

Prognostisering av räntabilitet på eget kapital

Förbättras möjligheten att prognostisera räntabilitet på eget kapital om hänsyn tas till earnings management?

Abstract

Prior studies have shown that earnings management can be used either to inform or to mislead investors about the future performance of a company. However, few studies have examined the impact of earnings management on forecasting return on equity (ROE). The aim of this thesis is to investigate whether the ability to forecast next year's ROE is improved when taking earnings management, measured as discretionary accruals, into account. This is examined by comparing a forecast model that takes the magnitude of discretionary accruals into consideration with a model that does not. The study is based on companies that were listed on the Stockholm Stock Exchange during 2002-2012. The results demonstrate that a forecast model that takes the level of earnings management into consideration does not provide more accurate predictions of next year's ROE. Therefore, it is not possible to conclude that information about a firm's earnings management is valuable when forecasting ROE.

Keywords: forecasting, return on equity, earnings management.

Innehåll

1. Inledning.....	3
1.1 Problembakgrund.....	3
1.2 Syfte och frågeställning	4
1.3 Avgränsning.....	4
1.4 Disposition.....	4
2. Teoretisk referensram och tidigare forskning	5
2.1 Teori och forskning kring prognos av ROE	5
2.1.1 Mean reversion.....	5
2.1.2 Prognos av ROE.....	7
2.2 Earnings management.....	8
2.2.1 Definition av earnings management	8
2.2.2 Diskretionära och icke-diskretionära periodiseringar	9
2.2.3 Periodiseringsbaserade modeller.....	9
2.3 Earnings management och prognos av ROE	12
3. Metod	14
3.1 Hypotesformulering.....	14
3.2 Modified Jones modellen.....	15
3.2.1 Tidsserie- och tvärsnittsmetoden	15
3.2.2 Beräkning av totala periodiseringar	16
3.3.3 Estimering av icke-diskretionära periodiseringar	17
3.3 Definition av räntabilitet på eget kapital	18
3.4 Prognos av ROE	19
3.4.1 Portföljindelning	19
3.4.2 Prognosmodell	19
3.4.3 Modellernas prognosförmåga	20
3.5 Testförfarande.....	21
4. Data	23
4.1 Urvalskriterier.....	23
4.2 Hantering av extremvärden	24
4.3 Slutgiltigt urval	24

5. Resultat.....	26
5.1 Deskriptiv statistik.....	26
5.2 Estimering av Modified Jones modellen	26
5.3 Absoluta diskretionära periodiseringar på portföljnivå	27
5.4 Prognosmodeller	28
5.5 Prognosfel.....	29
5.6 Statistiskt test.....	30
6. Analys.....	31
6.1 Analys av resultat	31
6.2 Känslighetsanalys	32
6.2.1 Portföljindelning med hänsyn till tecknet på de diskretionära periodiseringarna.....	33
6.2.2 Hantering av extremvärden	33
6.2.3 Individuella portföljers prognosförmåga	35
6.2.4 Basmodellen baserat på ett slumpmässigt urval	36
6.2.5 Sammanfattning av resultat från känslighetsanalysen	37
7. Slutsatser och slutdiskussion	37
7.1 Slutsatser.....	37
7.2 Validitet	37
7.3 Reliabilitet	39
7.4 Generaliserbarhet.....	39
7.5 Slutdiskussion och förslag till framtida forskning.....	39
8. Referenser.....	41
9. Appendix	44

1. Inledning

1.1 Problembakgrund

Syftet med de finansiella rapporterna är enligt IFRS att tillhandahålla information om ett företags finansiella ställning och resultat samt förändringar därav. Informationen är användbar för företagets intressenter när de ska fatta beslut i ekonomiska frågor (IFRS, 2010). En av de primära användarna av de finansiella rapporterna är existerande och potentiella investerare. Vid analys av de finansiella rapporterna blir nyckeltalet räntabilitet på eget kapital (ROE), som beskriver företagets avkastning ur ett aktieägarperspektiv, därför av stort intresse. Genom att analysera ROE kan investerare bättre uppskatta företagets framtida lönsamhet, vilken är avgörande för investerare när de fattar ekonomiska beslut.

Att informationen i de finansiella rapporterna ska kunna användas för att förutspå framtida lönsamhet är något som har betonats inom forskning (se bl.a. Beaver, et al., 1968; Penman, 2012). Freeman, et al. (1982) konstaterar att innevarande periods ROE kan ligga till grund för prognostisering av nästkommande periods resultat. Även Skogsvik (2002) visar att historiska värden på ROE kan användas för att förutspå framtida ROE. En förutsättning för att kunna göra bra prognoser är dock att redovisningen återspeglar företagets underliggande ekonomiska situation på ett rättvisande sätt.

För att kunna ge en rättvisande bild av företagets finansiella ställning och resultat tillåter IFRS företagsledningen att utöva en viss grad av diskretion i förberedandet av de finansiella rapporterna. Denna diskretion kommer bland annat till uttryck i företagets periodiseringar, vilka är föremål för företagledningens bedömningar och baseras på antaganden och uppskattningar. Den periodiseringsbaserade redovisningen skapar således utrymme för företagsledningen att i viss mån påverka det redovisade resultatet i önskvärd riktning, vilket antingen kan göra resultatet mer informativt eller vilseledande (Healy och Wahlen, 1999). Denna typ av resultatjustering går under begreppet "earnings management" och utgör ett extensivt forskningsområde.

Tidigare forskning har visat att earnings management, mätt i termer av diskretionära periodiseringar, påverkar hur representativt årets resultat är för företagets framtida lönsamhet (Xie, 2001; Kallunki och Martikainen, 2003). Forskningsresultatet indikerar att earnings management kan påverka möjligheten att förutspå framtida ROE. Mot bakgrund av detta finner vi

det intressant att sammankoppla de två forskningsområdena, prognostisering av ROE och earnings management. Detta i avsikt att bidra, om än i en begränsad skala, till framtida studier om prognostisering av ROE.

1.2 Syfte och frågeställning

Syftet med denna uppsats är att undersöka huruvida en prognosmodell som beaktar earnings management ger mer precisa prognoser av nästa års ROE än en prognosmodell som inte tar earnings management i beaktande. Studien avser således att utreda följande frågeställning:

Förbättras möjligheten att prognostisera ROE om hänsyn tas till earnings management?

1.3 Avgränsning

Givet uppsatsens syfte utreds inte om utformningen av prognosmodellen för ROE är optimal. Uppsatsen studerar inte heller varför möjligheten att prognostisera ROE eventuellt påverkas av att hänsyn tas till earnings management.

Vidare görs såväl en geografisk som en tidsmässig avgränsning. Studien begränsas till svenska bolag som har varit noterade på Stockholmsbörsen under hela eller delar av tidsperioden 2002-2012. I syfte att skapa ett mer homogent urval utesluts företag som tillhör den finansiella sektorn.

Studien avgränsas till att studera earnings management utifrån storleken på de absoluta diskretionära periodiseringarna. De diskretionära periodiseringarna skattas med hjälp av Modified Jones modellen.

1.4 Disposition

I avsnitt 2 redogörs för teori och tidigare forskning kring prognos av ROE och earnings management. Avsnitt 3 innehåller en presentation av studiens hypotes och en utförlig beskrivning av den metod och det statistiska test som används för att undersöka uppsatsens frågeställning. I avsnitt 4 sammanställs studiens urval. Relevanta resultat redovisas i avsnitt 5 och analyseras sedan i avsnitt 6. Avsnitt 6 innehåller även en känslighetsanalys som problematiserar viktiga antaganden. I uppsatsens sista avsnitt, avsnitt 7, presenteras slutsatser och studiens tillförlitlighet och generaliserbarhet diskuteras. Avslutningsvis förs en slutdiskussion med förslag till framtida forskning.

2. Teoretisk referensram och tidigare forskning

I det följande redogörs för teori kring tidsserieegenskaper hos ROE och resultat från tidigare prognosforskning presenteras kort. Därefter följer en kort diskussion kring begreppet earnings management och en presentation av olika metoder för att mäta earnings management. Presentationen kommer endast att beröra periodiseringsbaserade modeller ("Accrual models"). Avslutningsvis behandlas forskning med beröringspunkter till både prognos av ROE och earnings management för att på så sätt sammanföra de två forskningsområdena.

2.1 Teori och forskning kring prognos av ROE

2.1.1 Mean reversion

Forskning som har bedrivits kring tidsserieegenskaper hos ROE har visat att nyckeltalet ofta tenderar att följa en så kallad "mean reversion" process (se bl.a. Beaver, 1970; Penman, 1991; Fairfield, et. al., 1996; Fama och French, 2000; Nissim och Penman, 2001; Skogsvik, 2002). Processen innebär att räntabilitetsmålet över tid rör sig mot en specifik konstant nivå, ett medelvärde. Mean reversion innebär att $(ROE_{t+1} - ROE_t)$ är negativt korrelerat med ROE_t . En hög ROE i innevarande period kommer med andra ord att följas av en lägre räntabilitet nästkommande period och vice versa (Freeman, et al., 1982). På sikt antas således en "hög" respektive "låg" ROE närma sig en uthållig räntabilitetsnivå (Skogsvik, 2002). Teorin om mean reversion kan uttryckas i följande regressionsmodell:

$$ROE_{t+1} = \delta + \gamma ROE_t + e_{t+1}$$

Där δ är en driftterm, γ anger i vilken takt ROE konvergerar till sitt medelvärde och e_{t+1} är en felterm vid tidpunkt $t+1$ vars väntevärde är 0. Om $\gamma = 0$ följer ROE en strikt mean reversion process. En ROE som vid tidpunkt t avviker från det långsiktiga medelvärdet förväntas då i den efterföljande perioden omedelbart att återgå till den konstanta nivån. Om $\gamma = 1$ och $\delta = 0$ föreligger istället en "martingale" process, vilket innebär att den bästa prognosen av nästa periods ROE är innevarande periods ROE. Flera empiriska studier visar dock att dessa perfekta samband inte råder i praktiken (Beaver, 1970; Freeman, et al., 1982; Skogsvik, 2002; Fairfield, et al., 2009). Istället visar studier att koefficienten är positiv men mindre än 1, det vill säga $0 < \gamma < 1$.

Trots att empiri inte stödjer en strikt mean reversion process är forskningsresultaten fortfarande förenliga med teorin att ROE följer en mean reversion. En koefficient som har ett värde mellan 0 och 1 tyder på att återgången till medelvärdet inte är omedelbar, utan istället är en process som pågår över flera tidsperioder (Beaver, 1970). Ett värde på den estimerade koefficienten som är nära 0 innebär att ROE inte är bestående, det vill säga ROE_t är inte särskilt representativt för ROE_{t+1} . Om koefficienten däremot är nära 1 så uppvisar ROE hög varaktighet och således har ROE_t en väsentlig inverkan på ROE_{t+1} (Canarella, et al., 2013).

Anledningen till att ROE tenderar att följa en mean reversion process är enligt ekonomisk teori att företag på lång sikt varken kan förväntas uppvisa överlönsamhet eller underlönsamhet (Skogsvik, 2002). Övernormal avkastning anses inte långsiktigt möjligt att upprätthålla eftersom framgångsfaktorer, såsom innovativa produkter, kan förväntas att imiteras av konkurrerande företag. Underpresterande företag har i sin tur, mot bakgrund av hotet om konkurs, incitament att allokera sina resurser bättre (Fama och French, 2000; Penman, 2012). Konkurrens på marknaden leder således till att ett företags avkastning över tid förväntas återgå till aktieägarnas avkastningskrav. De underliggande drivkrafterna som bestämmer lönsamhetens konvergensförlopp är enligt Porter: intensiteten i konkurrensen från existerande företag, hur höga inträdesbarriärer som nya aktörer möter, produktsubstitut och graden av förhandlingsstyrka som kunder respektive leverantörer har gentemot ett företag (Skogsvik, 2002; Jobber, 2009).

Trots att ROE enligt teori på lång sikt ska motsvara aktieägarnas avkastningskrav visar forskning att det finns undantag härifrån (Penman, 2012). En ROE som under en lång period avviker från kapitalkostnaden kan ha sin förklaring i att företaget konstant lyckas investera i projekt som genererar överlönsamhet. Detta skulle till exempel kunna ske om perfekt konkurrens inte föreligger på marknaden som en följd av höga inträdesbarriärer, patent och monopolsituationer (Runsten, 1998; Nissim och Penman, 2001). Att ett företag kan redovisa en ROE som överstiger kapitalkostnaden kan dock också vara ett resultat av konservativ redovisning. I enlighet med försiktighetsprincipen värderas ofta tillgångar till historiskt anskaffningsvärde snarare än till verkligt värde. IFRS-regler föreskriver därtill att vissa tillgångar inte ska tas upp på balansräkningen. Exempel på detta är att investeringar i forskning, varumärken och personal kostnadsförs istället för att aktiveras (Penman, 2012). I de finansiella rapporterna kommer företagets tillgångar härigenom att undervärderas och dolda reserver att skapas. Marknadsvärdet

på det egna kapitalet kommer att skilja sig ifrån det bokförda värdet och en "accounting measurement bias" uppstår. Trots att den redovisade vinsten är "normal" kan en ROE som överstiger aktieägarnas avkastningskrav redovisas till följd av att tillgångar som genererar denna vinst undervärderas alternativt inte inkluderas i kapitalbasen (Penman, 2012). Detta gör att ROE inte alltid sammanfaller med aktieägarnas avkastningskrav på lång sikt.

Vilket långsiktigt medelvärde som ROE konvergerar mot är en omstridd fråga. En del forskare utgår ifrån ett medelvärde för ekonomin i stort. Andra anser att man, mot bakgrund av att olika industrier möter så väsentligt skilda ekonomiska förutsättningarna och att storleken på accounting measurement bias varierar mellan branscher, istället bör beakta medelvärdet för den sektor som företaget är verksamt inom (Fairfield, et al., 2009; Penman, 2012). Av det senare resonemanget följer att en branschspecifik prognosmodell borde vara att föredra framför en prognosmodell för ekonomin som helhet. Fairfield, et al. (2009) har dock visat att en prognosmodell som inte tar hänsyn till branschtillhörighet ger minst lika bra prognoser som en branschspecifik modell.

2.1.2 Prognos av ROE

Till följd av att ROE tenderar att följa en mean reversion process kan historiska ROE-värden ge indikationer om framtida värden, något som används vid prognostisering av ROE (Fairfield, et al., 1996; Skogsvik, 2002). Enligt Skogsvik uppvisar en univariat prognosmodell, baserad på antagandet om att ROE följer en mean reversion process, bättre prognosförmåga än mer utförliga prognosmodeller som utöver historiska värden på ROE även inkluderar andra nyckeltal (Skogsvik, 2008). Ytterligare en fördel med en univariat prognosmodell, som endast har innevarande periods ROE som oberoende variabel, är att den är mindre kostsam att estimeras än en prognosmodell som inkluderar många nyckeltal och som därför kräver mer bearbetning av redovisningsinformation (Skogsvik, 2002).

2.2 Earnings management

2.2.1 Definition av earnings management

Earnings management saknar en vedertagen definition, men har inom tidigare forskning bland annat definierats som:

- Earnings management sker då företagsledningen utnyttjar flexibiliteten i redovisningen för att signalera privat information om framtida kassaflöden (Ronen och Yaari, 2008).
- Earnings management förekommer när företagsledningen väljer redovisningsprincip i syfte att uppnå ett specifikt mål (Scott, 2003 citerad av Ronen och Yaari, 2008).
- Earnings management äger rum när företagsledningen använder subjektiva bedömningar i upprättandet av de finansiella rapporterna för att antingen vilseleda intressenter om företagets finansiella ställning och resultat, eller för att påverka avtal som bygger på de finansiella rapporterna (Healy och Wahlen, 1999).

Av ovanstående definitioner framgår att det råder skilda meningar om det underliggande syftet med earnings management. Healy och Wahls definition följer det opportunistiska perspektivet, som innebär att avsikten med earnings management är att vilseleda företagets intressenter. Ronen och Yaaris definition ger däremot uttryck för det informativa perspektivet som uppmärksammar att earnings management inte enbart behöver vara vilseledande, utan faktiskt kan göra redovisningen mer informativ (se även bl.a. Healy och Wahlen, 1999; Kepsu, 2012). Beträffande Scotts definition ger den rum för båda perspektiven. Vad dessa definitioner har gemensamt är att earnings management sker då företagsledningen använder sin diskretion över den finansiella rapporteringen för att justera resultatet i önskvärd riktning (Ronen och Yaari, 2008). I denna studie definieras earnings management i enlighet med Scott (2003) för att beakta både det opportunistiska- och det informativa perspektivet.

