



**EKONOMI
HÖGSKOLAN**
Lunds universitet

Magisteruppsats
September 2002

Oväntade utdelningsförändringars påverkan på aktiekursen

Ett test av signaleringshypotesen på den svenska marknaden

Handledare
Susanne Arvidsson

Författare
Kristian Ford
Fredrik Lundeborg
Erik Löfberg

Abstract

The aim of this thesis is to study the impact of unexpected dividend changes on the stock price and thereby test the signaling hypothesis in the Swedish market.

Our study is based on an event study method. The events that are being studied consist of dividend announcements. For each event the unexpected dividend change and the abnormal return of the company's shares are measured. The relation between unexpected dividend changes and abnormal returns is measured by multiple linear regression analysis. Control variables are used in order to separate the effect of unexpected dividend changes on abnormal returns from the effects of earnings and other relevant news.

We have not been able to detect any relation between unexpected dividend changes and abnormal returns.

We propose three explanations why we could not detect any signaling effect from unexpected dividend changes in Sweden. First the stock market may not expect the management to possess any such information that leads the market to try to interpret the decisions of the management. Secondly the stock market may expect management to possess important information but not to use this information when deciding on dividend payouts. Finally the explanation could be a general lack of interest from the stock market about dividends and therefore also about what they may signal.

Sammanfattning

Seminariedatum: 2002-09-27

Nivå: Magisteruppsats

Titel: Övåntade utdelningsförändringars påverkan på aktiekursen
- Ett test av signaleringshypotesen på den svenska marknaden

Författare: Kristian Ford, Fredrik Lundeborg och Erik Löfberg

Handledare: Susanne Arvidsson

Syfte: Föreliggande uppsats syftar till att studera hur övåntade utdelningsförändringar påverkar aktiekursen och därigenom testa signaleringshypotesen på den svenska marknaden.

Metod: Vår studie baseras på en event-studiemetod. De händelser som studeras utgörs av att styrelsens förslag till utdelning kungörs. För varje händelse mäts den övåntade utdelningsförändringen och överavkastningen för bolagets aktie. Multipel linjär regressionsanalys används för att mäta sambandet mellan den övåntade utdelningsförändringen och överavkastningen. Kontrollvariabler används för att isolera effekten av den övåntade utdelningsförändringen på överavkastningen från effekter av resultatnyheter och andra relevanta nyheter.

Resultat: Vi har inte kunnat påvisa något samband mellan övåntade utdelningsförändringar och överavkastning.

Slutsats: Vi finner inga belägg för en signaleringseffekt på den svenska marknaden. Vi har föreslagit tre olika förklaringar till detta. För det första att aktiemarknaden inte förväntar sig att företagsledningen har någon insiderinformation av sådant värde att marknaden är beredd att tolka in något informationsvärde i ledningens beslut. Den andra förklaringen är att aktiemarknaden visserligen förväntar sig att företagsledningen har ett informationsövertag men att marknaden inte tror att ledningen utnyttjar sådan typ av insiderinformation när den beslutar om utdelningsnivån. Den sista förklaringen utgörs av ett allmänt ointresse från aktiemarknaden för utdelningar och vad dessa kan signalera.

Nyckelord: aktiemarknaden, signalering, utdelning, event-studie

Innehållsförteckning

1	INLEDNING	7
1.1	INTRODUKTION TILL ÄMNET.....	7
1.2	PROBLEMDISKUSSION.....	8
1.3	SYFTE.....	9
1.4	AVGRÄNSNINGAR.....	9
1.5	MOTIV TILL STUDIEN.....	9
1.6	DISPOSITION.....	10
2	PRAKTISK REFERENSRAM	11
2.1	UTDELNINGSFORMER	11
2.2	UTDELNINGENS FASTSTÄLLANDEFÖRLOPP.....	11
2.3	EFFEKT PÅ FÖRETAGETS FINANSIELLA STÄLLNING.....	12
2.4	LAGSTIFTNING	12
2.5	UTDELNING UR SKATTESYNPUNKT.....	12
2.6	ALTERNATIV TILL UTDELNING	13
2.7	DE SENASTE ÅRENS UTVECKLING I SVERIGE OCH INTERNATIONELLT	14
3	TEORI	15
3.1	SUCCESSIV ANPASSNING AV UTDELNINGSNIVÅN.....	15
3.2	UTDELNINGSKONTROVERSEN.....	16
3.2.1	<i>De konservativa</i>	17
3.2.2	<i>De radikala</i>	18
3.2.3	<i>The middle-of-the-roaders</i>	19
3.3	SIGNALERINGSHYPOTEBEN.....	21
3.3.1	<i>Bakgrund</i>	21
3.3.2	<i>Historisk teoriutveckling</i>	22
3.3.3	<i>Empiriska resultat</i>	23
3.4	TIDIGARE SVENSK FORSKNING	24
4	METOD	27
4.1	ÖVERGRIPANDE METODVAL.....	27
4.1.1	<i>Alternativ metod</i>	27
4.2	DEDUKTIVT ANGREPPSSÄTT	27
4.3	DATAKÄLLOR.....	28
4.4	VALIDITET	28
4.5	RELIABILITET	29
4.6	NÄR INTRÄFFAR EN OVÄNTAD UTDELNINGSFÖRÄNDRING?	29
4.7	BERÄKNING AV OVÄNTADE UTDELNINGSFÖRÄNDRINGAR.....	30
4.7.1	<i>Distinktion mellan ordinarie utdelning och extrautdelning</i>	32
4.7.2	<i>Hantering av splittar och fondemissioner</i>	32
4.8	VERIFIERING AV ATT STYRELSENS FÖRSLAG ÖVERENSSTÄMMER MED BOLAGSSTÄMMANS BESLUT	34
4.9	KATEGORISERING AV OVÄNTADE UTDELNINGSFÖRÄNDRINGAR.....	34
4.10	SAMTIDIGA KUNGÖRELSER AV UTDELNING OCH RESULTAT.....	34
4.11	TVÅ METODER FÖR ATT ANGRIPA PROBLEMET MED SAMTIDIGA KUNGÖRELSER AV UTDELNING OCH RESULTAT.....	35
4.11.1	<i>Metod A: Resultatinformationen redan känd</i>	35

4.11.2	<i>Metod B: Kontroll för resultatprognosavvikelse</i>	36
4.12	METOD A	36
4.12.1	<i>Urval av bolag</i>	36
4.12.2	<i>Bortfall</i>	41
4.12.3	<i>Representativiteten hos det slutliga urvalet</i>	42
4.13	METOD B	42
4.13.1	<i>Analytikers genomsnittliga resultatprognos — ett mått på aktiemarknadens förväntningar inför en resultatrapport</i>	42
4.13.2	<i>Beräkning av resultatprognosavvikelse</i>	44
4.13.3	<i>Urval av bolag</i>	45
4.13.4	<i>Bortfall</i>	48
4.13.5	<i>Representativiteten hos det slutliga urvalet</i>	49
4.14	STUDIEN BASERAS PÅ METOD B	50
4.15	BERÄKNING AV ÖVERAVKASTNING	50
4.15.1	<i>Precisering av händelsefönster</i>	51
4.15.2	<i>Val av marknadsindex</i>	52
4.15.3	<i>Hantering av problemet med saknade aktiekurser i aktiekursdataserierna</i>	52
4.15.4	<i>Problem med högre systematisk risk dagarna runt kungörelsedagen</i> 53	
4.15.5	<i>Val av aktieslag</i>	54
4.15.6	<i>Återjustering av aktiekursdata</i>	54
4.15.7	<i>Problem på grund av användande av avslutskurser</i>	55
4.16	STATISTISK METOD	56
4.16.1	<i>Statistisk bearbetning genom multipel lineär regressionsanalys</i>	56
4.16.2	<i>Kontroll för resultatprognosavvikelse</i>	56
4.16.3	<i>Multikollinearitet</i>	56
4.16.4	<i>Hantering av andra relevanta nyheters potentiella effekt på aktiekursen</i>	57
4.16.5	<i>Outliers</i>	58
4.16.6	<i>Beskrivning av regressioner</i>	59
4.16.7	<i>Precisering av testbara hypoteser</i>	61
4.16.8	<i>Antaganden för multipel lineär regressionsanalys</i>	63
4.16.9	<i>Potentiell bias på grund av utelämnande av relevanta oberoende variabler</i>	68
4.16.10	<i>Potentiella problem på grund av inkluderande av en irrelevant oberoende variabel</i>	69
5	EMPIRI	71
5.1	VAL AV VERKTYG FÖR DEN STATISTISKA BEARBETNINGEN	71
5.2	AVRUNDNING AV NUMERISKA VÄRDEN	71
5.3	OVÄNTADE UTDELNINGSÖKNINGAR OCH OVÄNTADE UTDELNINGSMINSKNINGAR	71
5.3.1	<i>Regressioner med CAR_4 som beroende variabel</i>	71
5.3.2	<i>Regressioner med CAR_2 som beroende variabel</i>	76
5.4	OVÄNTADE UTDELNINGSÖKNINGAR.....	80
5.4.1	<i>Regressioner med CAR_4 som beroende variabel</i>	80
5.4.2	<i>Regressioner med CAR_2 som beroende variabel</i>	83
5.5	OVÄNTADE UTDELNINGSMINSKNINGAR	86
5.5.1	<i>Regressioner med CAR_4 som beroende variabel</i>	86

5.5.2	<i>Regressioner med CAR₂ som beroende variabel</i>	90
6	ANALYS	94
6.1	ÖKAD MÖJLIGHET ATT STUDERA SIGNALERING AVSEENDE FRAMTIDA RESULTAT.....	95
6.2	RISK FÖR SAMMANBLANDNING AV KASSAFLÖDESEFFEKTEN OCH SIGNALERINGSEFFEKTEN	95
6.3	TÄNKBARA FÖRKLARINGAR TILL AVSAKNAD AV SIGNALERINGSEFFEKT PÅ DEN SVENSKA MARKNADEN	96
7	AVSLUTANDE KOMMENTARER	98
7.1	FÖRSLAG TILL VIDARE FORSKNING.....	98
	KÄLLFÖRTECKNING	100
	PUBLICERADE KÄLLOR	100
	MUNTliga KÄLLOR	103
	ELEKTRONISKA KÄLLOR.....	103
	DATABASER	103
	BILAGOR	104
	BILAGA 1: SAMMANFATTNING AV DATAMATERIALET.....	104
	BILAGA 2: BERÄKNING AV OVÄNTADE UTDELNINGSFÖRÄNDRINGAR	106
	BILAGA 3: BERÄKNING AV RESULTATPROGNOSAVVIKELSER	107
	BILAGA 4: ALFA- OCH BETA-VÄRDEN	109
	BILAGA 5: BOLAGENS BRANSCHTILLHÖRIGHET	110

1 Inledning

1.1 Introduktion till ämnet

Den teori föreliggande uppsats baseras på är signaleringshypotesen. Enligt denna teori sänder vissa åtgärder företagen vidtar signaler till aktiemarknaden. Förutsättningen för signaleringshypotesen är att det föreligger en informationsasymmetri mellan företagen och aktiemarknaden. Investerare har inte tillgång till samma information som företagets ledning och styrelse. Viss information kan även vara svår och resurskrävande för investerarna att erhålla. Den information som signaleringshypotesen åsyftar kan likställas med insiderinformation, det vill säga sådan information som företagsledningen kan tänkas besitta men som aktiemarknaden i övrigt inte har tagit del av. Denna informationsasymmetri leder aktiemarknaden till att försöka tolka företagsledningens agerande. I ledningens beslut tolkar aktiemarknaden in ledningens informationsövertag. Bolagens beslut kan således, förutom den direkta effekt de får, sägas vara bärare av information.

Företagsåtgärder som vanligen anses signalera information till aktiemarknaden är till exempel nyemissioner, aktiesplittar, återköp av aktier och utdelningar. Ett beslut om nyemission av aktier kan signalera att företagsledningen anser att aktien är högt värderad. Eftersom målet med en nyemission är att få in mer kapital väljer företagsledningen rimligtvis en tidpunkt för nyemissionen då man anser att aktien är högt värderad. Därmed kan aktiemarknaden tolka valet av tidpunkt för nyemission som att företagsledningen, utifrån sin information, bedömer att aktien för tillfället har en förhållandevis hög värdering relativt aktiemarknadens bedömning. Kungörelser om nyemission har också visat sig leda till sänkt aktiekurs.¹

Aktiesplittar anses däremot fungera som en positiv signal till aktiemarknaden. Motivet till en aktiesplit är att flytta aktiekursen till ett lämpligt handelsintervall och fördelen med en lägre aktiekurs kan vara att göra det lättare för småsparare att handla med aktien. Vad ledningen samtidigt anses signalera till aktiemarknaden är att man inte tror att aktiekursen kommer att sjunka och riskera att hamna under det optimala handelsintervall som man eftersträvar. Därmed signalerar ledningen indirekt en tro på företagets framtida prestationsförmåga.²

Återköp av aktier slutligen kan motiveras av att företaget anser att den egna aktien utgör en god investering. Företagsledningen signalerar då till aktiemarknaden att aktien är undervärderad och utgör en bra investering, vilket aktiemarknaden kan tolka som att företagsledningen kanske vet något om företagets framtid, dess konkurrenter eller något annat som motiverar en högre värdering än vad aktiemarknaden anser rimlig. Företaget riskerar dock också signalera att man inte

¹ Asquith, Paul & Mullins, David W., "Equity Issues and Offering Dilution", *Journal of Financial Economics*, (1986), s. 61-89.

² Ikenberry, David L. & Rankine Graeme & Stice Earl K., "What Do Stock Splits Really Signal?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (1996), s. 357f.

har något bättre att göra med pengarna.³ Vidare kan återköp av egna aktier göras som stödköp, det vill säga för att hålla kursen uppe på en viss nivå om kursen för tillfället pressas hårt.

1.2 Problemdiskussion

Föreliggande uppsats behandlar utdelningars signaleringseffekt, vilket på engelska benämns "information content of dividends". Enligt signaleringshypotesen sänder en oväntad förändring av utdelningsnivån vissa signaler till aktiemarknaden om företagsledningens syn på bolagets framtida utveckling. Utgångspunkten för signaleringshypotesen är att företagsledningar strävar efter att vårda sin utdelning och hålla en stabil utdelningsnivå, oberoende av årliga skiftningar i resultatet. Vidare förväntas ledningen ha mer information om företaget och dess förutsättningar än investerarna på aktiemarknaden, så kallad insiderinformation. En höjning av utdelningen signalerar att företaget tror på ökade vinster i framtiden, vilket krävs om den högre utdelningen skall kunna upprätthållas, och aktiekursen bör därmed påverkas positivt av ett sådant besked. Däremot skulle en oväntad sänkning av utdelningen signalera en misstro från ledningens sida om företagets framtida utveckling, och därmed orsaka en nedgång i aktiekursen.⁴

En förändring av utdelningsnivån, till exempel en höjning, behöver inte nödvändigtvis vara oväntad om företaget i fråga under de senaste åren successivt höjt utdelningen. Det krävs således att företaget bryter ett tidigare mönster i utdelningsnivån för att marknaden skall se förändringen som oväntad och eventuellt justera aktiekursen. Om oväntade utdelningsförändringar har en signaleringseffekt bör denna yttra sig i en förändring av aktiekursen vid det tillfälle då nyheten om utdelningsförändringen kungörs.

Tidigare empiriska undersökningar ger inget entydigt resultat avseende utdelningsförändringars effekt på aktiekursen. I USA, där den större delen av forskningen på området bedrivits, visar somliga undersökningar på stigande aktiekurser i samband med ökade utdelningar och sjunkande i samband med sänkningar, medan andra undersökningar inte kan påvisa ett sådant samband.⁵ Dessutom har bland annat en undersökning visat att sänkningar av utdelningen under en negativ tillväxtperiod för företaget snarare signalerat slutet på dåliga tider och följts av bättre tillväxt och stigande aktiekurs.⁶

I föreliggande uppsats arbetar vi med frågeställningen *huruvida det existerar ett proportionellt samband mellan oväntade utdelningsförändringar och aktiekursens förändring?* Genom att besvara denna frågeställning kommer vi att testa signaleringshypotesen på den svenska marknaden. Om ett samband mellan oväntade utdelningsförändringar och aktiekursens förändring existerar ger detta stöd åt signaleringshypotesen.

³ Vermaelen, Theo, "Common Stock Repurchases and Market Signalling", *Journal of Financial Economics*, (1981), s. 140.

⁴ Se vidare om signaleringshypotesen i avsnitt 3.3.

⁵ Se vidare om empiriska undersökningar avsnitt 3.3.3.

⁶ Jensen, Gerald R. & Johnson, James M., "The Dynamics of Corporate Dividend Reductions", *Financial Management*, (1995), s. 31-51.

1.3 Syfte

Föreliggande uppsats syftar till att studera hur oväntade utdelningsförändringar påverkar aktiekursen och därigenom testa signaleringshypotesen på den svenska marknaden.

1.4 Avgränsningar

När vi valt att undersöka förekomsten av signaleringseffekten på den svenska aktiemarknaden genom att undersöka hur oväntade utdelningsförändringar påverkar aktiekursen, finns det en del närliggande och nog så intressanta frågeställningar som vi valt bort. Till exempel diskuteras i litteraturen förekomsten av en klienteffekt som skulle innebära att somliga aktieägargrupper av skatteskal eller andra skäl föredrar höga utdelningar framför låga och vice versa. Detta skulle kunna ha stor betydelse för vilken utdelningspolicy olika företag väljer. Har ett företag till exempel en stor andel små privata aktieägare i ett land där skatten på utdelningar är högre än kapitalvinstskatten, föredrar aktieägarna att företaget betalar ut låga utdelningar. Om å andra sidan en stor andel av ett företags aktieägare utgörs av till exempel stiftelser som inte får röra sitt investerade kapital men får förfoga fritt över utdelade medel, kan det anses fördelaktigt med höga utdelningar. Klienteffekten skulle således också kunna ha betydelse för hur aktieägarna reagerar på höjda och sänkta utdelningar. Att kartlägga en eventuell klienteffekt ansåg vi dock vara något som låg lite för långt ifrån vårt uppställda syfte och som kräver en egen separat undersökning.

En annan till signaleringshypotesen närliggande teori är agentteorin. Avseende utdelningar innebär denna teori att höga utdelningar skulle ge företagsledningen mindre kapital att använda till för aktieägarna och/eller fordringsägarna oförmånliga investeringar. Utdelningar skulle således vara ett sätt för styrelsen att hantera överlikviditet och undvika eventuella överinvesteringar från den operativa företagsledningen sida. Jämfört med signaleringshypotesen innebär agentteorin ett mer kassaflödesinriktat synsätt, frågan är hur kassaflödet skall hanteras ur praktisk synvinkel och det har inte så mycket att göra med eventuell signalering till aktiemarknaden. Liksom klienteffekten leder agentteorin till en mer teoretisk och hypotetisk diskussion än den handfasta undersökning av huruvida en signaleringseffekt av utdelningar förekommer på den svenska aktiemarknaden eller ej vilket är det som vi bestämt oss för att undersöka. Även diskussionen om en eventuell effekt relaterad till agentteorin anses därför ligga lite bredvid syftet med föreliggande undersökning och kommer inte att behandlas här.

De metodmässiga avgränsningar som görs behandlas i metodkapitlet.

1.5 Motiv till studien

En anledning till varför vi valt att undersöka signaleringshypotesen för utdelningar på den svenska aktiemarknaden är att det inte gjorts många sådana undersökningar i Sverige och ingen som är genomförd på samma sätt som vår. Vidare är en jämförelse med USA och amerikanska liknande undersökningar relevant eftersom där har gjorts många undersökningar av signaleringshypotesen med skiftande och delvis motstridiga resultat. Det är dessutom omöjligt att direkt översätta resultaten av amerikanska undersökningar och tillämpa dem på den

svenska marknaden eftersom det finns många faktorer som skiljer de svenska förhållandena från de amerikanska.

Allmänt sett är det möjligt att företagens utdelningspolicy och aktiemarknadens syn på densamma skiljer sig mellan USA och Sverige samt att aktiemarknadens reaktioner på dessa förändringar därmed inte är likartade. Faktiska skillnader mellan Sverige och USA avseende utdelningar är bland annat att i Sverige betalas utdelningar ut en gång per år medan de i USA betalas ut fyra gånger per år. Detta kan medföra skillnader i aktiemarknadens reaktioner på förändringar av utdelningar, beroende till exempel på när på året de genomförs, hur ofta och så vidare. Årliga utdelningar istället för kvartalsvisa skulle också kunna medföra att en förändring av utdelningen får större genomslagskraft. Vidare skiljer sig aktieägarstrukturen i Sverige från den i USA. I Sverige är det vanligare med stora privata ägare och familjegrupper som med större insikt i och information om företaget inte har lika stor anledning att försöka tolka in information i företagsledningens sätt att hantera utdelningarna.

Dessa skillnader mellan Sverige och främst USA tas också upp av Alkebäck i hans studie av signaleringshypotesen på den svenska marknaden.⁷ Vad som i sin tur skiljer vår studie från Alkebäcks är förutom tidsperspektivet vårt sätt att hantera problemet med samtidiga nyheter om resultat och utdelningar. Det är svårt att fastställa hur stor del, om någon, av en aktiekursförändring som härrör sig till en oväntad utdelningsförändring respektive en nyhet om företagets resultat om dessa nyheter släpps samtidigt. Vi har utvecklat två metoder för att angripa detta problem.

1.6 Disposition

Det första kapitlet efter inledningen, praktisk referensram, innehåller en praktisk genomgång av utdelningar med bland annat lagstiftning och skatteregler kring utdelningar i Sverige. Därefter följer ett teorikapitel som går igenom de ledande teorierna kring utdelningar samt signaleringshypotesen. Svensk forskning behandlas i slutet av kapitlet. I metodkapitlet beskrivs tillvägagångssättet genom hela undersökningen inklusive den statistiska metod som använts för att bearbeta datamaterialet. Resultatet av undersökningen redovisas i empirikapitlet som också innehåller löpande kommentarer kring resultatet. Avslutningsvis kommer en separat analys av undersökningen och resultatet. Därefter följer avslutande kommentarer som också innehåller förslag till vidare forskning.

⁷ Alkebäcks studie behandlas i avsnitt 3.4.

2 Praktisk referensram

I följande kapitel presenteras och definieras grundläggande begrepp relaterade till utdelning. Sammanställningens syfte är att ge en sammanfattande introduktion till begreppet utdelning. En djupare introduktion till utdelningsteorier och signaleringshypotesen samt presentation av tidigare forskningsrön presenteras i kapitel tre.

2.1 Utdelningsformer

Utdelning härrör sig till distribution av företagets vinst till sina aktieägare. Utdelningsbegreppet innefattar dock i princip alla utbetalningar bolaget gör till aktieägarna. Den vanligaste formen av utdelningar är utdelning av kontanta medel vilket sker dels i form av ordinarie utdelning, dels i form av extrautdelning. En kontantutdelning reducerar företagets kassa och kvarhållna vinster.

Förutom kontantutdelning kan bolaget dela ut aktier genom en fondemission. Inga kontanta medel lämnar då bolaget utan istället ökas antalet utestående aktier vilket i sin tur leder till ett lägre pris per aktie, så kallad utspädning. Aktieutdelning kan även göras i form av en avknoppning av ett dotterbolag till moderbolagets aktieägare. Detta är ett fenomen som varit frekvent förekommande inom bland annat Kinnevikkoncernen.

Beslutet om att ge utdelning och storleken av denna fattas av bolagsstämman på förslag av bolagets styrelse. Om inget exceptionellt inträffar godtas i princip i samtliga fall styrelsens utdelningsförslag.

Begreppet direktavkastning syftar till utdelningen ställd i relation till aktiekursen.

2.2 Utdelningens fastställandeförlopp

Nedan anges förloppet vid fastställande samt utbetalning av utdelning.

A) Kungörelsedag: Styrelsen kungör sitt förslag till utdelningens storlek per innehavd aktie. Utdelningen kommer att betalas ut till samtliga ägare som innehar aktier vid ett fastställt framtida datum, den så kallade avstämningsdagen. Inga svenska bolag betalar ut utdelning samma månad som utdelningen kungörs.⁸

B) Avstämningsdag: Bolaget sammanställer en lista med alla personer som innehar aktier detta datum. Utdelning betalas inte ut till de ägare som inrapporterat aktieinnehav senare än avstämningsdagen. Detta innefattar även de som genomfört aktieköpet innan avstämningsdagen men inte hunnit bli inregistrerade i aktieboken. Inregistrering i aktieboken sköts, för VPC-anslutna bolag, av värdepapperscentralen. I princip samtliga noterade bolag är anslutna till VPC. VPC hjälper även till med att distribuera utdelningar till aktieägare.⁹

⁸ Stoltz, Bo, *Dividends, Taxes, and Share Prices - Evidence Using Swedish Data 1983-96: Essay on Portfolio Behavior and Asset Pricing*, (1997), s. 105.

⁹ www.vpc.se, 2002-07-04.

C) Ex-dividend day/Cum dividend: Dagen som infaller två dagar före avstämningsdag benämns ex-dividend day. Om aktieköp som processats genom VPC-systemet genomförs två dagar innan avstämningsdagen, levereras aktierna normalt en dag efter avstämningsdagen. Detta beror på att för avslut över Stockholmsbörsen sker leverans av aktier samt betalning tre dagar senare enligt tillämpad tredagarstermin, $t+3$. För att ha rätt till utdelning måste således aktier köpas (köporder gå till avslut) senast tre dagar innan avstämningsdagen. Ex-dividend day är därmed första dagen utan rätt till utdelning för personer som köper aktier. Personer som säljer aktier på ex-dividend day kommer fortfarande att vara inregistrerade som aktieägare på avstämningsdagen och erhålla utdelning.¹⁰

Före ex-dividend day handlas aktien inklusive rätt till utdelning (Cum dividend). På den svenska marknaden infaller ex-dividend day i genomsnitt två månader efter kungörelsedagen.¹¹

D) Datum för utbetalning: Utdelningen krediteras aktieägarnas konto.

2.3 Effekt på företagets finansiella ställning

En kontantutdelning innebär en omfördelning av kapital från företagets fria eget kapital till aktieägarna, vilket naturligtvis påverkar bolagets balansräkning och nyckeltal. Utdelningar reducerar företagets möjlighet till självfinansiering av investeringsprojekt och förändrar bolagets kapitalstruktur. Å andra sidan kan en agentproblematik uppstå då företagsledningen söker alternativa användningsområden för kapitalet. Dessutom påverkar utdelningarna bolagets övriga intressenter. Fordringsägare vill naturligt nog i största möjliga mån behålla företagets tillgångar intakta.

2.4 Lagstiftning

I Aktiebolagslagen (ABL) regleras bolagens möjlighet att betala utdelningar. Av lagen framgår att endast fritt eget kapital får delas ut, närmare bestämt årets nettovinst, balanserad vinst och fria fonder. Detta gäller dock med avdrag för årets förlust samt avsättningar till bundet eget kapital. Vidare understryks att utdelningsförfarandet inte får stå i strid med god affärssed, något som kan anses vara relativt svårdefinierat. Dessa lagregler tas upp i 12:2 ABL. I 12:3 ABL behandlas regler gällande stämmans beslutsfattningsprocess och förfarandet kring avstämningsdagen samt utbetalningar.

2.5 Utdelning ur skattesynpunkt

Beslut om utdelningar har i stor utsträckning influerats av den för tiden rådande skattelagstiftningen. Den rationellt agerande investeraren vill i möjligaste mån undvika beskattning alternativt skjuta på beskattningen till ett senare datum. Svenska företags utdelningar är dubbelt beskattad, eftersom vinsten först beskattas i bolaget (bolagsskatt) och sedan igen när den delas ut till aktieägarna (personlig

¹⁰ Intervju med Gundlach, Arne, VPC-ansvarig på Alecta Asset Management Stockholm, 2002-07-07.

¹¹ Stoltz, Bo, *Dividends, Taxes, and Share Prices - Evidence Using Swedish Data 1983-96: Essay on Portfolio Behavior and Asset Pricing*, (1997), s. 105.

kapitalbeskattning). Dubbelbeskattningen innebär i sig ett incitament att istället för att betala ut vinsten, kvarhålla den i bolaget och på så sätt erhålla en skattecredit. Den svenska skattelagstiftningen har under den första halvan av 1990-talet varit föremål för stora omvälvningar.

Före ”århundradets skattereform” som genomfördes 1991 behandlades utdelningar på samma sätt som ordinär inkomst och beskattades utifrån respektive aktieägares marginalskattesats. Skattereformen innebar att utdelningar kom att beskattas enligt samma skattesats som kapitalvinster, nämligen 30 procent. 1992 sänktes beskattningen av kapitalvinster med fem procentenheter.¹² 1994 drogs skatten på utdelningar in helt och beskattningen av kapitalvinster sänktes till 12,5 procent. Dessa förändringar genomfördes av den borgerliga regeringen. När sedan socialdemokraterna återtog regeringsmakten valde de att från 1995 återinföra de skattesatser som beslutades om 1991, det vill säga 30 procent på både utdelningar och kapitalvinster.

Innan slutsatser dras om eventuella effekter av utdelningsskatten måste hänsyn dock tas till ägarstrukturen på den svenska marknaden. Stockholmsbörsen domineras inte av privatpersoner som betalar skatt på utdelningar, utan av fonder, investmentbolag och utländska ägare som har en helt annan skattesituation. Den stora andelen utländska aktörer på Stockholmsbörsen omfattas inte alls av svensk utdelningsskatt utan beskattas i sina hemländer. Utdelningsskatten påverkar således inte de utländska aktörernas bedömning av svenska investeringsmöjligheter annat än indirekt.

2.6 Alternativ till utdelning

Användningsområdena för bolagens vinstmedel är naturligtvis många. Finner bolaget att alla nödvändiga forsknings- och investeringsprojekt redan är finansierade kan den uppkomna överlikviditeten användas till rent marknadsstrategiska åtgärder. Dessa kan till exempel vara köp av konkurrerande bolag, inbrytningar på nya marknader och utländska direktinvesteringar (FDI, Foreign Direct Investments).

Ytterligare ett sätt att hantera överlikviditet i ett bolag är att återköpa det egna företagets utestående aktier på den öppna marknaden. Ett återköp resulterar teoretiskt sett i en kursstegring eftersom tillgången av handlade aktier reduceras. Väljer bolaget att eliminera de återköpta aktierna förbättras bolagets nyckeltal. Aktierna behöver dock inte elimineras utan kan användas i framtida förvärv, som kompensation i bolagsinterna optionsprogram eller helt enkelt ses som en god investering.

Kapitalvinstbeskattning utlöses för de personer som säljer sina aktier till företaget. Ett återköpsprogram där företaget köper upp sina egna aktier över börsen medför ett val för aktieägarna huruvida de önskar sälja aktier eller ej. Detta val innebär samtidigt ett val huruvida beskattning utlöses eller ej, ett val som inte existerar för kontantutdelning. Denna valmöjlighet kan ses som en fördel med återköp kontra

¹² de Ridder, Adri & Sörensson, Tomas, *Ex-Dividend Day Behavior and the Swedish Tax Reform*, (1995), s. 3.

kontantutdelning. Återköp kan ses som ett attraktivt alternativ till utdelning för överkapitaliserade bolag i mogna branscher.

2.7 De senaste årens utveckling i Sverige och internationellt

Traditionellt har synen på utdelning varit att placerare föredrar utdelning framför kapitalvinster och att högre utdelning gör aktien mer attraktiv. Aktiens kurs har sagts representera diskonterade framtida utdelningar, "The stream of dividend approach"¹³.

På senare år har dock en ny trend kunnat skönjas. I en artikel i Svenska Dagbladet skriver Hedenberg och Meynert att investerare i större utsträckning föredrar tillväxtbolag som återinvesterar kontanta medel i affärsrörelsen. Investerarna har blivit mer intresserade av positiva kursrörelser än höga utdelningar. Denna syn tydliggjordes under den kraftiga börsuppgången under slutet av 1990-talet. Många aktieinvestorer intresserade sig för tillväxtbolag och de accepterade att företagen använde sina likvida medel till den egna expansionen i stället för att dela ut dem. Flertalet nystartade tillväxtbolag genererade dessutom ingen vinst som kunde delas ut. Våren 2000 var det nästan en tredjedel av Stockholmsbörsens 288 bolag som inte delade ut några kontanta medel. På NGM, före detta SBI-listan, som främst riktar sig till nya bolag är det ännu fler, cirka två tredjedelar, som inte har någon direktavkastning.¹⁴

Hedenberg och Meynert menar att andelen bolag som inte ger någon utdelning av flera skäl kommer att öka på Stockholmsbörsen. Nya bolag, exempelvis forskningsföretag och bolag inom snabbväxande branscher, behöver pengarna i sin fortsatta expansion. Trots att utdelningens betydelse minskar är det de facto två tredjedelar av bolagen på Stockholmsbörsen som väljer att dela ut kontanta medel till sina aktieägare. I början av år 2000 hade 42 procent av de bolag som lämnat bokslutskommunikéer dessutom höjt utdelningen. Att aktiemarknadens aktörers intresse för utdelningar trots detta minskade kunde då förklaras med att aktiekurserna steg kraftigt åren dessförinnan. Därigenom reducerades direktavkastningens storlek i förhållande till den totala aktieavkastningen.¹⁵

¹³ Miller, Merton H. & Modigliani, Franco, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares", *Journal of Business*, (1961), s. 418.

¹⁴ Hedenberg, Christer & Meynert, Charlotte, "Utdelning får ge vika för återköpstrend", *Svenska Dagbladet*, (2000-02-26).

¹⁵ Ibid.

3 Teori

I följande kapitel redogörs för den finansiella teorin bakom utdelningar med tyngdpunkten vid företags utdelningsnivå och förändringar av utdelningar. Vidare behandlas signaleringshypotesen, det vill säga vilken, om någon, information utdelningar sänder till marknaden om företagets finansiella situation och framtida förutsättningar. De teorier och undersökningar som tas upp hör till de mest uppmärksammade på området och de som fått störst genomslag inom den finansiella teorin. Avslutningsvis presenteras svensk forskning på området.

3.1 Successiv anpassning av utdelningsnivån

År 1956 publicerade John Lintner en sedermera klassisk intervjuundersökning av 28 företags respektive utdelningspolicy.¹⁶ I undersökningen utgick Lintner från 15 olika variabler som han fann betydelsefulla för ett företags betalning av utdelningar.¹⁷ Därefter valdes 28 av 600 företag ut så att det fanns minst 3 företag som representerade varje variabel. De utvalda företagens finansiella historia undersöktes noggrant med särskild inriktning på hur företagsledningarna resonerade vid förändringar av utdelningsnivån. Lintners beskrivning av hur företagens ledningar bestämmer utdelningsnivån har av Marsh och Merton sammanfattats och delats upp i följande fyra punkter:¹⁸

1. Företagsledningar anser att företag skall ha långsiktiga utdelningsmål.
2. Vid fastställande av utdelningsnivå fokuserar företagsledningen mer på förändringar av befintlig utdelning än på utdelningsnivån som sådan.
3. En kraftig och oväntad resultatförändring som inte är av övergående karaktär skulle kunna föranleda en ändring av utdelningsnivån.
4. Företagsledningar undviker förändringar av utdelningsnivån om det finns stor risk att behöva ändra tillbaka nivån inom en snar framtid.

Grunden för dessa bedömningar var enligt Lintner företagsledningarnas övertygelse om att aktieägarna föredrar en stabil utdelningsnivå och att aktiemarknaden sätter en premie på stabilitet eller gradvis tillväxt i utdelningsnivån. Denna inställning leder till en generell praxis som innebär att bolagen varje enskilt år endast justerar utdelningsnivån delvis efter företagets finansiella utveckling det året. Ytterligare gradvisa justeringar i utdelningsnivån görs sedan senare år om förändringen fortfarande är motiverad av företagets finansiella utveckling. Denna policy av gradvis justerad utdelningsnivå leder till stabila utdelningar och förutsägbarhet i utdelningsutvecklingen vilket bidrar till att minimera negativa aktieägarreaktioner.¹⁹

¹⁶ Lintner, John, "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes", *American Economic Review*, (1956) s. 97-113.

¹⁷ Till exempel beaktades företagsstorlek, förändringsbenägenhet av utdelningar, användning av aktieutdelningar, extrautdelningar och aktiesplittar, ledningens och andra kontrollgruppers storlek på aktieäggande osv.

