag. Det rör 256 olika företag som i dag (år 2014) är noterade på Nasdaq OMX Stockholm Large-, Mid- eller Smallcap. Utifrån denna lista har redovisningsdata importerats från Compustat. Observationer har sedan valts bort om de inte uppfyllt ett av nedanstående kriterier:

**Relevant redovisnings- och branschdata finns tillgänglig för observationen¹³*

**Ej brutet räkenskapsår¹⁴*

**Branschen som observationen tillhör innehåller minst 10 årliga observationer¹⁵*

**Företag tillhörande branscherna finans, fastighet och försäkring exkluderas¹⁶*

Företag med olika redovisningsvalutor behölls då resultaten som erhålls från modifierade Jones-modellen är procentuella och därmed jämförbara. Utgallringen gav kvar 736 observationer, efter ett bortfall om 544 observationer. De kvarvarande observationerna har använts för att beräkna de branschspecifika komponenterna. Dessa är spridda över följande branscher (GICS sektorkoder): Material (15), Industrivaror och tjänster (20), Sällanköpsvaror (25), Hälsovård (35) och Informationsteknik (45) (Appendix B).

Datainsamling relaterat till beroende testvariablerna

För att erhålla vilka av de 736 observationerna som året tidigare hade prognosticerats av ledningen, samlade vi manuellt in data genom att granska bokslutskommunikéer under åren 2007-2011. Därefter tog vi ställning till om de gett ut en prognos i kommunikén eller inte, i enighet med vår definition¹⁷. Vi noterade samtidigt om prognoserna var betonade/diskreta och precisa/vaga samt om de rörde försäljning/resultat. Arbetet underlättades genom att vi

¹² 2012 är det senaste året där vi hade tillgång till fullständig redovisningsdata från de flesta företagen.

¹³ Med redovisningsdata avses: Totala tillgångar, Δ försäljning, Δ kundfordringar, bruttoanskaffningsvärden på materiella anläggningstillgångar, resultat före extraordinära händelser och avslutade verksamheter samt operativt kassaflöde. Med branschdata avses: GICS sektorkoder.

¹⁴ Motiveringen till valet är ökad jämförbarhet mellan företag inom branscher, exempelvis pga. säsongvariationer i mängden periodiseringar.

¹⁵ 8-10 observationer per år anses enligt många forskare vara minsta antalet observationer som kan användas med statistiskt signifikanta regressioner i tvärsnittsmetoden, se exempelvis Ronen och Yaari (2008)

¹⁶ Branscherna är vanliga att exkludera pga att företag i branschen tenderar att göra stora industrispecifika periodiseringar, vilket minskar jämförbarheten mellan branscher, se Stubben (2008)

¹⁷ För definitionen, se sida 8

använde oss av Nasdaq OMX Nordics sökverktyg för pressmeddelanden och rapporter. 138 Q4-rapporter undersöktes inte eftersom de inte kunde hittas med sökverktyget. Totalt klassificerades 69 observationer, avseende 31 olika företag, som att de blivit prognosticerade. Observationerna var hänförliga till bransch 20, 25, 35 och 45. Ingen observation i bransch 15 hade tidigare blivit prognosticerad av ledningen.

Datainsamling avseende kontrollvariabler

Inkluderandet av kontrollvariabler i regressionerna resulterade inte i något bortfall då det fanns komplett data för samtliga observationer. Nedan beskrivs vilka källor som användes för att samla data för varje enskild kontrollvariabel:

Variabel	Källor
$BM_{t,i}$	Redovisningsdata erhöles från Compustat. Analytikernas konsensusestimater erhöles från I/B/E/S.
$\frac{D}{E}_{t,i}$	Compustat, redovisningsdata.
$M\&A_{t,i}$	Orbis sökverktyg för företagsförvärv. Datum för förvärvets kungörelse användes.
$INST_{t,i}$	www.reuters.com, företagsinformation över andelen institutionellt ägande. Manuell inhämtning för varje enskild observation.
$MEDIA_{t,i}$	Retrievers mediaanalysverktyg. Manuell inhämtning för varje enskild observation.

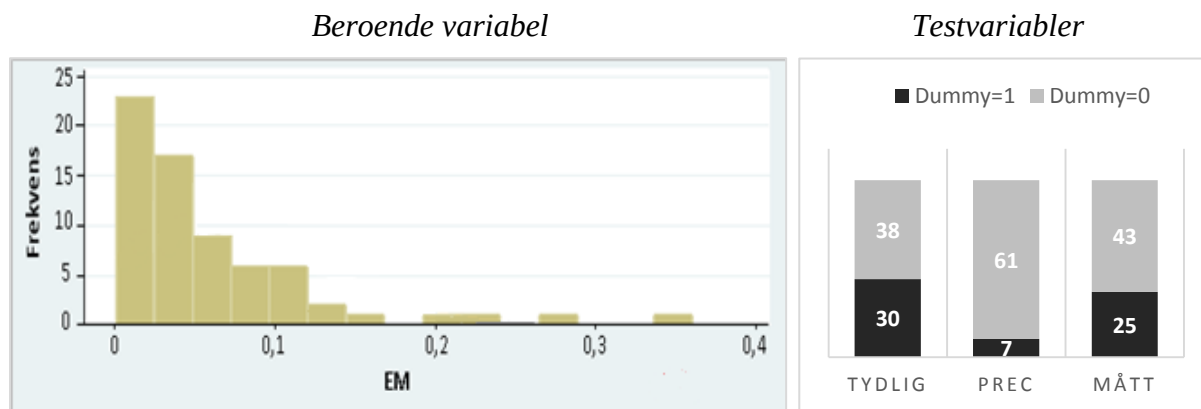
Slutligt dataurval

År	Bransch 20	Bransch 25	Bransch 35	Bransch 45	Summa
2008	7	3	2	5	17
2009	3	2	1	1	7
2010	5	3	0	5	13
2011	6	3	1	8	18
2012	3	2	3	6	14
Summa	24	13	7	25	69

*Bransch 20=industrivaror/tjänster, bransch 25=sällanköpsvaror, bransch 35=hälsovård, bransch 45= IT

Resultat

Deskriptiv statistik



Distributioner över beroende variabel (för redovisning av modifierade Jones-resultat, se appendix C) samt testvariabler kan ses grafiskt ovan, medan kompletterande data finns i appendix C-E. En utbölning har med hjälp av SPSS Casewise diagnostics exkluderats¹⁸. De 68 kvarvarande observationerna härrör från 31 företag. EM verkar i genomsnitt förekomma i samplet, med flest värden kring noll och färre värden längre ut. Bransch 45 sticker ut och verkar ha betydligt högre värden på EM än övriga branscher. Det högsta värdet på EM i bransch 45 är 36 %, vilket kan jämföras med 13,3 % som är det högsta värdet i en någon annan bransch. Medelvärdet är också högre för denna bransch.

I variabeln $TYDLIG_{t-1,i}$ ser vi att 30 prognoser var betonade och 38 diskreta. I genomsnitt hade de företag som lämnat betonade prognoser, mest EM. I variabeln $PREC_{t-1,i}$ ser vi att 61 prognoser var vaga och 7 precisa. I genomsnitt hade de företag som lämnat precisa prognoser, mest EM. I variabeln $MÅTT_{t-1,i}$ ser vi att 25 st prognoser rörde försäljning och 43 st rörde olika resultatmått. I genomsnitt hade de företag som lämnat prognoser rörande försäljningen, mest EM.

¹⁸ Casewise exkluderar observationer där residualen är över 3 standardavvikelser från genomsnittet.

Resultat från regression 1

Variabel	Väntat tecken	β_x	Koefficient*	t	P-värde
Beroende					
$EM_{t,i}$					
Oberoende					
$TYDLIG_{t-1,i}$	+	β_1	0,035**	2,37	0,011
$PREC_{t-1,i}$	+/-	β_2	0,070***	2,93	0,005
$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	+/-	β_3	0,030*	1,86	0,068
$BM_{t,i}$	+	β_4	-0,025	-0,60	0,723
$\frac{D}{E}_{t,i}$	+	β_5	0,007	0,38	0,302
$M\&A_{t,i}$	+	β_6	-0,046	-2,99	0,998
$INST_{t,i}$	-	β_7	-0,046***	-3,11	0,002
$MEDIA_{t,i}$	-	β_8	0,000	0,66	0,744
Konstant		β_0	0,059***	4,44	0,000

*=p-värde<0.1, **=p-värde<0.05, ***=p-värde<0.01

<i>Adj. R²</i>	<i>F-värde</i>	<i>Prob > F</i>
0,296	4,52	0,000

Innan vi kommenterar regressionsresultatet, vill vi påminna läsaren om att vi använder oss av beslutsregeln, $\alpha = 5\%$. Regressionen gav ett justerat R^2 -värde som antyder att 29,6 % av variationen i EM kan förklaras av regressionsmodellen. Vidare kan vi med hjälp av det erhållna F-värdet förkasta H_0 , att ingen koefficient är skild från 0, då $p\text{-värde} < \alpha$.

