

Handelshögskolan i Stockholm
Kandidatuppsats
Kurs 639
Redovisning och finansiering
VT 2015

Prognostisering av räntabilitet på eget kapital

En jämförelsestudie av tre regressionsmodellers prognosförmåga
applicerat på svenska data

ABSTRACT

A multivariate cross-sectional model is used in this thesis to proxy for expected earnings and to estimate return on equity for 214 companies over the period 2009-2013, using Swedish data. The model, which has never been tested on Swedish data before, is first confirmed to function as a forecasting model for expected return. Furthermore, the model is evaluated through a comparison with two univariate models based on the assumption that return on equity follows a mean reversion process. Forecast accuracy is calculated as the difference of estimated returns and actual returns. The results show that the univariate models' forecasts are superior to the multivariate model's.

Keywords: earnings forecast, cross-sectional earnings model, return on equity, Sweden

Författare: Cecilia Liu (22401), Jasmina Fredelind (22767)

Handledare: Stina Skogsvik

Framläggning: Torsdagen den 28:e maj 2015, kl. 9:15-12:00, sal 328

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

1. Inledning	4
1.1 Problembakgrund	4
1.2 Syfte och frågeställning	6
1.3 Avgränsning.....	6
1.4 Disposition.....	7
2. Teori och tidigare forskning.....	7
2.1 Tidigare forskning gällande prognos av redovisat resultat	7
2.1.1 Redovisat resultat följer en martingalprocess.....	7
2.1.2 Prognos av redovisat resultat med regressionsmodellen av Hou et al.	8
2.2 Tidigare forskning gällande prognos av ROE.....	10
2.2.1 Räntabilitet på eget kapital konvergerar	10
2.2.2 Prognostisering av ROE med en univariat modell	11
2.3 Begränsningar med användandet av redovisningsbaserad information	11
2.3.1 Periodiseringars påverkan på redovisat resultat	11
2.3.2 Mean reversion i praktiken	12
3. Hypotesformulering	13
3.1 Hypotes A: Hous regressionsmodells lämplighet som prognosmodell.....	13
3.2 Hypotes B: Jämförelse av regressionsmodellernas prognosförmåga	14
4. Metod.....	15
4.1 Definition av räntabilitet på eget kapital	15
4.2 Prognostisering med regressionsmodellen av Hou et al.	15
4.2.1 Modellens variabler	16
4.2.2 Prognos av ROE med användning av Hous regressionsmodell.....	16
4.3 Prognostisering med univariata jämförelsemodeller.....	16
4.4 Urvalskriterier.....	17
4.4.1 Val av tidsperiod.....	17
4.4.2 Urval av företag	17
4.5 Datainsamling.....	17
4.5.1 Hantering av extremvärden.....	18
4.6 Hypotesprövning	19
4.6.1 Prognos med Hous regressionsmodell.....	19
4.6.2 Prognos med de univariata jämförelsemodellerna.....	19
4.6.3 Prognosförmåga	20
4.6.4 Testförförande.....	21

5. Resultat.....	24
5.1 Deskriptiv statistik	24
5.2 Prognosmodellerna	27
5.2.1 Hous regressionsmodell.....	27
5.2.2 Univariata jämförelsemodellerna.....	28
5.3 Prognosfel	29
5.4 Statistiska test.....	30
5.4.1 Hypotes A: Regressionstest	30
5.4.2 Hypotes B: Wilcoxons teckenrangtest.....	30
6. Analys	31
6.1 Analys av resultat.....	31
6.1.1 Hypotes A: Hous regressionsmodells lämplighet som prognosmodell	31
6.1.2 Hypotes B: Jämförelse mellan regressionsmodellernas prognosförmåga	32
6.2 Känslighetsanalys.....	34
6.2.1 Extremvärden.....	34
6.2.2 Eliminering av observationer inför Wilcoxons teckenrangtest	36
7. Slutsats och diskussion.....	37
7.1 Studiens slutsatser.....	37
7.2 Validitet.....	38
7.3 Reliabilitet.....	39
7.4 Generaliserbarhet	39
7.5 Slutdiskussion och förslag på framtida forskning	40
8. Referenser	41
9. Appendix	43

1. Inledning

1.1 Problembakgrund

Upprättandet av finansiella rapporter avser att tillhandahålla ett företags intressenter användbar information om dess finansiella ställning. Den externa redovisningen används främst av potentiella investerare, banker och andra kreditgivare som underlag i finansiella beslutssituationer (IFRS:s Conceptual Framework). Med hjälp av de finansiella rapporterna utför investerare och långgivare olika typer av analys och bedömning vid beslutsfattande, bland annat genom användandet av nyckeltal. Ett beslut kan bland annat innefatta investering, där framtida lönsamhet kan vara av central betydelse.

Räntabilitet på eget kapital (ROE) är ett enkelt och vanligt förekommande nyckeltal vid beräkning och jämförelse av företags lönsamhet (Robinson et al., 2012). Detta mått avser avkastningen på det kapital som ägarna placerat i företaget vilket medför att prognoser av framtida ROE kan ge en indikation på vilka företag som är lönsamma att investera i. Mot denna bakgrund är det intressant att studera om det är möjligt att ackurat estimerar framtida lönsamhet genom att utföra prognoser av räntabilitet på eget kapital. Ett flertal studier har med användning av redovisningsbaserad information prognostiserat framtida lönsamhet (Beaver, 1970; Fama och French, 2000; Nissim och Penman, 2001; Skogsvik, 2002). I studierna har modeller baserade på historiska data visat sig vara användbara vid prognostisering av framtida ROE eller genomsnittligt framtida ROE (Fairfield, et al., 1996; Skogsvik, 2002).

Nämnda prognosmodeller baserade på historisk data kan bestå av endast en förklaringsvariabel (univariat modell) eller av flertalet förklaringsvariabler (multivariat modell) samt vara uppbyggda av värden ett år tillbaka i tiden eller på ett genomsnitt flera år tillbaka. Skogsvik (2008) visar i en studie att en univariat regressionsmodell har bättre prognostiseringsförmåga än en multivariat modell. Användandet av ett genomsnitt av ROE istället för ett års historik medför en jämnare prognos, där enstaka fluktuationer inte får en lika betydande verkan. Dock kräver en flerårig modell längre resultathistorik än en ettårig modell, vilket medför så kallat *survivorship bias*. De företag som ingår i urvalet under hela prognosperioden har gemensamma faktorer som lett till överlevnad, vilket är en potentiell källa till systematiskt fel (Hou et al., 2012). Trots att modeller baserade på historisk data visat sig fungera som prognosmodeller påpekar en del forskare att det råder osäkerhet i

prognostiseringens tillförlitlighet (Blume and Friend, 1973; Froot and Frankel, 1989; Elton, 1999). Modellernas prognoser har inte heller visat sig bättre än finansanalytikens prognoser (Brown et al., 1987).

För att förbättra prognostiseringen av framtida lönsamhet bedrivs forskning inom ämnet för att ta fram modeller som inte lider av tidigare nämnda problem. I artikeln *Implied cost of capital: A new approach* (2012) presenterar Hou et al. en multivariat regressionsmodell baserad på poolad tvärsnittsdata som bygger på tidigare studier av Fama och French (2000, 2006), Hou och Robinson (2006) och Hou och van Dijk (2011). Denna modell har genom prognos av framtida redovisat resultat på amerikanska data visats utföra mer precisa prognoser än finansanalytiker och därmed andra tidigare studerade modeller.¹ Modellen använder sig av variabler hämtade från årsredovisningar och kräver två år historisk data. Hou et al. argumenterar för att detta bland annat leder till lägre *survivorship bias*, jämfört med tidigare studerade prognosmodeller. Vidare har modellen givit ett högt förklaringsvärde för framtida redovisat resultat, något univariata modeller inte gjort för ROE i samma utsträckning.

Prognostisering av redovisat resultat med regressionsmodellen av Hou et al. har tidigare inte gjorts på svenska data. Därför är det av intresse att undersöka möjligheten att använda modellen på svenska företag. Denna studie ska som led i ytterligare forskning kring prognostisering av ROE applicera modellen av Hou et al. på ett nytt användningsområde genom att med modellen prognostisera räntabilitet på eget kapital. Som första studie testar vi således denna multivariata regressionsmodells förmåga att prognostisera ROE för svenska börsnoterade företag. Studien sätter perspektiv på regressionsmodellens förmåga att prognostisera ROE genom jämförelse av tidigare studerade modeller prognosförmåga. Regressionsmodellen av Hou et al. jämförs mot univariata modeller då dessa, som tidigare nämnt, visat sig vara fördelaktiga. Två univariata modeller undersöks i studien, en baserad på historiska värden ett år tillbaka i tiden (ettårig univariat) och en baserad på ett genomsnitt av ROE tre år tillbaka i tiden (treårig univariat). Detta med anledning av att modellerna tas upp som goda prognosmetoder av ROE i flertalet tidigare studier (Fairfield, et al., 1996; Esplin, et

¹ Modellen har visat sig estimerat redovisat resultat bättre än analytiker när det gäller totalt prognosfel (differens mellan faktisk utfall och prognos). Dock har den inte visat sig bättre vid jämförandet av absolut prognosfel.

al., 2014) och den senare nämna modellen har i tidigare forskning visat sig vara användbar vid prognos på svenska bolag (Skogsvik, 2008).

1.2 Syfte och frågeställning

Denna studie har två huvudsyften som ämnar till att besvara två frågeställningar:

Syfte 1: Att med användning av regressionsmodellen av Hou et al. baserad på poolad tvärsnittsdata prognostisera framtida ROE för svenska noterade aktiebolag. Detta syfte leder till frågeställningen:

Har Hous regressionsmodell förmåga att prognostisera räntabilitet på eget kapital för svenska noterade aktiebolag?

Syfte 2: Att undersöka om prognoser av ROE genererade av regressionsmodellen av Hou et al. överträffar prognoser från redan studerade univariata modeller på svenska noterade aktiebolag. Detta syfte leder till frågeställningen:

Har Hous regressionsmodell så pass god prognosförmåga, applicerat på svenska noterade aktiebolag, att modellen kan vara ett alternativ för tidigare studerade univariata prognosmodeller?

1.3 Avgränsning

Begränsningar i studien görs till att undersöka regressionsmodellen av Hou et al., en ettårig univariat modell samt en treårig univariat modell för att avgöra vilken av dessa modeller som ger lägst prognosfel av ROE ett år fram i tiden. Studien ämnar inte undersöka huruvida dessa tre modeller generellt är de mest optimala att använda vid prognos av framtida ROE. Syftet är, som nämnts ovan, att undersöka om det kan vara av intresse att använda en mer avancerad och kostsam multivariat modell, istället för att utgå från en enklare univariat modell. Studien undersöker inte prognosförmågan vid prognostisering av genomsnittligt ROE flera år fram i tiden. Vidare görs både en geografisk och tidsmässig avgränsning i studien. Företagen i studien är listade på Stockholmsbörsen² och den tidsperiod som studeras är år 2003-2013. Bolag i sektor 40 i branschklassificeringssystemet GICS, finans och fastighet, har i likhet med Hou et al. uteslutits då redovisningen är alltför avvikande.

² Stockholmsbörsen (Nasdaq OMX Stockholm) begränsas i denna studie till att innefatta Large , Mid och Small Cap (tidigare A- och O-listan).

1.4 Disposition

Teori och tidigare forskning rörande prognostisering av redovisat resultat och ROE redogörs för under avsnitt 2. I avsnitt 3 och 4 presenteras studiens hypoteser och därefter en detaljerad beskrivning av den metod och de statistiska test som i studien används för att undersöka frågeställningarna. Vidare redovisas i avsnitt 5 studiens urval av data och relevanta resultat. Resultaten analyseras sedan i avsnitt 6, inklusive känslighetsanalyser. Avslutningsvis, i avsnitt 7, förs en slutdiskussion kring studiens resultat och dess tillförlitlighet samt generaliserbarhet. Där tillkommer även förslag till framtida forskning.

2. Teori och tidigare forskning

Hou et al. prognostiserar redovisat resultat med den framtagna regressionsmodellen. Avsnittet nedan inleds därför med teori och tidigare forskning kring prognos av redovisat resultat, följt av en redogörelse av modellen av Hou et al. Därefter följer en beskrivning av teorier använda vid prognostisering av räntabilitet på eget kapital samt studiens applicering av dessa. Avsnittet avslutas med en kort redogörelse över identifierade begränsningar med redovisningsbaserad information och prognostisering.

2.1 Tidigare forskning gällande prognos av redovisat resultat

2.1.1 Redovisat resultat följer en martingalprocess

För att beräkna ett företags räntabilitet på eget kapital används det redovisade resultatet och förtegets egna kapital, exklusive minoritetsandelar (Sveriges Finansanalytikers Förening, 2013). Forskning har visat att redovisat resultat följer en martingalprocess, också kallad en simpel *random walk* där feltermerna är oberoende och identiskt fördelade för alla tidpunkter (Ball och Watts, 1972; Skogsvik, 2002). Martingalprocessen är en stokastisk process där den bästa prognosen för nästa års redovisade resultat är detta års redovisade resultat. Med andra ord:

$$R_{t+1} = \alpha + \beta R_t + e_{t+1} \quad (1)$$

där

R_t :Redovisat nettoresultat (årets resultat)

α :Driftterm

e_{t+1} :Felterm som följer en normalfördelning med väntevärdet 0, $N(0, \sigma^2)$

En martingalprocess föreligger då drifttermen $\alpha = 0$ och $\beta = 1$. Det vill säga att redovisat nettoresultat år $t+1$ sammanfaller med det redovisade nettoresultatet år t . I de fall då $\alpha > 0$ och $\beta = 1$ följer det redovisade resultatet en så kallad submartingalprocess, vilket betyder att en positiv driftterm α gör att resultatet inte är helt identisk med föregående års värde. Drifttermen kan också vara negativ och kallas då för supermartingal. Ball och Watts (1972) konstaterar tidigt att det redovisade resultatet följer en submartingalprocess genom ett så kallat Wald–Wolfowitz runs-test och korrelationstest. Därefter har ett antal andra forskare bekräftat resultatet, bland annat Albrecht et al. (1977) och Watts och Leftwich (1977).

Emellertid har studier även visat på att en martingalprocess inte medför den bästa prognosen för redovisat resultat. Redan på ett års sikt kan prognoserna från en modell baserad på martingalantagandet förbättras om fler redovisningsmått används, vilket visas av Freeman et al (1982), Ou och Penman (1989) samt Ou (1990). Freeman et al. (1982) har testat en modell där ROE används för att prognostisera det redovisade resultatets förändringar. De visade att ROE har en viss förklaringsförmåga när det gäller framtida resultat. Ou och Penman (1989) använder ett större antal redovisningsmått i en modell och sedan reducerar Ou (1990) modellen till att omfatta sex variabler, alla redovisningsbaserade nyckeltal. Företagsspecifika regressionsmodeller har givit bättre resultat fyra och åtta år framåt i tiden i en studie av Finger (1994). Dessa studier visar följaktligen att en modell baserad på en martingalprocess inte har lika bra prognostiseringsförmåga som en modell där nyckeltal används.

2.1.2 Prognos av redovisat resultat med regressionsmodellen av Hou et al.

Det finns inom forskning intresse att utveckla och finna bättre prognosmodeller för redovisat resultat. Tidigare studier kring detta har utförts av bland annat Fama och French (2000, 2006), Hou och Robinson (2006) samt Hou och van Dijk (2011) som använder regressionsmodeller baserade på poolad tvärsnittsdata för prognostisering. I artikeln *Implied cost of capital: A New Approach* av Hou et al. (2012) använder författarna sig utav en modifierad version av nämnda studerade regressionsmodeller för att prognostisera redovisat resultat. I artikeln används prognosen också för att estimerar ett företags *implied cost of capital* (ICC). Regressionsmodellen som Hou et al. utvecklat följer:

$$E_{i,t+1} = a_0 + a_1 A_{i,t} + a_2 D_{i,t} + a_3 DD_{i,t} + a_4 E_{i,t} + a_5 NegE_{i,t} + a_6 AC_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (2)$$

där

E_t : Redovisat nettoresultat före extraordinära poster (årets resultat) tidpunkt t

A_t : Totala tillgångar tidpunkt t

D_t : Utdelningen tidpunkt t

AC_t : Periodisering tidpunkt t

DD_t : Dummyvariabel = 1 om utdelning skett tidpunkt t

$NegE_t$: Dummyvariabel = 1 om årets resultat är negativt tidpunkt t

I studien av Hou et al. (2012) ingår företag som har varit listade på NYSE, Amex eller Nasdaq någon gång mellan år 1963-2009 med aktiekod 10 och 11 enligt klassifikationen av Center for Research in Security Prices.³ Före år 1988 beräknades variabeln AC med en så kallad *balance sheet*-metod.⁴ Efter år 1988 beräknades AC som differensen mellan årets resultat och kassaflöde från den operativa verksamheten. Prognostisering av redovisat resultat görs i artikeln för år 1968 till år 2008 med regression av data från de tio föregående åren.⁵ Regressionsmodellen framtagen av Hou et al. prognostiserar redovisat resultat i dollar för att underlätta jämförelsen med finansanalytikerns prognoser. Dock uppmärksammar Hou et al. att detta resulterar i att för stor vikt läggs på företag med extremt höga dollarvinster. Detta problem åtgärdas genom att observationer utanför 1:a och 99:e percentilen justeras till värdet av percentilerna.