Earnings management är inget som kan observeras i praktiken och måste därför operationaliseras med representativa mått. I likhet med tidigare forskning kommer earnings management i denna studie att operationaliseras som storleken på de diskretionära periodiseringarna (Ronen och Yaari, 2008; Kepsu, 2012).

2.2.2 Diskretionära och icke-diskretionära periodiseringar

Den periodiseringsbaserade redovisningen anses ge en mer rättvisande bild av företagets prestation och förmåga att generera framtida kassaflöden än en redovisning som baseras på rena kassaflöden. Genom att använda periodiseringar relateras inkomster och utgifter till de perioder de är hänförliga, snarare än till de perioder då själva kassaflödet uppstår. Det redovisade resultatet kommer således till viss del att baseras på företagsledningens egna antaganden och uppskattningar (White, et al., 2003).

För att utreda vilken inverkan företagsledningens subjektiva bedömningar har haft på det redovisade resultatet delas ett företags totala periodiseringar ofta upp i två komponenter: icke-diskretionära periodiseringar och diskretionära periodiseringar. Icke-diskretionära periodiseringar är justeringar av kassaflöden som krävs enligt redovisningsstandarder. Diskretionära periodiseringar är däremot justeringar som baseras på företagsledningens egna bedömningar (Healy, 1985). Diskretionära periodiseringar kan göra årets resultat mer informativt eftersom företagsledningen kan använda dessa för att signalera privat information till marknaden. Risken är dock att företagsledningen utnyttjar flexibiliteten i redovisningen för att påverka det redovisade resultatet i en önskvärd riktning, vilken inte nödvändigtvis stämmer överens med företagets verkliga ekonomiska situation (Kepsu, 2012).

2.2.3 Periodiseringsbaserade modeller

Ett av de mer etablerade tillvägagångssätten för att uppskatta earnings management är att använda periodiseringsbaserade modeller (Accrual models) (Ronen och Yaari, 2008). I många av dessa modeller utgör storleken på de diskretionära periodiseringarna ett mått på earnings management. Tabell 1 ger en sammanställning över de periodiseringsbaserade modeller som denna uppsats kommer att behandla. Gemensamt för modellerna i Tabell 1 är att de delar upp de totala periodiseringarna i en diskretionär- och en icke-diskretionär komponent. Inledningsvis presenteras huvuddragen i respektive modell och därefter följer en kort motivering av val av modell.

Tabell 1: Periodiseringsbaserade modeller

Jones modellen (1991)	$TA_t = \alpha + \beta_1 \Delta REV_t + \beta_2 PPE_t + \varepsilon_t$	(1)
-----------------------	--	-----

Modified Jones modellen (1995)	$TA_t = \alpha + \beta_1 (\Delta REV_t - \Delta REC_t) + \beta_2 PPE_t + \varepsilon_t$	(2)
--------------------------------	---	-----

Kothari, et al. (2005)	$DA_t - Matchat\ företags\ DA_t$	(3)
------------------------	----------------------------------	-----

Francis, et al. (2005)	$TA_t = \alpha + \beta_1 CFO_{t-1} + \beta_2 CFO_t + \beta_3 CFO_{t+1} + \beta_4 \Delta REV_t + \beta_5 PPE_t + \varepsilon_t$	(4)
------------------------	--	-----

	$\sigma(\varepsilon_t) = \alpha + \lambda_1 Size_t + \lambda_2 \sigma(CFO)_t + \lambda_3 \sigma(REV)_t + \lambda_4 \log(OperCycle)_t + \lambda_5 NegEarn_t + v_t$	(5)
--	---	-----

Där TA : totala periodiseringar, REV : nettoomsättning, PPE : bruttoanläggningstillgångar, REC : kundfordringar, DA : diskretionära periodiseringar, CFO : operativt kassaflöde, $Size$: företagsstorlek, $\sigma(CFO)$: standardavvikelsen av operativt kassaflöde, $\sigma(REV)$: standardavvikelsen av omsättning, $\log(OperCycle)$: logartimen av företags verksamhetscykel, $NegEarn$: negativt resultat.

2.2.3.1 Jones modellen och Modified Jones modellen

Jones modellen skattar earnings management genom att dela upp företags totala periodiseringar i en diskretionär- och en icke-diskretionär komponent. Storleken på de diskretionära periodiseringarna utgör sedan ett mått på earnings management. Jones modellen tar hänsyn till att storleken på de icke-diskretionära periodiseringarna kan variera med ekonomiska förhållanden (Dechow, et al., 1995). Genom att inkludera bruttoanläggningstillgångar samt förändring i nettoomsättning i modellen, avser Jones kontrollera för förändringar i storleken på icke-diskretionära periodiseringar som beror på ändrade ekonomiska förhållande. Inkluderingen sker i syftet att uppnå en mer korrekt klassificering av diskretionära och icke-diskretionära periodiseringar (Jones, 1991). En svaghet med Jones modellen är emellertid att företags nettoomsättning i sin helhet antas vara icke-diskretionär. Om den redovisade nettoomsättningen innehåller periodiseringar av diskretionär karaktär finns därmed risk att modellen underskattar nivån på de diskretionära periodiseringarna och således graden av earnings management (Dechow, et al., 1995).

Modified Jones modellen introducerades år 1995 och är en vidareutveckling av Jones modellen. Modellen tar sikte på att hantera den svaghet som har identifierats hos Jones modellen. Genom att justera förändringar i nettoomsättning för förändringar i kundfordringar tar modellen hänsyn till att nettoomsättningen till viss del kan vara diskretionär (Dechow, et al., 1995). Denna justering är det enda som skiljer de två modellerna åt.

2.2.3.2 Kothari, et al. (2005)

Ett företags periodiseringar är relaterade till dess prestation och Dechow, et al. (2010) uppmärksammar att det kan föreligga en korrelation mellan ett företags prestation och de diskretionära periodiseringar som estimeras med hjälp av Modified Jones modellen. När ett företag förutspår en ökning i försäljning och resultat investerar företaget normalt sett i rörelsekapital för att stödja den förväntade tillväxten. Modified Jones modellen beaktar inte företagsprestationer fullt ut och kan därför i samband med extrema företagsprestationer felaktigt klassificera ett växande rörelsekapital som diskretionära periodiseringar (Kothari, et al., 2005). Kothari, et al. (2005) försöker att undvika denna felklassificering genom att ta hänsyn till företagets räntabilitet på totala tillgångar (ROA). Kothari et al. (2005) använder fortfarande Modified Jones modellen för att estimerar de diskretionära periodiseringarna, men kontrollerar för företagsprestationer genom att jämföra storleken på de diskretionära periodiseringarna mellan företag med närliggande ROA (Dechow, et al., 2010).

2.2.3.3 Francis, et al. (2005)

Francis, et al. (2005) vidareutvecklade den modell som ursprungligen presenterades av Dechow och Dichev (2002). Dechow och Dichev (2002) undersökte kvaliteten i företagets periodiseringar genom att studera relationen mellan årets periodiseringar och förgående, innevarande och nästkommande års operativa kassaflöden. Modellen utgår ifrån att periodiseringar endast är förskjutningar av realiserade kassaflöden. Periodiseringar anses vara av hög kvalitet om de kan matchas med förgående, innevarande och nästkommande års operativa kassaflöden.

Francis, et al. (2005) kombinerar Dechow och Dichevs modell med komponenter från Modified Jones modellen. Genom att inkludera bruttoanläggningstillgångar utvidgas Dechow och Dichevs modell till att beakta periodiseringar som är hänförliga till avskrivningar. Tillväxt i intäkter inkluderas i modellen i syfte att i större utsträckning kontrollera för prestation. Standardavvikelsen av residualen från regression (4) utgör ett mått på periodiseringarnas kvalitet. Francis, et al. (2005) delar därefter upp standardavvikelsen av residualen i två företagsspecifika komponenter. En komponent som återspeglar de estimeringsfel som uppkommer som en naturlig del av företagets operativa verksamhet och en diskretionär komponent som representerar de estimeringsfel som är hänförliga till företagsledningens diskretion.

2.2.3.4 Val av periodiseringsbaserad modell

Denna studie kommer att tillämpa Modified Jones modellen för att skatta storleken på de diskretionära periodiseringarna. Nedan följer en kort motivering av valet av modell.

Dechow, et al. (1995) har visat att Modified Jones modellen är mindre utsatt för Typ II fel jämfört med Jones modellen. Detta innebär att risken att felaktigt klassificera diskretionära periodiseringar som icke-diskretionära är lägre. Risken att begå Typ I fel, det vill säga att felaktigt identifiera icke-diskretionära periodiseringar som diskretionära, är dock fortfarande ett problem med Modified Jones modellen (Dechow, et al., 2010). En fördel med Kothari, et al:s modell är att den minskar risken för felklassificering av diskretionära periodiseringar i samband med extrema företagsprestationer. Modellen har emellertid visats ge upphov till större mätfel vid estimering av diskretionära periodiseringar och måttet bör därför endast användas när extrema företagsprestationer anses vara ett stort problem (Dechow, et al., 2010). Vad gäller Francis, et al:s modell kräver den information om nästkommande periods operativa kassaflöde för att uppskatta de normala periodiseringarna. Eftersom denna studie ägnar sig åt prognostisering är ett nödvändigt antagande att information om nästkommande års värden är okända. Francis, et al:s modell kan av den anledningen inte tillämpas i denna studie.

Mot bakgrund av ovanstående redogörelse och att Modified Jones modellen är en av de mer väl använda metoderna för att skatta diskretionära periodiseringar, bedöms Modified Jones modellen vara den modell som är bäst lämpad för denna studie.

2.3 Earnings management och prognos av ROE

Forskning som sammankopplar earnings management med prognostisering av ROE är relativt ovanlig. Beröringspunkter finns dock till närliggande forskningsfält och nedan presenteras resultat som kan anses vara av relevans för denna studie.

I en prognosstudie av ROE uppmärksammar Skogsvik (2002) att förekomsten av earnings management kan tänkas påverka förmågan att prognostisera ROE. Huruvida earnings management underlättar eller försvårar prognostisering beror på hur det påverkar trenden i räntabiliteten. Om företagsledningen justerar resultatet för att redovisa en jämn resultattrend, så kallad "income smoothing", kan förutsägbarheten hos ROE tänkas öka (Skogsvik, 2002). Att income smoothing kan göra det redovisade resultatet mer varaktigt och förutsägbart är något som

har bekräftats i ett flertal studier (se bl.a. Subramanyam, 1996; Kallunki och Martikainen, 2003; Tucker, et al., 2006). En annan earnings management strategi ”Big bath accounting” innebär att företagsledningen under ett dåligt år passar på att göra en stor nedskrivning i syfte att kunna rapportera ökade vinster efterföljande år (White, et al., 2003). Denna typ av earnings management gör det redovisade resultatet mer volatilt och kan således tänkas påverka möjligheten att prognostisera ROE negativt. Fenomenets inverkan på prognostisering av ROE har dock inte utretts.

Sambandet mellan årets resultat och nästkommande års resultat undersöks inom forskningsområdet ”earnings persistence” (Sloan, 1996; Xie, 2001). Denna forskning har visat att diskretionära periodiseringar påverkar hur representativt årets resultat är för företagets framtida lönsamhet. Med hjälp av en regressionsmodell, där årets resultat delas upp i operativt kassaflöde, icke-diskretionära och diskretionära periodiseringar, undersöks respektive resultatkomponents förmåga att förutspå nästa års resultat (Subramanyam, 1996; Xie, 2001). Ett dokumenterat forskningsresultat är att även om såväl operativt kassaflöde som icke-diskretionära- och diskretionära periodiseringar bidrar till innevarande års resultat, är sannolikheten lägre att årets resultat består om det till stor del utgörs av diskretionära periodiseringar (Sloan, 1996; Xie, 2001). Detta hänförs till att diskretionära periodiseringar baseras på subjektiva bedömningar och att det är mindre troligt att dessa periodiseringar återkommer i företagets framtida resultat (Sloan, 1996).

Även om en hög andel diskretionära periodiseringar tenderar att göra det redovisade resultatet mindre bestående menar Dechow, et. al (2010) att detta inte bör tolkas som att diskretionära periodiseringar inte innehåller relevant information om framtida lönsamhet. Detta bekräftas av såväl Subramanyam (1996), Xie (2001) som Kallunki och Martikainen (2003). Kallunki och Martikainen (2003) visar att earnings management, mätt i termer av diskretionära periodiseringar, hjälper till att förutsäga företagets framtida lönsamhet och förbättrar förmågan hos innevarande års resultat att förklara framtida resultat. Författaren hänför detta till income smoothing och menar att företagsledningen använder diskretionära periodiseringar för att justera årets resultat uppåt (nedåt) om de tror att nästa års resultat kommer att vara högt (lågt) i syfte att redovisa en jämn resultattrend. Subramanyam (1996) redovisar ett liknande resultat och relaterar detta resultat till det informativa perspektivet av earnings management, det vill säga att

företagsledningen använder diskretionära periodiseringar för att kommunicera privat information om framtida lönsamhet.

Sammanfattningsvis har tidigare forskning visat att diskretionära periodiseringar kan påverka tidsserieegenskaperna hos det redovisade resultatet och möjligheten att förutspå framtida resultat med hjälp av årets resultat. Detta indikerar att earnings management även kan påverka möjligheten att prognostisera ROE. Forskningsresultaten kan dock av flera skäl inte anses vara direkt applicerbara på denna studie. För det första använder studierna endast regressionsmodellen för att undersöka sambandet mellan innevarande års diskretionära periodiseringar och framtida lönsamhet. De testar aldrig modellen i ett prognossammanhang och skiljer sig på så vis från denna studie. För det andra bör det noteras att dessa studier relaterar storleken på de diskretionära periodiseringarna till årets resultat alternativt ROA, inte till ROE.

3. Metod

Metodavsnittet inleds med en presentation av studiens hypotes. Därefter följer en beskrivning av tillvägagångssättet för att skatta de diskretionära periodiseringarna med Modified Jones modellen. Studiens definition av ROE, portföljindelning och den prognosmodell som tillämpas kommer sedan att redovisas. Avslutningsvis beskrivs tillvägagångssättet för att utvärdera modellernas prognosförmåga och det statistiska test som används för att testa studiens hypotes.

3.1 Hypotesformulering

Tidigare studier har visat att diskretionära periodiseringar påverkar hur representativt årets resultat är för nästkommande års resultat (Subramanyam, 1996; Xie, 2001). Det ligger således nära till hands att anta att diskretionära periodiseringar även påverkar tidsserieegenskaperna hos ROE. Om så är fallet bör en prognosmodell som är anpassad efter storleken på de diskretionära periodiseringarna ge mer precisa prognoser, det vill säga lägre prognosfel, än en modell som inte tar hänsyn till diskretionära periodiseringar. Dessutom uppmärksammas av Kallunki och Martikainen (2003) att diskretionära periodiseringar innehåller information som är värdefull för att förutspå framtida lönsamhet. Även detta talar för att det vid prognos av ROE kan vara fördelaktigt att beakta diskretionära periodiseringar.

Studiens hypotes är följaktligen:

H_0 : *En prognosmodell av ROE som tar hänsyn till storleken på de diskretionära periodiseringarna ger inte ett lägre prognosfel än motsvarande prognosmodell som inte tar diskretionära periodiseringar i beaktande.*

H_1 : *En prognosmodell av ROE som tar hänsyn till storleken på de diskretionära periodiseringarna ger ett lägre prognosfel än motsvarande prognosmodell som inte tar diskretionära periodiseringar i beaktande.*

Avsaknaden av teori och tidigare forskning som tydligt stödjer att prognosförmågan skulle förbättras talar för en dubbelsidig hypotes. En enkelsidig hypotes bedöms trots detta vara lämplig eftersom avsikten med denna studie är att utveckla en bättre prognosmodell. Tillförseln av ytterligare information borde därtill bidra till en bättre prognosförmåga, givet att informationen är av relevans.

