

Är Sambandet Mellan Utdelningsandel och Framtida Vinsttillväxt Positivt?

En empirisk studie av svenska börsbolag 1980-2011

Sebastián Roa Rodríguez[†] **Nicolaj Zadruzny^ψ**

ABSTRACT

Common wisdom dictates that because payment of dividends decreases funds available for investment, a high payout ratio is to be associated with low earnings growth. This notion has been challenged in recent years by empirical research that has found a positive relationship between payout ratio and future earnings growth, both on the aggregated market level and the company level in different countries.

This study investigated the aforementioned relationship on the Swedish market by statistically analyzing future earnings growth as a function of payout ratio on a large sample of publicly listed companies over the period 1980 to 2011. The results are in line with those found in previous research and indicate that companies with high dividend payout ratio tend to experience strong future earnings growth. The results are robust to the presence of mean reversion, the use of an alternative accounting measure of earnings, non-symmetrical earnings growth cycles and alternative practices for dealing with outliers.

Nyckelord: Framtida vinsttillväxt, utdelningsandel, svenska marknaden

Handledare: Hanna Setterberg

Framläggning: 27 maj 2013

[†] 21944@student.hhs.se

^ψ 21942@student.hhs.se

Innehållsförteckning

1. Inledning.....	4
1.1 Problemområde	4
1.2 Syfte och bidrag.....	4
1.3 Avgränsning	5
1.4 Disposition.....	5
2. Teori och tidigare forskning	6
2.1 Gordons tillväxtmodell	6
2.2 Miller och Modiglianis irrelevante teori.....	7
2.3 Pecking Order-teorin	7
2.4 Empirisk forskning om sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt	9
2.4.1 Forskning på indexnivå.....	9
2.4.2 Forskning på företagsnivå	10
2.4.3 Forskning i Sverige	11
3. Metod	12
3.1 Regressionsmodellen	12
3.2 Definition av regressionsvariabler	12
3.3 Diskussion av regressionsvariabler.....	14
3.4 Fama-MacBeth-regression.....	15
3.5 Hypotestest.....	17
3.6 Modellkritik.....	18
4. Empiriska data.....	20
4.1 Urval.....	20
4.2 Datamaterial.....	20
4.2.1 Insamling.....	20
4.2.2 Behandling.....	20
4.2.2.1 Urvalskriterier	20
4.2.2.2 Extremvärden	21
4.2.3 Beskrivande statistik.....	22
4.3 Datamaterialets kvalitet.....	23
5. Resultat och diskussion	25
5.1 Skattade regressionskoefficienter.....	25
5.1.1 Regressionskoefficienter för 1 års horisont.....	25
5.1.2 Regressionskoefficienter för 3 års horisont.....	26
5.1.3 Regressionskoefficienter för 5 års horisont.....	27
5.1.4 Jämförelse med tidigare forskning.....	28
5.2 Utfall av hypotestest	30
6. Analys.....	32
6.1 Test av regressionsmodellen	32
6.1.1 Multikollinearitet.....	32
6.1.2 Autokorrelation och heteroskedasticitet.....	32
6.2 Känslighetsanalys.....	33
6.2.1 Rörelseresultat som vinstmått.....	33

6.2.2	Kontroll för icke-symmetriska tillväxtcykler.....	34
6.2.3	Alternativ hantering av extremvärden.....	34
6.3	Potentiella förklaringar	35
6.3.1	Fria kassaflödeshypotesen	35
6.3.2	Utdelningssignaleringsteorin	38
6.4	Reliabilitet.....	39
6.5	Validitet	39
6.6	Generaliserbarhet	40
7.	Slutdiskussion.....	41
7.1	Sammanfattning och slutsats.....	41
7.2	Tolkning av resultatet	41
7.3	Förslag till framtida forskning.....	42
8.	Litteraturförteckning	43
9.	Tabellförteckning	46
Appendix	47	
I.	Test av multikollinearitet.....	47
II.	Newey-West-standardfel	48
III.	Rörelseresultat som vinstmått.....	49
IV.	Kontroll för icke-symmetriska tillväxtcykler	50
V.	Alternativ hantering av extremvärden.....	51

Inledning

1.1 Problemområde

En vanlig uppfattning bland marknadsobservatörer är att låg utdelningsandel¹ för företag har en positiv inverkan på framtida vinsttillväxt. Låg utdelningsandel innebär att en stor andel av vinsten stannar kvar i företaget och kan återinvesteras, vilket förväntas leda till större vinster i framtiden. I linje med samma resonemang förväntas en hög utdelningsandel följas av låg framtida vinsttillväxt.

Uppfattningen om ett negativt förhållande mellan utdelningsandel och vinsttillväxt fick stöd av finansiell teori utvecklad under mitten av 1900-talet och har fram till 2000-talet utgjort konsensus. Under de senaste tio åren har däremot empirisk forskning visat på att sambandet kan vara det motsatta.

Resultaten från den empiriska forskningen i ämnet förefaller överraskande entydiga; ett flertal studier på både indexnivå som företagsnivå i olika länder ger stöd för förekomsten av ett positivt samband mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt. Empirin står därmed i motsättning till vad den allmänna uppfattningen och finansiell teori förutspår.

1.2 Syfte och bidrag

Den här studien ämnar kvantitativt undersöka sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt för svenska börsbolag. Tidigare forskning i ämnet har genomförts på indexnivå i ett flertal länder. På företagsnivå² är utbudet av tidigare forskning mer begränsat. Bara ett fåtal studier har publicerats och ingen av dessa för ett europeiskt land, varför det är intressant att undersöka den svenska marknaden.

Denna studie är intressant då den undersöker ett samband där teori och empiri står i motsättning. Om resultatet ger stöd för den allmänna uppfattningen om ett negativt samband mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt, kan det argumenteras för att resultaten från tidigare empirisk forskning är specifika för de undersökta länderna. Om resultatet istället ger stöd för ett positivt samband, finns det ytterligare skäl för att ifrågasätta den hittills allmänna uppfattningen om ett negativt samband.

¹ Utdelningsandel (*payout ratio*) är kvoten mellan utdelning till aktieägare och årets resultat efter skatt.

² Studie på företagsnivå avser i detta sammanhang undersökning av individuella bolags rapporterade data, vilket skiljer sig från exempelvis indexnivå där hela marknaden istället betraktas som en enhet.

1.3 Avgränsning

Studien är begränsad till undersökning av sambandet mellan utdelningsandel och vinststillväxt i Sverige på företagsnivå och beaktar både aktiva som inaktiva³ bolag noterade på den svenska marknaden under perioden 1980-2011.

Studien tar ej hänsyn till aktieåterköp givet uppsatsens utrymmes- och tidsbegränsning.

Studien avser inte att utveckla nya idéer och förklaringar till en potentiellt förekommande diskrepans mellan teori och empiri. Även om denna frågeställning är av intresse faller den utanför uppsatsens ram med hänsyn till utrymmes- och tidsbegränsningen. Diskussion förs däremot kring potentiella förklaringar utvecklade inom tidigare forskning.

1.4 Disposition

Introduktionskapitlet följs av presentation av ledande finansiell teori på området och tidigare forskning i kapitel 2. Där redogörs för motsättningen mellan teori och empiri. I kapitel 3 beskrivs använd metod och regressionsmodell. Diskussion förs kring variablerna i modellen och hypotes formuleras. I kapitel 4 beskrivs hur det analyserade datamaterialet har inhämtats och bearbetats och diskussion förs kring materialets kvalitet med hänsyn till valda urvalskriterier. I kapitel 5 presenteras studiens resultat som senare jämförs med tidigare forskning. I kapitel 6 analyseras modellens och resultatets tillförlitlighet. I samma kapitel förs även en diskussion kring potentiella förklaringar av resultatet. Uppsatsen avslutas i kapitel 7 med en sammanfattning av studien, tolkning av resultatet och förslag till vidare forskning.

³ Inaktiva bolag avser företag som har avnoterats från börsen på grund av exempelvis konkurs eller uppköp. Data för dessa företag beaktas under tiden de var noterade på börsen.

Teori och tidigare forskning

Detta kapitel inleds med en redogörelse för ledande bidrag inom finansiell teori som ger stöd för den allmänna uppfattningen att relationen mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt är negativ. Därefter presenteras den empiriska forskning som har gett upphov till motsättningar i ämnet.

2.1 Gordons tillväxtmodell

Till finansiell teori som indikerar ett negativt förhållande mellan utdelningar och vinsttillväxt kan räknas Gordons tillväxtmodell (*Gordon Growth Model*), den välkända aktievärderingsmodellen av Myron J. Gordon (1962) ofta presenterad som:

$$P = \frac{D}{r - g} \quad (1)$$

Där P är det nuvarande aktiepriset för ett företag, g är den konstanta tillväxttakten för vinst och utdelningar⁴ i oändlighet, r är avkastningskravet och D är värdet av nästa års utdelning. Ekvation (1) kan omformuleras som:

$$r = \frac{D}{P} + g \quad (2)$$

Där kvoten D/P är aktiens direktavkastning (*dividend yield*). Ekvation (2) kan omformuleras genom att direktavkastningstermen uttrycks som produkten av utdelningsandel och vinstavkastning⁵ (Arnott & Asness, 2003):

$$r = \left(\frac{D}{E}\right) \left(\frac{E}{P}\right) + g \quad (3)$$

Där E är företagets vinst, kvoten D/E är utdelningsandel och kvoten E/P är vinstavkastning. Det framgår av ekvation (3) att en hög utdelningsandel, under konstant förväntad avkastning, måste kompenseras antingen av låg vinstavkastning (högt P/E -tal), låg framtida vinsttillväxt, eller både och. Ekvationen indikerar således ett negativt förhållande mellan utdelningsandel och vinsttillväxt.

⁴ Värderingsmodellen antar att utdelningsandel är konstant över tid, vilket innebär att vinst och utdelningar växer i samma takt.

⁵ Vinstavkastning definieras i denna studie som vinst delat på aktievärde (*earnings yield*). Vinstavkastning är inversen av P/E -talet.

2.2 Miller och Modiglianis irrelevansteori

Miller och Modigliani (1961) visade att under antaganden om perfekta kapitalmarknader, rationellt beteende och perfekt säkerhet, är ett företags utdelningspolicy irrelevant för dess aktievärdering⁶:

$$V_t = \frac{1}{1 - r_t} [E_t - I_t + V_{t+1}] \quad (4)$$

Där V är företagets totala aktievärde, I är nivån på företagets investeringar, E är vinst, r är avkastningskrav och t betecknar tidsperiod. Ekvation (4), som gäller för alla t , visar att företagets aktievärde är oberoende av utdelningspolicy⁷.

Ibbotson och Chen (2003) använde en intertemporal förlängning av Miller och Modiglianis irrelevansteori för att påvisa att P/E-tal inte påverkas av utdelningspolicy under antagandet om effektiva marknadshypotesen. Följaktligen drog de slutsatsen att låg utdelningsandel leder till högre framtida vinsttillväxt, under förutsättningen att aktieägarnas förväntade avkastning förblir konstant över tid.

2.3 Pecking Order-teorin

Under 1980-talet gjordes flera studier om utdelningsandelens informationsinnehåll och empirisk forskning försökte reda ut hur ett företags kapitalstruktur och tillväxtmöjligheter påverkade utdelningspolitiken. Rozeff (1982) undersökte hur olika faktorer påverkade företags utdelningspolitik i USA och utvecklade en modell för att bestämma den optimala utdelningsandelen. Enligt modellen påverkas utdelningsandelen negativt av den förväntade tillväxten, eftersom företag med stora tillväxtmöjligheter föredrar att behålla en större del av vinsten för att kunna finansiera sina investeringar internt, då extern finansiering i regel är dyrare (Rozeff, 1982). Detta resonemang fick stöd i en senare studie av Myers (1984), ”The Capital Structure Puzzle”, som influerad av Donaldson (1961) utvecklade *Pecking Order*-teorin (*The Pecking Order Theory*). Teorin kan sammanfattas i fyra punkter:

1. Företag föredrar intern finansiering.

⁶ För härledning se: Miller & Modigliani, 1961:412 – 414.

⁷ Miller och Modigliani drar slutsatsen att nuvarande och framtida utdelningspolicyer inte påverkar företagets värde eller aktieägarnas avkastning, eftersom ekvationen inte inkluderar någon variabel för utdelning och samtliga argument är oberoende av utdelningspolicy.

2. Företag anpassar utdelningsandelen till sina investeringsmöjligheter. Justeringar sker dock gradvis då utdelningar anses vara ”klibbiga”⁸ (*sticky dividends*).
3. När årets fria kassaflöde inte räcker för att täcka investeringar används likvida medel och kortsiktiga placeringar i första hand som finansieringsalternativ.
4. Om extern finansiering behövs väljer företag i första hand att ta lån från kreditinstitut, i andra hand att ge ut obligationer eller andra finansiella instrument och i sista hand att göra en nyemission.