¹⁸ Marsh, Terry A. & Merton, Robert C., "Dividend Behavior for the Aggregate Stock Market", *Journal of Business*, (1987), s. 1-40.

¹⁹ Lintner, John, "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes", *American Economic Review*, (1956), s. 99 f.

Utifrån resultatet av undersökningen formulerade Lintner en modell som beskriver utdelningsförändringarna.²⁰ Utgångspunkten för modellen är antagandet att ett företag alltid håller sig till sitt utdelningsmål och att utdelningen det kommande året (DIV_1) utgör en konstant del (utdelningskvot) av vinsten per aktie (EPS_1):

$$(3.1) \quad DIV_1 = \text{utdelningskvot} * EPS_1$$

En förändring i utdelningen ($DIV_1 - DIV_0$) skulle då bli:

$$(3.2) \quad DIV_1 - DIV_0 = \text{utdelningskvot} * EPS_1 - DIV_0$$

Om ett företag alltid håller sig till en konstant utdelningsnivå i förhållande till vinsten skulle man bli tvungen att justera utdelningen så snart resultatet förändras. Lintner kom dock fram till att företagsledningarna ogärna agerar så eftersom de förväntar sig att aktieägarna föredrar en stabil utdelningsförändring. Om stora resultatförändringar sker kommer företagen endast delvis, i relation till resultatförändringen, justera utdelningen i enlighet med följande modell:

$$(3.3) \quad DIV_1 - DIV_0 = \text{anpassningsgrad} * (\text{utdelningskvot} * EPS_1 - DIV_0)$$

Ju mer konservativt ett företag är desto långsammare kommer det att anpassa utdelningen till sitt utdelningsmål och desto lägre är dess anpassningsgrad. Denna modell innebär att ett företags utdelningsnivå beror dels på aktuellt resultat, dels på föregående års utdelningsnivå, vilken i sin tur beror på det årets resultat och utdelningsnivån året dessförinnan och så vidare. Enligt Lintner skulle alltså ett företags utdelningsnivå kunna beskrivas som ett viktat medelvärde av nuvarande och tidigare resultat.

Lintners modell om successiv anpassning av utdelningsnivån har senare testats empiriskt av bland andra Fama och Babiak vilka även jämförde modellen med andra modeller för utdelningsförändringar. De kom fram till att Lintners modell stämmer väl med företagets verklighet.²¹ Även Healy och Palepu har gjort en uppmärksam empirisk undersökning som bygger delvis på Lintners modell. De bekräftar att företagsledningar, vid bestämmandet av utdelningsnivån, tar hänsyn till nuvarande och tidigare men också framtida resultat.²²

3.2 Utdelningskontroversen

Frågan om hur utdelningar påverkar ett företags värde är ett omdiskuterat och kontroversiellt ämne. Historiskt finns det tre olika synsätt med därtill hörande teorier om utdelningarnas betydelse för företagets värde:

1. De konservativa (The rightists) menar att en ökning av utdelningarna ökar företagets värde.

²⁰ Lintner, John, "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes", *American Economic Review*, (1956), s. 107 ff.

²¹ Fama, Eugene F. & Babiak, Harvey, "Dividend Policy: An Empirical Analysis", *Journal of the American Statistical Association*, (1968), s. 1132-1161.

²² Healy, Paul M. & Palepu, Krishna G., "Earnings Information Conveyed by Dividend Initiations and Omissions", *Journal of Financial Economics*, (1988), s. 149-175.

2. De radikala (The leftists) anser däremot att en ökning av utdelningarna minskar företagets värde.
3. "The middle-of-the-roaders" slutligen menar att ett företags utdelningspolicy inte har någon betydelse för företagets värde.

Dessa tre inriktningar diskuteras mer ingående nedan.

3.2.1 De konservativa

I den traditionella finansieringslitteraturen förespråkas ofta höga utdelningsnivåer. Till exempel skriver Graham, Dodd och Cottle i sin bok om aktieanalys att:

"For the vast majority of common stocks the dividend record and prospects have always been the most important factor controlling investment quality and value. The success of the typical concern has been measured by its ability to pay liberal and steadily increasing dividends on its capital. In the majority of cases the price of common stocks has been influenced more markedly by the dividend rate than by the reported earnings. [...] The 'outside', or noncontrolling, stockholders of any company can reap benefits from their investment in only two ways—through dividends and through an increase in the market value of their shares. Since the market value in most cases has depended primarily upon the dividend rate, the latter could be held responsible for nearly all the gains ultimately realized by investors."²³

Även bland företagen och investerarna finns en stark tro på utdelningarnas betydelse för företagets värde. Ett vanligt argument för höga utdelningar är att det är bättre med en fågel i handen än två i skogen. Detta argument har således med risk att göra varvid pengar som stannar kvar i företaget anses gå en osäker framtid till mötes jämfört med de pengar som delas ut till aktieägarna direkt.

En av de konservativas främste förespråkare är M. J. Gordon. Han resonerade som så att investerarna löper en mindre risk om företaget i fråga betalar utdelningar till aktieägarna direkt istället för att återinvestera pengarna i hopp om att kunna erbjuda högre utdelningar i framtiden. Utgångspunkten för detta resonemang är att diskonteringsräntan för en framtida betalning ökar med dess osäkerhet, vilken i sin tur ökar desto längre fram i tiden betalningen skall erhållas. Gordon utvecklade också en värderingsmodell för aktier vilken innebär att värdet på en aktie (P_0) är lika med det diskonterade värdet av förväntade framtida utdelningar (DIV_1):²⁴

$$(3.4) \quad P_0 = \frac{DIV_1}{k - g}$$

där k är marknadens diskonteringsränta och g är konstant utdelningstillväxt.

Modellen förutsätter att utdelningstillväxten i företaget är större än marknadens diskonteringsränta.

²³ Graham, Benjamin & Dodd, David L. & Cottle, Sidney, *Security Analysis: Principles and Technique*, (1962), s. 480.

²⁴ Gordon, M. J., "Dividends, Earnings, and Stock Prices", *The Review of Economics and Statistics*, (1959), s. 99-105.

3.2.2 De radikala

De radikala tror att en ökning av utdelningen minskar företagets värde bygger främst på en skatteeffekt. Om utdelningar beskattas högre än kapitalvinster skall företaget betala så låga utdelningar som möjligt och hellre återinvestera vinsten alternativt återköpa egna aktier. Om aktieägarna behöver kontanter tjänar de då på att sälja aktier istället för att erhålla utdelning. Denna skatteeffekt skulle medföra att investerare föredrar företag som betalar ut lägre utdelningar och därmed betalar man mer för dessa företags aktier. Lägre utdelningar höjer således ett företags värde och vice versa.²⁵

Även om låga utdelningar anses positivt för ett företags värde förespråkar de radikala inte att företag låter bli att betala utdelningar helt och hållet. Om alla företag slopade sina utdelningar och istället återköper aktier för pengarna skulle landets skattemyndighet troligen se igenom detta och beskatta återköpsprogrammen lika hårt som utdelningar. Därför ger företagen alltid andra skäl till aktieåterköp såsom att aktierna är en bra investering eller att aktierna skall kunna användas som betalning vid eventuella framtida förvärv.²⁶

De radikala ståndpunkt förutsätter således att skatten på utdelning är högre än skatten på kapitalvinst. I Sverige beskattas utdelningar och kapitalvinst med lika hög skattesats, nämligen 30 procent. Således minskar betydelsen av de radikala argument i Sverige eftersom aktieägarna inte förlorar skattemässigt på utdelningar jämfört med aktieförsäljning och kapitalvinst. En viss skillnad i skattehänseende förekommer dock mellan utdelningar och kapitalvinster. Den effektiva skatten på utdelningar är nämligen högre eftersom det finns en skattecredit på kapitalvinster. Utdelningar måste beskattas när de erhålls, här finns ingen valfrihet, medan en aktieägare själv kan avgöra när och om denne vill avyttra sina aktier och betala eventuell kapitalvinstskatt.

Ytterligare en nationell aspekt av skatteeffekten för utdelningar respektive kapitalvinster är att den svenska ekonomin är en liten öppen ekonomi med en relativt stor andel utländska investerare. Utländska aktieägare betalar skatt i sina respektive hemländer och påverkas därför inte av det svenska skattesystemet. Således är det inte alldeles enkelt att bedöma vilken effekt olika skatteregler skulle kunna ha för aktieägarnas preferenser för utdelningar respektive kapitalvinster.

Förutom skatteeffekten har de radikala ytterligare ett argument för varför högre utdelningar sänker ett företags värde. Man menar att många företag som betalar höga utdelningar då och då måste genomföra nyemissioner för att få in nytt kapital. Eftersom nyemissioner kan vara mycket kostsamma skulle företagen tjäna på att sänka sina utdelningar åtminstone så mycket att de inte behöver genomföra nyemissioner för att få in nytt kapital. Undvikande av onödiga och kostsamma nyemissioner skulle således vara ytterligare en förtjänst med låga utdelningar, utöver den positiva skatteeffekten för aktieägarna.²⁷

²⁵ Brealey, Richard A. & Myers, Stewart C., *Principles of corporate finance* (2000), s. 455.

²⁶ Brealey, Richard A. & Myers, Stewart C., *Principles of corporate finance* (2000), s. 455 f.

²⁷ Brealey, Richard A. & Myers, Stewart C., *Principles of corporate finance* (2000), s. 456.

3.2.3 The middle-of-the-roaders

De så kallade middle-of-the-roaders, det vill säga medelvägen mellan de konservativa och de radikala, menar att ett företags utdelningspolicy inte har någon betydelse för företagens värde. Denna utdelningsteori presenterades 1961 i en artikel av Miller och Modigliani.²⁸ När artikeln publicerades ansågs teorin höra till de radikals synsätt eftersom de flesta då menade att ökade utdelningar alltid var till fördel för aktieägarna. Miller och Modiglianis teori försköts dock successivt mot mitten i samband med att dagens radikala, som menar att lägre utdelningar höjer företagens värde, växte fram. Idag accepteras Miller och Modiglianis teori av de flesta som allmänt vedertagen och debatten handlar snarare om huruvida skatter och/eller andra marknadsimperfectioner i praktiken förändrar situationen.²⁹

Miller och Modiglianis teori bygger på följande tre antaganden:³⁰

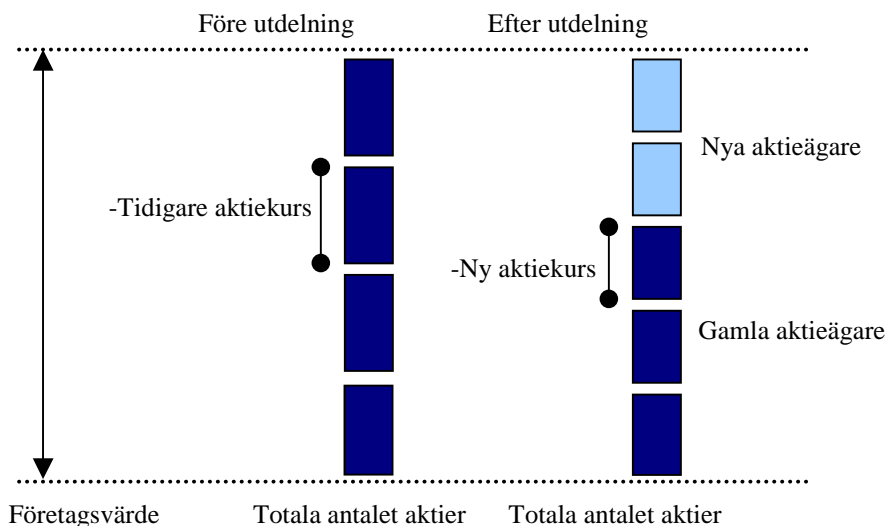
1. *Perfekta kapitalmarknader*; ingen köpare eller säljare av aktier är stor nog för att dennes affärer skall få direkta effekter på aktiekursen, alla aktörer har tillgång till samma information kostnadsfritt och inga courtage, skatter eller andra transaktionskostnader existerar.
2. *Rationella investerare*; investerarna föredrar alltid en större förmögenhet framför en mindre och de är likgiltiga inför huruvida deras förmögenhet har formen av kontanta utbetalningar eller en ökning av aktievärdet.
3. *Perfekt säkerhet*; marknadsaktörerna har fullständig kunskap om framtida investeringsprogram och den framtida vinsten för alla företag.

I en sådan idealiserad värld antar Miller och Modigliani vidare att ett företags investeringsstrategi är fastställd och att man bestämt hur stor del av investeringarna som skall finansieras med lån. Resterande del av investeringarna finansieras med vinstmedel och det som sedan blir kvar av vinsten delas ut. Om företaget nu vill höja utdelningen, utan att förändra vare sig investeringsstrategin eller skuldsättningsgraden, finns bara ett sätt kvar att få in kapital till detta och det är genom en nyemission. På den effektiva marknaden kommer de nya aktieägarna dock inte att betala mer för aktierna än vad de är värda, vilket innebär att en värdeöverföring sker från de gamla till de nya aktieägarna medan företagens totala värde förblir oförändrat. De nya aktieägarna tecknar aktierna till det lägre värde de har efter att den höjda utdelningen betalats ut. De gamla aktieägarna får ett lägre värde på sina aktier vilket de kompenseras för genom den utdelning de erhåller.

²⁸ Miller, Merton H. & Modigliani, Franco, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares", *Journal of Business*, (1961), s. 411-433.

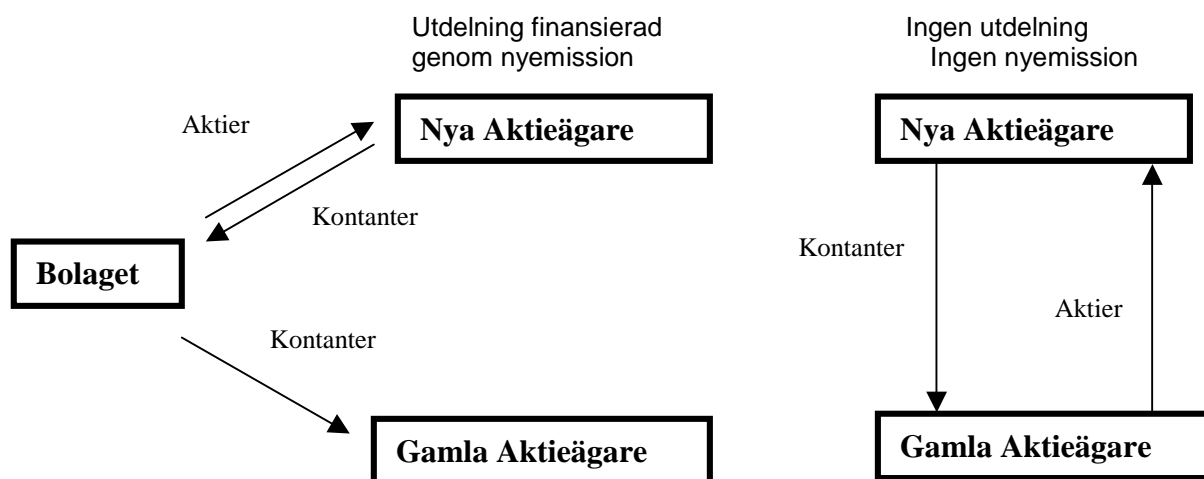
²⁹ Brealey, Richard A. & Myers, Stewart C., *Principles of corporate finance* (2000), s. 447.

³⁰ Miller, Merton H. & Modigliani, Franco, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares", *Journal of Business*, (1961), s. 412 ff.



Figur 3.1 Källa: Brealey, Richard A. & Myers, Stewart C., *Principles of corporate finance* (2000), s. 448.

På en perfekt kapitalmarknad hade de gamla aktieägarna dock lika väl kunnat erhålla kontanter genom att sälja en del av sina aktier på marknaden. Det skulle medföra en likvärdig värdeöverföring från gamla till nya aktieägare samtidigt som företagets totala värde förblir oförändrat. Skillnaden är att vid en nyemission sker värdeöverföringen genom en utspädning av företagets aktier medan den vid aktieförsäljningen sker genom att de gamla aktieägarnas antal aktier minskar.



Figur 3.2 Källa: Brealey, Richard A. & Myers, Stewart C., *Principles of corporate finance* (2000), s. 449.

Miller och Modiglianis slutsatser från ovanstående resonemang är att eftersom investerarna inte behöver utdelningar för att få kontanter, kommer de inte heller att betala mer för aktier vars företag betalar högre utdelningar. Således förändras inte företagets värde av storleken på dess utdelningar och man bör inte oroa sig

för sin utdelningspolicy utan låta utdelningarna variera som en naturlig effekt av investerings- och finansieringsbesluten. Miller och Modigliani konstaterar dock att i verkligheten följs en förändring av utdelningsnivån ofta av en förändring av aktiekursen. De menar ändå att detta fenomen inte är oförenligt med deras teori eftersom förändringarna i verkligheten endast speglar det informationsinnehåll som byggts upp kring företagets utdelningspolicy. Eftersom företagen vårdar långsiktigt stabila utdelningsnivåer har investerarna all anledning att tolka en förändring av utdelningsnivån som en förändring i ledningens syn på företagets framtida vinst. Således reflekterar förändringen av aktiekursen endast aktiemarknadens ändrade förväntningar om företagets framtida vinst och tillväxtpotentialer och har ingenting med utdelningsförändringen rent kassaflödesmässigt att göra. Skulle det visa sig i framtiden att aktiemarknadens ändrade förväntningar inte infrias, kommer marknaden att återställa priset utifrån den reella utvecklingen.³¹

Även Black och Scholes anslöt sig till Miller och Modiglianis teori och konstaterade utifrån en egen empirisk undersökning att förändringar av utdelningsnivån inte har någon betydelse för företags värde även om skatter tas i beaktande.³² Black och Scholes visar i sin undersökning att skillnader i utdelningsnivåer mellan olika företag inte påverkar aktiekursen för företagen emellan. Därav drar de slutsatsen att om utdelningsnivån inte har någon betydelse för aktiekursen så har inte heller en förändring av utdelningsnivån någon permanent betydelse för aktiekursen och således behöver företagen inte oroa sig över sin utdelningspolicy. De konstaterar att förändringar i utdelningsnivån visserligen kan få tillfälliga effekter på aktiekursen, men om det visar sig att utdelningsförändringen inte gjordes på grund av framtida förändringar i vinsten borde den temporära aktiekurseffekten försvinna.

3.3 Signaleringshypotesen

3.3.1 Bakgrund

Till följd av aktiemarknadens stora behov av information ser den inte bara till vad företagsledningarna säger utan också till vad de gör. Till exempel har framförts att generösa utdelningar kan tolkas positivt av aktiemarknaden eftersom företagsledningen därmed sätter handling bakom orden till skillnad från att endast uttala en stark tro på framtida resultat. Denna inställning förutsätter en informationsasymmetri på marknaden varvid investerarna inte har lika bra information om företagen som företagens insiders, det vill säga företagsledningarna. Generellt anses utdelningar spegla företagsledningens framtidstro varvid kungörelsen av en höjd utdelning tolkas positivt av aktiemarknaden, vilket medför att aktiekursen stiger, medan en sänkning av utdelningen tolkas negativt och aktiekursen sjunker. Signaleringseffekten leder till att företagen i princip skulle kunna "fuska" och betala ut höga utdelningar trots att resultatet sviktar för att på detta sätt upprätthålla en bättre värdering av

³¹ Miller, Merton H. & Modigliani, Franco, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares", *Journal of Business*, (1961), s. 430.

³² Black, Fischer & Scholes, Myron, "The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns", *Journal of Financial Economics*, (1974), s. 1-22.

aktiekursen. Det är dock svårt att upprätthålla en sådan policy i längden eftersom pengarna förr eller senare tar slut.³³

Eftersom oväntade förändringar av utdelningsnivån allmänt anses kunna medföra förändringar av aktiekursen i och med att aktiemarknaden försöker tolka förändringen, rekommenderas företagsledningar att vara tydliga i sin kommunikation med marknaden och ingående förklara orsaken till utdelningsförändringen för att om möjligt undvika drastiska effekter på aktiekursen. Ett exempel på detta var när det amerikanska moderbolaget till Florida Power and Light Company (FPL) år 1994 oväntat sänkte sin utdelning från \$.62 till \$.42. FPL förklarade för aktiemarknaden varför detta var nödvändigt och skulle gynna aktieägarna, men trots detta sjönk aktiekursen 14 procent på beskedet. Inom en månad från beslutet hade dock aktiekursen återhämtat sig till sin tidigare nivå vilket tolkades som att aktiemarknaden efterhand bearbetade informationen från företaget och insåg att utdelningsminskningen inte var orsakad av finansiell svaghet i företaget.³⁴

3.3.2 Historisk teoriutveckling

Signaleringshypotesen introducerades inom finansiell teori för första gången 1977 av Stephen A. Ross.³⁵ Ross frångick Miller och Modiglianis antagande om en perfekt kapitalmarknad och utgick istället från att det föreligger en informationsasymmetri på marknaden vilken innebär att företagsledningen besitter insiderinformation om företagets aktiviteter. Ross' undersökning behandlar inte signaleringseffekten av utdelningar utan av företagets kapitalstruktur då det visat sig att företagets värde ökar med dess skuldsättningsgrad.

År 1979 blev Sudipto Bhattacharya den förste att utveckla en signaleringsmodell för utdelningar, en modell som i stor utsträckning liknade den för företags kapitalstruktur som Ross presenterat två år tidigare.³⁶ Bhattacharya utgick ifrån informationsasymmetri, det vill säga att "outsiders" har bristfällig information, och att utdelningar beskattas högre än kapitalvinster. Under sådana förutsättningar menar han att kontantutdelningar fungerar som en signal om framtida kassaflöden, eftersom det bara är företagsledningen som känner till företagsprojektens kassaflöden. Vidare konstateras att det existerar en stor kostnad för signalering genom utdelningar, nämligen den högre skattesatsen för utdelningar jämfört med för kapitalvinster. Trots kostnaden för signalering väljer företagsledningarna att genom utdelningar signalera om framtida kassaflöden när dessa förväntas bli bra.

Ytterligare en signaleringsmodell för utdelningar utvecklades av John och Williams.³⁷ Liksom Bhattacharya såg de skillnaden i beskattning av utdelningar och kapitalvinster som en kostnad för signalering. Informationsasymmetri uppstår

³³ Brealey, Richard A. & Myers, Stewart C., *Principles of corporate finance* (2000), s. 445.

³⁴ Brealey, Richard A. & Myers, Stewart C., *Principles of corporate finance* (2000), s. 446.

³⁵ Ross, Stephen A., "The determination of financial structure: the incentive-signalling approach", *The Bell Journal of Economics and Management Science*, (1977), s. 23-40.

³⁶ Bhattacharya, Sudipto, "Imperfect information, dividend policy, and "the bird in the hand" fallacy", *The Bell Journal of Economics and Management Science*, (1979), s. 259-270.

³⁷ John, Kose & Williams, Joseph, "Dividends, Dilution, and Taxes: A Signalling Equilibrium", *The Journal of Finance*, (1985), s. 1053-1070.

enligt John och Williams till följd av att nuvärdet av olika investeringars kassaflöden utgör insiderinformation. Företagsledningar med bättre information om nuvärdet av investeringars kassaflöden kommer att signalera detta till aktiemarknaden genom att betala högre utdelningar och därmed erhålla en högre aktiekurs.

Miller och Rock utvecklade en modell för företagets utdelning, investeringar och finansiering i relation till varandra.³⁸ Informationsasymmetri förutsattes varvid företagsledningen vet mer om bolagets resultat än aktieägarna. Miller och Rock såg tre olika kungörelseeffekter på aktiekursen nämligen av resultat, utdelningar och finansiering. Aktiekurseffekten av utdelningskungörelser visades vara densamma, det vill säga i samma riktning, som av resultatkungörelser och utdelningskungörelsen ansågs komplettera den information om framtida resultat som gavs av resultatkungörelsen i kombination med kunskapen om historiska resultat. Enligt Miller och Rock behöver det inte nödvändigtvis vara en medveten strategi från företagsledningens sida att med hjälp av utdelningar signalera om resultatet, effekten finns där ändå. Om företagsledningen däremot sänker investeringarna för att höja utdelningen skulle aktiekursen stiga och aktiemarknaden därmed komma att övervärdera nuvarande och således också framtida vinster. Även om aktiekursökningen av en sådan manöver blir temporär, det vill säga tills den icke-optimala investeringsnivån får genomslag, kommer aktieägare som säljer sina aktier under uppgångsperioden att erhålla en permanent värdeökning. Miller och Rock menar således att till exempel Miller och Modiglianis modell med en aktiemarknad som efterhand korrigerar för tillfälliga "felaktiga" reaktioner inte fungerar i praktiken eftersom ägarna kan välja att sälja sina aktier och ta hem vinsten under en sådan tillfällig uppgång. Aktieägarna kan inte förutsättas vara eviga ägare utan de handlar också med sina aktier.

3.3.3 Empiriska resultat

Utdelningsförändringars signaleringseffekt och hur de i praktiken påverkar företags aktiekurser är omstritt. Det finns flera empiriska undersökningar i USA som visar att en oväntad ökning (minskning) av utdelningen respektive ett införande (utelämnande) av utdelning orsakar en ökning (minskning) av aktiekursen.³⁹ Detta förhållande får anses vara det vanligaste antagandet bland marknadsaktörerna om utdelningsförändringars påverkan på aktiekursen. Samtidigt finns det motstridiga resultat, till exempel en undersökning som visar att sänkningar av utdelningar följs av en ökning av vinsten, vilket skulle förklaras av att utdelningssänkningen markerar slutet på en nedgångsperiod och början på bättre tider.⁴⁰ Slutligen har empiriska undersökningar genomförts som inte visar på att utdelningsförändringar har någon signaleringseffekt på aktiekursen.⁴¹

³⁸ Miller, Merton H. & Rock, Kevin, "Dividend Policy under Asymmetric Information", *The Journal of Finance*, (1985), s. 1031-1051.

³⁹ Se till exempel Asquith, Paul & Mullins, David W., "The Impact of Initiating Dividend Payments on Shareholders' Wealth", *The Journal of Business*, (1983), s. 77-96 & Ofer, Aharon R. & Siegel, Daniel R., "Corporate Financial Policy, Information, and Market Expectations: An Empirical Investigation of Dividends", *The Journal of Finance*, (1987), s. 889-911.

⁴⁰ Jensen, Gerald R. & Johnson, James M., "The Dynamics of Corporate Dividend Reductions", *Financial Management*, (1995), s. 31-51.

⁴¹ Se till exempel Watts, Ross, "The Information Content of Dividends", *Journal of Business*, (1973), s. 191-211 & DeAngelo, Harry & DeAngelo, Linda & Skinner, Douglas J., "Dividends and Losses", *The Journal of Finance*, (1992), s. 1837-1863.

Med dessa motsägelsefulla resultat i bagaget går det inte att förutse vilka resultat en liknande undersökning i Sverige skulle kunna ge.

3.4 Tidigare svensk forskning

År 1997 presenterade Alkebäck, i form av en doktorsavhandling, en större undersökning av utdelningars signaleringseffekt på den svenska aktiemarknaden.⁴² Oss veterligen är detta den enda liknande undersökningen på den svenska aktiemarknaden under senare tid. Även om många undersökningar av utdelningskungörelser gjorts på den amerikanska aktiemarknaden finns det enligt Alkebäck åtminstone fem starka motiv till varför det skulle vara särskilt intressant att genomföra liknande studier på den svenska aktiemarknaden:

1. *Olika nationella utdelningspolicy/mönster.* Även om företagens utdelningsbeteenden i västvärlden liknar varandra kan tydliga nationella mönster märkas. Typiskt för svenska företag är att de gärna håller en stabil utdelningsnivå och lägger stor vikt vid sin utdelningspolicy, oberoende av skiftande finansiella förutsättningar.
2. *Aktiemarknadsregleringar.* Före 1991 hade Sverige starka regleringar på aktiemarknaden vilket, kombinerat med en stark socialistisk tradition och kraftig statlig inblandning i ekonomin, enligt Alkebäck motverkat höga utdelningar från företagen till aktieägarna. Avregleringen av aktiemarknaden kring år 1991 ledde till ett kraftigt ökat utländskt kapitalinflöde i Sverige och en ökning av antalet utländska investerare vilka hade en annorlunda syn på utdelningspolicy.
3. *Skattereformer.* 1991 genomfördes en skattereform som innebar att skatten på utdelningar sänktes till 30 procent och därmed blev likvärdig med skattesatsen för kapitalvinster. 1994 genomfördes ytterligare en skattereform med följder för beskattningen av utdelningarna vilken innebar att dubbelbeskattningen på utdelningar togs bort. Båda dessa skattereformer borde ha positiva effekter på betalningar av utdelningar, det vill säga göra det mer förmånligt skattemässigt att betala och erhålla utdelningar.
4. *Den svenska aktieägarstrukturen.* I Sverige är det vanligare än i USA med företag som styrs av stora privata ägare och familjegrupper. Dessa ägargrupper har en mycket större insyn i verksamheten än vanliga småägare varvid betydelsen av utdelningar som informationsredskap torde minska betydligt.
5. *Årliga utdelningar.* I Sverige betalas utdelningar ut en gång om året medan de i England betalas ut halvårsvis och i USA kvartalsvis. Detta medför att man inte utan vidare kan jämföra utdelningars signaleringseffekter mellan länderna eftersom det till exempel kan ha betydelse i England och USA när under året en utdelningsförändring genomförs.

Alkebäcks avhandling omfattade närmare bestämt fem olika studier om utdelningseffekter av vilka de två första är särskilt lika den i föreliggande uppsats. De fyra första undersökningarna omfattar perioden 1989-1994 medan den sista är en intervjuundersökning genomförd 1996.

⁴² Nedanstående redogörelse hämtas från doktorsavhandlingen Alkebäck, Per, *Do Dividend Changes Really Signal? - Evidence from Sweden*, (1997).

I den första studien undersöktes *aktiekursreaktioner på gemensamma utdelnings- och resultatkungörelser*. Utdelnings- och resultateffekten på aktiekursen separerades således inte utan undersöktes tillsammans. Motivet till denna undersökningsmetod var att utdelningar i Sverige nästan alltid kungörs samtidigt med resultatrapporter till skillnad från i USA där de flesta liknande studier företagits. Detta förhållande medför enligt Alkeback att det skulle vara näst intill omöjligt att i Sverige separera aktiekurseffekten av utdelningskungörelsen från aktiekurseffekten av resultatkungörelsen. Alkeback försöker trots detta att genom att mäta det faktiska resultatets avvikelse från det förväntade resultatet, särskilja resultatets effekt på aktiekursen från utdelningens.⁴³ Studien resulterade i att ett statistiskt signifikant resultat på aktiekursen endast kunde konstateras när ett företags utdelningsnivå och resultat båda var högre än väntat.

I den andra studien undersöktes *aktiekursreaktioner på införande och utelämnande av utdelningar jämfört med aktiekursreaktioner på ökning och minskningar av utdelningen*. Utgångspunkten för undersökningen var hypotesen att införande (utelämnande) av utdelningar skulle resultera i större positiv (negativ) rörelse i aktiekursen än en höjning (minskning) av utdelningen. Undersökningen gav dock inget signifikant stöd för att införande eller ökning respektive utelämnande eller sänkningar av utdelningar skulle medföra någon positiv respektive negativ kurseffekt på aktien. Alkeback föreslår som förklaring till utebliven förväntad aktiekursreaktion att företag som sänker eller utelämnar sin utdelning ses av aktiemarknaden som företag som inser förekomsten av problem och vidtar åtgärder för att komma till rätta med problemen, vilket i sig kan vara positivt. Vidare kan det enligt Alkeback vara så att aktiemarknaden förväntade sig ännu större utdelningar från företag som ökade eller införde utdelningar eller att investerarna helt enkelt inte litade på de positiva signaler som företagen sände ut. Den senaste förklaringen skulle i sin tur kunna bero på antingen att företagsledningarna är dåliga på att förutspå den framtida utvecklingen eller att de är alltför självsäkra.

Den tredje studien i Alkebacks avhandling undersökte *relationen mellan utdelningskungörelser och efterföljande förändringar av kvartalsresultat*. Utgångspunkten var att utdelningskungörelser sänder signaler som leder till oväntade förändringar av resultatet under de följande kvartalen. Det empiriska resultatet kunde dock inte påvisa något sådant samband. Tre möjliga förklaringar till detta skulle enligt Alkeback kunna vara att företag inte bestämmer sin utdelningspolicy utifrån förväntningar om framtida resultat, att företagsledningar är oförmögna att korrekt bedöma framtiden eller att ett företags utdelningspolicy bygger på historiska resultat snarare än på förväntningar om framtida utveckling.

Avhandlingens fjärde studie undersökte vinsten per aktie för företag som sänker utdelningen efter minst tre års fortgående ökning av utdelningen. Resultatet var att de aktuella företagens vinster sjönk året före och samma år som utdelningssänkningen men steg åren efter sänkningen. Anledningen till detta trodde Alkeback vara att företagsledningen väntar in i det sista innan man sänker utdelningen, eventuellt av respekt för de negativa signaler man tror detta sänder

⁴³ Se vidare i metodavsnittet 4.13.1.

till aktiemarknaden. Således sänks utdelningen inte efter ett enstaka dåligt resultat utan ofta först efter flera års dåliga resultat.

Den femte och sista studien tar upp företagsledningarnas syn på kontantutdelningar och genomfördes genom intervjuer gjorda 1996. Resultatet var att företagsledningarna bedriver en aktiv utdelningspolicy och inte endast delar ut en sedan tidigare fastställd del av vinsten varje år. Vidare tror företagsledningarna att aktiemarknaden i utdelningarna tolkar in signaler om företagets framtida utveckling, det vill säga att utdelningar utgör ett signaleringsredskap. De viktigaste motiven för företagsledningarna att betala utdelningar var att tillfredsställa aktieägarna. Som viktigaste faktorer vid utdelningsnivåns bestämmande ansågs vara nuvarande lönsamhet samt förväntningar om framtida lönsamhet. Dessa resultat, konstaterar Alkeback, stämmer väl överrens med de Lintner kom fram till i sin stora intervjuundersökning av amerikanska företagsledningars syn på utdelningar 1956.

4 Metod

I detta kapitel beskrivs först övergripande metodmässiga val och angreppssätt. Därefter beskrivs mer konkret hur vår studie genomförts, det vill säga hur oväntade utdelningsförändringar beräknas, hur urvalet har genomförts och hur överavkastning beräknas. Sist i metodkapitlet beskrivs hur studiens datamaterial bearbetas statistiskt genom multipel lineär regressionsanalys.

4.1 Övergripande metodval

Syftet med denna studie är att undersöka hur oväntade utdelningsförändringar påverkar aktiekursen och därigenom testa signaleringshypotesen på den svenska marknaden. För att uppfylla detta syfte har vi valt att använda en *event-studiemetod*. Denna metod kan kortfattat beskrivas som undersökandet av en viss typ av *händelses* påverkan på ett företags värde. Händelsen i föreliggande studie utgörs av att styrelsens förslag till utdelning kungörs. I det så kallade *händelsefönstret*, ett tidsintervall runt händelsen, mäts eventuell *överavkastning* för företagets aktier. Begreppet *överavkastning* innebär att den *faktiska aktieavkastningen* justeras för *förväntad aktieavkastning*. En modell krävs för att beräkna förväntad aktieavkastning. Den modell vi använder är den så kallade *marknadsmodellen*. Marknadsmodellen innehåller två okända parametrar som måste skattas. Denna skattning sker historiskt i *skattningsfönstret*.

Vår metod innebär en hög grad av formalisering och strukturering. Vidare använder vi kvantitativ information som analyseras med hjälp av statistiska metoder, det vill säga vi använder en kvantitativ metod. Denna metod kännetecknas just av hög grad av formalisering, strukturering och användande av kvantitativ information.⁴⁴

4.1.1 Alternativ metod

En alternativ metod skulle vara att genomföra intervjuer med företagsledningar för att undersöka om dessa försöker signalera information om bolagets framtida utveckling genom att förändra utdelningen. Även intervjuer med aktörer på aktiemarknaden skulle kunna genomföras för att försöka utröna om dessa aktörer identifierar de eventuella signaler som utdelningen sänder till aktiemarknaden. Den insamlade informationen skulle sedan kunna bearbetas med hjälp av kvalitativa metoder. För att det skall vara möjligt att använda denna alternativa metod skulle uppsatsens syfte behöva modifieras eftersom det ju inte är möjligt att mäta oväntade utdelningsförändringars påverkan på aktiekursen genom att genomföra intervjuer.