Vidare kan utläsas att koefficienterna för våra testvariabler är positiva. Vi kan förkasta H_0 för β_1 och β_2 , då $p\text{-värderna} < \alpha$. Vi kan inte förkasta H_0 för β_3 enligt vår beslutsregel, då $p\text{-värdet}$ är 6,8 %. Resultaten indikerar att vi med statistisk signifikans kan säga att EM i vårt datasampel ökar i period 2 för de företag som i period 1 betonar sina prognoser samt för de företag som lämnar precisa prognoser. Dessutom verkar det som att $PREC_{t-1,i}$ är den testvariabel som påverkar EM mest, då variabeln har högst värde på sin koefficient.

För kontrollvariablerna är det endast koefficienterna för $INST_{t,i}$ och $D/E_{t,i}$ som gick i de riktningar som vi utifrån den tidigare forskningen hade förväntat oss. Resterande koefficienter gick åt motsatt riktning eller antog värdet noll. Endast för koefficienten till variabeln $INST_{t,i}$, β_7 , är $p\text{-värdet} < \alpha$. Värt att observera är dock att koefficienten för variabeln $M\&A_{t,i}$, β_6 , har ett väldigt lågt t-värde, något som indikerar att variabeln är skild från noll men i motsatt riktning från vad den forskning vi utgick från förutspådde.

Modelltester

För att veta vilken vikt vi ska fästa vid det erhållna resultatet, testar vi modellen med avseende på heteroskedasticitet¹⁹, normalfördelning av residualerna²⁰ och multikollinearitet²¹.

Autokorrelation, vilket innebär att feltermerna är korrelerade över tid, tenderar att vara en felkälla i analyser av tidsserier. Felkällan testas dock inte då vi har en begränsad mängd observationer över tid per företag (i genomsnitt, drygt två år per företag). Det medför att det är svårt att göra ett sådant test. Dessutom anses risken låg för att regressionerna påverkas i någon större utsträckning på grund av de korta tidsserierna per företag.

Test av heteroskedasticitet

Vi utför Breusch-Pagans (1979) test för att undersöka om heteroskedasticitet förekommer (se appendix D). Det erhållna chi2-värdet i detta test ger oss ett p-värde nära 0 % och vi kan därför förkasta H_0 , att modellen är homoskedastisk.

Test av residualernas normalfördelning

Om man ställer upp residualerna i ett histogram (se appendix D), ser det ut som att de relativt väl följer en normalfördelning. För att mer formellt testa antagandet om att residualerna följer en normalfördelning genomförs ett statistiskt test²² (se appendix E). Det erhållna chi2-värdet ger oss dock ett p-värde på 0,3 % vilket i motsats till vad vi trodde utifrån den grafiska representationen gör att vi förkasta H_0 , att residualerna är normalfördelade.

Test av multikollinearitet

För att undersöka den eventuella förekomsten av multikollinearitet, tar vi fram så kallade ”Variance Inflation Factor”-värden för våra olika variabler. Dessa indexvärden anger hur mycket koefficienternas standardavvikelser ökar på grund av kollinearitet. VIF-värdena (se appendix E) är betydligt under rimliga gränsvärden²³. Det innebär att sannolikheten anses vara låg för att modellen är behäftad med multikollinearitet.

¹⁹ Ett antagande i regressionsmodellen är att variansen hos feltermerna för alla observationer är konstant, vilket kallas homoskedasticitet. Om den oförklarade variationen förändras längsmed linjen, tyder det på att modellen lider av heteroskedasticitet.

²⁰ Är residualerna inte normalfördelade blir variansen i regressionsmodellen felaktig.

²¹ De förklarande variablerna antas inte vara starkt korrelerade med varandra. Stämmer inte antagandet, blir tolkningen kring enskilda koefficienter i modellen svårare att göra.

²² Testet som utförs har vissa likheter med Jarque-Beras normalfördelningstest, men utvecklades av D’Agostino, Belanger och D’Agostino (1990). Det har justerats i enighet med Royston (1991).

²³ Ett värde på under 10 anses godtagbart enligt Kutner mfl (2004). Värdena vi erhåller är under 2 för alla koefficienter.

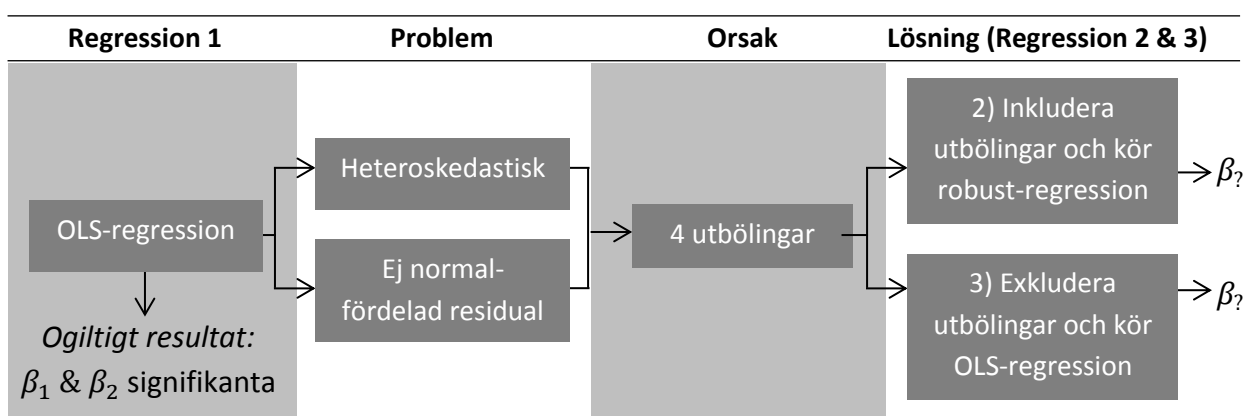
Analys och revidering av modellen

Vårt sampel verkar lida av heteroskedasticitet samt residualer som inte är normalfördelade.

För att undersöka orsaken till dessa problem, studerar vi ett lådagram över variabeln EM samt ett spridningsdiagram över residualerna (se appendix D). I lådagrammet indikeras totalt fyra utbölningar²⁴. Som kan uttydas ur spridningsdiagrammet verkar residualerna i förhållande till övriga observationer vara stora. Det gör att vi misstänker att dessa observationer orsakar de problem vi påvisat.

För att kontrollera om så är fallet, skattas en ny regressionsmodell på ett datasampel där dessa fyra observationer är exkluderade. Sedan testas denna modell för samma problem (se appendix D-E). I Breusch-pagan testet för den nya modellen ger det erhållna chi2-värdet ett p-värde på 13,2 % > α . I testet för residualernas normalfördelning ger det erhållna chi2-värdet ett p-värde på 90 % > α . Vi kan således inte förkasta H_0 : att modellen är homoskedastisk, eller H_0 : att modellens residualer är normalfördelade. Modellen visar sig inte heller lida av några problem med multikollinearitet.

Sammanfattningsvis har vi identifierat att modellen som redovisades tidigare uppvisar heteroskedasticitet och residualer vilka inte är normalfördelade. Resultaten som erhöles i den första OLS-regressionen kan därför med hög sannolikhet ses som ogiltiga. Vi ser två möjligheter att revidera modellen: Den första metoden är att inkludera alla observationer i datasamplet men att göra en robust-regression²⁵. Den andra metoden är att exkludera utbölningarna och sedan skatta en ny modell genom en OLS-regression. För att säkerställa att resultaten blir rättvisande, väljer vi att genomföra bägge metoder.



²⁴ 4 observationer var utbölningar, varav 2 var extrema utbölningar. Utbölningar är värden vilka, från medianen, är mer än 1,5 ggr större än differensen mellan första och tredje kvartilen (kvartilsavståndet). Extrema utbölningar är värden som är mer än 3 kvartilsavstånd ifrån medianen.

²⁵ Metoden att utveckla regressioner med standardavvikelser som är robusta för heteroskedasticitet bygger på Whites metod. För vidare diskussion, se originalet, White (1980)

Reviderade regressioner: Resultat från regression 2 och 3

Regression 2 – 68 observationer, Robust						Regression 3 – 64 observationer, OLS		
Variabel	Väntat tecken	β_x	Koefficient*	t	P-värde	Koefficient*	t	P-värde
Beroende $EM_{t,i}$								
Oberoende								
$TYDLIG_{t-1,i}$	+	β_1	0,035**	2,00	0,025	0,018**	1,86	0,034
$PREC_{t-1,i}$	+/-	β_2	0,070*	1,71	0,093	-0,000	-0,02	0,985
$MÅTT_{t-1,i}$	+/-	β_3	0,030**	2,26	0,028	0,034***	3,37	0,001
$BM_{t,i}$	+	β_4	-0,025	-1,55	0,936	-0,012	-0,44	0,670
$\frac{D}{E_{t,i}}$	+	β_5	0,007	0,46	0,323	0,013	1,10	0,137
$M\&A_{t,i}$	+	β_6	-0,046	-3,10	0,998	-0,025	-2,51	0,992
$INST_{t,i}$	-	β_7	-0,046***	-2,75	0,004	-0,017**	-1,80	0,039
$MEDIA_{t,i}$	-	β_8	0,000	0,66	0,744	0,000	1,36	0,910
Konstant	+	β_0	0,059***	4,43	0,000	0,059***	4,26	0,000

*=p-värde<0.1, **=p-värde<0.05, ***=p-värde<0.01

	Adj. R^2	F-värde	Prob > F
Regression 2)	-	4,36	0,000
Regression 3)	0,172	2,63	0,016

Innan vi tolkar dessa resultat vill vi åter igen påminna om att vi använder beslutsregeln, $\alpha = 5$ %. Från regression 2 erhålls inget justerat R^2 -värde²⁶. Från Regression 3 erhålls ett justerat R^2 -värde som indikerar att denna modell förklarar 17,2 % av variationen. Vidare kan vi med hjälp av de erhållna F-värdena i båda regressionerna förkasta H_0 , att ingen koefficient är skild från 0.