Pecking Order-teorin innebär att ett företags kapitalstruktur bestäms i stor grad av de fria kassaflödena. När företag beslutar om utdelning tar de hänsyn till de ovannämnda punkterna och utdelningar blir således mindre attraktiva när alternativet för att finansiera investeringar är en högre skuldsättning, riskfyllda finansiella instrument eller en nyemission. Effekten blir en negativ relation mellan utdelningsandel och investeringsmöjligheterna.

En senare studie av Ferdinand Gul (1999), som undersökte bland annat hur investeringsmöjligheter påverkade företagens policyer på kinesiska börsnoterade företag mellan 1990 och 1995, hittade även en tydlig negativ relation mellan investeringsmöjligheterna och utdelningsandelen.

Fama och French (2002) gjorde ett empiriskt test av Myers *Pecking Order*-teori och konstaterade att företag med flera pågående investeringar, eller flera förväntade framtida investeringar, hade lägre utdelningsandel på lång sikt än övriga företag. De uppmärksammade även att kortsiktiga variationer i lönsamhet eller investeringar främst kompensades genom små ändringar i företagets skuldsättningsgrad för att inte påverka utdelningen drastiskt (”klibbiga utdelningar”).

Den empiriska forskningen presenterad i detta avsnitt ger stöd för en negativ relation mellan investeringsmöjligheter och utdelningsandel. Genomförandet av dessa investeringar förväntas leda till högre vinsttillväxt, vilket tyder på att förhållandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt är negativt.

⁸ Klibbiga utdelningar avser situationen där företag bestämmer en viss utdelningsnivå som förblir trögrörlig över tid och inte anpassas specifikt till årets resultat.

2.4 Empirisk forskning om sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt

2.4.1 Forskning på indexnivå

Under tidigt 2000-tal började uppfattningen att lägre utdelningsandel leder till högre vinsttillväxt ifrågasättas av en rad empiriska forskningsresultat. Först var forskarna Robert D. Arnott och Clifford S. Asness (2003) (hädanefter AA) som undersökte relationen mellan utdelningsandel i USA:s marknadsportfölj och framtida aggregerad vinsttillväxt över en 10 års horisont. Resultatet var överraskande då empirin visade en tydlig positiv relation, på en statistiskt signifikant nivå, mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt på den amerikanska marknaden för perioden 1871 – 2001.

Parker (2005) genomförde en variant av AA:s studie i två andra industrialiserade länder, Kanada och Australien. Till skillnad från AA undersökte han även vinsttillväxt på 5 års horisont och kontrollerade för inflation. Resultatet visade en positiv relation på en statistiskt signifikant nivå mellan utdelningsandel och real vinsttillväxt för de undersökta perioderna, vilket är i linje med AA.

Gwilym, et al. (2006) replikerade AA:s studie med data från 10 andra industrialiserade länder, för att undersöka huruvida den positiva relationen mellan utdelningsandel och vinsttillväxt var ett utspritt fenomen eller om det var specifikt för de tidigare undersökta marknaderna. De undersökte olika marknadsportföljsindex, beroende på tillgänglighet, i Frankrike, Tyskland, Grekland, Italien, Japan, Nederländerna, Portugal, Spanien, Schweiz, Storbritannien och USA. Gwilym, et al. bekräftade AA:s resultat och visade att samma fenomen förekommer i samtliga ovannämnda länder trots stora skillnader av institutionell karaktär, som exempelvis skattepolitik och lagstiftning.

Vivian (2006) studerade sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt för brittiska företag på industrinivå. Vivian använde företagsdata för perioden 1966 – 2002 och grupperade företagen i 20 industriindex. Resultatet visade en stark positiv relation mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt för alla tidshorisonter och bekräftade därmed att den positiva relationen som Gwilym, et al. (2006) fann på indexnivå i Storbritannien även kunde observeras på industrinivå.

2.4.2 Forskning på företagsnivå

Zhou och Ruland (2006) undersökte om fenomenet som AA presenterar på indexnivå även kunde observeras på företagsnivå. De förstod att AA:s resultat hade stora implikationer för värderingen av aktiemarknaden som helhet men att det inte var tillräckligt för att dra samma slutsats på företagsnivå; marknadsportföljsindex är kapitalviktad och förekomsten av ett fåtal stora aktörer kan således förvränga resultatet. Medan AA undersökte vinsttillväxten på 10 år valde Zhou och Ruland tre andra tidshorisonter: Kort sikt (1 år), mellansikt (3 år) och långsikt (5 år). De motiverade detta val med två argument. Det första är att trots att aktieägare och analytiker intresserar sig för den långsiktiga vinsttillväxten finns det åtminstone lika stort intresse för den kortsiktiga. Det andra argumentet är att långa tidshorisonter kräver ett stort antal observationer och ökar risken för *survivorship bias*⁹ då observationer för företag som inte har varit aktiva under tillräckligt lång period faller bort.

Zhou och Ruland (2006) använde ett stort urval av amerikanska börsnoterade företag mellan 1950 och 2003 och utvecklade en multivariat regressionsmodell. Resultatet visade ett starkt positivt samband mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt vilket tyder på att AA:s resultat kan generaliseras till företagsnivå i USA; företag med hög utdelningsandel tenderar att ha högre vinsttillväxt jämfört med företag med låg utdelningsandel.

Flint, Tan, och Tian (2010) replikerade Zhou och Rulands (2006) studie för australiensiska företag mellan 1989 och 2008. Deras resultat var i linje med Zhou och Rulands; studien hittade en positiv relation mellan framtida vinsttillväxt och utdelningsandel på kort, mellan och lång sikt. De undersökte om den positiva relationen kunde förklaras av *mean reversion*¹⁰ i vinsttillväxt, utdelningssignalerings teorin (*dividend signaling theory*) eller fria kassaflödeshypotesen¹¹ (*free cash flow hypothesis*) men hittade inget stöd för dessa.

En studie utförd i Malaysia av Al-Twaijry (2007) fick andra resultat än tidigare forskning i ämnet. Han undersökte korrelationen mellan vinst per aktie (*earnings per share*) och utdelningsandel för 300 slumpmässigt valda börsnoterade företag i Kuala Lumpur mellan 2001 och 2005 och hittade inte något statistiskt signifikant samband. Eftersom denna var den första studien i ämnet på ett icke-industrialiserat land, väckte den frågan om den positiva relationen mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt, vilken forskare som AA,

⁹ För redogörelse se avsnitt 3.6 (modellkritik)

¹⁰ *Mean reversion* diskuteras i avsnitt 3.3 (diskussion av regressionsvariabler)

¹¹ Utdelningssignalerings teorin och fria kassaflödeshypotesen diskuteras i avsnitt 6.3 (potentiella förklaringar)

Gwilym et al.(2006) samt Zhou och Ruland (2006) påvisade, var ett specifikt fenomen för industrialiserade länder.

Två år senare publicerades ytterligare en studie från ett asiatiskt land, Taiwan, av Huang et al. (2009) som undersökte samma fråga. De utvecklade en variant av modellen som Zhou och Ruland (2006) använde och utförde en regression på företagsnivå för börsnoterade företag i Taiwan mellan 2000 och 2004. Resultatet visade ett positivt samband mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt.

Det är viktigt att poängtera att dessa två studier på asiatiska marknader har använt ett mindre urval av företag som sträcker sig över en betydligt kortare tidsperiod jämfört med tidigare forskning, vilket gör det svårare att generalisera resultaten.

En senare studie (Vermeulen & Smit, 2011) undersökte samma fråga i ett annat utvecklingsland, Sydafrika, men använde ett betydligt större datamaterial jämfört med studierna i Taiwan och Malaysia. Vermeulen och Smit använde samma metod som Zhou och Ruland (2006) för börsnoterade företag i Sydafrika mellan 1973 och 2009. Deras resultat visade ett positivt samband mellan utdelningsandel och vinsttillväxt och gav därmed stöd för att fenomenet även kan förekomma i utvecklingsländer.

2.4.3 Forskning i Sverige

Ingen publicerad studie i ämnet har utförts i Europa på företagsnivå. På den svenska marknaden har två examensarbeten hittats under litteratursökningen. Den första är en kandidatuppsats vid Lunds Universitet (Prezec, et al. 2006) och den andra en masteruppsats vid Umeå Universitet (Blomqvist & Jonsson, 2012).

Kandidatuppsatsen undersöker relationen mellan framtida vinsttillväxt och utdelningsandel för svenska börsnoterade företag listade på *Large Cap*-listan mellan 2002 och 2004. Studien använder samma metod som Zhou och Ruland (2006) men hittar inget signifikant samband mellan de undersökta variablerna. Den korta tidshorisonten och det låga antal observationer (32 företag) gör dock resultatets generaliserbarhet mycket begränsad.

Masteruppsatsen undersöker samma ämne för svenska börsnoterade företag på *Large Cap*-listan mellan 1983 och 2010 på både företags- och indexnivå. Till skillnad från kandidatuppsatsen hittar de ett positivt samband, på en statistiskt signifikant nivå, mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt. Resultatets generaliserbarhet begränsar sig dock till mogna och etablerade företag över en viss storlek.

Metod

I kapitel 3 redogörs för använd metod för att undersöka sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt. Först presenteras regressionsmodellen och variablerna definieras. Detta följs av en diskussion av de valda regressionsvariablerna och regressionsmetoden beskrivs. Kapitlet avslutas med hypotesformulering och modellkritik.

3.1 Regressionsmodellen

För att undersöka sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt används en multivariat regressionsmodell med vinsttillväxt som beroende variabel och utdelningsandel som primärt förklarande variabel. Modellen kontrollerar för följande störande variabler som kan förväntas ha en inverkan på framtida vinsttillväxt: Storlek, avkastning på totalt kapital, vinstavkastning, skuldsättning, föregående vinsttillväxt och tillgångstillväxt. Regressionsmodellen är konstruerad i enlighet med Zhou och Ruland (2006):

$$VT_{it1,3,5} = \beta_0 + \beta_1 Utdelningsandel_{it} + \beta_2 Storlek_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 E/P_{it} + \beta_5 Skuldsättning_{it} + \beta_6 FVT_{it-1,3,5} + \beta_7 TT_{it1,3,5} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

i betecknar företag och t betecknar år i paneldata. Modellen appliceras separat för tre olika tidshorisonter 1, 3 och 5 år med hänsyn till tillväxtvariablerna.

3.2 Definition av regressionsvariabler

Beroende variabel

- $VT_{it1,3,5}$: Vinsttillväxt, definierad som genomsnittlig årlig tillväxttakt (*compound annual growth rate*) för vinst efter skatt och utdelning till preferensaktier¹² för tidshorisont 1, 3, och 5 år.

Oberoende variabler

Primärt undersökt variabel

- $Utdelningsandel_{it}$: Utdelningsandel, definierad som utdelning till moderbolagets stamaktieägare¹³ (*common shareholders*) år 0 dividerad med vinst år 0. Med utdelning år 0 avses den utdelning som är hänförlig till årets resultat för år 0, men som generellt betalas ut under det följande räkenskapsåret.

¹² "Vinst" eller "vinst efter skatt" avser härnäst denna definition av vinst.

¹³ "Utdelning" avser härnäst denna definition av utdelning.

Kontrollvariabler

- $Storlek_{it}$: Företagsstorlek, definierad som den naturliga logaritmen ¹⁴ av aktiemarknadsvärdet slutet på år 0.
- ROA_{it} : Avkastning på kapital, definierad som vinst efter skatt år 0 dividerad med totala tillgångar slutet av år 0.¹⁵
- $Skuldsättning_{it}$: Skuldsättning, definierad som skuldernas bokvärde slutet av år 0 dividerat med totala tillgångar slutet av år 0.
- E/P_{it} : Vinstavkastning, definierad som vinst år 0 dividerad med aktiemarknadsvärdet slutet av år 0.
- $FVT_{it-1,3,5}$: Föregående vinsttillväxt, definierad som genomsnittlig årlig tillväxttakt för vinst efter skatt och utdelning till preferensaktier för tidshorisont 1, 3 och 5 år.
- $TT_{it-1,3,5}$: Tillgångstillväxt, definierad som genomsnittlig årlig tillväxttakt för tillgångar för tidshorisont 1, 3 och 5 år.

¹⁴ Användandet av den naturliga logaritmen är vanlig praxis för regressionsanalyser (Fama & French, 2002) (Chan, et al., 2003).

¹⁵ I studien används Zhou och Rulands (2006) definition av ROA. Det är mer korrekt ur ett redovisningsperspektiv att relatera vinst efter skatt till bokvärdet av aktiekapitalet eller att relatera vinst före räntekostnader till totala tillgångar. Vidare beräknas räntabilitetsmått i regel baserat på årets ingående kapitalbas eller genomsnittlig kapitalbas, med resonemanget att det är kapitalet i nämnaren som används för att generera vinsten i täljaren.