4.2 Deduktivt angreppssätt

Syftet med vår studie är att testa signaleringshypotesen på den svenska marknaden. Vår studie utgår därmed från teorin och applicerar denna på verkligheten för att testa teorins hållbarhet. Vi avser inte att skapa någon ny teori, utan enbart testa en befintlig teori. Vi använder därmed ett deduktivt angreppssätt.

⁴⁴ Holme, Idar Magne & Solvang, Bernt Krohn, *Forskningsmetodik - Om kvalitativa och kvantitativa metoder* (1997), s. 14.

Deduktion innebär enligt Lundahl och Skärvad att en teoris implikationer jämförs med observationer. Genom denna jämförelse kan teorin verifieras eller falsifieras.⁴⁵

4.3 Datakällor

I detta avsnitt beskrivs de datakällor som använts i studien.

Utdelningsdata har hämtats från Delphi Economics Börsguide 1992-1999 (i fortsättningen benämnd "börsguiden"). Börsguiden har även använts för att konstruera urvalsramar, kontrollera om vissa urvalskriterier är uppfyllda och för att splitjustera utdelningsdata och återjustera aktiekursdata för splittar som genomförts efter studiens tidsperiod.

Aktiekursdata i form av splitjusterade avslutskurser har hämtats från Bloomberg Systemet.

Som marknadsindex i marknadsmodellen har Affärsvärldens Generalindex använts och dagsdata för detta marknadsindex har hämtats från Affärsvärldens hemsida, www.afv.se.

Bolagens pressmeddelanden har använts för att erhålla uppgifter om datum för olika nyheter, för att erhålla resultatprognoser, faktiska resultat, uppgifter om lämnade extrautdelningar, för att ta reda på vilken annan information som når aktiemarknaden dagarna runt det datum då styrelsens förslag till utdelning kungörs samt för att verifiera utdelningsdata. Affärsvärldens artikelarkiv (i fortsättningen benämnt AD) har använts som datakälla för pressmeddelanden. AD innehåller pressmeddelanden för samtliga börsbolag från 1980 och framåt.

I varje nummer av tidskriften Affärsvärlden återfinns Affärsvärldens "Aktieindikator" som för varje bolag på Stockholmsbörsen innehåller olika nyckeltal. Affärsvärldens "Aktieindikator" har använts för att välja aktieslag och för att bestämma bolagens branschtillhörighet.

Samtliga datakällor utgör sekundärdata. Sekundärdata är andrahandsdata det vill säga data som inte är sammanställd primärt för den egna studien.⁴⁶

4.4 Validitet

Validitet innebär frånvaron av systematiska fel.⁴⁷ Risken för systematiska fel (bias) i vår studie kommer att diskuteras integrerat i metodbeskrivningen nedan.

⁴⁵ Lundahl, Ulf & Skärvad, Per-Hugo, *Utredningsmetodik för samhällsvetare och ekonomer* (1999), s. 40.

⁴⁶ Lundahl, Ulf & Skärvad, Per-Hugo, *Utredningsmetodik för samhällsvetare och ekonomer* (1999), s. 131.

⁴⁷ Lundahl, Ulf & Skärvad, Per-Hugo, *Utredningsmetodik för samhällsvetare och ekonomer* (1999), s. 150.

4.5 Reliabilitet

Med hög reliabilitet avses att slumpmässiga fel är minimerade och att studiens resultat skulle bli det samma oavsett vem som utför den.⁴⁸ Slumpmässiga fel i studien kan förekomma i:

1. datakällorna,
2. inmatningen av data,
3. utförandet av urvalet,
4. beräkningarna av variabelvärden och i
5. den statistiska bearbetningen.

Aktiekursdata är hämtade som datafiler från Bloomberg Systemet och innehåller rimligen ytterst få felaktiga data. Utdelningar, resultat och resultatprognoser är manuellt inmatade och noggrant kontrollerade. Urvalet innehåller manuella steg som var och ett utförts noggrant. I avsnitt 4.13 beskrivs närmare hur urvalet har utförts. Slumpmässiga fel i beräkningarna av variabelvärden är osannolika eftersom dessa beräkningar utförts på dator. Samma sak gäller den statistiska bearbetningen.

4.6 När inträffar en oväntad utdelningsförändring?

Denna studie syftar till att undersöka hur oväntade utdelningsförändringar påverkar aktiekursen. För att uppfylla detta syfte behöver en variabel som mäter oväntade utdelningsförändringar införas. I avsnitt 4.7 beskrivs hur denna variabel beräknas. Det behöver även införas en variabel som mäter hur företagets aktiekurs förändras som en följd av att styrelsens förslag till utdelning kungörs. Aktiekursförändringen mäts som nämnts i avsnitt 4.1 som en överavkastning. I avsnitt 4.15 beskrivs närmare hur överavkastningen beräknas.

Föreliggande studie baseras på en event-studiemetod. Detta avsnitt kommer att precisera vilken händelse som studeras och när denna händelse inträffar.

Händelsen utgörs av att styrelsens förslag till utdelning först blir känt för aktiemarknaden. Det engelska begreppet för denna händelse är "dividend announcement". Vi har översatt begreppet "dividend announcement" med *utdelningskungörelse*. Med kungörelsedag för utdelningsförändring (i fortsättningen benämnt *kungörelsedagen*) menas det datum då utdelningskungörelsen inträffar.

Som framgår av avsnitt 2.2 är det bolagsstämman som fastställer utdelningens storlek. Bolagsstämman fastställer visserligen utdelningen, men i praktiken går bolagsstämman ytterst sällan emot styrelsens förslag till utdelning. Om oväntade utdelningsförändringar påverkar aktiekursen bör denna aktiekurseffekt därmed inträffa redan när styrelsens förslag till utdelning (först) blir känt för aktiemarknaden. Av avsnitt 4.8 framgår att inga fall där bolagsstämman gått emot styrelsens förslag påträffats för bolagen i denna studie.

⁴⁸ Lundahl, Ulf & Skärvad, Per-Hugo, *Utredningsmetodik för samhällsvetare och ekonomer* (1999), s. 152.

4.7 Beräkning av oväntade utdelningsförändringar

För att beräkna en oväntad utdelningsförändring krävs en modell för hur aktiemarknaden skapar sina förväntningar om storleken hos framtida utdelningar. Denna *utdelningsförväntningsmodell* används för att jämföra den faktiska utdelningen med den förväntade utdelningen. Genom denna jämförelse erhålls ett mått på hur oväntad den faktiska utdelningen var. I studier liknande vår är det vanligt att *naiva prognosmetoder* används, varvid den förväntade utdelningen baseras på tidigare utdelningar. Exempel på sådana studier är Firth⁴⁹ och Alkeback⁵⁰. Det finns i princip två varianter av dessa utdelningsförväntningsmodeller: antingen förväntas utdelningen vara lika stor som föregående utdelning eller så förväntas tillväxten i utdelning vara konstant. I Firths artikel⁵¹ finns formler för båda varianterna av utdelningsförväntningsmodellerna. Dessa formler förutsätter kvartalsvisa utdelningar. Amerikanska bolag lämnar nämligen kvartalsvisa utdelningar, medan svenska bolag lämnar årsvisa utdelningar.⁵² Vi har modifierat formlerna så att de är möjliga att använda för årsvisa utdelningar. De båda varianterna av utdelningsförväntningsmodellerna beskrivs nedan.

Först beskrivs utdelningsförväntningsmodellen som förutsätter att aktiemarknaden förväntar sig *konstant utdelningsnivå*. Utdelning per aktie för bokslutsår T (utd_T) förväntas bli lika stor som föregående bokslutsårs utdelning per aktie (utd_{T-1}), det vill säga

$$(4.1) \quad E(utd_T) = utd_{T-1}$$

Enligt den andra utdelningsförväntningsmodellen förväntas tillväxten i utdelningen bli den samma som tillväxten i utdelningen året innan, det vill säga aktiemarknaden förväntar sig *konstant utdelningstillväxt*. Utdelningstillväxten för föregående bokslutsår (T-1) är $utd_{T-1}/utd_{T-2} - 1$. Med konstant utdelningstillväxt förväntas föregående bokslutsårs utdelning per aktie (utd_{T-1}) förändras med tillväxtfaktorn utd_{T-1}/utd_{T-2} . Förväntad utdelning per aktie för bokslutsår T blir därmed

$$(4.2) \quad E(utd_T) = \frac{utd_{T-1}}{utd_{T-2}} utd_{T-1}$$

Högerledet i (4.2) är uppbyggd av två faktorer: tillväxtfaktorn utd_{T-1}/utd_{T-2} och utdelningen per aktie för bokslutsår T-1 (utd_{T-1}). Högerledet är möjligt att förenkla så att (4.2) istället kan skrivas

$$(4.3) \quad E(utd_T) = \frac{utd_{T-1}^2}{utd_{T-2}}$$

⁴⁹ Firth, Michael "Dividend Changes, Abnormal Returns, and Intra-Industry Firm Valuations", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (1996), s. 192.

⁵⁰ Alkeback, Per, *Do Dividend Changes Really Signal? - Evidence from Sweden*, (1997), s. 21.

⁵¹ Firth, Michael "Dividend Changes, Abnormal Returns, and Intra-Industry Firm Valuations", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (1996), s. 192.

⁵² Alkeback, Per, *Do Dividend Changes Really Signal? - Evidence from Sweden*, (1997), s. 1.

För att en avvikelse mot den förväntade utdelningen skall vara mer oväntad, använder Firth urvalskriteriet att utdelningen skall ha varit konstant under ett visst antal tidigare perioder. Detta urvalskriterium är enligt Firth enbart aktuellt för utdelningsförväntningsmodellen "konstant utdelning" och således inte aktuellt för modellen "konstant utdelningstillväxt".⁵³

I föreliggande studie väljer vi att använda utdelningsförväntningsmodellen "konstant utdelningstillväxt". Valet motiveras av att om modellen "konstant utdelningsnivå" valts skulle ett antal stora tillväxtföretag noterade på Stockholmsbörsen uteslutas från studien på grund av det urvalskriterium som beskrevs i stycket ovan. Detta skulle i sin tur skapa dels en bias innebärande att företag med låg vinststillväxt skulle bli överrepresenterade, dels ett större totalt bortfall.

Förväntad utdelning per aktie enligt (4.3) är möjlig att beräkna så länge utdelning per aktie för bokslutsår T-2 är skild från 0. Bolag som inte lämnade utdelning för bokslutsår T-2 utesluts från studien genom att urvalskriteriet "Förväntad utdelning är möjlig att beräkna" tillämpas.

Ovan har beskrivits hur förväntad utdelning bestäms. Som ett mått på oväntade utdelningsförändringar införs variabeln RELUTD (som är en förkortning för relativ utdelningsförändring). RELUTD beräknas genom att skillnaden mellan den faktiska utdelningen per aktie (utd_T) och den förväntade utdelningen per aktie ($E(utd_T)$) divideras med aktiekursen 10 handelsdagar innan kungörelsedagen (P_{kd-10}), det vill säga

$$(4.4) \quad RELUTD = 100 \frac{utd_T - E(utd_T)}{P_{kd-10}}$$

Formel (4.4) är hämtad från Firth.⁵⁴ Det antal kronor som den faktiska utdelningen per aktie avviker från den förväntade utdelningen per aktie ställs i relation till aktiekursen, därav beteckningen "relativ utdelningsförändring".

Enligt Denis, Denis och Sarin medför signaleringshypotesen att det existerar ett positivt samband mellan storleken på aktiekursreaktionen å ena sidan och storleken på skillnaden mellan den faktiska utdelningen per aktie och den förväntade utdelningen per aktie relativt aktiekursen å den andra.⁵⁵ Divisionen med aktiekursen i formel (4.4) är således nödvändig för att det nämnda sambandet skall existera. Signaleringshypotesen är naturligtvis även nödvändig för att sambandet skall existera.

⁵³ Firth, Michael "Dividend Changes, Abnormal Returns, and Intra-Industry Firm Valuations", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (1996), s. 193.

⁵⁴ Firth, Michael "Dividend Changes, Abnormal Returns, and Intra-Industry Firm Valuations", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (1996), s. 192.

⁵⁵ Denis, David J. & Denis, Diane K. & Sarin, Atulya "The Information Content of Dividend Changes: Cash Flow Signaling, Overinvestment, and Dividend Clientele", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (1994), s. 570.

En nackdel med den valda utdelningsförväntningsmodellen är att utdelningstillväxten ofta är extremt hög åren efter det att utdelning införts första gången. I sådana fall förväntas utdelningen öka med denna extrema tillväxttakt, samtidigt som tillväxttakten i verkligheten förr eller senare sjunker till mer normala nivåer. Detta kommer att resultera i ett kraftigt negativt värde på variabeln RELUTD, trots att utdelningen ökar. I realiteten var minskningen av tillväxttakten antagligen inte så oväntad som utdelningsförväntningsmodellen indikerar. Extrema negativa värden på variabeln RELUTD kommer att klassificeras som outliers.⁵⁶ I empirikapitlet kommer resultatens känslighet för outliers att analyseras. Förutom de extrema negativa värdena på variabeln RELUTD ser vi ingen anledning till att den valda utdelningsförväntningsmodellen inte skulle beskriva aktiemarknadens förväntningar på ett adekvat sätt.

4.7.1 Distinktion mellan ordinarie utdelning och extrautdelning

I denna studie skiljer vi på *ordinarie utdelning* och *extrautdelning*. Med extrautdelning menar vi en utdelning av engångskaraktär. Enligt Conroy, Eades och Harris kan inte en extrautdelning förväntas medföra samma signaleringseffekt jämfört med en höjning av den ordinarie utdelningen.⁵⁷

Genom ett urvalskriterium utesluts de bolag från urvalet som lämnat en extrautdelning för bokslutsår T eller för något av bokslutsåren T-1 och T-2. Urvalskriteriet utesluter inte bolag som lämnat samma extrautdelning för samtliga dessa tre bokslutsår, eftersom extrautdelningen anses vara förväntad och att betrakta som en ordinarie utdelning.

En extrautdelning behöver inte kungöras samtidigt med den ordinarie utdelningen. Dessutom kan flera extrautdelningar förekomma varje år. Om flera extrautdelningar förekommer under ett visst år, har vi räknat ihop dessa till en total extrautdelning. För att ta reda på om ett bolag lämnat samma, ingen eller olika totala extrautdelningar under ovanstående tre bokslutsår, har vi genomfört sökningar i AD.

4.7.2 Hantering av splittar och fondemissioner

Storleken av nyckeltalet utdelning per aktie beror på antalet utestående aktier för bolaget ifråga. En split eller fondemission förändrar antalet utestående aktier och därmed även storleken på nyckeltalet utdelning per aktie.

Antag att ett visst bolags totala utdelning för bokslutsår T och samma bolags totala utdelning för bokslutsår T-1 är oförändrad. Om en split eller fondemission genomförts före det att utdelningen för bokslutsår T kungjorts, kommer utdelning per aktie för bokslutsår T att baseras på ett annat antal utestående aktier än utdelningen per aktie för bokslutsår T-1. Eftersom den totala utdelningen var oförändrad kommer nyckeltalet utdelning per aktie att förändras från bokslutsår T-1 till bokslutsår T. Förändringen av utdelning per aktie är helt orsakad av splitten.

⁵⁶ Se avsnitt 4.16.5 för definition av begreppet outlier.

⁵⁷ Conroy, Robert M. & Eades, Kenneth M. & Harris, Robert S. "A Test of the Relative Pricing Effects of Dividends and Earnings: Evidence from Simultaneous Announcements in Japan", *Journal of Finance*, (2000), s. 1203.

Utdelning per aktie för bokslutsår T-1 och bokslutsår T är inte jämförbara, eftersom de baseras på olika antal utestående aktier.

Detta visar att utdelning per aktie måste justeras för splittar och fondemissioner (och andra förändringar av antalet utestående aktier). I det uttryck i formel (4.4) som anger hur variabeln RELUTD beräknas ingår aktiekursen. Det är viktigt att utdelningarna per aktie och aktiekurserna är justerade för samma splittar och fondemissioner för att RELUTD skall beräknas på ett korrekt vis.

Vi har justerat utdelningarna per aktie och aktiekurserna för de splittar eller fondemissioner som genomförts fram till och med 1999-11-12. Detta datum täcker in samtliga splittar eller fondemissioner under studiens tidsperiod.⁵⁸ (Den sista utdelningskungörelse som ingår i föreliggande studie inträffar under början av år 1999, närmare bestämt 1999-02-12.)

För att praktiskt genomföra justeringarna har vi använt börsguiderna. Uppgifterna om utdelning per aktie i börsguiden 1999:3 är justerade för samtliga splittar eller fondemissioner som genomförts före 1999-11-12.

Eftersom börsguiderna redan innehåller splitjusterade utdelningar har arbetet med att justera utdelningarna per aktie för splittar underlättats. Trots detta var vissa justeringar nödvändiga att utföra. Varje börsguide innehåller uppgifter om utdelning per aktie för 4 till 5 bokslutsår (för respektive bolag). Börsguiden 1999:3 täcker endast bokslutsåren 1995-1998. För att erhålla en split- och fondemissionsjusterad utdelningsdataserie, där även utdelningar för tidigare bokslutsår än 1995 ingår, måste fler än en börsguide användas. Utdelningarna i varje börsguide är splitjusterade men de tidigare utgåvorna är logiskt nog inte justerade för splittar och fondemissioner som inträffat efter dessa utgåvors tryckning.

Justeringen av utdelningarna underlättas om två utgåvor av börsguiden som innehåller flera gemensamma bokslutsår används. Utdelning per aktie för de gemensamma bokslutsåren i den tidigare utgåvan divideras med utdelning per aktie för samma bokslutsår i den senare utgåvan. På detta vis erhålls en justeringsfaktor som utnyttjas för att justera alla utdelningar i den tidigare utgåvan. Behövs utdelningar för ett bokslutsår som inte ingår i den tidigare börsguiden kan detta förfarande upprepas genom att en tredje börsguide används.

Den aktiekursdata som vi använt är justerad för samtliga splittar och fondemissioner som genomförts fram till det datum som vi laddade ner aktiekursdatamaterialet. För att aktiekurserna skall vara justerade för samma splittar och fondemissioner som utdelningsdatamaterialet har vi återjusterat aktiekurserna för de splittar och fondemissioner som genomförts efter 1999-11-12. Hur denna återjustering har utförts beskrivs i avsnitt 4.15.6.

⁵⁸ Se avsnitt 4.13.3.1 för en precisering av studiens tidsperiod.

4.8 Verifiering av att styrelsens förslag överensstämmer med bolagsstämmans beslut

Enligt avsnitt 4.6 undersöker vi händelsen att styrelsens förslag till utdelning (per aktie för bokslutsår T) först blir känd för aktiemarknaden. Denna händelse inträffar innan den bolagsstämma som beslutar om utdelning per aktie för bokslutsår T. Utdelning per aktie för bokslutsår T skall därför baseras på styrelsens förslag till utdelning (per aktie) och inte bolagsstämmans beslut.

När styrelsens förslag till utdelning (per aktie) för bokslutsår T kungörs, är redan utdelning per aktie för bokslutsår T-1 och utdelning per aktie för bokslutsår T-2 beslutna av bolagsstämman. När förväntad utdelning beräknas enligt formel (4.3) bör därför utdelningar som beslutats av bolagsstämman användas.

Den utdelningsdata vi utgått ifrån baseras på bolagsstämmans beslut om utdelningens storlek. På grund av detta har utdelning per aktie för bokslutsår T verifierats mot pressmeddelandet där styrelsens förslag kungjorts. Om fall påträffas där bolagsstämman gått emot styrelsens förslag, korrigeras vår utdelningsdata i enlighet med styrelsens förslag. När denna verifiering genomfördes beaktades de splittar och fondemissioner som utdelningsdatamaterialet redan var justerat för. Inga fall påträffades där stämman gått emot styrelsens förslag. Några korrigeringar var därför inte nödvändiga.

4.9 Kategorisering av oväntade utdelningsförändringar

En oväntad utdelningsförändring kategoriseras som antingen en oväntad utdelningsökning eller som en oväntad utdelningsminskning. Till följd av utdelningsförväntningsmodellens (4.3) funktionssätt räknas även vissa införanden in i kategorin oväntade utdelningsökningar.

Detta kan illustreras genom följande exempel. Ett visst bolags utdelning per aktie för bokslutsår T-2 var 1 krona, 0 kronor för bokslutsår T-1 och 0,50 kronor för bokslutsår T. Förväntad utdelning per aktie för bokslutsår T är möjlig att beräkna eftersom utdelning per aktie för bokslutsår T-2 är skild från noll. Utdelning per aktie för bokslutsår T förväntas bli $0^2/1 = 0$ kronor. Utdelningen blev 0,50 kronor, vilket är en oväntad ökning jämfört med förväntade noll kronor. Införande av utdelning behandlas alltså som en oväntad utdelningsökning i de fall där förväntad utdelning var möjlig att beräkna.

På liknande sätt räknas vissa utelämnanden in i kategorin oväntade utdelningsminskningar. Detta är fallet om utdelning lämnats för bokslutsår T-2 och T-1 men inte för bokslutsår T. Om utdelning per aktie för dessa tre bokslutsår exempelvis var 1, 2 respektive 0 kronor, förväntas 4 kronor för bokslutsår T. Faktiska utdelningen 0 kronor jämförs med förväntade 4 kronor och därmed placeras detta utelämnande i kategorin oväntade utdelningsminskningar.

4.10 Samtidiga kungörelser av utdelning och resultat

Större delen av den tidigare forskningen på området har studerat den amerikanska marknaden. På den amerikanska marknaden sker utdelningskungörelser oftast inte

samtidigt med kungörelse av resultatinformation.⁵⁹ I en studie av Healy och Palepu hade till exempel endast 6 av 131 bolag samtidiga kungörelser.⁶⁰

Vid sökning i AD fann vi att styrelsens förslag till utdelning på den svenska marknaden nästan alltid kungörs i en bokslutskommuniké, i vilken resultatinformation även kommuniceras till aktiemarknaden. Detta faktum bekräftas av Alkeback.⁶¹ Samtidiga kungörelser innebär att dels kungörelsen av utdelning, dels kungörelsen av resultat kan påverka aktiekursen. Detta ställer oss inför problemet att isolera effekten av utdelningskungörelsen på aktiekursen.

4.11 Två metoder för att angripa problemet med samtidiga kungörelser av utdelning och resultat

I detta avsnitt presenteras två metoder (metod A och metod B) för att angripa problemet med samtidiga kungörelser av utdelning och resultat.

4.11.1 Metod A: Resultatinformationen redan känd

Ett flertal bolag lämnar två bokslutskommunikéer avseende samma bokslutsår, en preliminär och en definitiv bokslutskommuniké. Resultatet i den preliminära bokslutskommunikén kan revideras. Resultatet i den definitiva bokslutskommunikén kan därför skilja något mot resultatet i den preliminära bokslutskommunikén. En del av bolagen som kungör preliminära resultat kungör styrelsens förslag till utdelning i den preliminära bokslutskommunikén, medan andra kungör styrelsens förslag till utdelning först i den definitiva bokslutskommunikén. Trots att det preliminära resultatet kan revideras, överensstämmer resultatet i den definitiva bokslutskommunikén oftast väl med motsvarande resultat i den preliminära bokslutskommunikén.

Idén i metod A är att endast studera de händelser där

1. bolaget lämnat en preliminär bokslutskommuniké,
2. utdelningen kungjordes först i den definitiva bokslutskommunikén,
3. resultat före skatt enligt den definitiva bokslutskommunikén avviker högst 2 procent jämfört med motsvarande resultat i den preliminära bokslutskommunikén och
4. viss tid förflutit mellan den preliminära bokslutskommunikén och den definitiva bokslutskommunikén (minst 5 handelsdagar).

Villkor 4 motiveras av att det preliminära resultatet måste ha diskonterats i aktiekursen innan den definitiva bokslutskommunikén. För de händelser där ovanstående fyra villkor är uppfyllda, kommer den resultatinformation som förekommer i den definitiva bokslutskommunikén att redan vara känd för aktiemarknaden och effekten av utdelningskungörelsen på aktiekursen kan isoleras.

⁵⁹ Alkeback, Per, *Do Dividend Changes Really Signal? - Evidence from Sweden*, (1997), s. 17.

⁶⁰ Healy, Paul M. & Palepu, Krishna G., "Earnings Information Conveyed by Dividend Initiations and Omissions", *Journal of Financial Economics*, (1988), s. 152.

⁶¹ Alkeback, Per, *Do Dividend Changes Really Signal? - Evidence from Sweden*, (1997), s. 17.

4.11.2 Metod B: Kontroll för resultatprognosavvikelse

Idén i metod B är att införa en kontrollvariabel som mäter hur mycket resultatet avviker från det resultat som aktiemarknaden förväntade sig innan bokslutskommunikén. För att mäta aktiemarknadens förväntningar på resultatet innan bokslutskommunikén, har vi använt det resultat som analytiker förväntar sig i genomsnitt, SIX Market Estimates (SME). Med hjälp av dessa resultatprognoser beräknar vi det faktiska resultatets avvikelse mot resultatprognosen. Genom att denna resultatprognosavvikelse används som kontrollvariabel tillåts en effekt av resultatkungörelsen på aktiekursen för de händelser vi studerar.

Som beskrivs i avsnitt 4.16.2 kommer kontrollvariabeln att ingå som oberoende variabel i multipla lineära regressionsmodeller. Dessa regressioner kommer att möjliggöra en uppdelning av den effekt som informationen i bokslutskommunikén har på aktiekursen i en effekt av utdelningskungörelsen och en effekt av resultatkungörelsen. Händelser där resultatet inte var känt av aktiemarknaden på förhand kommer således att studeras. Genom att resultatprognosavvikelsen ingår som kontrollvariabel i multipla (lineära) regressioner kommer effekten av utdelningskungörelsen på aktiekursen att kunna isoleras.

4.12 Metod A

I detta avsnitt (4.12) beskrivs metod A som utvecklats för att angripa problemet med samtidiga kungörelser. Beroende på särdragen i metod A jämfört med metod B, kommer urvalet av bolag att skilja metoderna emellan. Vi har försökt att se till att skillnaderna mellan metoderna skall vara motiverade. I avsnitt 4.13 beskrivs metod B som vi arbetat med parallellt med metod A.

4.12.1 Urval av bolag

4.12.1.1 Tidsperiod

Bolag har valts ut från samtliga av bokslutsåren 1994-1998. De preliminära och definitiva bokslutskommunikéerna lämnas året efter bokslutsåret. Detta medför att utdelningskungörelsen inträffar året efter bokslutsåret som utdelningen avser.

Femårsperioden 1994-1998 har valts bland annat på grund av att den inte sträcker sig ända fram till dags datum. För dagsaktuella perioder kan det vara svårt att finna data eftersom dessa ännu inte sammanställts och katalogiserats. Vid valet av den aktuella tidsperioden undveks dessutom de senaste tre årens kraftigt volatila börsutveckling.

4.12.1.2 Klassificering av bolag som svenska och utländska

Eftersom uppsatsen syftar till att testa signaleringshypotesen på svenska förhållanden, har vi valt att enbart studera svenska bolag. Det är svenska bolags utdelningspolicy som står i centrum, inte bolag noterade på en svensk marknadsplats. En praktisk skillnad mellan inhemska och vissa utländska bolag är dessutom att svenska bolag normalt lämnar en utdelning per kalenderår.⁶² I USA däremot lämnas vanligen fyra utdelningar per kalenderår och i Storbritannien två.

⁶² Alkeback, Per, *Do Dividend Changes Really Signal? - Evidence from Sweden*, (1997), s. 1.

Detta avsnitt beskriver hur ett bolag klassificeras som svenskt eller utländskt. Utgångspunkten för denna klassificering är att ett svenskt bolag skall ha sin juridiska hemvist i Sverige. För att praktiskt avgöra ett bolags juridiska hemvist har vi använt börsguiderna.

Om ett bolag är utländskt anges detta oftast uttryckligen i börsguiden genom att ordet "utl" anges efter uppgiften om vilken lista aktien är noterad på. Förutom dessa fall kommer även en del andra bolag att klassificeras som utländska genom följande kriterier:

- Det tydligt anges i börsguiden att bolaget har sin juridiska hemvist i utlandet.
- Det framgår av börsguiden att bolaget lämnar utdelning i utländsk valuta.
- Det framgår av börsguiden att bolaget redovisar i utländsk valuta.
- Det framgår av börsguiden att aktien är noterad som depåbevis.
- Det framgår av börsguiden att bolagets tillgångar huvudsakligen består av en aktiepost i ett utländskt bolag.

De bolag som inte klassificerats som utländska enligt ovan, kommer att klassificeras som svenska.

4.12.1.3 Definition av urvalsramar

För att välja ut händelser att studera använder vi en *urvalsram* för varje bokslutsår. En urvalsram definierar vilka enheter som ingår i den *empiriska populationen*.⁶³ Den empiriska populationen är en delmängd av den *teoretiska populationen*. Den teoretiska populationen består av samtliga händelser vi vill få upplysningar om. Den teoretiska populationen består av utdelningskungörelser för alla noterade svenska bolag under alla tänkbara bokslutsår, även bokslutsår i framtiden. Genom urvalsramarna erhålls 5 stycken empiriska populationer, en för varje bokslutsår. I varje empirisk population väljs enbart de bolag ut som uppfyller vissa urvalskriterier.

För var och ett av bokslutsåren 1994-1998 skapas en urvalsram bestående av alla svenska bolag noterade på Stockholmsbörsens A-lista, både Mest Omsatta och Övriga, samt OTC-listan. OTC-listan slogs samman med O-listan den 3 juli 2000.⁶⁴ OTC-listan existerade därmed under hela tidsperioden. O-listan har undantagits, med undantag för vissa bolag som flyttat från A-listan till O-listan på grund av förmögenhetsskatteskäl. Anledningen till att O-listan undantagits är att alltför få bolag på denna lista lämnar utdelning. Enbart svenska bolag täcks av urvalsramarna. I avsnitt 4.12.1.2 beskrevs hur bolag klassificeras som svenska och utländska.

För att praktiskt konstruera urvalsramen för ett visst bokslutsår använder vi sista utgåvan av börsguiden året efter detta bokslutsår. Detta innebär att börsguiderna 1995:2, 1996:2, 1997:2, 1998:2 och 1999:3 har använts för att konstruera var sin urvalsram. Anledningen till att vi för att konstruera en urvalsram för ett visst

⁶³ Holme, Idar Magne & Solvang, Bernt Krohn, *Forskningsmetodik - Om kvalitativa och kvantitativa metoder* (1997), s. 181.

⁶⁴ Andersson, Jan, "Premiär för nya listor på Stockholmsbörsen", *Sydsvenska Dagbladet Näringsliv*, 2000-07-04.

bokslutsår använder börsguiden året efter detta bokslutsår, är att det är bolag noterade på kungörelsedagen och en tidsperiod runt denna som vi önskar att urvalsramen skall täcka. Om ett bolag är noterat hela bokslutsåret men avnoteras före kungörelsedagen täcks inte detta bolag av urvalsramen.

Varje börsguide omfattar samtliga bolag som på börsguidens avstämningsdatum var noterade på A-listan, OTC-listan och O-listan samt NGM-listan (före detta SBI-listan).⁶⁵ Avstämningsdatumet var för börsguide 1995:2 1995-09-15, för börsguide 1996:2 1996-09-13, för börsguide 1997:2 1997-09-12, för börsguide 1998:2 1998-09-18 och för 1999:3 1999-11-12.

Även vissa bolag noterade på O-listan som tidigare varit noterade på A-listan och av förmögenhetsskatteskal bytt till O-listan täcks av urvalsramarna. Aktier på A-listan är förmögenhetsskattepliktiga till 80 procent av noterat värde. Aktier på O-listan är däremot normalt förmögenhetsskattefria. De aktier på O-listan som var noterade på A-listan 1997-05-29 eller senare är dock förmögenhetsskattepliktiga på samma sätt som aktier på A-listan.⁶⁶ Nedanstående lista (L1) innehåller samtliga aktier som har flyttat från A-listan till O-listan från och med 1997-05-29.⁶⁷

Allgon	Lundbergs
Argonaut	Lindab
Assa Abloy	Marieberg
Atle	Nordström & Thulin
Bergman & Beving	OM Gruppen
Custos	Perstorp
Graningeverken	Ratos
H&M	Securitas
J&W	WM-data
Latour	Öresund

Bolag som bytt noteringslista från O-listan till A-listan kommer däremot inte att täckas av urvalsramarna de år de varit noterade på O-listan. Urvalsramarna för bokslutsåren 1996-1998, som konstrueras med hjälp av börsguiderna 1997:2, 1998:2 och 1999:3, täcker de bolag på O-listan enligt respektive börsguide som finns med i (L1) och som var noterade på A-listan enligt börsguiden 1996:2. Samtliga bolag i (L1) var noterade på A-listan enligt börsguiden 1996:2.

4.12.1.4 *Survivorship bias*

Genom att skapa en urvalsram för varje bokslutsår reduceras ”*survivorship bias*”. Om endast en urvalsram i slutet av tidsperioden hade använts för att ta fram den empiriska populationen hade vissa bolag som avnoterats under tidsperioden inte kommit med i den empiriska populationen de bokslutsår som de varit noterade. Det är den bias som uppkommer genom denna undertäckning som benämns ”*survivorship bias*”. Även om *survivorship bias* reduceras genom att en urvalsram för varje bokslutsår konstrueras, elimineras denna bias inte helt eftersom ett bolag

⁶⁵ Delphi Economics/Öhman Börsguide, 1999:3, s. 36.

⁶⁶ Riksskatteverkets hemsida www.rsv.se, ”Svar på vanliga frågor – Övriga skattefrågor: Vilka regler gäller för förmögenhetsbeskattning för inkomståret 2002?”, 2002-05-03.

⁶⁷ Ahlqvist, Eva-Lena, ”Se upp för nya förmögenhetsskatten”, *Dagens Industri*, 1997-12-16.

kan vara noterat på kungörelsedagen men avnoteras innan börsguidens avstämningsdatum.

4.12.1.5 Urvalskriterier

I varje empirisk population väljs enbart de bolag ut som uppfyller vissa *urvalskriterier*. De empiriska populationerna består, på grund av definitionen av urvalsramarna, enbart av svenska bolag. Ett urvalskriterium som utesluter utländska bolag skulle därför vara överflödigt. Urvalskriterierna som tillämpas i urvalet enligt metod A är:

1. Räkenskapsår är lika med kalenderår.
2. Förväntad utdelning är möjlig att beräkna.
3. Ett preliminärt bokslut lämnades avseende det aktuella bokslutsåret.
4. Utdelningen kungjordes först i det definitiva bokslutet.
5. Resultatavvikelsen mellan det definitiva och det preliminära bokslutet är mindre än eller lika med 2 procent.
6. Kursdata finns och denna är möjlig att återjustera.
7. Aktien handlades på kungörelsedagen.
8. Minst 5 handelsdagar mellan det preliminära och det definitiva bokslutet.
9. Absolutbeloppet av RELUTD är större än eller lika med 0,1.
10. Kursdataserien är tillräckligt lång.
11. Ingen eller samma extrautdelning lämnades för bokslutsåret och de två föregående bokslutsåren.
12. Relevanta nyheter (förutom utdelning och resultat) förekommer inte i datumintervallet 5 handelsdagar före till 5 handelsdagar efter kungörelsedagen.

Med den empiriska populationen som utgångspunkt elimineras de bolag som inte uppfyller urvalskriterium nummer 1. Av de resterande bolagen faller bolag bort som inte uppfyller urvalskriterium nummer 2, och så vidare. De händelser som uppfyller de 11 första urvalskriterierna utgör det "*icke-rena urvalet*". De händelser som dessutom uppfyller urvalskriterium nummer 12 utgör det "*slutliga urvalet*".

Urvalskriterium nummer 1 "Räkenskapsår är lika med kalenderår" innebär att bokslutsåret ifråga måste överensstämja med motsvarande kalenderår. Motiveringen till urvalskriteriet är att räkenskapsåret inte får vara förkortat eller förlängt, eftersom detta innebär att resultatet kan förväntas bli mindre respektive större enbart på grund av att räkenskapsårets längd avviker från 12 månader. Utdelningen skulle därför också förväntas bli mindre eller större än om räkenskapsåret inte hade lagts om. För att ta reda på om urvalskriterium nummer 1 är uppfyllt har börsguiderna använts.