En fördel med denna modell är att användandet av poolad tvärsnittsdata ger möjlighet att utföra regressioner med ett större urval än med tidsseriebaserade modeller. Företagen i studien behöver endast ha varit listade två år i följd och därmed blir *survivorship bias* ytterst liten (Hou et al., 2012). Modellen visar sig i studien vara bättre än finansanalytikerns estimeringar när det kommer till *coverage*, *forecast bias* och *earnings response coefficient*. Hou et al. definierar *coverage* som antal företag som prognoser kan utföras för, *forecast bias* som differensen mellan verkligt utfall och prognos och *earnings response coefficient* som förmågan att fånga upp marknadens förväntningar för framtida resultat. Med hjälp av prognoserna beräknar Hou et al. företags framtida ICC, vilka också visat sig vara mer

³ Första siffran 1 står för *Ordinary Common Shares*. Om den andra siffran är 0 betyder det *Securities which have not been further defined*, om 1 *Securities which need not be further defined*.

⁴ Förändringen i omsättningstillgångar, exkluderat likvida medel, minus förändringen i kortfristiga skulder, exkluderat förändring i kortfristiga räntebärande lån och förändring i upplupna skatteskulder, minus depreciering och amortering.

⁵ Undantag görs för de första fem prognosåren då färre år ingår i regressionen.

tillförlitliga estimeringar än finansanalytikerns. Utöver detta fångar modellen även upp en stor del av variationen i företags nettoresultat då det genomsnittliga R^2 redovisas vara mellan 80-85 %.

2.2 Tidigare forskning gällande prognos av ROE

2.2.1 Räntabilitet på eget kapital konvergerar

Denna studie avser som tidigare nämnt att utföra prognoser av räntabilitet på eget kapital. Till skillnad från redovisat resultat, som till viss del visat sig följa en martingalprocess, har ett antal tidigare studier konstaterat att ROE med tiden tenderar att röra sig mot en konstant genomsnittsnivå (Beaver, 1970; Penman, 1991; Fairfield, et. al., 1996; Fama och French, 2000; Nissim och Penman, 2001; Skogsvik, 2002). Detta benämns att ROE följer en mean reversion-process, vilket innebär att skillnaden mellan ROE_{t+1} och ROE_t korrelerar negativt med ROE_t . Med andra ord kommer företag med hög räntabilitet röra sig mot ett lägre värde och vice versa för företag med låg räntabilitet. På längre sikt går med andra ord samtliga företags ROE mot ett genomsnitt. Detta kan uttryckas som:

$$ROE_{t+1} = \alpha + \beta ROE_t + e_{t+1} \quad (3)$$

där

ROE_t : Räntabilitet på eget kapital tidpunkt t

α : Driftterm

e_{t+1} : Felterm som följer en normalfördelning med väntevärdet 0, $N(0, \sigma^2)$

Drifttermen α anger förväntat genomsnitt och koefficienten β anger hur snabbt ROE konvergerar mot α . När $\beta = 0$ följer ROE en strikt mean reversion-process och ROE_{t+1} förväntas anta värdet α , oavsett nuvarande värde ROE_t . Sålunda kommer ROE som vid tidpunkten t inte sammanfaller med det långsiktiga genomsnittet α i nästa period $t+1$ omedelbart att tillfalla det förväntade värdet. När β är mellan 0 och 1 sker också en konvergerar av ROE mot genomsnittet α , men den är inte omedelbar.

Varför ROE följer en mean reversion-process förklaras av Skogsvik (2002) med att företag inte ständigt kan visa en över- eller underavkastning. Företag med överlönsamhet förväntas ha svårt att upprätthålla sin konkurrensfördel gentemot andra företag, samtidigt som företag med underlönsamhet kommer att allokera om sina resurser eller lämna branschen (Fama och

French, 2000; Penman, 2012). Enligt teorin om *mean reversion* kommer således samtliga företag i tillslut att, i fråga om av lönsamhet, prestera likartat med en avkastning som motsvarar aktieägarnas avkastningskrav.

2.2.2 Prognostisering av ROE med en univariat modell

Grundat i antagandet om att ROE följer en mean reversion-process visar forskning att univariata modeller som baseras på historiska värden av ROE varit framgångsrika vid prognostisering av räntabilitet på eget kapital (Fairfield, et al., 1996; Skogsvik, 2002). Eftersom regressionsmodellen endast är uppbyggd av en variabel är den både mindre tidskrävande och mindre kostsamt än modeller baserade på fler variabler (Skogsvik, 2002).

Då studerade univariata regressionsmodeller bygger på antagandet om *mean reversion* uttrycks sambandet mellan ROE_{t+1} och ROE_t så som i ekvation (3). ROE år t är således en förklarande variabel för ROE år $t+1$. Vid prognos av ROE_{t+1} kan den oberoende variabeln både baseras på ett historiskt ROE-värde (ettårig univariat modell) eller ett genomsnitt av historiskt ROE (flerårig univariat modell) (Fairfield, et al., 1996; Skogsvik, 2002). Användningen av genomsnittliga värden medför en stabilare förklaringsvariabel då enstaka fluktuationer jämnas ut över hela tidsperioden. Dock medför beräkandet av ett genomsnitt att en flerårig regressionsmodell kräver längre historik än en ettårig modell. Detta kan medföra tidigare nämnda problem med *survivorship bias* om många företag faller bort under prognosperioden (Hou et al., 2012).

Med anledning av att en ettårig samt en flerårig univariat regressionsmodell har fördelar bedöms båda modellernas prognosförmåga vara intressanta att jämföra med regressionsmodellen av Hou et al. En tidigare studie på svenska data visar att en flerårig univariat modell baserad på ett treårigt historiskt genomsnitt av ROE varit framgångsrik vid prognos av framtida ROE (Skogsvik, 2008). Mot denna bakgrund anses en flerårig univariat modell baserad på ett treårigt genomsnitt, tillsammans med en ettårig modell, vara lämpade att användas som jämförelsemodeller i denna studie.

2.3 Begränsningar med användandet av redovisningsbaserad information

2.3.1 Periodiseringars påverkan på redovisat resultat

En variabel som kontrolleras för i modellen av Hou et al. är periodiseringar. Periodiseringar görs för att ge redovisningen en mer rättvis bild av företagets prestationer. En transaktion ska

kostnadsföras som utgift under den period resursen förbrukas. Det samma gäller för inkomster som ska tas upp som intäkter under den period då prestationen sker (*IFRS Conceptual Framework*). Utan periodiseringar ger det redovisade resultat en felaktig bild av vad företaget har presterat. Ett företag kan ett år ha haft många utgifter för ett projekt som inte kommer att generera någon inkomst förrän året därpå. Om inte periodiseringar görs kommer kostnaderna visa sig i resultatet utan en matchande intäkt. Detta ger intryck av att företaget ena året presterar mycket dåligt och andra året mycket bra. Företagets lönsamhet framstår således volatil, trots att verksamheten de facto har presterat likartat båda åren.

Forskning visar att den periodiseringsbaserade redovisningen ger utrymme för företagsledningen att till viss grad påverka det redovisade resultatet i önskvärd riktning. Detta för att bland annat uppnå ett specifikt mål genom att försköna företagets finansiella siffror (Johansson och Runsten, 2005). Denna typ av subjektiv bedömning kallas för *earnings management* (Healy och Wahlen, 1999). Då *earnings management* påverkar det redovisade resultatet är det således på kort sikt möjligt att manipulera lönsamheten i ett bolag och är därför en begränsning med användandet av ROE.

2.3.2 Mean reversion i praktiken

Trots att ett flertal forskare är överens om att ROE konvergerar mot ett branschgenomsnitt förekommer det avvikelser i praktiken (Beaver, 1970; Freeman, et al., 1982; Skogsvik, 2002; Fairfield, et al., 2009).⁶ En anledning som har diskuterats kring varför teori och praktik inte sammanfaller är förekomsten av så kallat *accounting measurement bias*. Detta uppstår på grund av att det finns skillnader i ett företags marknadsvärde och bokförda värde av eget kapital. En anledning till denna skillnad är att företag utför konservativ redovisning.⁷ Detta påverkar bland annat kapitalbasen i ett företag då vissa investeringar, så som forskning, utveckling och marknadsföring, kostnadsförs istället för att aktiveras. Vanligt är att dessa företag redovisar ett felaktigt ROE då nämnda utgifter, som i längden ger ett mervärde, inte aktiveras som tillgångar. Då kostnaden påverkar årets resultat, men samtidigt inte återspeglas i ett ökat värde av tillgångar minskar den totala kapitalbasen och avkastningen blir felaktig (Penman, 2012).

⁶ Studierna visar att β är positivt men ligger för det mesta mellan 0 och 1, vilket tyder på att en viss återgång till medelvärdet pågår men att den inte är omedelbar.

⁷ I enlighet med redovisningen försiktighetsprincip (ÅRL 2:4 p.3)

Även anläggningstillgångar redovisas i många fall till historiskt anskaffningsvärde istället för verkligt värde. Framförallt äldre företag, med lågt värderade eller avskrivna anläggningstillgångar som trots detta fortfarande används i verksamheten, redovisar en lägre kapitalbas än dess marknadsvärde. Detta medför att de anläggningstillgångar som inte ingår i kapitalbasen men ändå nyttjas bidrar till högre avkastning än det förväntade genomsnittet (Johansson och Runsten, 2005). Sammanfattningsvis kan företag som egentligen inte presterar bättre än branschen på grund av *accounting measurement bias* redovisa överlönsamhet även på lång sikt.

En annan förklaring till att ROE i praktiken inte konvergerar mot ett genomsnitt är att perfekt konkurrens inte råder på marknaden. Det kan till exempel handla om marknader med monopol eller oligopol. I dessa marknader kan företagen varaktigt investera i projekt som genererar hög lönsamhet. Till följd av bland annat höga inträdesbarriärer, så som legala eller ekonomiska, utsätts inte de företag som är verksamma på marknaden för den konkurrens som i teorin leder till *mean reversion*. (Runsten, 1998; Nissim och Penman, 2001).

3. Hypotesformulering

Denna studie undersöker två hypoteser, A och B. Studiens första hypotes, A, testar huruvida prognoser genererade av regressionsmodellen av Hou et al. har en relation till faktiskt utfall av ROE. Studiens andra hypotes, B, jämför studiens tre regressionsmodellers prognosförmåga gentemot varandra. Hypotes B är indelad i tre delhypoteser för att tillåta en tydlig jämförelse mellan var och en av modellerna. Hypotes B.1 jämför Hous regressionsmodell med en ettårig univariat modell. Hypotesen B.2 jämför Hous regressionsmodell med en treårig univariat modell. Hypotes B.3 jämför den ettåriga och treåriga univariata modellen mot varandra.

3.1 Hypotes A: Hous regressionsmodells lämplighet som prognosmodell

Hypotes A testar om Hous regressionsmodell är lämplig att använda vid prognos av framtida utfall av ROE. Då de univariata modellerna i tidigare studier visat sig vara användbara som prognosmodeller används dessa som benchmark vid bedömningen.

H₀: Hous regressionsmodell har förmåga att prognostisera framtida räntabilitet på eget kapital med svenska data.

H₁: Hous regressionsmodell har inte förmåga att prognostisera framtida räntabilitet på eget kapital med svenska data.

Hypotesen har satts till att vara dubbelsidig då det inte finns något teoretiskt bevis på huruvida Hous regressionsmodell kan prognostisera lönsamheten i form av ROE med svenska data. Det är möjligt att modellens prognos har en relation till verkligt utfall av ROE, men även möjligt att ingen relation finnes.

3.2 Hypotes B: Jämförelse av regressionsmodellernas prognosförmåga

Hypotes B jämför de studerade regressionsmodellernas prognosförmåga gentemot varandra genom att jämföra deras prognosfel. Prognosfelet beräknas genom att subtrahera prognosen av ROE från verkligt utfall. Lägre prognosfel innebär en bättre prognosförmåga. Vid en positiv avvikelse från noll sker en underestimering och vid en negativ en överestimering.

H₀: Regressionsmodellernas prognosförmåga av ROE är lika med varandra

H₁: Regressionsmodellernas prognosförmåga av ROE är inte lika med varandra.

Under hypotes B används också ett dubbelsidigt test då det saknas teori för vilken regressionsmodell som har bäst prognosförmåga. Både en överskattning och underskattning av verkligt värde kan tänkas vara möjliga utfall för samtliga modeller. I de tre delhypoteserna är nollhypotesen att de två jämförda modellernas prognosfel är lika med varandra mot alternativhypotesen att prognosfelet är högre eller lägre för någon av modellerna. Nedan följer de tre delhypoteserna:

Hypotes B.1

H₀: $Prognosfel_{Hous\ modell} = Prognosfel_{ettårig\ univariat\ modell}$

H₁: $Prognosfel_{Hous\ modell} \neq Prognosfel_{ettårig\ univariat\ modell}$

Hypotes B.2

H₀: $Prognosfel_{Hous\ modell} = Prognosfel_{treårig\ univariat\ modell}$

H₁: $Prognosfel_{Hous\ modell} \neq Prognosfel_{treårig\ univariat\ modell}$

Hypotes B.3

H₀: $Prognosfel_{ettårig\ univariat\ modell} = Prognosfel_{treårig\ univariat\ modell}$

H₁: $Prognosfel_{ettårig\ univariat\ modell} \neq Prognosfel_{treårig\ univariat\ modell}$

4. Metod

I metodavsnittet presenteras studiens tillvägagångssätt. Det görs genom att först beskriva de regressionsmodeller som används i studien. Urvalskriterier samt en presentation av datainsamlingen följer sedan. Avsnittet avslutas med beskrivning av metoden för hypotesprövning och hur utvärdering och statistiska test av regressionsmodellen genomförs.

4.1 Definition av räntabilitet på eget kapital

Denna studie avser att utföra prognoser av räntabilitet på eget kapital med Hous regressionsmodell och två univariata modeller. Prognoserna jämförs med företagets verkliga utfall av räntabilitet på eget kapital. För att utföra denna jämförelse behöver verkligt ROE beräknas för samtliga företag med de data som hämtats från företagets årsredovisningar. Den metod som i denna studie används för att beräkna ROE är hämtad från Sveriges Finansanalytikers Förenings rekommendation (2013), där definitionen följer:

$$ROE = \frac{\text{Årets resultat före extraordinära poster}}{\text{Ingående eget kapital}} \quad (4)$$

Användandet av ingående eget kapital som kapitalbas har även i tidigare studier används vid beräkning och prognostisering av ROE (Runsten, 1998).

4.2 Prognostisering med regressionsmodellen av Hou et al.

Framöver benämns följande modell Hous regressionsmodell. Modellen är uppbyggd av sex variabler som kontrolleras för. I regressionsmodellen används dessa variabler för att prognostisera det redovisade resultatet mellan år 2009-2013. Metoden bygger på att regressionernas estimerade koefficienter appliceras på tillhörande variabel år t för företag i , vilket prognostiserar nettoresultat före extraordinära poster år $t+1$. Regressionsmodellen som används är definierad i ekvation (2). Modellen är översatt till svenska för att öka läsbarheten och följer:

$$R_{i,t+1} = a_0 + a_1 T_{i,t} + a_2 U_{i,t} + a_3 BU_{i,t} + a_4 R_{i,t} + a_5 NR_{i,t} + a_6 P_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (5)$$

där:

$T_{i,t}$: Totala tillgångar år t i SEK

$U_{i,t}$: Faktisk utdelning år t i SEK

$BU_{i,t}$: Dummyvariabel = 1 om företag betalar utdelning, = 0 om ingen utdelning år t

$R_{i,t}$: Redovisat nettoresultat före extraordinära poster (årets resultat) år t i SEK

$NR_{i,t}$: Dummyvariabel = 1 om negativt rörelseresultat, = 0 om inte negativ år t

$P_{i,t}$: Periodisering år t i SEK

4.2.1 Modellens variabler

Samtliga variabler i regressionsmodellen, förutom P , är möjliga att hämta direkt ur företagens årsredovisningar. Variabeln P behöver därför beräknas för samtliga företag. Metoden för detta följer nedan.

Periodisering

För att i största mån följa författarna i artikel *The implied cost of capital: A new approach* (Hou et al., 2012) kommer periodiseringsvariabeln i denna studie definieras på samma sätt genom att använda kassaflödesanalysen:

$$P_t = \text{Årets resultat}_t - \text{Kassaflöde från operationell verksamhet}_t \quad (6)$$

Periodiseringen för ett företag beräknas därmed som skillnaden mellan det redovisade resultatet och det operativa kassaflödet, vilka båda hämtas från företagens årsredovisningar.

4.2.2 Prognos av ROE med användning av Hous regressionsmodell

Den regressionsmodell som presenteras i artikeln av Hou et al. prognostiserar det redovisade resultatet före extraordinära poster. Dock avser denna studie att prognostisera och jämföra ROE, vilket medför att en beräkning är nödvändig. Den prognos av årets resultat som prognostiseras med Hous regressionsmodell ska användas vid beräkning av framtida ROE enligt ekvation (4).

4.3 Prognostisering med univariata jämförelsemodeller

I hypotes B jämförs Hous regressionsmodell med två univariata modeller. I denna studie har en univariat modell som sträcker sig ett år bakåt i tiden samt en modell som använder sig av ett treårigt genomsnitt valts att användas. Anledningen till dessa val argumenteras för i avsnitt 2.2.2. Framöver benämns dessa regressionsmodeller som den ettåriga univariata modellen respektive den treåriga univariata modellen. Dessa prognosmodeller är baserade på antagandet om en mean reversion-process. Den ettåriga univariat modellen liknar de prognosmodeller för ROE som bl.a. har studerats av Fairfield, et al. (1996) och Esplin, et al. (2014). I denna studie är den estimerade ettåriga univariata modellen:

$$ROE_{ett\bar{a}rig,t+1} = \alpha + \beta ROE_{ett\bar{a}rig,t} + e_{t+1} \quad (7)$$

Regressionsmodellen använder sig således av föregående års ROE för att prognostisera nästa års ROE.