Figur 1: Regressionsvariabler och definitioner

Vinsttillväxt	$VT = \left(\frac{Vinst_n}{Vinst_0} \right)^{1/n} - 1$
Utdelningsandel	$Utdelningsandel = \frac{Utdelning_0}{Vinst_0}$
Företagsstorlek	$Storlek = \ln(börsvärde_0)$
Avkastning på kapital	$ROA = \frac{Vinst_0}{Tillgångar_0}$
Skuldsättning	$Skuldsättning = \frac{Totala\ Skulder_0}{Totala\ Tillgångar_0}$
Vinstavkastning	$E/P = \frac{Vinst_0}{Börsvärde_0}$
Föregående vinsttillväxt	$FVT = \left(\frac{Vinst_0}{Vinst_{-n}} \right)^{1/n} - 1$
Tillgångstillväxt	$TT = \left(\frac{Totala\ Tillgångar_n}{Totala\ Tillgångar_0} \right)^{1/n} - 1$

Sammanfattande figur över variabeldefinitioner. n betecknar tidshorisont.

3.3 Diskussion av regressionsvariabler

Vinsttillväxtvariablerna är beräknade baserade på vinst efter skatt istället för vinst per aktie för att undgå problemet med *accretion/dilution*. En ökning i vinst per aktie behöver inte nödvändigtvis bero på en högre vinst, utan kan även bero på en minskning av antalet utstående aktier (*accretion*), samt vice versa (*dilution*). Användandet av tillväxt i vinst per aktie som mått på vinsttillväxt blir således missvisande om antalet utstående aktier för ett företag förändras mellan år 0 och t .

Kontroll för storleksvariabeln görs på grund av att större företag i regel är mer etablerade och mogna och tenderar således att växa i långsammare takt än mindre företag. Exempelvis visar Chan, et al. (2003) att större företag tenderar att ha lägre tillväxt i omsättning, vinst före avskrivningar samt vinst före extraordinära poster. Ett negativt samband är därför att förvänta mellan företagsstorlek och vinsttillväxt.

Sambandet mellan ROA och framtida vinsttillväxt förväntas vara negativt eftersom det tenderar att vara svårare för företag att visa hög vinsttillväxt när de redan har hög lönsamhet, i termer av exempelvis avkastning på kapital (Zhou & Ruland, 2006).

Fama och French (2002) hävdar att företag med hög skuldsättning tenderar att ha stora investeringar och därmed hög vinsttillväxt. Därför är ett positivt samband mellan skuldsättning och vinsttillväxt att förvänta.

Under antagandet att aktiemarknaden är någorlunda effektiv, bör investerare vara benägna att betala mer för varje krona i nuvarande vinst om framtida vinsttillväxt förväntas vara hög, vilket poängterades av exempelvis Miller och Modigliani (1961). Hög framtida vinsttillväxt bör således motivera ett högt P/E-tal och eftersom vinstavkastning är P/E-talets invers, förväntas det föreligga ett negativt samband mellan vinstavkastning och framtida vinsttillväxt.

Kontroll för förekomsten av *mean reversion*¹⁶ i vinsttillväxt görs genom att inkludera föregående vinsttillväxt i regressionsmodellen. Samma tidshorisont används bakåt för denna variabel som för framtida vinsttillväxt framåt (1, 3 och 5 år). Koefficienten förväntas vara negativ eftersom lönsamheten för ett företag, som för närvarande har ovanligt låg eller hög lönsamhet, bör konvergera mot industrins medelvärde om marknaden är effektiv¹⁷ (Fama & French, 2002).

När ett företag växer anskaffas mer tillgångar som används för att generera högre vinst (Zhou & Ruland, 2006). Därför görs även kontroll för tillväxt i tillgångar och ett positivt samband med framtida vinsttillväxt förväntas föreligga.

3.4 Fama-MacBeth-regression

Studiens dataset utgörs av paneldata eftersom det undersöks tvärsnitt av företag vid varje given tidpunkt över en tidsserie. Tillgängliga företagsdata sträcker sig från 1980 till 2011 och utgörs således av 32 år. Tillväxtvariablerna för 1 års horisont för ett specifikt år t kräver att företagsdata finns tillgängligt år $t-1$ och $t+1$. Värden för de beräknade variablerna finns därmed mellan 1981 och 2010, det vill säga för 30 år. Med samma resonemang finns värden

¹⁶ *Mean reversion* är tendensen, för exempelvis tillväxttakter och avkastningar, att återvända till det långsiktiga medelvärdet.

¹⁷ Det ekonomiska argumentet bygger på att företag med ovanligt god lönsamhet kommer att attrahera konkurrens, vilket leder till att lönsamheten drivs nedåt, medan företag med ovanligt låg lönsamhet och risk för konkurs eller att bli uppköpt får incitament att omfördela resurser till ett mer produktivt användande, vilket därmed driver upp lönsamheten.

för variablerna på 3 års horisont mellan 1983 och 2008, motsvarande 26 år, och värden för variablerna på 5 års horisont mellan 1985 och 2006, motsvarande 22 år.

I linje med Zhou och Ruland (2006) används Fama och MacBeths (1973) tvåstegsprocedur för att skatta betakoefficienterna i regressionsmodellen. I första steget genomförs regressioner i enlighet med minsta-kvadrat-metoden per tvärsnitt varpå man erhåller skattade koefficienter $\hat{\beta}_{0t}, \hat{\beta}_{1t}, \dots, \hat{\beta}_{7t}$ för $t = 1, \dots, T$, där T exempelvis är 30 för 1 års horisont. För var och en av variablerna erhålls ett antal skattade betakoefficienter, motsvarande det antal år som ingår i datasetet. Det erhålls även T stycken determinationskoefficienter, R^2 ; en för var och ett av de T stycken tvärsnitten.

I andra steget beräknas den slutliga betakoefficienten som medelvärdet av de T stycken skattade koefficienterna från steg ett med tillhörande standardfel:

$$\hat{\beta}_j^{FM} = \bar{\beta}_j = \frac{1}{T} \sum_1^T \hat{\beta}_{jt} \quad (6)$$

$$SE(\hat{\beta}_j^{FM}) = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_1^T \frac{(\hat{\beta}_{jt} - \hat{\beta}_j^{FM})^2}{T-1}} \quad (7)$$

för var och en av de förklarande variablerna (inklusive konstanten) $j = 0, \dots, 7$.

FM betecknar det slutliga resultatet från Fama-MacBeth-metoden och SE betecknar standardfelet (*standard error*). Determinationskoefficienten och den justerade determinationskoefficienten beräknas som medelvärden av de erhållna från steg ett.

En fördel med Fama-MacBeth-metoden är att den kontrollerar för korrelation mellan feltermerna inom ett givet tvärsnitt (*cross-sectional dependence*). Marknadseffekter kan exempelvis ha en materiell inverkan på resultatet under konjunktursens olika skeden.

Det andra steget i metoden förutsätter att de årliga betakoefficienterna från steg ett följer en normalfördelning. Givet att antalet koefficienter erhållna för alla variabler från steg ett är större än 20 för samtliga tre undersökta tidshorisonter, är det möjligt att anta att koefficienterna är approximativt normalfördelade i enlighet med centrala gränsvärdesatsen (Wilcox, 2010, pp. 35-37).

Givet antagandet om normalfördelning för de årliga betakoefficienterna samt att variansen för populationen av årliga betakoefficienter är okänd, används Students t-fördelning med T-1 frihetsgrader för hypotesprövning.

3.5 Hypotestest

Uppsatsens problemställning undersöks med en hypotesprövning av den skattade betakoefficienten för utdelningsandelsvariabeln i studiens regressionsmodell för samtliga tre tidshorisonter. Med anledning av tidigare forskning testas vi:

$$H_0 : \hat{\beta}_{Utdelningsandel(1,3,5)} = 0$$

$$H_1 : \hat{\beta}_{Utdelningsandel(1,3,5)} \neq 0$$

Beslutsregel: Förkasta H_0 om $\hat{\beta}_{Utdelningsandel(1,3,5)} \neq 0$ på 5 % -signifikansnivå.

Nollhypotesen är att utdelningskoefficienten är lika med noll, medan alternativhypotesen är att utdelningskoefficienten är skild från noll. Tidigare studier på samma område har redovisat signifikansnivåer baserade på dubbelsidiga hypotestest, varför jämförelse underlättas genom att göra det även i denna studie. Vidare pekar finansiell teori och empiri i olika riktningar med hänsyn till tecknet på regressionskoefficienten för utdelningsandelen. Medan Gordons tillväxtmodell, Miller och Modiglianis irrelevante teori och *Pecking Order*-teorin motiverar en riktad nollhypotes så att ett positivt samband ska kunna förkastas, pekar tidigare forskning av bland annat Zhou och Ruland (2006) på en riktad nollhypotes så att ett negativt samband ska kunna förkastas. Osäkerheten motiverar således dubbelsidiga hypotestest där koefficienten undersöks vara skild från noll.

I studien genomförs även tester av regressionskoefficienterna för kontrollvariablerna. Noll- och alternativhypotes formuleras inte explicit för dessa i studien, då de inte är av samma intresse för studiens problemställning som utdelningsvariabeln. Tecken, t-statistika samt dubbelsidigt p-värde för regressionskoefficienterna diskuteras och jämförs ändå med resultat från tidigare forskning. Som beskrivet under diskussion av regressionsvariabler förekommer förväntningar om tecknen på kontrollvariablernas regressionskoefficienter, vilket motiverar enkelsidiga tester. Resultat från tidigare forskning som exempelvis Vermeulen och Smit (2011) visar dock att ett flertal av variablerna i de olika regressionerna kan få motsatt tecken på koefficienterna än vad som förväntas och därför används dubbelsidiga test.

3.6 Modellkritik

Genomsnittlig årlig tillväxttakt är matematiskt inte definierad när begynnelsevärdet är negativt och slutvärdet positivt, då det ger en negativ tillväxttakt, trots att en förbättring av vinsten skett. Tillväxtmåttets beräkning beror även på valet av tidshorisont. Om en tidshorisont med jämnt antal år används, är tillväxten inte definierad när begynnelsevärdet är positivt och slutvärdet är negativt. Även vid valet av tidshorisont med ojämnt antal år, som i denna studie, saknar tillväxtmåttets beräkning mening när begynnelsevärdet är positivt och slutvärdet negativt.¹⁸ Beräkningar av vinsttillväxt vid skifte av tecken saknar således mening i uppsatsens sammanhang. Detta medför restriktioner på datamaterialet som kan leda till ett stort bortfall av observationer.

Definitionerna av de använda tillväxtvariablerna för regressionsanalysen medför att studien för ett givet år 0 endast tar hänsyn till utdelningsandelen under samma år. Förändringar i utdelningspolicy kan förekomma efter år 0 under tidshorisonten och kan därmed påverka den genomsnittliga vinsttillväxten. Dessa förändringar fångas inte upp av utdelningsandelen år 0.

Längden på tidshorisont för tillväxtvariablerna har en direkt inverkan på antalet användbara observationer. Eftersom aktieägare lägger stor vikt vid ett företags utveckling på lång sikt är även 10 års horisont intressant att undersöka. Zhou och Ruland (2006) poängterar dock två problem med att undersöka 10 års horisont på företagsnivå:

- Stort bortfall av observationer. För ett givet år 0 krävs tillgängliga data 10 år framåt och 10 år bakåt för att kunna beräkna tillväxtvariablerna. Varje observation behöver därmed ett tidsfönster på 21 år av tillgängliga data. Detta innebär att tillväxtvariablerna endast kan beräknas mellan 1990 och 2001.
- *Survivorship bias*. Företag som inte varit noterade i minst 21 år sorteras bort. Företag med hög lönsamhet och hög tillväxt löper en mindre risk för att gå i konkurs eller bli uppköpta och därmed skapas en partiskhet mot dessa, vilket kan leda till ett snedvridet resultat.

Regressionsmodellen undersöker förekomsten av ett linjärt samband mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt. Sambandet behöver dock inte vara av linjär karaktär. Skulle det

¹⁸ Problemet med tillväxtmättet illustreras enklast med ett räkneexempel: ett begynnelsevärde på 100 och ett slutvärde på -10 över en horisont på tre år innebär en negativ genomsnittlig tillväxt på -146 %, medan ett begynnelsevärde på 50 och ett slutvärde på -10 innebär en negativ genomsnittlig tillväxt på -158 %. Det senare fallet visar en högre negativ tillväxt, även om skillnaden i absoluta termer är större i det tidigare fallet.

verkliga sambandet istället vara icke-linjärt kan resultatet från regressionsmodellen ge ett missvisande resultat.

Fama-MacBeth-metoden antar att regressionskoefficienterna för varje enskilt år följer en normalfördelning. Om detta antagande inte skulle hålla kan resultatets signifikans ifrågasättas. Antagandet motiveras av att längden på den undersökta tidsperioden möjliggör approximativ normalfördelning i enlighet med centrala gränsvärdessatsen.