Koefficienterna till testvariablerna $TYDLIG_{t-1,i}$ och $MÅTT_{t-1,i}$ är i båda regressionerna positiva och signifikanta. Detta tyder på EM i period 2 ökar hos företag som i period 1 ger betonade prognoser samt företag som prognosticerar ett försäljningsmått framför ett resultatmått. Koefficienten till $PREC_{t-1,i}$ är inte signifikant i någon av regressionerna. P-värdet ökar även väldigt mycket mellan regression 2 och 3. Som nämdes på sidan 26, antog endast 7 observationer värdet 1 i variabeln $PREC_{t-1,i}$. Två av dessa ingick även bland de fyra exkluderade utbölningarna. Det förklarar skillnaden mellan de två modellerna.

De två regressionerna ger också ungefär samma tolkning av kontrollvariablerna.

²⁶ Robust-regressioner ger inget justerat R^2 -värde.

$D/E_{t,i}$ och $INST_{t,i}$ är de enda kontrollvariablerna som har det tecken som vi förväntat oss. Koefficienten till $INST_{t,i}$ är den enda som är signifikant och tillhör en kontrollvariabel.

Sammanfattning av resultat

Sammanfattningsvis har vi genomfört tre regressioner. Den första regressionen anser vi vara ogiltig på grund av att den uppvisade ett flertal problem. Vi reviderade därför denna modell genom att köra regressionen både som robust-regression på hela samplet samt som OLS-regression på samplet där utbölingarna var exkluderade. Resultaten från de två reviderade modellerna indikerar att ökad prognosbetoning samt användning av försäljningsmått ökar mängden EM. Resultaten sammanfattas i tabellform nedan:

Regression	β_1	β_2	β_3	Giltighet
1) OLS, n=68	P-värde=1,1 %*	P-värde=0,5 %*	P-värde=6,8 %	Ej giltigt
2) Robust, n=68	P-värde=2,5 %*	P-värde=9,3 %	P-värde=2,8 %*	Giltigt
3) OLS, n=64	P-värde=3,4 %*	P-värde=98,5%	P-värde=0,1 %*	Giltigt

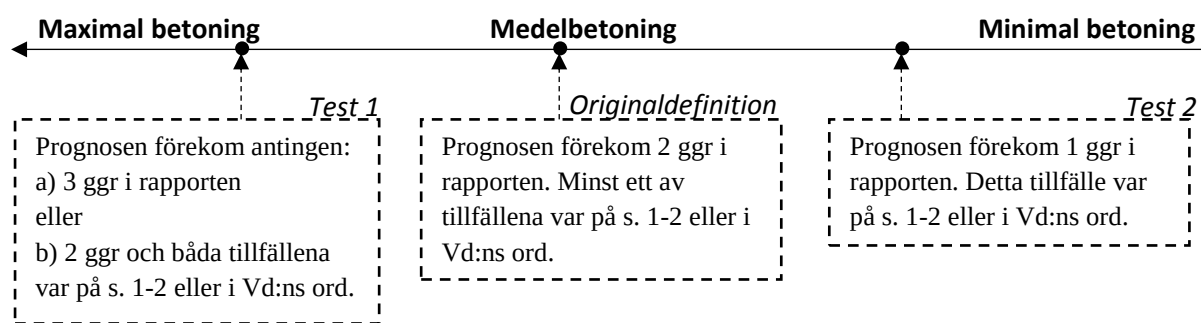
*=p-värde< α =5%

Känslighetstester

Vi ämnar nu att känslighetstesta de variabler, $TYDLIG_{t-1,i}$ (Hypotes 1) och $MÅTT_{t-1,i}$ (Hypotes 3), som i våra resultat har visat sig påverka EM signifikant. Då robust- och OLS-regressionen gav liknande svar, väljer vi att endast utföra känslighetstesten med en av regressionerna. Vi väljer att exkludera de 4 utbölningarna och utför således känslighetstesten med hjälp av OLS-regressionen.

Hypotes 1

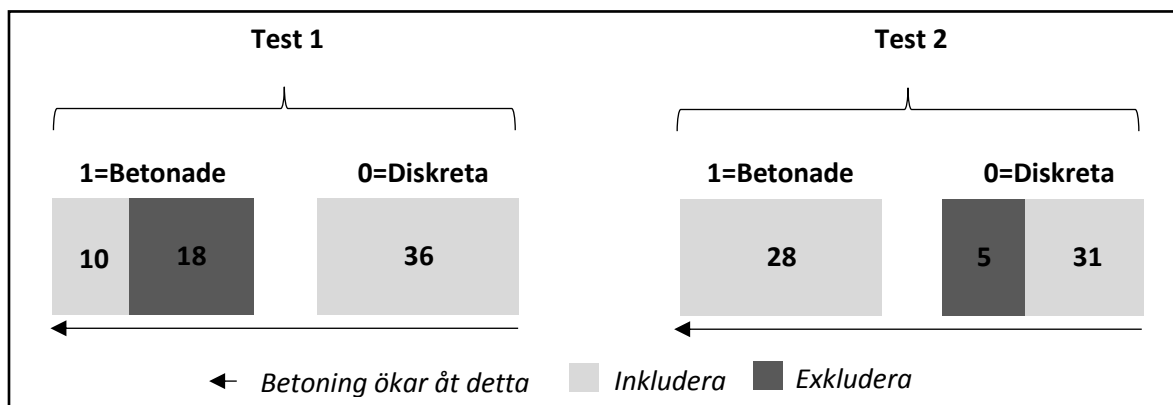
Våra resultat indikerar att de som betonat sina prognoser i period 1, uppvisar mer EM i period 2. Vi vill undersöka mer detaljerat hur förhållandet mellan betoning och EM skulle kunna se ut. Vi inleder med att föreställa oss en skala av hur variabeln betoning kan tänkas variera:



Givet vår hypotes och det resultat vi funnit i hypotes 1, borde EM öka (minska) ju längre vänsterut (högerut) på skalan prognosen befinner sig. För att undersöka om så är fallet, genomförs två test. Vi fortsätter använda samma regression som tidigare, men kriterierna för att ingå i respektive grupp i variabeln $TYDLIG_{t-1,i}$ definieras om.

I det första testet görs definitionen snävare för när en prognos ska ses som betonad, d.v.s. enbart prognoser som kan anses vara lika mycket eller mer betonade än den definition som anges längst vänsterut i skalan anses vara betonade. De observationer som tidigare sågs som betonade, men inte längre omfattas av definitionen (18 st) exkluderas ur samplet. Implikationen av testet är att vi nu jämför de observationer som betonar sina prognoser allra mest (10 st) mot de företag som gett diskreta prognoser enligt originaldefinitionen (36 st).

I det andra testet vill vi i stället ha en snävare definition av när en prognos ska anses vara diskret, d.v.s. enbart prognoser som kan anses vara lika diskreta eller ännu diskretare än den definition som anges längst till höger i skalan anses vara diskreta. Vi jämför nu de företag som betonat sina prognoser enligt originaldefinitionen (28 st) mot de företag som presenterat sin prognos allra mest diskret (31 st).



Resultat från känslighetstest:

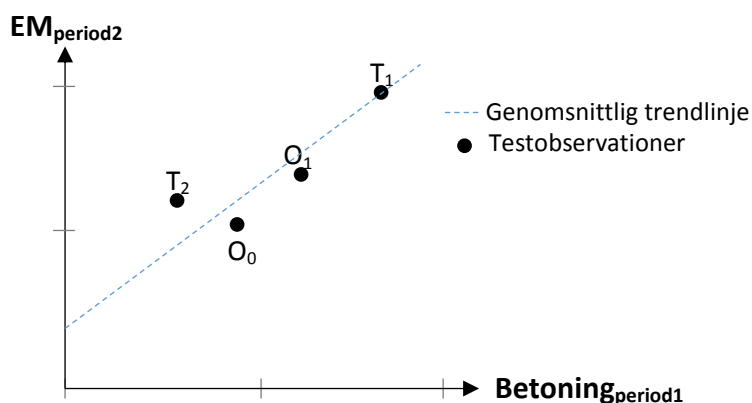
OLS-regression		Test 1 (n=46)			Test 2 (n=59)		
Variabel	Väntat tecken	Koefficient*	t	P-värde	Koefficient*	t	P-värde
$TYDLIG_{t-1,i}$	+	0,025	1,77	0,042	0,016	1,56	0,063

*=p-värde<0.1, **=p-värde<0.05, ***=p-värde<0.01

Tolkning

I vår originalregression (OLS, n=64), var koefficienten till $TYDLIG_{t-1,i}$ = 0,018. När vi genomför test 1, ökar skillnaden mellan grupperna (Koefficient = 0,025). När vi genomför test 2, minskar dock skillnaden mellan grupperna (Koefficient = 0,016, samt ej signifikant skillnad från 0 på $\alpha = 5\%$). I varje test får vi reda på relationen mellan två punkter. Mot bakgrund av dessa samband, illustrerar vi resultaten av känslighetstesten grafiskt.