3.2 Modified Jones modellen

Presentationen av Modified Jones modellen har delats in i tre avsnitt. I de första två avsnitten beskrivs olika metoder som kan användas för att skatta Modified Jones modellen och valet av metod motiveras. Den tredje delen innehåller en beskrivning av hur man går tillväga för att estimerar de icke-diskretionära periodiseringarna.

3.2.1 Tidsserie- och tvärsnittsmetoden

Med Modified Jones modellen skattas de icke-diskretionära periodiseringarna med en regressionsmodell för att kunna dela upp företagets totala periodiseringar i en diskretionär- och en icke-diskretionär komponent. Det finns två tillvägagångssätt för att estimerar parametrarna för de icke-diskretionära periodiseringarna: en tidsseriemetod och en tvärsnittsmetod. Med tidsseriemetoden skattas parametrarna under en flerårig estimeringsperiod under vilken earnings management inte antas förekomma. Parametrarna för de icke-diskretionära periodiseringarna skattas separat för varje företag och används sedan för att utreda huruvida earnings management förekommer under undersökningsåret (Dechow, et al., 1995). Med tvärsnittsmetoden äger estimeringen istället rum under själva undersökningsåret och parametrarna estimeras inte per företag utan per bransch. Detta innebär att de periodiseringsnivåer som råder under

undersökningsåret inom den bransch företaget tillhör, ligger till grund för skattningen av företags icke-diskretionära periodiseringar (Peasnell, et al., 2000). Oavsett metod appliceras sedan de skattade parametrarna på det individuella företags redovisningssiffror för att identifiera företags icke-diskretionära periodiseringar. Företags diskretionära periodiseringar är skillnaden mellan totala periodiseringar och icke-diskretionära periodiseringar.

I likhet med tidigare forskning använder denna studie tvärsnittsmetoden för att skatta de icke-diskretionära periodiseringarna (Subramanyam, 1996; Xie, 2001). Tvärsnittsmetoden har valts framför tidsseriemetoden av flera skäl. För det första resulterar tvärsnittsmetoden i ett större urval. Till skillnad från tidsseriemetoden kräver nämligen tvärsnittsmetoden endast att data finns för ett och samma företag två år i rad för att företaget ska inkluderas i urvalet. Ett större antal observationer ligger således till grund för de estimerade parametrarna, vilket ökar sannolikheten att få mer precisa estimat. För det andra minskar tvärsnittsmetoden risken för överlevnadsbias i urvalet. Tidsseriemetoden kräver långa tidsserier av data för varje företag, vilket resulterar i att underpresterande företag systematiskt utesluts ur urvalet och en så kallad överlevnadsbias skapas. Ytterligare en fördel med tvärsnittsmetoden är att de skattade parametrarna estimeras per år och därför inte behöver antas vara konstanta över tid (Subramanyam, 1996). En nackdel med tvärsnittsmetoden är dock att den antar att parametrarna är desamma för alla företag inom samma bransch. Modellen tar således inte hänsyn till att nivån på de icke-diskretionära periodiseringarna kan skilja sig åt mellan företag inom samma bransch, vilket kan leda till en felaktig klassificering av de diskretionära periodiseringarna (Peasnell, et al., 2000).

3.2.2 Beräkning av totala periodiseringar

Det första steget i Modified Jones modellen är att beräkna de totala periodiseringarna för varje enskilt företag och år. För detta finns två alternativa tillvägagångssätt: balansräkningsmetoden och kassaflödesmetoden. Balansräkningsmetoden utgår ifrån sambandet mellan förändringar i rörelsekapital i balansräkningen och periodiseringar i resultaträkningen för att uppskatta de totala periodiseringarna. Under senare år har dock kritik riktats mot balansräkningsmetoden på grund av att det finns tillfällen då sambandet mellan balansräkningen, resultaträkningen och de totala periodiseringarna inte föreligger. Exempel på sådana händelser är förvärv, avyttringar, byte av redovisningsprincip och omräkning av utländsk valuta (Hribar och Collins, 2001). Vid dessa icke-rörelserelaterade händelser uppkommer förändringar i balansräkningens rörelsekapital som

inte är relaterade till periodiseringar, men som likväl kommer att klassificeras som periodiseringar på grund av att förändringarna i balansräkningen inte reflekteras i resultaträkningen. Denna felklassificering kan dock undvikas om de totala periodiseringarna istället beräknas med hjälp av kassaflödesmetoden. Kassaflödesmetoden har därför i senare forskning ansetts vara ett mer tillförlitligt sätt att beräkna de totala periodiseringarna på (Hribar och Collins, 2001; Xie, 2001; Ronen och Yaari, 2008).

Mot bakgrund av den kritik som har riktats mot balansräkningsmetoden kommer de totala periodiseringar i denna studie att beräknas med hjälp av kassaflödesmetoden. Med kassaflödesmetoden definieras de totala periodiseringarna som skillnaden mellan årets resultat och företagets operativa kassaflöde:

$$TA_{i,t} = EARN_{i,t} - CFO_{i,t} \quad (6)$$

$EARN_{i,t}$: årets resultat exklusive extraordinära poster och avvecklade verksamheter för företag i år t

$CFO_{i,t}$: årets operativa kassaflöde för företag i år t

3.3.3 Estimering av icke-diskretionära periodiseringar

Efter att ha beräknat varje företags totala periodiseringar enligt formel (6) estimeras regression (7) i syfte att skatta den normala storleken på periodiseringarna (se bl.a. Kothari, et al., 2005; Ronen och Yaari, 2008). Den normala nivån anses vara branschspecifik och kan variera från år till år, och därför estimeras regression (7) separat för varje bransch och år. Det framräknade branschsnittet jämförs sedan med det individuella företagets periodiseringsstorlek för att avgöra om företaget har gjort större respektive mindre periodiseringar än vad som anses vara normalt för den bransch företaget tillhör. Alla variabler är viktade med ingående balans på totala tillgångar i syfte att mildra heteroskedasticitet och öka jämförbarheten mellan företag av olika storlek (Kothari, et al., 2005).

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = b_{1t}[1/A_{i,t-1}] + b_{2t}[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}] + b_{3t}[PPE_{i,t}/A_{i,t-1}] + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$TA_{i,t}$: totala periodiseringar för företag i år t

$A_{i,t-1}$: totala tillgångar för företag i år $t-1$

$\Delta REV_{i,t}$: förändring i nettoomsättning för företag i mellan år t och $t-1$

$\Delta REC_{i,t}$: förändring i kundfordringar för företag i mellan år t och $t-1$

$PPE_{i,t}$: bruttoanläggningstillgångar för företag i år t

$\varepsilon_{i,t}$: residualen för företag i år t

De estimerade koefficienterna i regression (7) appliceras sedan på företag i för att bestämma storleken på företagets icke-diskretionära periodiseringar (8).

$$NDA_{i,t}/A_{i,t-1} = \beta_{1_t}[1/A_{i,t-1}] + \beta_{2_t}[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}] + \beta_{3_t}[PPE_{i,t}/A_{i,t-1}] \quad (8)$$

$NDA_{i,t}$: icke-diskretionära periodiseringar för företag i år t

Avvikelsen mellan företag i 's totala periodiseringar och dess icke-diskretionära periodiseringar, som beräknats med hjälp av formel (8), representerar företagets diskretionära periodiseringar.

$$DA_{i,t} = [TA_{i,t}/A_{i,t-1}] - [NDA_{i,t}/A_{i,t-1}] \quad (9)$$

$DA_{i,t}$: diskretionära periodiseringar för företag i år t

Diskretionära periodiseringar kan vara såväl inkomstökande som inkomstsänkande. Denna studie avser studera diskretionära periodiseringar av båda slag och därför utgör absolutvärdet på de diskretionära periodiseringarna $|DA_{i,t}|$ ett mått på earnings management (Chen, et al., 2010).

3.3 Definition av räntabilitet på eget kapital

I denna studie beräknas ROE enligt följande:

$$ROE = \text{Nettoresultat enligt resultaträkningen} / \text{Ingående eget kapital}$$

I enlighet med Sveriges Finansanalytikers Förenings rekommendationer (2013) definieras nettoresultatet som resultat efter skatt hänförligt till moderbolagets aktieägare. Eget kapital definieras som ingående balans med avdrag för minoritetsintresse. Att använda ingående balans som kapitalbas är förenligt med tidigare prognosforskning (se bl.a. Penman, 1991; Fairfield, et al., 1996; Runsten, 1998).

3.4 Prognos av ROE

3.4.1 Portföljindelning

Efter att ha uppskattat de diskretionära periodiseringarna för varje företag och år delas företagen in i fem portföljer med hänsyn till storleken på de absoluta diskretionära periodiseringarna. Företagen grupperas så att varje portfölj innehåller samma antal företag (Sloan, 1996). Portföljindelningen sker årsvis och baseras på respektive företags absoluta diskretionära periodiseringar under det aktuella året. Ett företags portföljtillhörighet kan variera från år till år.

Portföljindelningen bygger på antagandet att företag med olika nivåer av diskretionära periodiseringar uppvisar olika trender i ROE. Syftet med att dela in företag i portföljer är att kunna utforma prognosmodeller som är anpassade efter företag med liknande storlek på de diskretionära periodiseringarna. Förhoppningen är att skapa en prognosmodell som därigenom bättre lyckas fånga sambandet mellan ROE_t och ROE_{t+1} .

3.4.2 Prognosmodell

Regressionsmodell (10) kommer att tillämpas för att prognostisera nästa års ROE. Modellen bygger på antagandet om mean reversion, och följaktligen att historiska ROE-värden kan användas för att prognostisera framtida värden. Liknande prognosmodeller har använts i tidigare prognosstudier (se bl.a. Fairfield, et al., 1996; Esplin, et al., 2014).

$$ROE_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 ROE_t + u_{t+1} \quad (10)$$

Prognosmodellen estimeras separat för var och en av de fem portföljerna. Koefficienterna i modellen kommer således att anpassas efter företag med en viss nivå av diskretionära periodiseringar. För att utreda om prognoserna förbättras då hänsyn tas till storleken på de diskretionära periodiseringarna skapas en sjätte prognosmodell som omfattar hela urvalet och som inte beaktar portföljtillhörighet. Denna modell kallas fortsättningsvis för basmodellen.

I studien används fem års historisk data för att estimeras prognosmodellen¹. För att ta hänsyn till att tidsspecifika fluktuationer kan ha en inverkan på modellens koefficienter, används i likhet med Fairfield, et al. (1996; 2009) och Esplin, et al. (2014) rullande prognoser för att

¹ I likhet med Fairfield, et al. (2009) ställs ett krav på minst 100 observationer per femårig estimeringsperiod och portfölj (se tabell 6).

prognostisera ROE_{t+1} . Tillvägagångssättet resulterar i att prognosmodellens koefficienter alltid skattas baserat på data från de fem förgående åren. Totalt används fem rullande estimeringsperioder: 2003-2007, 2004-2008 och så vidare fram till och med 2007-2011². För att till exempel prognostisera ett företags ROE år 2008 estimeras koefficienterna i regression (10) baserat på data från år 2003-2007. Med hjälp av de skattade koefficienterna samt det individuella företags ROE år 2007 prognostiseras ROE år 2008.

Prognoser kommer att utföras för åren 2008-2012. För varje företag görs två prognoser, en utifrån basmodellen och en utifrån en portföljmodell. Vilken av de fem framtagna portföljmodellerna som appliceras på företaget vid prognostillfället (år t) beror på vilken portfölj företaget tillhör år t . Om företags portföljtillhörighet varierar under de fem prognosåren kommer olika portföljmodeller att appliceras.

Ovanstående regressionsmodell prognostiserar ROE ett år framåt i tiden. Ett alternativ hade varit att prognostisera ett genomsnittligt ROE baserat på de tre nästkommande åren (Skogsvik, 2002; 2008). Skogsvik menar att prognostisering av ett genomsnittligt ROE är av relevans då medelvärdet kan tänkas representera en mer långsiktig lönsamhetsnivå hos företaget. Trots detta resonemang görs i denna studie valet att prognostisera nästa års ROE. Att prognostisera ROE ett år framåt stöds av tidigare prognosstudier (Fairfield, et al., 1996; Esplin, et al., 2014) och är även relevant i värderingssammanhang i och med att nästa års ROE är en huvudkomponent i RIV-modellen ("Residual income valuation model"). En prognosmodell som prognostiserar nästa års ROE är dessutom inte lika datakrävande.

3.4.3 Modellernas prognosförmåga

För att kunna jämföra portföljmodellernas prognosförmåga med basmodellens beräknas det prognosfel som respektive modell ger för varje företags-års observation. Prognosfelet skattas genom att ta skillnaden mellan verkligt ROE och prognostiserat ROE (Fairfield, et. al, 1996; 2009). Ett lägre prognosfel indikerar bättre prognosförmåga. Prognosfelet kan vara både positivt och negativt, det vill säga de estimerade modellerna kan såväl överskatta som underskatta ROE.

² I och med att flera observationer från ett och samma företag ingår i estimeringsperioderna finns risk för korrelerade feltermar. Detta kan resultera i för låga standardfel, vilket gör att test av koefficienternas signifikans blir problematiskt. För att justera standardfelen för förekomsten av en eventuell korrelation har Cluster-funktionen i STATA använts.

Vid beräkning av medelvärde finns således risk att positiva och negativa avvikelser tar ut varandra och att man får en missvisande bild av modellernas prognosförmåga (Andersson och Palmqvist, 2013). För att undvika detta beräknas även absolut prognosfel och prognosfel i kvadrat. Genom att kvadrera prognosfelet ges stora prognosfel större vikt än små eftersom stora avvikelser förstoras upp relativt sätt mer än små. Detta är förenligt med att stora avvikelser generellt sett anses vara allvarligare (Foster, 1989).

För att utreda huruvida möjligheten att prognostisera ROE förbättras då man tar hänsyn till storleken på de diskretionära periodiseringarna beräknas skillnaden i prognosfel mellan basmodellen och portföljmodellerna. Det prognosfel som basmodellen ger för ett visst företag, ett visst år jämförs med prognosfelet som portföljmodellen ger för samma företag och år. Skillnaden i prognosfel erhålls genom att, för varje företags-års observation, subtrahera portföljmodellens prognosfel från basmodellens prognosfel. En positiv differens innebär att portföljmodellen ger en bättre prognos än basmodellen (Fairfield, et al. 1996; 2009).

3.5 Testförfarande

För att undersöka om det statistiskt kan fastställas att portföljmodellerna ger mer precisa prognoser än basmodellen används ett Wilcoxon Signed Rank Test för matchade par. Testet utförs på absolut prognosfel och prognosfel i kvadrat.

Wilcoxon Signed Rank Test tillämpas på slumpmässiga stickprov som består av parvis beroende observationer, så kallade matchade par, och testar medianen av skillnaderna i de matchade paren³. Testet är icke-parametriskt och kräver således inte att normalfördelning kan antas. Ett nödvändigt modellantagande är emellertid att populationen av differenser har en symmetrisk fördelning. Nollhypotesen är att fördelningen är centrerad kring noll. Testet bygger på ranger⁴, vilket innebär att det är mindre känsligt för extremvärden.

³ Wilcoxon testet förutsätter att skillnaderna i prognosfel är oberoende. Eftersom denna studie baseras på paneldata finns risk för att det föreligger ett beroende mellan skillnaderna i prognosfel för ett och samma företag närliggande år. Dock bedöms det eventuella beroendet inte vara starkt och ett Wilcoxon test anses därför vara tillämpligt.

⁴ I Wilcoxon rangordnas absolutvärdet av de parvisa differenserna i stigande ordning. Differenser som är noll har uteslutits. Rangerna för positiva respektive negativa differenser summeras var för sig och den mindre av de två summorna utgör Wilcoxon Signed Rank statistikan, T (Newbold, et al., 2010). Observera att STATA definierar T som summa positiva ranger.