I steg två av Fama-MacBeth-metoden beräknas den slutliga betakoefficienten som ett medelvärde av de årliga skattade betakoefficienterna. Detta innebär att de skattade betakoefficienterna för de enskilda åren får lika stor vikt oavsett antal observationer som används för de olika årliga regressionerna. Eftersom fler observationer möjliggör ett tillförlitligare regressionsresultat kan det vara önskvärt att årliga koefficienter viktas utifrån antal observationer som används för regressionerna. Fama-MacBeth-metoden tar inte hänsyn till detta.

Empiriska data

I detta kapitel redogörs för datamaterialet som studien har använt för regressionsanalysen. Datainsamling och -behandling skildras följt av presentation av beskrivande statistik. Avslutningsvis diskuteras datamaterialets kvalitet.

4.1 Urval

Studiens urval utgörs av företag med primärnotering på Nasdaq OMX Nordic Stockholm, även känd som Stockholmsbörsen, samt företag som tidigare var noterade på Aktietorget. Urvalet av företag undersöks mellan 1980 och 2011, motsvarande 32 år av observationer.

I urvalet inkluderas både aktiva bolag och inaktiva bolag från den period de var noterade. Bolag som tidigare varit noterade inkluderas eftersom utelämnandet av dessa skulle ge upphov till *survivorship bias*. I linje med Zhou och Ruland (2006) exkluderas finansiella bolag och utiliteter (*utilities*) från urvalet eftersom affärsverksamhet och värdering av sådana bolag skiljer sig väsentligt från bolag i övriga branscher.

4.2 Datamaterial

4.2.1 Insamling

Studiens datamaterial har hämtats från databasen *Thomson Reuters Datastream* och inkluderar 725 bolag i rådata. *Datastream* har årsdata tillgängliga för svenska bolag mellan 1980 och 2011 och samtliga år har inkluderats i datamaterialet.

Företagsdata samlas in för vinst efter skatt, utdelningar, aktiekapitalets marknadsvärde, totala tillgångar och totala skulder. Efter att rådata rensats från observationer där företag saknar data återstår 5886 företags-år¹⁹.

4.2.2 Behandling

4.2.2.1 Urvalskriterier

Data för varje tidshorisont utgör ett eget dataset och dessa skiljer sig åt på grund av variablernas definitioner med tillhörande bortfall av observationer. Inför den statistiska analysen behandlas de tre dataseten enligt följande kriterier:

- Positiv vinst efter skatt: Studien beaktar endast observationer där företag redovisat positivt resultat år $-t$, 0 och t för ett givet år 0. Som beskrivet i avsnitt 3.6 saknar

¹⁹ Ett företags-år inkluderar företagsdata för ett företag under ett år och utgör därmed en observation.

tillväxtvariablerna definition eller mening vid teckensifte. Detta innebär att vinst efter skatt för år $-t$, 0 och t inte tillåts vara negativ. Kriteriet möjliggör dock att företag redovisar förlust åren mellan $-t$ och 0 samt mellan 0 och t .

- Utdelning år 0: Observationer där företag inte genomfört någon utdelning utelämnas. En undersökning mellan vinsttillväxt och utdelningsandel är endast relevant om utdelning förekommit och utdelningsandelen således är positiv²⁰.
- Minimistorlekskrav: Observationer där företag har lägre än SEK 2 miljoner i bokvärde för eget kapital eller lägre än SEK 4 miljoner i totala tillgångar har utelämnats. Detta är i enlighet med Fama och Frenchs (2001) justering för små bolag och tillämpades även av Zhou och Ruland (2006), Flint et al. (2010) och Vermeulen och Smit (2011).

4.2.2.2 Extremvärden

Ett flertal variablers definitioner möjliggör uppkomst av väldigt stora, respektive små, extremvärden. Om ett företag exempelvis redovisar en ovanligt låg vinst efter skatt år 0, följt av en återgång till en mer normal vinst, kan vinsttillväxtmättet ge ett extremt stort värde. Datamaterialet har rensats för extremvärden i linje med Zhou och Ruland (2006):

- Vinsttillväxt, avkastning på kapital, vinstavkastning, föregående vinsttillväxt och tillgångstillväxt har samtliga justerats för extremvärden genom att högsta och lägsta percentilen av värdena har utelämnats.
- Ingen ytterligare justering görs för storleksvariabeln utöver minimistorlekskravet.
- Endast den högsta percentilen utelämnas för utdelningsandels- och skuldsättningsvariabeln. Kravet om positiv utdelning utelämnar de lägsta värdena, varför ingen ytterligare justering görs. Ett företag till fullo finansierat med eget kapital betraktas inte som ett extremfall, varför ingen justering görs för de lägsta värdena.

Efter att observationer med extremvärden eliminerats återstår 330 företag och 2283 företags-år som urval för regressionsmodellen med 1 års horisont, 216 företag och 1447 företags-år för 3 års horisont och 129 företag och 834 företags-år för 5 års horisont.

²⁰ Givet kriteriet om positiv vinst efter skatt undviks scenarion där genomförd utdelning år 0 tillsammans med negativt resultat år 0 medför en negativ utdelningsandel. Förekomsten av negativ utdelningsandel saknar ekonomisk mening i studiens sammanhang.

4.2.3 Beskrivande statistik

Tabell 1 visar beskrivande statistik för dataurvalen som används till regressionsmodellen för de tre studerade tidshorisonterna.

Tabell 1. Beskrivande statistik

	Obs	Medelv.	Std.avv.	1a kvartil	Median	3e kvartil
<i>1 års horisont</i>	2283					
VT(0,1)		0,461	1,455	-0,209	0,135	0,580
Utdelningsandel		0,570	0,487	0,303	0,433	0,662
Storlek		14,468	1,864	13,104	14,315	15,689
ROA		0,069	0,050	0,034	0,058	0,093
E/P		0,080	0,050	0,047	0,069	0,101
Skuldsättning		0,556	0,155	0,457	0,574	0,668
TT(0,1)		0,139	0,247	0,008	0,087	0,203
FVT(-1,0)		0,622	1,859	-0,166	0,184	0,674
<i>3 års horisont</i>	1447					
VT(0,3)		0,155	0,373	-0,079	0,106	0,315
Utdelningsandel		0,545	0,442	0,299	0,423	0,640
Storlek		14,762	1,864	13,308	14,627	16,119
ROA		0,068	0,048	0,034	0,058	0,089
E/P		0,081	0,049	0,048	0,070	0,101
Skuldsättning		0,569	0,148	0,475	0,587	0,674
TT(0,3)		0,106	0,132	0,023	0,086	0,162
FVT(-3,0)		0,291	0,491	0,007	0,202	0,446
<i>5 års horisont</i>	834					
VT(0,5)		0,125	0,224	-0,018	0,104	0,245
Utdelningsandel		0,553	0,466	0,302	0,424	0,637
Storlek		15,157	1,829	13,646	15,162	16,542
ROA		0,065	0,044	0,034	0,056	0,084
E/P		0,078	0,049	0,047	0,068	0,094
Skuldsättning		0,576	0,143	0,488	0,589	0,677
TT(0,5)		0,096	0,103	0,027	0,074	0,146
FVT(-5,0)		0,214	0,270	0,042	0,180	0,338

Medianen för vinststillväxt i den svenska marknaden är 13,5 % för 1 års horisont, 10,6 % för 3 års horisont och 10,4 % för 5 års horisont. Dessa kan jämföras med den amerikanska marknaden (Zhou & Ruland, 2006) där motsvarande siffror är 12,6 % för 1 års horisont, 10,2 % för 3 års horisont och 9,7 % för 5 års horisont. Företags vinststillväxt i Sverige förefaller vara i samma nivå som i USA. Den är även i samma nivå som för den sydafrikanska

marknaden²¹ (Vermeulen & Smit, 2011) och något högre än för den australienska marknaden²² (Flint, et al., 2010). Medelvärden är något mer varierande mellan studierna då väldigt stora, respektive väldigt små, värden har en stor inverkan.

Medianen för utdelningsandel för 1 års horisont är 43,3 %, medan första kvartilen och tredje kvartilen är 30,3 % respektive 66,2 %. Det föreligger således en relativt stor spridning i utdelningsandel mellan företags-år i urvalet, där tredje kvartilen är mer än dubbelt så stor som första kvartilen. Zhou och Ruland (2006) redovisade en median för utdelningsandel på 33,2 %, Flint, et al. (2010) redovisade en median på 40,7 % och Vermeulen och Smit (2011) redovisade en median på 36,1 %. Utdelningsandelen på den svenska marknaden förefaller således vara något högre än i studierna på andra marknader.

För utdelningsandel, storlek, avkastning på kapital, vinstavkastning och skuldsättning är beskrivande data i samma nivå för samtliga tidshorisonter, vilket tyder på att skillnaden i antal observationer inte påverkar datamaterialets egenskaper materiellt. Urvalens beskrivande statistik för dessa variabler skiljer sig inte i någon större utsträckning från studierna på andra marknader.

4.3 Datamaterialets kvalitet

Den statistiska analysen baseras på en stor mängd företagsdata och därför har studien varit begränsad till användandet av *Datastream*. På grund av tidsbegränsning har det inte varit möjligt att komplettera datamaterialet manuellt genom att hämta siffror från årsredovisningar. Datamaterialets kvalitet har kontrollerats genom att jämföra ett stickprov av observationer med information i företags årsredovisningar och inga avvikelser har hittats.

Datamaterialets kvalitet kan skilja sig mellan de tre dataseten med hänsyn till olika antal observationer. Skillnaden i företags-år mellan 1 års horisont (2283) och 5 års horisont (834) tyder på att *survivorship bias* kan föreligga.

Kravet om positiv vinst för år $-t$, 0 och t för ett givet år 0 och kravet om utdelning medför bortfall av ett stort antal observationer. Datamaterialet förlorar representativitet för populationen när förlustår och uteblivna utdelningar inte tas i hänsyn i undersökningen.

²¹ Vinsttillväxtmedian 14,5 % för 1 års horisont, 12,7 % för 3 års horisont och 13,0 % för 5 års horisont. (Vermeulen & Smit, 2011)

²² Vinsttillväxtmedian 11,0 % för 1 års horisont, 8,1 % för 3 års horisont och 7,0 % för 5 års horisont. (Flint, Tan & Tian, 2010)

Slutligen bör det poängteras att även efter rensandet för extremvärden förekommer det väldigt höga värden för i synnerhet vinsttillväxt och utdelningsandel i datamaterialet. För 1 års horisont är exempelvis den högsta vinsttillväxten för ett specifikt företags-år 1491 % och den högsta utdelningsandelen 525 %. Sådana observationer har en väsentlig inverkan på standardavvikelsen och medelvärdet för de olika variablerna.

Resultat och diskussion

Resultatet som framkommit av den statistiska analysen presenteras i två delar. Den första redovisar utfallet av regressionerna för de tre olika tidshorisonter som har undersökts och en jämförelse görs med tidigare forskning. Den andra delen behandlar resultatet av hypotestesten som besvarar studiens frågeställning.

5.1 Skattade regressionskoefficienter

Regressionsresultaten redovisas i tre tabeller, en för varje tidshorisont. Det är värt att notera att eftersom denna studie använder samma metod som Fama och MacBeth (1973) för att utföra regressionerna, är de koefficienter som visas nedan medelvärden av de årliga regressionerna (se avsnitt 3.4).

5.1.1 Regressionskoefficienter för 1 års horisont

Tabell 2. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel för 1 års horisont

VT(0,1)	Koefficient	Standardfel	t-stat	P>t	
Utdelningsandel	1,267	0,228	5,55*	0,000	
Storlek	-0,076	0,026	-2,90*	0,007	
ROA	-5,672	2,195	-2,58**	0,015	Obs. 2283
E/P	-4,670	1,194	-3,91*	0,001	R ² 37,42%
Skuldsättning	0,093	0,299	0,31	0,759	R ² (just.) 27,99%
TT(0,1)	0,642	0,238	2,70**	0,012	
FVT(-1,0)	0,043	0,041	1,05	0,303	
Konstant	1,440	0,436	3,31*	0,003	

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

Tabell 2 visar att relationen mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt för svenska företag är positiv och signifikant på 1 % -nivå på 1 års horisont, vilket innebär att företag med hög utdelningsandel tenderar att ha hög framtida vinsttillväxt. Stora företag, företag med hög avkastning på kapital (ROA) och företag med hög vinstavkastning (E/P) visar en negativ relation till vinsttillväxt, vilket är i linje med förväntningarna. Stora företag är i regel mer etablerade och mogna och tenderar därför att växa långsammare än mindre företag (Chan, et al., 2003), företag med hög ROA åtnjuter redan hög lönsamhet vilket försvårar en ökning i vinsttillväxt (Zhou & Ruland, 2006) och företag som förväntas ha en stor vinsttillväxt borde

ha ett högt P/E-tal om marknaden är effektiv, varför ett negativt samband mellan vinstavkastning (omvänt P/E) och utdelningsandel är att förvänta (Miller & Modigliani, 1961). Dessa koefficienter är statistiskt signifikanta på 1 % -nivå med undantag för avkastning på kapital som är signifikant på 5 %.