Förhållandet mellan EM och betoning



Skillnaden i EM mellan de företag som gav tydliga prognoser och de företag som gav vaga prognoser i den ursprungliga regressionen representeras i grafen nedan av O_1 och O_0 . Test 1

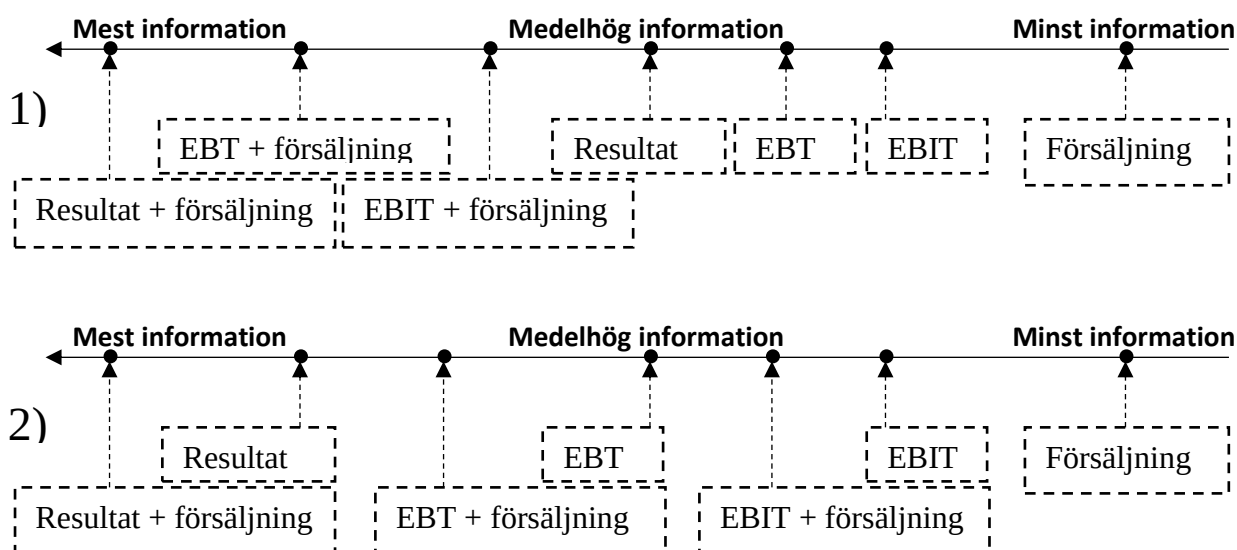
ger en relation mellan den nya definitionen av betnad (T_1) i förhållande till O_0 , d.v.s. företagen som i originalregressionen gav diskreta prognoser. Test 2 ger i stället en relation mellan den nya definitionen av diskret (T_2) i förhållande till företagen som i ursprungsregressionen ansågs ge betnade prognoser (O_1)

Dessa resultat kan indikera att relationen mellan betoning och EM är relativt linjär²⁷. Samtidigt är det svårt att dra några definitiva slutsatser, då samplet är så pass litet. Vi lämnar detta till framtida forskning att undersöka.

Hypotes 3

Våra resultat visade att företag som ger ut prognoser rörande försäljningen i period 1, uppvisar mer EM i period 2. Vår hypotes förklarar detta genom att företag som prognosticerar resultatmått, också ger ut mer information till marknaden. Således har ledningen svårare att utöva EM utan att bli upptäckta. Detta resonemang är i enlighet med Dutta och Gigler (2002).

Nedan tänker vi oss en skala, där prognosmåttan sorteras på basis av dess informationsinnehåll. Vi ser två möjliga informationshierarkier. I fall 1) betraktar marknaden alltid två mått som mer informationsrika än ett. Resultatmåttan sorteras baserat på närheten till nettoresultatet eftersom detta är den mest relevanta resultatposten för värderingen (Nissim och Thomas, 2002). I fall 2) betraktar marknaden alltid mått som är närmare nettoresultatet, som mer informationsrika. Dock betraktas prognoser av två mått som mer informationsrika än prognoser rörande endast ett av dessa mått²⁸:



²⁷ Trendlinjerna är inte matematiskt beräknade, utan enbart tänkta att åskådliggöra de möjliga sambanden.

²⁸ Resultatmåttan ges med engelska förkortningar. EBIT=rörelseresultat, EBT=resultat före skatt

Som variabeln $M\ddot{A}TT_{t-1,i}$ är definierad för tillfället, blir värdet 1 i de fall då försäljning är det enda prognostiserade måttet och 0 för alla andra prognoser. Vi vill försöka utröna ett förhållande mellan informationsinnehållet i prognosmålet samt mängden EM. För att göra detta hålls den grupp av företag som endast gett försäljningsprognoser konstant och jämförs hela tiden mot olika grupper av företag med varierande genomsnittligt informationsinnehåll i sina prognoser. Vi gör 5 regressioner där olika prognosmål sorteras bort ett i taget, i enlighet med informationshierarkierna.

Resultat från känslighetstest:

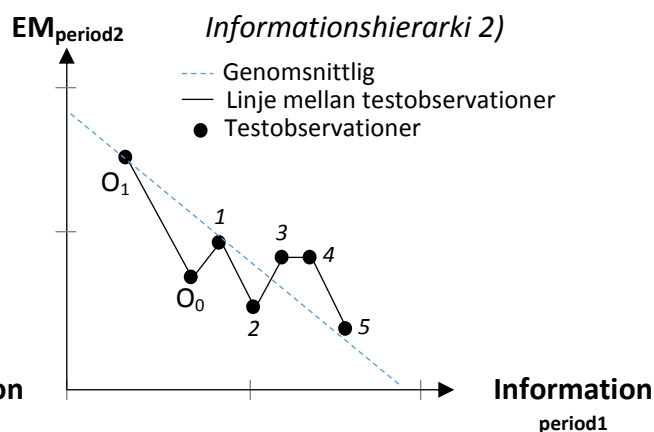
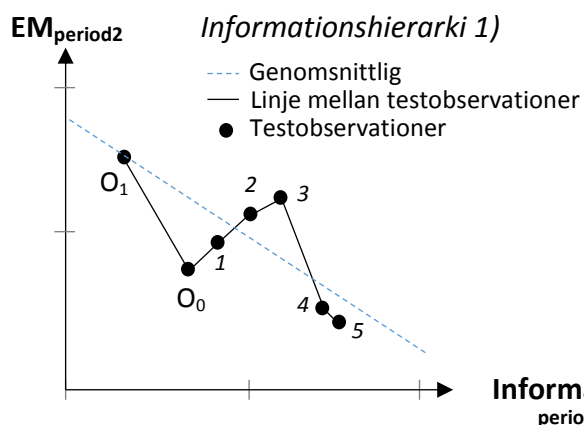
OLS-regression, informationshierarki 1.

	Variabel	Väntat tecken	Koefficient*	t	P-värde	Exkluderar:	Antal:
1	$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	+/-	0,031***	2,84	0,007	EBIT	-8
2	$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	+/-	0,027**	2,30	0,027	EBIT, EBT	-13
3	$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	+/-	0,026	1,70	0,1	EBIT, EBT, Resultat	-25
4	$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	+/-	0,035**	2,15	0,04	EBIT, EBT, Resultat "EBIT+försäljning"	-27
5	$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	+/-	0,037**	2,20	0,035	EBIT, EBT, Resultat, "EBIT/försäljning", "EBT/försäljning"	-28

OLS-regression, informationshierarki 2.