Prognostisering av ROE med den treåriga univariata modellen görs genom att utföra en regression med genomsnittet av de tre senaste årens ROE-värden som oberoende variabel och ser således ut enligt följande:

$$ROE_{treårig,t+1} = \alpha + \beta \left(\frac{ROE_t + ROE_{t-1} + ROE_{t-2}}{3} \right) + e_{t+1} \quad (8)$$

Denna studie jämför Hous regressionsmodell med båda modellerna ovan. Hypotes B.1 testar Hous regressionsmodell jämfört med den ettåriga univariata modellen och hypotes B.2 jämfört med den treåriga univariata modellen. Sedan jämförs de univariata modellerna i hypotes B.3.

4.4 Urvalskriterier

4.4.1 Val av tidsperiod

Studien innefattar data om elva år totalt, från år 2003-2013. Data från tidsperioden 2003-2012 används för att prognostisera ROE för år 2009-2013. Samtliga prognoser av ROE sker med regression av sex års historisk rullande data. Elva års historisk data är i denna studie att anses ligga inom en rimlig gräns för studiens tillförlitlighet samtidigt som inhämtning av data är genomförbar med den tidsbegränsning som råder.

4.4.2 Urval av företag

För att i största mån efterlikna studien av Hou et al. (2012) tas samtliga företag listade på Small, Medium och Large Cap under den valda tidsperioden med i studien. Undantag görs för företag i fastighet- och finansbranschen, vilka också utesluts i studien av Hou et al (2012). På grund av en tidigare indelning av Stockholmsbörsen har samtliga företag noterade mellan år 2003-2005 inhämtats från A- och O-listan.⁸ Urvalskriterierna är enligt följande:

- Bolag noterade på Stockholmsbörsen två år i rad någon gång mellan år 2003-2013
- Bolag som inte tillhör sektorn finans och fastighet (GICS 40)
- Bolag som har samtliga variabler tillgängliga minst två år i följd
- Bolag som redovisar verksamheten i SEK

4.5 Datainsamling

Data har mellan åren 2005-2013 erhållits från databasen Orbis. Data för år 2003-2004 finns inte tillgänglig i Orbis och har inhämtats manuellt från företagens årsredovisningar. I det

⁸ Från år 2006 är den svenska, danska och finska börserna sammanslagna till Nordiska listan med indelningen Large, Medium och Small Cap. Stockholmsbörsen var tidigare indelad i bland annat A- och O-listan.

ursprungliga urvalet fanns totalt 4696 observationer och efter bortfall av 2707 observationer resulterade det i ett urval av totalt 1989 observationer från 214 individuella bolag. I tabell 1 redovisas antalet observationer i det ursprungliga urvalet som inte uppfyller kriterierna för studien.

Tabell 1: Bortfall av observationer

År 2003-2013	
Ursprungligt antal observationer	4696
Bolag listade på First North el. Aktietorget	- 1653
Bank-, försäkring och fastighetsbolag	- 501
Bolag med årsredovisning ej i SEK	- 31
Data finns ej två år i följd	- 522
Slutgiltigt antal observationer	1989
Slutgiltigt antal företag	214

4.5.1 Hantering av extremvärden

Samtliga värden som avviker mer än fem standardavvikelser från medelvärdet av dess variabel bedöms vara extremvärden i denna studie. Det kan argumenteras för att detta är en för generös bedömning då värden som avviker mer än 2,5 standardavvikelser ofta klassas som extrema. Den bedömningen är dock främst lämplig för variabler som följer en normalfördelning, men eftersom så sällan är fallet för finansiell information används följaktligen en försiktigare metod (Skogsvik, 2002).

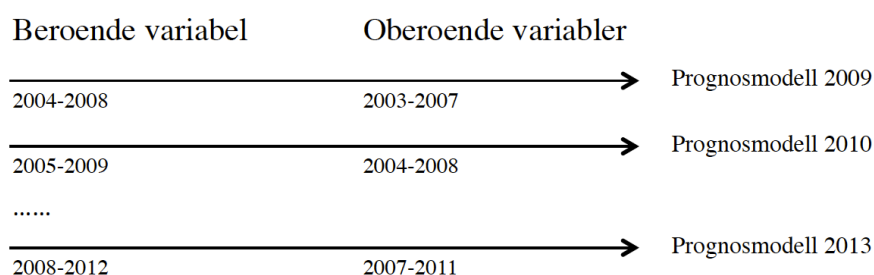
För att inte eliminera observationer från det redan begränsade urvalet valdes metoden att justera de värden som ligger över det valda gränsvärdet av plus/minus fem standardavvikelser från medelvärdet till att vara lika med gränsvärdet. Totalt justerades 29 observationer för totala tillgångar, 17 observationer för utdelning, 25 observationer för eget kapital, 25 observationer för redovisat resultat och 24 observationer för periodiseringar. 3 observationer justerades för ROE. Hou et al. har i deras studie valt att klassa alla värden utanför den 1:a och 99:e percentilen som extrema. Denna metod valdes att inte användas i denna studie då fler observationer skulle behöva justeras för. Med metoden av Hou et al. låg 228 observationer utanför gränsvärdet, jämfört med totalt 123 observationer med denna studies metod.

4.6 Hypotesprövning

4.6.1 Prognos med Hous regressionsmodell

Med Hous regressionsmodell prognostiseras redovisat resultat, som sedan används i beräkningen av framtida ROE. Koefficienterna i modellen estimeras med data från de sex föregående åren och används sedan i prognosen av det redovisade resultatet. I figur 1 ges en överblick på hur estimeringen genomförs.

Figur 1: Estimering av framtida resultat med rullande prognos



Koefficienterna estimeras genom att utföra regressioner med data från fem olika perioder, 2003-2008, 2004-2009, 2005-2010, 2006-2011 och slutligen 2007-2012. Prognoser av redovisat resultat görs för år 2009-2013 med användning av de olika prognosperiodernas estimerade koefficienter. Till exempel estimeras koefficienterna för prognosmodellen 2009 med oberoende variabler från år 2003-2007 och beroende variabler från år 2004-2008. Dessa estimerade koefficienter multipliceras sedan med 2008 års variabler för att prognostisera resultatet år 2009. Samma procedur upprepas fram till regressionsperioden 2007 - 2012 vilken estimerar det redovisade resultatet år 2013.

4.6.2 Prognos med de univariata jämförelsemodellerna

Prognos med de univariata modellerna sker genom samma typ av rullande metod som beskrivits ovan. Modellerna estimeras genom regression av historiskt värde av ROE mot årets ROE. Detta innebär att prognos av ROE sker för år 2009-2013, med estimerade koefficienter från de fem olika regressionsperioderna. Till exempel prognostiseras ROE år 2009 genom att de estimerade koefficienter från prognosperiod 2003-2007 multipliceras med faktiskt ROE år 2008. Den ettåriga univariata modellens beroende och oberoende variabler i regressionen består av ROE ett enskilt historisk år. Den treåriga univariata modellens beroende och oberoende variabler består av ett treårigt historiskt genomsnitt av ROE.

4.6.3 Prognosförmåga

ROE prognostiseras med både Hous regressionsmodell och jämförelsemodellerna för år 2009-2013.⁹ För att kunna jämföra Hous regressionsmodells prognosförmåga mot de univariata modellernas beräknas samtliga modellers prognosfel genom att subtrahera prognosen från verkligt utfall av ROE. Bedömningen av huruvida Hous regressionsmodell är användbar som prognosmodell testas med hypotes A, medan jämförelsen mellan modellerna och vilken som genererar lägst prognosfel testas i hypotes B.1-B.3.

Hypotes A

Hypotes A utvärderar Hous regressionsmodells lämplighet som prognosmodell för det faktiska utfallet av ROE. Testet avser att statistiskt fastställa om prognosmodellen har ett samband med och kan förklara variationen i verkligt ROE. Detta undersöks genom ett regressionstest. Test kan användas för att utvärdera relationen mellan en oberoende och beroende variabel i en regression, i detta fall prognostiserade ROE och faktiskt utfall av ROE. Då de univariata modellerna i tidigare studier visat sig fungera som prognosmodeller används dessa som benchmark för att göra det möjligt att bedöma om Hous regressionsmodell kan anses ha en användbar prognosförmåga. Testet sker genom att utföra en regression med verkligt utfall av ROE som beroende variabel och prognosen som oberoende variabel.

$$ROE_{faktisk} = \alpha + \beta ROE_{prognos} \quad (9)$$

Koefficienternas storlek och dess signifikans undersöks för att bedöma om det finns en relation mellan regressionsmodellens prognos och det faktiska utfallet. Även förklaringsvärdet, R^2 , analyseras.

Hypotes B

För att besvara hypotes B.1-B.3 beräknas först samtliga tre modellers prognosfel, vilket är skillnaden mellan verkligt ROE och modellernas prognoser:

$$Prognosfel = ROE_{faktisk} - ROE_{prognos} \quad (10)$$

⁹ På grund av att det krävs två respektive fyra år historiska ROE-värden vid prognostisering med de univariata modellerna är det inte möjligt att för samtliga företag prognostisera ROE för år 2009-2013. Därför sker en del bortfall. Antalet bortfall redovisas i avsnitt 5.2

Regressionsmodellen anses ha en bättre prognosförmåga ju närmare noll prognosfelet ligger. Prognosfelet kommer att bli positivt om prognosen underskattar verkligt ROE, medan det blir negativt om ROE överskattas. För att undvika att negativa och positiva prognosfel tar ut varandra undersöks också det absoluta prognosfelet. Ju mindre det absoluta prognosfelet är, desto bättre prognosförmåga har modellen. Prognosfelet tas även i kvadrat för att, dels undvika att över- och underskattningar tar ut varandra, men också för att lägga mer vikt på större avvikande fel.

Modelleras prognosförmåga kontra varandra undersöks genom att jämföra differensen av deras estimerade prognosfel i hypotes B.1-B.3. För att göra jämförelsen av prognosfelen likvärdig elimineras de prognosobservationer som inte finns tillgängliga för samtliga tre modeller. Detta eftersom prognostisering av ROE för olika företag samt olika år leder till att beräkningen av prognosfel fångar upp yttre okontrollerade faktorer. Modeller som kan prognostisera för fler observationer fångar till exempel upp företag i ett tidigare stadium. Dessa typer av avvikelser kan tänkas påverka modellernas prognosförmåga både positivt och negativt och därför utesluts de prognoser som inte finns tillgängliga för samma företag och år i samtliga tre modeller.

I hypotes B.1-B.2 ställs Hous regressionsmodells prognosfel av ROE mot den de univariata modellerna. I hypotes B.3 ställs den ettåriga univariata modellen mot den treåriga. Det som testas är huruvida skillnaden i prognosfel i kvadrat samt absolut prognosfel är lika med noll eller inte. Skillnaden i prognosfel för de tre hypoteserna beräknas enligt följande:

$$B.1: \quad \Delta Prognosfel_1 = Prognosfel_{Hous\ regressionsmodell} - Prognosfel_{ettårig\ univariat\ modell}$$

$$B.2: \quad \Delta Prognosfel_2 = Prognosfel_{Hous\ regressionsmodell} - Prognosfel_{treårig\ univariat\ modell}$$

$$B.3: \quad \Delta Prognosfel_3 = Prognosfel_{ettårig\ univariat\ modell} - Prognosfel_{treårig\ univariat\ modell}$$

4.6.4 Testförförande

Hypotes A

Vid utförandet av regressionstestet är det av intresse att testa om den oberoende variabeln har en relation till den beroende. Detta undersöks genom att testa om estimerad koefficient är signifikant skild från noll eller om relationen beror på en slump. Till vilken grad den oberoende variabeln påverkar den beroende och således hur starkt relationen är avgörs

däremot av storleken på koefficienten. Signifikansen av koefficienten utvärderas för att avgöra om Hous regressionsmodell i denna studie överhuvudtaget är användbar.¹⁰

Om koefficienten är signifikant skild från noll och modellens således är användbar är det i studiens intresse att testa hur relationen av prognosen av ROE med Hous regressionsmodell förhåller sig till faktiskt utfall av ROE. Med de univariata modellerna som benchmark blir detta ytterligare ett sätt att bedöma lämpligheten av att med Hous regressionsmodell prognostisera ROE. Nollhypotesen sätts till att vara:

$$H_0: \hat{\beta}_{ROEprognos} = 1$$

$$H_1: \hat{\beta}_{ROEprognos} \neq 1$$

En koefficient nära eller lika med ett innebär att volatiliteten av prognostiserat och faktisk ROE sammanfaller i genomsnitt. Prognosen följer således variationen av faktiskt utfall av ROE och förutsäger korrekt skillnaden i den beroende variabeln. För att testa hypotesen utförts här ett t-test. T-statistikan beräknas genom¹¹:

$$t_{obs} = \frac{(\hat{\beta}_{ROEprognos} - \beta_{H_0})}{se(\hat{\beta}_{ROEprognos})} \sim t_{n-k-1} \quad (11)$$

där $se(\hat{\beta}_{ROEprognos})$ är standardfelet av koefficienten, $n-k-1$ är antal frihetsgrader, n är lika med antalet observationer och $k+1$ är lika med antal okända parametrar. I studien är frihetsgraderna vid beräkning med STATA lika med 895.¹² Det kritiska värdet hämtas från t-fördelningen (Woolridge, 2012). Beslutsregeln för t-testet är att nollhypotesen förkastas om $|t_{obs}| > t_{n-k-1, \alpha/2}$. Det kritiska värdet vid 895 frihetsgrader och en 5 % signifikansnivå gör att H_0 förkastas om $|t_{obs}| > 1,96$.

Hypotes B

För att i hypotes B.1-B.3 statistisk kunna fastställa om någon, och i sådana fall vilken, regressionsmodell har den bästa prognosförmågan av framtida ROE används ett Wilcoxons teckenrangtest för matchade par. Anledningen till att detta test används är att testet är icke-

¹⁰ STATA beräknar t-statistikan och tar fram p-värdet för koefficienten i anslutning till regressionen. På en 5 % signifikansnivå förkastat nollhypotesen att koefficienten är lika med noll om p-värdet > 0,05.

¹¹ T-testet utgår från antagandet om normalfördelning. Stora urval med många observationer går enligt centrala gränsvärdessatsen mot en normalfördelning (Woolridge, 2012).

¹² Antal observationer: 897, antal okända: 1 (897-1-1 = 895)

parametriskt och kräver därför inte en normalfördelad population.¹³ Däremot antar Wilcoxons teckenrangtest att fördelningen av de två jämförda urvalen är symmetriska och kommer från samma population. Detta test har också använts i liknande studier där man jämför skillnader i prognosfel (t.ex. Fairfield, et al., 1996; Esplin, et al., 2014).

Testet används för att jämföra matchade par och undersöka om paren är lika eller ej; i detta fall prognosfelen mellan två prognosmodeller. För att kontrollera detta subtraheras det ena värdet från det andra. Differenserna mellan paren rangordnas i stigande ordning efter storlek, oavsett tecken, och tilldelas ett rangtal mellan 1 och n , där n är totalt antal par. Genom tilldelning av ett rangtal övergår mätningen från en kvotskala till en ordinalskala. Sedan summeras de positiva och negativa rangerna för sig, i T^+ och T^- , medan differenser lika med noll utesluts. Den mindre av de två summorna T^+ och T^- utgör sedan teststatistikan.

För att lägga högre vikt på stora prognosfel och undvika att olika tecken av prognosfelet tar ut varandra ska testet i denna studie utföras på modellernas prognosfel i kvadrat och absoluta prognosfel. Tre olika tester görs således med följande hypotes:

$$H_0: Median_{prognosfel\ 1} - Median_{prognosfel\ 2} = 0$$

$$H_1: Median_{prognosfel\ 1} - Median_{prognosfel\ 2} \neq 0$$

Det dessa hypoteser testar är om skillnaden av medianen av prognosfelen är signifikant skild från noll. En signifikansnivå på 5 % används. Eftersom antalet observationer är stort¹⁴ antas att populationen approximativt följer en normalfördelning och teststatistikan beräknas istället enligt:

$$Z = \frac{T - \mu_T}{\sigma_T} \approx N(0,1) \quad (12)$$

Där $\mu_T = E(T) = \frac{n(n+1)}{4}$ och $\sigma^2 = Var(T) = \frac{n(n+1)(2n+1)}{24}$. T motsvarar det lägsta värdet av rangsummorna T^+ och T^- , n är antalet differenser av prognosfel. Om nollhypotesen kan

¹³ Wilcoxons teckenrangtest är ett alternativ till t-test för matchade par när det råder osäkerhet om den studerade populationen följer en normalfördelning. Vid ett skewness- och kurtosis-test visade resultatet att population inte följer en normalfördelning och det samma gällde vid plotning av histogram. Se appendix 9.2, tabell 8.1 - 8.3 samt histogram 1-3.

¹⁴ Vid användandet av *signrank* i STATA antar programmet alltid att Z approximativt följer en normalfördelning. I andra program, t.ex. SAS, antar populationen approximativt en normalfördelning vid $n \geq 20$. Den studerade populationen har $n > 20$.

förkastas på en 5 % signifikansnivå kan det inte statistiskt fastställas att någon regressionsmodell har en bättre prognosförmåga. Med en dubbelsidig alternativhypotes förkastas H_0 om $|z_{obs}| > z_{\alpha/2}$. Vid en signifikansnivå på $\alpha = 5\%$ blir beslutregeln således att H_0 förkastat om $|z_{obs}| > 1,96$.

5. Resultat

I avsnittet nedan redovisas den deskriptiva statistiken av studiens data och koefficienterna från regressionerna som utförts för samtliga prognosmodeller. Utöver detta presenteras också prognosfelen och resultaten från regressionstestet och Wilcoxons teckenrangtest.

5.1 Deskriptiv statistik

Nedan redovisas deskriptiv statistik för variablerna som används i regressionsmodellerna. Först presenteras all insamlad data för att ge en överblick av urvalet. Sedan redovisas deskriptiv statistik för den data som används för regressionerna i varje enskild period.