Då antalet parvisa observationer i stickprovet överstiger 20 gäller under H_0 att distributionen för Wilcoxon statistikan T är approximativt normalfördelad:

$$Z = \frac{T - \mu_T}{\sigma_T} \approx \sim N(0,1)$$

$$\text{Där: } \mu_T = \frac{n(n+1)}{4} \quad \text{och} \quad \sigma_T^2 = \frac{n(n+1)(2n+1)}{24}$$

Wilcoxon Signed Rank Test har tillämpats i flera prognosstudier för att testa om skillnaden i prognosfel mellan två modeller är statistiskt signifikant (se bl.a. Fairfield, et al., 1996; Esplin, et al., 2014).⁵ Testet används för att undersöka om medianen av skillnaderna i prognosfel är noll. Uppsatsens hypotes formuleras enligt följande:

$$H_0 : \text{Median}_{Diff} \leq 0$$

$$H_1 : \text{Median}_{Diff} > 0$$

Nollhypotesen är att medianen av skillnaderna i prognosfel mellan basmodellen och portföljmodellen är mindre än eller lika med noll. Alternativhypotesen är att medianen är större än noll. Om medianen av skillnader i prognosfel inte är signifikant större än noll kan inte nollhypotesen, att en prognosmodell som tar hänsyn till storleken på de diskretionära periodiseringarna inte ger ett lägre prognosfel än basmodellen, förkastas. En enkelsidig alternativhypotes ger följande beslutsregel:

$$\text{Förkasta } H_0 \text{ om } z_{obs} > z_\alpha$$

I denna studie sätts signifikansnivån, α , till 5 %, vilket innebär att H_0 förkastas för $z_{obs} > 1,65$.

⁵ Ett alternativt testförfarande som också är vanligt förekommande är ett t-test för matchade par. Testet är parametriskt och förutsätter att populationsdata kan antas vara normalfördelad. Efter att ha undersökt data med ett Sk-test i STATA förkastas dock nollhypotesen att de parvisa differenserna i absolut/kvadrerat prognosfel är normalfördelade (se appendix tabell 12). Resultatet bör dock tolkas med försiktighet då sannolikheten att felaktigt förkasta nollhypotesen ökar när testet utförs på stora stickprov. Som komplement används därför ett histogram för att undersöka fördelningen (se appendix diagram 2). Även den grafiska illustrationen bekräftar att de parvisa differenserna i prognosfel inte kan antas vara normalfördelade, varför ett t-test inte anses vara lämpligt för denna studie.

4. Data

4.1 Urvalskriterier

Studiens urval har tagits fram baserat på följande urvalskriterier:

- Företaget har varit noterat på Stockholmsbörsen någon gång under perioden 2002-2012
- Företaget tillhör inte sektorn finansiella bolag (GICS 40)
- Data finns tillgängligt för samtliga variabler som krävs för studiens utförande
- Redovisningsdata finns tillgängligt i databasen Compustat för företaget minst tre år i följd
- Företaget redovisar inte negativt eget kapital
- Företagets årsredovisning finns upprättad i SEK
- Företagets räkenskapsår sammanfaller med kalenderåret

Under tidsperioden 2002-2005 har företag som har varit noterade på Stockholmsbörsens A- eller O-lista inkluderats i urvalet. Under perioden 2006-2012 inkluderas företag som har varit registrerade på antingen Small-, Mid- eller Large Cap. För att identifiera vilka bolag som har varit noterade på respektive lista har listordningar för börslistorna använts. Listordningarna har tillhandahållits av Swedish House of Finance.

Företagen har delats in i branscher enligt databasen Compustats branschklassificering, vilken baseras på den internationella standarden GICS (Global Industry Classification Standard). I likhet med tidigare studier utesluts den finansiella sektorn (GICS 40), det vill säga bank, försäkringsbolag och fastighetsbolag, från urvalet i syfte att uppnå ett mer homogent urval (Subramanyam, 1996; Peasnell, et al., 2000). Dessa företag har exkluderats eftersom deras finansiella rapporter och periodiseringsprocess skiljer sig från övriga bolags (Peasnell, et al., 2000). Ett homogent urval är önskvärt eftersom den normala nivån på nyckeltal, såsom ROE, kan tänkas variera mellan olika branscher (Skogsvik, 2002). Därutöver har branscher med mindre än 10 företag per år uteslutits eftersom färre observationer skulle medföra en alltför stor osäkerhet i de estimerade koefficienterna i Modified Jones modellen (Peasnell, et al., 2000; Kothari, et al., 2005; Chen, et al., 2010).

Studiens utförande förutsätter att data finns tillgängligt för samtliga variabler som krävs för att beräkna ROE och de diskretionära periodiseringarna. För att estimeras sambandet mellan ROE_t och ROE_{t+1} krävs dessutom data för minst tre år i följd för varje enskilt företag. Företag som

redovisar negativt eget kapital har uteslutits från urvalet (Penman, 1991; Fairfield, et al., 1996). Majoriteten av företagens årsredovisningar var upprättade i SEK, varför SEK valdes till studiens valuta. Företag med räkenskapsår som inte sammanfaller med kalenderåret har exkluderats, eftersom den insamlade informationen bör vara hänförlig till respektive undersökningsår.

4.2 Hantering av extremvärden

I denna studie bedöms ROE-värden som avviker mer än fem standardavvikelse från medelvärdet vara extrema (Skogsvik, 2002). Gränsvärdet för vad som utgör en extremobservation kan anses vara relativt frikostigt, men används eftersom avvikelser inom detta intervall bedöms vara en del av den naturliga variationen i ROE. Det vill säga, ROE-värden inom detta spann bedöms vara tillräckligt vanligt förekommande för att vara representativa för den population av företag som uppsatsen avser studera.

Totalt identifierades 6 extrema observationer. Före extremvärdesklassificeringen jämfördes data med årsredovisningarna för de företag som uppvisade extrema ROE. Det finns nämligen en risk att extremobservationer är ett resultat av felaktig inhämtning av data (Edlund, 1997). Några fel uppmärksammades dock inte och de 6 extremobservationerna exkluderades därför från urvalet.⁶ Exkluderingen gjordes för att undvika att företag som inte anses vara representativa för populationen får stort inflytande på de estimerade koefficienterna. Risken är att regressionsmodellens prognosförmåga försämrats om de estimerade koefficienterna domineras av ett fåtal extremobservationer. Då studiens urval kan anses vara relativt litet kan extremvärden få särskilt stort inflytande på resultatet (Skogsvik, 2002).

4.3 Slutgiltigt urval

Tabell 2 redovisar företagens fördelning per år och bransch efter att urvalskriterierna har tillämpats och extremvärden har exkluderats. Branscherna energi, material, dagligvaror, teleoperatörer och kraftförsörjning har uteslutits eftersom dessa branscher innehåller färre än 10 företag per år.

⁶ Utöver de 6 extremobservationerna exkluderades ytterligare 2 observationer för att tillfredsställa kravet om data minst tre år i följd.

Tabell 2: Antal företag per år och bransch

Bransch	År	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2002-2012
Energi (10)*		1	3	3	3	3	3	2	2	1	1	1	23
Material (15)*		13	14	14	10	10	9	11	11	11	11	10	124
Industrivaror och – tjänster (20)		51	53	56	57	59	57	59	60	54	46	46	598
Sällanköpsvaror och – tjänster (25)		17	18	18	18	18	20	20	19	19	17	17	201
Dagligvaror (30)*		5	6	6	6	7	6	5	5	4	2	3	55
Hälsovård (35)		17	20	22	22	20	22	21	21	18	12	12	207
Informationsteknik (45)		43	47	52	53	49	46	40	38	38	32	31	469
Teleoperatörer (50)*		3	3	3	3	2	2	3	4	4	4	4	35
Kraftförsörjning (55)*		1	1	1	1	1	1	1	1	2	2	2	14

* Branscher som har uteslutits till följd av att antal företag per år understiger 10. Siffrorna inom parentes är respektive branschs GICS-kod.

I tabell 3 redovisas antalet observationer som inte uppfyller urvalskriterierna. För tidsperioden 2002-2012 uppgick det ursprungliga urvalet till 2520 observationer. Ett bortfall om 1045 observationer resulterade i ett slutgiltigt urval om 1475 observationer ifrån 184 individuella företag.

Tabell 3: Bortfall

År 2002-2012	
Ursprungligt antal observationer	2520
Bank, försäkring- och fastighetsbolag	-445
Årsredovisning i annan valuta än SEK	-5
Brutet räkenskapsår	-136
Avsaknad av data	-110
Negativt eget kapital	-8
Data förekommer ej tre år i följd	-82
Branscher med färre än 10 företag	-251
Extremvärden	-8
Slutgiltigt antal observationer	1475
Antal individuella företag	184

5. Resultat

I detta avsnitt presenteras resultat från estimeringen av de diskretionära periodiseringarna och prognosmodellerna. Därefter redovisas de prognosfel som har beräknats och resultatet från Wilcoxon Signed Rank Test.

5.1 Deskriptiv statistik

I tabell 4 redovisas deskriptiv statistik för studiens huvudvariabler. De resultat som avser Modified Jones modellen är jämförbara med den deskriptiva statistik som Xie (2001) presenterade då han tillämpade Modified Jones modellen på amerikansk data. I likhet med tidigare studier som tillämpat Modified Jones modellen är medelvärdet på totala periodiseringar negativt, vilket kan hänföras till avskrivningar. Medelvärdet av de diskretionära periodiseringarna är nära noll (Subramanyam, 1996; Xie, 2001; Ronen och Yaari, 2008). Vad gäller ROE är medelvärdet 6,6 %, vilket är något lägre än det som har presenterats i liknande studier (Fairfield, et al., 1996; Skogsvik, 2002; Esplin, et al., 2014). De refererade studierna baseras dock på andra tidsperioder och endast Skogsvik (2002) använder svensk data.

Tabell 4: Deskriptiv statistik

Variabel	Medel	SD	Median	Min	Max	% Positiva
Årets resultat*	0,023	0,183	0,050	-1,262	1,312	74,05%
Operativt kassaflöde*	0,055	0,160	0,080	-1,088	1,199	78,93%
Totala periodiseringar*	-0,033	0,116	-0,032	-0,753	1,303	28,04%
Diskretionära periodiseringar*	-0,010	0,104	-0,009	-0,504	1,215	44,39%
Icke-diskretionära periodiseringar*	-0,022	0,061	-0,020	-0,334	1,059	22,87%
ROE	0,066	0,347	0,120	-2,959	1,949	74,05%

*Viktade med ingående balans på totala tillgångar. SD: standardavvikelse.

5.2 Estimering av Modified Jones modellen

Modified Jones modellen har estimerats per industri och år under perioden 2003-2011 (se appendix tabell 11). Enligt tidigare forskning förväntas koefficienten för skillnaden mellan förändring i nettoomsättning och förändring i kundfordringar vara positiv då Modified Jones modellen estimeras enligt tvärsnittsmetoden (Subramanyam, 1996; Ronen och Yaari, 2008). I denna studie är koefficienten positiv i 20 av de 36 regressionerna. Vad gäller koefficienten för bruttoanläggningstillgångar är den negativ i 32 av 36 regressioner, vilket är förenligt med tidigare forskning. Anledningen till att koefficienten förväntas vara negativ är att anläggningstillgångar är

relaterade till avskrivningar, som är en inkomstminskande periodisering (Jones, 1991; Subramanyam, 1996; Ronen och Yaari, 2008). Koefficienterna för samtliga variabler saknar i de flesta fall statistisk signifikans. Modellernas förklaringsvärde varierar kraftigt mellan såväl industri som år. Dock bör de rapporterade R^2 -värdena tolkas försiktigt, eftersom Modified Jones regressionen estimeras utan intercept (Peasnell, et al., 2000; Wooldridge, 2013).

5.3 Absoluta diskretionära periodiseringar på portföljnivå

Deskriptiv statistik över absoluta diskretionära periodiseringar, vilka ligger till grund för portföljindelningen, redovisas per portfölj i tabell 5.

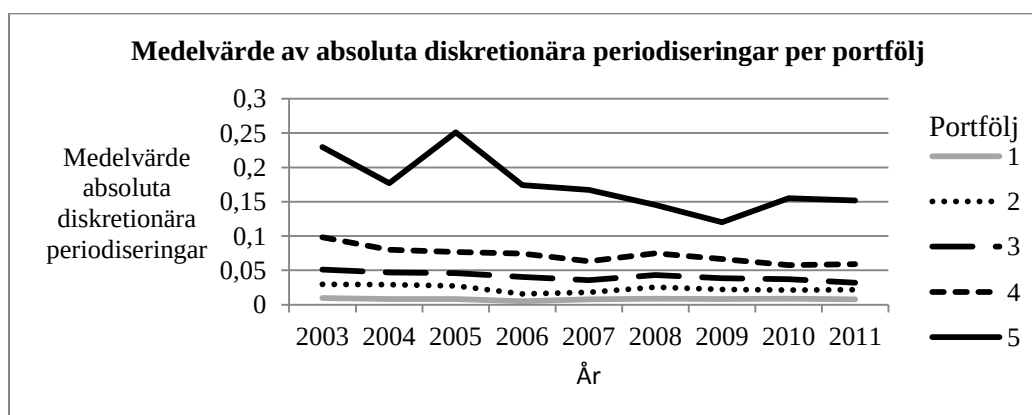
Tabell 5: Deskriptiv statistik över absoluta diskretionära periodiseringar

Variabel	Medel	SD	Median	Min	Max	% Positiva
Portfölj 1	0,008	0,005	0,008	0,000	0,018	47,75%
Portfölj 2	0,023	0,007	0,023	0,010	0,038	48,40%
Portfölj 3	0,041	0,009	0,041	0,024	0,064	42,15%
Portfölj 4	0,073	0,018	0,070	0,044	0,130	45,21%
Portfölj 5	0,176	0,120	0,138	0,071	1,215	40,54%

De absoluta diskretionära periodiseringarna är viktade med ingående balans på totala tillgångar. Portfölj 1 innehåller de företag som har lägst absoluta diskretionära periodiseringar och portfölj 5 de företag som har störst absoluta diskretionära periodiseringar. De rapporterade värdena för respektive portfölj baseras på data från tidsperioden 2003-2011. Notera att tabellen redovisar deskriptiv statistik för absoluta diskretionära periodiseringar, kolumn ”% Positiva” redovisar dock andelen positiva diskretionära periodiseringar i respektive portfölj om hänsyn tas till tecken.

Diagram 1 illustrerar hur medelvärdet av de absoluta diskretionära periodiseringarna varierar i de fem portföljerna under år 2003-2011. Portfölj 1, 2 och 3 uppvisar låga nivåer på de absoluta diskretionära periodiseringarna och skillnaden i medelvärde mellan de tre portföljerna är liten. Portfölj 5 avviker från de övriga portföljerna och har ett högre och mer volatilt medelvärde.

Diagram 1



5.4 Prognosmodeller

Tabell 6 visar antal observationer som ligger till grund för estimeringen av prognosmodellen. Vid granskning av portföljerna uppmärksammas att företagen hoppar mellan portföljerna, vilket innebär att respektive portföljmodell estimeras utifrån en variation av företag.

Tabell 6: Antal observationer som ligger till grund för estimering av prognosmodellen

År	2003-2007	2004-2008	2005-2009	2006-2010	2007-2011
Portfölj 1	136	139	130	126	116
Portfölj 2	138	139	129	125	115
Portfölj 3	135	138	129	128	118
Portfölj 4	138	139	129	125	115
Portfölj 5	136	139	130	126	116
Basmodellen	683	694	647	630	580

I tabell 7 redovisas resultatet från estimeringen av prognosmodellen, per portfölj och estimeringsperiod. Tabell 8 presenterar resultatet från estimeringen av basmodellen. Samtliga ROE-koefficienter är positiva och mindre än 1, vilket är förenligt med att ROE följer en mean reversion process. Under estimeringsperioderna 2006-2010 och 2007-2011 visar dock portfölj 2 vissa tecken på en martingale, eftersom koefficienten är nära 1. Det förekommer stor variation i koefficienternas storlek mellan såväl portföljer som estimeringsperioder. Värdet varierar inom intervallet 0,12 – 0,99. Vad gäller de individuella portföljerna uppvisar portfölj 2 genomgående högst koefficientvärde. Portfölj 1 och 5 har lägst värde på ROE-koefficienten, fränsett den femte estimeringsperioden.