	Variabel	Väntat tecken	Koefficient*	t	P-värde	Exkluderar:	Antal:
1	$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	+/-	0,031***	2,84	0,007	EBIT	-8
2	$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	+/-	0,036***	3,22	0,002	EBIT, "EBIT/försäljning",	-10
3	$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	+/-	0,033**	2,69	0,010	EBIT, "EBIT/försäljning", ,EBT	-15
4	$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	+/-	0,033**	2,67	0,011	EBIT, "EBIT/försäljning", EBT, "EBT/försäljning"	-16
5	$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	+/-	0,037**	2,20	0,035	EBIT, "EBIT/försäljning", EBT, "EBT/försäljning", Resultat	-28

*=p-värde<0.1, **=p-värde<0.05, ***=p-värde<0.01



Mot bakgrund av samma logik som användes i känslighetstestet för hypotes 1, illustreras ovan resultaten av känslighetstestet för hypotes 2, grafiskt. Gruppen av företag som gett ut försäljningsprognoser (O_1), hålls konstant. Sedan görs en rad förändringar i den andra gruppen med målet att gradvis öka det genomsnittliga informationsinnehållet i denna grupp prognoser. Dessa förändringar görs på basis av de två informationshierarkier som vi presenterade på sidan 34. Testernas koefficienter, markerar skillnaden i EM mellan gruppen som testas och O_1 .

Tolkning

Från graferna ovan kan ses att informationens relation till EM skiftar beroende på vilken informationshierarki som antas stämma. Informationshierarki 2) stämmer bäst in på vår hypotes, eftersom den ger underlag för att sambandet mellan EM och information är linjärt och negativt²⁹. Även informationshierarki 1) kan ses som linjärt negativ, dock med mer volatilitet. Sammantaget verkar det finnas visst stöd för att information i prognosmåttet är negativt linjärt associerat med EM. Som i tidigare känslighetstest medför den begränsade mängden observationer att försiktighet bör iakttas vid tolkningen av dessa grafer. Resultaten från känslighetstesten ska därför snarare ses som en första indikation på sambandet.

²⁹ Trendlinjerna är inte matematiskt beräknade, utan enbart tänkta att åskådliggöra de möjliga sambanden.

Slutsatser

Syftet med den här uppsatsen var att bidra till att undersöka om egenskaper hos ledningsprognoser kan bidra till att förklara den mängd EM som företag uppvisar vid det prognosticerade bokslutet. Vi ämnade att göra detta genom att försöka besvara tre frågeställningar. Nedan presenteras utifrån våra resultat, känslighetstester, avgränsningar och andra antaganden de slutsatser vi har nått för varje delfråga.

Har prognosbetoningen en påverkan på den mängd EM som företag uppvisar vid det prognosticerade tillfället?

Utifrån de tester vi utfört har vi funnit stöd för att de företag i vårt datasampel som betonat sina prognoser i period 1, uppvisar mer EM i period 2 än de företag som lämnat prognosen diskret. Ökad prognosbetoning verkar i vårt sampel ge en ökning av mängden diskretionära periodiseringar med 1,8–3,5 procentenheter. I ljuset av de känslighetstest vi gjort, återfinns visst stöd för att sambandet mellan betoning och EM skulle kunna beskrivas linjärt. För att fastställa det exakta sambandet krävs emellertid fortsatt forskning med större datamängder.

Har prognosprecisionen en påverkan på den mängd EM som företag uppvisar vid det prognosticerade tillfället?

Vi finner i vårt sampel inget stöd för att variationer i prognosprecision i period 1 ger upphov till variationer i EM-nivåer i period 2. På grund av den begränsade mängden observationer som gett precisa prognoser (7 st) anser vi dock att denna fråga inte kunnat besvaras på ett adekvat sätt.

Har prognosmättet en påverkan på den mängd EM som företag uppvisar vid det prognosticerade tillfället?

Utifrån de tester vi utfört har vi, i enlighet med Dutta och Gigler (2002), funnit stöd för att de företag som prognosticerat försäljningsmått i period 1, uppvisar en högre mängd EM i period 2 än de företag som prognosticerat resultatmått (rörelseresultat, resultat före skatt, nettoresultat). Prognostisering av försäljningsmått gentemot resultatmått, ökar mängden diskretionära periodiseringar med 3–3,4 procentenheter i vårt sampel. Det genomförda känslighetstestet på hypotesen indikerar att sambandet mellan en ökning av informationsgraden i prognosmättet och EM verkar vara förhållandevis linjär. Detta beror dock på hur man antar att investerare värdesätter olika prognosmått. Återigen vill vi poängtera att det är svårt att dra slutsatser om det exakta sambandet, på grund av den lilla datamängden.

Validitet

Validitet handlar om i vilken grad studien mäter vad den avser mäta. De mest kritiska frågorna i denna studie avseende validiteten är hur EM samt våra testvariabler operationaliserats.

Att EM skattas med hjälp av modifierade Jones-modellen ökar studiens validitet, då den är en av de vanligaste metoderna för att mäta fenomenet. Modifierade Jones kan trots det kritiseras och flera forskare har utvecklat nya modeller efter 1995. I de modifierade Jones regressioner vi genomfört (appendix C) är vissa justerade R^2 -värden negativa samtidigt som koefficienternas signifikansnivåer i många fall är mediokra. Dessa iakttagelser indikerar att det finns förbättringspotential hos modifierade Jones-modellen så som den applicerats på vårt sampel. Vidare görs i tvärsnittsmetoden antagandet att företag i samma bransch liknar varandra. P.g.a. att industriklassificeringarna i studien är relativt breda, är det möjligt att företag i samma bransch är olikartade.

Indelningen i prognoser efter prognosens beskrivande egenskaper har bara delvis gjorts inom tidigare forskning. Det gör att rimligheten i hur de beskrivande egenskaperna definierats är svårare att stämma av mot sådant som tidigare undersökts. De känslighetstest som utförts ökar emellertid validiteten eftersom de tyder på att resultaten verkar relativt solida även i ljuset av andra definitioner. Att vi enbart haft möjlighet att granska rapporter för fjärde kvartalet, medför att vi går miste om ytterligare information avseende företagens prognosbeteende under resterande kvartal. Exempelvis skulle valet att betona prognoser kunna skifta mellan prognostiserade tillfällen under året.

Vi har endast samlat data om varje observation under två perioder. I verkligheten kan interaktionen mellan prognoser och EM ses som ett flerperiodsspel. Att vi inte tagit hänsyn till historiska prognos- och EM-beteenden för varje observation, gör därför risken stor att eventuella utelämnade variabler påverkar resultaten.

Reliabilitet

Reliabilitet innebär hur tillförlitlig mätningen är. Studiens metoder är utförligt beskrivna och sättet att mäta EM är väletablerat samtidigt som kontrollvariablerna valts systematiskt och definierats tydligt. Definitionen av hur prognoser ska klassificeras har dock medfört att vissa tolkningar behövt göras. Det i sin tur, minskar möjligheten för testet att upprepas med samma resultat. Även om den tydliga definitionen begränsar de subjektiva inslagen, kan det inte garanteras att en utomstående som upprepar undersökningen, skulle klassificera observationer på samma sätt som vi gjort. Att datainsamlingen av prognoser, till skillnad från insamlingen av redovisningsdata, skett manuellt bidrar också till att risken för godtycklighet ökar.

Generaliserbarhet

Studiens generaliserbarhet bortom Sverige och den studerade perioden är begränsad. Det drivs bland annat av att mängden EM (Leuz m.fl. 2003) och prognosbeteende (Radhakrishna m.fl., 2012) skiljer sig åt avsevärt mellan länder. Vi har inte kontrollerat för sådana landspecifika faktorerers påverkan. Dessutom är den studerade perioden då vi uppskattat EM begränsad till fem år och fyra branscher. I studien har vi inte kontrollerat för effekter som beror på ekonomiska läget eller konjunkturen, exempelvis finanskrisen, som kunnat påverka företagen och deras incitament till EM. Vidare är sampelstorleken inte stor, vilket är en faktor som bidrar till att tolkningar av resultaten bör göras med försiktighet.

Förslag till framtida forskning

Som tidigare nämnts bör tolkning av studiens resultat göras med försiktighet. Studien bör ses som en första ansats till att på bättre sätt förstå relationen mellan EM och prognosers beskrivande egenskaper. Det begränsade antalet tidigare studier, lämnar vägen öppen för framtida forskning på området.

Framtida studier skulle med större sampelstorlekar och med längre tidsperioder kunna pröva om de resultat vi erhållit är generaliserbara och giltiga utanför de avgränsningar som gjorts. De samband som läggs fram i känslighetstesterna avseende prognosens betoning och det prognostiserade måttets informationsinnehåll skulle kunna granskas närmare för att noggrannare kartlägga den relation som råder mellan de olika egenskaperna och EM.

I vår studie tar vi inte hänsyn till företags tidigare prognos- och EM-beteende. Framtida studier skulle med fördel kunna inkorporera dessa variabler och undersöka vilka relationer som då existerar.

Referenser

Aharony, J, Lee, C, & Wong, T 2000, 'Financial Packaging of IPO Firms in China', *Journal Of Accounting Research*, 38, 1, pp. 103-126, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

AJINKYA, B, BHOJRAJ, S, & SENGUPTA, P 2005, 'The Association between Outside Directors, Institutional Investors and the Properties of Management Earnings Forecasts', *Journal Of Accounting Research*, 43, 3, pp. 343-376, Business Source Premier, EBSCOhost, viewed 18 Maj 2014.