I tabell 2 redovisas observationerna för samtliga företag mellan år 2003–2013. Totalt finns det 1989 observationer tillgängliga för Hous regressionsmodell, 1785 observationer den ettåriga modellen och slutligen 1372 observationen för den treåriga modellen. Skillnaden mellan antalet observationer beror på att modellerna kräver historik olika många år tillbaka i tiden.¹⁵

Tabell 2: Deskriptiv statistik för samtlig insamlad data (2003-2013)

Variabler Hous modell (i milj. kr)	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
<i>Totala tillgångar</i>	1989	11 200	30 400	1 122	3,80	200 000
<i>Årets resultat</i>	1989	639	2 116	43	-11 900	13 300
<i>Op. kassaflöde</i>	1989	1 024	3 014	69	-14 200	19 000
<i>Eget kapital</i>	1989	4 438	12 400	531	-2 051	82 700
<i>Utdelning</i>	1989	343	1 482	12	0	8 419
<i>Periodisering</i>	1989	-404	2000	-26	-29 600	21 800
Univariata Variabler (i %)						
<i>ROE_{ettårig}</i>	1 785	5,74 %	58 %	12,32 %	-771 %	330 %
<i>ROE_{treårig}</i>	1 372	5,71 %	49 %	12,90 %	-445 %	291 %

Variablerna för Hous modell är direkt eller indirekt en del av regressionsmodellen. Operativt kassaflöde används i beräkning av periodisering och eget kapital används i beräkning av ROE. *ROE_{ettårig}* används i regressionen för den ettåriga univariata modellen. *ROE_{treårig}* används i regressionen för den treåriga univariata modellen. I tabellen ingår även variabler för år 2013, vilka inte ingår i regressionerna, utan används vid jämförelse av prognostiserat ROE 2013.

Standardavvikelseerna är för samtliga variabler höga på grund av att företagens storlek varierar eftersom listorna Small, Medium och Large Cap används. Till exempel är min- och maxvärdet för *Totala tillgångar* 3,80 miljoner kronor respektive 200 000 miljoner kronor. Eget kapital antar ett minsta värde som är negativt, på grund av att ett företag i urvalet redovisar negativt eget kapital. Min- och maxvärdet för *ROE_{ettårig}* och *ROE_{treårig}* varierar från

¹⁵ Den ettåriga modellen har inte ROE tillgänglig för år 2003 då eget kapital för 2002 inte ingår i dataurvalet. Den treåriga modellen har inte ROE tillgänglig för år 2003-2005, då data från 2000-2003 som krävs i uträkningen inte ingår i urvalet.

-771 % till 330 % respektive -445 % till 290 % trots att justering för extremvärden har utförts.

¹⁶ Medelvärde för $ROE_{ettårig}$ och $ROE_{treårig}$ ligger på 5,74 % respektive 5,71 %, medan medianen ligger på 12,32 % respektive 12,90 %. Medianen anses vara mer representativ för studiens urval på grund av att de höga extremvärdena inte påverkat medianen i samma utsträckning som medelvärdet. Standardavvikelsen är lägre för $ROE_{treårig}$ än för $ROE_{ettårig}$ eftersom ett genomsnitt minskar effekten av avvikande värden. I tabell 3.1-3.5 nedan redovisas samtliga variabler som ingår i regressionerna mellan år 2003-2012.

Tabell 3.1: Deskriptiv statistik för regressionsperiod 2003-2008

Variabler Hous modell (i milj. kr)	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Dummy variabel (0-1)						
Årets resultat _{t+1}	787	712	2 191	52	-6 264	13 300
Totala tillgångar	787	10 800	30 800	909	3,80	200 000
Årets resultat	787	666	2 096	47	-3 615	13 300
Eget kapital	787	4 329	12 500	442	-74	82 700
Utdelning	787	309	1 023	8,10	0	8 419
Periodisering	787	-322	1 841	-16	-17 400	21 800
Dummy: Betald utdelning	787	0,57	0,50	1	0	1
Dummy: Negativt resultat	787	0,25	0,43	0	0	1
Univariata Variabler (i %)						
$ROE_{ettårig,t+1}$	610	10,31 %	57 %	17,29 %	-545,87 %	314,33 %
$ROE_{ettårig,t}$	610	6,70 %	68 %	16,68 %	-771,31 %	285,33 %
$ROE_{treårig,t+1}$	280	9,13 %	51 %	17,86 %	-365,90 %	150,00 %
$ROE_{treårig,t}$	280	4,18 %	59 %	14,10 %	-445,97 %	112,72 %

I period 2003-2008 utförs regressionen med data från 2004-2008 för de beroende variablerna $\text{Årets resultat}_{t+1}$, $ROE_{ettårig,t+1}$, $ROE_{treårig,t+1}$ och av data från 2003-2007 för resterande oberoende variabler. Samtliga variabler för Hous modell redovisas i miljoner kr, förutom "Betald utdelning" som är lika med 1 om utdelning skett, och "Negativt resultat" som är lika med 1 om det redovisade resultatet är negativt.

Tabell 3.2: Deskriptiv statistik för regressionsperiod 2004-2009

Variabler Hous modell (i milj. kr)	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Dummy variabel (0, 1)						
Årets resultat _{t+1}	841	646	2 171	49	-11 900	13 300
Totala tillgångar	841	11 000	30 900	948	4,82	200 000
Årets resultat	841	712	2 119	53	-6 264	13 300
Eget kapital	841	4 361	12 600	488	-74,03	82 700
Utdelning	841	346	1 118	12 300	0	8 419
Periodisering	841	-301	1 523	-15	-15 300	9 173
Dummy: Betalt utdelning	841	0,61	0,49	1	0	1
Dummy: Negativt resultat	841	0,24	0,42	0	0	1
Univariata Variabler (i %)						
$ROE_{ettårig,t+1}$	794	8,80 %	53 %	14,82 %	-546 %	314 %
$ROE_{ettårig,t}$	794	8,04 %	65 %	16,15 %	-771 %	314 %
$ROE_{treårig,t+1}$	436	8,45 %	47 %	15,87 %	-366 %	210 %
$ROE_{treårig,t}$	436	7,23 %	54 %	17,49 %	-446 %	150 %

I period 2004-2009 utförs regressionen med data från 2005-2009 för de beroende variablerna $\text{Årets resultat}_{t+1}$, $ROE_{ettårig,t+1}$, $ROE_{treårig,t+1}$ och av data från 2004-2008 för resterande oberoende variabler.

¹⁶ Observationerna har bekräftats stämma genom kontroll mot företagens årsredovisningar. Avvikelserna beror således inte på felaktig inhämtning av data utan på grund av att totalt 5 av 214 företag redovisat ett ovanligt lågt/högt eget kapital under någon av perioderna.

Tabell 3.3: Deskriptiv statistik för regressionsperiod 2005-2010

Variabler Hous modell (i milj. kr)	Antal	Medel	SD	Median	Min	Max
Dummy variabel (0-1)	Obs					
<i>Årets resultat_{t+1}</i>	895	687	2256	50	-11 900	13 300
<i>Totala tillgångar</i>	895	11 200	30 700	1 055	8,57	200 000
<i>Årets resultat</i>	895	647	2172	49	-11 900	13 300
<i>Eget kapital</i>	895	4 366	12 500	518	-74	82 700
<i>Utdelning</i>	895	346	1 143	13	0	8 419
<i>Periodisering</i>	895	-404	1 993	-20	-26 700	9 173
<i>Dummy: Betalt utdelning</i>	895	0,61	0,49	1	0	1
<i>Dummy: Negativt resultat</i>	895	0,25	0,44	0	0	1
Univariata Variabler (i %)						
<i>ROE_{ettårig,t+1}</i>	848	9,12 %	53 %	13,66 %	-546 %	330 %
<i>ROE_{ettårig,t}</i>	848	8,52 %	60 %	14,82 %	-771 %	314 %
<i>ROE_{treårig,t+1}</i>	609	8,09 %	46 %	14,50 %	-366 %	291 %
<i>ROE_{treårig,t}</i>	609	7,98 %	51 %	16,09 %	-446 %	210 %

I period 2005-2010 utförs regressionen med data från 2006-2010 för de beroende variablerna *Årets resultat_{t+1}*, *ROE_{ettårig,t+1}*, *ROE_{treårig,t+1}* och av data från 2005-2009 för resterande oberoende variabler.

Tabell 3.4: Deskriptiv statistik för regressionsperiod 2006-2011

Variabler Hous modell (i milj. kr)	Antal	Medel	SD	Median	Min	Max
Dummy variabel (0-1)	Obs					
<i>Årets resultat_{t+1}</i>	934	666	2 226	46	-11 900	13 300
<i>Totala tillgångar</i>	934	11 100	30 300	1 130	19	200 00
<i>Årets resultat</i>	934	658	2 213	47	-11 900	13 300
<i>Eget kapital</i>	934	4 392	12 400	540	-484	82 700
<i>Utdelning</i>	934	339	1 157	14	0	8 419
<i>Periodisering</i>	934	-431	2 068	-24	-26 700	9 173
<i>Dummy: Betalt utdelning</i>	934	0,61	0,49	1	0	1
<i>Dummy: Negativt resultat</i>	934	0,25	0,44	0	0	1
Univariata Variabler (i %)						
<i>ROE_{ettårig,t+1}</i>	895	7,33 %	56 %	12,29 %	-771 %	330 %
<i>ROE_{ettårig,t}</i>	895	10,16 %	53 %	13,73 %	-545 %	330 %
<i>ROE_{treårig,t+1}</i>	793	7,01 %	46 %	13,35 %	-445 %	290 %
<i>ROE_{treårig,t}</i>	793	7,90 %	49 %	15,85 %	-445 %	290 %

I period 2006-2011 utförs regressionen med data från 2007-2011 för de beroende variablerna *Årets resultat_{t+1}*, *ROE_{ettårig,t+1}*, *ROE_{treårig,t+1}* och av data från 2006-2010 för resterande oberoende variabler.

Tabell 3.5: Deskriptiv statistik för regressionsperiod 2007-2012

Variabler Hous modell (i milj. kr)	Antal	Medel	SD	Median	Min	Max
Dummy variabel (0-1)	Obs					
<i>Årets resultat_{t+1}</i>	966	616	2 166	37	-12 200	13 600
<i>Totala tillgångar</i>	966	11 200	30 200	1 176	28	200 000
<i>Årets resultat</i>	966	645	2192	43	-11 900	13 300
<i>Eget kapital</i>	966	4 435	12 300	560	-1 601	82 700
<i>Utdelning</i>	966	348	1 183	14	0	8 419
<i>Periodisering</i>	966	-429	2 035	-26	-29 600	9 173
<i>Dummy: Betalt utdelning</i>	966	0,61	0,49	1	0	1
<i>Dummy: Negativt resultat</i>	966	0,26	0,44	0	0	1
Variabler (i %)						
<i>ROE_{ettårig,t+1}</i>	934	5,46 %	54 %	10,38 %	-771 %	330 %
<i>ROE_{ettårig,t}</i>	934	8,00 %	58 %	12,40 %	-771 %	330 %
<i>ROE_{treårig,t+1}</i>	847	6,48 %	44 %	11,97 %	-446 %	291 %
<i>ROE_{treårig,t}</i>	847	7,81 %	46 %	13,45 %	-446 %	291 %

I period 2007-2012 utförs regressionen med data från 2008-2012 för de beroende variablerna *Årets resultat_{t+1}*, *ROE_{ettårig,t+1}*, *ROE_{treårig,t+1}* och av data från 2007-2011 för resterande oberoende variabler.

Medelvärde och medianen för samtliga variabler i Hous regressionsmodell ligger i ett jämnt intervall under alla perioder. Genomsnittet av dummy-variabeln *Betald utdelning* är mellan 0,57-0,61, vilket betyder att utdelning betalades ut i mer än hälften av observationerna under den studerade perioden. För dummy-variabeln *Negativt resultat* ligger genomsnittet mellan 0,22-0,26 och tyder på att fler företag redovisat positivt resultat än negativt under den studerade perioden.

För variablerna *ROE_{ettårig,t}* och *ROE_{treårig,t}* är medianen större än medelvärdet för samtliga perioder. Detta förklaras av att lägsta *ROE_{ettårig,t}* för period 2003-2008 är -771 % samtidigt

som maxvärdet är 285 %. Denna låga räntabilitet i jämförelse med maxvärdet skiftar medelvärde nedåt medan medianen inte påverkas lika markant. Medelvärde av de beroende variablerna $ROE_{ettårig,t+1}$ och $ROE_{treårig,t+1}$ är fram till och med period 2005-2010 högre än motsvarande oberoende variabler, $ROE_{ettårig,t}$ respektive $ROE_{treårig,t}$. Efter den perioden är de beroende variablerna högre. ROE har således i genomsnitt varit högre nästkommande år fram till år 2010, och efter detta har ROE i genomsnitt var lägre än föregående år.

5.2 Prognosmodellerna

5.2.1 Hous regressionsmodell

Tabell 4.1: Estimerade koefficienter av Hous regressionsmodell:

$$R_{i,t+1} = a_0 + a_1T_{i,t} + a_2U_{i,t} + a_3BU_{i,t} + a_4R_{i,t} + a_5NR_{i,t} + a_6P_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

Variabler	2003-2008	2004-2009	2005-2010	2006-2011	2007-2012
	R_{t+1}	R_{t+1}	R_{t+1}	R_{t+1}	R_{t+1}
Totala tillgångar (T_i)	0,0233 (0,000)	-0,0140 (0,000)	-0,0080 (0,002)	-0,0145 (0,000)	-0,0170 (0,000)
Utdelning (U_i)	0,4222 (0,000)	0,4303 (0,000)	0,2561 (0,000)	0,6011 (0,000)	0,4376 (0,000)
Årets resultat (R_i)	0,5302 (0,000)	0,7831 (0,000)	0,7838 (0,000)	0,5773 (0,000)	0,6403 (0,000)
Periodisering (P_i)	0,0601 (0,000)	-0,5800 (0,000)	-0,4040 (0,000)	-0,4396 (0,000)	-0,6237 (0,000)
Betald utdelning (BU_i)	71 701 (0,336)	18 380 (0,837)	55 527 (0,535)	111 650 (0,167)	141 774 (0,067)
Negativt resultat (NR_i)	21 322 (0,799)	5730 (0,995)	29190 (0,772)	163845 (0,857)	55 939 (0,518)
Konstant	-10 778 (0,828)	38 754 (0,618)	3 142 (0,968)	-18 181 (0,800)	-56 234 (0,414)
Observationer	787	841	895	934	966
R^2	85,37 %	79,70 %	79,55 %	81,19 %	79,70 %
Justerat R^2	85,26 %	79,43 %	79,41 %	81,07 %	79,57 %

(p-värde inom parantes)

I tabellen redovisas koefficienterna från regressionen av Hous regressionsmodell för samtliga regressionsperioder. Redovisat resultat $t+1$ har med ovanstående koefficienter prognostiserats. Koefficienterna från period 2003-2008 har använts för att prognostisera redovisat resultat år 2009, period 2004-2009 har använts för prognostisering av redovisat resultat 2010 osv.

De flesta koefficienter från Hous regressionsmodell är signifikanta, medan konstanterna inte är det. Icke signifikanta konstanter tyder på att de oberoende variablerna förklarar tillräckligt mycket av variationen i den beroende variabeln (Skogsvik, 2002). I studien av Hou et al. är majoriteten av koefficienterna positiva, vilket innebär att dessa variabler uppvisar en positiv relation till redovisat resultat. Detta gäller även i denna studie. Koefficienterna för periodisering är i både denna studie och i studien av Hou et al. negativa. I denna studie är dessutom koefficienten för tillgångar negativ, förutom i period 2003-2008. Det betyder således att om periodiseringarna eller tillgångarna ökar i ett bolag blir prognostiserat redovisat resultatet lägre kommande period.

Något som skiljer sig från resultaten av Hou et al. är dummy-variablerna. Ingen av dessa är statistiskt signifikanta i denna studie och storleksgraden av dem är också avvikande. Dummy-

variablerna *BU* och *NR* bidrar alltså inte med information till regressionsmodellen och estimeringen av dessa variabler kan vara felaktig. Dock strävar studien efter att följa regressionsmodellen presenterad av Hou et al. Därför har bedömningen gjorts att variablerna trots insignifikans bör behållas i modellen för att inte riskera att information utelämnas. I denna studie har Hous regressionsmodell ett R^2 på 79,55-85,44 %, Det innebär att variablerna i regressionsmodellen förklarar en stor del av variationen av framtida redovisat resultat. Detta höga förklaringsvärde överensstämmer med det förklaringsvärde Hou et al. fann i sin studie, då R^2 var mellan 80-85 %. Det justerade R^2 mellan 79,41-85,26 befinner sig nära R^2 och regressionsmodellen inkluderar således inte för många förklaringsvariabler.

5.2.2 Univariata jämförelsemodellerna

Tabell 4.2: Estimerade koefficienter för ettåriga univariata modellen: $ROE_{ettårig,t+1} = \alpha + \beta ROE_{ettårig,t} + e_{t+1}$

	2003-2008	2004-2009	2005-2010	2006-2011	2007-2012
Variabler	$ROE_{ettårig,t+1}$	$ROE_{ettårig,t+1}$	$ROE_{ettårig,t+1}$	$ROE_{ettårig,t+1}$	$ROE_{ettårig,t+1}$
$ROE_{ettårig,t}$	0,3872 (0,000)	0,3786 (0,000)	0,3701 (0,000)	0,8584 (0,000)	0,6884 (0,000)
Konstant	0,0772 (0,000)	0,0575 (0,001)	0,0606 (0,000)	-0,045 (0,276)	-0,0307 (0,441)
Observationer	610	794	848	895	934
R^2	21,53 %	18,83 %	17,94 %	11,36 %	10,38 %
Justerat R^2	21,40 %	18,73 %	17,84 %	11,26 %	10,29 %

(p-värde inom parantes)

I tabellen redovisas koefficienterna från regressionen av den ettåriga univariata modellen för samtliga regressionsperioder. $ROE_{ettårig,t}$ är den oberoende variabeln i regressionen. Med ovanstående koefficienter prognostiseras $ROE_{ettårig,t+1}$.