Urvalskriterierna nummer 2, 9 och 11 är nödvändiga för att variabeln RELUTD skall kunna beräknas. Urvalskriterium nummer 2 säkerställer att förväntad utdelning är möjlig att beräkna. Syftet med urvalskriterium nummer 9 är att filtrera bort små oväntade utdelningsförändringar som endast innehåller begränsad information för aktiemarknaden. I avsnitt 4.7.1 motiveras varför bolag med extrautdelningar utesluts.

Urvalskriterierna nummer 3, 4, 5 och 8 motsvarar villkoren som beskrivs i avsnitt 4.11.1. Pressmeddelanden i AD har använts för att ta reda på om dessa urvalskriterier är uppfyllda.

Urvalskriterierna nummer 6, 7 och 10 säkerställer att överavkastning är möjlig att beräkna. Som framgår av avsnitt 4.14 kommer vår studie att enbart baseras på metod B och några beräkningar av överavkastning kommer inte att utföras för det urval som beskrivs i detta avsnitt. I avsnitt 4.15 där beräkning av överavkastning beskrivs kommer dessa tre urvalskriterier att förklaras och motiveras.

Urvalskriterium nummer 12 används för att hantera potentiella effekter på aktiekursen av andra relevanta nyheter än utdelnings- och resultatnyheter. Hur dessa andra relevanta nyheter hanteras beskrivs närmare i avsnitt 4.16.4.

4.12.2 Bortfall

I tabell 4-1 nedan redovisas de empiriska populationernas storlek, hur många bolag som faller bort på grund av att de inte uppfyller urvalskriterierna och hur många bolag som utgör de icke-rena och de slutliga urvalen.

Tabell 4-1. Bortfallsredovisning (urval enligt metod A).

	1994	1995	1996	1997	1998	Totalt
<i>Empirisk population</i>	162	168	164	160	148	802
Bortfall på grund av ej uppfyllda urvalskriterier						
1. Räkenskapsår är lika med kalenderår	15	14	15	16	10	70
2. Förväntad utdelning är möjlig att beräkna	68	56	38	29	25	216
3. Ett preliminärt bokslut lämnades avseende det aktuella bokslutsåret	68	84	102	107	110	471
4. Utdelningen kungjordes först i det definitiva bokslutet	3	8	4	4	1	20
5. Resultatavvikelsen mellan det definitiva och det preliminära bokslutet är mindre än eller lika med 2 procent	0	0	0	0	0	0
6. Kursdata finns och denna är möjlig att återjustera	1	0	0	0	0	1
7. Aktien handlades på kungörelsedagen	0	0	0	0	0	0
8. Minst 5 handelsdagar mellan det preliminära och det definitiva bokslutet	1	0	0	0	0	1
9. Absolutbeloppet av RELUTD är större än eller lika med 0,1	2	1	0	0	1	4
10. Kursdataserien är tillräckligt lång	0	0	0	0	0	0
11. Ingen eller samma extrautdelning lämnades för bokslutsåret och de två föregående bokslutsåren	0	0	1	0	0	1
<i>"Icke-rena" urval (antal händelser som uppfyller urvalskriterium nummer 11)</i>	4	5	4	4	1	18
varav:						
Ökningar	4	2	2	1	1	10
Minskningar	0	3	2	3	0	8
Bortfall på grund av ej uppfyllda urvalskriterier						
12. Relevanta nyheter (förutom utdelning och resultat) förekommer inte i datumintervallet 5 handelsdagar före till 5 handelsdagar efter kungörelsedagen	0	1	0	0	0	1
<i>Slutligt urval (antal händelser som uppfyller urvalskriterium nummer 12)</i>	4	4	4	4	1	17
varav:						
Ökningar	4	2	2	1	1	10
Minskningar	0	2	2	3	0	7

De empiriska populationerna består av 148-168 bolag per bokslutsår. Totalt för samtliga 5 bokslutsår består den empiriska populationen av 802 händelser. (I fortsättningen kommer enheterna i den totala empiriska populationen att benämnas händelser, medan enheterna i en empirisk population för ett enskilt bokslutsår kommer att synonymt benämnas bolag och händelser. Anledningen till detta är att samma bolag under olika bokslutsår utgör olika händelser.)

Tabell 4-1 visar att bortfallet på grund av att urvalskriterium nummer 3 inte är uppfyllt är betydande (471 av 516 potentiella händelser faller bort på grund av urvalskriterium 3). För alltför få (45 av 516) potentiella händelser lämnade således bolaget preliminär bokslutskommuniké. Detta medför ett stort totalt bortfall, närmare bestämt 785 av 802 händelser (98 procent) faller bort. Trots att den totala empiriska populationen är relativt omfattande är storleken på det slutliga urvalet otillräcklig (17 händelser).

4.12.3 Representativiteten hos det slutliga urvalet

Vårt urval är inte ett sannolikhetsurval, det vill säga det är inte slumpen som avgjort vilka händelser som ingår i det slutliga urvalet. Istället har urvalskriterierna avgjort vilka händelser som kommit med i det slutliga urvalet. Det är på grund av detta viktigt att undersöka graden av representativitet hos det slutliga urvalet.

Bortfallet är främst orsakat av att bolagen inte lämnat preliminära bokslutskommunikéer i tillräckligt stor utsträckning. Om likheter finns mellan de bolag som fallit bort, minskar graden av representativitet hos urvalet. Tabell 4-2 nedan visar att för 15 av 17 händelser i det slutliga urvalet var motsvarande bolag inte noterat på A-listan Mest Omsatta. Således domineras det slutliga urvalet av utdelningskungörelser för mindre bolag. Till följd av det mycket stora bortfallet kan även andra mönster i bortfallet inte uteslutas. Graden av representativitet hos det slutliga urvalet som erhållits genom metod A är uppenbart bristande.

Tabell 4-2. Uppdelning av bolagen i de slutliga urvalen (enligt metod A) i stora och små bolag.

Bokslutsår	Antal bolag i de slutliga urvalen som var noterade på A-listan Mest Omsatta	Antal bolag i de slutliga urvalen som inte var noterade på A-listan Mest Omsatta
1994	1	3
1995	0	4
1996	0	4
1997	0	4
1998	1	0

4.13 Metod B

I detta avsnitt (4.13) beskrivs metod B som utvecklats för att angripa problemet med samtidiga kungörelser. Avsnittet inleds med en diskussion om användande av analytikers resultatprognoser som ett mått på aktiemarknadens förväntningar inför en resultatrapport (bokslutskommuniké). Vidare beskrivs hur variabeln resultatprognosavvikelse beräknas. Därefter beskrivs urvalet enligt metod B. Detta urval skiljer sig något mot urvalet enligt metod A. Stora likheter finns dock och där så är möjligt kommer vi att hänvisa till beskrivningen av metod A.

4.13.1 Analytikers genomsnittliga resultatprognos — ett mått på aktiemarknadens förväntningar inför en resultatrapport

Idén i metod B är att införa en kontrollvariabel som mäter hur mycket det faktiska resultatet avviker från det resultat som aktiemarknaden förväntade sig innan bokslutskommunikén. Vi väljer att använda analytikers genomsnittliga resultatprognos som ett mått på aktiemarknadens förväntningar. Alkeback använde en metod liknande vår metod B för att angripa problemet med samtidiga kungörelser på den svenska marknaden. Alkeback använde dock en naiv prognosmodell för att mäta aktiemarknadens förväntningar, där prognosticerat resultat för bokslutsår T sätts lika med faktiskt resultat för bokslutsår T-1.⁶⁸ Även

⁶⁸ Alkeback, Per, *Do Dividend Changes Really Signal? - Evidence from Sweden*, (1997), s. 21.

på den japanska marknaden kungörs utdelning och resultat samtidigt.⁶⁹ För att angripa problemet med samtidiga kungörelser på den japanska marknaden använder Conroy, Eades och Harris i likhet med oss analytikerns genomsnittliga resultatprognos som ett mått på aktiemarknadens förväntningar.⁷⁰

Den information om ett bolags utveckling som nått aktiemarknaden under tidsperioden mellan bokslutskommunikén för bokslutsår T-1 och bokslutskommunikén för bokslutsår T bör utgöra underlag för varje analytikerns resultatprognos avseende bokslutsår T. Denna information utgörs av kvartalsresultat, pressmeddelanden mellan kvartalsrapporter och i vissa fall även vinstvarningar. Således har vi goda skäl att anta att analytikerns genomsnittliga resultatprognos bättre mäter aktiemarknadens förväntningar inför resultatkungörelsen för bokslutsår T än vad en naiv resultatprognos skulle göra. Den naiva resultatprognos som Alkeback använder baseras enbart på resultatet för bokslutsår T-1.

Nackdelen med att använda analytikerns resultatprognoser är att det endast är den individuella analytikern som känner till vilka metoder som använts för att sammanställa prognosen. Tillförlitligheten hos resultatprognoserna kan därför vara svår att bedöma för en utomstående.

Abarbanell, Lanen och Verrecchia innehåller en teoretisk analys av analytikerns genomsnittliga resultatprognos som ett mått på aktiemarknadens förväntningar.⁷¹ Abarbanell et al. konstaterar att ett flertal studier använder analytikerns genomsnittliga resultatprognos som ett mått på aktiemarknadens förväntningar och att aktiemarknadens förväntningar antas i dessa studier vara systematiskt relaterade till aktiekursreaktioner när bolag kungör resultat.⁷²

Nyhetsbyrån Direkt tillhandahåller resultatprognoser, numera benämnda SIX Market Estimates (SME), tidigare benämnda Swedish Company Estimates (SCE). SME är ett genomsnitt av ett flertal analytikerns (analyshus) individuella resultatprognoser. SME finns tillgängliga för ungefär 50 av Stockholmsbörsens största bolag.

Varje individuell analytikerns resultatprognos presenteras först exklusivt för analyshusets kunder. Några dagar innan bokslutskommunikén rapporterar de olika analyshusens analytiker in sina resultatprognoser till Direkt. Aktiemarknaden som helhet känner inte till samtliga analytikerns resultatprognoser innan SME kungörs genom ett pressmeddelande. Pressmeddelandet innehållande SME kan därför i sig

⁶⁹ Conroy, Robert M. & Eades, Kenneth M. & Harris, Robert S., "A Test of the Relative Pricing Effects of Dividends and Earnings: Evidence from Simultaneous Announcements in Japan", *Journal of Finance*, (2000), s. 1201.

⁷⁰ Conroy, Robert M. & Eades, Kenneth M. & Harris, Robert S., "A Test of the Relative Pricing Effects of Dividends and Earnings: Evidence from Simultaneous Announcements in Japan", *Journal of Finance*, (2000), s. 1204.

⁷¹ Abarbanell, Jeffery S. & Lanen, William N. & Verrecchia, Robert E., "Analysts' Forecasts as Proxies for Investor Beliefs in Empirical Research", *Journal of Accounting and Economics*, (1995), s. 31-60.

⁷² Abarbanell, Jeffery S. & Lanen, William N. & Verrecchia, Robert E., "Analysts' Forecasts as Proxies for Investor Beliefs in Empirical Research", *Journal of Accounting and Economics*, (1995), s. 32.

vara aktiekurspåverkande. Det är därmed viktigt att SME har kungjorts och diskonterats i aktiekursen innan bokslutskommunikén. För att säkerställa att så är fallet tar vi reda på datumet för kungörelsen av resultatprognosen och tillämnar ett urvalskriterium som innebär att det förflutit minst 2 handelsdagar mellan kungörelsen av resultatprognosen och bokslutskommunikén.

Om bolaget lämnar en preliminär och en definitiv bokslutskommuniké och utdelningen kungörs i den definitiva bokslutskommunikén, kommer vi att använda resultatet enligt den preliminära bokslutskommunikén som resultatprognos istället för SME. Datumet för kungörelsen av resultatprognosen är datumet för den preliminära bokslutskommunikén.

Om bolaget lämnar en preliminär och en definitiv bokslutskommuniké och utdelningen kungörs i den preliminära bokslutskommunikén, kommer SME innan den preliminära bokslutskommunikén att användas som resultatprognos.

Nyhetsbyrån Direkt sammanställer resultatprognoser vid flera tillfällen per år. För de fall där SME används som resultatprognos använder vi resultatprognosen i den sista sammanställningen innan bokslutskommunikén. Vi fann vid sökande i AD att pressmeddelandet innehållande denna resultatprognos oftast skickas ut upprepade gånger dagarna innan bokslutskommunikén. Som datum för när resultatprognosen blev känd för hela aktiemarknaden används datumet för det första av dessa pressmeddelanden.

4.13.2 Beräkning av resultatprognosavvikelse

Det är viktigt att det prognosticerade resultatet är jämförbart med det faktiska resultatet. Om det prognosticerade resultatet är exklusive engångsposter skall även det faktiska resultatet vara exklusive dessa engångsposter. Vid insamlandet av det faktiska resultatet väljs den resultatsiffra som motsvarar tillgänglig resultatprognos.

Variabeln *PROGN_AVV* (som är en förkortning för resultatprognosavvikelse) införs. Om både det faktiska resultatet (res_f) och det prognosticerade resultatet (res_p) är positivt, beräknas resultatprognosavvikelsen (*PROGN_AVV*) enligt följande formel:

$$(4.5) \quad PROGN_AVV = \frac{res_f}{res_p} - 1$$

Om både res_f och res_p är negativt, beräknas resultatprognosavvikelsen (*PROGN_AVV*) enligt följande formel:

$$(4.6) \quad PROGN_AVV = -\left(\frac{res_f}{res_p} - 1\right)$$

Om res_f och res_p har olika tecken utesluter ett urvalskriterium händelsen från det slutliga urvalet, eftersom resultatprognosavvikelsen saknar mening om res_f och res_p har olika tecken.

4.13.3 Urval av bolag

4.13.3.1 Tidsperiod

Bolag har valts ut från samtliga av bokslutsåren 1991-1998, det vill säga utdelningskungörelse under åren 1992-1999.

Åttaårsperioden 1991-1998 har valts bland annat på grund av att den inte sträcker sig ända fram till dags datum. För dagsaktuella perioder kan det vara svårt att finna data eftersom dessa ännu inte sammanställts och katalogiserats. Vid valet av den aktuella tidsperioden undveks dessutom de senaste tre årens kraftigt volatila börsutveckling.

4.13.3.2 Klassificering av bolag som svenska och utländska

Klassificeringen av bolag som svenska och utländska sker på samma sätt som beskrivits i avsnitt 4.12.1.2.

4.13.3.3 Definition av urvalsramar

För var och ett av bokslutsåren 1991-1998 skapas en urvalsram bestående av alla svenska bolag noterade på Stockholmsbörsens A-lista Mest Omsatta. Urvalsramarna i metod A täcker fler listor. För att storleken på urvalet (enligt denna metod B) inte skall bli för liten har en längre tidsperiod valts jämfört med metod A. På motsvarande sätt som för metod A omfattar urvalsramarna även bolag på O-listan som tidigare varit noterade på A-listan Mest Omsatta och av förmögenhetsskatteskal bytt till O-listan. Enbart svenska bolag täcks av urvalsramarna. I avsnitt 4.12.1.2 beskrevs hur bolag klassificeras som svenska och utländska.

SME finns tillgängliga för ungefär 50 av Stockholmsbörsens största bolag. För de flesta av bolagen på A-listan Mest Omsatta finns SME tillgängliga. Dessutom finns SME för en del andra bolag. Anledningen till att enbart A-listan Mest Omsatta valts är att dessa andra bolag inte utgör en hel noteringslista.

För att praktiskt konstruera urvalsramen för ett visst bokslutsår använder vi, på motsvarande sätt som i metod A, sista utgåvan av börsguiden året efter detta bokslutsår.

Varje börsguide omfattar samtliga bolag som på börsguidens avstämningsdatum var noterade på A-listan, OTC-listan och O-listan samt NGM-listan (före detta SBI-listan).⁷³ Avstämningsdatumet var för börsguide 1992:2 1992-07-24, för börsguide 1993:2 1993-09-08, för börsguide 1994:2 1994-09-12, för börsguide 1995:2 1995-09-15, för börsguide 1996:2 1996-09-13, för börsguide 1997:2 1997-09-12, för börsguide 1998:2 1998-09-18 och för 1999:3 1999-11-12.

Urvalsramarna för bokslutsåren 1996 till 1998, som konstrueras med hjälp av börsguiderna 1997:2, 1998:2 och 1999:3, täcker de bolag på O-listan enligt respektive börsguide som finns med i lista (L1) och fanns på A-listan Mest Omsatta enligt börsguide 1996:2. De bolag som finns med i listan (L1) över bolag

⁷³ Delphi Economics/Öhman Börsguide, 1999:3, s. 36.

som bytt till O-listan på grund av förmögenhetsskatteskal och som fanns på A-listan Mest Omsatta enligt börsguide 1996:2 är:

Hennes & Mauritz
Securitas

4.13.3.4 *Survivorship bias*

Genom att skapa en urvalsram för varje bokslutsår reduceras "survivorship bias" på motsvarande sätt som i metod A.

4.13.3.5 *Urvalskriterier*

I varje empirisk population väljs enbart de bolag ut som uppfyller vissa urvalskriterier. De empiriska populationerna består, på grund av definitionen av urvalsramarna, enbart av svenska bolag. Ett urvalskriterium som utesluter utländska bolag skulle därför vara överflödigt. Urvalskriterierna som tillämpas i urvalet enligt metod B är:

1. Räkenskapsår är lika med kalenderår.
2. Förväntad utdelning är möjlig att beräkna.
3. Utdelningskungörelse sker samtidigt med kungörandet av helårsresultatet.
4. Resultatprognos finns tillgänglig.
5. Prognosticerat resultat och faktiskt resultat har samma tecken.
6. Kursdata finns och denna är möjlig att återjustera.
7. Aktien handlades på kungörelsedagen.
8. Minst 2 handelsdagar mellan kungörande av resultatprognos och kungörelsedagen.
9. Absolutbeloppet av RELUTD är större än eller lika med 0,1.
10. Kursdaserien är tillräckligt lång.
11. Ingen eller samma extrautdelning lämnades för bokslutsåret och de två föregående bokslutsåren.
12. Relevanta nyheter (förutom utdelning och resultat) förekommer inte i datumintervallet 5 handelsdagar före till 5 handelsdagar efter kungörelsedagen.

De händelser som uppfyller de 11 första urvalskriterierna utgör det "*icke-rena urvalet*". De händelser som dessutom uppfyller urvalskriterium nummer 12 utgör det "*slutliga urvalet*".

Urvalskriterierna nummer 1, 2, 9, 11 och 12 är identiska med motsvarande urvalskriterier för metod A.

Urvalskriterium nummer 3 är nödvändigt eftersom idén i metod B är att använda en kontrollvariabel för den simultana resultatkungörelsen. Om utdelning och resultat inte skulle kungöras samtidigt skulle metod B inte fungera. Urvalskriterium nummer 4 är nödvändigt eftersom en resultatprognos självklart måste finnas för att variabeln PROGN_AVV skall kunna beräknas. Urvalskriterierna nummer 5 och 8 motiverades i avsnitt 4.13.1 och 4.13.2.

Urvalskriterierna nummer 6, 7 och 10 säkerställer att överavkastning är möjlig att beräkna. I avsnitt 4.16 där beräkning av överavkastning beskrivs kommer dessa tre urvalskriterier att förklaras och motiveras.

4.13.4 Bortfall

I tabell 4-3 nedan redovisas de empiriska populationernas storlek, hur många bolag som faller bort på grund av att de inte uppfyller urvalskriterierna och hur många bolag som utgör de icke-rena och de slutliga urvalen.

Tabell 4-3

Bortfallsredovisning (urval enligt metod B)	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	Totalt
<i>Empirisk population</i>	21	21	26	29	32	31	33	28	221
Bortfall på grund av ej uppfyllda urvalskriterier									
1. Räkenskapsår är lika med kalenderår	0	0	1	1	2	2	1	1	8
2. Förväntad utdelning är möjlig att beräkna	2	2	0	10	9	5	1	2	31
3. Utdelningskungörelse sker samtidigt med kungörandet av helårsresultatet	0	0	0	0	0	0	1	1	2
4. Resultatprognos finns tillgänglig	6	6	9	4	6	4	7	2	44
5. Prognosticerat resultat och faktiskt resultat har samma tecken	1	0	0	0	0	0	0	0	1
6. Kursdata finns och denna är möjlig att återjustera	2	2	2	2	1	4	3	2	18
7. Aktien handlades på kungörelsedagen	0	0	0	0	0	0	1	0	1
8. Minst 2 handelsdagar mellan kungörande av marknadsprognos och kungörelsedagen	0	0	0	1	1	0	1	5	8
9. Absolutbeloppet av RELUTD är större än eller lika med 0,1	4	6	4	5	2	6	11	5	43
10. Kursdataserien är tillräckligt lång	0	1	0	0	0	0	0	0	1
11. Ingen eller samma extrautdelning lämnades för bokslutsåret och de två föregående bokslutsåren	0	0	0	0	0	1	1	0	2
<i>"Icke-rent" urval (antal bolag som uppfyller urvalskriterium nummer 11)</i>	6	4	10	6	11	9	6	10	62
varav:									
Ökningar	0	0	10	5	6	1	4	3	29
Minskningar	6	4	0	1	5	8	2	7	33
Bortfall på grund av ej uppfyllda urvalskriterier									
12. Relevanta nyheter (förutom utdelning och resultat) förekommer inte i datumintervallet 5 handelsdagar före till 5 handelsdagar efter kungörelsedagen	1	0	1	0	0	3	1	3	9
<i>Slutligt urval (antal händelser som uppfyller urvalskriterium nummer 12)</i>	5	4	9	6	11	6	5	7	53
varav:									
Ökningar	0	0	9	5	6	0	3	2	25
Minskningar	5	4	0	1	5	6	2	5	28

De empiriska populationerna består av 21-33 bolag per bokslutsår. Totalt för samtliga 8 bokslutsår består den empiriska populationen av 221 händelser.

Tabell 4-3 visar att 44 av 180 händelser faller bort på grund av att urvalskriterium nummer 4 inte är uppfyllt. För dessa 44 händelser fanns ingen resultatprognos tillgänglig. Likheter finns mellan detta urvalskriterium och urvalskriterium 3 i metod A ("Ett preliminärt bokslut lämnades avseende det aktuella bokslutsåret"). Båda urvalskriterierna är viktiga för att resultatkungörelsen skall kunna hanteras.

Bortfallet på grund av att urvalskriterium nummer 4 (i metod B) är dock betydligt mindre än motsvarande bortfall i urvalet enligt metod A på grund av metod A:s urvalskriterium 3.

Bortfallet på grund av urvalskriterium 3 (som tillämpas i denna metod B) är inte särskilt stort, men förtjänar ändå att kommenteras. Föreningssparbanken utgjorde ett speciellt undantag från mönstret med samtidig utdelningskungörelse och kungörelse av helårsresultatet. Detta bolag kungjorde utdelning redan i samband med niomånadersrapporten.

Av de 108 potentiella händelser som uppfyller urvalskriterium 8 faller relativt många bort (43 av dessa 108). Många utdelningskungörelser är således väntade (det vill säga att absolutbeloppet av RELUTD är mindre än 0,1).

Det "icke-rena" urvalet består av 62 händelser. Dessa är i stort sett jämnt fördelade på oväntade utdelningsökningar (29 händelser) och oväntade utdelningsminskningar (33 händelser). Av dessa 62 händelser var 9 förorenade av andra relevanta nyheter.⁷⁴ När de "icke-rena" händelserna rensats bort utgjordes det slutliga urvalet av 53 händelser. Dessa 53 händelser var relativt jämnt fördelade på oväntade utdelningsökningar (25 händelser) och oväntade utdelningsminskningar (28 händelser).

Totalt faller 168 av 221 potentiella händelser (76 procent) bort i urvalet enligt metod B. Motsvarande siffra i urvalet enligt metod A var 98 procent.

4.13.5 Representativiteten hos det slutliga urvalet

Vårt urval är inte ett sannolikhetsurval, det vill säga det är inte slumpen som avgjort vilka händelser som ingår i det slutliga urvalet. Istället har urvalskriterierna avgjort vilka händelser som kommit med i det slutliga urvalet. Det är på grund av detta viktigt att undersöka graden av representativitet hos det slutliga urvalet.

Som framgår av avsnitt 4.13.4 var bortfallet betydligt mindre i urvalet enligt metod B än motsvarande bortfall i urvalet enligt metod A (76 procent jämfört med 98 procent).

Vi ser inga uppenbara mönster i bortfallet enligt metod B. Graden av representativitet hos det slutliga urvalet enligt metod B bör därmed vara högre än graden av representativitet hos det slutliga urvalet enligt metod A. På grund av definitionen av urvalsramarna kommer dock endast stora bolag att ingå i studien. Eftersom det inte är godtyckligt vilka av de stora bolagen på Stockholmsbörsen som ingår i studien utgör detta inte något större problem. Generaliseringar av studiens resultat till svenska bolag på andra noteringslistor kan däremot vara vanskligt. Försiktighet bör iakttas även vid generalisering av studiens resultat till andra tidsperioder, till exempel framtida bokslutsår.

⁷⁴ Se avsnitt 4.16.4 för en diskussion om dessa andra relevanta nyheter.

4.14 Studien baseras på metod B

Vår studie kommer enbart att baseras på metod B, vilken har beskrivits i avsnitt 4.13. Anledningen till detta val är att vi visat i avsnitt 4.12 att metod A leder till ett större bortfall, en mindre grad av representativitet hos urvalet och en otillräcklig urvalsstorlek jämfört med metod B. Den fortsatta metodbeskrivningen utgår enbart ifrån metod B. Således kommer studiens resultat att baseras på metod B.

4.15 Beräkning av överavkastning

I avsnitt 4.6 nämndes att en variabel behöver införas som mäter hur företagets aktiekurs förändras som en följd av att styrelsens förslag till utdelning kungörs. Det nämndes även att denna aktiekursförändring mäts som en överavkastning. I detta avsnitt beskrivs närmare hur överavkastningen beräknas. Formlerna i detta avsnitt tillämpas på varje händelse i studien.

Först införs variabeln faktisk daglig aktieavkastning för handelsdag t (R_t). R_t beräknas enligt formeln:

$$(4.7) \quad R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

där P_t är aktiekurs (senast betalt) för handelsdag t , P_{t-1} är aktiekurs (senast betalt) för handelsdag $t-1$ och \ln är den naturliga logaritmen. Uttrycket $\ln(P_t/P_{t-1})$ förenklas till $\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$, det vill säga differensen mellan den logaritmerade aktiekursen för handelsdag t och den logaritmerade aktiekursen för handelsdag $t-1$.

Daglig avkastning för marknadsindex (R_{mt}) för handelsdag t beräknas enligt formeln:

$$(4.8) \quad R_{mt} = \ln\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) = \ln(I_t) - \ln(I_{t-1})$$

där I_t är marknadsindex (stängningsvärde) för handelsdag t , I_{t-1} är marknadsindex (stängningsvärde) för handelsdag $t-1$ och \ln är den naturliga logaritmen.

Daglig överavkastning för handelsdag t betecknas med AR_t (AR är en förkortning för "abnormal return"). I likhet med Firth⁷⁵ beräknar vi daglig överavkastning som skillnaden mellan den faktiska dagliga aktieavkastningen och den förväntade dagliga aktieavkastningen. Förväntad daglig aktieavkastning betecknas ER_t (ER är en förkortning för "expected return"). Formeln för daglig överavkastning är:

$$(4.9) \quad AR_t = R_t - ER_t$$

⁷⁵ Firth, Michael, "Dividend Changes, Abnormal Returns, and Intra-Industry Firm Valuations", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (1996), s. 194.

Liksom Firth⁷⁶ använder vi *marknadsmodellen* för att beräkna förväntad daglig aktieavkastning:

$$(4.10) \quad R_t = \alpha + \beta R_{mt} + \varepsilon_t$$

Förväntad daglig aktieavkastning beräknas genom tillämpande av (4.10) som:

$$(4.11) \quad ER_t = E[R_t | R_{mt}] = \alpha + \beta R_{mt}$$

Marknadsmodellen innehåller två okända parametrar, α och β , som måste skattas. Vi har i likhet med Firth⁷⁷ valt att skatta parametrarna historiskt med hjälp av minsta kvadratmetoden (OLS = ordinary least squares). Vi har vidare valt ett *skattningsfönster* på 50 handelsdagar, [-51,-2], det vill säga från 51 till 2 handelsdagar innan kungörelsedagen. Liknande perioder har både Firth⁷⁸ och Kalay och Loewenstein⁷⁹ använt. Skattade alfa- och betavärden för händelserna i studien återfinns i bilaga 4.

4.15.1 Precisering av händelsefönster

För varje händelse i studien erhålls ett antal dagliga överavkastningar genom tillämpande av formel (4.9). För att erhålla ett sammanfattande mått på överavkastningen för varje händelse kommer dessa dagliga överavkastningar att summeras. Två sådana summer kommer att beräknas för varje händelse. Mot varje sådan summa svarar ett händelsefönster som är ett tidsintervall runt kungörelsedagen. Överavkastning mäts för det första för ett 4 handelsdagar långt händelsefönster [-1,2], det vill säga tidsintervallet 1 handelsdag före till 2 handelsdagar efter kungörelsedagen. För det andra mäts överavkastning för ett 2 handelsdagar långt händelsefönster [0,1], det vill säga ett tidsintervall som omfattar kungörelsedagen och handelsdagen efter denna.

Händelsefönstret [-1,2] täcker aktiehandel innan och efter utdelningskungörelsen. Förutom den omedelbara aktiekursreaktionen täcker detta händelsefönster således även aktiekursreaktionen av eventuella informationsläckor innan utdelningskungörelsen och fördröjda reaktioner på utdelningskungörelsen. Variabeln CAR_4 (CAR är en förkortning av "cumulated abnormal return") införs för att mäta överavkastningen i detta fyra handelsdagar långa händelsefönster. CAR_4 beräknas genom följande formel:

$$(4.12) \quad CAR_4 = \sum_{t=-1}^2 AR_t$$

Syftet med händelsefönstret [0,1] är att enbart täcka in den omedelbara reaktionen orsakad av utdelningskungörelsen på aktiekursen. Enligt avsnitt 4.6 är kungörelsedagen det datum som styrelsens förslag till utdelning först blir känt för

⁷⁶ Firth, Michael, "Dividend Changes, Abnormal Returns, and Intra-Industry Firm Valuations", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (1996), s. 194.

⁷⁷ Ibid.

⁷⁸ Ibid.

⁷⁹ Kalay, Avner & Loewenstein, Uri, "Predictable Events and Excess Returns - The Case of Dividend Announcements", *Journal of Financial Economics*, (1985), s. 428.

aktiemarknaden. Det är möjligt att pressmeddelandet som innehåller styrelsens förslag till utdelning når aktiemarknaden efter börsens stängning. I dessa fall har aktiemarknaden inte möjlighet att reagera på utdelningskungörelsen förrän handelsdagen efter kungörelsedagen. Vi har därför i likhet med Alkeback⁸⁰ valt händelsefönstret [0,1] för att täcka in den omedelbara reaktionen på utdelningskungörelsen. Variabeln CAR_2 införs för att mäta överavkastningen för händelsefönstret [0,1]. CAR_2 beräknas genom följande formel:

$$(4.13) \quad CAR_2 = \sum_{t=0}^1 AR_t$$

Urvalskriterium nummer 8 "Kursdaserien är tillräckligt lång" säkerställer att parametrarna i marknadsmodellen är möjliga att skatta och att överavkastning i händelsefönstren är möjlig att beräkna. Urvalskriterium nummer 8 kräver därmed att aktiekursdaserien innehåller 52 handelsdagar innan och 2 handelsdagar efter kungörelsedagen.

4.15.2 Val av marknadsindex

För att det skall vara möjligt att beräkna formel (4.9) måste ett marknadsindex väljas. Vi har valt att använda Affärsvärldens Generalindex (AFGX) som marknadsindex. Anledningen till valet av AFGX är att dagsdata finns tillgänglig för hela studiens tidsperiod⁸¹ och att AFGX är ett brett index som är allmänt accepterat.

AFGX är ett värdeviktat index som omfattar samtliga aktier på Stockholmsbörsen, det vill säga både A-listan och O-listan.⁸² Som framgår av avsnitt 4.13.3.3 är samtliga bolag i vår studie noterade på Stockholmsbörsens A-lista Mest Omsatta (med undantag för Hennes & Mauritz och Securitas som för vissa bokslutsår var noterade på O-listan). Denna lista består av stora bolag. Stockholmsbörsens börsvärde domineras av ett fåtal stora bolag. Enligt börsguiden 1999:3 svarade de 20 största bolagen på Stockholmsbörsen för 77 procent av Stockholmsbörsens börsvärde.⁸³ Eftersom AFGX är värdeviktat, kommer AFGX att domineras av stora bolag. Därmed speglar AFGX bolagen i vår studie väl.

4.15.3 Hantering av problemet med saknade aktiekurser i aktiekursdaserierna

I vissa aktiekursdaserier saknas aktiekurs vissa börsdagar, på grund av att aktien inte handlats. Med *börsdag* avses en dag då en notering för AFGX finns i indexdaserien.

Vi använder principen avslut-till-avslut som beskrivs i Berglund, Liljebloom och Löflund för att hantera problemet med saknade aktiekurser. Denna princip innebär att enbart de dagar med avslut i aktien (*handelsdagar*) ingår i skattningsfönstret. En regression enligt specifikation (4.10) skattas baserad på ett stickprov bestående av 50 observationer, det vill säga en observation per handelsdag för aktien. Varje

⁸⁰ Alkeback, Per, *Do Dividend Changes Really Signal? - Evidence from Sweden* (1997), s. 26.

⁸¹ Se avsnitt 4.13.3.1 för en precisering av studiens tidsperiod.

⁸² Affärsvärlden, "Aktieindikatorn", nr 33 (2002), s. 66.

⁸³ Delphi Economics/Öhman Börsguide, 1999:3, s. 12.

sådan observation avser en viss handelsdag för aktien och består av variabelparet aktiekurs och värdet för AFGX. Värdet av AFGX ingår således inte i stickprovet för de dagar då aktiekurs saknas.⁸⁴

För en aktie som inte handlats samtliga börsdagar, kommer aktieavkastningarna att vara beräknade för olika långa tidsperioder. Vissa aktieavkastningar kommer att vara beräknade för en börsdag medan andra kommer att motsvara flera börsdagar.⁸⁵

Förutom i skattningsfönstret skulle aktiekurser kunna saknas även i händelsefönstret [-1,2] och i händelsefönstret [0,1]. I så fall gäller samma princip att endast handelsdagar ingår. Vi tillämpar ett urvalskriterium som innebär att enbart bolag där aktien handlats på kungörelsedagen ingår i studien. Detta urvalskriterium motiveras av att beräkningen av överavkastning underlättas om det är säkerställt att aktien handlades på kungörelsedagen. Endast en händelse föll bort på grund av detta urvalskriterium. De bolag som uppfyller detta urvalskriterium kan dock sakna aktiekurs för de andra dagarna i händelsefönstren. För samtliga händelser i vår studie gäller dock att inga aktiekurser saknades för dessa dagar i händelsefönstren.

Enligt Berglund et al. medför saknade aktiekurser en bias i skattningen av beta. Storlek av denna bias ökar med antalet saknade aktiekurser.⁸⁶ I vår studie får denna bias anses vara liten, eftersom antalet saknade aktiekurser i skattningsfönstret, enligt nedanstående tabell 4-4, är lågt. Tabell 4-4 visar att av 62 händelser har 60 inga saknade dagar i sina skattningsfönster, 1 händelse har 1 saknad aktiekurs och 1 händelse har 4 saknade aktiekurser. Varje skattningsfönster omfattar som nämnts ovan 50 handelsdagar. För varje saknad aktiekurs ökas skattningsfönstret med en börsdag bakåt. Således saknades totalt aktiekurs för 5 av totalt $60 \cdot 50 + 1 \cdot (50 + 1) + 1 \cdot (50 + 4) = 3105$ börsdagar.

Tabell 4-4. Antal saknade aktiekurser i skattningsfönstren.