Ett positivt samband kan observeras mellan framtida vinsttillväxt och skuldsättning, tillgångstillväxt (TT) samt föregående vinsttillväxt (FVT). Den positiva relationen mellan skuldsättning och vinsttillväxt är linje med förväntningarna, då företag med hög skuldsättning tenderar att ha stora investeringar som kan resultera i hög framtida vinsttillväxt (Fama & French, 2002), men har ett p-värde på 0,759 och är således inte signifikant. Koefficienten för tillväxt i tillgångar är positiv och signifikant på 5 % -nivå och även det i linje med förväntningarna, då företag som växer anskaffar mer tillgångar som används för att generera högre framtida vinster (Zhou & Ruland, 2006). Koefficienten för föregående vinsttillväxt, som förväntades vara negativ på grund av *mean reversion* (Fama & French, 2002), är positiv men inte signifikant, vilket betyder att det inte går att konstatera att *mean reversion* föreligger på 1 års horisont.

För att undersöka regressionsmodellens förklaringsgrad har den justerade determinationskoefficienten räknats ut. Den visar att 27,99% av variationen i framtida vinsttillväxten kan förklaras av regressionsmodellen.

5.1.2 Regressionskoefficienter för 3 års horisont

Tabell 3. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel för 3 års horisont

VT(0,3)	Koefficient	Standardfel	t-stat	P>t	
Utdelningsandel	0,255	0,037	6,82*	0,000	
Storlek	-0,010	0,006	-1,61	0,121	
ROA	-2,143	0,458	-4,68*	0,000	Obs. 1447
E/P	-1,420	0,288	-4,92*	0,000	R ² 47,44%
Skuldsättning	-0,059	0,111	-0,54	0,597	R ² (just.) 35,99%
TT(0,3)	0,854	0,112	7,61*	0,000	
FVT(-3,0)	-0,033	0,065	-0,50	0,621	
Konstant	0,367	0,117	3,15*	0,004	

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

Resultatet av regressionen för 3 års horisont visar att det föreligger en positiv relation mellan utdelningsandel och vinsttillväxt. Koefficienten är signifikant på 1 % -nivå men inte lika stor som för 1 års horisont.

Sambanden redovisade i tabell 3 är betydligt svagare än de för 1 års horisont, med undantag för tillgångstillväxt som är något starkare. Tecknen för alla koefficienter är i linje med förväntningarna förutom skuldsättning som är positiv men inte signifikant. Det finns skillnader i signifikansnivåer för vissa variabler jämfört med 1 års horisont; storlek har ett p-värde på 0,121 och är därmed inte statistiskt signifikant och avkastning på kapital samt föregående vinsttillväxt är signifikanta på 1 % -nivå.

Den justerade determinationskoefficienten är 35,99 %, vilket är högre än för 1 års horisont och tyder på att regressionsmodellen har en högre förklaringsgrad för 3 års horisont.

5.1.3 Regressionskoefficienter för 5 års horisont

Tabell 4. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel för 5 år horisont

VT(0,5)	Koefficient	Standardfel	t-stat	P>t		
Utdelningsandel	0,143	0,038	3,79*	0,001		
Storlek	-0,006	0,004	-1,41	0,174		
ROA	-1,189	0,542	-2,19**	0,040	Obs.	834
E/P	-0,751	0,296	-2,54**	0,019	R ²	52,94%
Skuldsättning	-0,073	0,086	-0,84	0,408	R ² (just.)	38,76% [†]
TT(0,5)	0,877	0,085	10,29*	0,000		
FVT(-5,0)	-0,035	0,068	-0,52	0,608		
Konstant	0,258	0,112	2,30**	0,031		

[†]**Not:** Exklusive justerad R² för 1994 som var negativ, om den inkluderas blir R² 35,90%

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

Regressionen för 5 års horisont visar även ett positivt samband mellan utdelningsandel och vinsttillväxt för svenska företag. Regressionskoefficienten är ungefär hälften så stor som den motsvarande för 3 års horisont och cirka 10 gånger mindre än den för 1 års horisont, men fortfarande signifikant på 1 % -nivå.

Alla övriga koefficienter, förutom skuldsättning, visar att sambanden med framtida vinsttillväxt är enligt förväntningarna vad gäller tecken. Koefficienternas storlek är ungefär i

samma nivå som för 3 års horisont, med undantag för ROA och E/P vars koefficienter är mindre och har lägre signifikans.

Vad gäller modellens förklaringsgrad är den justerade determinationskoefficienten på 38,76 % något starkare än för 3 år horisont (35,99 %) och därmed även starkare än för 1 års horisont (27,99 %).

Avslutningsvis kan man konstatera att det föreligger en positiv och signifikant relation mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt för alla tidshorisonter efter att ha kontrollerat för andra störande variabler. Företag med en generös utdelningspolitik tenderar att ha högre framtida vinsttillväxt. Givet att utdelningsandel är signifikant på 1 % -nivå för samtliga tidshorisonter förefaller inte *survivorship bias* ha en materiell inverkan på resultatet. Det tycks även föreligga en avtagande effekt på sambandens styrka ju längre tidshorisonten blir.

5.1.4 Jämförelse med tidigare forskning

Nedan presenteras en sammanfattande tabell över studiens regressionsresultat följt av en sammanfattande tabell över resultatet från USA (Zhou Ruland 2006), den första studien utförd på företagsnivå i ämnet. Studiens resultat jämförs i första hand med den amerikanska studien som är den mest omfattande i ämnet. En kort jämförelse görs även med den australiensiska (Flint, et al., 2010) och den sydafrikanska studien (Vermeulen & Smit, 2011).²³

Tabell 5. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel i Sverige

VT(0,t)	1 års		3 års		5 års	
	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat
Utdelningsandel	1,267	5,55*	0,255	6,82*	0,143	3,79*
Storlek	-0,076	-2,90*	-0,010	-1,61	-0,006	-1,41
ROA	-5,672	-2,58**	-2,143	-4,68*	-1,189	-2,19**
E/P	-4,670	-3,91*	-1,420	-4,92*	-0,751	-2,54**
Skuldsättning	0,093	0,310	-0,059	-0,54	-0,073	-0,84
TT(0,t)	0,642	2,70**	0,854	7,61*	0,877	10,29*
FVT(-t,0)	0,043	1,05	-0,033	-0,50	-0,035	-0,52
Antal obs.		2283		1447		834
Justerad R ²		27,99%		35,99%		38,76%

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

²³ Ingen jämförelse görs med övriga studier på företagsnivå (Huang, et al., 2009; Al-Twaijry, 2007) eftersom jämförelsebarheten anses vara lägre givet att dessa använder betydligt färre observationer under en kortare tidsperiod.

Tabell 6. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel i USA

VT(0,t)	1 års		3 års		5 års	
	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat
Utdelningsandel	0,537	12,45*	0,167	12,96*	0,083	10,31*
Storlek	-0,029	-7,48*	-0,012	-9,92*	-0,007	-7,90*
ROA	-2,388	-10,54*	-0,974	-11,71*	-0,646	-11,30*
E/P	-1,537	-9,41*	-0,695	-11,97*	-0,468	-11,16*
Skuldsättning	0,077	2,22**	0,065	5,35*	0,058	9,12*
TT(0,t)	0,873	14,13*	0,996	29,67*	1,011	39,61*
FVT(-t,0)	0,012	0,089	-0,083	-5,90*	-0,118	-12,12*
Justerad R ²		19,96%		31,59%		36,41%

Källa: Zhou och Ruland (2006:61)

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

Relationen mellan framtida vinsttillväxt och utdelningsandel är positiv och statistiskt signifikant på 1 % -nivå för samtliga tidshorisonter både i Sverige och USA. Koefficienterna för utdelningsandel visar att sambanden är starkare i Sverige än i USA, särskilt på kort sikt där det är mer än dubbelt så starkt.

De negativa samband mellan framtida vinsttillväxt och variablerna storlek, ROA och E/P som förekommer i USA har även hittats i Sverige i den här studien. Koefficienterna är betydligt större för variablerna ROA och E/P på den svenska marknaden.

Den positiva relationen mellan skuldsättning och framtida vinsttillväxt som observeras i USA och även nämns av Fama och French (2002) kan inte fastställas i Sverige. Variabelns koefficient är positiv på kort sikt men inte statistiskt signifikant på någon av de undersökta tidshorisonterna.

Vad gäller tillgångstillväxt är koefficienterna ungefär av samma storlek både i Sverige och USA. I USA är tillgångstillväxt signifikant på 1 % -nivå för samtliga tidshorisonter, medan den är signifikant på 1 % -nivå i Sverige på medel och lång sikt och på 5 % -nivå på kort sikt. Variabeln föregående vinsttillväxt visar en negativ relation med framtida vinsttillväxt på medel och lång sikt i båda länderna men är bara statistiskt signifikant i USA.

Skillnaden i signifikansnivåer kan delvis förklaras av att dataurvalet som används i denna studie är betydligt mindre än det som används av Zhou och Ruland (2006). Regressionen för 1 års horisont för svenska företag använder 2 283 företags-år medan den motsvarande i USA

är baserad på 40 968 företags-år. Regressionen för 5 års horisont för det nordiska landet använder 834 observationer jämfört med 27 925 för det amerikanska dito.

De justerade determinationskoefficienterna är starka både i Sverige och i USA och blir starkare med längden på tidshorisonten. En betydlig del av variationen i den framtida vinststillväxten, både i det nordiska och i det amerikanska landet, kan således förklaras av variationen av modellens variabler.

En övergripande jämförelse med studierna från Australien (Flint, et al., 2010) och Sydafrika (Vermeulen & Smit, 2011) fastställer förekomsten av en positiv relation mellan framtida vinststillväxt och utdelningsandel. Denna relation är signifikant på 1 % -nivå på samtliga tidshorisonter i Australien. I Sydafrika är den signifikant på 1 % -nivå för 1 och 3 års horisont och på 5 % nivå för 5 års horisont. Den starkaste relationen mellan utdelningsandel och framtida vinststillväxt förefaller finnas i Sverige, sedan följer Sydafrika, USA och sist Australien.

5.2 Utfall av hypotestest

I detta avsnitt redovisas utfallet av hypotestesten som presenterades unders avsnitt 3.4 för samtliga tidshorisonter. Det som har testats är de skattade betakoefficienterna för utdelningsandel som förklarande variabel för framtida vinststillväxt i studiens regressionsmodell. Noll- och alternativhypotes formulerades enligt nedan:

$$H_0 : \hat{\beta}_{Utdelningsandel(1,3,5)} = 0$$

$$H_1 : \hat{\beta}_{Utdelningsandel(1,3,5)} \neq 0$$

Beslutsregel: Förkasta H_0 om $\hat{\beta}_{Utdelningsandel(1,3,5)} \neq 0$ på 5 % -signifikansnivå.

Tabell 7 redovisar de skattade koefficienterna, standardfel, beräknade t-statistikor samt p-värden från dubbelsidiga test. De skattade koefficienterna visar ett positivt samband signifikant på 1 % -nivå för samtliga tidshorisonter. Nollhypotesen kan således förkastas till förmån av alternativhypotesen, vilket ger stöd för att det föreligger ett positivt samband mellan utdelningsandel och framtida vinststillväxt på den svenska marknaden mellan 1980 och 2011.

Tabell 7. Resultat av hypotestest för samtliga tidshorisonter

Framtida vinsttillväxt vs utdelningsandel	1 års	3 års	5 års
Koefficient	1,267	0,255	0,143
Standardfel	0,228	0,037	0,038
t-stat	5,55	6,82	3,79
p-värde	0,000	0,000	0,001

Alla koefficienter är signifikanta på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

Analys

För att undersöka resultatets tillförlitlighet har regressionsmodellen testats för förekomsten av multikollinearitet, autokorrelation och heteroskedasticitet och känslighetsanalyser har utförts för ett alternativt vinstmått, förekomsten av icke-symmetriska tillväxtcykler i vinsttillväxt och alternativ hantering av extremvärden. Därefter presenteras och diskuteras potentiella förklaringar till studiens resultat följt av en diskussion av resultatets reliabilitet, validitet och generaliserbarhet.

6.1 Test av regressionsmodellen

6.1.1 Multikollinearitet

Multikollinearitet är en beteckning inom multivariat regressionsanalys för förekomsten av starka linjära samband mellan de förklarande variablerna, där en förklarande variabel kan estimeras med hjälp av de andra. Multikollinearitet påverkar inte modellens förklaringsvärde (feltermerna ändras inte) men kan påverka de enskilda variablernas koefficienter.

Med tanke på skillnaderna i variablernas definitioner finns det inget skäl att tro att multikollinearitet förekommer i någon större utsträckning. För att undersöka detta vidare presenteras en korrelationsmatris för samtliga förklarande variabler (se Appendix I) för var och ett av de tre dataseten. Som kan skådas föreligger relativt svaga samband, vilket tyder på att multikollinearitet inte är ett problem i denna studie.