Tabell 4.3: Estimerade koefficienter för treåriga univariata modellen: $ROE_{treårig,t+1} = \alpha + \beta(ROE_{treårig,t}) + e_{t+1}$

	2003-2008	2004-2009	2005-2010	2006-2011	2007-2012
Variabler	$ROE_{treårig,t+1}$	$ROE_{treårig,t+1}$	$ROE_{treårig,t+1}$	$ROE_{treårig,t+1}$	$ROE_{treårig,t+1}$
$ROE_{treårig,t}$	0,7894 (0,000)	0,8045 (0,000)	0,8214 (0,000)	0,8280 (0,000)	0,8500 (0,000)
Konstant	0,0478 (0,055)	0,0265 (0,004)	0,0154 (0,054)	0,0047 (0,534)	-0,0016 (0,826)
Observationer	280	436	609	793	847
R^2	66,51 %	73,56 %	74,81 %	71,39 %	61,27 %
Justerat R^2	66,33 %	73,48 %	74,76 %	71,35 %	61,22 %

(p-värde inom parantes)

I tabellen redovisas koefficienterna från regressionen av den treåriga univariata modellen för samtliga regressionsperioder. $ROE_{treårig,t}$ är den oberoende variabel som använts i regressionen. Med ovanstående koefficienter prognostiseras $ROE_{treårig,t+1}$.

Koefficienterna för både den ettåriga och den treåriga univariata modellen är större än noll men mindre än ett. Detta tyder på att det förekommer en mean reversion-process, och är således i linje med tidigare forskning av bl.a. Beaver (1970) och Skogsvik (2002). Den treåriga univariata modellen uppvisar högre koefficienter som är mer stabila över prognosperioderna, mellan 0,7894-0,8500, jämfört med den ettåriga univariata modellens koefficienter på 0,3872-0,8584.

I de båda univariata modellerna är de oberoende variablerna statistiskt signifikanta. Konstanten i den ettåriga modellen är inte signifikanta för period 2006-2011 och 2007-2012, men signifikanta resterande perioder. Detta innebär att det kan finnas fler variabler än

$ROE_{ett\bar{a}rig}$ som kan förklara $ROE_{ett\bar{a}rig,t+1}$, men som inte kontrolleras för. Detta är också tydligt vid betraktandet av R^2 som ligger mellan 10,38% - 21,40 % för den ettåriga modellen, i jämförelse med den treåriga modellen vars R^2 är mellan 61,22-74,76 %. Sammanfattningsvis har den treåriga modellen förklarat variationen av framtida ROE bättre än den ettåriga modellen.¹⁷

5.3 Prognosfel

I tabell 5.1-5.3 nedan redovisas prognosfelen som regressionsmodellerna genererat för den studerade perioden. Prognosfelen redovisas även i kvadrat och i absolut värde. För att öka jämförbarheten är observationerna justerade så att samtliga modellers prognos jämförs med samma verkliga utfall av ROE, för samma företag och samma år. Därför har en del observationer för Hous regressionsmodell och den ettåriga univariata modellen utesluts.

Tabell 5.1: Prognosfel i Hous regressionsmodell

Regressionsmodellen	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Totalt Prognosfel	897	-0,1141	0,4961	-0,0620	-4,86	7,10
Prognosfel i kvadrat	897	0,2588	2,1100	0,0122	4,4e-09	50,38
Absolut prognosfel	897	0,2419	0,4478	0,1105	6,6e-06	7,10

I tabellen redovisas prognosfelen genererade med Hous regressionsmodell. Det totala prognosfelet har beräknats genom att subtrahera ROE prognostiserat med Hous regressionsmodell från det verkliga utfallet av ROE samma år.

Tabell 5.2: Prognosfel i ettåriga univariata modellen

Ettårig univariat modell	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Totalt Prognosfel	897	-0,0334	0,5385	0,0121	-6,53	8,01
Prognosfel i kvadrat	897	0,2908	2,9908	0,0073	1,5e-10	64,20
Absolut prognosfel	897	0,2033	0,4998	0,0853	1,2e-6	8,01

I tabellen redovisas prognosfelen genererade med den ettåriga univariata modellen. Det totala prognosfelet har beräknats genom att subtrahera ROE prognostiserat med den ettåriga univariata modellen från det verkliga utfallet av ROE samma år.

Tabell 5.3: Prognosfel i treåriga univariata modellen

Treårig univariat modell	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Totalt Prognosfel	897	-0,0449	0,5356	-0,0173	-7,33	8,14
Prognosfel i kvadrat	897	0,2884	3,1146	0,0065	8,3e-10	66,24
Absolut prognosfel	897	0,1958	0,5004	0,0806	2,9e-06	8,14

I tabellen redovisas prognosfelen genererade med den treåriga univariata modellen. Det totala prognosfelet har beräknats genom att subtrahera ROE prognostiserat med den treåriga univariata modellen från det verkliga utfallet av ROE samma år.

Hous regressionsmodell har högst totalt prognosfel med ett medelvärde på -0,1141 och en median på -0,0620. Standardavvikelsen är däremot mindre än för de andra modellerna, vilket tyder på att Hous modell prognostiserar ROE inom ett mer snävt intervall. Vid betraktande av prognosfelen i kvadrat uppvisar Hous modell det lägsta medelvärdet, men fortfarande en högre median. De absoluta prognosfelen är lägst för den treåriga univariata modellen, med ett medelvärde på 0,1958 jämfört med 0,2419 och 0,2419, samt en median på 0,0806 jämfört med 0,0853 respektive 0,1105. Sammanfattningsvis är medelvärdena av prognosfelen relativt lika mellan de tre modellerna, medan medianen av prognosfelen är lägre för de univariata modellerna.

¹⁷ Värt att nämna att Hous modells och de univariata modellernas R^2 inte är helt jämförbara eftersom den oberoende variabeln inte är samma.

5.4 Statistiska test

5.4.1 Hypotes A: Regressionstest

I tabell 6 redovisas koefficienterna och dess signifikans från regressionstesten för de tre regressionsmodellerna med verkligt utfall av ROE som beroende variabel. Vidare redovisas förklaringsvärdet och resultaten från t-testet.

Tabell 6: Estimerade värden från regressionstestet: $ROE_{faktisk} = \alpha + \beta ROE_{prognos}$

Oberoende variabel	Antal Obs	$\hat{\alpha}$ (p-värde)	$\hat{\beta}$ (p-värde)	R^2	Justerad R^2	t-test (p-värde)
Hous regressionsmodell	897	-0,0458 (0,000)	0,4870 (0,000)	0,2247	0,2238	16,9676 (0,0000)
Ettårig univariat modell	897	0,0076 (0,007)	0,5521 (0,000)	0,1439	0,1429	9,9489 (0,0000)
Treårig univariat modell	897	-0,0215 (0,039)	0,7019 (0,000)	0,2326	0,2354	7,0668 (0,0000)

(p-värde inom parantes)

Tabellen ovan redovisar resultaten från regressionstesten. Testen har utförts genom regression av prognostiserat ROE med verkligt utfall av ROE som beroende variabel. Kolumnen t-test redovisar t-statistikan från hypotesen om $\beta = 1$.

I regressionstesterna är samtliga koefficienter och konstanter signifikanta på en 5 % signifikansnivå. Koefficienterna ligger på 0,4870 för Hous regressionsmodell och på 0,5521 samt 0,7019 för den ettåriga univariata modellen respektive den treåriga univariata modellen. Ett t-test används för att testa nollhypotesen om huruvida koefficienten är lika med ett, mot alternativhypotesen att den är skild från ett. H_0 förkastas på en 5 % signifikansnivå om $t > 1,96$. Alla tre modeller har t-statistiska över detta kritiska värde vilket innebär att hypotesen att koefficienten är signifikant lika med ett kan förkastas för samtliga modeller.

Vid studerandet av förklaringsvärdet har den treåriga univariata modellen högt R^2 på 23,26 %, tätt följt av Hous regressionsmodell med förklaringsvärde 22,47 %. Den ettåriga univariata modellen har det lägsta förklaringsvärdet med R^2 19,61 %.

5.4.2 Hypotes B: Wilcoxons teckenrangtest

I tabell 7.1 redovisas resultaten av testet mellan Hous regressionsmodell mot den ettåriga univariata modellen. Testet ger z-värden på 2,379 för prognosfel i kvadrat respektive 2,905 för absolut prognosfel. I tabell 7.2 används den treåriga modellen som jämförelsemodell och testet ger z-värden på 4,844 respektive 5,195. I tabell 7.3 redovisas resultatet av testet mellan den ettåriga univariata och den treåriga univariata modellen, där z-värdena ligger på 3,511 respektive 3,539. Under hypotes B.1-B.3 förkastas H_0 på en 5 % signifikansnivå om z-värdet överstiger 1,96. Således kan samtliga nollhypoteser förkastas. Detta betyder att skillnaden i median av prognosfelen i kvadrat och absolut prognosfel mellan modellerna är signifikant

skild från noll. I testet av prognosfel i kvadrat mellan Hous regressionsmodell och den ettåriga univariata modellen är p-värdet dock 0,0173, vilket betyder att hypotesen inte kan förkastas på en 1 % signifikansnivå.

Tabell 7.1: Test av skillnad i median av prognosfel mellan Hous modell och ettårig univariat

Prognosfel i kvadrat				Absolut prognosfel			
Tecken	Antal Obs	T	Förväntad	Tecken	Antal Obs	T	Förväntad
Positiv	466	220324	201825.5	Positiv	466	224411	201825.5
Negativ	432	183327	201825.5	Negativ	432	179240	201825.5
Noll	0	0	0	Noll	0	0	0
Totalt	897	403651	403651	Totalt	897	403651	403651
	z-värde	p-värde	H₀		z-värde	p-värde	H₀
	2,379	0,0173	Förkastas		2,905	0,0037	Förkastas

Positiva tecken är antal högre prognosfel med Hous regressionsmodell. Negativa tecken är antal högre prognosfel med ettåriga univariata modellen. T är totala positiva respektive negativa ranger.

Tabell 7.2: Test av skillnad i median av prognosfel mellan Hous modell och treårig univariat

Prognosfel i kvadrat				Absolut prognosfel			
Tecken	Antal Obs	T	Förväntad	Tecken	Antal Obs	T	Förväntad
Positiv	508	239484	201825.5	Positiv	508	242214	201825.5
Negativ	390	164167	201825.5	Negativ	390	161437	201825.5
Noll	0	0	0	Noll	0	0	0
Totalt	897	403651	403651	Totalt	897	403651	403651
	z-värdet	p-värde	H₀		z-värdet	p-värde	H₀
	4,844	0,0000	Förkastas		5,195	0,0000	Förkastas

Positiva tecken är antal högre prognosfel med Hous regressionsmodell. Negativa tecken är antal högre prognosfel med treåriga univariata modellen. T är totala positiva respektive negativa ranger.

Tabell 7.3: Test av skillnad i median av prognosfel mellan ettårig och treårig univariat

Prognosfel i kvadrat				Absolut prognosfel			
Tecken	Antal Obs	Summa rank	Förväntad	Tecken	Antal Obs	Summa rank	Förväntad
Positiv	491	229124	201825.5	Positiv	491	229341	201825.5
Negativ	407	174527	201825.5	Negativ	407	174310	201825.5
Noll	0	0	0	Noll	0	0	0
Totalt	897	403651	403651	Totalt	897	403651	403651
	z-värdet	p-värde	H₀		z-värdet	p-värde	H₀
	3,511	0,0004	Förkastas		3,539	0,0000	Förkastas

Positiva tecken är antal högre prognosfel med ettåriga univariata modellen. Negativa tecken är antal högre prognosfel med ettåriga univariata modellen. T är totala positiva respektive negativa ranger.

6. Analys

För att besvara studiens hypoteser och frågeställningar undersöks i följande avsnitt betydelsen av de resultat som presenterats ovan. Först utvärderas regressionstestet och dess innebörd för hypotes A. Sedan förs en analys över skillnaderna i prognosfel samt resultaten av teckenrangstestet för att besvara hypotes B. Avsnittet avslutas med två känslighetsanalyser som testar vilken inverkan de antaganden som gjorts i studien har haft på slutresultatet.

6.1 Analys av resultat

6.1.1 Hypotes A: Hous regressionsmodells lämplighet som prognosmodell

I tabell 6 redovisas resultatet från regressionstestet. Syftet är att avgöra om prognoserna av ROE med Hous regressionsmodells har en signifikant relation med verkligt utfall av ROE. Då de univariata modellerna i studien antas vara lämpliga prognosmodeller, med hänsyn till tidigare forskning, kan dess relation till verkligt ROE användas som benchmark vid

bedömningen av Hous regressionsmodell. Resultaten visar att koefficienterna för samtliga modeller är signifikanta och således skilda från noll. Detta innebär att alla tre modellers prognoser har en signifikant relation till verkligt utfall av ROE och bedöms därför vara lämpliga att använda som prognosmodeller.

För att ytterligare ställa Hous regressionsmodells lämplighet som prognosmodell i relation till tidigare studerade univariata modeller utförs ett t-test. Nollhypotesen $\beta=1$ mot alternativhypotesen $\beta \neq 1$ syftar till att bedöma hur prognosen av ROE med Hous regressionsmodell följer verkligt utfall av ROE. I resultatavsnittet visas att nollhypotesen förkastas för alla tre modeller. Detta innebär att ROE prognostiserat med Hous regressionsmodell inte helt sammanfaller med volatiliteten av faktiskt ROE, men detta gäller även de univariata modellerna. Prognosens relation till verkligt utfall av ROE skiljer sig inte märkvärt ifrån de redan studerade prognosmodellernas relation.

Intressant är även förklaringsvärdet, R^2 . Den treåriga univariata modellen och Hous regressionsmodell uppvisar närliggande förklaringsvärden, medan den univariata modellen förklarar mindre av faktisk ROE.

Sammanfattningsvis bedöms Hous regressionsmodell med hänsyn till dess signifikanta koefficient vara möjlig att använda som prognosmodell. Med de univariata modellerna som benchmark testas om relationen till verkligt utfall av ROE är jämbördig förhållandet som prognoserna med Hous regressionsmodell uppvisar. Resultaten visar att både koefficienten och förklaringsvärdet från prognoserna med Hous regressionsmodell är jämförbar med de univariata modellernas. Detta medför att även Hous modell anses bidra med användbar information vid prognostisering. Det är vidare intressant att jämföra och analysera vilken av modellerna som genererar lägst prognosfel och således svara på hypotes B.1-B.3.

6.1.2 Hypotes B: Jämförelse mellan regressionsmodellernas prognosförmåga

Prognosfel

Tabell 5.1-5.3 visar att medelvärdet av prognosfelen ligger inom ett tätt intervall där den ettåriga univariata modellen visar lägst medelvärde av totalt prognosfel, Hous regressionsmodell visar läst prognosfel i kvadrat och den treåriga visar läst absolut prognosfel. Däremot är standardavvikelsen av prognosfelen lägst i Hous regressionsmodell vilket betyder att prognostiseringen av ROE sker inom ett tätare intervall jämfört med de

univariata modellerna. Det går således att konstatera att Hous regressionsmodell förefaller generera färre extrema prognoser, till skillnad från de univariata modellerna som prognostiserat fler avvikande värden. Detta är en förklaring till varför medelvärdet av prognosfelet i kvadrat är lägst för Hous regressionsmodell. I tabellen ses också att medelvärdet av det totala prognosfelet är negativt för samtliga modeller. Följaktligen innebär det att alla tre modeller i genomsnitt överestimerat prognosen av framtida ROE. En överestimering sker också i studien av Hou et al., där modellen överestimerat framtida redovisade resultat (Hou et al., 2012, s. 512).

Medianen av samtliga prognosfel är lägst för den treåriga univariata modellen och högst för Hous regressionsmodell. Varför det är skillnad i resultat mellan medelvärdet av prognosfelen och medianen av prognosfelen beror på att medianvärdet är mindre känslig för extremvärden. Min- och maxvärdena i de univariata modellerna är mer extrema än i Hous regressionsmodell och detta gör att medelvärdet för prognosfelet blir sämre än medianen. Vid beaktandet av urvalets extremvärden är det rimligt att anta att medianen av prognosfelen är mer representativ.

Wilcoxons teckenrangtest

För att besvara hypotes B.1-B.3 används Wilcoxons teckenrangtest för att undersöka om skillnaden mellan medianen för prognosfelen är signifikant skild från noll. Resultatet i tabell 7.1-7.3 visar att samtliga nollhypoteser kan förkastas på en 5 % signifikansnivå. Det är således en signifikant skillnad mellan modellernas prognosförmåga.

I tabell 7.1 och 7.2 ger testet positiva z-värden. Då jämförelsemodellernas median av prognosfel subtraheras från Hous modells median av prognosfel innebär positiva tal att Hous regressionsmodell har fler högre prognosfel, både i kvadrat och absolut värde. Detta är således i linje med tidigare forskning, då en univariat modell visat sig vara bättre än en multivariat (Skogsvik, 2008). I tabell 7.3 ger testen också positiva z-värden. Då den treåriga univariata modellens median av prognosfel subtraheras från den ettåriga betyder detta att den treåriga univariata modellen har ett lägre antal prognosfel.

Det ska tilläggas att i testet mellan den ettåriga univariata modellen och Hous regressionsmodell förekommer 466 positiva ranger samt 432 negativa ranger, vilket betyder att det endast är i 32 fall som den ettåriga modellen har lägre prognosfel. Skillnaden mellan modellerna är inte stor, men trots detta signifikant.