Antal saknade aktiekurser	Antal händelser
0	60
1	1
2	0
3	0
4	1

4.15.4 Problem med högre systematisk risk dagarna runt kungörelsedagen

Enligt Kalay och Loewenstein är den systematiska risken i aktien högre dagarna runt kungörelsedagen än den systematiska risken skattad för andra tidsperioder.⁸⁷

Vi mäter den systematiska risken som parametern β i marknadsmodellen. Vi riskerar en bias i skattningen av beta, nämligen en underskattning. Anledningen

⁸⁴ Berglund, Tom & Liljebloom, Eva & Löflund, Anders "Estimating Betas on Daily Data for a Small Stock Market", *Journal of Banking and Finance*, (1989), s. 44.

⁸⁵ Ibid.

⁸⁶ Berglund, Tom & Liljebloom, Eva & Löflund, Anders "Estimating Betas on Daily Data for a Small Stock Market", *Journal of Banking and Finance*, (1989), s. 61.

⁸⁷ Kalay, Avner & Loewenstein, Uri, "Predictable Events and Excess Returns - The Case of Dividend Announcements", *Journal of Financial Economics*, (1985), s. 426.

till att den systematiska risken är högre dagarna runt kungörelsedagen är att aktiemarknaden förväntar sig att en kungörelse skall inträffa.⁸⁸ Förekomsten av en händelse och tidpunkten för denna kan således förutses av aktiemarknaden.

I vår studie förväntar sig aktiemarknaden förutom en utdelningskungörelse även att resultatinformation kommer att kungöras. Datumet som bokslutkommunikén kommer att kungöras brukar finnas tillgängligt på bolagens hemsidor på Internet. Vi har svårt att se något bra sätt att minska denna bias i vår studie.

4.15.5 Val av aktieslag

Vissa bolag i vår studie har mer än ett aktieslag noterat. För dessa bolag måste ett av aktieslagen väljas. I de fall då flera aktieslag finns noterade kommer det mest omsatta aktieslaget att användas för beräkningarna av överavkastningen. Motivet för att välja det mest omsatta aktieslaget är dels att eventuella aktiekursrörelser i händelsefönstren torde framträda tydligare för det mest omsatta aktieslaget, dels att aktiekursserien borde innehålla färre saknade värden för det mest omsatta aktieslaget.

I börsguiderna finns inga uppgifter om vilket aktieslag som är det mest omsatta. Affärsvärldens "Aktieindikator"⁸⁹ (i fortsättningen benämnd "aktieindikatorn") innehåller däremot information om vilket det mest omsatta aktieslaget är för varje bolag. För varje bolag i aktieindikatorn finns endast data för det mest omsatta aktieslaget. Vi utgår därför ifrån att det mest omsatta aktieslaget är det som finns med i aktieindikatorn i sista numret av Affärsvärlden respektive år. Två undantag förekommer dock. Både AGA och Sandvik har enligt aktieindikatorn aktier av serie A som mest omsatta. I aktiekursdatabasen för AGA A saknas fler aktiekurser än för aktiekursdatabasen för AGA B. Samma sak gäller Sandvik. Därför används AGA B och Sandvik B i beräkningarna av överavkastningarna, trots att aktier av serie A är det mest omsatta aktieslaget för de båda bolagen enligt aktieindikatorn.

4.15.6 Återjustering av aktiekursdata

Enligt avsnitt 4.7.2 är det viktigt att utdelningarna per aktie och aktiekurserna är justerade för samma splittar och fondemissioner för att variabeln RELUTD skall beräknas på ett korrekt vis. Hur detta åstadkoms kommer att beskrivas i detta avsnitt.

De aktiekurser vi hämtat från Bloomberg Systemet har justerats för splittar och fondemissioner fram till det datum vi hämtade aktiekurserna. Enligt avsnitt 4.7.2 är utdelningarna per aktie justerade fram till och med 1999-11-12. Detta gör att aktiekurserna och utdelningarna per aktie inte är jämförbara. Aktiekurserna kan även vara justerade för splittar och fondemissioner som genomförts efter 1999-11-12.

För de aktier där så är fallet har vi valt att justera tillbaka hela aktiekursdatabasen till de aktiekurser som gällde innan dessa splitjusteringar utfördes. Praktiskt

⁸⁸ Kalay, Avner & Loewenstein, Uri, "Predictable Events and Excess Returns - The Case of Dividend Announcements", *Journal of Financial Economics*, (1985), s. 446f.

⁸⁹ Affärsvärlden, "Aktieindikatorn", diverse nummer (1992-1999).

utfördes denna återjustering genom att aktiekursdata från Bloomberg jämfördes med aktiekursdata i börsguiden 1999:3. Följande tre aktiekurser jämfördes:

1. aktiekursen per 1999-11-12,
2. den högsta aktiekursen under perioden från och med 1999-01-01 till och med 1999-11-12 och
3. den lägsta aktiekursen under perioden från och med 1999-01-01 till och med 1999-11-12.

Genom att dividera aktiekursen enligt Bloomberg med aktiekursen enligt börsguiden för de tre aktiekurserna ovan, erhålls tre kvoter. Om dessa kvoter är lika med 1 görs ingen justering. Om kvoterna är skilda från 1 men lika med varandra säkerställs att antingen en eller flera splittar och/eller fondemissioner genomförts efter 1999-11-12. Aktiekurserna från Bloomberg justeras då enligt denna gemensamma kvot så att aktiekurserna blir justerade för samma splittar och fondemissioner som utdelningarna per aktie.

Om inte de tre kvoterna är lika, är aktiekursdaserien inte möjlig att återjustera. Vi tillämpar urvalskriteriet "Kursdata finns och denna är möjlig att återjustera". Detta urvalskriterium medför att de bolag, vars aktiekursdaserie inte är möjlig att återjustera, inte kommer att ingå i studien.

4.15.7 Problem på grund av användande av avslutskurser

De aktiekurser vi använder i vår studie är baserade på sista avslut. Det finns ett potentiellt problem med att använda avslutskurser.

Trots en oförändrad bid-ask spread kan en aktieavkastning som är skild från noll erhållas om avslutskurser används. Antag nämligen att köpkursen respektive säljkursen för ett visst bolags aktie inte förändrats från börsens stängning en handelsdag (dag 1) till börsens stängning nästa handelsdag (dag 2). Antag vidare att sista avslut för aktien dag 1 skedde enligt köpkurs medan sista avslut dag 2 skedde enligt säljkurs. Aktieavkastning baserad på avslutskurser kommer att vara skild från noll, trots att bid-ask spread inte förändrats.

För en aktie med stor bid-ask spread kommer denna aktieavkastning att skilja sig betydligt från noll. En överavkastning kan således uppstå trots att utbuds- och efterfrågesituationen i aktien inte förändrats.

Ett sätt att undvika detta problem är att istället för avslutskurser använda medelvärdet av köpkurs och säljkurs. Vi har dock valt att använda avslutskurser, vilket även Conroy, Eades och Harris har gjort.⁹⁰

Bolagen i vår studie är stora. Dessa bolags aktier är likvida och har liten bid-ask spread. En liten bid-ask spread medför att problemet på grund av användande av avslutskurser bör vara begränsat.

⁹⁰ Conroy, Robert M. & Eades, Kenneth M. & Harris, Robert S., "A Test of the Relative Pricing Effects of Dividends and Earnings: Evidence from Simultaneous Announcements in Japan", *Journal of Finance*, (2000), s. 1204.

4.16 Statistisk metod

Hittills har i detta kapitel beskrivits hur oväntade utdelningsförändringar (variabeln RELUTD), resultatprognosavvikelse (variabeln PROGNAV) och överavkastning (variablerna CAR_4 och CAR_2) beräknas. Det har även diskuterats hur urvalet av bolag har genomförts. För varje händelse i urvalet har värden på variablerna RELUTD, PROGNAV, CAR_4 och CAR_2 beräknats. Bilaga 2 innehåller data som använts vid beräkningarna av värdena på RELUTD. Bilaga 3 innehåller motsvarande beräkningar för PROGNAV.

Studiens syfte är att undersöka hur oväntade utdelningsförändringar påverkar aktiekursen. För att uppnå syftet måste vi på något sätt mäta sambandet mellan variabeln RELUTD och var och en av överavkastningsvariablerna. Två samband kommer därmed att mätas genom multipel linjär regressionsanalys: sambandet mellan RELUTD och CAR_4 samt sambandet mellan RELUTD och CAR_2. Denna avslutande del av metodkapitlet innehåller en beskrivning av hur sambanden mäts, det vill säga den statistiska metoden.

4.16.1 Statistisk bearbetning genom multipel linjär regressionsanalys

Ovan i texten diskuterades två olika samband. Dessa är sambandet mellan RELUTD och CAR_4 samt sambandet mellan RELUTD och CAR_2. För att mäta dessa samband har multipel linjär regressionsanalys använts. Varje samband mäts med en regression. Beroende variabel i dessa regressioner är CAR_4 respektive CAR_2. De oberoende variablerna utgörs av RELUTD samt av kontrollvariabler. Kontrollvariablerna har använts för att filtrera bort effekterna av annan ny information på överavkastningen, så att effekten av RELUTD på överavkastningen kan isoleras.

4.16.2 Kontroll för resultatprognosavvikelse

Utdelningskungörelse sker samtidigt med kungörelse av resultatet för samtliga händelser i (både det icke-rena och det slutliga) urvalet. För att effekten av utdelningskungörelsen skall kunna särskiljas från effekten av kungörelse av resultat har variabeln PROGNAV använts som kontrollvariabel i regressionerna.

Även variabler för att kontrollera för effekterna av andra relevanta nyheter samt effekten av outliers har använts. Dessa kontrollvariabler kommer att diskuteras nedan.

4.16.3 Multikollinearitet

I vår studie är det viktigt att effekten av RELUTD på aktiekursen (egentligen överavkastningen) går att isolera från effekten av PROGNAV. Genom att skatta en regressionsmodell med RELUTD och PROGNAV som oberoende variabler är det i princip möjligt att hålla PROGNAV konstant och låta RELUTD variera. På detta sätt skulle effekten av RELUTD på den beroende variabeln kunna isoleras. Koefficienten för RELUTD är ett mått på effekten av den oberoende variabeln RELUTD på den beroende variabeln (överavkastningen) när andra oberoende variabler i modellen hålls konstanta.

Om ett (approximativt) lineärt beroende föreligger mellan de oberoende variablerna kommer det inte att vara möjligt att låta en variabel variera medan de andra hålls konstanta. Detta problem kallas multikollinearitet.⁹¹

Om korrelationen mellan de båda oberoende variablerna skulle vara perfekt, skulle regressionsmodellen inte vara möjlig att skatta. Om däremot korrelationen är mindre än 1, kommer modellen att vara möjlig att skatta men standardfelen för koefficienterna kommer att vara högre än om ingen multikollinearitet förelåg. Skattningen av koefficienterna kommer dock att vara väntevärdesriktig, effektiv och konsistent. Även hypotestest avseende koefficienter kommer att vara giltiga.⁹²

4.16.4 Hantering av andra relevanta nyheters potentiella effekt på aktiekursen

Ovan har beskrivits hur den potentiella effekten av kungörelser av resultat hanteras. Förutom kungörelser av utdelning och resultat kan även annan ny relevant information nå aktiemarknaden i ett tidsintervall runt kungörelsedagen. Om sådan potentiellt aktiekurspåverkande information förekommer och bortses ifrån vid den statistiska bearbetningen försvåras tolkningen av studiens resultat.

Det krävs därför en teknik för att filtrera bort potentiella effekter av dessa *andra relevanta nyheter*. Oxelheim har i en event-studie använt sig av dummy-variabler för att undersöka resultatens känslighet för sådana nyheter.⁹³ Vi kommer att använda denna dummy-variabelteknik. Dummy-variabeln CONT (förkortning för "contamination" = förorening) införs för att hantera effekten av andra relevanta nyheter i tidsintervallet [-5,5], det vill säga 5 handelsdagar före till 5 handelsdagar efter kungörelsedagen. Värdet av CONT sätts till 1 för de händelser där andra relevanta nyheter förekommer i [-5,5] och får värdet 0 om inga relevanta nyheter förekommer.

Det icke-rena urvalet definierades i avsnitt 4.13.3.5 som de bolag som uppfyller samtliga av de 11 första urvalskriterierna. För varje bolag i detta icke-rena urval har vi läst igenom samtliga pressmeddelanden som varit relaterade till bolaget ifråga och som skickats ut till aktiemarknaden i tidsintervallet [-5,5].

Vi har delat in pressmeddelandena i irrelevanta och relevanta nyheter. Vad som är en relevant nyhet är till viss del subjektivt. För att minska denna subjektivitet har vi använt vissa principer för uppdelningen i irrelevanta och relevanta nyheter.

Nyheten skall avse hela koncernen och inte enbart ett dotterbolag för att nyheten skall anses vara relevant. Pressmeddelanden som enbart innehåller information som redan är känd för aktiemarknaden, utgör naturligtvis ingen relevant nyhet. Ej bekräftade rykten kommer inte heller att betraktas som relevanta nyheter.

Exempel på nyheter som vi betraktar som relevanta är nyemission, återköp av egna aktier, inlösen av egna aktier, split, fondemission, prognosändring

⁹¹ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 229.

⁹² Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 235.

⁹³ Modén, Karl-Markus & Oxelheim, Lars, "Why Issue Equity Abroad? Corporate Reasons and Stock Market Responses", *Management International Review*, (1997), s. 235.

(företagets egen resultat- och/eller omsättningsprognos), större förvärv, fusion, uppdelning av bolaget, avknoppning av dotterbolag, listning på annan börs, byte av noteringslista inom samma börs, oväntat VD-byte, större förändringar av ägarstrukturen, förändrat kreditbetyg, ändrat röstvärde på bolagets aktier, uppdagande av oegentligheter i redovisningen samt omstruktureringsprogram.

Ett förtydligande krävs för nyheten omstruktureringsprogram. Ett helt nytt omstruktureringsprogram anses utgöra en relevant nyhet. När väl omstruktureringsprogrammet är känt för aktiemarknaden anses inte nyheter om hur programmet fortlöper vara relevanta.

Efter en bokslutskommuniké är det naturligt att analytiker förändrar sina prognoser, rekommendationer och riktkurser. Detta kommuniceras i vissa fall ut till hela aktiemarknaden genom pressmeddelanden. Dessa pressmeddelanden kommer inte att beaktas eftersom förändrade prognoser utgör en del av aktiemarknadens reaktion på kungörelsen av utdelning och resultat.

För vissa nyheter har det varit svårt att avgöra om de är att betrakta som relevanta eller ej. I dessa fall har vi tillämpat Oxelheims metod att använda börskommentaren i dagstidningarna dagen efter pressmeddelandet för avgöra om nyheten får anses vara relevant eller ej.⁹⁴ I dessa börskommentarer förekommer uttalanden av analytiker och aktiemäklare. Deras uttalanden kan i de flesta fall avgöra nyhetens relevans.

4.16.5 Outliers

Variabelvärden som kraftigt avviker från de andra värdena för samma variabel benämns *outliers*.⁹⁵ Vi befärrar att outliers kan medföra problem i regressionerna och göra skattningen av koefficienterna känsliga för enskilda observationer. Regressionernas eventuella känslighet för outliers undersöker vi dels genom en dummy-variabelteknik liknande den som beskrivits ovan, dels genom att rensa stickprovet från outliers.

För att det skall vara möjligt att hantera potentiella effekter av outliers behöver begreppet outlier preciseras. Med outlier avser vi ett variabelvärde som avviker mer än 2 standardavvikelser från variabelns medelvärde.

Den potentiella effekten av outliers hanteras genom att dummy-variabeln OUTL (förkortning för outlier) införs. Outliers kan förekomma i var och en av de oberoende variablerna RELUTD, PROG_N_AVV och i den beroende variabeln. För observationer som innehåller en outlier i någon av dessa variabler sätts värdet av OUTL till 1, annars till 0.

Som beskrevs i avsnitt 4.7 finns en brist i vår utdelningsförväntningsmodell. Denna brist medför vissa extrema negativa värden på variabeln RELUTD. Dessa kommer att hanteras genom tekniken som beskrivits i detta avsnitt. Detta gäller

⁹⁴ Modén, Karl-Markus & Oxelheim, Lars, "Why Issue Equity Abroad? Corporate Reasons and Stock Market Responses", *Management International Review*, (1997), s. 233.

⁹⁵ Andersson, Göran & Jorner, Ulf & Ågren, Anders, *Regressions- och tidsserieanalys*, (1994), s. 27.

även vissa stora värden på variabeln `PROGN_AVV` (prognosmissar av analytikerkåren).

4.16.6 Beskrivning av regressioner

I detta avsnitt beskrivs vilka regressioner som har körts. Resultaten av dessa regressioner redovisas i empirikapitlet.

4.16.6.1 Regressioner baserade på icke-rent stickprov

Det icke-rena urvalet definierades i avsnitt 4.13.3.5 som de bolag som uppfyller samtliga av de 11 första urvalskriterierna. Detta urval kan innehålla *icke-rena observationer*, det vill säga kungörelser som förorenas av sådana andra relevanta nyheter som diskuterats i avsnitt 4.16.4. Det icke-rena urvalet är ej heller rensat för outliers.

Två regressioner som baseras på detta icke-rena urval har körts: en regression med `CAR_4` som beroende variabel och en regression med `CAR_2` som beroende variabel. Datamaterialet som utgör underlag för regressionerna återfinns i bilaga 1.

De dummy-variabler som beskrivits i avsnitt 4.16.4 och 4.16.5 (`CONT` och `OUTL`) ingår i specifikationen för dessa regressioner. Förutom `CONT` och `OUTL` införs även de oberoende variablerna `CR` och `OR`. `CR` definieras som produkten mellan `CONT` och `RELUTD`. `OR` definieras som produkten mellan `OUTL` och `RELUTD`. Variabeln `CONT` möjliggör olika intercept för rena observationer och icke-rena observationer. Variabeln `CR` möjliggör att koefficienten för den oberoende variabeln `RELUTD` har ett värde för rena observationer och ett annat värde för icke-rena observationer. På motsvarande vis möjliggör variabeln `OUTL` olika intercept och variabeln `OR` olika värden på koefficienten för `RELUTD`. Specifikationerna för de båda regressionerna är:

$$(4.14a) \quad \text{CAR}_4 = \beta_0 + \beta_1 \text{RELUTD} + \beta_2 \text{PROGN_AVV} + \beta_3 \text{CONT} + \beta_4 \text{OUTL} + \beta_5 \text{CR} + \beta_6 \text{OR} + \varepsilon$$

$$(4.14b) \quad \text{CAR}_2 = \beta_0 + \beta_1 \text{RELUTD} + \beta_2 \text{PROGN_AVV} + \beta_3 \text{CONT} + \beta_4 \text{OUTL} + \beta_5 \text{CR} + \beta_6 \text{OR} + \varepsilon$$

Det är således endast vänsterleden som skiljer specifikationerna från varandra. Att variabeln `CONT` möjliggör olika intercept och `CR` möjliggör att koefficienten för variabeln `RELUTD` antar olika värden för rena och icke-rena observationer visas av följande räkning. För de icke-rena observationerna är `CONT` = 1 och `CR` = `RELUTD`. För icke-rena observationer blir därför högerledet i specifikationerna (4.14a) och (4.14b):

$$(4.15) \quad \beta_0 + \beta_1 \text{RELUTD} + \beta_2 \text{PROGN_AVV} + \beta_3 + \beta_4 \text{OUTL} + \beta_5 [\text{RELUTD}] + \beta_6 \text{OR} + \varepsilon = (\beta_0 + \beta_3) + (\beta_1 + \beta_5) \text{RELUTD} + \beta_2 \text{PROGN_AVV} + \beta_4 \text{OUTL} + \beta_6 \text{OR} + \varepsilon$$

Interceptet för icke-rena observationer är $\beta_0 + \beta_3$ och koefficienten för `RELUTD` är $\beta_1 + \beta_5$. För de observationer som är både icke-rena och där variabeln `OUTL` =

1 kan med liknande räkning som i (4.15) visas att interceptet är $\beta_0 + \beta_3 + \beta_4$ och att koefficienten för RELUTD är $\beta_1 + \beta_5 + \beta_6$.

För observationer som både är rena och där outliers ej förekommer i någon av variablerna RELUTD, PROGN_AVV och den beroende variabeln blir högerledet i specifikationerna (4.14a) och (4.14b):

$$(4.16) \quad \beta_0 + \beta_1 \text{RELUTD} + \beta_2 \text{PROGN_AVV} + \varepsilon$$

Koefficienten β_1 kan således tolkas som effekten av RELUTD på den beroende variabeln (överavkastningen) för observationer som dels inte är förorenade av andra relevanta nyheter, dels där outliers ej förekommer i någon av variablerna RELUTD, PROGN_AVV och den beroende variabeln. Med effekten av RELUTD på den beroende variabeln menas hur mycket den beroende variabeln förändras när variabeln RELUTD ökar med 1 enhet. Tolkningen är den samma även för icke-rena observationer och/eller observationer där $\text{OUTL} = 1$. Koefficienterna β_3 , β_4 , β_5 och β_6 fångar upp effekten av andra relevanta nyheter och effekten av outliers på den beroende variabeln.

Förutom effekterna av andra relevanta nyheter och outliers kontrolleras även för resultatkungörelser genom koefficienten β_2 .

4.16.6.2 Regressioner baserade på rent stickprov

Framför allt outliers men i viss mån även icke-rena observationer visar sig leda till problem med uppfyllandet av antagandena för multipel linjär regressionsanalys.⁹⁶

Vissa av dessa antaganden är nödvändiga för att det skall vara möjligt att dra slutsatser från regressionsresultaten. För att försöka minska problemen med att antagandena för multipel linjär regressionsanalys inte är uppfyllda har urvalet rensats från icke-rena observationer och observationer med $\text{OUTL} = 1$. Regressioner liknande de båda regressioner som beskrevs ovan men baserade på *rena stickprov* har körts.

Först rensades icke-rena observationer bort från det icke-rena urvalet. Detta nya urval uppfyller samtliga 12 urvalskriterier och benämndes i avsnitt 4.13.3.5 det slutliga urvalet. Det slutliga urvalet är inte rensat för outliers.

Outliers kan förekomma i var och en av de oberoende variablerna RELUTD, PROGN_AVV och den beroende variabeln. Vilken den beroende variabeln är skiljer sig regressionerna emellan. Samma händelse kan ha olika värden på variabeln OUTL beroende på vilken den beroende variabeln är. Om RELUTD och PROGN_AVV inte är outliers och CAR_4 är en outlier, får OUTL värdet 1. För samma händelse är det möjligt att CAR_2 inte är en outlier och OUTL får värdet 0. Rensningen av outliers från det slutliga urvalet leder följaktligen inte nödvändigtvis till samma stickprov för de olika regressionerna.

Eftersom stickproven är rena ingår inte variablerna CONT, OUTL, CR och OR i specifikationerna:

⁹⁶ Se avsnitt 4.16.8 för en förklaring av dessa antaganden.

$$(4.17a) \quad \text{CAR}_4 = \beta_0 + \beta_1 \text{RELUTD} + \beta_2 \text{PROGN_AVV} + \varepsilon$$

$$(4.17b) \quad \text{CAR}_2 = \beta_0 + \beta_1 \text{RELUTD} + \beta_2 \text{PROGN_AVV} + \varepsilon$$

Tolkningen av koefficienten β_1 är den samma som för det icke-rena stickprovet i avsnitt 4.16.6.1.

4.16.6.3 Regressioner baserade på stickprov med enbart oväntade utdelningsökningar respektive oväntade utdelningsminskningar

Ovan har vi beskrivit fyra olika regressioner. Dessa sammanfattas i följande tabell tillsammans med regressionernas specifikation:

Tabell 4-5. Sammanfattning av regressionsspecifikationer.

Beroende variabel	Icke-rent stickprov	Rent stickprov
CAR_4	4.14a	4.17a
CAR_2	4.14b	4.17b

I avsnitt 4.9 beskrevs hur en oväntad utdelningsförändring kategoriseras som antingen en oväntad utdelningsökning eller en oväntad utdelningsminskning. De ovan beskrivna regressionernas stickprov består av både oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar.

Vi har även valt att undersöka om studiens resultat ändras om enbart oväntade utdelningsökningar respektive oväntade utdelningsminskningar studeras. För att studera enbart oväntade utdelningsökningar har stickprov som enbart består av oväntade utdelningsökningar konstruerats. De observationer som kategoriserats som oväntade utdelningsökningar i det icke-rena urvalet väljs ut och ett nytt icke-rent urval konstrueras. Två regressioner har körts baserade på detta nya icke-rena stickprov. Specifikationerna för dessa regressioner är (4.14a) och (4.14b).

Det nya icke-rena urvalet har sedan rensats från icke-rena observationer och outliers på motsvarande vis som beskrivits i avsnitt 4.16.6.1. Två regressioner har körts baserade på dessa rena stickprov. Specifikationerna för dessa regressioner är (4.17a) och (4.17b).

Vidare har fyra regressioner baserade på stickprov med enbart oväntade utdelningsminskningar körts. Konstruktionen av stickprov är analog med den för oväntade utdelningsökningar.

Totalt har 12 regressioner körts (4 stycken baserade på både oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar, 4 stycken baserade på enbart oväntade utdelningsökningar samt 4 stycken baserade på oväntade utdelningsminskningar).

4.16.7 Precisering av testbara hypoteser

För samtliga fyra regressionsspecifikationer betecknas koefficienten för RELUTD med β_1 . I avsnitt 4.16.6.1 diskuterades tolkningen av denna koefficient. β_1 kan tolkas som effekten av RELUTD på den beroende variabeln (överavkastningen) för observationer som dels inte är förorenade av andra relevanta nyheter, dels där

outliers ej förekommer i någon av variablerna RELUTD, PROGN_AVV och den beroende variabeln. Med effekten av RELUTD på den beroende variabeln menas hur mycket den beroende variabeln förändras när variabeln RELUTD ökar med 1 enhet.

I teorikapitlet har signaleringshypotesen behandlats. Det finns i USA olika undersökningar som gett olika resultat för hur en oväntad utdelningsökning påverkar aktiekursen.⁹⁷ Många empiriska undersökningar har resulterat i slutsatsen att en oväntad utdelningsökning leder till en ökning av företagets aktiekurs. Är koefficienten β_1 signifikant större än noll indikerar detta att en signaleringseffekt existerar.

Det kan dock inte uteslutas att β_1 är signifikant mindre än noll. Det finns en amerikansk undersökning som visat att en oväntad utdelningsökning leder till en sänkning av företagets aktiekurs.

Slutligen finns det flera amerikanska undersökningar vars resultat inte kan fastställa någon påverkan alls av oväntade utdelningsförändringar på aktiekursen, det vill säga vare sig en positiv eller negativ effekt. En insignifikant β_1 -koefficient skulle kunna innebära belegg för att någon signaleringseffekt inte existerar. Å andra sidan kan en signaleringseffekt existera samtidigt som andra effekter som verkar i motsatt riktning, till exempel skatteeffekter, gör att den sammanlagda effekten blir noll.

Uppsatsens syfte är att undersöka hur oväntade utdelningsförändringar påverkar aktiekursen och därigenom testa signaleringshypotesen på den svenska marknaden. För att försöka uppfylla syftet kommer t-test avseende koefficienten β_1 att genomföras.

De regressioner som har CAR_4 som beroende variabel mäter effekten av den oväntade utdelningsförändringen på överavkastningen i händelsefönstret [-1,2]. t-testet avseende β_1 för dessa regressioner mäter således effekten av den oväntade utdelningsförändringen. Det fyra handelsdagarna långa händelsefönstret täcker aktiehandel innan och efter kungörelsen. Förutom den omedelbara effekten mäts således även effekten av eventuella informationsläckor innan kungörelsen och fördröjda reaktioner på utdelningskungörelsen.

De regressioner som har CAR_2 som beroende variabel mäter effekten av den oväntade utdelningsförändringen på överavkastningen under kungörelsedagen och handelsdagen efter denna. t-testet avseende β_1 för dessa regressioner mäter den omedelbara effekten av den oväntade utdelningsförändringen utan att eventuella informationsläckor och fördröjda reaktioner tas hänsyn till.

Vi förväntar oss inte a priori antingen en signifikant positiv β_1 -koefficient eller att koefficienten är insignifikant. Möjligheten att koefficienten skulle visa sig vara signifikant negativ kan a priori inte uteslutas. Trots att studien syftar till att testa signaleringshypotesen kommer därför t-testen att vara tvåsidiga.

⁹⁷ Se avsnitt 3.3 för referenser.

Även om t-testen avser olika händelsefönster och regressioner enligt olika specifikationer, har samtliga t-test samma struktur. Nollhypotesen är

$$(4.18a) \quad H_0: \beta_1=0$$

Mothypotesen är

$$(4.18b) \quad H_1: \beta_1 \neq 0$$

Vi väljer att arbeta med en signifikansnivå på 0,05 för samtliga t-test. Regressionsresultaten som redovisas i empirikapitlet kommer att innehålla de skattade koefficienterna och deras tillhörande p-värden. Om p-värdet är mindre än 0,05 kommer en asterisk (*) bredvid koefficienten att ange att nollhypotesen förkastas, det vill säga att koefficienten är signifikant på 5-procentsnivån.

4.16.8 Antaganden för multipel linjär regressionsanalys

Den multipla linjära regressionsanalysen bygger på vissa antaganden som måste vara uppfyllda för att regressionsmodellerna skall vara möjliga att dra slutsatser ifrån. En lista över antaganden för linjär regressionsanalys med en oberoende variabel redovisas i Ramanathan.⁹⁸ Senare i Ramanathans framställning generaliseras antagandena till att även gälla för multipel linjär regressionsanalys.⁹⁹ Antagandena för multipel linjär regressionsanalys är:

- Regressionsmodellen skall vara linjär i de okända β -parametrarna (A1).
- Variansen för varje oberoende variabel är större än noll (A2).
- Residualen är en slumpvariabel med väntevärde lika med noll (A3).
- Varje oberoende variabel kan ses som en deterministisk variabel (icke-slumpvariabel), vilket medför att varje oberoende variabel är okorrelerad med residualen (A4).
- Residualerna ε_i har samma varians för alla observationer i , det vill säga modellen är homoskedastisk (A5).
- För varje par av residualer gäller att den parvisa korrelationen är lika med noll, det vill säga modellen saknar autokorrelation (A6).
- Stickprovsstorleken är större än antalet koefficienter (A7).
- Residualerna är normalfördelade (A8).

För att det skall vara möjligt att kunna dra slutsatser utifrån regressionsresultaten måste hypotestest avseende uppfyllandet av antagandena genomföras. Vilka sådana test som har utförts kommer att diskuteras nedan.

4.16.8.1 Linearitet (A1)

Antagande (A1) kan uttryckas som att regressionsmodellen skall vara linjär i de okända β -parametrarna. Vad detta innebär förklaras enklast genom att ge ett exempel på en modell som inte är linjär i de okända β -parametrarna. En sådan modell är $y = \beta_0 + \beta_1^2 x_1 + \beta_2 x_2 + \varepsilon$. Denna modell innehåller en kvadrat på en β -parameter (β_1^2).

⁹⁸ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 105.

⁹⁹ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 159-161.

Våra regressionsspecifikationer är samtliga lineära i de okända β -parametrarna. Vi ser ingen anledning till att befara att antagande (A1) skulle leda till en felspecificerad modell.

Däremot kan det vara möjligt att icke-lineära samband mellan de oberoende variablerna och den beroende variabeln förekommer. Exempel på en sådan modell är $y = \beta_0 + \beta_1 x_1^2 + \beta_2 x_2 + \varepsilon$. Denna modell innehåller kvadraten på x_1 , men är trots det lineär i β -parametrarna. Hur denna problematik hanteras kommer att diskuteras i avsnitt 4.16.9.

4.16.8.2 *Variansen för varje oberoende variabel är större än noll (A2)*

Antagande (A2) innebär att variansen för varje oberoende variabel är större än noll. Att variansen är större än noll för en oberoende variabel innebär att inte alla variabelns värden är lika. Om inte detta antagande är uppfyllt kommer regressionsmodellen inte att kunna skattas.¹⁰⁰

I vår studie uppfyller samtliga regressioner detta antagande.

4.16.8.3 *Residualen är en slumpvariabel med väntevärde lika med noll (A3)*

Antagande (A3) innebär att residualen är en slumpvariabel med väntevärde lika med noll.

Några test för detta antagande känner vi inte till. Ramanathan menar att detta antagande är realistiskt.¹⁰¹ Att (A3) enligt Ramanathan är realistiskt får räcka som motivering för att vi tillämpar (A3).

4.16.8.4 *Varje oberoende variabel är deterministisk och okorrelerad med residualen (A4)*

Antagande (A4) innebär att varje oberoende variabel är deterministisk, det vill säga en icke-slumpvariabel och därmed okorrelerad med residualen.

I vår studie gäller för de oberoende variablerna RELUTD och PROGN_AVV att deras värden inte är kända (för aktiemarknaden) innan kungörelsedagen. Därmed är RELUTD och PROGN_AVV att betrakta som slumpvariabler.

Eftersom RELUTD och PROGN_AVV inte är deterministiska variabler finns risken att de är korrelerade med residualen. Om korrelationen mellan varje oberoende variabel och residualen inte är noll, kommer inte koefficienterna att vara väntevärdesriktiga.¹⁰²

Det är i princip möjligt att testa om korrelationen mellan varje oberoende variabel och residualen inte är noll med *Hausmans test*. Detta test bygger på en jämförelse mellan skattningen av koefficienterna genom OLS och skattningen genom

¹⁰⁰ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 92.

¹⁰¹ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 94.

¹⁰² Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 96.

användande av instrumental-variabler.¹⁰³ En instrumental-variabel är en variabel som är okorrelerad med residualen och har en hög korrelation med en oberoende variabel.¹⁰⁴

Vi finner det inte möjligt att finna en instrumental-variabel till RELUTD. Anledningen till detta är att det är svårt att finna variabler med hög korrelation med RELUTD. Om vi trots allt skulle finna en sådan variabel, skulle det inte vara sannolikt att den skulle vara okorrelerad med residualen. Eftersom vi inte kan finna instrumental-variabler kommer det därmed inte vara möjligt att genomföra Hausmans test. Detta är en svaghet i vår studie, eftersom vi inte kan utesluta att de oberoende variablerna är korrelerade med residualen.

4.16.8.5 Modellen är homoskedastisk (A5)

Antagande (A5) innebär att regressionsmodellen skall vara homoskedastisk, det vill säga att alla residualer har samma varians. Om olika residualer har olika varians är modellen *heteroskedastisk*.¹⁰⁵

Konsekvenserna av heteroskedasticitet är bias och inkonsistens i skattningen av varianserna och kovarianserna för koefficienterna. Hypotestest kommer därmed att vara ogiltiga.¹⁰⁶ Eftersom resultaten av vår studie bygger på t-test, är konsekvenserna av heteroskedasticitet speciellt allvarliga.

För varje regression kommer vi att undersöka om antagandet om homoskedasticitet är uppfyllt genom *Whites test*. Whites test är möjligt att utföra även om information saknas om vilken variabel som orsakar eventuell heteroskedasticitet. Whites test baseras inte på antagandet om normalfördelade residualer, vilket vissa liknande test däremot gör.¹⁰⁷ Dessa två egenskaper hos Whites test är fördelar som motiverar valet av detta test.

Whites test består av 5 steg. För en regressionsmodell med två oberoende variabler (x_1 och x_2) är dessa:¹⁰⁸

1. Regressionsmodellen skattas genom OLS.
2. De skattade residualerna beräknas och kvadraten på dessa beräknas.
3. En regression (*hjälpregressionen*) skattas med den kvadrerade residualen som beroende variabel. Oberoende variabler i hjälpregressionen är de oberoende variablerna i regressionen i steg 1 (x_1 och x_2) samt kvadraterna på dessa (x_1^2 och x_2^2) och *korsprodukten* x_1x_2 .
4. Test-statistikan nR^2 beräknas, där n är stickprovsstorleken och R^2 är förklaringsgraden i hjälpregressionen.
5. Nollhypotesen att samtliga koefficienter (utom interceptet) i hjälpregressionen är lika med noll, förkastas om nR^2 är större än värdet av χ^2 -fördelningen

¹⁰³ Hill, R. Carter & Griffiths, William E. & Judge, George G., *Undergraduate Econometrics*, (2001), s. 299.

¹⁰⁴ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 629.

¹⁰⁵ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 379.

¹⁰⁶ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 383.