Atiase R, Li H, Supattarakul S, Tse S. Market Reaction to Multiple Contemporaneous Earnings Signals: Earnings Announcements and Future Earnings Guidance. *Review Of Accounting Studies*, December 2005;10(4):497-525. Business Source Premier, Ipswich, MA. granskad 25 April , 2014.

Baginski, S, Conrad, E, & Hassell, J 1993, 'The Effects of Management Forecast Precision on Equity Pricing and on the Assessment of Earnings Uncertainty', *Accounting Review*, 68, 4, pp. 913-927, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 18 Maj 2014.

Baginski, SP, McGuire, S, Sharp, N, Tewdt B, 2001, To Tell the Truth: Management Forecasts in Periods of Accounting Fraud, opublicerad, granskad 2 april, 2014.

Bamber, L, & Cheon, Y 1998, 'Discretionary Management Earnings Forecast Disclosures: Antecedents and Outcomes Associated with Forecast Venue and Forecast Specificity Choices', *Journal Of Accounting Research*, 36, 2, pp. 167-190, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

Bartov, E, Givoly, D, & Hayn, C 2002, 'The rewards to meeting or beating earnings expectations', *Journal Of Accounting & Economics*, 33, 2, pp. 173-204, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.

Bartov, E, Gul, F, & Tsui, J 2000, 'Discretionary-accruals models and audit qualifications', *Journal Of Accounting & Economics*, 30, 3, pp. 421-452, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

Beaver, W, & McNichols, M 1998, 'The Characteristics and Valuation of Loss Reserves of Property Casualty Insurers', *Review Of Accounting Studies*, 3, 1/2, pp. 73-95, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

Beaver, W, McNichols, M, & Nelson, K 2000, 'Do Firms Issuing Equity Manage Their Earnings? Evidence From the Property-Casualty Insurance Industry', *Working Papers (Faculty) -- Stanford Graduate School Of Business*, p. 1, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.

Beneish, MD 1997, 'Detecting GAAP Violation: Implications for Assessing Earnings Management among Firms with Extreme Financial Performance', *Journal Of Accounting & Public Policy*, 16, 3, pp. 271-309, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.

Bowen, R, Davis, A, & Matsumoto, D 2005, 'Emphasis on Pro Forma versus GAAP Earnings in Quarterly Press Releases: Determinants, SEC Intervention, and Market Reactions', *Accounting Review*, 80, 4, pp. 1011-1038, Business Source Premier, EBSCOhost, viewed 17 May 2014.

Breusch, T, & Pagan, A 1979, 'A SIMPLE TEST FOR HETEROSCEDASTICITY AND RANDOM COEFFICIENT VARIATION', *Econometrica*, 47, 5, pp. 1287-1294, Business Source Premier, EBSCOhost, viewed 8 May 2014.

Burgstahler, D, & Dichev, I 1997, 'Earnings management to avoid earnings decreases and losses', *Journal Of Accounting & Economics*, 24, 1, p. 99, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

Bushee, BJ 1998, 'The influence of institutional investors in myopic R&D investment behavior', *Accounting Review*, 73, 3, p. 305, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.

Call, AC, Chen, S, Miao, B, Tong, YH, 2010, 'Do firms issuing short-term earnings guidance exhibit worse earnings quality?' opublicerad, granskad 7 april.

- Chen, S, Lin, W, Chang, S, & Lin, C 2013, 'Information Uncertainty, Earnings Management, and Long-run Stock Performance Following Initial Public Offerings', *Journal Of Business Finance & Accounting*, 40, 9/10, pp. 1126-1154, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.
- Cheng, M., K. R. Subramanyam, and Y. Zhang. 2005. Earnings Guidance and Managerial Myopia. Working Paper, University of Southern California, granskad 3 April 2014.
- Choi, J, Myers, L, Zang, Y, & Ziebart, D 2011, 'Do management EPS forecasts allow returns to reflect future earnings? Implications for the continuation of management's quarterly earnings guidance', *Review Of Accounting Studies*, 16, 1, pp. 143-182, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.
- Coller, M, & Yohn, T 1998, 'Management Forecasts: What Do We Know?', *Financial Analysts Journal*, 54, 1, pp. 58-62, Business Source Premier, EBSCOhost, viewed 18 Maj 2014.
- D'Agostino, R. B., A. J. Belanger, and R. B. D'Agostino, Jr. 1990. A suggestion for using powerful and informativetests of normality. *American Statistician* 44: 316–321.
- DeAngelo, L 1986, 'Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders', *Accounting Review*, 61, 3, p. 400, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.
- Dechow, P, & Sloan, R 1995, 'Detecting Earnings Management', *Accounting Review*, 70, 2, pp. 193-225, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.
- Dechow, P, Hutton, A, Meulbroek, L, Sloan, R, 2001, 'short-sellers, fundamental analysis and stock returns', *Journal of Financial Economics* 61,1(juli) 77-106, EBSCOhost, granskad 18 Maj 2014.
- DeFond, M, & Jiambalvo, J 1994, 'Debt covenant violation and manipulation of accruals', *Journal Of Accounting & Economics*, 17, 1/2, pp. 145-176, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.
- Degeorge, F, Patel, J, & Zeckhauser, R 1999, 'Earnings Management to Exceed Thresholds', *Journal Of Business*, 72, 1, pp. 1-33, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.
- Dutta, S, & Gigler, F 2002, 'The Effect of Earnings Forecasts on Earnings Management', *Journal Of Accounting Research*, 40, 3, pp. 631-655, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.
- Erickson, M, & Shiing-wu Wang, M 1999, 'Earnings management by acquiring firms in stock for stock mergers', *Journal Of Accounting & Economics*, 27, 2, pp. 149-176, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.
- Healy, P, & Palepu, K 2001, 'Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature', *Journal Of Accounting & Economics*, 31, 1-3, pp. 405-440, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.
- Healy, P, & Wahlen, J 1999, 'A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting', *Accounting Horizons*, 13, 4, pp. 365-383, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.
- Healy, PM 1985, 'THE EFFECT OF BONUS SCHEMES ON ACCOUNTING DECISIONS', *Journal Of Accounting & Economics*, 7, 1/2/3, pp. 85-107, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.
- HIRST, D, KOONCE, L, & VENKATARAMAN, S 2007, 'How Disaggregation Enhances the Credibility of Management Earnings Forecasts', *Journal Of Accounting Research*, 45, 4, pp. 811-837, Business Source Premier, EBSCOhost, viewed 18 May 2014.
- Hirst, D, Koonce, L, & Venkataraman, S 2008, 'Management Earnings Forecasts:A Review and Framework', *Accounting Horizons*, 22, 3, pp. 315-338, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.
- Hribar, P, & Collins, D 2002, 'Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research', *Journal Of Accounting Research*, 40, 1, pp. 105-134, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

Jones, JJ 1991, 'Earnings Management During Import Relief Investigations', *Journal Of Accounting Research*, 29, 2, pp. 193-228, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

Jong-Hag, C, Myers, L, Yoonseok, Z, & Ziebart, D 2010, 'The Roles that Forecast Surprise and Forecast Error Play in Determining Management Forecast Precision', *Accounting Horizons*, 24, 2, pp. 165-188, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 4 Maj 2014.

Kasznik, R 1999, 'On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management', *Journal Of Accounting Research*, 37, 1, pp. 57-81, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

Klein, A 2002, 'Audit committee, board of director characteristics, and earnings management', *Journal Of Accounting & Economics*, 33, 3, p. 375, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.

Kutner MH, Nachtsheim CJ, Neter J, *Applied Linear Regression Models*, 4th edition, McGraw-Hill Irwin, 2004.

Leuz, C, Nanda, D, & Wysocki, P 2003, 'Earnings management and investor protection: an international comparison', *Journal Of Financial Economics*, 69, 3, pp. 505-527, Business Source Premier, EBSCOhost, viewed 17 May 2014.

Lobo, G, Zhou, J, 2001, 'Disclosure Quality and Earnings Management', *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics* V8 (1 Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 18 Maj 2014. S

Miller, GS 2006, 'The Press as a Watchdog for Accounting Fraud', *Journal Of Accounting Research*, 44, 5, pp. 1001-1033, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.

Miller, GS, D2001, 'Should Managers Provide Forecasts of Earnings? A Review of the Empirical Literature and Normative Policy Recommendations', *opublicerad*, granskad 7 Maj 2014

Mora, A 2010, 'Joshua Ronen, Varda Yaari. Earnings management: emerging insights in theory, practice, and research', *Journal Of Management & Governance*, 14, 1, pp. 87-89, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

Murphy, K, & Zimmerman, J 1993, 'Financial performance surrounding CEO turnover', *Journal Of Accounting & Economics*, 16, 1-3, pp. 273-315, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.

Myung Seok, P, & Taewoo, P 2004, 'Insider sales and earnings management', *Journal Of Accounting & Public Policy*, 23, 5, pp. 381-411, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014

Nelson, M, Elliott, J, & Tarpley, R 2003, 'How Are Earnings Managed? Examples from Auditors', *Accounting Horizons*, 17, pp. 17-35, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.