De flesta av ROE-koefficienterna, för såväl basmodellen som portföljmodellerna, är statistiskt signifikanta på 1 % signifikansnivå. Dock saknar koefficienterna för portfölj 1 överlag statistisk signifikans. Standardfelen för de estimerade koefficienterna i portfölj 1 är förhållandevis höga,⁷ vilket tyder på att precisionen i estimaten är låg. Beträffande interceptet saknar det i majoriteten av de estimerade regressionerna statistiskt signifikans på de konventionella signifikansnivåerna. Samtliga regressionsmodellers förklaringsvärde varierar mellan 1 % och 63 % och medelvärdet på R^2 är 27 %.⁸

⁷ Under de fyra första estimeringsperioderna varierar portfölj 1:s robusta standardfel mellan 0,3639 - 0,4483. I den femte estimeringsperioden är portfölj 1:s robusta standardfel 0,0947. Medelvärdet av övriga portföljers robusta standardfel är under de fem estimeringsperioderna 0,1579.

⁸ Att jämföra R^2 -värden mellan basmodellen och individuella portföljmodeller kan vara missvisande på grund av att modellerna har estimerats på olika stora urval. Varje portföljmodell baseras på en femtedel av basmodellens urval. Att portfölj 2, 3 och 4 överlag har högre R^2 än basmodellen kan vara en konsekvens av mindre urval.

Tabell 7: PortföljmodellernaEstimering av följande prognosmodell: $ROE_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 ROE_t + u_{t+1}$

År 2003-2007						År 2004-2008					
	β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2		β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2
Portfölj 1	0,1415	0,020	0,1232	0,784	0,0120		0,1412	0,074	0,1935	0,656	0,0290
Portfölj 2	0,0399	0,202	0,7638	0,000	0,3951		0,0206	0,557	0,7372	0,000	0,3624
Portfölj 3	0,1041	0,042	0,5690	0,051	0,1667		0,0804	0,083	0,6711	0,003	0,3203
Portfölj 4	0,0414	0,252	0,5726	0,009	0,2758		0,0184	0,680	0,6576	0,014	0,3101
Portfölj 5	0,0706	0,060	0,2328	0,032	0,1101		0,0513	0,137	0,2472	0,017	0,1241

År 2005-2009						År 2006-2010					
	β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2		β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2
Portfölj 1	0,1158	0,142	0,1334	0,742	0,0124		0,0975	0,147	0,2785	0,446	0,0711
Portfölj 2	-0,0431	0,273	0,8856	0,000	0,4632		-0,0392	0,152	0,9937	0,000	0,6054
Portfölj 3	-0,0038	0,879	0,8706	0,000	0,5127		-0,0285	0,361	0,9043	0,000	0,4023
Portfölj 4	-0,0483	0,199	0,7857	0,000	0,3162		-0,0009	0,978	0,5588	0,000	0,2585
Portfölj 5	0,0320	0,367	0,2885	0,010	0,1708		0,0048	0,917	0,4065	0,016	0,1743

År 2007-2011					
	β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2
Portfölj 1	0,0196	0,455	0,6947	0,000	0,4128
Portfölj 2	-0,0347	0,212	0,9665	0,000	0,6301
Portfölj 3	-0,0226	0,407	0,7620	0,000	0,3688
Portfölj 4	-0,0089	0,774	0,4566	0,000	0,2318
Portfölj 5	0,0323	0,465	0,5336	0,010	0,2372

Tabell 8: BasmodellenEstimering av följande prognosmodell: $ROE_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 ROE_t + u_{t+1}$

År	β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2
2003 - 2007	0,0901	0,000	0,3648	0,000	0,1518
2004 - 2008	0,0788	0,000	0,3926	0,000	0,1762
2005 - 2009	0,0323	0,087	0,4425	0,000	0,1975
2006 - 2010	0,0223	0,364	0,5093	0,000	0,2281
2007 - 2011	0,0085	0,614	0,6109	0,000	0,3181

5.5 Prognosfel

Tabell 9 redovisar basmodellens och portföljmodellernas prognosfel för perioden 2008-2012. Sett till absolut prognosfel observeras inga större skillnader mellan basmodellen och portföljmodellerna. Medelvärde (medianen) av absolut prognosfel är 0,1678 (0,0942) för basmodellen och är något högre för portföljmodellerna 0,1691 (0,0998). Även beträffande prognosfel i kvadrat är det en liten skillnad mellan modellernas medelvärde och median.

Resultaten tyder dock på att portföljmodellerna ger något högre prognosfel och således att de inte har bättre prognosförmåga än basmodellen.

Tabell 9: Prognosfel

Basmodellen				Portföljmodellerna			
	Prognosfel	Absolut	Prognosfel		Prognosfel	Absolut	Prognosfel
		prognosfel	i kvadrat			prognosfel	i kvadrat
Medel	-0,0302	0,1678	0,0799	Medel	-0,0262	0,1691	0,0815
SD	0,2812	0,2276	0,3285	SD	0,2845	0,2301	0,3576
Median	0,0084	0,0942	0,0089	Median	0,0083	0,0998	0,0100
Min	-2,3927	0,0000	0,0000	Min	-2,5144	0,0000	0,0000
Max	1,1654	2,3927	5,7251	Max	1,2457	2,5144	6,3220

Resultaten från portföljmodellerna inkluderar prognosfelen från alla fem portföljer, dvs. det redovisade medelvärdet av prognosfelet är ett genomsnitt av prognosfelen för samtliga portföljer över de fem prognosåren.

5.6 Statistiskt test

Resultatet från Wilcoxon Signed Rank Test som har utförts på absolut- och kvadrerat prognosfel redovisas i tabell 10. Vid test av absolut prognosfel erhålls ett p-värde på 86,4 %. För prognosfel i kvadrat är p-värdet 85,3 %. Detta innebär att nollhypotesen att medianen av skillnaderna i prognosfel mellan basmodellen och portföljmodellerna är mindre än eller lika med noll, inte kan förkastas på en 5 % signifikansnivå. Detta gäller för såväl absolut prognosfel som för prognosfel i kvadrat.⁹

Tabell 10: Wilcoxon Signed Rank Test

Test av absolut prognosfel						Test av prognosfel i kvadrat					
Summa						Summa					
Tecken	Obs.	ranger	Förväntat			Tecken	Obs.	ranger	Förväntat		
Positiv	275	81 210	85 702,5	z	-1,098	Positiv	275	81 405	85 702,5	z	-1,051
Negativ	310	90 195	85 702,5	p-värde	0,864	Negativ	310	90 000	85 702,5	p-värde	0,853
Totalt	585	171 405	171 405			Totalt	585	171 405	171 405		

Testet utförs på skillnaderna i absolut prognosfel respektive prognosfel i kvadrat. Differenserna har beräknats genom att subtrahera portföljmodellens prognosfel från basmodellens prognosfel. En positiv differens innebär att portföljmodellen ger en bättre prognos än basmodellen. H_0 förkastas för $z_{\text{obs}} > 1,65$. STATA använder summa positiva ranger för att beräkna z_{obs} .

⁹ Ett t-test av skillnader i medelvärden för matchade par ger ett likvärdigt resultat. Eftersom skillnaderna i absolut respektive kvadrerat prognosfel inte kan antas vara normalfördelade är det icke-parametriska Wilcoxon Signed Rank Test mer lämpligt.

6. Analys

Vid prognos av ROE är det viktigt att känna till ROE:s tidsserieegenskaper och inledningsvis analyseras därför de tidsserieegenskaper som respektive prognosmodell uppvisar. Därefter diskuteras prognosfel och testresultat. Avslutningsvis problematiseras viktiga antaganden i en känslighetsanalys.

6.1 Analys av resultat

Resultatet från de estimerade prognosmodellerna visar att samtliga koefficienter är positiva men mindre än 1 och således att en mean reversion föreligger. Att ROE följer en mean reversion process är förenligt med resultat från tidigare forskning (se bl.a. Fairfield, et al., 1996; Skogsvik, 2002). Även om portfölj 2 uppvisar koefficientvärden som överensstämmer med en mean reversion process, finns dock tecken på en martingale i två av estimeringsperioderna. För att utreda om en martingale föreligger testas nollhypotesen att koefficienten är lika med 1. Resultatet från testet visar att nollhypotesen inte kan förkastas och därmed kan det inte uteslutas att ROE följer en martingale i de två fallen.

Resultaten från prognosmodellerna tyder på att tidsserieegenskaperna hos ROE skiljer sig åt för företag med olika storlek på de diskretionära periodiseringarna. Detta eftersom värdet på de estimerade ROE-koefficienterna inte bara skiljer sig åt mellan portföljerna, utan portföljernas koefficienter förhåller sig också storleksmässigt till varandra på ett likartat sätt över tid. Portfölj 2 har till exempel genomgående högst koefficientvärde, medan portfölj 1 i fyra av fem estimeringsperioder uppvisar lägst värde.

De låga värdena på ROE-koefficienten i portfölj 1 indikerar att mean reversion processen är påtaglig för de företag som har lägst diskretionära periodiseringar. Man bör dock vara försiktig med att därav dra slutsatsen att en stark mean reversion är en bra approximation för att prognostisera ROE_{t+1} för företag med minst diskretionära periodiseringar. Koefficienten i portfölj 1 saknar statistisk signifikans, har höga standardfel och prognosmodellen har låga förklaringsvärden i de estimeringsperioder då värdet på koefficienten är som lägst. Utöver detta uppvisar portfölj 2, som i likhet med portfölj 1 innehåller företag med låga diskretionära periodiseringar, helt andra tidsserieegenskaper. Istället för en påtaglig mean reversion finns för företagen i portfölj 2 tendenser till en martingale. Av detta följer att det är svårt att dra en generell

slutsats om sambandet mellan ROE_t och ROE_{t+1} för företag med låga diskretionära periodiseringar.

I likhet med portfölj 1 har portfölj 5 genomgående ett lågt värde på ROE-koefficienten. En möjlig förklaring till att företag med stora diskretionära periodiseringar har ett lågt koefficientvärde återfinns inom forskning om earnings persistence (Xie, 2001). Xie (2001) visar att diskretionära periodiseringar gör årets resultat mindre bestående och därmed mindre representativt för nästkommande års resultat. Applicerat på ROE skulle detta innebära att årets ROE inte är en särskilt bra approximation för nästa års ROE för företag som har en stor andel diskretionära periodiseringar. Ett lågt koefficientvärde är att förvänta eftersom det innebär att innevarande års ROE inte är särskilt informativt för nästkommande års ROE.

Sammantaget är det dock svårt att dra någon generell slutsats om sambandet mellan storleken på de diskretionära periodiseringarna och tidsserieegenskaperna hos ROE.

Vad gäller basmodellens respektive portföljmodellernas prognosförmåga, visar resultatet att portföljmodellerna ger något högre prognosfel. Detta tyder på att en prognosmodell som beaktar storleken på de diskretionära periodiseringarna inte ger mer precisa prognoser. Detta bekräftas av att skillnaden i prognosfel mellan modellerna inte är signifikant större än 0. Sett över alla portföljmodeller ökar således inte förmågan att prognostisera ROE då information om storleken på företagens diskretionära periodiseringar tillförs prognosmodellen. Utifrån resultaten i denna studie kan inte diskretionära periodiseringar anses bidra med värdefull information för att prognostisera ROE.

6.2 Känslighetsanalys¹⁰

Av studiens resultat framgår att förmågan att prognostisera ROE inte förbättras då man beaktar storleken på de diskretionära periodiseringarna. Att nollhypotesen inte kan förkastas kan vara ett resultat av de antaganden och val som ligger till grund för studiens utförande. För att utreda huruvida resultatet är känsligt för förändringar i viktiga antaganden utförs känslighetsanalyser. Följande områden kommer att problematiseras: portföljindelning, hantering av extremvärden, individuella portföljmodellers prognosförmåga och urvalsstorleken för basmodellen.

¹⁰ Känslighetsanalysen utgår ifrån studiens huvudmetod och de enskilda momenten i känslighetsanalysen genomförs separat.

6.2.1 Portföljindelning med hänsyn till tecknet på de diskretionära periodiseringarna

Enligt studiens huvudmetod har företag delats in i portföljer utifrån absolutvärdet på de diskretionära periodiseringarna. Denna indelning bygger på antagandet att företag med olika storlek på de diskretionära periodiseringarna uppvisar olika trender i ROE. Det kan dock inte uteslutas att trenden i ROE skiljer sig åt för företag som gör positiva och negativa diskretionära periodiseringar. Om så är fallet hade en portföljindelning som inte bara tar hänsyn till storleken, utan också tecknet på de diskretionära periodiseringarna, varit att föredra. För att utreda huruvida prognosmodellens ROE-koefficient är känslig för vald portföljindelning, görs en alternativ portföljindelning med hänsyn till tecknet. Den nya indelningen innebär att portfölj 1 består av de företag som gör de allra största negativa diskretionära periodiseringarna och portfölj 5 av de företag som gör de största positiva. Nya prognosmodeller estimeras utifrån denna indelning och resultatet redovisas i appendix (se tabell 13).

Den nya portföljindelningen resulterar i att företagen grupperas om och att varje portfölj består av en ny kombination företag. Därför är värdena på de nya koefficienterna inte direkt jämförbara med de koefficienter som har skattats enligt huvudmetoden. Att utifrån ROE-koefficienternas värden dra några slutsatser om vilken inverkan den nya portföljindelningen har på prognosmodellerna är därför svårt. Från resultaten kan man dock utläsa att den nya portföljindelningen inte hade någon större inverkan på prognosmodellernas förklaringsvärde (R^2) och koefficienternas signifikans. Slutsatsen blir att den nya portföljindelningen inte ger prognosmodeller som bättre kan förklara sambandet mellan årets ROE och nästkommande års ROE. Valet att använda en absolutvärdesbaserad istället för en teckenbaserad portföljindelning kan därför inte förväntas vara av avgörande betydelse för studiens resultat. Denna slutsats baseras dock endast på en jämförelse av prognosmodellernas egenskaper och inte på de prognosfel som respektive portföljindelning ger upphov till. Att den nya portföljindelningen skulle ha genererat bättre prognoser kan därför inte helt uteslutas.

6.2.2 Hantering av extremvärden

Extremvärden kan ha ett stort inflytande på estimerade samband. Om de extrema observationerna inte anses vara representativa för den studerade populationen bör man överväga hur man ska hantera dem. Tidigare prognosstudier har hanterat extrema ROE-värden genom att exkludera eller justera dem (Fairfield, et al., 1996; Skogsvik, 2002; Fairfield, et al., 2009).

Tillvägagångssättet i denna studie var inledningsvis att justera extrema värden av ROE. Företag med ett ROE som avvek mer än fem standardavvikelser ifrån urvalets medelvärde tilldelades ett ROE-värde som motsvarade medelvärdet plus/minus fem standardavvikelser. Prognosmodellerna som skattades enligt detta tillvägagångssätt återfinns i appendix (se tabell 16).

När prognosmodellerna estimerades utifrån data som innehöll justerade extremvärden översteg värdet på ROE-koefficienten 1 i tre av modellerna. Eftersom ROE-koefficienten enligt teori och tidigare forskning förväntas variera mellan 0 och 1 gjordes en närmare granskning av data för att identifiera potentiella förklaringar. Granskningen visade att det förekom enstaka företag med stora förändringar i ROE från ett år till ett annat. Med hjälp av ett Cook's D test identifierades två observationer som hade särskilt stort inflytande på koefficienterna i de avvikande prognosmodellerna. En av de två inflytelserika observationerna var en tidigare extremobservation vars värde hade justerats. Att justerade observationer fortfarande betedde sig som extremvärden tyder på att justeringen inte lyckades eliminera observationernas extrema karaktär.¹¹ Justeringen innebar att den verkliga trenden i ROE förvrängdes för de företag som tilldelas nya, mindre extrema värden. För ett företag resulterade till exempel korrigeringen i att en martingale skapades. Mot bakgrund av att denna studie avser att undersöka trenden i ROE och att justeringen inte lyckades lösa den problematik som råder kring extremvärden, gjordes istället valet att exkludera extrema ROE-värden.¹²

Sättet att hantera extremvärden hade inverkan på prognosmodellernas koefficienter (jämför huvudmetodens koefficienter tabell 7). Eftersom prognosmodellerna ligger till grund för beräkning av prognosfel kan sättet att behandla extremvärden förväntas påverka studiens slutsatser. De extremvärden som identifierades bedöms inte vara representativa för den studerade populationen. Mot bakgrund av att exkluderingen endast resulterade i ett bortfall om 8 observationer samt att ett så litet antal observationer hade en så pass stor inverkan på värdet på de

¹¹ Extremobservationer som är mycket extrema i förhållande till resten av urvalet kan skapa höga gränsvärden. När extremvärden sedan justeras till dessa gränsvärden avviker de fortfarande markant ifrån övriga observationer (Skogsvik, 2002).