¹⁰⁷ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 390.

¹⁰⁸ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 390f.

med 5 frihetsgrader (antalet restriktioner i nollhypotesen) och 5 procent i den högra svansen.

Om nollhypotesen förkastas är detta en indikation på heteroskedasticitet i regressionsmodellen (den som skattas i steg 1). Whites test är ett test för stora stickprov, men har enligt Ramanathan visat sig fungera väl även i stickprov med 30 observationer.¹⁰⁹

4.16.8.6 Ingen autokorrelation (A6)

Antagande (A6) innebär att ingen autokorrelation skall förekomma, det vill säga att inga par av residualer skall vara korrelerade med varandra.

Konsekvenserna av autokorrelation är bias och inkonsistens i skattningen av varianserna för koefficienterna. Hypotestest är därmed ogiltiga.¹¹⁰

Våra stickprov är uppbyggda av åtta tvärsnitt, det vill säga ett tvärsnitt för varje bokslutsår. Problem med autokorrelation är speciellt vanligt för tidsseriedata.¹¹¹ Även för vår data kan dock beroende mellan residualer föreligga. Ett bolag kan förekomma flera gånger i samma stickprov med oväntade utdelningsförändringar för olika bokslutsår. Beroende mellan de residualer som avser samma bolag kan inte uteslutas. Även residualer avseende bolag inom samma bransch kan tänkas vara korrelerade.

"Clustering" av kungörelsedatum kan även leda till beroende mellan residualerna avseende bolag med samma kungörelsedag. Med clustering menas att flera observationer avser samma kalendertid.¹¹² Extremfallet är att alla observationer avser en enda dag.

Studiens tidsperiod är bokslutsåren 1991-1998. Eftersom händelsen utdelningskungörelse inträffar året efter bokslutsåret är händelserna spridda över åren 1992-1999. Nedanstående tabell visar antalet händelser (för det icke-rena urvalet som både innehåller oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar) uppdelade på vilket år och vilken månad de inträffar.

Tabell 4-6

Månad	Januari	Februari	Mars	Totalt
År				
1992	0	1	5	6
1993	0	1	3	4
1994	0	5	5	10
1995	1	1	4	6
1996	1	7	3	11
1997	2	6	1	9
1998	0	6	0	6
1999	3	7	0	10
Totalt	7	34	21	62

¹⁰⁹ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 391.

¹¹⁰ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 434.

¹¹¹ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 428.

¹¹² Kalay, Avner & Loewenstein, Uri, "Predictable Events and Excess Returns - The Case of Dividend Announcements", *Journal of Financial Economics*, (1985), s. 426f.

Av tabellen framgår att händelserna är någorlunda jämnt utspridda över de åtta åren. För sju av de åtta åren är händelserna utspridda över minst två månader. Närmare bestämt är händelserna utspridda över tre månader för tre av åren och över två månader för fyra av åren. Endast för ett år sker samtliga händelser under en månad. Således är händelserna väl utspridda både över olika år och olika månader.

Händelserna är även väl utspridda på olika dagar. 45 datum hade 1 händelse, 7 datum hade 2 händelser och 1 datum hade 3 händelser. Inget datum hade fler än 3 händelser. Graden av clustering är därmed relativt låg.

För tidsseriedata finns test för autokorrelation. För vår typ av data har vi inte funnit några adekvata test för uppfyllandet av antagande (A6).

Att använda marknadsmodellen för att beräkna överavkastning medför att marknadsfaktorn elimineras från överavkastningen. Om bolagen i stickproven är utvalda genom slumpmässigt urval är enligt Brown och Warner en eliminering av marknadsfaktorn en tillräcklig justering för beroende mellan residualerna. För icke-slumpmässiga urval kommer eliminering av marknadsfaktorn inte att vara en tillräcklig justering för beroende mellan residualerna om bolagen i stickprovet kommer från samma bransch och clustering föreligger.¹¹³

Bolagen i våra stickprov är inte utvalda genom slumpmässigt urval utan urvalskriterier har använts för att erhålla stickproven. Clustering utgör inte några större problem i vår studie. Bolagen i stickproven kommer inte heller från samma bransch.¹¹⁴ Därmed verkar inte några allvarliga problem med beroende mellan residualerna uppkomma.

4.16.8.7 *Stickprovsstorleken är större än antalet koefficienter (A7)*

Antagande (A7) innebär att stickprovsstorleken skall vara större än antalet koefficienter. Om detta antagande inte är uppfyllt kommer inte frihetsgraderna i t-testen att vara positiva.¹¹⁵ Om inte frihetsgraderna skulle vara positiva skulle t-testen inte vara möjliga att utföra. Om inte (A7) är uppfyllt skulle ej heller residualvariansen vara möjlig att skatta.¹¹⁶

De regressioner som specificeras genom (4.14a) eller (4.14b) har 7 koefficienter. Antagande (A7) innebär därför för dessa regressioner att stickprovsstorleken skall vara åtminstone 8. De regressioner som specificeras genom (4.17a) eller (4.17b) har 3 koefficienter. Stickprovsstorleken skall därför vara åtminstone 4. Stickprovsstorleken är betydligt större än 7 för samtliga stickprov och antagande (A7) är därmed uppfyllt.

¹¹³ Brown, Stephen J. & Warner, Jerold B., "Using Daily Stock Returns - The Case of Event Studies", *Journal of Financial Economics*, (1985), s. 22.

¹¹⁴ Se bilaga 5 för bolagens branschtillhörighet.

¹¹⁵ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 105.

¹¹⁶ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 100.

4.16.8.8 Residualerna är normalfördelade (A8)

Antagande (A8) innebär att residualerna skall vara normalfördelade. Att fördelningen för residualerna kan approximeras med en normalfördelning är ett nödvändigt villkor för att test-statistikan i ett t-test skall vara approximativt t-fördelad och t-testet därmed vara giltigt.¹¹⁷ Resultaten av vår studie baseras på t-test för koefficienten för den oberoende variabeln RELUTD. Det är därför viktigt att dessa t-test är giltiga.

Vi använder *Jarque-Beras* test för att testa om antagande (A8) är uppfyllt. Jarque-Beras test bygger på måtten *skevhets* (S) (översättning av "skewness") och *kurtosis* (k). Måttet skevhet mäter hur symmetriskt fördelade residualerna är runt deras väntevärde noll. Kurtosis mäter hur "toppig" fördelningen är. En normalfördelning har kurtosis lika med 3.¹¹⁸ Skevheten för en normalfördelning är noll, eftersom den är symmetrisk runt sitt väntevärde.¹¹⁹

Jarque-Beras test-statistika (JB) är:¹²⁰

$$(4.19) \quad JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{(k-3)^2}{4} \right)$$

där n är stickprovsstorleken, S är skevheten och k är kurtosis. Av denna formel (4.19) framgår att JB blir stort om antingen S är stort eller om k avviker från normalfördelningens k=3.

För små stickprov kan fördelningen för JB bestämmas med datorsimulering. För stora stickprov kan fördelningen dock approximeras med en χ^2 -fördelning med 2 frihetsgrader.¹²¹ Signifikansnivån för detta test är i likhet med t-testen 0,05.

4.16.9 Potentiell bias på grund av utelämnande av relevanta oberoende variabler

Om relevanta oberoende variabler utelämnas från regressionsmodellen leder detta till potentiellt allvarliga problem.¹²² En oberoende variabel är relevant om dess "sanna" koefficient är skild från noll i den teoretiska populationen.

Om en relevant oberoende variabel inte skulle tas med i specifikationen av regressionsmodellen, kommer koefficienterna för samtliga inkluderade oberoende variabler inte att vara väntevärdesriktiga. Detta gäller såvida inte den utelämnade oberoende variabeln är okorrelerad med samtliga oberoende variabler. Även om den utelämnade oberoende variabeln skulle vara okorrelerad med samtliga inkluderade oberoende variabler, kommer i de flesta fall den skattade variansen

¹¹⁷ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 105f.

¹¹⁸ Hill, R. Carter & Griffiths, William E. & Judge, George G., *Undergraduate Econometrics*, (2001), s. 139.

¹¹⁹ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 27.

¹²⁰ Hill, R. Carter & Griffiths, William E. & Judge, George G., *Undergraduate Econometrics*, (2001), s. 139.

¹²¹ Jarque, Carlos M. & Bera, Anil K., "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals", *International Statistical Review*, (1987), s. 171.

¹²² Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 180f.

hos koefficienterna för de inkluderade oberoende variablerna inte att vara väntevärdesriktig. Därmed skulle hypotestest vara ogiltiga.¹²³ Eftersom vår studie baseras på hypotestest, är det ytterst viktigt att dessa test är giltiga.

De oberoende variablerna i våra regressioner är RELUTD och kontrollvariabler. Vi ser ingen uppenbar risk för att vi utelämnat någon relevant kontrollvariabel. Det skulle dock inte vara en omöjlighet att icke-lineära samband mellan de oberoende variablerna och den beroende variabeln existerar. Exempelvis kvadraten på RELUTD och kvadraten på PROG_N_AVV skulle kunna ha samband med den beroende variabeln. Vi har valt att undersöka om det existerar något lineärt samband mellan RELUTD och den beroende variabeln. Vi kommer dock att använda oss av *RESET-proceduren* för att testa om icke-lineära samband existerar och därmed skulle kunna leda till bias på grund av utelämnade variabler.

RESET -proceduren är en metod för att testa en regressionsmodellens specifikation. Den består av 4 steg:¹²⁴

1. Regressionsmodellen skattas med minsta kvadratmetoden (OLS).
2. Skattade y-värden (\hat{y}) beräknas. Tre nya variabler beräknas: kvadraten på de skattade y-värdena (\hat{y}^2), de skattade y-värdena upphöjt till tre (\hat{y}^3) samt de skattade y-värdena upphöjt till fyra (\hat{y}^4).
3. Variablerna \hat{y}^2 , \hat{y}^3 och \hat{y}^4 inkluderas i specifikationen av regressionsmodellen. Regressionen enligt den nya utökade specifikationen skattas.
4. Ett Wald-test (F-test) utförs där nollhypotesen är att ingen av de nya variablernas koefficienter är skild från 0. Om nollhypotesen förkastas indikerar detta att den ursprungliga modellen är felspecificerad. Testets signifikansnivå är 0,05.

4.16.10 Potentiella problem på grund av inkluderande av en irrelevant oberoende variabel

Ett annat möjligt problem som dock inte riskerar att medföra bias är om en irrelevant oberoende variabel tas med i regressionsmodellen. En oberoende variabel är irrelevant om dess "sanna" regressionskoefficient är lika med noll i den teoretiska populationen. Om en irrelevant oberoende variabel tas med i regressionsmodellen, riskerar detta inte att medföra bias.¹²⁵

Dock kan det uppstå andra problem. Konsekvenserna av att inkludera en irrelevant oberoende variabel är att variansen för koefficienterna för de övriga oberoende variablerna kommer att vara högre än den skulle vara om den irrelevanta variabeln inte tagits med i regressionsmodellen. Således kommer koefficienterna för de övriga oberoende variablerna att vara ineffektiva. Den skattade variansen för koefficienterna för de övriga oberoende variablerna kommer dock att förbli väntevärdesriktig. Även skattningen av koefficienterna för samtliga övriga oberoende variabler kommer att förbli väntevärdesriktig och

¹²³ Ibid.

¹²⁴ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 294f.

¹²⁵ Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications*, (1998), s. 183f.

konsistent. Trots problematiken med ineffektiva koefficienter kommer hypotestest att vara giltiga.¹²⁶

De oberoende variablerna i våra regressioner är RELUTD och kontrollvariabler. Tidigare i uppsatsen har det noga motiverats varför kontrollvariablerna skall ingå i regressionsmodellerna. Dock kan det visa sig att koefficienten för vissa kontrollvariabler är insignifikant. Om exempelvis koefficienten för PROGN_AVV är insignifikant föranleder inte detta faktum oss att utelämna denna variabel från modellen. Risken för bias på grund av utelämnade variabler skulle innebära ett större problem än att ha variabeln kvar i modellen.

¹²⁶ Ibid.

5 Empiri

I detta kapitel redovisas vår studies resultat. Närmare bestämt redovisas resultaten av de 12 regressioner som beskrevs i avsnitt 4.16.6. Först redovisas de 4 regressionerna baserade på stickproven bestående av både oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar. Därefter redovisas de 4 regressionerna baserade på stickproven bestående av enbart oväntade utdelningsökningar och sist de 4 regressionerna baserade på stickproven bestående av enbart oväntade utdelningsminskningar.

5.1 Val av verktyg för den statistiska bearbetningen

Kalkylprogrammet Microsoft Excel (benämns i fortsättningen Excel) har använts som verktyg för samtliga beräkningar och för statistisk analys. Det till Excel hörande tilläggs paketet "Analysis Toolpak" innehåller verktyg för multipel linjär regressionsanalys och vissa statistiska funktioner.

I avsnitten 4.16.8.5 och 4.16.8.8 beskrevs hypotestest för antagandena för multipel linjär regressionsanalys och i avsnitt 4.16.10 beskrevs RESET-proceduren som testar modellspecifikationen. Dessa hypotestest finns inte färdigt utvecklade i Analysis Toolpak. Vi har därför utfört testen steg för steg.

5.2 Avrundning av numeriska värden

Genomgående i empirikapitlet kommer alla numeriska värden att redovisas avrundade till tre värdesiffror. Anledningen till att redovisningen sker med tre värdesiffror och inte ett visst antal decimaler, är att olika värden i datamaterialet är av olika storleksordningar. Om redovisningen skulle ha skett med ett visst antal decimaler, skulle värden av små storleksordningar innehålla färre värdesiffror och därmed mindre information. Eftersom vi väljer att redovisa numeriska värden avrundade till tre värdesiffror, kommer alla värden att innehålla lika mycket information.

Inga avrundningar sker i själva beräkningarna, utan dessa sker med den fulla noggrannhet som Excel arbetar med, det vill säga 15 siffrors noggrannhet.

5.3 Oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar

I detta avsnitt (5.3) redovisas de 4 regressioner som baseras på stickproven bestående av både oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar.

5.3.1 Regressioner med CAR₄ som beroende variabel

I avsnitt 5.3.1 redovisas regressionsresultaten för regressionerna som baseras på stickproven bestående av både oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar med CAR₄ som beroende variabel.

5.3.1.1 Regression (R1) (icke-rent stickprov)

Resultaten av regression nummer 1 (R1) redovisas nedan. Specifikationen för R1 är specifikation (4.14a). Denna specifikation avser en regression baserad på ett icke-rent stickprov med CAR_4 som beroende variabel. Stickprovet består av både oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar.¹²⁷ Stickprovsstorleken är 62.

I tabell 5-1 nedan presenteras deskriptiv statistik för de tre variablerna CAR_4, RELUTD och PROGN_AVV för det stickprov som denna regression (R1) baseras på. För varje variabel redovisas medelvärde och standardavvikelse. I avsnitt 4.16.5 diskuteras hur värdena på dummy-variabeln OUTL bestäms. Värdena i tabell 5-1 används vid bestämningen av värdena på OUTL.

Tabell 5-1. Deskriptiv statistik för (R1).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
CAR_4	-0,00139	0,0483
RELUTD	-0,539	1,88
PROGN_AVV	-0,0115	0,113

Av tabell 5-1 framgår att medelvärdet för variabeln PROGN_AVV är -0,0115. För detta stickprov rapporterade således företagen ett aningen lägre resultat jämfört med resultatprognosen i genomsnitt. Som visas i avsnitt 5.3.1.2 minskas denna skevhet betydligt när stickprovet rensas från outliers.

I tabell 5-2 nedan redovisas regressionsresultatet för (R1), det vill säga de skattade koefficienterna samt deras standardfel, t-värde och p-värde.

Tabell 5-2. Regressionsresultat för (R1).

Variabel	Koefficient	Standardfel	t-värde	p-värde
Konstant	0,000875	0,00705	0,124	0,902
RELUTD	-0,00162	0,00712	-0,228	0,820
PROGN_AVV	0,112	0,0574	1,95	0,0562
CONT	-0,0284	0,0181	-1,57	0,122
OUTL	0,0106	0,0239	0,443	0,660
CR	-0,0164	0,0141	-1,17	0,248
OR	0,000273	0,00865	0,0316	0,975

Av tabell 5-2 framgår att p-värdena för samtliga koefficienter är större än 0,05. Speciellt är p-värdet för koefficienten för RELUTD mycket högt (0,820). På grund av problem med heteroskedasticitet enligt tabell 5-3, kan inga slutsatser dras om koefficienternas signifikans.

I Whites test innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är homoskedastisk. Denna nollhypotes förkastas eftersom p-värdet är 0,00455 som är mindre än den signifikansnivå på 0,05 som vi fastställde i avsnitt 4.16.8.5. Det låga p-värdet indikerar allvarliga problem med heteroskedasticitet. I avsnitt 4.15.9.5 diskuterades att konsekvenserna av heteroskedasticitet är att hypotestest avseende koefficienterna är ogiltiga. Detta är anledningen till att inga slutsatser kan dras om koefficienternas signifikans.

¹²⁷ Se avsnitt 4.16.6 för en närmare beskrivning av denna regression.

Av koefficienterna i hjälpregressionen¹²⁸ i Whites test att döma, är heteroskedasticiteten troligen orsakad av outliers. Den enda signifikanta koefficienten i hjälpregressionen är den för dummy-variabeln OUTL (p-värde=0,00195). Koefficienten är positiv (+0,00728) vilket betyder att (den skattade) residualvariansen för de observationer som är outliers är högre.

I Jarque-Beras test innebär nollhypotesen att residualerna är normalfördelade. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet är 0,493 och därmed större än 0,05. Detta höga p-värde medför att residualerna utan större problem kan approximeras med en normalfördelning. Som nämnts i avsnitt 4.16.8.8 är detta ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I RESET innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är välspecificerad. Framför allt skall inga icke-lineära samband finnas mellan de oberoende variablerna (RELUTD och PROGNAV) och CAR_4. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,0861) är större än 0,05. Detta indikerar att modellen är välspecificerad.

Nollhypotesen i F-testet är att samtliga regressionskoefficienter är lika med noll. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet är 0,310 och således större än 0,05. Eftersom slutsatser inte kan dras om koefficienternas signifikans på grund av problemen med heteroskedasticitet, skall även försiktighet iakttagas vid tolkningen av F-testet.

Regressionens förklaringsgrad R^2 är låg (0,118).

Tabell 5-3. RESET, Whites test, Jarque-Beras test och F-test för (R1).

Test	Nollhypotes (H0)	Observerat värde	Kritiskt värde	Beslut	p-värde
RESET	Välspecificerad modell	2,32	2,78	H0 accepteras	0,0861
White	Homoskedasticitet	23,8	16,9	H0 förkastas	0,00455
Jarque-Bera	Normalfördelade residualer	1,42	5,99	H0 accepteras	0,493
F-test	Samtliga regressionskoefficienter är lika med noll	1,22	2,27	Ho accepteras	0,310

Eftersom det inte kan dras några slutsatser om koefficienternas signifikans, finner vi det inte meningsfullt att undersöka om multikollinearitet utgör något problem för detta stickprov.

I nästa avsnitt visar det sig att problemen med heteroskedasticitet försvinner när stickprovet rensas från icke-rena observationer och outliers.

5.3.1.2 Regression (R2) (rent stickprov)

Resultaten av regression nummer 2 (R2) redovisas nedan. Specifikationen för R2 är specifikation (4.17a). Denna specifikation avser en regression baserad på ett rent stickprov med CAR_4 som beroende variabel. Stickprovet består av både oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar.¹²⁹ Stickprovstorleken är 46.

¹²⁸ Se avsnitt 4.16.8.5 för en förklaring av denna hjälpregression.

¹²⁹ Se avsnitt 4.16.6 för en närmare beskrivning av denna regression.

I tabell 5-4 nedan presenteras deskriptiv statistik för de tre variablerna CAR_4, RELUTD och PROGN_AVV för det stickprov som denna regression (R2) baseras på. För varje variabel redovisas medelvärde och standardavvikelse.

Tabell 5-4 Deskriptiv statistik för (R2).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
CAR_4	-0,00120	0,0390
RELUTD	-0,117	1,02
PROGN_AVV	-0,000108	0,0557

Av tabell 5-4 framgår att standardavvikelsen för samtliga variabler sjunkit jämfört med det icke-rena stickprovet som regression (R1) baseras på. Vidare framgår att medelvärdet för variabeln PROGN_AVV är -0,000108. För detta stickprov rapporterade således företagen ett resultat i linje med resultatprognosen i genomsnitt. Den skevhet som fanns i variabeln PROGN_AVV enligt tabell 5-1 har praktiskt taget eliminerats när stickprovet rensades från outliers.

I tabell 5-5 nedan redovisas regressionsresultatet för (R2), det vill säga de skattade koefficienterna samt deras standardfel, t-värde och p-värde.

Tabell 5-5. Regressionsresultat för (R2).

Variabel	Koefficient	Standardfel	t-värde	p-värde
Konstant	-0,00196	0,00524	-0,375	0,710
RELUTD	-0,00687	0,00573	-1,20	0,237
PROGN_AVV	0,365*	0,105	3,48	0,00116

Enligt diskussionen nedan uppfylls förutsättningarna för giltigheten hos hypotestest avseende koefficienterna. Av tabell 5-5 framgår att p-värdet för koefficienten för RELUTD är 0,237. Denna koefficient är därmed insignifikant. Koefficienten för PROGN_AVV är signifikant eftersom p-värdet (0,00116) är mindre än 0,05. Koefficienten för PROGN_AVV är positiv (+0,365), vilket innebär att det finns ett positivt samband mellan resultatprognosavvikelse och överavkastning.

I Whites test innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är homoskedastisk. Som framgår av tabell 5-6 accepteras denna nollhypotes eftersom p-värdet (0,770) är större än 0,05. Det höga p-värdet indikerar att några problem med heteroskedasticitet inte torde existera för denna regression. I avsnitt 4.16.8.5 diskuterades att homoskedasticitet är ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

För regression (R1) var problemen med heteroskedasticitet allvarliga. Analysen i avsnitt 5.3.1.1 att dessa problem orsakas av outliers bekräftas av att regression (R2), som baseras på ett stickprov som rensats från outliers, inte är heteroskedastisk.

I Jarque-Beras test innebär nollhypotesen att residualerna är normalfördelade. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,648) är större än 0,05. Detta höga p-värde medför att residualerna utan större problem kan approximeras med

en normalfördelning. Som nämnts i avsnitt 4.16.8.8 är detta ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I RESET innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är väl-specificerad. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,213) är större än 0,05. Detta indikerar att modellen är väl-specificerad.

Nollhypotesen i F-testet är att samtliga regressionskoefficienter är lika med noll. Denna nollhypotes förkastas eftersom p-värdet (0,00459) är mindre än 0,05.

Regressionens förklaringsgrad R^2 är 0,222.

Tabell 5-6. RESET, Whites test, Jarque-Beras test och F-test för (R2).

Test	Nollhypotes (H0)	Observerat värde	Kritiskt värde	Beslut	p-värde
RESET	Väl-specificerad modell	1,56	2,84	H0 accepteras	0,213
White	Homoskedasticitet	2,54	11,1	H0 accepteras	0,770
Jarque-Bera	Normalfördelade residualer	0,868	5,99	H0 accepteras	0,648
F-test	Samtliga regressionskoefficienter är lika med noll	6,12	3,21	H0 förkastas	0,00459

Som nämnts i avsnitt 4.16.3 innebär en hög korrelation mellan de oberoende variablerna (multikollinearitet) ett problem eftersom det minskar möjligheten att separera effekten av RELUTD på CAR_4 från effekten av PROGN_AVV på CAR_4. Korrelationen mellan RELUTD och PROGN_AVV är relativt hög för detta stickprov (+0,436).

För att närmare undersöka hur allvarliga problemen med multikollinearitet är för detta stickprov körde vi en regression med enbart RELUTD som oberoende variabel. Denna regression saknar multikollinearitet eftersom den enbart har en oberoende variabel.

Som nämnts i avsnitt 4.16.3 är standardfelet för en viss koefficient lägre och därmed absolutbeloppet av t-värdet högre i en regression utan multikollinearitet jämfört med absolutbeloppet av t-värdet för motsvarande koefficient i en regression med multikollinearitet. Om (R2) har problem med multikollinearitet skulle absolutbeloppet av t-värdet för koefficienten för RELUTD vara lägre i (R2) jämfört med motsvarande värde i regressionen med enbart RELUTD som oberoende variabel. Vi kom fram till det motsatta resultatet att absolutbeloppet av t-värdet för koefficienten för RELUTD var högre i regression (R2) (1,20) än motsvarande värde (0,315) i regressionen med enbart RELUTD som oberoende variabel.

Vi körde även en regression med enbart PROGN_AVV som oberoende variabel. Absolutbeloppet av t-värdet för koefficienten för PROGN_AVV var högre i regression (R2) (3,48) än motsvarande värde (3,27) i regressionen med enbart PROGN_AVV som oberoende variabel.

Slutsatsen som kan dras av detta är att multikollineariteten inte är särskilt allvarlig. Effekten av RELUTD på CAR verkar därmed vara möjlig att separera från effekten av PROGN_AVV på CAR.

Det var inte möjligt att dra några slutsatser utifrån regression (R1) på grund av heteroskedasticitet. Några motsvarande problem fanns inte för regression (R2). Resultatet av regression (R2) är att koefficienten för RELUTD är insignifikant.

5.3.2 Regressioner med CAR_2 som beroende variabel

I avsnitt 5.3.2 redovisas regressionsresultaten för regressionerna som baseras på stickproven bestående av både oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar med CAR_2 som beroende variabel.

5.3.2.1 Regression (R3) (icke-rent stickprov)

Resultaten av regression nummer 3 (R3) redovisas nedan. Specifikationen för R3 är specifikation (4.14b). Denna specifikation avser en regression baserad på ett icke-rent stickprov med CAR_2 som beroende variabel. Stickprovet består av både oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar.¹³⁰ Stickprovsstorleken är 62.

I tabell 5-7 nedan presenteras deskriptiv statistik för de tre variablerna CAR_2, RELUTD och PROGN_AVV för det stickprov som denna regression (R3) baseras på. För varje variabel redovisas medelvärde och standardavvikelse. I avsnitt 4.16.5 diskuteras hur värdena på dummy-variabeln OUTL bestäms. Värdena i tabell 5-7 används vid bestämningen av värdena på OUTL.

Tabell 5-7 Deskriptiv statistik för (R3).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
CAR_2	-0,000125	0,0435
RELUTD	-0,539	1,88
PROGN_AVV	-0,0115	0,113

Av tabell 5-7 framgår att medelvärdet för variabeln PROGN_AVV är -0,0115. För detta stickprov rapporterade således företagen ett aningen lägre resultat jämfört med resultatprognosen i genomsnitt. Som visas i avsnitt 5.3.2.2 minskas denna skevhet betydligt när stickprovet rensas från outliers.

I tabell 5-8 nedan redovisas regressionsresultatet för (R3), det vill säga de skattade koefficienterna samt deras standardfel, t-värde och p-värde.

Tabell 5-8. Regressionsresultat för (R3).

Variabel	Koefficient	Standardfel	t-värde	p-värde
Konstant	-0,00578	0,00548	-1,05	0,296
RELUTD	0,00148	0,00501	0,295	0,769
PROGN_AVV	0,0811	0,0430	1,88	0,0648
CONT	-0,0207	0,0138	-1,50	0,139
OUTL	0,0766*	0,0167	4,60	0,0000256
CR	-0,00948	0,0105	-0,903	0,370
OR	0,000247	0,00607	0,0407	0,968

Av tabell 5-8 framgår att p-värdena för samtliga koefficienter utom den för OUTL är större än 0,05. Speciellt är p-värdet för koefficienten för RELUTD mycket högt (0,769). p-värdet för koefficienten för OUTL (0,0000256) är (mycket) mindre än

¹³⁰ Se avsnitt 4.16.6 för en närmare beskrivning av denna regression.

0,05. På grund av problem med heteroskedasticitet enligt tabell 5-9, kan inga slutsatser dras om koefficienternas signifikans.

I Whites test innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är homoskedastisk. Denna nollhypotes förkastas eftersom p-värdet (0,00853) är mindre än 0,05. Det låga p-värdet indikerar allvarliga problem med heteroskedasticitet. I avsnitt 4.16.8.5 diskuterades att konsekvenserna av heteroskedasticitet är att hypotestest avseende koefficienterna är ogiltiga. Detta är anledningen till att inga slutsatser kan dras om koefficienternas signifikans.

Av koefficienterna i hjälpregressionen¹³¹ i Whites test att döma, är heteroskedasticiteten troligen orsakad av outliers. Koefficienten för dummyvariabeln OUTL i hjälpregressionen är signifikant (p-värde=0,0250). Koefficienten är positiv (+0,00265) vilket betyder att (den skattade) residualvariansen för de observationer som är outliers är högre. Även koefficienten för kvadraten på PROGN_AVV i hjälpregressionen är signifikant (p-värde=0,0229).

I Jarque-Beras test innebär nollhypotesen att residualerna är normalfördelade. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,319) är större än 0,05. Detta höga p-värde medför att residualerna utan större problem kan approximeras med en normalfördelning. Som nämnts i avsnitt 4.16.8.8 är detta ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I RESET innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är väl-specificerad. Framför allt skall inga icke-lineära samband finnas mellan de oberoende variablerna (RELUTD och PROGN_AVV) och CAR_2. Denna nollhypotes förkastas eftersom p-värdet (0,00412) är mindre än 0,05. Detta indikerar att modellen är felspecificerad. På grund av att problemen med heteroskedasticitet medför att några slutsatser om koefficienternas signifikans inte kan dras, finner vi det inte meningsfullt att närmare undersöka konsekvenserna av felspecificeringen.

Nollhypotesen i F-testet är att samtliga regressionskoefficienter är lika med noll. Denna nollhypotes förkastas eftersom p-värdet (0,000156) är mindre än 0,05. Eftersom slutsatser inte kan dras om koefficienternas signifikans på grund av problemen med heteroskedasticitet, skall även försiktighet iakttas vid tolkningen av F-testet.

Regressionens förklaringsgrad R^2 är 0,376.

Tabell 5-9. RESET, Whites test, Jarque-Beras test och F-test för (R3).

Test	Nollhypotes (H0)	Observerat värde	Kritiskt värde	Beslut	p-värde
RESET	Väl-specificerad modell	4,98	2,78	H0 förkastas	0,00412
White	Homoskedasticitet	22,1	16,9	H0 förkastas	0,00853
Jarque-Bera	Normalfördelade residualer	2,28	5,99	H0 accepteras	0,319
F-test	Samtliga regressionskoefficienter är lika med noll	5,52	2,27	H0 förkastas	0,000156

¹³¹ Se avsnitt 4.16.8.5 för en förklaring av denna hjälpregression.

Eftersom det inte kan dras några slutsatser om koefficienternas signifikans, finner vi det inte meningsfullt att undersöka om multikollinearitet utgör något problem för detta stickprov.

I nästa avsnitt visar det sig att problemen med heteroskedasticitet och felspecifikation försvinner när stickprovet rensas från icke-rena observationer och outliers.

5.3.2.2 Regression (R4) (rent stickprov)

Resultaten av regression nummer 4 (R4) redovisas nedan. Specifikationen för R4 är specifikation (4.17b). Denna specifikation avser en regression baserad på ett rent stickprov med CAR_2 som beroende variabel. Stickprovet består av både oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar.¹³² Stickprovstorleken är 45.

I tabell 5-10 nedan presenteras deskriptiv statistik för de tre variablerna CAR_2, RELUTD och PROGN_AVV för det stickprov som denna regression (R4) baseras på. För varje variabel redovisas medelvärde och standardavvikelse.

Tabell 5-10 Deskriptiv statistik för (R4).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
CAR_2	-0,00623	0,0296
RELUTD	-0,192	1,10
PROGN_AVV	-0,00209	0,0535

Av tabell 5-10 framgår att standardavvikelsen för samtliga variabler sjunkit jämfört med det icke-rena stickprovet som regression (R3) baseras på. Vidare framgår att medelvärdet för variabeln PROGN_AVV är -0,00209. För detta stickprov rapporterade således företagen ett resultat i stort sett i linje med resultatprognosen i genomsnitt. Den skevhet som fanns i variabeln PROGN_AVV enligt tabell 5-7 har praktiskt taget eliminerats när stickprovet rensades från outliers.

I tabell 5-11 nedan redovisas regressionsresultatet för (R4), det vill säga de skattade koefficienterna samt deras standardfel, t-värde och p-värde.

Tabell 5-11. Regressionsresultat för (R4).

Variabel	Koefficient	Standardfel	t-värde	p-värde
Konstant	-0,00577	0,00452	-1,28	0,209
RELUTD	0,00154	0,00434	0,355	0,724
PROGN_AVV	0,0771	0,0892	0,864	0,392

Enligt diskussionen nedan uppfylls förutsättningarna för giltigheten hos hypotestest avseende koefficienterna. Av tabell 5-11 framgår att p-värdet för koefficienten för RELUTD (0,724) är större än 0,05. Denna koefficient är därmed insignifikant. Koefficienten för PROGN_AVV är även den insignifikant eftersom p-värdet är 0,392.

¹³² Se avsnitt 4.16.6 för en närmare beskrivning av denna regression.

I Whites test innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är homoskedastisk. Som framgår av tabell 5-12 accepteras denna nollhypotes eftersom p-värdet (0,232) är större än 0,05. Några problem med heteroskedasticitet torde därmed inte existera för denna regression. I avsnitt 4.16.8.5 diskuterades att homoskedasticitet är ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

För regression (R3) var problemen med heteroskedasticitet allvarliga. Analysen i avsnitt 5.3.2.1 att outliers var en orsak till dessa problem bekräftas av att regression (R4), som baseras på ett stickprov som rensats från outliers, inte är heteroskedastisk.

I Jarque-Beras test innebär nollhypotesen att residualerna är normalfördelade. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,638) är större än 0,05. Detta höga p-värde medför att residualerna utan större problem kan approximeras med en normalfördelning. Som nämnts i avsnitt 4.16.8.8 är detta ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I RESET innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är väl-specificerad. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,392) är större än 0,05. Detta indikerar att modellen är väl-specificerad.

Nollhypotesen i F-testet är att samtliga regressionskoefficienter är lika med noll. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,553) är större än 0,05.

Regressionens förklaringsgrad R^2 är mycket låg (0,0279).

Tabell 5-12. RESET, Whites test, Jarque-Beras test och F-test för (R4).

Test	Nollhypotes (H0)	Observerat värde	Kritiskt värde	Beslut	p-värde
RESET	Väl-specificerad modell	1,03	2,85	H0 accepteras	0,392
White	Homoskedasticitet	6,85	11,1	H0 accepteras	0,232
Jarque-Bera	Normalfördelade residualer	0,900	5,99	H0 accepteras	0,638
F-test	Samtliga regressions-koefficienter är lika med noll	0,602	3,22	H0 accepteras	0,553

Korrelationen mellan RELUTD och PROG_N_AVV är relativt hög (+0,328). Vi har använt oss av metoden i avsnitt 5.3.1.2 för att undersöka eventuella problem med multikollinearitet. t-värdet för koefficienten för RELUTD är 0,678 i regressionen med enbart RELUTD som oberoende variabel. Motsvarande värde i regression (R4) är 0,355. Denna minskning av (absolutbeloppet av) t-värdet tyder inte på några större problem med multikollinearitet. Motsvarande minskning av (absolutbeloppet av) t-värdet för koefficienten för PROG_N_AVV är från 1,05 till 0,864. Detta tyder inte på någon allvarligare multikollinearitet.

Det var inte möjligt att dra några slutsatser utifrån regression (R3) på grund av heteroskedasticitet. Några motsvarande problem fanns inte för regression (R4). (R4) är även väl-specificerad. Resultatet av regression (R4) är att koefficienten för RELUTD är insignifikant.

5.4 Öväntade utdelningsökningar

I detta avsnitt (5.4) redovisas de 4 regressioner som baseras på stickproven bestående enbart av öväntade utdelningsökningar.

5.4.1 Regressioner med CAR_4 som beroende variabel

I avsnitt 5.4.1 redovisas regressionsresultaten för regressionerna som baseras på stickproven bestående enbart av öväntade utdelningsökningar med CAR_4 som beroende variabel.