Nissim, D, Thomas, J, 2002, 'Cash Flow is King? Comparing Valuation Based on Cash Flow Versus Earnings Multiples', *Financial Analysts Journal*, granskad 18 Maj 2014.

Peltier-Rivest, D 1999, 'The Determinants of Accounting Choices in Troubled Companies', *Quarterly Journal Of Business & Economics*, 38, 4, p. 28, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.

Peltier-Rivest, D 2002, 'Implicit claim incentives on the accounting choices in troubled companies', *Journal of Business and Economics*, III, 2 (December): 165-184.

Phillips, J, Pincus, M, & Rego, S 2003, 'Earnings Management: New Evidence Based on Deferred Tax Expense', *Accounting Review*, 78, 2, p. 491, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

Pownall, G, Wasley, C, & Waymire, G 1993, 'The Stock Price Effects of Alternative Types of Management Earnings Forecasts', *Accounting Review*, 68, 4, pp. 896-912, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 18 May 2014.

Radhakrishnan, Suresh, Albert Tsang, and G. Yang. 2012. Management forecasts around the world [Online]. University of Texas at Dallas. Available at: [\[http://webs.wichita.edu/depttools/depttoolsmemberfiles/Accountancy/VisitingFaculty/MgmtFC_World.pdf\]](http://webs.wichita.edu/depttools/depttoolsmemberfiles/Accountancy/VisitingFaculty/MgmtFC_World.pdf).

Siew Hong, T, Ivo, W, & Wong, T 1998, 'Earnings Management and the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings', Journal Of Finance, 53, 6, pp. 1935-1974, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.

Stubben, SR 2010, 'Discretionary Revenues as a Measure of Earnings Management', Accounting Review, 85, 2, pp. 695-717, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

Subramanyam, KR 1996, 'The pricing of discretionary accruals', Journal Of Accounting & Economics, 22, 1-3, pp. 249-281, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

Thomas, JK 1989, 'Unusual Patterns in Reported Earnings', Accounting Review, 64, 4, p. 773, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 5 Maj 2014.

White, H 1980, 'A HETEROSKEDASTICITY-CONSISTENT COVARIANCE MATRIX ESTIMATOR AND A DIRECT TEST FOR HETEROSKEDASTICITY', Econometrica, 48, 4, pp. 817-838, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 17 maj 2014.

Wu, Y 1997, 'Management Buyouts and Earnings Management', Journal Of Accounting, Auditing & Finance, 12, 4, pp. 373-389, Business Source Premier, EBSCOhost, granskad 7 April 2014.

Internetkälla:

Nasdaq OMX Stockholm, 2013. Regelverk för emittenter.
http://www.nasdaqomx.com/digitalAssets/85/85874_nasdaqomxstockholmsregelverkfremittenter-2013-07-01.pdf
Granskad 24 april 2014.

Appendix

Appendix A)

Teoretisk referensram och tidigare forskning

Författare, (år)	Område	År	Sammanfattad slutsats ³⁰ =Studiens mätmetod	EM
Healy (1985)	Bonusar	1930-1980	Företagsledning använder EM för att maximera sina egna bonusar.	+
Park & Park (2004)	Insiderhandel	1998-2000	EM används för att höja priset på företagets aktie innan ledningen säljer sina egna aktier.	+
Murphy & Zimmerman (1993)	Forcerat VD-byte	1971-1989	Det är svårt att dra en slutsats kring vilken effekt ett forcerat Vd-byte har.	?
Wu (1997)	Ledningsutköp	1980-1987	Ledningar använder sig av EM för att sänka aktiepriset innan de köper ut företaget.	+
DeGeorge, Patel & Zeckhauser (1999)	Benchmarking	1974-1996	Ledningar använder EM för att uppnå/överträffa: Positivt resultat, förra årets resultat och analytikens förväntningar.	+
Teoh, Welch & Wang (1998)	Börsnoteringar	1980-1992	EM är högre hos företag som noterar sig än hos andra företag under samma period.	+
Erickson & Wang (1999)	Företagsförvärv	1985-1990	EM används för att höja det egna aktiepriset vid betalning av förvärv med den egna aktien.	+
Beneish (1997)	Covenant	1983-1992	Hos vissa företag bidrar skuldsättningsgrad till att förklara mängden EM.	+
Aharony, Jevons Lee & Wong (2000)	Reglering	1992-1995	Nationella regleringar kan påverka EM.	+/-
Phillips, Pincus & Rego (2003)	Skatt	1994-2000	En metod att utöva EM är att justera den uppskjutna skattekostnaden.	?
Beaver, McNichols & Nelson (2000)	Reglerade branscher	1985-1997	Försäkringsfirmor kan utöva EM genom att avsätta för lite pengar till ev. utbetalningar.	+
Peltier-Rivest (1999)	Anställda	1985-1995	Välståndande företag justerar ibland ned resultatet innan förhandlingar med facken.	+
Peltier-Rivest (2002)	Leverantörer och konkurrenter	-	Leverantörer och konkurrenter kan i vissa scenarion ge incitament till ökad EM.	?
Bartov, Givoly & Hayn (2002)	Analytikens förväntningar	1983-1997	Företag använder EM för att överträffa analytikernas förväntningar.	+
Bushee (1998)	Institutionella ägare	1983-1994	Institutionella ägare förebygger EM.	-
Klein (2002)	Bolagsstyrning	1980-1992	Oberoende styrelser och redovisningskommittéer förebygger EM.	-
Nelson, Elliott & Tarpley (2003)	Revisorer	1998	Big 4-revisorer bidrar till att minska EM.	-
Miller (2005)	Pressen	1987-2002	Pressen kan bidra till att genomlysningen ökar, vilket minskar EM.	-

³⁰ Mätmodeller som använts för att mäta EM: **Bonusar:** Healy-modellen; **Insiderhandel:** Modifierade Jones; **Forcerat Vd-byte:** (Δ Totala periodiseringar)/Försäljning; **Ledningsutköp:** Variation av Jones; **Benchmarking:** Distributionellt test av resultaten; **Börsnoteringar:** Variation av Jones; **Företagsförvärv:** Variation av Jones; **Covenant:** Uppdagade överträdelser; **Reglering:** Δ Räntabilitet på totala tillgångar; **Skatt:** Variation av Jones; **Reglerade branscher:** Avsättning för förluster; **Anställda:** Modifierade Jones; **Leverantörer och konkurrenter:** Vet ej; **Analytikens förväntningar:** Modifierade Jones; **Institutionella ägare:** Investeringar i FoU; **Bolagsstyrning:** Jones; **Revisorer:** Revisorerers berättelser; **Pressen:** Uppdagade överträdelser.

Appendix B)

Metodavsnittet

Val av kontrollvariabler, i enlighet med tidigare forskning

Område	EM	Förv. β	KV	Kommentar
Bonusar	+		Nej	Vi har inte tillgång till data om ledningskompensation.
Insiderhandel	+		Nej	Vi har inte tillgång till data om insiderhandel.
Forcerat Vd-byte	?		Nej	Forskningen ser inte något klart samband.
Ledningsutköp	+		Nej	Företagen är inte utköpta under den studerade perioden.
Benchmarking	+	$\beta_4 > 0$	Ja	
Börsnoteringar	+		Nej	Företagen är inte noterade nära den period vi undersöker (<1996 enl. databasen)
Företagsförvärv	+	$\beta_6 > 0$	Ja	
Covenantar	+	$\beta_5 > 0$	Ja	
Reglering	+/-		Nej	De främsta reglerade branscherna är uteslutna från samplet.
Skatt	+		Nej	Detta är en metod att utföra EM, ej underlag för KV.
Reglerade branscher	+		Nej	De främsta reglerade branscherna är uteslutna från samplet.
Anställda	+		Nej	Vi har inte tillgång till data om fackliga förhandlingar.
Leverantörer och konkurrenter	?		Nej	Forskningens slutsats är för snäv.
Analytikers förväntningar	+		Ja	Ingår i Benchmarking-variabeln
Institutionella ägare	-	$\beta_7 < 0$	Ja	
Bolagsstyrning	-		Nej	Vi har inte tillgång till data om bolagsstyrning.
Revisorer	-		Nej	Alla företagen i vårt sampel har en Big 4-revisor.
Pressen	-	$\beta_8 < 0$	Ja	

Dataavsnittet

Bortfall vid beräkning av modifierade Jones-komponenter.

Anledning till bortfall	Bortfall	Kvarvarande obs.
Initial lista av obs. (256 företag*5 år)		1280
Redovisningsdata saknas (Compustat):	-381	899
Brutna räkenskapsår:	-70	829
Exkludering av branscher	-93	736
Summa	-544	736

Fördelning av observationer som använts för att beräkna modified-Jones-komponenterna.