I denna studie har både den ettåriga och den treåriga univariata modellen visat sig utföra bättre prognoser än Hous regressionsmodell. Vidare konstateras att den treåriga modellen i studien ger bäst prognoser. Hous regressionsmodell har alltså trots sitt höga förklaringsvärde inte en bättre prognosförmåga än jämförelsemodellerna. Det högre R^2 behöver således inte indikera att regressionsmodellen är överlägsen, utan visar endast hur stor del av den totala variationen av redovisat resultat som förklaras av variablerna i Hous regressionsmodell (Woolridge, 2012). Utifrån dessa resultat kan Hous regressionsmodell inte anses bidra till en bättre prognos av ROE än de univariata modellerna.

Dock ska ytterligare framföras att det icke-parametriska test som används har lägre statistisk stryka än ett parametriskt test (Newbold et al., 2013). Den parametriska motsvarigheten till Wilcoxons teckenrangtest är ett t-test för matchande par, vilken jämför parens medelvärde. Till skillnad från medianen av prognosfel då den treåriga modellen hade lägst totalt prognosfel, absolut prognosfel och prognosfel i kvadrat, var detta inte fallet för medelvärdet av prognosfelen. Då det är skillnad mellan medelvärdena och medianerna i studien bör slutsatsen om att den treåriga univariata modellen har bäst prognosförmåga tolkas med försiktighet. Som tidigare nämnt bedöms dock jämförelse av median vara mer representativt för populationen, då höga standard avvikelser inte påverkar medianen i samma utsträckning som medelvärdet.

6.2 Känslighetsanalys¹⁸

Studien har visat att Hous regressionsmodell inte ger bättre prognoser än de univariata modellerna. För att undersöka om och hur resultatet påverkats av de antaganden som valts att användas i studien utförs känslighetstest. Det som analyseras är hanteringen av extremvärden samt elimineringen av företag inför beräkningen av prognosfel och Wilcoxons teckenrangtest.

6.2.1 Extremvärden

Värden på variabler som avviker mer än fem standardavvikelser från medelvärdet har i studien klassats som extrema och ansågs således inte representativa för den valda populationen. Samtliga värden över denna gräns justerades till att vara lika med gränsvärdet plus eller minus fem standardavvikelser ifrån medelvärdet. Variablerna, koefficienterna från regressionerna och resultatet från testerna med ojusterad data redovisas i appendix (se avsnitt

¹⁸ Känslighetstesten utförs med samma metod som resterande studie, med förändring i det specifika antagandet. Resultaten redovisas i detalj i appendix.

9.2). I tabell 9.1 i appendix presenteras deskriptiv statistik före justeringen av det totala urvalet och i tabell 9.2-9.6 presenteras deskriptiv statistik för varje regressionsperiod. Värdena på variablerna skiljer sig inte avsevärt från dem efter justering och precis som förväntat ökar standardavvikelsen till följd av fler extremvärden. I tabell 9.1 visas att ett min- och maxvärde av ROE innan justering ligger på -3600 % respektive 4330 %. Det är en anledning till att gränsvärdena vid justering blev höga och att observationerna i huvudstudien fortfarande är extrema.

Det är intressant att undersöka om justeringen av dessa extremvärden påverkat slutresultatet i studien. I tabell 10.1-10.3 i appendix redovisas koefficienterna från regressionerna av de tre modellerna för varje prognosperiod. Koefficienterna skiljer sig en aning från huvudstudien, men det är inga betydande avvikelser i signifikans eller tecken. ROE-koefficienterna är lägre innan justering av extremvärdena, vilket betyder att de har en lägre effekt på prognosen än efter justering. Förklaringsvärdet ligger inom ett liknande intervall som i huvudstudien.

I tabell 11.1-11.3 redovisas de estimerade prognosfelen för samtliga modeller. Utan justering för extremvärden visar sig Hous regressionsmodell ha högre medelvärden för prognosfel än de univariata modellerna, vilket skiljer sig från huvudstudien. Framförallt är prognosfelet i kvadrat betydligt högre, till skillnad från efter justering där Hous modell prognostiserade lägst medelvärde. En anledning till den stora skillnaden kan vara att justeringen av extremvärden i huvudstudien fungerat bättre för Hous regressionsmodell än för de univariata modellerna. Detta kan bero på att gränsvärdet vid justeringen av ROE blev högt i förhållande till populationens medelvärde och att extremobservationerna därför behöll sin atypiska karaktär.

Medianen av prognosfel skiljer sig dock inte mycket från huvudstudien, med anledning av att medianen inte är känslig för extremvärden. Eftersom Wilcoxons teckenrangtest jämför skillnaden i medianen av prognosfel innebär det att testet inte påverkas av den stora skillnaden i medelvärde. I tabell 12.1-12.3 redovisas z-värdena från Wilcoxons teckenrangtest, vilka samtliga förkastas på en 5 % signifikansnivå. Detta betyder att alla hypoteser precis som i huvudstudien förkastas. Hous regressionsmodell ger högst prognosfel och den treåriga univariata modellen lägst prognosfel. Det kan således konstateras att testresultatet i huvudstudien inte påverkas av justeringen av extremvärden.

6.2.2 Eliminering av observationer inför Wilcoxons teckenrangtest

För ökad jämförbarhet i testen av modellernas prognosfel uteslöts de observationer som inte fanns tillgängliga för samtliga tre modeller. Eftersom den treåriga univariata modellen givit minst antal prognoser av ROE eliminerades 95 respektive 71 stycken observationer från Hous regressionsmodell samt den ettåriga univariata modellen inför Wilcoxons teckenrangtest. Argumentet för denna justering beskrivs i avsnitt 4.6.3 med att jämförbarheten ökar mellan modellerna. Det är av intresse att undersöka om elimineringarna har en inverkan på slutresultatet. För att utvärdera detta utförs beräkningarna av prognosfel och Wilcoxons teckenrangtest med samtliga tillgängliga observationer. Resultatet från testerna redovisas i appendix (se avsnitt 9.3).

Vid användning av samtliga tillgängliga observationer prognostiserar Hous regressionsmodell sammanlagt 991 ROE-värden och den ettåriga univariata modellen 968. Utan elimineringen påverkas datan marginellt (se appendix tabell 13.1–13.3). Medelvärde av prognosfelen är något högre för Hous regressionsmodell medan de är något lägre för den ettåriga univariata modellen. I Wilcoxons teckenrangtest ger testet precis som efter eliminering ett resultat där samtliga nollhypoteser förkastas på en 5 % signifikansnivå. Z-värdet är dock något högre i testet mellan Hous regressionsmodell och den ettåriga modellen (tabell 14.1). Detta på grund av att prognosfelen är större före elimineringen för Hous regressionsmodell medan de är mindre för den ettåriga univariata modellen. Slutresultatet blir även efter detta känslighetstest att Hous regressionsmodell genererar högst prognosfel, medan den treåriga univariata modellen har mest precis prognosförmåga.

7. Slutsats och diskussion

7.1 Studiens slutsatser

Studiens syfte var att undersöka om Hous regressionsmodell är möjlig att använda vid prognostisering av ROE för svenska noterade aktiebolag. Vidare var syftet att undersöka om Hous regressionsmodell genererar prognoser med lägre prognosfel än redan studerade univariata modeller. Med hänsyn till studiens urval och avgränsningar, samt det resultat som redovisats och analyserats dras följande slutsatser för studiens frågeställningar.

Har Hous regressionsmodell förmåga att prognostisera räntabilitet på eget kapital för svenska noterade aktiebolag?

Studiens resultat tyder på att Hous regressionsmodell är möjlig att använda som prognosmodell för framtida ROE. Prognostisering med Hous regressionsmodell genererar prognoser av ROE som har en signifikant relation till verkligt utfall. Svaret på frågeställningen är således att Hous regressionsmodell är en fungerande prognosmodell för framtida ROE.

Har Hous regressionsmodell så pass god prognosförmåga, applicerat på svenska noterade aktiebolag, att modellen kan vara ett alternativ för tidigare studerade univariata prognosmodeller?

Det har i studien inte kunnat fastställas att Hous regressionsmodell ger mer precisa prognoser för ROE jämfört med en ettårig univariat modell samt en treårig univariat modell, som baserats på ett mean reversion-antagande. Trots att Hous regressionsmodell har ett högre förklaringsvärde än jämförelsemodellerna visar resultatet, både i huvudstudien och i känslighetsanalysen, att modellen i fråga genererar högst prognosfel. Dessutom kräver Hous regressionsmodell en mer tidskrävande insamling av data. Studiens svar på denna frågeställning är därmed att det inte finns incitament att använda Hous regressionsmodell vid prognostisering av ROE framför de enklare univariata modellerna.

7.2 Validitet

Hous regressionsmodell

Denna studie använder prognosmodellen för redovisat resultat som tagits fram i studien av Hou et al. och presenteras i artikeln *The implied cost of capital: A new approach* (2012). En begränsning med vår studie är att urvalet av data är betydligt mindre. I studien av Hou et al. används data från år 1963 till 2009 och i vår studie ingår data endast från år 2003 till 2013. Denna differens i antalet observationer kan innebära skillnader i resultat och slutsats mellan studierna.

Hou et al. använder också tio års data för att estimerar koefficienterna för regressionsmodellen. I denna studie används sex år då tillgängligheten av data är begränsad. Dock anses studiens antal observationer vara rimlig för att testa modellens prognosförmåga och såldes tillräckligt för att kunna svara på studiens frågeställningar. Studiens resultat bör emellertid tolkas inom ramarna för de utförda metoderna, och således inte ses som en exakt replikering av Hou et al.

Val av metod för justering av extremvärden

En annan orsak som kan bidra till att studiens validitet blir lidande är valet av metod för hanteringen av extremvärden. Hou et al. har i sin studie justerat de värden utanför den 1:a och 99:e percentilen till att vara lika med värdena på dessa percentiler, medan vi har valt en annan metod. Detta kan i sin tur generera annorlunda resultat än Hou et al. eftersom olika justeringsmetoder används.

För variablerna $ROE_{ettårig}$ och $ROE_{treårig}$ observeras mycket stora variationer även efter justering. Justeringen av extremvärden har således inte varit fullt ut fungerande, vilket beror på att ett fåtal företag innan justering uppvisat ett extremt stort avvikande värde jämfört med resterande urval. Gränsvärdet, fem standardavvikelser från medelvärdet, blev därför högt/lågt. Dessa värden kommer från två olika företag och har kontrollerats mot deras årsredovisningar för att utesluta mätfel. Då värdena är så pass höga och avvikande från medelvärdet av resterande urval blev gränsvärdet för justeringen hög. Ett högt gränsvärde på grund av stora extremobservationer leder till en fortsatt förekomst av värden som avviker markant från medelvärdet (Skogsvik, 2002). Dessa atypiska observationer har således inte avlägsnats utan istället blivit mindre extrema. Särskilt problematiskt är detta hos små urval där mängden data är begränsad, vilket är fallet i denna studie. Den metod vi har valt för justering påverkar således studiens validitet.

Ett alternativ för att få lägre gränsvärden vid justering skulle varit att utesluta de absolut högst avvikande värdena innan beräkning av gränsvärdet. Detta valdes inte att utföras i studien för att inte reducera urvalet ytterligare. Det val som gjorts anses dock inte ha en betydande verkan på studiens slutsats. Då ett statistiskt test baserat på medianen valts har således de rådande extremvärdena en mindre påverkan på resultaten än om medelvärdet hade tagits i beaktande.

7.3 Reliabilitet

Det finns ett antal potentiella felkällor som kan ha påverkat studiens reliabilitet. Ett av dessa är databasen Orbis tillförlitlighet och kvalitet. Även den manuella insamlingen av data från företagens årsredovisningar kan vara en potentiell felkälla. För att kontrollera Orbis och de manuella insamlade observationerna har slumpmässiga kontroller av ett antal observationer utförts. Vid dessa slumpmässiga kontroller har datan visat sig stämma överens med bolagens årsredovisningar. De observationer som varit högt avvikande från medelvärdet har kontrollerats separat för att utesluta felaktiga inhämtningar av data. Vidare för att säkerställa att samtliga företag är eller har varit listade på Stockholmsbörsen har hela urvalet av företag jämförts med Skatteverkets register. En del företag har visat sig vara listade på fel börs och har då eliminerats från urvalet.

Vidare blev alla företag år 2005 skyldiga att utföra redovisning enligt IFRS. En del företag redovisade dock redan före skiftet enligt IFRS och bidrar således inte till något mätfel. Dock har inte någon justering gjorts för företag som inte redovisade enligt IFRS tidigare än år 2005, vilket kan ha lett till att skillnaden i redovisningsstandarden mellan år 2003 och år 2005 påverkat koefficienterna i de första två regressionsperioderna. Eftersom rullande prognoser använts är emellertid denna skillnad i redovisningsstandard en liten del av hela regressionen och detta potentiella fel antas inte ha en stor inverkan på resultatet.

Då använda metoder bygger på tidigare forskning och känslighetstest har utförts för att problematisera studiens antaganden bedöms sammanfattningsvis reliabiliteten i denna studie vara god.

7.4 Generaliserbarhet

Ur ett geografiskt perspektiv kontrollerar inte studiens metod för omständigheter utanför det aktuella urvalet, vilket innefattar faktorer som inte är specifika för Stockholmsbörsen. Redovisningsstandarden förändras och skiljer sig mellan olika länder och bolagsformer.

Resultatet är sålunda inte applicerbart på marknader utanför Sverige eller på bolag som är onoterade. Konjunkturer påverkar ett företags lönsamhet och faktorer som påverkar lönsamheten över tid är inte heller kontrollerade för. Studiens generaliserbarhet anses följaktligen vara begränsad och resultaten är inte allmänt applicerbara på varken andra geografiska områden eller tidsperioder.

7.5 Slutdiskussion och förslag på framtida forskning

Denna studie har påvisat att Hous regressionsmodell kan användas vid prognostisering av ROE på svenska noterade aktiebolag. Dock konstateras det att regressionsmodellen inte är ett bättre alternativ till univariata modeller baserade på ett mean reversion-antagande. Trots det kan multivariata modeller liknande Hous regressionsmodell vara intressanta att fortsätta studera och det finns utrymme för mer forskning på svenska data. Något som lämnas obesvarat i denna studie är om modell ger bättre prognoser för vissa typer av företag. Eftersom de univariata jämförelsemodellerna endast tar hänsyn till historiskt värde av ROE kan Hous regressionsmodell måhända ge bättre prognoser för företag med stora variationer i ROE, så som företag i tillväxtstadiet.

En annan aspekt skulle vara att undersöka om en det med Hous regressionsmodell är möjligt att mer likt de univariata modellerna fånga upp mean reversion-processen. En metod för att utföra detta är att dividera samtliga variabler i modellen med eget kapital. På detta sätt blir ROE en av delkomponenterna i regressionsmodellen. I en studie av Fairfield et al. (1996) utförs en liknande metod för prognostisering av räntabilitet på eget kapital.

Studiens slutsats är att Hous regressionsmodell, på grund av högre prognosfel och krav på omfattande datainsamling, inte är ett bättre alternativ att använda vid prognos av ROE för svenska noterade aktiebolag jämfört med studerad ettårig och treårig univariat modell.

8. Referenser

- Albrecht, W.S., Lookabill, L.L. & McKeown, J.C. 1977, "The time-series properties of annual earnings", *Journal of Accounting Research*, pp. 226-244.
- Ball, R. & Watts, R. 1972, "Some time series properties of accounting income", *The Journal of Finance*, vol. 27, no. 3, pp. 663-681.
- Barth, M.E., Beaver, W.H., Hand, J.R. & Landsman, W.R. 1999, "Accruals, cash flows, and equity values", *Review of Accounting Studies*, vol. 4, no. 3-4, pp. 205-229.
- Beaver, W.H. 1970, "The time series behavior of earnings", *Journal of Accounting Research*, pp. 62-99.
- Blume, M.E. & Friend, I. 1973, "A new look at the capital asset pricing model", *The journal of finance*, vol. 28, no. 1, pp. 19-34.
- Brown, L.D., Hagerman, R.L., Griffin, P.A. & Zmijewski, M.E. 1987, "An evaluation of alternative proxies for the market's assessment of unexpected earnings", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 9, no. 2, pp. 159-193.
- Elton, E.J. 1999, "Presidential address: expected return, realized return, and asset pricing tests", *The Journal of Finance*, vol. 54, no. 4, pp. 1199-1220.
- Esplin, A., Hewitt, M., Plumlee, M. & Yohn, T.L. 2014, "Disaggregating operating and financial activities: implications for forecasts of profitability", *Review of Accounting Studies*, vol. 19, no. 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*, vol. 47, no. 1, pp. 147-178.
- Fairfield, P.M., Sweeney, R.J. & Yohn, T.L. 1996, "Accounting classification and the predictive content of earnings", *Accounting Review*, pp. 337-355.
- Fama, E.F. & French, K.R. 2006, "Profitability, investment and average returns", *Journal of Financial Economics*, vol. 82, no. 3, pp. 491-518.
- Fama, E.F. & French, K.R. 2000, "Forecasting Profitability and Earnings*", *The Journal of Business*, vol. 73, no. 2, pp. 161-175.
- Finger, C.A. 1994, "The ability of earnings to predict future earnings and cash flow", *Journal of Accounting Research*, pp. 210-223.
- Freeman, R.N., Ohlson, J.A. & Penman, S.H. 1982, "Book rate-of-return and prediction of earnings changes: An empirical investigation", *Journal of accounting research*, pp. 639-653.
- Froot, K.A. & Frankel, J.A. 1989, "Forward discount bias: Is it an exchange risk premium?", *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 139-161.
- Healy, P.M. & Wahlen, J.M. 1999, "A review of the earnings management literature and its implications for standard setting", *Accounting horizons*, vol. 13, no. 4, pp. 365-383.
- Hou, K. & Robinson, D.T. 2006, "Industry concentration and average stock returns", *The Journal of Finance*, vol. 61, no. 4, pp. 1927-1956.
- Hou, K. & Van Dijk, M.A. 2011, "Profitability shocks and the size effect in the cross-section of expected stock returns, Working Paper. Ohio State University"

- Hou, K., Van Dijk, M.A. & Zhang, Y. 2012, "The implied cost of capital: A new approach", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 53, no. 3, pp. 504-526.
- International Accounting Standards Board "Conceptual Framework for Financial Reporting 2010. London: IFRS Foundation. Tillgänglig: <http://www.ifrs.org/News/Press-Releases/Documents/ConceptualFW2010vb.pdf> Hämtad den 1 maj 2015, 20:32.", [Online]
- Johansson S.E., & Runsten, M. 2005, "Företagets lönsamhet, finansiering och tillväxt: mål, samband och mätmetoder", *Studentlitteratur AB*, no. 3rd ed.
- Newbold, P., Carlson, W. & Thorne, B. 2012, *Statistics for Business and Economics*, Pearson Education Limited.
- Nissim, D. & Penman, S.H. 2001, "Ratio analysis and equity valuation: From research to practice", *Review of Accounting Studies*, vol. 6, no. 1, pp. 109-154.
- Ou, J.A. & Penman, S.H. 1989, "Financial statement analysis and the prediction of stock returns", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 11, no. 4, pp. 295-329.
- Ou, J.A. 1990, "The Information Content of Nonearnings Accounting Numbers As Earnings Predictors", *Journal of Accounting Research*, vol. 28, no. 1, pp. 144-163.
- Penman, S.H. 1991, "An Evaluation of Accounting Rate-of-return", *Journal of Accounting, Auditing*, vol. 6, no. 2, pp. 233-255.
- Penman, S.H. 2012, "Financial Statement Analysis and Security Valuation", *New York; London: McGraw-Hill Higher Education; McGraw-Hill distributor*, vol. 5th ed.
- Robinson, T., Henry, E., Prire, W. & Broihahn, M. 2012, *International Financial Statement Analysis*, 2nd edn, CFA Institute.
- Runsten, M. 1998, "The association between accounting information and stock prices: model development and empirical tests based on Swedish data"
- 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*, vol. 35, no. 7 - 8, pp. 795-817.
- Skogsvik, S. 2002, "Redovisningsmått, värder relevans och informationseffektivitet" Akademisk Avhandling. Stockholm School of Economics. Stockholm: EFI.
- Sveriges finansanalytikers förening 2013, *Finansanalytikernas rekommendationer*, Stockholm: Sveriges finansanalytikers service.
- Watts, R.L. & Leftwich, R.W. 1977, "The time series of annual accounting earnings", *Journal of Accounting Research*, pp. 253-271.
- Wooldridge, J. 2012, *Introductory econometrics: A modern approach*, Cengage Learning.