6.1.2 Autokorrelation och heteroskedasticitet

Studiens regressionsanalys förutsätter homoskedasticitet i feltermerna, det vill säga att variansen är konstant och oberoende av värdena på de förklarande variablerna. Den förutsätter också att det inte förekommer autokorrelation, det vill säga att feltermerna inte korrelerar med varandra över tid.

Avsaknaden av homoskedasticitet, det vill säga att heteroskedasticitet föreligger, samt förekomsten av autokorrelation påverkar inte de förklarande variablernas koefficienter men kan leda till felaktiga estimeringar av standardfelen och därmed påverka den statistiska signifikansen av resultaten. Detta försämrar tillförlitligheten i resultatet.

För att undersöka om heteroskedasticitet eller autokorrelation påverkar studiens resultat har regressioner genomförts där standardfelen justeras enligt Newey-West-metoden (1987). Regressionsresultaten för de tre olika tidshorisonterna presenteras i Appendix II. Ur

resultaten går att tyda att de flesta koefficienters standardfel blir mindre efter justeringen, vilket kan förklaras av att negativ autokorrelation potentiellt föreligger. Detta innebär att koefficienterna får ännu starkare statistisk signifikans än vid de ursprungliga regressionerna och därmed stärker studiens resultat.

6.2 Käslighetsanalys

För att vidare testa resultatets robusthet används tre olika känslighetstest. Det första är att använda rörelseresultat som alternativt mått för vinst. Det andra är en förlängning av modellen där samtliga variabler för föregående vinsttillväxt inkluderas för att kontrollera för *mean reversion* ifall den förekommer i icke-symmetriska cykler i vinsttillväxten. I tredje testet upprepas regressionen utan att exkludera extremvärden samt efter att översta två och nedersta två percentiler exkluderas.

6.2.1 Rörelseresultat som vinstmått

Det positiva sambandet mellan utdelningsandel och tillväxt i vinst efter skatt väcker frågan om ett positivt samband även förekommer mellan utdelningsandel och tillväxt i andra vinstmått. Detta undersöks genom att använda rörelseresultat (*EBIT*) som alternativt mått på vinst för variablerna framtida vinsttillväxt, avkastning på kapital och föregående vinsttillväxt. Resultatet av de nya regressionerna redovisas i Appendix III.

Koefficienten för utdelningsandel är positiv och signifikant för samtliga tidshorisonter men av mindre storlek jämfört med den ursprungliga regressionen. Till skillnad från den ursprungliga regressionen där vinst efter skatt används som vinstmått är signifikansnivån på utdelningsandelskoefficienten för 5 års horisont signifikant på 10 % -nivå istället för 1 % -nivå.

Relationen mellan framtida vinsttillväxt och kontrollvariablerna påverkas inte avsevärt av det nya vinstmättet. Den enda koefficienten som byter tecken är skuldsättning för 1 års horisont, som ändå inte är statistiskt signifikant. Koefficienterna för ROA och E/P visar på ett svagare samband men samtliga är signifikanta på 1 % -nivå.

Det positiva sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt gäller även för rörelseresultat som vinstmått.

6.2.2 Kontroll för icke-symmetriska tillväxtcykler

I avsnitt 3.3 diskuteras att förekomsten av *mean reversion* i vinsttillväxt kan påverka resultatet och därför används kontrollvariabeln $FVT(-t,0)$ i regressionsmodellen där samma tidshorisont används bakåt som för framtida vinsttillväxt framåt. Att kontrollera för *mean reversion* på detta sätt förutsätter dock att vinsttillväxten följer ett symmetriskt mönster, det vill säga att om vinsttillväxten var ovanligt hög föregående år borde den minska nästa år eller om den var ovanligt hög de föregående fem åren så borde den minska under de kommande fem åren. Det innebär att när regressionerna görs för varje tidshorisont, kontrollerar man endast för föregående vinsttillväxt under en lika lång period som tidshorisonten för framtida vinsttillväxt.

Vinsttillväxten behöver dock inte följa ett symmetriskt mönster, varför ovanligt hög vinsttillväxt ett år skulle kunna resultera i minskad vinsttillväxt de kommande 5 åren eller ovanligt hög vinsttillväxt de föregående 3 åren skulle kunna leda till minskad vinsttillväxt bara för det kommande året.

För att kontrollera för denna möjlighet, förlänger Zhou och Ruland (2006) regressionsmodellen med föregående vinsttillväxt för samtliga tidshorisonter:

$$\begin{aligned} VT_{it1,3,5} = & \beta_0 + \beta_1 Utdelningsandel_{it} + \beta_2 Storlek_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 E/P_{it} \\ & + \beta_5 Skuldsättning_{it} + \beta_6 TT_{it1,3,5} + \beta_7 FVT_{it-1} + \beta_8 FVT_{it-3} \\ & + \beta_9 FVT_{it-5} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

Denna studie använder samma modell och resultatet visas i Appendix IV. Relationen mellan framtida vinsttillväxt och utdelningsandel förblir positiv och signifikant på 1 % -nivå för samtliga tidshorisonter. Koefficienternas storlek för utdelningsandel är även i samma nivå som de från den ursprungliga regressionen. Kontrollvariablernas relationer med framtida vinsttillväxt påverkas inte materiellt. Detta innebär att effekterna av eventuella icke-symmetriska vinsttillväxtcykler inte påverkar den positiva relationen mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt och därmed ger ytterligare stöd för att *mean reversion* inte kan förklara det positiva sambandet.

6.2.3 Alternativ hantering av extremvärden

För att undersöka hur rensning av extremvärden påverkar resultatet utförs ytterligare två regressioner där (1) dataurvalet inte rensas för extremvärden och (2) de två högsta och lägsta percentilerna utelämnas. Resultatet av dessa regressioner visas i Appendix V. Den positiva

relationen mellan framtida vinsttillväxt och utdelningsandel påverkas inte av behandlingen av extremvärden och är fortfarande signifikant på 1 % -nivå för samtliga tidshorisonter. Koefficienterna för kontrollvariablerna har samma tecken för samtliga tidshorisonter i båda fallen, med undantag för skuldsättningskoefficienten för 1 års horisont i fall (2) som blir negativ men förblir statistiskt icke-signifikant. Det går således att konstatera att resultatet är robust vad gäller hantering av extremvärden.

6.3 Potentiella förklaringar

Arnott och Asness (2003) nämner att det positiva sambandet mellan utdelningsandel och vinsttillväxt kan anses vara i linje med fria kassaflödeshypotesen och möjligen påverkas av utdelningars signaleringseffekt. I detta avsnitt redogörs för dessa två fenomen och fria kassaflödeshypotesen testas genom att operationalisera den i regressionsmodellen.

6.3.1 Fria kassaflödeshypotesen

Den fria kassaflödesteorin hävdar att ledningen i ett företag med överlikviditet föredrar att investera i projekt med negativt nettonuvärde (*NPV*) än att dela ut pengar till aktieägarna (Jensen 1986). Företagsledningen agerar som agenter för aktieägarna och denna relation kan ibland präglas av motstridiga intressen. Eftersom utdelningar minskar tillgångarna som kontrolleras av ledningen, och därmed deras makt, ger detta incitament till icke-optimala resursallokeringar, investeringar i projekt med negativt nettonuvärde och tvivelaktiga företagsförvärv. Företagsledningen kan frestas av att låta organisationen växa bortom den optimala storleken eftersom det innebär en högre maktposition och i regel högre ersättning (Jensen 1986). Zhou och Ruland (2006) menar att fria kassaflödeshypotesen därför kan förklara förhållandet mellan låg utdelningsandel och låg framtida tillväxt hos företag som har en låg utdelningsandel och överinvesterar.

Lang och Litzenberger (1989) testade den fria kassaflödeshypotesen genom att undersöka marknadens reaktion på förändringar i utdelningsandel. De använde Tobins q^{24} som ett mått på investeringsmöjligheter, där ett värde under 1 betyder att företaget har undermåliga investeringsmöjligheter. Lang och Litzenberger fann att företag med låga investeringsmöjligheter såg stora ökningar i aktiepriset när de höll ökningen i utdelning konstant, vilket är i linje med fria kassaflödesteorin. De tolkade resultatet som att marknaden reagerade positivt när företag med låga investeringsmöjligheter, som löper en högre risk för

²⁴ Tobins q är definierad som marknadsvärdet delat på bokvärdet för ett företag.

att investera i projekt med negativt nettonuvärde, höjde utdelningsandelen eftersom det innebar minskade agentkostnader .

Zhou och Ruland (2006) testade detta fenomen genom att operationalisera fria kassaflödeshypotesen i regressionsmodellen. I linje med Fama och French (2002) använde de kvoten mellan företagets börsvärde plus bokvärde av skulderna delad med bokvärde av tillgångarna som proxy för Tobins q , variabeln V/A . Ett högt värde på V/A -variabeln indikerar goda investeringsmöjligheter och därmed färre problem gällande allokeringen av fria kassaflöden.

Den förlängda regressionsmodellen blir:

$$\begin{aligned}
 VT_{it1,3,5} = & \beta_0 + \beta_1 Utdelningsandel_{it} + \beta_2 Storlek_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 E/P_{it} \\
 & + \beta_5 Skuldsättning_{it} + \beta_6 FVT_{it-1,3,5} + \beta_7 TT_{it1,3,5} + \beta_8 \frac{V}{A}_{it} \\
 & + \beta_9 \frac{V}{A} \times Utdelningsandel_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{9}$$

Där $V/A \times Utdelningsandel$ är en produkt av utdelningsandel och V/A -variabeln. Om en högre utdelningsandel leder till högre framtida vinsttillväxt genom minskade agentkostnader bör denna effekt vara större för företag med låga investeringsmöjligheter (Flint, et al. 2010). En negativ koefficient för $V/A \times Utdelningsandel$ skulle alltså innebära att när investeringsmöjligheterna är begränsade, blir det positiva sambandet mellan utdelningsandel och vinsttillväxt starkare än när det finns goda investeringsmöjligheter.

Tabell 8. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel i Sverige efter operationalisering av fria kassaflödeshypotesen

	1 års		3 års		5 års	
VT(0,t)	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat
Utdelningsandel	3,148	3,23*	0,661	4,34*	0,560	2,85*
Storlek	-0,071	-1,80***	-0,009	-1,60	-0,010	-1,99***
ROA	-2,794	-0,56	-2,493	-3,03*	-3,367	-3,24*
E/P	-4,726	-2,37**	-1,233	-2,25**	0,057	0,08
Skuldsättning	0,163	0,26	0,011	0,10	-0,122	-1,22
TT(0,t)	0,538	2,77*	0,857	7,54*	0,745	6,96*
FVT(-t,0)	0,049	1,11	-0,048	-0,76	-0,025	-0,32
V/A	1,033	1,06	0,174	1,86***	0,221	2,27**
V/A*Utd.andel	-1,714	-1,93***	-0,362	-2,67**	-0,377	-2,21**
Antal obs.		2240		1422		823
Justerad R ²		32,50% [†]		36,05%		41,07% [†]

[†]**Not:** Exklusive justerad R² för 1991 som var negativ för 1 års horisont, om den inkluderas blir R² 31,32%. Exklusive justerad R² för 1992 som var negativ för 5 års horisont, om den inkluderas blir R² 36,82%.

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

***Signifikant på 10 % -nivå i ett dubbelsidigt test

Tabell 10 visar att efter operationalisering av variablerna V/A och V/A*Utdelningsandel är relationen mellan framtida vinsttillväxt och utdelningsandel fortfarande positivt och signifikant på 1 % -nivå på samtliga tidshorisonter. Koefficienterna för utdelningsandel blir betydligt större för den här modellen.

Variabeln V/A, som används som proxy för investeringsmöjligheter, visar på en positiv relation med framtida vinsttillväxt, signifikant på 10 % -nivå för 3 års horisont och på 5 % -nivå för 5 års horisont. Detta är i linje med förväntningarna då företag med goda investeringsmöjligheter borde se en högre framtida vinsttillväxt. Variabeln V/A*Utdelningsandel har en negativ koefficient, i enlighet med förväntningarna, och är signifikant på 5 % -nivå på 3 och 5 års horisont, samt på 10 % -nivå på 1 års horisont. Detta innebär att när investeringsmöjligheter är låga finns det ett positivt samband mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt, vilket är i linje med fria kassaflödeshypotesen. Resultatet ger således stöd för fria kassaflödeshypotesen, men endast utifrån denna är det inte möjligt att förklara det positiva sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt.

6.3.2 Utdelningssignalerings teorin

Enligt utdelningssignalerings teorin leder informationsasymmetrin mellan ett företags ledning och marknaden till att goda framtidsutsikter och optimism hos ledningen kommer till uttryck i form av en generös utdelningspolitik, medan hög osäkerhet och dystrare framtidsutsikter leder till konservativa utdelningar. Förändringar i utdelningen kan således användas av företagsledningen för att signalera om de framtida kassaflödena till aktieägarna.