¹² Viktigt att notera är att de observationer som gav upphov till de avvikande koefficienterna inte systematiskt exkluderades, utan endast de observationer som enligt studien klassificerades som extremvärden uteslöts. Exkluderingen resulterade i att en av de två inflytelserika observationerna raderades.

estimerade ROE-koefficienterna, bedöms valet att exkludera extremobservationerna vara motiverat.

6.2.3 Individuella portföljers prognosförmåga

Enligt studiens resultat kan inte nollhypotesen, att portföljmodellerna inte ger ett lägre prognosfel än basmodellen, förkastas. Resultatet baseras på en jämförelse mellan basmodellens prognosfel och det sammantagna prognosfelet för alla portföljmodeller. Det är dock möjligt att enstaka portföljers prognosmodeller har bättre prognosförmåga än basmodellen. Huruvida det är värdefullt att ta hänsyn till de diskretionära periodiseringarna vid prognos av ROE kan alltså tänkas bero på hur stora diskretionära periodiseringar ett företag gör. För att utreda om så är fallet har prognosfel beräknats per portfölj (se appendix tabell 14).

För såväl portfölj 2 som portfölj 3 ger portföljmodellerna ett lägre prognosfel än basmodellen. Detta indikerar att det är värdefullt att beakta storleken på de diskretionära periodiseringarna när man prognostiserar ROE för företag som har medelstora diskretionära periodiseringar. Beträffande portfölj 1 verkar det inte föreligga några större skillnader i prognosfel mellan basmodellen och portföljmodellen. För portfölj 4 och portfölj 5 är skillnaden i prognosfel mer framträdande och oavsett hur prognosfelet beräknas ger portföljmodellerna sämre prognoser. Detta tyder på att det inte är bättre att använda en anpassad prognosmodell när man prognostiserar ROE för företag som gör stora diskretionära periodiseringar.

Då skillnaden i prognosfel mellan respektive portföljmodell och basmodellen undersöks statistiskt kan inte nollhypotesen, att skillnaden i prognosfel är mindre än eller lika med noll, förkastas på 5 % signifikansnivå för någon av portföljerna (se appendix tabell 15).¹³ Känslighetsanalysen visar således att ingen av de individuella portföljernas prognosmodeller uppvisar bättre prognosförmåga än basmodellen. Detta stödjer att en prognosmodell som beaktar storleken på de diskretionära periodiseringarna inte ger bättre prognoser än en modell som inte gör det. Studiens slutsats blir således densamma oavsett om basmodellen och portföljmodellerna jämförs på portföljnivå eller aggregerad nivå.

¹³ Om en 10 % signifikansnivå istället tillämpas kan nollhypotesen förkastas för portfölj 2.

6.2.4 Basmodellen baserat på ett slumpmässigt urval

Att jämföra basmodellen, som estimeras på hela urvalet, med portföljmodellerna, som endast baseras på en femtedel av det totala urvalet, kan vara missvisande (Xie, 2001). Risken är att basmodellen ger bättre prognoser än portföljmodellerna på grund av att ett större urval har resulterat i mer precisa estimat och således en bättre skattad modell. Om så är fallet, kan portföljmodellernas eventuella fördel av att vara skraddarsydda efter storleken på företagens diskretionära periodiseringar komma att bli försumbar. För att utreda om studiens resultat är känsligt för att prognosmodellerna har baserats på olika stora urval, estimeras basmodellen på nytt utifrån en urvalsstorlek som motsvarar de individuella portföljmodellernas.¹⁴

Studiens urvalskriterier anses har skapat ett tillräckligt homogent urval för att en basmodell som estimeras på ett slumpmässigt urval ska kunna appliceras på hela urvalet. Till skillnad från studiens huvudmetod är det inte längre garanterat att ett företag har bidragit med information till de koefficienter som används för att prognostisera företagets ROE_{t+1} . Jämförbarheten med portföljmodellerna kan dock anses ha ökat. Ett företags portföljtillhörighet kan variera över tid och det är därför inte garanterat att företaget har bidragit med information till den portföljmodell som används för att prognostisera företagets ROE_{t+1} .

När ett slumpmässigt urval ligger till grund för estimeringen av basmodellen är spridningen i de estimerade ROE-koefficienterna större och koefficienterna uppvisar i några av estimeringsperioderna sämre signifikans (se appendix tabell 18). Nollhypotesen, att skillnaden i prognosfel mellan den nya basmodellen och portföljmodellerna är mindre än eller lika med noll, förkastas på en 5 % signifikansnivå både för absolut prognosfel och prognosfel i kvadrat (se appendix tabell 19 och tabell 20). Givet att de estimerade koefficienterna bygger på samma antal observationer har således en prognosmodell som beaktar storleken på de diskretionära periodiseringarna bättre prognosförmåga än en prognosmodell som inte gör det. Att detta resultat skiljer sig åt från huvudmetodens tyder på att modellens prognosförmåga påverkas av urvalsstorlek. För att utreda vilken betydelse slumpen har haft för den nya basmodellens

¹⁴ För varje estimeringsperiod genereras ett slumpmässigt urval som innehåller lika många observationer som en portföljmodell i genomsnitt innehåller under samma tidsperiod. Ett liknande förfarande har använts av Xie (2001) för att öka jämförbarheten mellan olika stora urval. De nya koefficienterna appliceras på samtliga företag i det totala urvalet. De prognosfel som den nya basmodellen ger jämförs därefter med portföljmodellernas sammantagna prognosfel, som beräknades i huvudmetoden. En översikt över hur det slumpmässiga urvalet är fördelat per portfölj och estimeringsperiod återfinns i appendix (se tabell 17).

prognosförmåga kan samma process upprepas med nya slumpmässiga urval. På så sätt kan man undersöka hur representativt det slumpmässiga urvalet var för det totala urvalet.

6.2.5 Sammanfattning av resultat från känslighetsanalysen

Av känslighetsanalysen framgår att studiens resultat är känsligt för hur extremvärden hanteras och vilken urvalsstorlek som ligger till grund för prognosmodellerna. Däremot bedöms varken sättet att dela in företag i portföljer eller valet att undersöka portföljmodellernas sammantagna prognosfel ha haft en avgörande betydelse för studiens resultat.

7. Slutsatser och slutdiskussion

7.1 Slutsatser

Studiens syfte var att undersöka huruvida earnings management, mätt i termer av diskretionära periodiseringar, påverkar förmågan att prognostisera nästa års ROE. Resultatet visar att en prognosmodell som beaktar storleken på de diskretionära periodiseringarna inte har bättre prognosförmåga än en prognosmodell som inte tar diskretionära periodiseringar i beaktande. Oberoende av vilken nivå av diskretionära periodiseringar ett företag gör, har det inte visat sig vara värdefullt att ta hänsyn till storleken på de diskretionära periodiseringarna. Ingen av de enskilda portföljmodellerna har signifikant bättre prognosförmåga än basmodellen. Känslighetsanalysen indikerar dock att olika urvalsstorlekar kan ha haft en inverkan på studiens resultat. Sammantaget visar denna studie att storleken på de diskretionära periodiseringarna inte bidrar med information som är av betydelse för prognostisering av ROE. Svaret på studiens frågeställning är således att möjligheten att prognostisera ROE inte förbättras då hänsyn tas till earnings management.

7.2 Validitet

Studiens validitet påverkar möjligheten att dra tillförlitliga slutsatser om huruvida de diskretionära periodiseringarna bidrar med värdefull information vid prognostisering av ROE. En grundläggande förutsättning är att Modified Jones modellen skattar de diskretionära periodiseringarna med tillfredsställande precision. Modified Jones modellen är en väletablerad modell inom earnings management forskning och anses estimerar diskretionära periodiseringar med förhållandevis hög tillförlitlighet. Modellen har dock fått kritik för att felaktigt klassificera

icke-diskretionära periodiseringar som inte är en del av företagets normala verksamhet som diskretionära (Subramanyam, 1996; Xie, 2001). Om det råder en stor osäkerhet i de uppmätta diskretionära periodiseringarna, råder det i sin tur osäkerhet i studiens resultat. I denna studie saknar dessutom de estimerade koefficienterna i Modified Jones regressionerna i de flesta fall statistisk signifikans, vilket tyder på låg precision i modellen. Sammantaget kan tillförlitligheten i de diskretionära periodiseringarna ifrågasättas.

Huruvida de individuella portföljerna över tid faktiskt representerar en viss nivå av diskretionära periodiseringar påverkar också studiens validitet. Varje år har företagen delats in i fem portföljer med lika antal företag. Vilken portfölj ett företag hamnar i beror således på hur storleken på företagets diskretionära periodiseringar förhåller sig till storleken på de övriga företagens diskretionära periodiseringar under det aktuella året. Om företagens nivå av diskretionära periodiseringar varierar mycket mellan åren kan periodiseringar som anses vara stora ett år, klassificeras som små ett annat. Vad som anses vara stort/litet är nämligen beroende av nivån hos resterande företag. Syftet med portföljindelningen är att separera företag med olika stora diskretionära periodiseringar för att se huruvida det påverkar förmågan att prognostisera ROE. Om samma portfölj representerar olika nivåer av diskretionära periodiseringar under den studerade perioden minskar möjligheten att undersöka detta. Diagram 3 visar att hur stora diskretionära periodiseringar företagen gör inte skiljer sig avsevärt åt mellan åren (se appendix). De individuella portföljerna bör därför representera ungefär samma nivå av diskretionära periodiseringar under undersökningsperioden och portföljerna bedöms således vara jämförbara mellan åren. Portföljindelningens relativa karaktär bör därmed inte vara av avgörande betydelse för validiteten i studiens resultat.

Studiens analys bygger på antagandet att storleken på de diskretionära periodiseringarna är det enda som skiljer företag inom olika portföljer åt. Portföljindelningen får alltså inte ha resulterat i att företag med andra egenskaper som påverkar trenden i ROE systematiskt har hamnat i samma portfölj. Om så är fallet kan man dra felaktiga slutsatser om sambandet mellan storleken på de diskretionära periodiseringarna och ROE:s tidsserieegenskaper.

Mot bakgrund av de problem som kan förekomma avseende validiteten, bör studiens slutsatser tolkas inom ramen för de operationaliseringar och metoder som studien bygger på.

7.3 Reliabilitet

Studiens reliabilitet kan anses vara förhållandevis hög. Potentiella felkällor är kvaliteten i databasen Compustat och tillförlitligheten i de listor som har använts för att identifiera vilka företag som var börsnoterade under undersökningsperioden. För att säkerställa att databasen Compustat är av tillräckligt god kvalitet jämfördes erhållen data med årsredovisningarna för ett slumpmässigt urval av företag. Granskningen visade att det förekom vissa felaktigheter i datamängden, men avvikelserna var få. Börslistorna som har tillhandahållits av Swedish House of Finance bygger på publicerade listordningar. Givet att data har inmatats på ett korrekt sätt, bör listorna täcka de företag som var registrerade på Stockholmsbörsen under studiens tidsperiod. Viss data har hanterats manuellt. Därigenom finns risk att fel har uppkommit även om beräkningar och inmatningar har kontrollerats. De felkällor som har identifierats ovan bör sammanfattningsvis inte ha riskerat studiens reliabilitet.

Studiens replikerbarhet bedöms överlag vara god. Studien bygger på metoder som har använts inom tidigare forskning och studiens metod och antaganden har beskrivits utförligt i metodavsnittet.

7.4 Generaliserbarhet

Generaliserbarheten i studiens resultat är begränsad både vad gäller andra tidsperioder och populationer av företag. Förändringar i omgivningen, såsom ändrade redovisningsprinciper och konjunkturfuktuationer, kan tänkas påverka de estimerade prognosmodellerna. Studiens resultat kan därför inte tillämpas på andra tidsperioder än den studerade. Resultatet är inte heller direkt applicerbart på företag i andra länder eftersom faktorer som exempelvis redovisningsstandarder skiljer sig åt mellan länder. Möjligheten att generalisera studiens resultat till andra kategorier av svenska företag, såsom onoterade bolag och företag inom andra branscher, är också begränsad.

7.5 Slutdiskussion och förslag till framtida forskning

Forskning inom earnings persistence har visat att diskretionära periodiseringar innehåller information om företagets framtida lönsamhet. Även om detta forskningsområde inte explicit gäller prognos av ROE ger det indikationer om att det kan vara värdefullt att beakta diskretionära periodiseringar också vid prognos av ROE. I denna studie dras dock slutsatsen att möjligheten att prognostisera ROE inte förbättras då man tar hänsyn till earnings management, operationaliserat

som storleken på de diskretionära periodiseringarna. Känslighetsanalysen indikerar dock att denna slutsats inte gäller när prognosmodellerna baseras på samma urvalsstorlek, vilket tyder på att det finns en viss osäkerhet i studiens slutsats. Det visar också att resultatet är känsligt för vald metod och lämnar utrymme för vidare forskning.

En potentiell svaghet med studien är att skillnaderna mellan portföljerna inte är tillräckligt stora och prognosmodellerna därför inte kan anses vara anpassade efter specifika nivåer av earnings management. Valet av såväl antal portföljer som användandet av en relativ portföljindelning utgör således områden för potentiell förbättring. Portföljerna bör i större utsträckning anpassas efter fördelningen av de diskretionära periodiseringarna så att skillnaderna mellan portföljerna blir så stora som möjligt och att portföljerna tydligt representerar olika nivåer av earnings management. För att uppnå detta kan antalet portföljer behöva anpassas. Fasta gränsvärden kan också bidra till en bättre kontroll över vilken nivå av diskretionära periodiseringar som varje portfölj representerar. Det skulle vara intressant att i en framtida studie undersöka om detta får någon inverkan på resultatet.

Ett annat alternativ är att frångå portföljindelningen helt. En möjlighet är att tillämpa en regressionsmodell som delar upp ROE_t i två komponenter: en komponent som motsvarar det icke-diskretionära resultatet och en komponent som utgörs av diskretionära periodiseringar. Förhoppningen är att på så sätt kunna undersöka sambandet mellan årets diskretionära periodiseringar och nästa års ROE närmare. Därigenom kan problematiken med olika urvalsstorlekar undvikas. Förfarandet är inspirerat av Fairfield, et al. (1996) som undersöker om förmågan att prognostisera ROE förbättras då nyckeltalet delas upp i flera resultatkomponenter.

Studiens slutsats är att information om företagets earnings management inte är av avgörande betydelse för att prognostisera ROE. Trots att det finns utrymme för metodmässiga förbättringar och att dessa skulle kunna ha en inverkan på resultatet, talar studiens resultat för att det inte är lönsamt att beakta earnings management vid prognos av ROE. Det merarbete som beräkning av diskretionära periodiseringar innebär är alltför omfattande.

8. Referenser

- Andersson, M. & Palmqvist, S., 2013. *Riksbankens prognoser står sig väl*. [pdf] Sveriges Riksbank. Tillgänglig: http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/Ekonomiska_kommentarer/2013/rap_ek_kom_nr03_130523_sve.pdf Hämtad den 24 april 2014.
- Beaver, W.H., 1970. The Time Series Behavior of Earnings. *Journal of Accounting Research*, 8(3), pp. 62-99.
- Beaver, W.H., Kennelly, J.W. & Voss, W.M., 1968. Predictive Ability as a Criterion for the Evaluation of Accounting Data. *Accounting Review*, 43(4), pp. 675-683.
- Canarella, G., Miller, S.M. & Nourayi, M.M., 2013. Firm profitability: Mean-reverting or Random-walk Behavior? *Journal of Economics & Business*, 66, pp. 76-97.
- Chen, H., Tang, Q., Jiang, Y. & Lin, Z., 2010. The Role of International Financial Reporting Standards in Accounting Quality: Evidence from the European Union. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 21(3), pp. 220-278.
- Dechow, P., Ge, W. & Schrand, C., 2010. Understanding Earnings Quality: A Review of the Proxies, Their Determinants and Their Consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), pp. 344-401.
- Dechow, P.M. & Dichev, I.D., 2002. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *Accounting Review*, 77(Supplement: Quality of Earnings Conference), pp. 35-59.
- Dechow, P.M., Sloan, R.G. & Sweeney, A.P., 1995. Detecting Earnings Management. *Accounting Review*, 70(2), pp. 193-225.
- Edlund, P., 1997. *SPSS för Windows 95: Multipel regressionsanalys: [version 7.5]*. Lund: Studentlitteratur.
- Esplin, A., Hewitt, M., Plumlee, M. & Yohn, T., 2014. Disaggregating Operating and Financial Activities: Implications for Forecasts of Profitability. *Review of Accounting Studies*, 19(1), pp. 328-362.
- Fairfield, P.M., Ramnath, S. & Yohn, T.L., 2009. Do Industry-level Analyses Improve Forecasts of Financial Performance. *Journal of Accounting Research*, 47(1), pp. 147-178.
- Fairfield, P.M., Sweeney, R.J. & Yohn, T.L., 1996. Accounting Classification and the Predictive Content of Earnings. *Accounting Review*, 71(3), pp. 337-355.
- Fama, E.F. & French, K.R., 2000. Forecasting Profitability and Earnings. *Journal of Business*, 73(2), pp. 161-175.