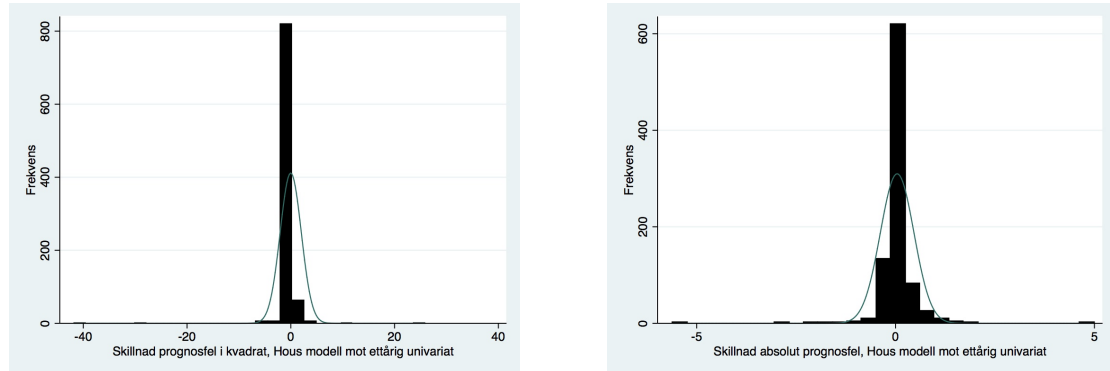
9. Appendix

9.1 Undersökning av fördelning av differenserna mellan prognosfel i kvadrat samt absolut prognosfel

Tabell 8.1: Sk-test av normalfördelning för fördelning av differensen: $\text{Prognosfel}_{\text{Hous regressionsmodell}} - \text{Prognosfel}_{\text{ettåriga univariata modellen}}$

Differens av prognosfel i kvadrat					Differens av absolut prognosfel				
Antal	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	Adj chi2(2)	Prob>chi2	Antal	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	Adj chi2(2)	Prob>chi2
Obs					Obs				
897	0,000	0,000	-	-	897	897	0,000	-	0,0000

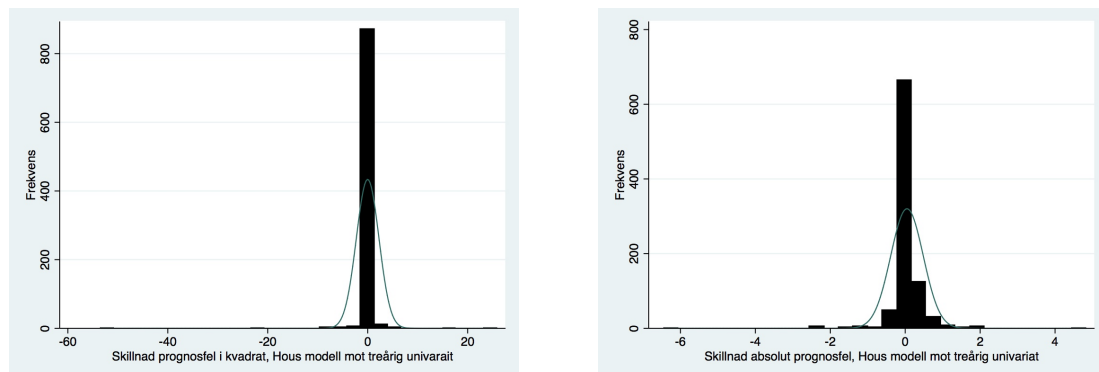
Histogram 1: Fördelning av skillnader i prognosfel mellan Hous regressionsmodell och ettåriga univariata modellen



Tabell 8.2: Sk-test av normalfördelning för fördelning av differensen: $\text{Prognosfel}_{\text{Hous regressionsmodell}} - \text{Prognosfel}_{\text{treåriga univariata modellen}}$

Differens av prognosfel i kvadrat					Differens av absolut prognosfel				
Antal	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	Adj chi2(2)	Prob>chi2	Antal	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	Adj chi2(2)	Prob>chi2
Obs					Obs				
897	0,000	0,000	-	-	897	897	0,000	-	0,0000

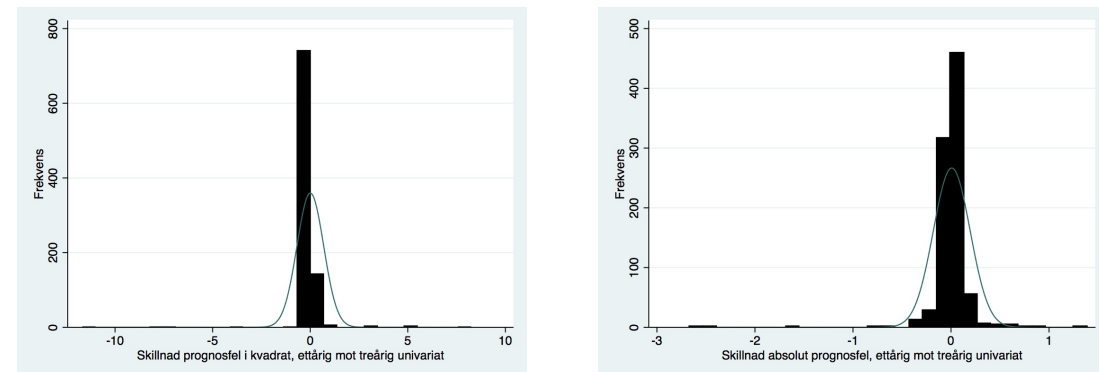
Histogram 2: Fördelning av skillnader i prognosfel mellan Hous regressionsmodell och treåriga univariata modellen



Tabell 8.3: Sk-test av normalfördelning för fördelning av differensen: $\text{Prognosfel}_{\text{ettåriga univariata modellen}} - \text{Prognosfel}_{\text{treåriga univariata modellen}}$

Differens av prognosfel i kvadrat					Differens av absolut prognosfel				
Antal	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	Adj chi2(2)	Prob>chi2	Antal	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	Adj chi2(2)	Prob>chi2
Obs					Obs				
897	0,000	0,000	-	0,0000	897	897	0,000	-	0,0000

Histogram 3: Fördelning av skillnader i prognosfel mellan Hous regressionsmodell och treåriga univariata modellen



9.2 Tabeller från känslighetsanalysen: Innan justering för extremvärden

Tabell 9.1: Deskriptiv statistik för all data (2003-2013) innan justering för extremvärden

Variabler Hous modell (i milj. kr)	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
<i>Totala tillgångar</i>	1 989	12 200	37 700	1 121	3,80	372 000
<i>Årets resultat</i>	1 989	695	2 517	43	-14 700	26 300
<i>Op. kassaflöde</i>	1 989	1 099	3 589	69	-22 900	38 900
<i>Eget kapital</i>	1 989	4 887	15 600	531	-2 051	145 000
<i>Utdelning</i>	1 989	394	1 611	12	0	28 300
<i>Periodisering</i>	1 989	-404	2000	26	-29 600	21 800
Univariata variabler (i %)						
ROE_t	1 785	6,88 %	153 %	12,30 %	-3 600 %	4 330 %
$ROE_{Genomsnitt\ t}$	1 372	5,28 %	88 %	13,01 %	-1 348 %	1 468 %

Tabell 9.2 Deskriptiv statistik för regressionsperiod 2003-2008 innan justering för extremvärden

Variabler Hous modell (i milj. kr)	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Dummy Variabel (0-1)						
<i>Årets resultat_{t+1}</i>	787	834	2 768	57	-6 264	26 300
<i>Totala tillgångar</i>	787	11 500	34 300	910	3,80	322 000
<i>Årets resultat</i>	787	734	2 563	46	-3 615	26 300
<i>Op. kassaflöde</i>	787	1 057	3 476	58	-22 900	27 500
<i>Eget kapital</i>	787	4 709	15 200	442	-74	134 000
<i>Utdelning</i>	787	345	1 484	8,10	0	28 300
<i>Periodisering</i>	787	-322	1 841	-16	-17 400	21 800
<i>Dummy: Betald utdelning = 1</i>	787	0,51	0,50	1	0	1
<i>Dummy: Negativt resultat = 1</i>	787	0,25	0,44	0	0	1
Univariata variabler (i %)						
ROE_{t+1}	610	10,34 %	57 %	17,39 %	-546 %	314 %
ROE_t	610	13,26 %	190 %	16,69 %	-1 083 %	4 329 %
$ROE_{Genomsnitt\ t+1}$	280	8,19 %	50 %	17,50 %	-366 %	150 %
$ROE_{Genomsnitt\ t}$	280	8,78 %	108 %	17,19 %	-617 %	1467 %

Tabell 9.3 Deskriptiv statistik för regressionsperiod 2004-2009 innan justering för extremvärden

Variabler Hous modell (i milj. kr)	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Dummy Variabel (0-1)						
<i>Årets resultat_{t+1}</i>	841	757	2756	52	-14 700	26 300
<i>Totala tillgångar</i>	841	11 200	36 600	972	4,82	372 000
<i>Årets resultat</i>	841	785	2686	53	-6 264	26 300
<i>Op. kassaflöde</i>	841	1 086	3387	65	-2 651	27 500
<i>Eget kapital</i>	841	4 809	15 700	489	-74	141 000
<i>Utdelning</i>	841	397	1643	13	0	28 300
<i>Periodisering</i>	841	-300	1524	-15	-15 300	9 173
<i>Dummy: Betald utdelning = 1</i>	841	0,61	0,49	1	0	1
<i>Dummy: Negativt resultat = 1</i>	841	0,24	0,43	0	0	1
Variabler (i %)						
ROE_{t+1}	794	8,83 %	53 %	14,81 %	546 %	314 %
ROE_t	794	13,08 %	169 %	16,17 %	-1 084 %	4 329 %
$ROE_{Genomsnitt\ t+1}$	436	8,55 %	47 %	15,88 %	366 %	211 %
$ROE_{Genomsnitt\ t}$	436	10,18 %	91 %	17,50 %	618 %	1467 %

Tabell 9.4 Deskriptiv statistik för regressionsperiod 2005-2010 innan justering för extremvärden

Variabler Hous modell (i milj. kr)	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Dummy Variabel (0-1)						
<i>Årets resultat_{t+1}</i>	895	722	2690	46	-1 4700	26 300
<i>Totala tillgångar</i>	895	12 200	37 900	1 055	8,57	372 000
<i>Årets resultat</i>	895	716	2678	49	-14 700	26 300
<i>Op. kassaflöde</i>	895	1 120	3459	69	-3 414	31 000
<i>Eget kapital</i>	895	4 866	16 000	518	-74	141 000
<i>Utdelning</i>	895	396	1662	13	0	28 300
<i>Periodisering</i>	895	-404	1992	-20	-29 600	9 173
<i>Dummy: Betald utdelning = 1</i>	895	0,61	0,49	1	0	1
<i>Dummy: Negativt resultat = 1</i>	895	0,25	0,44	0	0	1
Univariata Variabler (i %)						
ROE_{t+1}	848	9,21 %	53 %	13,66 %	-546 %	330 %
ROE_t	848	8,14 %	66 %	14,82 %	-1 084 %	314 %
$ROE_{Genomsnitt\ t+1}$	609	8,14 %	46 %	14,51 %	-366 %	291 %
$ROE_{Genomsnitt\ t}$	609	10,09 %	8 %	16,13 %	-618 %	1467 %

Tabell 9.5 Deskriptiv statistik för regressionsperiod 2006-2011 innan justering för extremvärden

Variabler Hous modell (i milj. kr)	Antal	Medel	SD	Median	Min	Max
Dummy Variabel (0-1)	Obs					
Årets resultat _{t+1}	934	697	2 584	43	-14700	21800
Totala tillgångar	934	12 300	38 600	1130	19	37 200
Årets resultat	934	727	2 698	47	-14 700	26 300
Op. kassaflöde	934	1 589	3 682	72	-3 414	32 700
Eget kapital	934	4 914	16 100	540	-484	145 000
Utdelning	934	398	1 715	14	0	28 300
Periodisering	934	-431	2 067	24	-29 600	9 173
Dummy: Betald utdelning = 1	934	0, 61	0, 49	1	0	1
Dummy: Negativt resultat = 1	934	0, 25	0, 44	0	0	1
Univariata Variabler (i %)						
ROE _{t+1}	895	4,17 %	132 %	12,29 %	-3 600 %	330 %
ROE _t	895	10,16 %	53 %	13,72 %	-546 %	330 %
ROE _{Genomsnitt t+1}	793	5,96 %	63 %	13,38 %	-1 311 %	291 %
ROE _{Genomsnitt t}	793	9,52 %	73 %	14,89 %	-618 %	1467 %

Tabell 9.6 Deskriptiv statistik för regressionsperiod 2007-2012 innan justering för extremvärden

Variabler Hous modell (i milj. kr)	Antal	Medel	SD	Median	Min	Max
Dummy Variabel (0-1)	Obs					
Årets resultat _{t+1}	966	683	2 542	38	-14 700	21 300
Totala tillgångar	966	12 600	39 700	1 176	28	37 200
Årets resultat	966	701	2 591	43	-14 700	21 800
Op. kassaflöde	966	1 130	3 617	76	-3 414	32 700
Eget kapital	966	4957	16 100	560	-1 601	145 000
Utdelning	966	416	1780	14	0	28 300
Periodisering	966	-429	2035	-26	-29 600	9 173
Dummy: Betald utdelning = 1	966	0,61	0, 49	1	0	1
Dummy: Negativt resultat = 1	966	0,26	0,44	0	0	1
Univariata Variabler (i %)						
ROE _{t+1}	934	2,47 %	127 %	10,40 %	-3 600 %	330 %
ROE _t	934	5,65 %	145 %	12,40 %	-3 600 %	1 787 %
ROE _{Genomsnitt t+1}	847	4,39 %	75 %	11,97 %	1 348 %	291 %
ROE _{Genomsnitt t}	847	6,79 %	63 %	13,45 %	1 311 %	290 %

Tabell 10.1: Estimerade koefficienter med Hous regressionsmodell innan justering av extremvärden:

$$R_{i,t+1} = a_0 + a_1 T_{i,t} + a_2 U_{i,t} + a_3 BU_{i,t} + a_4 R_{i,t} + a_5 NR_{i,t} + a_6 P_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

	2003-2008	2004-2009	2005-2010	2006-2011	2007-2012
Variabler	Årets resultat _{t+1}	Årets resultat _{t+1}	Årets resultat _{t+1}	Årets resultat _{t+1}	Årets resultat _{t+1}
Totala tillgångar	0,0271 (0,000)	-0,0331 (0,000)	-0,0208 (0,000)	-0,0223 (0,000)	-0,0199 (0,000)
Utdelning	0,200 (0,000)	-0,0406 (0,339)	0,00139 (0,976)	0,158 (0,000)	0,204 (0,000)
Årets resultat	0,596 (0,000)	1,211 (0,000)	0,995 (0,000)	0,834 (0,000)	0,771 (0,000)
Periodisering	0,111 (0,000)	-0,549 (0,000)	-0,689 (0,000)	-0,678 (0,000)	-0,653 (0,000)
Betald utdelning = 1	97285 (0,146)	46745 (0,610)	96376 (0,307)	82741 (0,067)	79583 (0,054)
Negativt resultat = 1	109391 (0,457)	112167 (0,298)	107771 (0,126)	92798 (0,260)	89012 (0,300)
Konstant	83450 (0,539)	-1473 (0,986)	85462 (0,334)	73610 (0,267)	70906 (0,200)
Observationer	787	841	895	934	966
R ²	0,832	0,830	0,804	0,837	0,833
Adjusted R ²	0,830	0,829	0,803	0,836	0,832