Bhattacharya (1979) och Miller och Rock (1985) utvecklade teoretiska modeller där förändringar i utdelningspolitik innehöll information om företagets framtidsutsikter; en generös utdelningspolitik förmedlar till aktieägarna att företaget har goda framtidsutsikter. Enligt modellerna är detta förklaringen till att aktiepriset stiger när ett företag offentliggör en positiv förändring i utdelningen.

Om det är goda framtidsutsikter som marknaden reagerar på, bör dessa reflekteras i framtida vinster. Benartzi, et al. (1997) testade utdelningssignalerings teorin på den amerikanska marknaden genom att undersöka om företag som ökade utdelningen ett visst år såg högre vinsttillväxt de kommande åren. De hittade inte stöd för teorin då företag som hade ökat utdelningen inte upplevde högre framtida vinsttillväxt.

Flint, et al. (2010) testade även utdelningssignalerings teorin för att undersöka om den kunde förklara det positiva sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt som de hittade på australienska marknaden. De hittade inte heller stöd för att det positiva sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt skulle kunna förklaras av utdelningssignalerings teorin.

Studier om utdelningssignalerings teorin på den svenska marknaden har visat blandat resultat. Alkeback (1997) undersökte relationen mellan offentliggörandet av utdelningspolicy och följande kvartals förändring i vinst per aktie på den svenska marknaden, men fann inte stöd för något samband. Löfqvist (2001) undersökte informationsinnehållet i utdelningar på den svenska marknaden mellan 1979 och 1996 genom att isolera den del av förändringen i utdelning som kan innehålla information om framtida vinst. Studien fann att somliga förändringar i utdelningar innehåller information om den framtida vinsten. Liljeblom, et al. (2012) undersökte informationsinnehållet i utdelningar på aggregerad indexnivå i tre nordiska länder mellan 1969 och 2010 och fann stöd för utdelningssignalerings teorin.

Avslutningsvis kan utdelningssignalerings teorin anses vara en teoretisk förklaring till förekomsten av ett positivt samband mellan utdelningsandel och framtida vinststillväxt. Uppfattningen om huruvida utdelningssignalerings teorin håller i empirin är dock varierad²⁵ och därmed är det svårt att dra slutsatsen att teorin kan vara en förklarande faktor till studiens resultat.

6.4 Reliabilitet

Reliabilitet anger tillförlitligheten i mätningen, det vill säga att resultatet ska vara detsamma vid upprepade mätningar och oberoende av vem som utför testet. Insamlingen och behandlingen av dataurvalet beskrivs i avsnitten 4.2 och 4.3 och regressionsmodellen och operationaliseringen av variablerna förklaras i kapitel 3. Datamaterialet har kontrollerats noga och databehandlingen samt analysen har gjorts med statistikprogrammet STATA, varför studien kan anses ha hög *inter test-retest* och *inter-rater*-reliabilitet då resultatet förväntas vara det samma oavsett hur många gånger mätningarna görs och oavsett av vem som utför studien.

En källa till eventuella fel i datamaterialet är om företagsuppgifterna som finns i *Datastreams* databas inte stämmer överens med de som har redovisats av företagen. Ett stickprov av datamaterialet kontrollerades mot informationen i företagens årsredovisningar och inga avvikelser hittades. Följaktligen antar denna studie att datamaterialet i *Datastream* är tillförlitligt.

6.5 Validitet

Validitet handlar om studiens förmåga att mäta det som avses mätas. Den här studien använder en regressionsmodell som har tidigare använts i andra studier som undersöker samma fenomen. Dessa studier har genomförts av akademiker vid respektabla lärosäten och har publicerats i ansevärda journaler, varför innehållsvaliditeten och konstruktionsvaliditeten anses vara hög.

Resultatets validitet kan påverkas av kravet om vinst efter skatt (positivt resultat) som urvalskriterium då representativitet för populationen minskar när förlustår inte inkluderas. Med hänsyn till bortfallet av observationer anses dock datamaterialet vara stort nog för att ge en representativ bild av den svenska marknaden.

²⁵ Se exempelvis Alkeback, (1997), Benartzi, et al. (1997), Flint, et al.(2010), Vivian (2006) och Liljeblom, et al. (2012)

Eftersom längden för undersökt tidshorisont negativt påverkar antalet observationer som ingår i urvalet, kan förlorad representativitet för populationen och *survivorship bias* vara potentiella problem som uppstår vid undersökning av 5 års horisont. Då ett signifikant samband mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt ändå erhålls för 5 års horisont förefaller inte dessa problem ha en materiell inverkan på resultatet.

Studiens resultat ger stöd för att det förekommer ett linjärt samband mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt. Det verkliga sambandet kan dock vara icke-linjärt och resultatet kan potentiellt bli annorlunda om ett sådant samband undersöks.

Som beskrevs i avsnitt 3.6 är antagandet om normalfördelning och lika viktning av de årliga betakoefficienterna potentiella brister med Fama-MacBeth-metoden. Dessa kan eventuellt påverka resultatets validitet.

För att undersöka resultatets robusthet har den här studien använt olika känslighetsanalyser: (1) Att använda ett alternativt mått för vinst, (2) kontrollera för icke-symmetriska tillväxtcykler för vinst och (3) annorlunda hantering av extremvärden. Resultatet visade sig vara robust för dessa tester.

6.6 Generaliserbarhet

Studiens generaliserbarhet avser möjligheten att applicera funna resultat i andra sammanhang, exempelvis i andra länder eller under andra tidsperioder. Utifrån denna studies resultat tillsammans med tidigare forskning är det tänkbart att samma fenomen kan förekomma i andra industrialiserade länders börsmarknader.

Den här studien har använt data för börsnoterade företag från 1980 till 2011. Resultatet kan inte generaliseras till tidigare tidsperioder. Resultatet behöver nödvändigtvis inte heller hålla för specifika delperioder mellan 1980 och 2011.

Vad gäller privata bolag eller andra typer av företag som har exkluderats från studien, exempelvis mindre börsbolag som inte uppfyller minimistorlekskravet (Fama och French 2001), går det inte att dra några slutsatser utifrån denna studies resultat.

Det är viktigt att poängtera att det studerade fenomenet upptäcktes genom empirisk forskning för endast tio år sedan och saknar än en teoretisk förklaring, vilket gör det svårt att dra generella slutsatser.

Slutdiskussion

7.1 Sammanfattning och slutsats

Den allmänna uppfattningen, ledd av finansiell teori utvecklad under andra halvan av 1900-talet, vidhåller att det föreligger ett negativt samband mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt. Denna uppfattning började ifrågasättas i början av 2000-talet när en rad empirisk forskning i ett flertal länder kom fram till slutsatsen att det föreligger ett positivt samband mellan dem.

Den här studien ämnade belysa frågan på den svenska marknaden genom att undersöka om det föreligger något samband mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt för börsnoterade bolag i Sverige under perioden 1980 – 2011. Detta undersöktes med en multivariat regressionsmodell med framtida vinsttillväxt som beroende variabel och utdelningsandel som primärt förklarande variabeln.

Resultatet var entydigt och visade på ett det föreligger ett positivt samband på en statistiskt signifikant nivå. Företag som har en högre utdelningsandel tenderar att se en högre framtida vinsttillväxt. Resultatets robusthet testades med tre känslighetsanalyser där resultatet inte påverkades materiellt, varför det kan anses vara robust.

Vidare diskuterades två potentiella förklaringar som kan anses vara en förklaring till det positiva sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt, nämligen fria kassaflödeshypotesen och utdelningssignalerings teorin. Fria kassaflödeshypotesen operationaliserades i den använda regressionsmodellen för att undersöka om det kunde förklara fenomenet. Resultatet gav stöd för fria kassaflödeshypotesen men detta underkuvade inte det positiva sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt. Detta innebär att denna studies resultat, det positiva sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt, inte kan förklaras endast utifrån fria kassaflödeshypotesen.

7.2 Tolkning av resultatet

Studiens resultat är oväntat med hänsyn till den allmänna uppfattningen om sambandet mellan utdelningsandel och vinsttillväxt och det är av vikt att inte en felaktig tolkning görs av resultatets innebörd. Att som företagsledning göra tolkningen att en höjning av utdelningsandelen kommer att följas av högre framtida vinsttillväxt är felaktigt. Detta förutsätter ett kausalitetssamband mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt på

företagsnivå, vilket inte är vad denna studie undersöker eller kommer fram till. Istället bör resultatet tolkas utifrån en extern observatörs perspektiv; företag med hög utdelningsandel tenderar också att uppleva hög framtida vinsttillväxt.

Vidare är det viktigt att poängtera att vinst är ett redovisningsmått och inte ska förväxlas med ett kassaflödesmått. Tillväxt i vinst är inte ekvivalent med tillväxt i genererat nettokassaflöde. Med samma resonemang ska inte utdelningsandel tolkas som andelen av årets genererade nettokassaflöde som betalas ut till aktieägare; utdelning är ett kassaflödesmått men vinst är inte det.

7.3 Förslag till framtida forskning

Eftersom studiens resultat saknar stöd i finansiell teori behövs ytterligare studier i ämnet för att kunna bidra med förklaringar till det positiva sambandet mellan utdelningsandel och vinsttillväxt. Studien finner stöd för fria kassaflödeshypotesen på den svenska marknaden, även om denna endast delvis kan förklara resultatet. Det vore intressant att undersöka om operationalisering av utdelningssignaleringsteorin i studiens regressionsmodell är möjlig och om detta kan bidra till att förklara sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt.

Ett alternativ till att återföra pengar till aktieägare genom utdelning är aktieåterköp. På grund av tids- och utrymmesbegränsning faller aktieåterköp utanför ramen för denna studie. Att undersöka effekten aktieåterköp har på sambandet mellan utdelningsandel och framtida vinsttillväxt på den svenska marknaden är av intresse och utgör ett bra förslag till framtida forskning.

Slutligen är det intressant att vidare diskutera vilka implikationer studiens resultat har för aktievärdering. Bör exempelvis investerare föredra aktier med hög utdelningsandel? Frågeställningen faller dock utanför ramen för denna studie och får räcka som förslag till framtida forskning.

Litteraturförteckning

- Alkeback, P. (1997). *Do Dividend Changes Really Signal?: Evidence from Sweden*. School of Business. Stockholm: Stockholm University.
- Al-Twaijry, A. (2007). Dividend policy and payout ratio: Evidence from the Kuala Lumpur stock exchange. *The Journal of Risk Finance*, 8(4), 349-363.
- Arnott, R., & Asness, C. (2003). Surprise! Higher dividends = higher earnings growth . *Financial Analysts Journal*(59), 70-87.
- Benartzi, S., Grullon, G., & Michaely, R. (2005). Dividend Changes Do Not Signal Changes in Future Profitability. *The Journal of Business*(78), 1695-1682.
- Benartzi, S., Michaely, R., & Thaler, R. (1997). Do changes in dividends signal the future or the past? *Journal of Finance*, 10(1), 259-270.
- Bhattacharya, S. (1979). Imperfect information, dividend policy, and the 'bird-in-hand' fallacy . *Bell Journal of Economics*(10), 259-270.
- Blomqvist, D., & Jonsson, G. (2012). *Finns det ett positivt samband mellan svenska börsbolags utdelningsandel och deras resultattillväxt?* Umeå Universitet. Umeå: Umeå Universitet.
- Brav, A., Graham, J., Harvey, C., & Michaely, R. (2005). Payout Policy in the 21st Century. *Journal of Financial Economics*, 483-527.
- Chan, L., Karceski, J., & Lakonishok, J. (2003). The level and persistence of growth rates. *Journal of Finance*(58), 643-684.
- Donaldson, C. (1961). *Corporate debt capacity*. Boston: Harvard University, Graduate School of Business Administration.
- Fama, E., & French, K. (2000). Forecasting profitability and earnings. *The Journal of Business*(73), 161-175.
- Fama, E., & French, K. (2001). Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay? *The Journal of Financial Economics*(60), 3-43.
- Fama, E., & French, K. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *The Review of Financial Studies*(15), 1-33.
- Fama, E., & MacBeth, J. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*(81), 607-636.
- Flint, A., Tan, A., & Tian, G. (2010). Predicting future earnings growth: A test of the dividend payout ratio in the Australian market . *The International Journal of Business and Finance Research* (4), 42-58.
- Gordon, M. J. (1962). *The Investment Valuation and Financing of the Corporation*. Homewood, Illinois: R.D. Irwin.