- Foster, G., 1986. *Financial Statement Analysis*. 2nd ed. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P. & Schipper, K., 2005. The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting & Economics*, 39(2), pp. 295-327.
- Freeman, R., Ohlson, J. & Penman, S., 1982. Book Rate-of-Return and Prediction of Earnings Changes: An Empirical Investigation. *Journal of Accounting Research*, 20(2), pp. 639-653.
- Healy, P.M., 1985. The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions. *Journal of Accounting & Economics*, 7(1), pp. 85-107.
- Healy, P.M. & Wahlen, J.M., 1999. A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting. *Accounting Horizons*, 13(4), pp. 365-383.
- Hribar, P. & Collins, D.W., 2002. Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research. *Journal of Accounting Research*, 40(1), pp. 105-134.
- International Accounting Standards Board, 2010. *Conceptual Framework for Financial Reporting 2010*. [pdf] London: IFRS Foundation. Tillgänglig: <http://www.ifrs.org/News/Press-Releases/Documents/ConceptualFW2010vb.pdf> Hämtad den 20 april 2014.
- Jobber, D., 2009. *Principles and Practice of Marketing*. 6th ed. London: McGraw-Hill Higher Education.
- Jones, J.J., 1991. Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), pp. 193-228.
- Kallunki, J. & Martikainen, M., 2003. Earnings Management as a Predictor of Future Profitability of Finnish Firms. *European Accounting Review*, 12(2), pp. 311-325.
- Kepsu, M., 2012. *Earnings Management in the Process of Preparing Corporate Financial Reports*. Turku: Turku School of Economics.
- Kothari, S.P., Leone, A.J. & Wasley, C.E., 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting & Economics*, 39(1), pp. 163-197.
- Newbold, P., Carlson, W.L. & Thorne, B., 2010. *Statistics for Business and Economics*. 7th ed. Upper Saddle River, N.J.: Pearson.
- Nissim, D. & Penman, S.H., 2001. Ratio Analysis and Equity Valuation: From Research to Practice. *Review of Accounting Studies*, 6(1), pp. 109-154.
- Peasnell, K.V., Pope, P.F. & Young, S., 2000. Detecting Earnings Management Using Cross-sectional Abnormal Accruals Models. *Accounting & Business Research*, 30(4), pp. 313-326.

- Penman, S.H., 1991. An Evaluation of Accounting Rate-of-return. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 6(2), pp. 233-255.
- Penman, S.H., 2012. *Financial Statement Analysis and Security Valuation*. 5th ed. New York; London: McGraw-Hill Higher Education; McGraw-Hill distributor.
- Ronen, J. & Yaari, V., 2008. *Earnings Management: Emerging Insights in Theory, Practice, and Research*. New York: Springer.
- Runsten, M., 1998. *The Association between Accounting Information and Stock Prices: Model Development and Empirical Tests Based on Swedish Data*. Akademisk Avhandling. Stockholm School of Economics. Stockholm: EFI.
- Skogsvik, S., 2002. *Redovisningsmått, värder relevans och informationseffektivitet*. Akademisk Avhandling. Stockholm School of Economics. Stockholm: EFI.
- Skogsvik, S., 2008. Financial Statement Information, the Prediction of Book Return on Owners' Equity and Market Efficiency: The Swedish Case. *Journal of Business Finance & Accounting*, 35(7), pp. 795-817.
- Sloan, R.G., 1996. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings? *Accounting Review*, 71(3), pp. 289-315.
- Subramanyam, K.R., 1996. The Pricing of Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 22(1-3), pp. 249-281.
- Sveriges finansanalytikers förening, 2013. *Finansanalytikernas rekommendationer*. Stockholm: Sveriges finansanalytikers service.
- Swedish House of Finance, (opublicerat material) *Listordningar*. [Excel] Stockholm: Stockholm School of Economics och the Institute for Financial Research.
- Tucker, J.W. & Zarowin, P.A., 2006. Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness? *Accounting Review*, 81(1), pp. 251-270.
- White, G.I., Sondhi A.C. & Fried, D., 2003. *The Analysis and Use of Financial Statements*. 3rd ed. New Jersey: John Wiley & Sons Inc.
- Wooldridge, J.M., 2013. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 5th International ed. Florence: South-Western, Cengage Learning.
- Xie, H., 2001. The Mispricing of Abnormal Accruals. *Accounting Review*, 76(3), pp. 357-373.

9. Appendix

Tabell 11: Modified Jones Modellen

Industrivaror och tjänster (GICS 20)						
	2003		2004		2005	
	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde
$(1/A_{i,t-1})$	-2,5393	0,603	-1,2806	0,743	3,2978	0,246
$[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}]$	0,0385	0,561	-0,0204	0,507	0,1217	0,017
$(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$	-0,0803	0,000	-0,0559	0,000	-0,0315	0,024
R^2	0,4731		0,4531		0,1754	

	2006		2007		2008	
	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde
$(1/A_{i,t-1})$	-2,5040	0,341	-7,4137	0,000	18,4772	0,000
$[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}]$	0,0143	0,793	0,0814	0,012	-0,0107	0,805
$(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$	-0,0330	0,091	-0,0234	0,173	-0,0812	0,000
R^2	0,1123		0,2887		0,6493	

	2009		2010		2011	
	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde
$(1/A_{i,t-1})$	2,3502	0,285	11,3249	0,001	23,3009	0,000
$[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}]$	0,0019	0,948	-0,0083	0,778	-0,0002	0,996
$(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$	-0,1344	0,00	-0,0550	0,001	-0,0738	0,000
R^2	0,5616		0,2892		0,4829	

Sällanköpsvaror och tjänster (GICS 25)						
	2003		2004		2005	
	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde
$(1/A_{i,t-1})$	-4,0577	0,582	60,3372	0,000	9,4572	0,508
$[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}]$	-0,0482	0,596	-0,1255	0,102	0,0137	0,293
$(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$	-0,1308	0,025	-0,2103	0,001	-0,0393	0,519
R^2	0,4294		0,8905		0,0954	

	2006		2007		2008	
	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde
$(1/A_{i,t-1})$	7,8471	0,317	10,6913	0,300	1,9333	0,891
$[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}]$	0,0640	0,444	-0,0531	0,014	-0,0682	0,349
$(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$	-0,1081	0,022	-0,0152	0,689	-0,1023	0,113
R^2	0,3315		0,4314		0,2813	

	2009		2010		2011	
	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde
$(1/A_{i,t-1})$	-11,1029	0,464	-12,9562	0,190	-5,1642	0,741
$[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}]$	-0,0376	0,423	0,1346	0,201	-0,0005	0,995
$(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$	-0,1823	0,006	-0,0501	0,460	-0,0092	0,899
R^2	0,6149		0,2464		0,0136	

Hälsovård (GICS 35)

	2003		2004		2005	
	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde
$(1/A_{i,t-1})$	-6,3877	0,754	-1,2918	0,633	-4,2196	0,381
$[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}]$	0,0946	0,902	0,0164	0,896	0,1446	0,065
$(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$	0,1372	0,516	-0,0769	0,139	-0,0231	0,669
R^2	0,0431		0,1680		0,1929	

	2006		2007		2008	
	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde
$(1/A_{i,t-1})$	0,9372	0,874	0,6294	0,897	-3,6928	0,280
$[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}]$	0,0854	0,455	0,0230	0,808	0,2698	0,017
$(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$	-0,1217	0,275	0,0071	0,926	-0,0786	0,067
R^2	0,1248		0,0088		0,3645	

	2009		2010		2011	
	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde
$(1/A_{i,t-1})$	-7,3454	0,089	-7,3724	0,099	-16,6351	0,391
$[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}]$	0,0871	0,546	-0,0425	0,902	0,1416	0,424
$(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$	0,0258	0,666	-0,1133	0,183	-0,0274	0,851
R^2	0,1580		0,4196		0,1740	

Informationsteknik (GICS 45)

	2003		2004		2005	
	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde
$(1/A_{i,t-1})$	-2,8148	0,288	-0,3054	0,897	4,7716	0,164
$[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}]$	0,0181	0,803	-0,1313	0,066	0,0356	0,648
$(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$	-0,2502	0,003	0,1498	0,096	-0,0890	0,471
R^2	0,3417		0,0921		0,0490	

	2006		2007		2008	
	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde
$(1/A_{i,t-1})$	2,5727	0,315	-2,1104	0,485	-2,0212	0,612
$[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}]$	-0,0851	0,059	0,1573	0,002	-0,1859	0,004
$(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$	-0,0292	0,745	-0,1633	0,271	-0,0971	0,529
R^2	0,0882		0,2285		0,2644	

	2009		2010		2011	
	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde	Koefficient	p-värde
$(1/A_{i,t-1})$	-0,7021	0,761	-4,8918	0,243	3,5351	0,253
$[(\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1}]$	-0,0876	0,134	0,1870	0,089	-0,0306	0,667
$(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})$	-0,5787	0,000	-0,2063	0,225	-0,2205	0,189
R^2	0,5098		0,2339		0,0979	

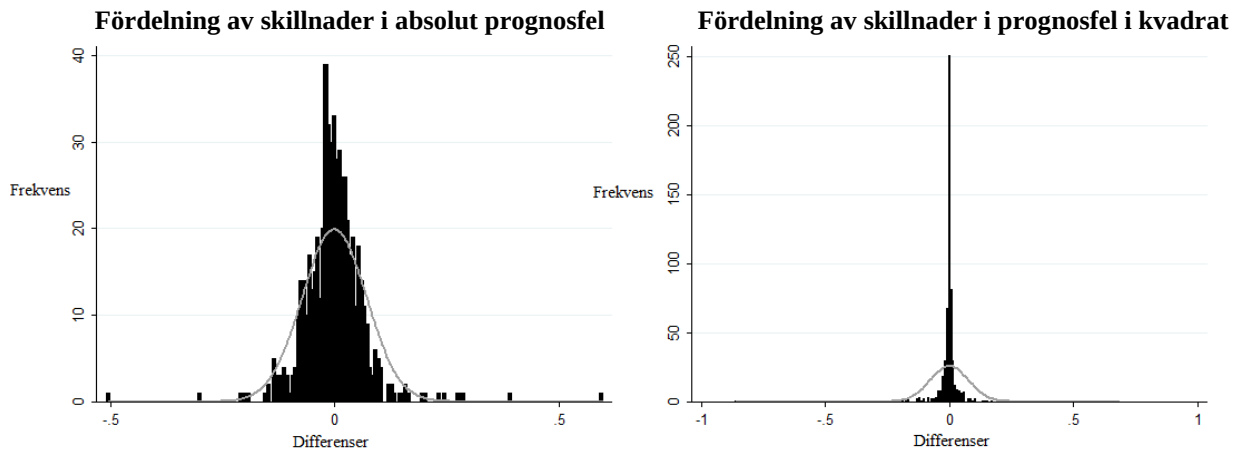
Tabell 12: Sk-test av normalfördelning

Test av normalfördelning för differenser av absolut prognosfel

Obs.	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
585	0,0000	0,0000	.	0,0000

Test av normalfördelning för differenser av prognosfel i kvadrat

Obs.	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	Prob>chi2
585	0,0000	0,0000	.	0,0000

Diagram 2: Histogram för att undersöka normalfördelning

Även om skillnaderna i prognosfel har en relativ symmetrisk fördelning som är centrerad kring 0 är fördelningen alldeles för toppig för att anses vara normalfördelad.

Tabell 13: Portföljmodellerna med alternativ portföljindelning

Portföljindelning har skett med hänsyn till tecknet på de diskretionära periodiseringarna

Estimering av följande prognosmodell: $ROE_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 ROE_t + u_{t+1}$

År 2003-2007						År 2004-2008					
	β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2		β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2
Portfölj 1	0,1133	0,003	0,3659	0,000	0,1599		0,0895	0,015	0,3683	0,000	0,1862
Portfölj 2	0,0788	0,008	0,7040	0,000	0,3764		0,0625	0,158	0,7555	0,001	0,3276
Portfölj 3	0,1717	0,002	-0,0442	0,901	0,0025		0,1650	0,037	0,0933	0,813	0,0098
Portfölj 4	0,0241	0,425	0,9731	0,000	0,4600		0,0431	0,247	0,7261	0,000	0,2747
Portfölj 5	0,0250	0,658	0,3164	0,065	0,1180		-0,0273	0,618	0,4627	0,017	0,2206

År 2005-2009						År 2006-2010					
	β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2		β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2
Portfölj 1	0,0367	0,285	0,3773	0,000	0,1924		0,0368	0,354	0,4138	0,027	0,1986
Portfölj 2	-0,0122	0,675	0,9799	0,000	0,5074		-0,0327	0,334	0,9300	0,000	0,3739
Portfölj 3	0,1289	0,117	0,0823	0,832	0,0057		0,0838	0,216	0,2976	0,411	0,0895
Portfölj 4	-0,0480	0,250	0,8717	0,000	0,3643		-0,0348	0,353	0,9223	0,000	0,4719
Portfölj 5	-0,0371	0,519	0,5141	0,008	0,2386		-0,0322	0,525	0,6098	0,004	0,2472

Var vänlig observera att tabellen fortsätter på nästa sida.

År 2007-2011					
	β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2
Portfölj 1	0,0330	0,358	0,5950	0,009	0,2703
Portfölj 2	-0,0243	0,494	0,9181	0,000	0,3377
Portfölj 3	0,0042	0,858	0,7397	0,000	0,5038
Portfölj 4	-0,0323	0,423	0,7821	0,000	0,4032
Portfölj 5	0,0087	0,717	0,4091	0,000	0,2439

Portfölj 1 består av de företag som gör de allra största negativa diskretionära periodiseringarna och portfölj 5 av de företag som gör de största positiva.

Tabell 14: Prognosfel på portföljnivå

	Portfölj 1			Portfölj 2			Portfölj 3		
	Prognosfel	Absolut	Prognosfel	Prognosfel	Absolut	Prognosfel	Prognosfel	Absolut	Prognosfel
		prognosfel	i kvadrat		prognosfel	i kvadrat		prognosfel	i kvadrat
Medelvärde	-0,0473	0,1769	0,0787	-0,0103	0,1184	0,0327	-0,0494	0,1289	0,0421
SD	0,2777	0,2187	0,1906	0,1813	0,1373	0,0811	0,2001	0,1604	0,1250
Median	-0,0098	0,0956	0,0091	0,0041	0,0703	0,0049	-0,0011	0,0783	0,0061
Min	-1,1051	0,0020	0,0000	-0,6835	0,0003	0,0000	-0,9965	0,0011	0,0000
Max	0,8888	1,1051	1,2212	0,7620	0,7620	0,5806	0,3995	0,9965	0,9931

	Portfölj 4			Portfölj 5			Basmodellen		
	Prognosfel	Absolut	Prognosfel	Prognosfel	Absolut	Prognosfel	Prognosfel	Absolut	Prognosfel
		prognosfel	i kvadrat		prognosfel	i kvadrat		prognosfel	i kvadrat
Medelvärde	-0,0078	0,1907	0,0862	-0,0155	0,2312	0,1680	-0,0302	0,1678	0,0799
SD	0,2947	0,2242	0,2290	0,4114	0,3399	0,7222	0,2812	0,2276	0,3285
Median	0,0230	0,1154	0,0133	0,0452	0,1337	0,0179	0,0084	0,0942	0,0089
Min	-1,1839	0,0009	0,0000	-2,5144	0,0000	0,0000	-2,3927	0,0000	0,0000
Max	1,2457	1,2457	1,5518	1,0982	2,5144	6,3220	1,1654	2,3927	5,7251

Basmodellens prognosfel är de som har beräknats enligt studiens huvudmetod och har endast inkluderats i tabellen för att underlätta jämförelse.