(p-värde inom parantes)

Tabell 10.2: Estimerade koefficienter med ettårig univariat modell innan justering av extremvärden:

$$ROE_{ett\ddag,t+1} = \alpha + \beta ROE_{ett\ddag,t} + e_{t+1}$$

	2003-2008	2004-2009	2005-2010	2006-2011	2007-2012
Variabler	ROE _{ett\ddag,t+1}	ROE _{ett\ddag,t+1}	ROE _{ett\ddag,t+1}	ROE _{ett\ddag,t+1}	ROE _{ett\ddag,t+1}
ROE	0,0567 (0,000)	0,0636 (0,000)	0,327 (0,000)	0,777 (0,000)	0,135 (0,000)
Konstant	0,0963 (0,000)	0,0790 (0,000)	0,0635 (0,000)	-0,0177 (0,706)	0,0367 (0,418)
Observationer	610	794	848	895	934
R ²	0,036	0,040	0,164	0,081	0,020
Adjusted R ²	0,034	0,039	0,163	0,080	0,019

(p-värde inom parantes)

Tabell 10.3: Estimerade koefficienter med treårig univariat modell innan justering av extremvärden:

$$ROE_{treårig,t+1} = \alpha + \beta(ROE_{treårig,t}) + e_{t+1}$$

Variabler	2003-2008 $ROE_{treårig,t+1}$	2004-2009 $ROE_{treårig,t+1}$	2005-2010 $ROE_{treårig,t+1}$	2006-2011 $ROE_{treårig,t+1}$	2007-2012 $ROE_{treårig,t+1}$
ROE	0,264 (0,000)	0,315 (0,000)	0,360 (0,000)	0,440 (0,000)	1,011 (0,000)
Konstant	00587 (0,018)	0,0534 (0,003)	0,0451 (0,002)	0,0161 (0,406)	-0,0244 (0,087)
Observationer	280	436	609	793	847
R ²	0,326	0,363	0,390	0,244	0,670
Adjusted R ²	0,3235	0,3618	0,3892	0,2432	0,6692

(p-värde inom parantes)

Tabell 11.1: Prognosfel med Hous regressionsmodell innan justering av extremvärden

Regressionsmodellen	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Prognosfel	897	-0,26	4,30	-0,06	-123	31,84
Prognosfel i kvadrat	897	18,52	506,85	0,01	1,8e-07	1 5142
Absolut prognosfel	897	0,50	4,27	0,12	0,0004	123

Tabell 11.2: Prognosfel med ettåriga univariata modellen innan justering av extremvärden

Univariat modell	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Prognosfel	897	-0,036	1,49	0,02	-34,90	18,13
Prognosfel i kvadrat	897	2,22	42,91	0,01	6e-09	1 218
Absolut prognosfel	897	0,28	1,46	0,10	0,00008	34,90

Tabell 11.3: Prognosfel med treåriga univariata modellen innan justering av extremvärden

Treårigt genomsnitt	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Prognosfel	897	-0,04	1,47	0,004	-35,06	18,06
Prognosfel i kvadrat	897	2,15	42,86	0,007	1,04e-07	1 229
Absolut prognosfel	897	0,264	1,44	0,086	0,0003	35,06

Tabell 12.1: Test av skillnad i median av prognosfel mellan Hous modell och ettårig univariat innan justering för extremvärden

Prognosfel i kvadrat				Absolut prognosfel			
Tecken	Obs.	Summa rank	Förväntad	Tecken	Obs.	Summa rank	Förväntad
Positiv	475	233699	201376,5	Positiv	475	224858	201376,5
Negativ	422	169054	201376,5	Negativ	422	176102	201376,5
Noll	0	0	0	Noll	0	0	0
Totalt	897	402753	402753	Totalt	897	402753	402753
z-värde		p-värde		z-värde		p-värde	
4,164		0,0000		4,376		0,0000	

Tabell 12.2: Test av skillnad i median av prognosfel mellan Hous modell och treårig univariat innan justering för extremvärden

Prognosfel i kvadrat				Absolut prognosfel			
Tecken	Obs.	Summa rank	Förväntad	Tecken	Obs.	Summa rank	Förväntad
Positiv	515	254221	201376,5	Positiv	515	257469	201376,5
Negativ	382	148532	201376,5	Negativ	382	145284	201376,5
Noll	0	0	0	Noll	0	0	0
Totalt	897	402753	402753	Totalt	897	402753	402753
z-värdet		p-värde		z-värdet		p-värde	
6,808		0,0000		7,227		0,0000	

Tabell 12.3: Test av skillnad i median av prognosfel mellan ettårig univariat och treårig univariat innan justering för extremvärden

Prognosfel i kvadrat				Absolut prognosfel			
Tecken	Obs.	Summa rank	Förväntad	Tecken	Obs.	Summa rank	Förväntad
Positiv	538	251231	201376,5	Positiv	538	251414	201376,5
Negativ	359	151522	201376,5	Negativ	359	151339	201376,5
Noll	0	0	0	Noll	0	0	0
Totalt	897	402753	402753	Totalt	897	402753	402753
z-värdet		p-värde		z-värdet		p-värde	
6,423		0,0000		6,447		0,0000	

9.3 Eliminering av observationer inför test av skillnad av prognosfel

Tabell 13.1: Prognosfel med Hous regressionsmodell innan eliminering av observationer

Hous regressionsmodell	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Prognosfel	991	-0,1496	0,6960	-0,0653	-13,11	7,10
Prognosfel i kvadrat	991	0,5062	5,9994	0,0127	4,4e-09	171,76
Absolut prognosfel	991	0,2773	0,6555	0,1127	6,6e-06	13,11

Tabell 13.2: Prognosfel med ettåriga univariata modellen innan eliminering av observationer

Ettåriga univariat modell	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Prognosfel	968	-0,0293	0,5353	0,0107	-6,53	8,01
Prognosfel i kvadrat	968	0,2871	2,9047	0,0075	1,5e-10	64,10
Absolut prognosfel	968	0,2043	0,4957	0,0865	1,2e-06	8,01

Tabell 13.3: Prognosfel med treåriga univariata modellen innan eliminering av observationer

Treårigt univariat modell	Antal Obs	Medel	SD	Median	Min	Max
Prognosfel	897	-0,0449	0,5355	-0,01732	-7,3703	8,14
Prognosfel i kvadrat	897	0,2884	3,1146	0,00649	8,34e-10	66,24
Absolut prognosfel	897	0,1958	0,5004	0,0806	2,89e-06	8,14

Tabell 14.1: Test av skillnad i median av prognosfel mellan Hous modell och ettårig univariat innan eliminering av observationer

Prognosfel i kvadrat				Absolut prognosfel			
Tecken	Obs.	Summa rank	Förväntad	Tecken	Obs.	Summa rank	Förväntad
Positiv	530	278854	234498	Positiv	530	282870	234498
Negativ	438	190142	234498	Negativ	438	186126	234498
Noll	0	0	0	Noll	0	0	0
Totalt	968	468996	468996	Totalt	968	468996	468996
z-värde		p-värde		z-värde		p-värde	
5,098		0,0000		5,559		0,0000	

Tabell 14.2: Test av skillnad i median av prognosfel mellan Hous modell och treåriga univariat modellen innan eliminering av observationer

Prognosfel i kvadrat				Absolut prognosfel			
Tecken	Obs.	Summa rank	Förväntad	Tecken	Obs.	Summa rank	Förväntad
Positiv	517	246168	201376,5	Positiv	517	248950	201376,5
Negativ	380	156585	201376,5	Negativ	380	153803	201376,5
Noll	0	0	0	Noll	0	0	0
Totalt	897	402753	402753	Totalt	897	402753	402753
z-värdet		p-värde		z-värdet		p-värde	
5,771		0,0000		6,129		0,0000	

Tabell 14.3: Test av skillnad i median av prognosfel mellan ettåriga och treåriga univariat modellen innan eliminering av observationer

Prognosfel i kvadrat				Absolut prognosfel			
Tecken	Obs.	Summa rank	Förväntad	Tecken	Obs.	Summa rank	Förväntad
Positiv	490	228231	201376,5	Positiv	490	228449	201376,5
Negativ	407	174522	201376,5	Negativ	407	174304	201376,5
Noll	0	0	0	Noll	0	0	0
Totalt	897	402753	402753	Totalt	897	402753	402753
z-värdet		p-värde		z-värdet		p-värde	
3,460		0,0005		3,488		0,0005	

Lista 1: Lista över företag och dess tidsperioder som ingår i urvalet

Företag	Tidsperiod	Företag	Tidsperiod	Företag	Tidsperiod
AAK AB	2006-2013	EWORX SCANDINAVIA AB	2010-2013	OEM INTERNATIONAL AB	2003-2013
ACANDO AB	2003-2013	FAGERHULT AB	2003-2013	OPCON AB	2003-2013
ACTIVE BIOTECH	2003-2013	FEELGOOD SVENSKA AB	2003-2013	OPUS GROUP AB	2012-2013
ADDNODE GROUP AB	2003-2013	FENIX OUTDOOR AB	2003-2013	ORC GROUP AB	2003-2011
ADDTECH AB	2003-2013	FINGERPRINT CARDS AB	2003-2013	OREXO AB	2005-2013
AEROCRINE AB	2007-2013	FORMPIPE SOFTWARE AB	2010-2013	ORIFLAME COSMETICS SA	2005-2013
ALFA LAVAL AB	2003-2013	GETINGE AB	2003-2013	ORTIVUS AB	2003-2013
ALLTELE AB	2009-2013	GEVEKO AB	2003-2013	PA RESOURCES AB	2006-2013
ALLENEX AB	2006-2013	GLOBAL HEALTH PARTNER	2007-2013	PARTNERTECH AB	2003-2013
ACSC AB	2003-2006	GUNNEBO AB	2003-2013	PEAB AB	2003-2013
ANOTO GROUP AB	2003-2013	GUNNEBO INDUSTRIES	2005-2008	POOLIA AB	2003-2013
ARCAM AB	2010-2013	HALDEX AB	2003-2013	PRECISE BIOMETRICS AB	2003-2013
ARISE AB	2008-2013	HEMTEX AB	2005-2013	PREVAS AB	2003-2013
ARTIMPLAT	2003-2012	HENNES & MAURITZ AB	2003-2013	PRICER AB	2003-2013
ASPIRO AB	2003-2013	HEXPOL AB	2007-2013	PROACT IT GROUP AB	2003-2013
ASSA ABLOY AB	2003-2013	HIQ INTERNATIONAL AB	2003-2013	PROBI AB	2004-2013
ASTRA ZENACA Plc.	2003-2013	HL DISPLAY AB	2003-2009	PROFFICE AB	2003-2013
ATLAS COPCO AB	2003-2013	HMS NETWORKS AB	2006-2013	PROFILGRUPPEN AB	2005-2013
AVEGA GROUP AB	2010-2013	HOLMEN AB	2003-2013	QLIRO GROUP AB	2009-2013
AXFOOD AB	2003-2013	HUSQVARNA AB	2005-2013	RAYSEARCH LAB AB	2003-2013
AXIS AB	2003-2013	HÖGANÄS	2003-2012	READSOFT AB	2003-2013
B&B TOOLS AB	2003-2013	I.A.R SYSTEM GROUP AB	2003-2005	REDERI TRANSLANTIC	2003-2013
BALLINGSLÖVS AB	2003-2007	ICA GRUPPEN AB	2005-2013	REJLERS AB	2005-2013
BE GROUP AB	2006-2013	IMAGE SYSTEMS AB	2005-2013	RNB RETAIL AND BRANDS AB	2003-2013
BEIJER ALMA AB	2003-2013	IFS AB	2003-2013	ROTTNEROS AB	2003-2013
BEIJER ELECTRONICS AB	2003-2013	INDUTRADE AB	2004-2013	SAAB AB	2003-2013
BEIJER REF AB	2003-2013	INTELLECTA AB	2003-2013	SAGAX AB	2006-2013
BERGS TIMBER AB	2003-2013	ITAB SHOP CONCEPT AB	2007-2013	SANDVIK AB	2003-2013
BETSSON AB	2005-2013	JM AB	2003-2013	SAS AB	2003-2013
BIACORE INTL AB	2003-2005	JEEVES INFORMATION	2003-2011	SCANIA AB	2003-2013
BILIA AB	2003-2013	KABE AB	2003-2013	SEAMLESS DISTRIBUTION AB	2012-2013
BILLERUDKORSNÄS AB	2003-2013	KAPPAHL AB	2005-2013	SECTRA AB	2003-2013
BIOGAIA AB	2004-2013	KARO BIO AB	2003-2013	SECURITAS AB	2003-2013
BIOINVENT AB	2003-2013	KAROLINSKA DEVELOPMENT	2010-2013	SEMCON AB	2003-2013
BIOPHAUSIA	2003-2010	KLÖVERN AB	2003-2013	SENSYS TRAFFIC AB	2003-2013
BIOTAGE AB	2003-2013	KNOWIT AB	2003-2013	SHELTON PETROLEUM AB	2012-2013
BJORN BORG AB	2007-2013	LAGERCRANTZ GROUP AB	2003-2013	SIGMA AB	2003-2012
BLACK EARTH FARMING AB	2009-2013	LAMMHULTS DESIGN GROUP	2003-2013	SINTERCAST AB	2003-2013
BOLIDEN AB	2003-2013	LB ICON AB	2003-2005	SKANSKA AB	2003-2013
BONG LJUNGDAHL AB	2003-2013	LINDAB INTERNATIONAL AB	2005-2013	SKF AB	2003-2013
BOULE DIAGNOSTICS AB	2011-2013	LOOMIS AB	2007-2013	SKISTAR AB	2003-2013
BORÄS WÄFREVI AB	2003-2009	MALMBERGS ELEKTRISKA AB	2003-2013	SOFRONIC AB	2003-2013
BTS GROUP AB	2003-2013	MEDA AB	2003-2013	SSAB	2003-2013
BULTEN AB	2011-2013	MEDIVIR AB	2003-2013	STOCKWIK FÖRVALTNING AB	2003-2013
BYGGMAX GROUP AB	2010-2013	MEKONOMEN AB	2003-2013	STUDSVIK AB	2003-2013
CATELLA AB	2003-2009	MERTIVA AB	2003-2012	SVEDBERGS I DALSTORP AB	2003-2013
CDON GROUP	2010-2013	MICRO SYSTEMATION AB	2010-2013	SVENSKA CELLULOSA SCA	2003-2013
CELLAVISION AB	2010-2013	MYCRONIC AB	2003-2013	SWECO AB	2003-2013
CLAS OHLSON AB	2003-2013	MIDSONA AB	2003-2013	SWEDISH MATCH AB	2003-2013
CLOETTA AB	2009-2013	MIDWAY HOLDING AB	2003-2013	SWEDISH ORPHAN	2006-2013
CONCENTRIC AB	2011-2013	MILLICOM CELLULAR SA	2004-2013	SWEDOL AB	2008-2013
CONCORDIA MARITIME AB	2003-2013	MOBERG PHARMA AB	2011-2013	SYSTEMAIR AB	2007-2013
CONNECTA AB	2003-2013	MODERN TIMES GROUP AB	2003-2013	TELE2 AB	2003-2013
CONSILIUM AB	2003-2013	MODUL 1 DATA	2003-2010	TELIASONERA AB	2003-2013
COREM PROPERTY GROUP	2009-2013	MQ HOLDING AB	2009-2013	TETHYS OIL AB	2012-2013
CTT SYSTEMS AB	2005-2013	MSC KONSULT AB	2003-2013	TICKET TRAVEL GROUP	2003-2009
CYBERCOM GROUP AB	2003-2013	MULTIQ INTERNATIONAL AB	2003-2013	TRADEDOUBLER AB	2005-2013
DEDICARE AB	2010-2013	NCC AB	2003-2013	TRANSMODE AB	2010-2013
DGC ONE AB	2008-2013	NEDERMAN HOLDING AB	2006-2013	TRELLEBORG AB	2003-2013
DORO AB	2003-2013	NET ENTERTAINMENT NE AB	2008-2013	TRIGON AGRI A/S	2010-2013
DUNI AB	2007-2013	NET INSIGHT AB	2003-2013	UNIFLEX AB	2006-2013
DUROC AB	2003-2013	NEUROVIVE	2012-2013	VBG GROUP AB	2003-2013
ELANDERS AB	2003-2013	NEW WAVE GROUP AB	2003-2013	VENUE RETAIL GROUP AB	2003-2013
ELECTRA GRUPPEN AB	2008-2013	NIBE INDUSTRIES AB	2003-2013	VITEC SOFTWARE GROUP AB	2011-2013
ELECTROLUX AB	2003-2013	NOBIA AB	2003-2013	VITROLIFE AB	2003-2013
ELEKTA (PUBL)	2003-2013	NOLATO AB	2003-2013	VOLVO AB	2003-2013
ELEKTRONIKGRUPPEN AB	2003-2010	NORDIC MINES AB	2007-2013	XANO INDUSTRI AB	2003-2013
ELOS AB	2003-2013	NORDIC SERVICE PARTNERS	2007-2013	XPONCARD GROUP AB	2003-2007
ENDOMINES AB	2012-2013	NOTE AB	2003-2013	ZODIAK TELEVISION AB	2003-2007
ENEA AB	2003-2013	NOVOTEK AB	2003-2013	ÅF AB	2003-2013
ENIRO AB	2003-2013	OASMIA PHARMACEUTICAL	2009-2013		
ERICSSON	2003-2013	ODD MOLLY INTERNATIONAL	2009-2013		