- Gul, F. (1999). Government share ownership, investment opportunity set and corporate policy in China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 7, 157-172.
- Gwilym, O., Seaton, J., Suddason, K., & Thomas, S. (2006). International evidence on the payout ratio, earnings, dividends, and returns. *Financial Analysts Journal*(62), 36-53.
- Hanlon, M., Myers, J., & Shevlin, T. (2007). Are Dividends Informative About Future Earnings? *Working Paper*, 44.
- Huang, C.-S., You, C.-F., & Lin, S.-H. (2009). Cash dividends, stock dividends and subsequent earnings growth. *Pacific-Basin Finance Journal*, 17, 594-610.
- Ibbotson, R., & Chen, P. (2003). Long-run stock returns: Participating in the real economy. *Financial Analysts Journal*, 88-98.
- Jensen, M. (1986). Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers. 76(2), 232-329.
- Lang, L., Stulz, R., & R.A., W. (1991). A test of the free cash flow hypothesis: The case of bidder returns. *Journal of Financial Economics*(25), 315-335.
- Liljeblom, E., Mollah, H., & Rotter, P. (2012). Do Dividends Signal Future Earnings in the Nordic Stock Markets? *Working Paper*, 40.
- Lintner, J. (1956). Distribution of incomes of corporations among dividends. *American Economic Review*(46), 97-113.
- Löfqvist, R. (2001). *Tax Avoidance, Dividend Signaling and Sharehold Taxation in an Open Economy*. Uppsala University. Uppsala: Acta Universitatis Upsaliensis.
- Miller, M., & Modigliani, F. (1961). Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *The Journal of Business*(34), 441-443.
- Miller, M., & Rock, K. (1985). Dividend policy under asymmetric information. *Journal of Finance*(40), 1031-1051.
- Myers, S. (1984). The Capital Structure Puzzle. *Journal of Finance*(39), 572-592.
- Newey, W., & West, K. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, 55(3), 703-708.
- Parker, K. (2005). *Do Higher Dividends Lead to Higher Earnings Growth*. Simon Fraser University, Business Administration. Burnaby: Master Thesis.
- Prezec, G., Leksten, S., & Jörvall, T. (2006). *Företags utdelning och dess påverkan på framtida vinsttillväxt*. Lunds Universitet, Ekonomihögskolan. Lund: Lunds Universitet.
- Rozeff, M. (1982). Growth, beta and agency costs as determinants of dividend pay-out ratios. *The Journal of Financial Research*, 249-259.
- Thomson Financial. (hämtad 02-2012). Datastream.

- Vermeulen, M., & Smit, E. (09 2011). Dividend payout and future earnings growth: A South African study. *South African Journal of Business Management*(42), 33-46.
- Wilcox, R. (2010). *Fundamentals of Modern Statistical Methods*. Los Angeles: Springer Science Business Media.
- Vivian, A. (2006). The Payout Ratio, Earnings Growth Returns: UK Industry Evidence. *Working Paper*.
- Zhou, P., & Ruland, W. (2006). Dividend Payout and Future Earnings Growth. *Financial Analysts Journal*, 62(3), 58-69.

Tabellförteckning

Tabell 1: Beskrivande statistik	22
Tabell 2: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel för 1 års horisont	25
Tabell 3: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel för 3 års horisont	26
Tabell 4: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel för 5 år horisont	27
Tabell 5: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel i Sverige	28
Tabell 6: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel i USA	29
Tabell 7: Resultat av hypotestest för samtliga tidshorisonter	31
Tabell 8: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel i Sverige efter operationalisering av fria kassaflödeshypotesen.....	37
Tabell 9: Korrelationsmatris för förklarande variabler i regressionsmodellen på 1 års horisont	47
Tabell 10: Korrelationsmatris för förklarande variabler i regressionsmodellen på 3 års horisont	47
Tabell 11: Korrelationsmatris för förklarande variabler i regressionsmodellen på 5 års horisont	47
Tabell 12: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel för 1 år horisont med Newey-West-standardfel.....	48
Tabell 13: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel för 3 års horisont med Newey-West-standardfel.....	48
Tabell 14: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel för 5 års horisont med Newey-West-standardfel.....	48
Tabell 15: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel med EBIT som vinstmått	49
Tabell 16: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel med kontroll för samtliga FVT-variabler	50
Tabell 17: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel inkluderat extremvärden	51
Tabell 18: Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel exkluderat 2 % - extremvärden.....	51

Appendix

I. Test av multikollinearitet

Tabell 9. Korrelationsmatris för förklarande variabler i regressionsmodellen på 1 års horisont

	Utd.andel	Storlek	ROA	E/P	Skuldsättn.	TT(0,1)	FVT(-1,0)
Utd.andel	1						
Storlek	-0,072*	1					
ROA	-0,197*	0,008	1				
E/P	-0,338*	-0,112*	0,202*	1			
Skuldsättn.	-0,060*	0,142*	-0,509*	0,096*	1		
TT(0,1)	-0,077*	-0,066*	0,096*	-0,113*	-0,068*	1	
FVT(-1,0)	-0,191*	-0,030	0,097*	0,241*	0,056*	0,057*	1

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

Antal Observationer: 2283

Tabell 10. Korrelationsmatris för förklarande variabler i regressionsmodellen på 3 års horisont

	Utd.andel	Storlek	ROA	E/P	Skuldsättn.	TT(0,3)	FVT(-0,3)
Utd.andel	1						
Storlek	-0,032	1					
ROA	-0,223*	0,028	1				
E/P	-0,373*	-0,113*	0,205*	1			
Skuldsättn.	-0,033	0,112*	-0,538*	0,079*	1		
TT(0,3)	-0,075*	-0,125*	0,158*	-0,110*	-0,137*	1	
FVT(-3,0)	-0,298*	-0,009	0,286*	0,302*	0,009	0,076*	1

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

Antal Observationer: 1447

Tabell 11. Korrelationsmatris för förklarande variabler i regressionsmodellen på 5 års horisont

	Utd.andel	Storlek	ROA	E/P	Skuldsättn.	TT(0,5)	FVT(-5,0)
Utd.andel	1						
Storlek	-0,040	1					
ROA	-0,260*	0,046	1				
E/P	-0,384*	-0,115*	0,223*	1			
Skuldsättn.	-0,049	0,075**	-0,586*	0,098*	1		
TT(0,5)	0,011	-0,174*	0,157*	-0,137*	-0,195*	1	
FVT(-5,0)	-0,324*	0,012	0,229*	0,335*	0,023	0,014	1

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

Antal Observationer: 834

II. Newey-West-standardfel

Tabell 12. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel för 1 års horisont med Newey-West-standardfel

VT(0,1)	Koefficient	Standardfel	t-stat	P>t	
Utdelningsandel	1,267	0,258	4,90*	0,000	
Storlek	-0,076	0,016	-4,82*	0,000	
ROA	-5,672	1,413	-4,01*	0,000	Obs. 2283
E/P	-4,670	1,058	-4,42*	0,000	R ² 34,88%
Skuldsättning	0,093	0,258	0,36	0,722	R ² (just.) 37,42%
TT(0,1)	0,642	0,140	4,57*	0,000	
FVT(-1,0)	0,043	0,017	2,47**	0,020	
Konstant	1,440	0,179	8,03*	0,000	

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

Tabell 13. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel för 3 års horisont med Newey-West-standardfel

VT(0,3)	Koefficient	Standardfel	t-stat	P>t	
Utdelningsandel	0,255	0,017	14,69*	0,000	
Storlek	-0,010	0,002	-4,88*	0,000	
ROA	-2,143	0,271	-7,90*	0,000	Obs. 1447
E/P	-1,420	0,128	-11,07*	0,000	R ² 47,44%
Skuldsättning	-0,059	0,100	-0,59	0,558	R ² (just.) 35,99%
TT(0,3)	0,854	0,085	10,08*	0,000	
FVT(-3,0)	-0,033	0,038	-0,87	0,393	
Konstant	0,367	0,065	5,61*	0,000	

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

Tabell 14. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel för 5 års horisont med Newey-West-standardfel

VT(0,5)	Koefficient	Standardfel	t-stat	P>t	
Utdelningsandel	0,143	0,018	7,99*	0,000	
Storlek	-0,006	0,002	-2,58**	0,017	
ROA	-1,189	0,183	-6,49*	0,000	Obs. 834
E/P	-0,751	0,185	-4,06*	0,001	R ² 52,94%
Skuldsättning	-0,073	0,082	-0,88	0,386	R ² (just.) 38,76%
TT(0,5)	0,877	0,062	14,18*	0,000	
FVT(-5,0)	-0,035	0,032	-1,10	0,283	
Konstant	0,258	0,070	3,68*	0,001	

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

III. Rörelseresultat som vinstmått

Tabell 15. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel med EBIT som vinstmått

VT ^Ω (0,t)	1 års		3 års		5 års	
	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat
Utdelningsandel	0,148	3,04*	0,089	5,55*	0,047	1,95***
Storlek	-0,020	-2,59**	-0,008	-1,88***	-0,005	-1,24
ROA ^Ω	-2,655	-9,71*	-1,438	-8,08*	-0,805	-5,51*
E/P ^Ω	-2,121	-6,39*	-0,495	-3,4*	-0,564	-2,94*
Skuldsättning	-0,177	-1,39	-0,173	-3,2*	-0,111	-2,14**
TT(0,t)	0,824	9,5*	0,986	17*	0,967	16,22*
FVT ^Ω (-t,0)	-0,049	-1,36	-0,041	-1	-0,023	-0,39
Antal obs.		2232		1417		818
Justerad R ²		25,47% [†]		42,95%		50,43%

[†]**Not:** Exklusive justerad R² för 1998 som var negativ, om den inkluderas blir R² 24,57%

^Ω**Not:** Baserad på rörelseresultat (*EBIT*) som vinstmått

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

***Signifikant på 10 % -nivå i ett dubbelsidigt test

IV. Kontroll för icke-symmetriska tillväxtcykler

Tabell 16. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel med kontroll för samtliga FVT-variabler

VT(0,t)	1 års		3 års		5 års	
	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat
Utdelningsandel	1,412	4,43*	0,272	5,25*	0,108	3,20*
Storlek	-0,040	-2,30**	-0,011	-1,09	-0,016	-2,40**
ROA	-2,178	-0,68	-1,111	-2,10**	-1,378	-2,43**
E/P	-2,131	-1,59	-1,214	-3,76*	-1,186	-2,97*
Skuldsättning	0,390	0,72	-0,005	-0,04	-0,091	-0,77
TT(0,t)	1,324	1,90***	0,721	5,55*	0,880	8,82*
FVT(-1,0)	0,059	1,35	-0,011	-0,57	0,008	0,49
FVT(-3,0)	-0,292	-1,66	-0,055	-0,80	0,018	0,3
FVT(-5,0)	0,391	1,00	-0,002	-0,02	-0,031	-0,55
Antal obs.		1452		1093		817
Justerad R ²		28,07%		37,67%		42,53%

[†]**Not:** Exklusive justerad R² för 1989 som var negativ, om den inkluderas blir R² 26,19%

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

***Signifikant på 10 % -nivå i ett dubbelsidigt test

V. Alternativ hantering av extremvärden

Tabell 17. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel inkluderat extremvärden

VT(0,t)	1 års		3 års		5 års	
	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat
Utdelningsandel	2,522	3,75*	0,283	5,44*	0,132	3,51*
Storlek	-0,021	-0,27	-0,010	-1,33	-0,006	-1,18
ROA	-5,847	-1,90***	-2,120	-3,62*	-0,799	-1,26
E/P	-4,710	-2,53**	-1,491	-5,17*	-0,676	-2,35**
Skuldsättning	0,528	0,48	-0,094	-0,73	-0,044	-0,41
TT(0,t)	0,483	1,96***	0,958	7,77*	0,852	8,63*
FVT(-t,0)	0,045	0,99	-0,034	-0,43	-0,094	-1,26
Antal obs.		2484		1546		873
Justerad R ²		44,02%		50,74%		41,13%

†**Not:** Exklusive justerad R² för 1992 som var negativ för 1 års horisont, om den inkluderas blir R² 38,17%.

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

***Signifikant på 10 % -nivå i ett dubbelsidigt test

Tabell 18. Framtida vinsttillväxt som funktion av utdelningsandel exkluderat 2 % -extremvärden

VT(0,t)	1 års		3 års		5 års	
	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat	Koefficient	t-stat
Utdelningsandel	0,827	4,57*	0,223	5,20*	0,100	2,62**
Storlek	-0,072	-3,45*	-0,005	-0,81	-0,009	-1,77***
ROA	-5,221	-3,68*	-1,860	-3,41*	-1,482	-3,40*
E/P	-3,634	-4,16*	-1,190	-3,94*	-0,685	-2,35**
Skuldsättning	-0,258	-1,11	-0,009	-0,08	-0,110	-1,24
TT(0,t)	0,712	3,51*	0,928	7,84*	0,836	9,51*
FVT(-t,0)	-0,037	-1,01	-0,076	-1,07	-0,053	-0,89
Antal obs.		2102		1333		762
Justerad R ²		24,69%		32,88%		36,45%

†**Not:** Exklusive justerad R² för 1987 som var negativ för 1 års horisont, om den inkluderas blir R² 23,80 %. Exklusive justerad R² för 1985 och 1988 som var negativa för 5 års horisont, om de inkluderas blir R² 32,70 %.

*Signifikant på 1 % -nivå i ett dubbelsidigt test

**Signifikant på 5 % -nivå i ett dubbelsidigt test

***Signifikant på 10 % -nivå i ett dubbelsidigt test