Tabell 15: Wilcoxon Signed Rank Test, individuella portföljer

	Absolut prognosfel		Prognosfel i kvadrat	
	z-värde	p-värde	z-värde	p-värde
Portfölj 1	-1,429	0,924	-1,718	0,957
Portfölj 2	1,284	0,100	1,584	0,057
Portfölj 3	-0,491	0,688	-0,024	0,510
Portfölj 4	-1,727	0,958	-1,603	0,946
Portfölj 5	-0,154	0,561	-0,458	0,677

Testet utförs på skillnaderna i absolut prognosfel respektive prognosfel i kvadrat. Differenserna har beräknats genom att subtrahera portföljmodellens prognosfel från basmodellens prognosfel. En positiv differens innebär att portföljmodellen ger en bättre prognos än basmodellen. H_0 förkastas för $z_{\text{obs}} > 1,65$. STATA använder summa positiva ranger för att beräkna z_{obs} .

Tabell 16: Portföljmodellerna innan extremobservationer har exkluderats

Estimering av följande prognosmodell: $ROE_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 ROE_t + u_{t+1}$

År 2003- 2007						År 2004-2008					
	β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2		β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2
Portfölj 1	0,1444	0,011	0,1226	0,753	0,0118		0,1411	0,044	0,1882	0,617	0,0271
Portfölj 2	-0,0340	0,583	0,5563	0,027	0,2240		-0,1058	0,169	1,3880	0,000	0,4787
Portfölj 3	0,1324	0,014	0,4113	0,178	0,0995		0,1223	0,000	0,4189	0,000	0,4273
Portfölj 4	0,1111	0,000	0,3742	0,020	0,1983		0,0808	0,007	0,4585	0,016	0,2778
Portfölj 5	0,0073	0,819	0,4410	0,003	0,3853		-0,0209	0,614	0,3987	0,001	0,3178

År 2005-2009						År 2006-2010					
	β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2		β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2
Portfölj 1	0,1301	0,07	0,0512	0,887	0,0017		0,0877	0,171	0,2952	0,417	0,0783
Portfölj 2	-0,1714	0,02	1,5091	0,000	0,5539		-0,0892	0,096	1,2652	0,000	0,5708
Portfölj 3	0,0638	0,01	0,4592	0,000	0,4880		0,0318	0,272	0,4653	0,000	0,3769
Portfölj 4	0,0090	0,76	0,5454	0,000	0,2917		0,0012	0,969	0,5516	0,000	0,2596
Portfölj 5	-0,0144	0,70	0,3156	0,000	0,2384		-0,0369	0,551	0,4163	0,010	0,1458

År 2007-2011					
	β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2
Portfölj 1	0,0148	0,571	0,6992	0,000	0,4210
Portfölj 2	-0,0320	0,269	0,9692	0,000	0,6223
Portfölj 3	0,0140	0,619	0,4441	0,000	0,3807
Portfölj 4	-0,0091	0,768	0,4697	0,000	0,2421
Portfölj 5	-0,0097	0,879	0,5297	0,004	0,1829

Resultaten i ovanstående tabell är inte direkt jämförbara med huvudmetodens resultat. Portföljindelningen förändrades då extremvärden exkluderades eftersom Modified Jones modellen skattades på nytt efter exkluderingen.

Tabell 17: Det slumpmässiga urvalets fördelning per estimeringsperiod och portfölj

År	2003-2007	2004-2008	2005-2009	2006-2010	2007-2011
Portfölj 1	21	29	29	24	26
Portfölj 2	31	23	32	24	21
Portfölj 3	25	26	24	21	18
Portfölj 4	25	33	18	23	26
Portfölj 5	27	28	25	28	24
Portfölj ej tilldelad*	6	1	2	5	0
Total	135	140	130	125	115

*Företagets portföljtillhörighet är endast relevant år t eftersom den avgör vilken prognosmodell som appliceras för att prognostisera företagets ROE_{t+1} . Företags-års observationer som inte ingår i urvalet efter år $t+1$ har därför inte tilldelats någon portfölj år $t+1$.

Tabell 18: Basmodellen baserat på ett slumpmässigt urvalEstimering av följande prognosmodell: $ROE_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 ROE_t + u_{t+1}$

År	β_0	p-värde β_0	β_1	p-värde β_1	R^2
2003 - 2007	0,0819	0,002	0,2249	0,029	0,1216
2004 - 2008	0,0781	0,002	0,4900	0,001	0,4120
2005 - 2009	-0,0352	0,648	0,8774	0,015	0,3466
2006 - 2010	0,0623	0,158	0,2538	0,215	0,1111
2007 - 2011	0,0337	0,307	0,7015	0,000	0,4287

Tabell 19: Prognosfel då basmodellen baseras på ett slumpmässigt urval

	Basmodellen slumpmässigt urval			Portföljmodellerna		
	Prognosfel	Absolut	Prognosfel	Prognosfel	Absolut	Prognosfel
		prognosfel	i kvadrat		prognosfel	i kvadrat
Medel	-0,0230	0,1713	0,0741	-0,0262	0,1691	0,0815
SD	0,2715	0,2118	0,2459	0,2845	0,2301	0,3576
Median	0,0024	0,1015	0,0103	0,0083	0,0998	0,0100
Min	-1,9809	0,0003	0,0000	-2,5144	0,0000	0,0000
Max	1,1032	1,9809	3,9240	1,2457	2,5144	6,3220

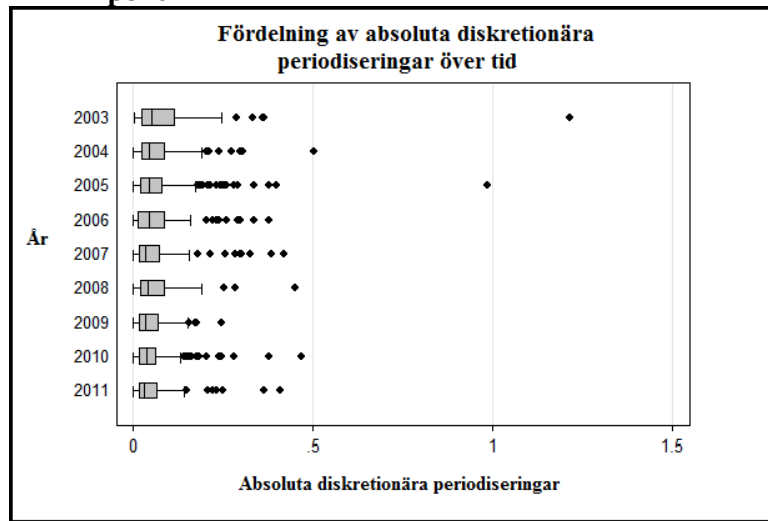
Portföljmodellernas prognosfel är de som har beräknats enligt studiens huvudmetod och har endast inkluderats i tabellen för att underlätta jämförelse.

Tabell 20: Wilcoxon Signed Rank Test, slumpmässigt urval

Test av absolut prognosfel, slumpmässigt urval					Test av prognosfel i kvadrat, slumpmässigt urval						
Summa				Summa							
Tecken	Obs.	ranger	Förväntat			Tecken	Obs.	ranger	Förväntat		
Positiv	314	94 945	85 702,5	z	2,26	Positiv	314	95 368	85 702,5	z	2,363
Negativ	271	76 460	85 702,5	p-värde	0,012	Negativ	271	76 037	85 702,5	p-värde	0,009
Totalt	585	171 405	171 405			Totalt	585	171 405	171 405		

Testet utförs på skillnaderna i absolut prognosfel respektive prognosfel i kvadrat. Differenserna har beräknats genom att subtrahera portföljmodellens prognosfel från basmodellens prognosfel. En positiv differens innebär att portföljmodellen ger en bättre prognos än basmodellen. H_0 förkastas för $z_{\text{obs}} > 1,65$. STATA använder summa positiva ranger för att beräkna z_{obs} .

Diagram 3: Fördelning av absoluta diskretionära periodiseringar per år



Diagrammet visar spridningen i de absoluta diskretionära periodiseringarna per år.

Lista 1: Lista över de företag som ingår i urvalet

Företag	Tidsperiod	Företag	Tidsperiod
A-COM AB	2007-2010	LINDAB INTL AB	2006-2012
ACADEMEDIA AB	2002-2009	LOOMIS AB	2008-2012
ACANDO AB	2002-2012	MALMBERGS ELEKTRISKA AB	2002-2012
ACAP INVEST AB	2002-2009	MANDATOR AB	2002-2006
ACTIVE BIOTECH AB	2003-2010	MEDA AB	2002-2010
ADDNODE GROUP AB	2003-2012	MEDIVIR AB	2002-2012
AEROCRINE AB	2007-2010	MEKONOMEN AB	2005-2012
AF AB	2002-2012	MICRONIC MYDATA AB	2002-2012
ALFA LAVAL AB	2002-2012	MIDWAY HOLDING AB	2002-2012
ALL CARDS SERVICE CENTER AB	2002-2006	MODUL 1 DATA AB	2004-2009
ANOTO GROUP AB	2002-2012	MSC KONSULT AB	2002-2012
ARTIMPLANT AB	2002-2010	MTG-MODERN TIMES GROUP AB	2002-2012
ASPIRO INFORMATION AB	2003-2012	MULTIQ INTERNATIONAL AB	2002-2012
ASSA ABLOY AB	2004-2012	MUNTERS AB	2002-2009
ATLAS COPCO AB	2002-2012	NCC AB	2002-2012
AUDIO DEV INFORMATIONSTEKNIK	2002-2008	NEA-NAERKES ELEKTRISKA AB	2002-2005
AVEGA GROUP AB	2010-2012	NEDERMAN HOLDING AB	2007-2012
AXIS AB	2002-2012	NEFAB AB	2002-2006
BALLINGSLOEV INTERNATIONAL	2002-2007	NET INSIGHT AB	2004-2012

BE GROUP AB	2006-2012	NEW WAVE GROUP AB	2003-2012
BEIJER ALMA AB	2003-2012	NEXUS TECHNOLOGIES AB	2002-2008
BEIJER ELECTRONICS AB	2002-2012	NIBE INDUSTRIER AB	2002-2012
BIACORE INTL AB	2002-2005	NILORNGRUPPEN AB	2002-2008
BILIA AB	2002-2012	NISCAYAH GROUP AB	2006-2010
BIOGAIA AB	2002-2012	NOBIA AB	2002-2012
BIOINVENT AB	2002-2012	NOLATO AB	2002-2012
BIOLIN SCIENTIFIC AB	2002-2009	NORDIC SERVICE PARTNERS HLDG	2008-2012
BIOPHAUSIA AB	2004-2010	NOTE AB	2004-2012
BIOTAGE AB	2002-2012	NOVACAST AB	2007-2009
BONG AB	2002-2012	NOVOTEK AB	2002-2012
BORAS WAFVERI AB	2002-2009	ODD MOLLY INTL AB	2010-2012
BOSS MEDIA AB	2002-2007	OEM-INTERNATIONAL AB	2002-2012
BRIO AB	2002-2008	OPTIMAIL AB	2002-2004
BTS GROUP AB	2002-2012	ORC GROUP AB	2002-2010
BYGGMAX GROUP AB	2010-2012	OREXO AB	2005-2012
CAPIO AB	2002-2004	ORTIVUS AB	2002-2009
CARDO AB	2002-2010	PARTNERTECH AB	2002-2012
CASH GUARD AB	2002-2007	PEAB AB	2002-2012
CDON GROUP AB	2010-2012	PERGO AB	2002-2006
CISION AB	2002-2010	POOLIA AB	2002-2012
CONNECTA AB	2005-2012	PRECISE BIOMETRICS AB	2002-2005
CONSILIUM AB	2005-2010	PREVAS AB	2002-2012
CTT SYSTEMS AB	2007-2012	PRICER AB	2002-2012
CUSTOS AB	2002-2005	PROACT IT GROUP AB	2002-2012
CYBERCOM GROUP AB	2002-2012	PROBI AB	2004-2010
DORO AB	2002-2010	PROFFICE AB	2002-2012
DUNI AB	2007-2012	PROTECT DATA AB	2002-2005
DUROC AB	2002-2012	Q-MED AB	2002-2009
ELANDERS AB	2002-2012	RAYSEARCH LABORATORIES AB	2003-2012
ELECTRA GRUPPEN AB	2009-2012	READSOFT AB	2003-2012
ELECTROLUX AB	2002-2012	REDERI AB TRANSATLANTIC	2002-2012
ELEKTRONIKGRUPPEN BK AB	2004-2010	REJLERS AB	2006-2012
ELOS AB	2002-2012	RESCO AB	2002-2004
ENIRO AB	2002-2012	SAAB AB	2002-2006, 2008-2012
ERICSSON	2002-2012	SANDVIK AB	2002-2009
EWORK SCANDINAVIA AB	2010-2012	SAS AB	2002-2010
FAGERHULT AB	2002-2012	SCANIA AB	2002-2005, 2008-2012
FEELGOOD SVENSKA AB	2002-2012	SECO TOOLS AB	2002-2010
FENIX OUTDOOR AB	2002-2012	SECURITAS AB	2002-2012

FINGERPRINT CARDS AB	2002-2012	SEMCON AB	2002-2012
FORMPIPE SOFTWARE AB	2010-2012	SENSYS TRAFFIC AB	2003-2012
G & L BEIJER AB	2002-2012	SIGMA AB	2002-2012
GAMBRO AB	2002-2005	SINTERCAST AB	2004-2010
GETINGE AB	2002-2012	SKANSKA AB	2002-2012
GORTHON LINES AB	2002-2004	SKF AB	2002-2012
GUNNEBO AB	2003-2012	SOFTRONIC AB	2002-2012
GUNNEBO INDUSTRIER AB	2005-2007	STOCKWIK FORVALTNING AB	2004-2010
HALDEX AB	2002-2012	STRALFORS AB	2002-2005
HEXAGON AB	2002-2010	STUDSVIK AB	2002-2012
HIFAB GROUP AB	2002-2007	SVEDBERGS I DALSTORP AB	2002-2010
HL DISPLAY AB	2002-2009	SWECO AB	2002-2012
HMS NETWORKS AB	2008-2012	SWEDISH ORPHAN BIOVITRUM AB	2006-2012
HUMAN CARE H C AB	2003-2007	SWEDOL AB	2008-2012
HUSQVARNA AB	2006-2012	TELECA AB	2002-2007
IAR SYSTEMS AB	2002-2007, 2009-2012	TELELOGIC AB	2002-2007
IBS AB	2002-2008	TELIGENT AB	2002-2007
IMAGE SYSTEMS AB	2005-2007	TICKET TRAVEL GROUP AB	2002-2009
INDUSTRIAL & FINL SYSTEMS AB	2002-2012	TILGIN AB	2006-2009
INDUTRADE AB	2005-2012	TRADEDOUBLER AB	2005-2012
INTELLECTA AB	2006-2012	TRELLEBORG AB	2005-2012
INTENTIA INTERNATIONAL AB	2002-2004	TRICORONA AB	2004-2009
INTRUM JUSTITIA AB	2002-2010	TRIO AB	2002-2005
ITAB SHOP CONCEPT AB	2009-2012	TURNIT AB	2002-2004
JC AKTIEBOLAG	2002-2005	TV4 AB	2002-2004
JEEVES INFORMATION SYSTEM AB	2002-2011	UNIFLEX AB	2006-2012
JM AB	2002-2010	VBG AB	2002-2012
KABE HUSVAGNAR AB	2002-2012	VITROLIFE AB	2002-2012
KARO BIO AB	2002-2012	VOLVO AB	2002-2006, 2008-2012
KAROLIN MACHINE TOOL AB	2002-2006	WM-DATA AB	2002-2005
KNOWIT AB	2002-2009	XANO INDUSTRI AB	2002-2012
LAMMHULTS DESIGN GROUP AB	2002-2012	XPONCARD GROUP AB	2002-2006
LB ICON AB	2002-2005	ZODIAK TELEVISION AB	2002-2007