Bokslutsår	Bransch 15	Bransch 20	Bransch 25	Bransch 35	Bransch 45	Summa
2008	11	54	21	18	40	144
2009	11	55	22	19	43	150
2010	11	54	21	19	42	147
2011	11	54	22	19	41	147
2012	10	52	22	20	44	148
Summa	54	269	108	95	210	736

Appendix C)

Resultat från Modifierade Jones-regressionerna

Bransch	År	B1	Sig	B2	Sig	B3	Sig	Tot. sig	Adj. R ²
20 (Industrivaror/ tjänster)	2008	14,433	0,000	-0,045	0,491	-0,071	0,002	0,000	0,513
	2009	1,100	0,547	0,009	0,777	-0,125	0,000	0,000	0,497
	2010	4,309	0,157	,001	,975	-,049	,012	,063	,081
	2011	,664	0,856	,018	,708	-,061	,005	,037	,102
	2012	1,172	0,722	,024	,676	-,056	,001	,008	,163
25 (Sällanköps- varor)	2008	15,166	0,185	-,124	,139	-,056	,323	,430	-,004
	2009	3,713	0,733	-,001	,993	-,242	,001	,010	,353
	2010	-1,803	0,869	,055	,397	-,036	,539	,812	-,108
	2011	-4,361	0,736	,006	,929	-,014	,816	,959	-,139
	2012	5,866	0,422	,048	,382	-,115	,002	,019	,306
35 (Hälsovård)	2008	-4,897	0,399	,231	,111	-,073	,193	,233	,090
	2009	-8,430	0,103	,205	,033	-,037	,484	,052	,257
	2010	-,179	0,907	-,227	,443	-,173	,028	,135	,153
	2011	-3,587	0,414	,141	,204	-,133	,121	,274	,062
	2012	-2,132	0,544	-,007	,938	-,036	,702	,852	-,124
45 (IT)	2008	-1,111	0,541	-,029	,663	-,138	,306	,309	,018
	2009	-1,452	0,324	,058	,258	-,407	,001	,001	,300
	2010	-2,656	0,372	,137	,123	-,359	,042	,067	,102
	2011	3,146	0,246	-,012	,816	-,359	,015	,066	,105
	2012	-9,389	0,002	-,045	,381	-,249	,017	,000	,418

*B1, B2, B3=Respektive betavärde, Sig=Respektive betas p-värde (t-test), Tot. Sig=Modellens p-värde (F-test), Adj. R²=justerat R²-värde

Resultatavsnittet

Fördelning av beroende variabel

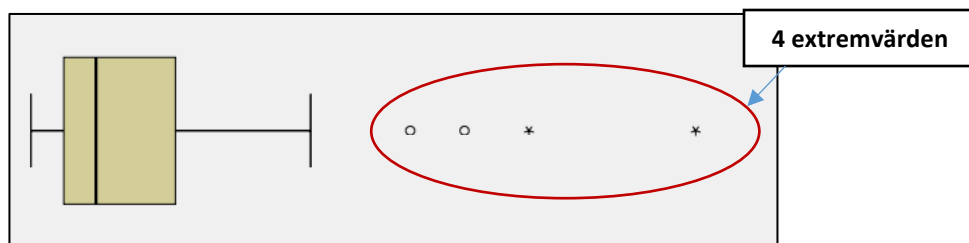
Bransch	Antal obs	Min (EM)	Medel (EM)	Max (EM)	Std-avvikelse	p5	p95
20	24	.003193	.0298971	.1120347	.0247102	.0059424	.0599704
25	13	.0005359	.055398	.1143156	.0395844	.0005359	.1143156
35	7	.0024875	.0610174	.1330261	.0436259	.0024875	.1330261
45	24	.0028787	.0914459	.3602865	.0924598	.0105331	.2700382
Total	68	.0005359	.059699	.3602865	.0654087	.0028787	.2057992
År	Antal obs	Min (EM)	Medel (EM)	Max (EM)	Std-avvikelse	p5	p95
2008	17	.0122837	.062451	.2057992	.0512304	.0122837	.2057992
2009	7	.0024875	.0438986	.1024449	.0398072	.0024875	.1024449
2010	13	.0005359	.0509656	.1519594	.0506285	.0005359	.1519594
2011	17	.00251	.0634593	.2700382	.0795635	.00251	.2700382
2012	14	.0059506	.0678008	.3602865	.0872987	.0059506	.3602865
Total	68	.0005359	.059699	.3602865	.0654087	.0028787	.2057992

Appendix D)

Fördelning av testvariabler

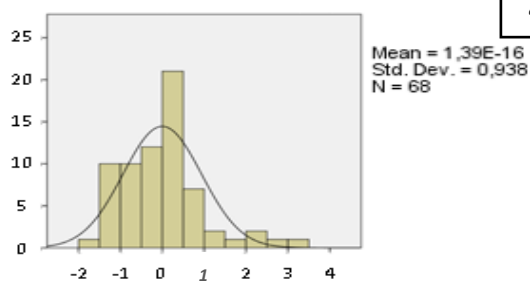
$TYDLIG_{t-1,i}$	Antal obs	Min (EM)	Medel (EM)	Max (EM)	Std-avvikelse	p5	p95
0=Diskret	38	.0005359	.0527006	.2700382	.0583934	.0024875	.2057992
1=Betonad	30	.007792	.0685635	.3602865	.0734062	.0105331	.235118
$PREC_{t-1,i}$	Antal obs	Min (EM)	Medel (EM)	Max (EM)	Std-avvikelse	p5	p95
0=Vag	61	.0005359	.0517663	.235118	.0478998	.003193	.1222259
1=Precis	7	.0024875	.1288261	.3602865	.1364393	.0024875	.3602865
$MÅTT_{t-1,i}$	Antal obs	Min (EM)	Medel (EM)	Max (EM)	Std-avvikelse	p5	p95
0=Resultat	43	.0005359	.0455507	.235118	.0503448	.003193	.1222259
1=Försäljning	25	.0024875	.0840339	.3602865	.080824	.00251	.2700382

Lådagram över beroende variabeln, EM

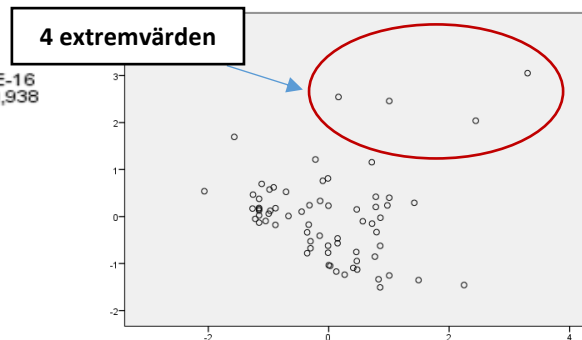


Slutsats: Två värden är utbölningar och två värden är extrema utbölningar.

Histogram över residualerna



Spridningsdiagram över residualerna



Test för heteroskedasticitet

Test 1: 68 observationer

Breusch-Pagan/Cook-Weisberg	
Chi2 (1)	32,54
Prob > Chi2	0,000

Test 2: 64 observationer

Breusch-Pagan/Cook-Weisberg	
Chi2 (1)	2,27
Prob > Chi2	0,132

Slutsats: Vi kan förkasta H_0 (=modellen är homoskedastisk), på $\alpha = 5\%$.

Slutsats: Vi kan inte förkasta H_0 (=modellen är homoskedastisk), på $\alpha = 5\%$.

Appendix E)

Test för residualernas normalfördelning

Test 1: 68 observationer

SKTEST	
Pr(Skewness)	0,002
Pr(Kurtosis)	0,0316
Adj chi2(2)	11,68
Prob > Chi2	0,0029

Slutsats: Vi kan förkasta H_0 (=modellen är normalfördelad), på $\alpha = 5\%$.

Test 2: 64 observationer

SKTEST	
Pr(Skewness)	0,9668
Pr(Kurtosis)	0,6486
Adj chi2(2)	0,21
Prob > Chi2	0,9006

Slutsats: Vi kan inte förkasta H_0 (=modellen är normalfördelad), på $\alpha = 5\%$.

Lista på de 4 observationer som klassificeras som utbölningar

Värde på variabeln, EM	Företag	År
.20579922	Pricer B	2008
.23511797	Pricer B	2011
.27003822	Fingerprint Cards B	2011
.36028651	Fingerprint Cards B	2012

Test för multikollinearitet

Test 1: 68 observationer

Variabler	VIF
$TYDLIG_{t-1,i}$	1,188
$PREC_{t-1,i}$	1,177
$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	1,324
$BM_{t,i}$	1,110
$\overline{D}$	1,235
$\overline{E}_{t,i}$	
$M\&A_{t,i}$	1,139
$INST_{t,i}$	1,243
$MEDIA_{t,i}$	1,141

Slutsats: Alla VIF-värden <10. Tyder på att vi inte har problem med multikollinearitet.

Test 2: 64 observationer

Variabler	VIF
$TYDLIG_{t-1,i}$	1,237
$PREC_{t-1,i}$	1,207
$M\ddot{A}TT_{t-1,i}$	1,255
$BM_{t,i}$	1,114
$\overline{D}$	1,203
$\overline{E}_{t,i}$	
$M\&A_{t,i}$	1,166
$INST_{t,i}$	1,288
$MEDIA_{t,i}$	1,171

Slutsats: Alla VIF-värden <10. Tyder på att vi inte har problem med multikollinearitet.