5.4.1.1 Regression (R5) (icke-rent stickprov)

Resultaten av regression nummer 5 (R5) redovisas nedan. Specifikationen för R5 är specifikation (4.14a). Denna specifikation avser en regression baserad på ett icke-rent stickprov med CAR_4 som beroende variabel. Stickprovet består enbart av öväntade utdelningsökningar.¹³³ Stickprovsstorleken är 29.

I tabell 5-13 nedan presenteras deskriptiv statistik för de tre variablerna CAR_4, RELUTD och PROGN_AVV för det stickprov som denna regression (R5) baseras på. För varje variabel redovisas medelvärde och standardavvikelse. Värdena i tabell 5-13 används vid bestämningen av värdena på OUTL.

Tabell 5-13 Deskriptiv statistik för (R5).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
CAR_4	-0,00111	0,0418
RELUTD	0,545	0,486
PROGN_AVV	0,0359	0,0669

Av tabell 5-13 framgår att medelvärdet för variabeln PROGN_AVV är 0,0359. För detta stickprov rapporterade således företagen ett högre resultat jämfört med resultatprognosen i genomsnitt.

I tabell 5-14 nedan redovisas regressionsresultatet för (R5), det vill säga de skattade koefficienterna samt deras standardfel, t-värde och p-värde.

Tabell 5-14. Regressionsresultat för (R5).

Variabel	Koefficient	Standardfel	t-värde	p-värde
Konstant	0,0146	0,0130	1,12	0,273
RELUTD	-0,0443	0,0237	-1,87	0,0746
PROGN_AVV	0,192	0,165	1,16	0,257
CONT	-0,0643*	0,0300	-2,14	0,0433
OUTL	0,0366	0,0857	0,427	0,674
CR	0,0600	0,0441	1,36	0,187
OR	0,00560	0,0610	0,0918	0,928

Enligt diskussionen nedan uppfylls förutsättningarna för giltigheten hos hypotestest avseende koefficienterna. Av tabell 5-14 framgår att p-värdena för samtliga koefficienter utom den för CONT är större än 0,05. p-värdet för koefficienten för RELUTD (0,0746) är dock nära 0,05. Denna koefficient är därmed insignifikant. p-värdet för koefficienten för CONT (0,0433) är mindre än

¹³³ Se avsnitt 4.16.6 för en närmare beskrivning av denna regression.

0,05. Denna koefficient är därmed signifikant. Koefficienten för CONT är negativ (-0,0643). Sådana andra relevanta nyheter som diskuterades i avsnitt 4.16.4 har således en signifikant negativ påverkan på CAR₄.

I Whites test innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är homoskedastisk. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,320) är större än 0,05. Några problem med heteroskedasticitet torde därmed inte existera för denna regression. I avsnitt 4.16.8.5 diskuterades att homoskedasticitet är ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I Jarque-Beras test innebär nollhypotesen att residualerna är normalfördelade. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,494) är större än 0,05. Detta höga p-värde medför att residualerna utan större problem kan approximeras med en normalfördelning. Som nämnts i avsnitt 4.16.8.8 är detta ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I RESET innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är väl-specificerad. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,191) är större än 0,05. Detta indikerar att modellen är väl-specificerad.

Nollhypotesen i F-testet är att samtliga regressionskoefficienter är lika med noll. Denna nollhypotes förkastas eftersom p-värdet (0,0380) är mindre än 0,05. Regressionsmodellen är därmed signifikant.

Regressionens förklaringsgrad R^2 är relativt hög (0,428).

Tabell 5-15. RESET, Whites test, Jarque-Beras test och F-test för (R5).

Test	Nollhypotes (H0)	Observerat värde	Kritiskt värde	Beslut	p-värde
RESET	Väl-specificerad modell	1,75	3,13	H0 accepteras	0,191
White	Homoskedasticitet	10,4	16,9	H0 accepteras	0,320
Jarque-Bera	Normalfördelade residualer	1,41	5,99	H0 accepteras	0,494
F-test	Samtliga regressionskoefficienter är lika med noll	2,75	2,55	H0 förkastas	0,0380

Korrelationen mellan de oberoende variablerna RELUTD och PROGN_AVV är relativt låg (+0,152). Multikollinearitet torde därmed inte utgöra något större problem för denna regression.

Resultatet av regression (R5) är att koefficienten för RELUTD är insignifikant.

Som en extra kontroll rensar vi stickprovet från icke-rena observationer och outliers och resultaten av regressionen som baseras på detta rena stickprov redovisas i avsnitt 5.4.1.2.

5.4.1.2 Regression (R6) (rent stickprov)

Resultaten av regression nummer 6 (R6) redovisas nedan. Specifikationen för R6 är specifikation (4.17a). Denna specifikation avser en regression baserad på ett rent stickprov med CAR₄ som beroende variabel. Stickprovet består enbart av oväntade utdelningsökningar.¹³⁴ Stickprovsstorleken är 21.

¹³⁴ Se avsnitt 4.16.6 för en närmare beskrivning av denna regression.

I tabell 5-16 nedan presenteras deskriptiv statistik för de tre variablerna CAR_4, RELUTD och PROGN_AVV för det stickprov som denna regression (R6) baseras på. För varje variabel redovisas medelvärde och standardavvikelse.

Tabell 5-16 Deskriptiv statistik för (R6).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
CAR_4	0,00161	0,0372
RELUTD	0,406	0,337
PROGN_AVV	0,0263	0,0386

Av tabell 5-16 framgår att standardavvikelsen för samtliga variabler sjunkit jämfört med det icke-rena stickprovet som regression (R5) baseras på. Vidare framgår att medelvärdet för variabeln PROGN_AVV är 0,0263. Även för detta rena stickprov rapporterade således företagen ett högre resultat än resultatprognosen i genomsnitt.

I tabell 5-17 nedan redovisas regressionsresultatet för (R6), det vill säga de skattade koefficienterna samt deras standardfel, t-värde och p-värde.

Tabell 5-17. Regressionsresultat för (R6).

Variabel	Koefficient	Standardfel	t-värde	p-värde
Konstant	0,0122	0,0127	0,960	0,350
RELUTD	-0,0450	0,0227	-1,99	0,0625
PROGN_AVV	0,293	0,198	1,48	0,156

Enligt diskussionen nedan uppfylls förutsättningarna för giltigheten hos hypotestest avseende koefficienterna. Av tabell 5-17 framgår att p-värdet för koefficienten för RELUTD (0,0625) är större än 0,05. Denna koefficient är därmed insignifikant men p-värdet är nära 0,05. Även koefficienten för PROGN_AVV är insignifikant eftersom p-värdet (0,156) är större än 0,05.

I Whites test innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är homoskedastisk. Som framgår av tabell 5-18 accepteras denna nollhypotes eftersom p-värdet (0,831) är större än 0,05. Det höga p-värdet indikerar att några problem med heteroskedasticitet inte torde existera för denna regression. I avsnitt 4.16.8.5 diskuterades att homoskedasticitet är ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I Jarque-Beras test innebär nollhypotesen att residualerna är normalfördelade. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,673) är större än 0,05. Detta höga p-värde medför att residualerna utan större problem kan approximeras med en normalfördelning. Som nämnts i avsnitt 4.16.8.8 är detta ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I RESET innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är väl-specificerad. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,602) är större än 0,05. Detta indikerar att modellen är väl-specificerad.

Nollhypotesen i F-testet är att samtliga regressionskoefficienter är lika med noll. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,0810) är större än 0,05. Regressionsmodellen är därmed insignifikant.

Regressionens förklaringsgrad R^2 är 0,244.

Tabell 5-18. RESET, Whites test, Jarque-Beras test och F-test för (R6).

Test	Nollhypotes (H0)	Observerat värde	Kritiskt värde	Beslut	p-värde
RESET	Välspecificerad modell	0,638	3,29	H0 accepteras	0,602
White	Homoskedasticitet	2,13	11,1	H0 accepteras	0,831
Jarque-Bera	Normalfördelade residualer	0,792	5,99	H0 accepteras	0,673
F-test	Samtliga regressionskoefficienter är lika med noll	2,90	3,55	H0 accepteras	0,0810

Korrelationen mellan de oberoende variablerna RELUTD och PROGN_AVV är låg (+0,0603). Multikollinearitet torde därmed inte utgöra något större problem för denna regression.

Resultatet av regression (R6) är att koefficienten för RELUTD är insignifikant.

5.4.2 Regressioner med CAR_2 som beroende variabel

I avsnitt 5.4.2 redovisas regressionsresultaten för regressionerna som baseras på stickproven bestående enbart av oväntade utdelningsökningar med CAR_2 som beroende variabel.

5.4.2.1 Regression (R7) (icke-rent stickprov)

Resultaten av regression nummer 7 (R7) redovisas nedan. Specifikationen för R7 är specifikation (4.14b). Denna specifikation avser en regression baserad på ett icke-rent stickprov med CAR_2 som beroende variabel. Stickprovet består enbart av oväntade utdelningsökningar.¹³⁵ Stickprovsstorleken är 29.

I tabell 5-19 nedan presenteras deskriptiv statistik för de tre variablerna CAR_2, RELUTD och PROGN_AVV för det stickprov som denna regression (R7) baseras på. För varje variabel redovisas medelvärde och standardavvikelse. Värdena i tabell 5-19 används vid bestämningen av värdena på OUTL.

Tabell 5-19 Deskriptiv statistik för (R7).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
CAR_2	-0,00489	0,0382
RELUTD	0,545	0,486
PROGN_AVV	0,0359	0,0669

Av tabell 5-19 framgår att medelvärdet för variabeln PROGN_AVV är 0,0359. För detta stickprov rapporterade således företagen ett högre resultat än resultatprognosen i genomsnitt.

I tabell 5-20 nedan redovisas regressionsresultatet för (R7), det vill säga de skattade koefficienterna samt deras standardfel, t-värde och p-värde.

¹³⁵ Se avsnitt 4.16.6 för en närmare beskrivning av denna regression.

Tabell 5-20. Regressionsresultat för (R7).

Variabel	Koefficient	Standardfel	t-värde	p-värde
Konstant	0,00915	0,0133	0,687	0,499
RELUTD	-0,0307	0,0244	-1,26	0,221
PROGN_AVV	0,0719	0,124	0,578	0,569
CONT	-0,0645	0,0364	-1,77	0,0900
OUTL	-0,00553	0,0444	-0,125	0,902
CR	0,0521	0,0483	1,08	0,292
OR	0,0335	0,0391	0,858	0,400

Av tabell 5-20 framgår att p-värdena för samtliga koefficienter är större än 0,05. Speciellt är p-värdet för koefficienten för RELUTD större än 0,05 (0,221). På grund av att antagandet om normalfördelade residualer inte är uppfyllt enligt tabell 5-21, kan inga slutsatser dras om koefficienternas signifikans.

I Whites test innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är homoskedastisk. Som framgår av tabell 5-21 accepteras denna nollhypotes eftersom p-värdet (0,142) är större än 0,05. Några problem med heteroskedasticitet torde därmed inte existera för denna regression. I avsnitt 4.16.8.5 diskuterades att homoskedasticitet är ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I Jarque-Beras test innebär nollhypotesen att residualerna är normalfördelade. Denna nollhypotes förkastas eftersom p-värdet är 0,00154. Det låga p-värdet medför att fördelningen för residualerna väsentligt avviker från en normalfördelning. Detta leder till att hypotestest avseende koefficienterna inte är giltiga. Fördelningen för residualerna har både positiv skevhet (+1,36) och kurtosis över 3 (4,81).

I RESET innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är välspecificerad. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,0958) är större än 0,05. Detta indikerar att modellen är välspecificerad.

Nollhypotesen i F-testet är att samtliga regressionskoefficienter är lika med noll. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet är 0,282. Eftersom slutsatser inte kan dras om koefficienternas signifikans på grund av att antagandet om normalfördelade residualer inte är uppfyllt, skall även försiktighet iakttas vid tolkningen av F-testet.

Regressionens förklaringsgrad R^2 är 0,268.

Tabell 5-21. RESET, Whites test, Jarque-Beras test och F-test för (R7).

Test	Nollhypotes (H0)	Observerat värde	Kritiskt värde	Beslut	p-värde
RESET	Välspecificerad modell	2,44	3,13	H0 accepteras	0,0958
White	Homoskedasticitet	13,5	16,9	H0 accepteras	0,142
Jarque-Bera	Normalfördelade residualer	13,0	5,99	H0 förkastas	0,00154
F-test	Samtliga regressionskoefficienter är lika med noll	1,34	2,55	H0 accepteras	0,282

Eftersom det inte kan dras några slutsatser om koefficienternas signifikans, finner vi det inte meningsfullt att undersöka om multikollinearitet utgör något problem för detta stickprov.

I nästa avsnitt visar det sig att antagandet om normalfördelade residualer är uppfyllt när stickprovet rensas från icke-rena observationer och outliers.

5.4.2.2 Regression (R8) (rent stickprov)

Resultaten av regression nummer 8 (R8) redovisas nedan. Specifikationen för R8 är specifikation (4.17b). Denna specifikation avser en regression baserad på ett rent stickprov med CAR_2 som beroende variabel. Stickprovet består enbart av oväntade utdelningsökningar.¹³⁶ Stickprovsstorleken är 21.

I tabell 5-22 nedan presenteras deskriptiv statistik för de tre variablerna CAR_2, RELUTD och PROGN_AVV för det stickprov som denna regression (R8) baseras på. För varje variabel redovisas medelvärde och standardavvikelse.

Tabell 5-22 Deskriptiv statistik för (R8).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
CAR_2	-0,00283	0,0299
RELUTD	0,406	0,337
PROGN_AVV	0,0263	0,0386

Av tabell 5-22 framgår att standardavvikelsen för samtliga variabler sjunkit jämfört med det icke-rena stickprovet som regression (R7) baseras på. Vidare framgår att medelvärdet för variabeln PROGN_AVV är 0,0263. Även för detta rena stickprov rapporterade således företagen ett högre resultat än resultatprognosen i genomsnitt.

I tabell 5-23 nedan redovisas regressionsresultatet för (R8), det vill säga de skattade koefficienterna samt deras standardfel, t-värde och p-värde.

Tabell 5-23. Regressionsresultat för (R8).

Variabel	Koefficient	Standardfel	t-värde	p-värde
Konstant	0,00937	0,0112	0,840	0,412
RELUTD	-0,0269	0,0199	-1,35	0,193
PROGN_AVV	-0,0482	0,174	-0,277	0,785

Enligt diskussionen nedan uppfylls förutsättningarna för giltigheten hos hypotestest avseende koefficienterna. Av tabell 5-23 framgår att p-värdet för koefficienten för RELUTD (0,193) är större än 0,05. Denna koefficient är därmed insignifikant. Koefficienten för PROGN_AVV är (kraftigt) insignifikant eftersom p-värdet är högt (0,785).

I Whites test innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är homoskedastisk. Som framgår av tabell 5-24 accepteras denna nollhypotes eftersom p-värdet (0,222) är större än 0,05. Några problem med heteroskedasticitet torde därmed inte existera för denna regression. I avsnitt 4.16.8.5 diskuterades att homoskedasticitet är ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

¹³⁶ Se avsnitt 4.16.6 för en närmare beskrivning av denna regression.

I Jarque-Beras test innebär nollhypotesen att residualerna är normalfördelade. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,241) är större än 0,05. Detta höga p-värde medför att residualerna utan större problem kan approximeras med en normalfördelning. Som nämnts i avsnitt 4.16.8.8 är detta ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga. Fördelningen för residualerna i regression (R7) avviker väsentligt från en normalfördelning. Detta problem löste sig således när stickprovet rensades från icke-rena observationer och outliers.

I RESET innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är välspecificerad. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,307) är större än 0,05. Detta indikerar att modellen är välspecificerad.

Nollhypotesen i F-testet är att samtliga regressionskoefficienter är lika med noll. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,394) är större än 0,05. Regressionsmodellen är därmed insignifikant.

Regressionens förklaringsgrad R^2 är 0,0983.

Tabell 5-24. RESET, Whites test, Jarque-Beras test och F-test för (R8).

Test	Nollhypotes (H0)	Observerat värde	Kritiskt värde	Beslut	p-värde
RESET	Välspecificerad modell	1,31	3,29	H0 accepteras	0,307
White	Homoskedasticitet	6,98	11,1	H0 accepteras	0,222
Jarque-Bera	Normalfördelade residualer	2,85	5,99	H0 accepteras	0,241
F-test	Samtliga regressionskoefficienter är lika med noll	0,981	3,55	H0 accepteras	0,394

Korrelationen mellan de oberoende variablerna RELUTD och PROGNAVV är låg (+0,0603). Multikollinearitet torde därmed inte utgöra något större problem för denna regression.

Resultatet av regression (R8) är att koefficienten för RELUTD är insignifikant.

5.5 Övriga utdelningsminskningar

I detta avsnitt (5.5) redovisas de 4 regressioner som baseras på stickproven bestående enbart av övriga utdelningsminskningar.

5.5.1 Regressioner med CAR_4 som beroende variabel

I avsnitt 5.5.1 redovisas regressionsresultaten för regressionerna som baseras på stickproven bestående enbart av övriga utdelningsminskningar med CAR_4 som beroende variabel.

5.5.1.1 Regression (R9) (icke-rent stickprov)

Resultaten av regression nummer 9 (R9) redovisas nedan. Specifikationen för R9 är specifikation (4.14a). Denna specifikation avser en regression baserad på ett icke-rent stickprov med CAR_4 som beroende variabel. Stickprovet består enbart av övriga utdelningsminskningar.¹³⁷ Stickprovsstorleken är 33.

¹³⁷ Se avsnitt 4.16.6 för en närmare beskrivning av denna regression.

I tabell 5-25 nedan presenteras deskriptiv statistik för de tre variablerna CAR_4, RELUTD och PROGN_AVV för det stickprov som denna regression (R9) baseras på. För varje variabel redovisas medelvärde och standardavvikelse. Värdena i tabell 5-25 används vid bestämningen av värdena på OUTL.

Tabell 5-25 Deskriptiv statistik för (R9).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
CAR_4	-0,00163	0,0540
RELUTD	-1,49	2,13
PROGN_AVV	-0,0532	0,128

Av tabell 5-25 framgår att medelvärdet för variabeln PROGN_AVV är -0,0532. För detta stickprov rapporterade således företagen ett lägre resultat än resultatprognosen i genomsnitt.

I tabell 5-26 nedan redovisas regressionsresultatet för (R9), det vill säga de skattade koefficienterna samt deras standardfel, t-värde och p-värde.

Tabell 5-26. Regressionsresultat för (R9).

Variabel	Koefficient	Standardfel	t-värde	p-värde
Konstant	0,00462	0,0157	0,295	0,770
RELUTD	0,00371	0,00920	0,403	0,690
PROGN_AVV	0,127	0,0952	1,34	0,193
CONT	-0,0385	0,0401	-0,962	0,345
OUTL	0,0354	0,0436	0,812	0,424
CR	-0,0255	0,0228	-1,12	0,274
OR	-0,00356	0,0112	-0,318	0,753

Av tabell 5-26 framgår att p-värdena för samtliga koefficienter är större än 0,05. Speciellt är p-värdet för koefficienten för RELUTD mycket högt (0,690). På grund av problem med heteroskedasticitet enligt tabell 5-27, kan inga slutsatser dras om koefficienternas signifikans.

I Whites test innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är homoskedastisk. Denna nollhypotes förkastas eftersom p-värdet (0,0196) är mindre än 0,05. Det låga p-värdet indikerar problem med heteroskedasticitet. I avsnitt 4.16.8.5 diskuterades att konsekvenserna av heteroskedasticitet är att hypotestest avseende koefficienterna är ogiltiga. Detta är anledningen till att inga slutsatser kan dras om koefficienternas signifikans.

Av koefficienterna i hjälpregressionen¹³⁸ i Whites test att döma, är heteroskedasticiteten troligen orsakad av outliers och icke-rena observationer. Koefficienten för dummy-variabeln OUTL i hjälpregressionen är signifikant (p-värde=0,0427). Koefficienten är positiv (+0,00791) vilket betyder att (den skattade) residualvariansen för de observationer som är outliers är högre. Även koefficienten för dummy-variabeln CONT i hjälpregressionen är signifikant (p-värde=0,00387). Koefficienten är positiv (+0,00736) vilket betyder att (den skattade) residualvariansen för icke-rena observationer är högre.

¹³⁸ Se avsnitt 4.16.8.5 för en förklaring av denna hjälpregression.

I Jarque-Beras test innebär nollhypotesen att residualerna är normalfördelade. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,757) är större än 0,05. Detta höga p-värde medför att residualerna utan större problem kan approximeras med en normalfördelning. Som nämnts i avsnitt 4.16.8.8 är detta ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I RESET innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är välspecificerad. Framför allt skall inga icke-lineära samband finnas mellan de oberoende variablerna (RELUTD och PROGN_AVV) och CAR_4. Denna nollhypotes förkastas eftersom p-värdet (0,0467) är mindre än 0,05. Detta indikerar att modellen är felspecificerad. På grund av att problemen med heteroskedasticitet medför att några slutsatser om koefficienternas signifikans inte kan dras, finner vi det inte meningsfullt att närmare undersöka konsekvenserna av felspecificeringen.

Nollhypotesen i F-testet är att samtliga regressionskoefficienter är lika med noll. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,813) är större än 0,05. Eftersom slutsatser inte kan dras om koefficienternas signifikans på grund av problemen med heteroskedasticitet, skall även försiktighet iakttas vid tolkningen av F-testet.

Regressionens förklaringsgrad R^2 är 0,101.

Tabell 5-27. RESET, Whites test, Jarque-Beras test och F-test för (R9).

Test	Nollhypotes (H0)	Observerat värde	Kritiskt värde	Beslut	p-värde
RESET	Välspecificerad modell	3,10	3,03	H0 förkastas	0,0467
White	Homoskedasticitet	19,7	16,9	H0 förkastas	0,0196
Jarque-Bera	Normalfördelade residualer	0,556	5,99	H0 accepteras	0,757
F-test	Samtliga regressionskoefficienter är lika med noll	0,486	2,47	H0 accepteras	0,813

Eftersom det inte kan dras några slutsatser om koefficienternas signifikans, finner vi det inte meningsfullt att undersöka om multikollinearitet utgör något problem för detta stickprov.

I nästa avsnitt visar det sig att problemen med heteroskedasticitet försvinner när stickprovet rensas från icke-rena observationer och outliers. Regressionen som baseras på detta rena stickprov kommer även att vara välspecificerad.

5.5.1.2 Regression (R10) (rent stickprov)

Resultaten av regression nummer 10 (R10) redovisas nedan. Specifikationen för R10 är specifikation (4.17a). Denna specifikation avser en regression baserad på ett rent stickprov med CAR_4 som beroende variabel. Stickprovet består enbart av oväntade utdelningsminskningar.¹³⁹ Stickprovstorleken är 24.

I tabell 5-28 nedan presenteras deskriptiv statistik för de tre variablerna CAR_4, RELUTD och PROGN_AVV för det stickprov som denna regression (R10) baseras på. För varje variabel redovisas medelvärde och standardavvikelse.

¹³⁹ Se avsnitt 4.16.6 för en närmare beskrivning av denna regression.

Tabell 5-28 Deskriptiv statistik för (R10).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
CAR_4	-0,00808	0,0413
RELUTD	-1,09	1,29
PROGN_AVV	-0,0272	0,0516

Av tabell 5-28 framgår att standardavvikelsen för samtliga variabler sjunkit jämfört med det icke-rena stickprovet som regression (R9) baseras på. Vidare framgår att medelvärdet för variabeln PROGN_AVV är -0,0272. Även för detta rena stickprov rapporterade således företagen ett lägre resultat än resultatprognosen i genomsnitt.

I tabell 5-29 nedan redovisas regressionsresultatet för (R10), det vill säga de skattade koefficienterna samt deras standardfel, t-värde och p-värde.

Tabell 5-29. Regressionsresultat för (R10).

Variabel	Koefficient	Standardfel	t-värde	p-värde
Konstant	0,000142	0,0127	0,0112	0,991
RELUTD	0,00225	0,00683	0,329	0,745
PROGN_AVV	0,213	0,171	1,24	0,228

Enligt diskussionen nedan uppfylls förutsättningarna för giltigheten hos hypotestest avseende koefficienterna. Av tabell 5-29 framgår att p-värdet för koefficienten för RELUTD (0,745) är större än 0,05. Denna koefficient är därmed (kraftigt) insignifikant. Även koefficienten för PROGN_AVV är insignifikant eftersom p-värdet (0,228) är större än 0,05.

I Whites test innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är homoskedastisk. Som framgår av tabell 5-30 accepteras denna nollhypotes eftersom p-värdet (0,294) är större än 0,05. Det höga p-värdet indikerar att några problem med heteroskedasticitet inte torde existera för denna regression. I avsnitt 4.16.8.5 diskuterades att homoskedasticitet är ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I Jarque-Beras test innebär nollhypotesen att residualerna är normalfördelade. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,296) är större än 0,05. Detta höga p-värde medför att residualerna utan större problem kan approximeras med en normalfördelning. Som nämnts i avsnitt 4.16.8.8 är detta ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I RESET innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är väl-specificerad. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,915) är (betydligt) större än 0,05. Detta indikerar att modellen är väl-specificerad.

Nollhypotesen i F-testet är att samtliga regressionskoefficienter är lika med noll. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet (0,471) är större än 0,05. Regressionsmodellen är därmed insignifikant.

Regressionens förklaringsgrad R^2 är 0,0692.

Tabell 5-30. RESET, Whites test, Jarque-Beras test och F-test för (R10).

Test	Nollhypotes (H0)	Observerat värde	Kritiskt värde	Beslut	p-värde
RESET	Välspecificerad modell	0,170	3,16	H0 accepteras	0,915
White	Homoskedasticitet	6,13	11,1	H0 accepteras	0,294
Jarque-Bera	Normalfördelade residualer	2,44	5,99	H0 accepteras	0,296
F-test	Samtliga regressionskoefficienter är lika med noll	0,780	3,47	H0 accepteras	0,471

Korrelationen mellan de oberoende variablerna RELUTD och PROGN_AVV är svag (-0,165). Multikollinearitet torde därmed inte utgöra något större problem för denna regression.

Resultatet av regression (R10) är att koefficienten för RELUTD är insignifikant.

5.5.2 Regressioner med CAR_2 som beroende variabel

I avsnitt 5.5.2 redovisas regressionsresultaten för regressionerna som baseras på stickproven bestående enbart av oväntade utdelningsminskningar med CAR_2 som beroende variabel.

5.5.2.1 Regression (R11) (icke-rent stickprov)

Resultaten av regression nummer 11 (R11) redovisas nedan. Specifikationen för R11 är specifikation (4.14b). Denna specifikation avser en regression baserad på ett icke-rent stickprov med CAR_2 som beroende variabel. Stickprovet består enbart av oväntade utdelningsminskningar.¹⁴⁰ Stickprovsstorleken är 33.

I tabell 5-31 nedan presenteras deskriptiv statistik för de tre variablerna CAR_2, RELUTD och PROGN_AVV för det stickprov som denna regression (R11) baseras på. För varje variabel redovisas medelvärde och standardavvikelse. Värdena i tabell 5-31 används vid bestämningen av värdena på OUTL.

Tabell 5-31 Deskriptiv statistik för (R11).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
CAR_2	0,00406	0,0479
RELUTD	-1,49	2,13
PROGN_AVV	-0,0532	0,128

Av tabell 5-31 framgår att medelvärdet för variabeln PROGN_AVV är -0,0532. För detta stickprov rapporterade således företagen ett lägre resultat än resultatprognosen i genomsnitt.

I tabell 5-32 nedan redovisas regressionsresultatet för (R11), det vill säga de skattade koefficienterna samt deras standardfel, t-värde och p-värde.

¹⁴⁰ Se avsnitt 4.16.6 för en närmare beskrivning av denna regression.

Tabell 5-32. Regressionsresultat för (R11).

Variabel	Koefficient	Standardfel	t-värde	p-värde
Konstant	0,00650	0,00998	0,652	0,520
RELUTD	0,00208	0,00585	0,355	0,725
PROGN_AVV	0,269*	0,0641	4,20	0,000275
CONT	-0,0105	0,0245	-0,428	0,672
OUTL	0,164*	0,0345	4,76	0,0000633
CR	-0,00358	0,0143	-0,251	0,804
OR	0,00768	0,00744	1,03	0,312

Enligt diskussionen nedan uppfylls förutsättningarna för giltigheten hos hypotestest avseende koefficienterna. Av tabell 5-32 framgår att p-värdet för koefficienten för RELUTD (0,725) är betydligt större än 0,05. Denna koefficient är därmed (kraftigt) insignifikant. Koefficienten för PROGN_AVV är däremot signifikant eftersom p-värdet (0,000275) är betydligt mindre än 0,05. Koefficienten för PROGN_AVV är positiv (+0,269) och således finns ett positivt samband mellan resultatprognosavvikelse och överavkastning. Koefficienten för dummy-variabeln OUTL är signifikant (p-värde=0,0000633) med ett positivt värde (+0,164). Denna signifikanta koefficient visar att en kontrollvariabel för outliers är nödvändig.

I Whites test innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är homoskedastisk. Som framgår av tabell 5-33 accepteras denna nollhypotes eftersom p-värdet är 0,442. Det höga p-värdet indikerar att några problem med heteroskedasticitet inte torde existera för denna regression. I avsnitt 4.16.8.5 diskuterades att homoskedasticitet är ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I Jarque-Beras test innebär nollhypotesen att residualerna är normalfördelade. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet är 0,867. Detta höga p-värde medför att residualerna utan större problem kan approximeras med en normalfördelning. Som nämnts i avsnitt 4.16.8.8 är detta ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I RESET innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är väl-specificerad. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet är 0,921. Detta indikerar att modellen är väl-specificerad.

Nollhypotesen i F-testet är att samtliga regressionskoefficienter är lika med noll. Denna nollhypotes förkastas eftersom p-värdet (0,00152) är mindre än 0,05. Regressionsmodellen är därmed signifikant.

Regressionens förklaringsgrad R^2 är relativt hög (0,537).

Tabell 5-33. RESET, Whites test, Jarque-Beras test och F-test för (R11).

Test	Nollhypotes (H0)	Observerat värde	Kritiskt värde	Beslut	p-värde
RESET	Välspecificerad modell	0,162	3,03	H0 accepteras	0,921
White	Homoskedasticitet	8,95	16,9	H0 accepteras	0,442
Jarque-Bera	Normalfördelade residualer	0,286	5,99	H0 accepteras	0,867
F-test	Samtliga regressionskoefficienter är lika med noll	5,03	2,47	H0 förkastas	0,00152

Korrelationen mellan de oberoende variablerna RELUTD och PROGN_AVV är låg (+0,0885). Multikollinearitet torde därmed inte utgöra något större problem för denna regression.

Resultatet av regression (R11) är att koefficienten för RELUTD är insignifikant.

5.5.2.2 Regression (R12) (rent stickprov)

Resultaten av regression nummer 12 (R12) redovisas nedan. Specifikationen för R12 är specifikation (4.17b). Denna specifikation avser en regression baserad på ett rent stickprov med CAR_2 som beroende variabel. Stickprovet består enbart av oväntade utdelningsminskningar.¹⁴¹ Stickprovsstorleken är 24.

I tabell 5-34 nedan presenteras deskriptiv statistik för de tre variablerna CAR_2, RELUTD och PROGN_AVV för det stickprov som denna regression (R12) baseras på. För varje variabel redovisas medelvärde och standardavvikelse.

Tabell 5-34 Deskriptiv statistik för (R12).

Variabel	Medelvärde	Standardavvikelse
CAR_2	-0,00308	0,0364
RELUTD	-1,09	1,29
PROGN_AVV	-0,0272	0,0516

Av tabell 5-34 framgår att standardavvikelsen för samtliga variabler sjunkit jämfört med det icke-rena stickprov som regression (R11) baseras på. Vidare framgår att medelvärdet för variabeln PROGN_AVV är -0,0272. Även för detta rena stickprov rapporterade således företagen ett lägre resultat än resultatprognosen i genomsnitt.

I tabell 5-35 nedan redovisas regressionsresultatet för (R12), det vill säga de skattade koefficienterna samt deras standardfel, t-värde och p-värde.

Tabell 5-35. Regressionsresultat för (R12).

Variabel	Koefficient	Standardfel	t-värde	p-värde
Konstant	0,00553	0,0109	0,506	0,618
RELUTD	0,00189	0,00589	0,322	0,751
PROGN_AVV	0,241	0,147	1,64	0,117

Enligt diskussionen nedan uppfylls förutsättningarna för giltigheten hos hypotestest avseende koefficienterna. Av tabell 5-35 framgår att p-värdet för koefficienten för RELUTD (0,751) är större än 0,05. Denna koefficient är därmed

¹⁴¹ Se avsnitt 4.16.6 för en närmare beskrivning av denna regression.

(kraftigt) insignifikant. Även koefficienten för PROG_N_AVV är insignifikant eftersom p-värdet (0,117) är större än 0,05.

I Whites test innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är homoskedastisk. Som framgår av tabell 5-36 accepteras denna nollhypotes eftersom p-värdet är 0,321. Det höga p-värdet indikerar att några problem med heteroskedasticitet inte torde existera för denna regression. I avsnitt 4.16.8.5 diskuterades att homoskedasticitet är ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I Jarque-Beras test innebär nollhypotesen att residualerna är normalfördelade. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet är 0,920. Detta höga p-värde medför att residualerna utan större problem kan approximeras med en normalfördelning. Som nämnts i avsnitt 4.16.8.8 är detta ett nödvändigt villkor för att hypotestest avseende koefficienterna skall vara giltiga.

I RESET innebär nollhypotesen att regressionsmodellen är väl-specificerad. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet är 0,820. Detta indikerar att modellen är väl-specificerad.

Nollhypotesen i F-testet är att samtliga regressionskoefficienter är lika med noll. Denna nollhypotes accepteras eftersom p-värdet är 0,283. Regressionsmodellen är därmed insignifikant.

Regressionens förklaringsgrad R^2 är 0,113.

Tabell 5-36. RESET, Whites test, Jarque-Beras test och F-test för (R12).

Test	Nollhypotes (H0)	Observerat värde	Kritiskt värde	Beslut	p-värde
RESET	Väl-specificerad modell	0,307	3,16	H0 accepteras	0,820
White	Homoskedasticitet	5,85	11,1	H0 accepteras	0,321
Jarque-Bera	Normalfördelade residualer	0,167	5,99	H0 accepteras	0,920
F-test	Samtliga regressions-koefficienter är lika med noll	1,34	3,47	H0 accepteras	0,283

Korrelationen mellan de oberoende variablerna RELUTD och PROG_N_AVV är svag (-0,165). Multikollinearitet torde därmed inte utgöra något större problem för denna regression.

Resultatet av regression (R12) är att koefficienten för RELUTD är insignifikant.

6 Analys

I detta kapitel kommer de resultat som har redovisats i empirikapitlet att tolkas och diskuteras.

I tabell 6-1 nedan sammanfattas resultaten av vår studie.

Tabell 6-1. p-värdet för koefficienten för variabeln RELUTD. Varje ruta i tabellen innehåller resultatet av en regression.

	Icke-rent stickprov	Rent stickprov
Oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar, CAR_4 som beroende variabel	hypotestest ej giltigt, på grund av heteroskedasticitet	0,237
Oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar, CAR_2 som beroende variabel	hypotestest ej giltigt, på grund av heteroskedasticitet	0,724
Enbart oväntade utdelningsökningar, CAR_4 som beroende variabel	0,0746	0,0625
Enbart oväntade utdelningsökningar, CAR_2 som beroende variabel	hypotestest ej giltigt, på grund av att antagandet om normalfördelade residualer ej är uppfyllt	0,193
Enbart oväntade utdelningsminskningar, CAR_4 som beroende variabel	hypotestest ej giltigt, på grund av heteroskedasticitet	0,745
Enbart oväntade utdelningsminskningar, CAR_2 som beroende variabel	0,725	0,751

Av tabell 6-1 framgår att för 4 av 12 regressioner var inte hypotestest avseende koefficienterna giltiga. Anledningen till detta var problem med heteroskedasticitet och problem med att antagandet om normalfördelade residualer ej var uppfyllt.

Koefficienten för variabeln RELUTD var insignifikant i samtliga 8 regressioner där hypotestest avseende koefficienterna var giltiga. Koefficienten för RELUTD hade högst p-värde i regressionerna som baseras på stickprov bestående enbart av oväntade utdelningsminskningar (0,745; 0,725 respektive 0,751). Koefficienten för RELUTD hade lägst p-värde i regressionerna som baseras på stickprov bestående enbart av oväntade utdelningsökningar (0,0746; 0,0625 respektive 0,193). p-värdet för koefficienten för RELUTD i regressionerna som baseras på stickprov bestående av både oväntade utdelningsökningar och oväntade utdelningsminskningar var 0,237 respektive 0,724.

Koefficienten för RELUTD hade högre p-värde i de regressioner som mäter sambandet mellan RELUTD och överavkastningen i händelsefönstret [0,1] än i de regressioner som mäter sambandet mellan RELUTD och överavkastningen i det längre händelsefönstret [-1,2].

Ett samband mellan oväntade utdelningsförändringar och överavkastning har således inte kunnat påvisas i vår studie. Detta resultat överensstämmer med Alkebäcks studie av den svenska marknaden.

6.1 Ökad möjlighet att studera signalering avseende framtida resultat

I metodkapitlet diskuterades att samtidig kungörelse av utdelning och resultat medför problem med att isolera effekten av utdelningskungörelsen på aktiekursen. Samtidig kungörelse av utdelning och resultat innebär emellertid även möjligheter. På grund av samtidig kungörelse av utdelning och resultat på den svenska marknaden visar vi nedan att möjligheten att studera signalering avseende framtida resultat ökar jämfört med studier på den amerikanska marknaden, där utdelning och resultat oftast inte kungörs samtidigt.

I teorikapitlet har forskningsresultat från den amerikanska marknaden diskuterats. Resultaten av dessa studier är något blandande, men ett flertal studier visar på en signifikant positiv överavkastning för oväntade utdelningsökningar. Vi anser att en möjlig förklaring till denna signifikant positiva överavkastning kan vara att en oväntad utdelningsökning en kort tid innan bokslutskommunikén kan signalera att helårsresultatet kan komma att bli bättre än vad aktiemarknaden förväntade sig innan utdelningskungörelsen. På grund av denna revidering av aktiemarknadens resultatprognos stiger aktiekursen. En kort tid innan helårsresultatet kungörs är det självfallet så att företagets ledning och styrelse kan inneha information som inte aktiemarknaden besitter och att denna information kan ingå i beslutsunderlaget för styrelsens förslag till utdelning.

Signaleringshypotesen innebär att en oväntad utdelningsökning signalerar att företagets framtida resultat förväntas bli bättre än vad aktiemarknaden tidigare hade förväntat sig och vice versa. Antag att den extra information som insiders i företaget besitter enbart avser resultatsiffror för det redan avslutade bokslutsåret. Trots att insiders inte besitter extra information avseende framtida bokslutsårs resultat, har den oväntade utdelningsökningen en effekt på aktiekursen eftersom resultatsiffror indirekt läcker ut till aktiemarknaden innan bokslutskommunikén via utdelningskungörelsen.

Ovanstående förklaring till forskningsresultaten avseende den amerikanska marknaden skall inte tolkas som att effekten på aktiekursen inte kan vara en signaleringseffekt avseende framtida resultat. Däremot är ovanstående förklaring inte osannolik. Om däremot resultatinformationen för det bokslutsår som utdelningen avser kungjordes samtidigt med utdelningen, skulle ovanstående förklaring inte vara möjlig. Aktiemarknaden skulle nämligen reagera på själva resultatkungörelsen och reaktionen på utdelningskungörelsen skulle inte läcka någon information om nuvarande resultat till aktiemarknaden. Om reaktionen på utdelningskungörelsen kan isoleras från reaktionen på resultatkungörelsen, kan signaleringseffekten av utdelningskungörelsen enbart tolkas som signalering om framtida resultat.

Att utdelning och resultat kungörs samtidigt på den svenska marknaden ökar därmed möjligheterna att studera signalering avseende framtida resultat.

6.2 Risk för sammanblandning av kassaflödeseffekten och signaleringseffekten

I metodkapitlet har beskrivits hur vi gått tillväga för att isolera effekten av utdelningskungörelsen från andra simultana kungörelser. De andra kungörelserna är

resultatkungörelse, som sker samtidigt med samtliga utdelningskungörelser, och information om andra relevanta nyheter.

Även om vår metod framgångsrikt isolerar effekten av utdelningskungörelsen från effekter av andra nyheter, kvarstår problemet med att effekten av utdelningskungörelsen i sig själv kan bestå av olika effekter. Effekten av utdelningskungörelsen kan delas upp i en *kassaflödeseffekt* och en *signaleringseffekt*.

Med kassaflödeseffekt avser vi att aktiekursen påverkas av att bolagets vinster delas ut till aktieägarna istället för att hållas kvar i bolaget. Skatteregler och transaktionskostnader skulle kunna åstadkomma en kassaflödeseffekt. Om den personliga skatten på utdelningar är större än den personliga skatten på kapitalvinster, skulle aktiekursen på grund av detta kunna falla om utdelningen höjs. Med sådana skatteregler skulle kassaflödeseffekten innebära att ett negativt samband mellan RELUTD och överavkastningen skulle existera. På den svenska marknaden är visserligen de personliga skattesatserna för utdelning och kapitalvinst i dagsläget båda 30 procent. Skatten på utdelningar är dock inte möjlig att skjuta upp medan aktier kan behållas och skatten på kapitalvinster därmed skjutas upp. Den effektiva skatten på utdelningar är därmed högre än den effektiva skatten på kapitalvinster. Detta skulle kunna leda till en kassaflödeseffekt. Under studiens tidsperiod har dock skattereglerna ändrats i olika omgångar.

Syftet med vår studie är att undersöka om en signaleringseffekt existerar på den svenska marknaden. Med signaleringseffekt avses som bekant att företag sänder signaler om företagets framtida utveckling till aktiemarknaden genom att oväntat förändra utdelningen. Även om vår metod framgångsrikt isolerar effekten av utdelningskungörelsen från effekter av andra nyheter, kvarstår problemet med att en eventuell kassaflödeseffekt kan försvåra tolkningen av vår studies resultat. Teoretiskt sett skulle en signaleringseffekt kunna existera samtidigt med en kassaflödeseffekt verkande i motsatt riktning. De båda effekterna skulle därmed kunna ta ut varandra.

Att vi med vår studie inte lyckats påvisa något signifikant samband mellan oväntade utdelningsförändringar och överavkastning kan bero antingen på att en signaleringseffekt inte existerar, eller på att en signaleringseffekt visserligen förekommer men att den döljs av en i motsatt riktning verkande kassaflödeseffekt.

Med vår metod kan vi inte separera signaleringseffekten från kassaflödeseffekten. Vår metod utgör därmed inte ett strikt test av signaleringshypotesen.

6.3 Tänkbara förklaringar till avsaknad av signaleringseffekt på den svenska marknaden

Under antagandet att en kassaflödeseffekt inte existerar på den svenska marknaden, kan vår studies resultat tolkas som att det inte förekommer någon signaleringseffekt på den svenska aktiemarknaden. Nedan diskuterar vi tre tänkbara förklaringar till detta.

Till exempel är det möjligt att aktiemarknaden inte förväntar sig att företagsledningen har någon insiderinformation av sådant värde att marknaden är beredd att tolka in något informationsvärde i ledningens beslut. Aktiemarknaden förväntar sig således

inte att företagsledningarna har något större informationsövertag. Med tanke på en företagslednings position och dess unika insyn i och beslutandemakt över företaget och dess framtid, verkar det dock osannolikt att aktiemarknaden inte skulle förvänta sig att ledningen har ett visst informationsövertag gentemot aktiemarknaden avseende det egna företaget.

En annan förklaring till att utdelningar inte har någon signaleringseffekt skulle då kunna vara att aktiemarknaden visserligen förväntar sig att företagsledningen har ett informationsövertag, men att aktiemarknaden inte tror att ledningen utnyttjar sådan typ av insiderinformation när den beslutar om utdelningsnivån. Att svenska företagsledningar lägger vikt vid sin utdelningspolicy och förväntar sig att aktiemarknaden i utdelningarna tolkar in signaler om företagets framtida utveckling visade sig dock i den stora intervjuundersökning Alkebäck gjorde 1996.

Ytterligare en förklaring till att en kursreaktion uteblev och att inte någon signaleringseffekt kunde påvisas, kan vara ett allmänt ointresse för utdelningar som avkastningsform. Utvecklingen på aktiemarknaden kan sägas ha gått mot att investerarnas intresse för utdelningar minskat och att fokus istället riktas mer mot kursökningar som avkastningsform. Om så är fallet skulle detta i sin tur kunna bero på de historiskt sett stora kursökningarna på världens börser under 1980-talet och 1990-talet då särskilt tillväxtföretagen fått stor uppmärksamhet. Om investerarnas intresse för utdelningar som avkastningsform avtagit kan även den eventuella information som utdelningar förmedlar komma att förbises.

7 Avslutande kommentarer

I denna uppsats har studerats hur oväntade utdelningsförändringar påverkar aktiekursen på den svenska marknaden. Något samband mellan oväntade utdelningsförändringar och överavkastning har inte kunnat påvisas.

Aktiekurseffekten av oväntade utdelningsförändringar har undersökts många gånger på den amerikanska marknaden. En skillnad mellan den amerikanska och den svenska marknaden är att utdelning och resultat kungörs samtidigt på den svenska marknaden. Dessa simultana kungörelser leder till det metodmässiga problemet att isolera effekten av utdelningskungörelsen från effekten av resultatkungörelsen på aktiekursen. Vi har utvecklat två metoder för att angripa detta problem.

Den första metoden baseras på det faktum att vissa bolag lämnar två bokslutskommunikéer avseende samma bokslutsår, det vill säga en preliminär och en definitiv bokslutskommuniké. En studie baserad på denna metod skulle enbart studera de händelser där bolaget lämnat en preliminär bokslutskommuniké, utdelningen kungjordes först i den definitiva bokslutskommunikén, resultat före skatt enligt den definitiva bokslutskommunikén överensstämmer väl med motsvarande resultat i den preliminära bokslutskommunikén samt viss tid förflutit mellan den preliminära bokslutskommunikén och den definitiva bokslutskommunikén. Resultatinformationen i den definitiva bokslutskommunikén kan därmed betraktas som känd och effekten av utdelningskungörelsen på aktiekursen kan isoleras.

Idén i den andra metoden är att införa en kontrollvariabel som mäter hur mycket resultatet avviker från det resultat som aktiemarknaden förväntade sig innan bokslutskommunikén. Kontrollvariabeln ingår som oberoende variabel i multipla lineära regressionsmodeller. Dessa regressioner kommer att möjliggöra en uppdelning av den effekt som informationen i bokslutskommunikén har på aktiekursen i en effekt av utdelningskungörelsen och en effekt av resultatkungörelsen.

Vi har visat att den andra metoden är att föredra, eftersom alltför få bolag lämnar preliminära bokslut.

Om effekten av utdelningskungörelsen är möjlig att isolera från effekten av resultatkungörelsen har vi visat att simultana kungörelser även innebär möjligheter. Möjligheten att studera signalering avseende framtida resultat ökar jämfört med marknader där utdelning och resultat inte kungörs samtidigt. Vi menar att studier på marknader där utdelningen kungörs en kort tid innan resultatet kungörs, riskerar att blanda samman signalering avseende nuvarande resultat med signalering avseende framtida resultat.

7.1 Förslag till vidare forskning

Även om vi i vår studie lyckats isolera effekten av utdelningskungörelsen från effekten av resultatkungörelsen på aktiekursen, kvarstår problemet att effekten av utdelningskungörelsen i sig själv kan bestå av olika effekter. Förutom en signaleringseffekt kan även bland annat skatteeffekter förekomma. Med vår metod kan vi inte separera signaleringseffekten från dessa andra effekter. Vår metod utgör

därmed inte ett strikt test av signaleringshypotesen. Ett förslag till vidare forskning är därför att utveckla metoder för att kunna hantera de andra effekterna av utdelningskungörelsen.

Källförteckning

Publicerade källor

Abarbanell, Jeffery S. & Lanen, William N. & Verrecchia, Robert E. (1995) "Analysts' Forecasts as Proxies for Investor Beliefs in Empirical Research", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 20, 1995, s. 31-60.

Ahlqvist, Eva-Lena, "Se upp för nya förmögenhetsskatten", *Dagens Industri*, 1997-12-16.

"Aktieindikatorn", *Affärsvärlden*, sista numret per år 1992-1999.

"Aktieindikatorn", *Affärsvärlden*, nr 33, 2002, s. 66.

Alkeback, Per (1997) *Do Dividend Changes Really Signal? - Evidence from Sweden*, Report No. 1997:6, School of Business, Stockholm University.

Andersson, Göran & Jorner, Ulf & Ågren, Anders (1994) *Regressions- och tidsserieanalys*, Studentlitteratur, 2 uppl., Lund.

Andersson, Jan (2000) "Premiär för nya listor på Stockholmsbörsen", *Sydsvenska Dagbladet Näringsliv*, 2000-07-04.

Asquith, Paul & Mullins, David W. (1986) "Equity Issues and Offering Dilution", *Journal of Financial Economics*, 15, 1986, s. 61-89.

Asquith, Paul & Mullins, David W. (1983) "The Impact of Initiating Dividend Payments on Shareholders' Wealth", *The Journal of Business*, Vol. 56, 1983, s. 77-96.

Berglund, Tom & Liljebloom, Eva & Löflund, Anders (1989) "Estimating Betas on Daily Data for a Small Stock Market", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 13, 1989, s. 41-64.

Bhattacharya, Sudipto (1979) "Imperfect information, dividend policy, and 'the bird in the hand' fallacy", *The Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 10, 1979, s. 259-270.

Black, Fischer & Scholes, Myron (1974) "The Effects of Dividend Yield and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns", *Journal of Financial Economics*, Vol. 1, May 1974, s. 1-22.

Brealey, Richard A. & Myers, Stewart C. (2000) *Principles of corporate finance*, McGraw-Hill, 6th Edition.

Brown, Stephen J. & Warner, Jerold B. (1985) "Using Daily Stock Returns - The Case of Event Studies", *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, 1985, s. 3-31.

Conroy, Robert M. & Eades, Kenneth M. & Harris, Robert S. (2000) "A Test of the Relative Pricing Effects of Dividends and Earnings: Evidence from Simultaneous Announcements in Japan", *Journal of Finance*, Vol. LV, No. 3, June 2000, s. 1199-1227.

DeAngelo, Harry; DeAngelo, Linda & Skinner, Douglas J. (1992) "Dividends and Losses", *The Journal of Finance*, Vol. 47, December 1992:2, s. 1837-1863.

Delphi Economics/Öhman Börsguide, sista utgåvan åren 1992-1999, Stockholm.

Denis, David J. & Denis, Diane K. & Sarin, Atulya (1994) "The Information Content of Dividend Changes: Cash Flow Signaling, Overinvestment, and Dividend Clienteles", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 29, No. 4, December 1994, s. 567-587.

De Ridder, Adri & Sörensson, Tomas (1995) *Ex-Dividend Day Behavior and the Swedish Tax Reform*, National Institute of Economic Research.

Fama, Eugene F. & Blacomin, Harvey (1968) "Dividend Policy: An Empirical Analysis", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 63, December 1968, s. 1132-1161.

Firth, Michael (1996) "Dividend Changes, Abnormal Returns, and Intra-Industry Firm Valuations", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 31, No. 2, June 1996, s. 189-211.

Gordon, M. J. (1959) "Dividends, Earnings, and Stock Prices", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 41, 1959, s. 99-105.

Graham, Benjamin & Dodd, David L. & Cottle, Sidney (1962) *Security Analysis: Principles and Technique*, McGraw-Hill Book Company, 4th ed.

Healy, Paul M. & Palepu, Krishna G. (1988) "Earnings Information Conveyed by Dividend Initiations and Omissions", *Journal of Financial Economics*, Vol. 21, 1988, s. 149-175.

Hedenberg, Christer & Meynert, Charlotte (2000) "Utdelning får ge vika för återköpstrend", *Svenska dagbladet*, 2000-02-26.

Hill, R. Carter & Griffiths, William E. & Judge, George G. (2001) *Undergraduate Econometrics*, John Wiley & Sons Inc., 2 ed.

Holme, Idar Magne & Solvang, Bernt Krohn (1997) *Forskningsmetodik - Om kvalitativa och kvantitativa metoder*, Studentlitteratur, Lund, 2 uppl.

Ikenberry, David L. & Rankine Graeme & Stice Earl K. (1996) "What Do Stock Splits Really Signal?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 31, No. 3, September 1996, s. 357-375.

Jarque, Carlos M. & Bera, Anil K. (1987) "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals", *International Statistical Review*, Vol. 55, No. 2, s. 163-172.

Jensen, Gerald R. & Johnson, James M. (1995) "The Dynamics of Corporate Dividend Reductions", *Financial Management*, Vol. 24, No. 4, Winter 1995, s. 31-51.

John, Kose & Williams, Joseph (1985) "Dividends, Dilution, and Taxes: A Signalling Equilibrium", *The Journal of Finance*, Vol. 40, September 1985, s. 1053-1070.

Kalay, Avner & Loewenstein, Uri (1985) "Predictable Events and Excess Returns - The Case of Dividend Announcements", *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, No. 1, Spring 1985, s. 423-449.

Lintner, John (1956) "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes", *American Economic Review*, Vol. 46, May 1956, s. 97-113.

Lundahl, Ulf & Skärvad, Per-Hugo (1999) *Utredningsmetodik för samhällsvetare och ekonomer*, Studentlitteratur, Lund, 3 uppl.

"Lundbergs klipp", *Affärsvärlden*, Nr 6, 2001-02-07, s. 22-23.

Marsh, Terry A. & Merton, Robert C. (1987) "Dividend Behavior for the Aggregate Stock Market", *Journal of Business*, Vol. 60, January 1987, s. 1-40.

Miller, Merton H. & Modigliani, Franco (1961) "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares", *Journal of Business*, Vol. 34, No. 4, October 1961, s. 411-433.

Miller, Merton H. & Rock, Kevin (1985) "Dividend Policy under Asymmetric Information", *The Journal of Finance*, Vol. 40, September 1985, s. 1031-1051.

Modén, Karl-Markus & Oxelheim, Lars (1997) "Why Issue Equity Abroad? Corporate Reasons and Stock Market Responses", *Management International Review*, Vol. 37, No. 3, 1997, s. 223-241.

Ofer, Aharon R. & Siegel, Daniel R. (1987) "Corporate Financial Policy, Information, and Market Expectations: An Empirical Investigation of Dividends", *The Journal of Finance*, Vol. 42, September 1987:2, s. 889-911.

Ramanathan, Ramu (1998) *Introductory Econometrics with Applications*, The Dryden Press, USA, 4th ed.

Ross, Stephen A. (1977) "The determination of financial structure: the incentive-signalling approach", *The Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol. 8, 1977, s. 23-40.

Stoltz, Bo (1997) *Dividends, Taxes, and Share Prices - Evidence Using Swedish Data 1983-96: Essay on Portfolio Behavior and Asset Pricing*, Department of economics, Uppsala University.

Vermaelen, Theo (1981) "Common Stock Repurchases and Market Signalling", *Journal of Financial Economics*, 9, s. 139-183.

Watts, Ross (1973) "The Information Content of Dividends", *Journal of Business*, Vol. 46, April 1973, s. 191-211.

Muntliga källor

Gundlach, Arne, VPC-ansvarig på Alecta Asset Management Stockholm. Personlig intervju 2002-07-07.

Elektroniska källor

Affärsvärldens hemsida, www.afv.se.

Riksskatteverkets hemsida, www.rsv.se, "Svar på vanliga frågor – Övriga skattefrågor: Vilka regler gäller för förmögenhetsbeskattning för inkomståret 2002?", 2002-05-03.

Värdepapperscentralens hemsida, www.vpc.se, 2002-07-04.

Databaser

Affärdatas artikelarkiv.

Bloomberg systemet.

Bilagor

Bilaga 1: Sammanfattning av datamaterialet

Bolag	Bokslutsår	Kungörelse-datum	Prognos-datum	PROGN_AVV	RELUTD	Kategori	CONT	CAR_4	CAR_2
AGA	1991	1992-03-11	1992-03-09	0,92%	-0,23	MINSKNING	0	-0,00133	-0,00290
Ericsson	1991	1992-02-11	1992-02-07	-10,81%	-0,77	MINSKNING	0	-0,0166	-0,00996
Sandvik	1991	1992-03-10	1992-03-06	-1,08%	-0,17	MINSKNING	0	-0,0276	-0,0135
SCA	1991	1992-03-25	1992-03-20	-4,22%	-0,33	MINSKNING	0	-0,0278	-0,0407
Stora	1991	1992-03-11	1992-03-09	-7,49%	-0,43	MINSKNING	0	-0,0328	-0,00505
Trelleborg	1991	1992-03-05	1992-03-03	-3,76%	-0,47	MINSKNING	1	-0,116	-0,0678
Electrolux	1992	1993-02-03	1993-01-28	4,49%	-2,98	MINSKNING	0	-0,0981	-0,0499
Stora	1992	1993-03-11	1993-01-27	2,93%	-2,13	MINSKNING	0	-0,0137	-0,0276
Trelleborg	1992	1993-03-11	1993-03-08	-3,92%	-11,17	MINSKNING	0	0,0192	0,0514
Volvo	1992	1993-03-11	1993-03-08	-66,02%	-2,38	MINSKNING	0	-0,0420	-0,0298
AGA	1993	1994-03-10	1994-03-07	-3,22%	0,11	ÖKNING	0	-0,0288	-0,0298
Atlas Copco	1993	1994-02-24	1994-02-17	6,80%	0,21	ÖKNING	0	0,0605	0,0204
Electrolux	1993	1994-02-02	1994-01-27	12,48%	0,98	ÖKNING	0	0,0935	0,115
Ericsson	1993	1994-02-10	1994-02-07	-1,52%	0,28	ÖKNING	0	0,0333	-0,0166
Gambro	1993	1994-03-08	1994-03-04	1,35%	0,14	ÖKNING	0	0,0589	0,0246
Sandvik	1993	1994-03-08	1994-03-04	0,46%	0,19	ÖKNING	1	-0,0589	-0,0401
SCA	1993	1994-03-18	1994-03-14	6,70%	0,22	ÖKNING	0	-0,0205	-0,0201
SHB	1993	1994-02-22	1994-02-17	-1,95%	1,60	ÖKNING	0	-0,0520	-0,0206
Stora	1993	1994-02-08	1994-02-02	31,19%	0,73	ÖKNING	0	0,0472	0,000247
Volvo	1993	1994-03-10	1994-03-08	2,15%	0,68	ÖKNING	0	-0,0193	-0,0168
Atlas Copco	1994	1995-02-22	1995-02-15	1,77%	0,25	ÖKNING	0	0,0158	0,0118
Electrolux	1994	1995-01-31	1995-01-25	5,38%	1,84	ÖKNING	0	0,00735	-0,00319
Gambro	1994	1995-03-13	1995-03-07	-1,37%	-0,38	MINSKNING	0	0,0260	0,0102
Sandvik	1994	1995-03-10	1995-03-06	7,99%	0,85	ÖKNING	0	-0,0137	-0,00968
Stora	1994	1995-03-02	1995-02-10	0,22%	0,72	ÖKNING	0	-0,0379	-0,0343
Volvo	1994	1995-03-08	1995-03-02	2,81%	1,45	ÖKNING	0	-0,0468	-0,0565
AGA	1995	1996-03-12	1996-03-05	-2,52%	0,17	ÖKNING	0	-0,0233	-0,0101
Electrolux	1995	1996-01-30	1996-01-22	1,94%	-4,81	MINSKNING	0	0,0420	0,0353
Ericsson	1995	1996-02-08	1996-02-01	-2,67%	0,11	ÖKNING	0	-0,0298	0,00331
Nordbanken	1995	1996-02-16	1996-02-12	-1,25%	-0,31	MINSKNING	0	0,0402	0,0215
Sandvik	1995	1996-03-08	1996-02-29	-4,10%	-0,19	MINSKNING	0	0,0312	0,000931
SCA	1995	1996-03-20	1996-03-14	2,82%	0,32	ÖKNING	0	-0,0356	-0,0171
SHB	1995	1996-02-20	1996-02-09	-2,59%	-0,49	MINSKNING	0	0,0175	0,0182
Skanska	1995	1996-02-29	1996-02-21	6,33%	0,42	ÖKNING	0	-0,0467	-0,0282
SSAB	1995	1996-02-27	1996-02-19	1,91%	0,56	ÖKNING	0	-0,0101	-0,0238
Stora	1995	1996-02-19	1996-02-14	-0,94%	0,84	ÖKNING	0	0,0253	0,0581
Volvo	1995	1996-02-21	1996-02-14	-11,08%	-2,93	MINSKNING	0	-0,0545	-0,0491
AGA	1996	1997-03-03	1997-02-26	-1,25%	-0,33	MINSKNING	0	-0,0160	-0,0181
Nordbanken	1996	1997-02-18	1997-02-14	1,92%	-1,14	MINSKNING	0	0,135	0,167
Sandvik	1996	1997-02-24	1997-02-19	-5,15%	-1,59	MINSKNING	1	-0,0620	-0,0342
SCA	1996	1997-01-30	1997-01-24	1,02%	-0,29	MINSKNING	0	0,00203	-0,00419
Skanska	1996	1997-02-25	1997-02-20	3,71%	1,36	ÖKNING	1	-0,0196	-0,0285
SKF	1996	1997-02-06	1997-01-30	0,92%	-0,73	MINSKNING	0	0,0683	0,0878
SSAB	1996	1997-02-13	1997-02-06	5,34%	-2,10	MINSKNING	0	0,0508	0,0723
Stora	1996	1997-01-29	1997-01-24	-6,19%	-3,51	MINSKNING	0	-0,0100	-0,0156
Volvo	1996	1997-02-19	1997-02-13	3,60%	-0,23	MINSKNING	1	0,00171	0,0101
Atlas Copco	1997	1998-02-13	1998-02-09	-0,54%	-0,17	MINSKNING	0	-0,0304	-0,00737
SEB	1997	1998-02-17	1998-02-13	-31,16%	-2,37	MINSKNING	0	0,0444	0,0607
SSAB	1997	1998-02-13	1998-02-09	2,97%	0,38	ÖKNING	0	-0,00665	0,00856
Svedala Industri	1997	1998-02-10	1998-02-04	4,63%	0,33	ÖKNING	0	0,0608	0,0510
WM Data	1997	1998-02-16	1998-02-10	11,76%	0,15	ÖKNING	0	0,0605	-0,0323
Volvo	1997	1998-02-18	1998-02-13	-2,80%	0,17	ÖKNING	1	-0,0335	-0,0825
AGA	1998	1999-02-24	1999-02-22	-16,64%	-0,31	MINSKNING	0	-0,0132	-0,0137
Atlas Copco	1998	1999-02-12	1999-02-10	-0,66%	-0,17	MINSKNING	0	0,0160	0,0299
Ericsson	1998	1999-01-28	1999-01-25	-2,83%	-0,24	MINSKNING	1	0,0903	0,0461
Gambro	1998	1999-02-24	1999-02-19	-4,13%	-1,43	MINSKNING	0	-0,00615	-0,0262
Sandvik	1998	1999-02-18	1999-02-16	-3,13%	-0,33	MINSKNING	0	-0,0924	-0,0746
SCA	1998	1999-01-29	1999-01-25	1,21%	0,12	ÖKNING	0	0,0261	0,0237
Scania	1998	1999-02-17	1999-01-18	0,44%	0,41	ÖKNING	1	-0,0501	-0,0230
SEB	1998	1999-02-15	1999-02-10	4,64%	0,22	ÖKNING	0	0,0119	0,0343

SKF	1998	1999-01-28	1999-01-25	-3,15%	-3,48	MINSKNING	1	0,0701	0,00444
SSAB	1998	1999-02-12	1999-02-08	-6,19%	-0,64	MINSKNING	0	-0,0474	0,00863

Bilaga 2: Beräkning av oväntade utdelningsförändringar

Bolag	Bokslutsår	utd T-2	utd T-1	utd T	E(utd T)	Ticker	P(kd-10)	RELUTD	Kategori
AGA	1991	1,40	1,60	1,70	1,83	AGAB	56,44	-0,23	MINSKNING
Ericsson	1991	0,33	0,42	0,42	0,53	ERICB	14,88	-0,77	MINSKNING
Sandvik	1991	1,50	1,70	1,80	1,93	SANDB	74,60	-0,17	MINSKNING
SCA	1991	2,80	3,10	3,10	3,43	SCAB	101,40	-0,33	MINSKNING
Stora	1991	2,40	2,60	2,60	2,82	STORA	50,00	-0,43	MINSKNING
Trelleborg	1991	4,85	5,25	5,25	5,68	TRELB	92,50	-0,47	MINSKNING
Electrolux	1992	2,50	2,50	1,25	2,50	ELUXB	42,00	-2,98	MINSKNING
Stora	1992	2,60	2,60	1,30	2,60	STORA	61,00	-2,13	MINSKNING
Trelleborg	1992	5,25	5,25	0,00	5,25	TRELB	47,00	-11,17	MINSKNING
Volvo	1992	3,10	3,10	1,55	3,10	VOLVB	65,00	-2,38	MINSKNING
AGA	1993	1,70	1,80	2,00	1,91	AGAB	82,62	0,11	ÖKNING
Atlas Copco	1993	1,40	1,40	1,58	1,40	ATCOA	85,80	0,21	ÖKNING
Electrolux	1993	2,50	1,25	1,25	0,63	ELUXB	63,82	0,98	ÖKNING
Ericsson	1993	0,42	0,42	0,54	0,42	ERICB	43,00	0,28	ÖKNING
Gambro	1993	0,92	1,10	1,38	1,32	GAMBB	47,25	0,14	ÖKNING
Sandvik	1993	1,80	1,90	2,25	2,01	SANDB	130,00	0,19	ÖKNING
SCA	1993	3,10	3,10	3,40	3,10	SCAB	135,00	0,22	ÖKNING
SHB	1993	0,89	0,00	0,67	0,00	SHBA	41,87	1,60	ÖKNING
Stora	1993	2,60	1,30	1,30	0,65	STORA	89,00	0,73	ÖKNING
Volvo	1993	3,10	1,55	1,55	0,78	VOLVB	113,47	0,68	ÖKNING
Atlas Copco	1994	1,40	1,58	2,02	1,78	ATCOA	95,00	0,25	ÖKNING
Electrolux	1994	1,25	1,25	2,50	1,25	ELUXB	68,10	1,84	ÖKNING
Gambro	1994	1,10	1,40	1,60	1,78	GAMBB	47,25	-0,38	MINSKNING
Sandvik	1994	1,90	2,25	3,75	2,66	SANDB	127,50	0,85	ÖKNING
Stora	1994	1,30	1,30	2,00	1,30	STORA	96,60	0,72	ÖKNING
Volvo	1994	1,55	1,55	3,40	1,55	VOLVB	128,00	1,45	ÖKNING
AGA	1995	2,00	2,25	2,70	2,53	AGAB	99,00	0,17	ÖKNING
Electrolux	1995	1,25	2,50	2,50	5,00	ELUXB	52,00	-4,81	MINSKNING
Ericsson	1995	0,54	0,66	0,88	0,81	ERICB	68,52	0,11	ÖKNING
Nordbanken	1995	2,75	4,65	7,50	7,86	NORB	118,50	-0,31	MINSKNING
Sandvik	1995	2,25	3,75	6,00	6,25	SANDB	134,50	-0,19	MINSKNING
SCA	1995	3,40	3,75	4,48	4,14	SCAB	109,00	0,32	ÖKNING
SHB	1995	0,67	1,00	1,30	1,49	SHBA	39,60	-0,49	MINSKNING
Skanska	1995	3,25	3,75	5,00	4,33	SKAB	159,92	0,42	ÖKNING
SSAB	1995	1,75	2,50	4,00	3,57	SSABA	76,00	0,56	ÖKNING
Stora	1995	1,30	2,00	3,75	3,08	STORA	80,50	0,84	ÖKNING
Volvo	1995	1,55	3,40	4,00	7,46	VOLVB	118,00	-2,93	MINSKNING
AGA	1996	2,25	2,70	2,70	3,24	AGAB	166,00	-0,33	MINSKNING
Nordbanken	1996	4,65	7,50	9,50	12,10	NORB	228,00	-1,14	MINSKNING
Sandvik	1996	3,75	6,00	6,50	9,60	SANDB	195,50	-1,59	MINSKNING
SCA	1996	3,75	4,48	4,95	5,35	SCAB	140,00	-0,29	MINSKNING
Skanska	1996	3,75	5,00	10,00	6,67	SKAB	245,88	1,36	ÖKNING
SKF	1996	4,25	5,25	5,25	6,49	SKFB	169,50	-0,73	MINSKNING
SSAB	1996	2,50	4,00	4,00	6,40	SSABA	114,50	-2,10	MINSKNING
Stora	1996	2,00	3,75	3,75	7,03	STORA	93,50	-3,51	MINSKNING
Volvo	1996	3,40	4,00	4,30	4,71	VOLVB	175,00	-0,23	MINSKNING
Atlas Copco	1997	2,63	3,28	3,72	4,09	ATCOA	218,15	-0,17	MINSKNING
SEB	1997	1,30	2,50	2,70	4,81	SEBA	88,80	-2,37	MINSKNING
SSAB	1997	4,00	4,00	4,50	4,00	SSABA	130,50	0,38	ÖKNING
Svedala Industri	1997	3,50	4,00	5,00	4,57	SVDA	131,50	0,33	ÖKNING
WM Data	1997	0,85	1,00	1,40	1,18	WMB	146,00	0,15	ÖKNING
Volvo	1997	4,00	4,30	5,00	4,62	VOLVB	217,50	0,17	ÖKNING
AGA	1998	2,70	3,00	3,00	3,33	AGAB	106,50	-0,31	MINSKNING
Atlas Copco	1998	3,28	3,72	3,94	4,22	ATCOA	166,00	-0,17	MINSKNING
Ericsson	1998	1,25	1,75	2,00	2,45	ERICB	191,00	-0,24	MINSKNING
Gambro	1998	2,00	2,00	1,00	2,00	GAMBB	70,00	-1,43	MINSKNING
Sandvik	1998	6,50	7,00	7,00	7,54	SANDB	161,00	-0,33	MINSKNING
SCA	1998	4,95	5,42	6,13	5,93	SCAB	162,82	0,12	ÖKNING
Scania	1998	5,50	5,50	6,50	5,50	SCVB	241,50	0,41	ÖKNING
SEB	1998	2,50	2,70	3,10	2,92	SEBA	83,00	0,22	ÖKNING
SKF	1998	5,25	5,25	2,00	5,25	SKFB	93,50	-3,48	MINSKNING
SSAB	1998	4,00	4,50	4,50	5,06	SSABA	88,00	-0,64	MINSKNING

Bilaga 3: Beräkning av resultatprognosavvikelser

Bolag	Bokslutsår	Kungörelse-datum	Prognos-datum	Förväntat resultat	Faktiskt resultat	PROGN_AVV	Kommentar
AGA	1991	1992-03-11	1992-03-09	1419	1432	0,9%	
Ericsson	1991	1992-02-11	1992-02-07	1794	1600	-10,8%	
Sandvik	1991	1992-03-10	1992-03-06	1943	1922	-1,1%	
SCA	1991	1992-03-25	1992-03-20	1279	1225	-4,2%	
Stora	1991	1992-03-11	1992-03-09	1189	1100	-7,5%	
Trelleborg	1991	1992-03-05	1992-03-03	532	512	-3,8%	
Electrolux	1992	1993-02-03	1993-01-28	957	1000	4,5%	
Stora	1992	1993-03-11	1993-01-27	-1400	-1359	2,9%	Preliminärt resultat har använts som förväntat resultat
Trelleborg	1992	1993-03-11	1993-03-08	-1505	-1564	-3,9%	
Volvo	1992	1993-03-11	1993-03-08	-1995	-3312	-66,0%	
AGA	1993	1994-03-10	1994-03-07	1614	1562	-3,2%	
Atlas Copco	1993	1994-02-24	1994-02-17	1236	1320	6,8%	
Electrolux	1993	1994-02-02	1994-01-27	1378	1550	12,5%	
Ericsson	1993	1994-02-10	1994-02-07	3148	3100	-1,5%	
Gambro	1993	1994-03-08	1994-03-04	963	976	1,3%	
Sandvik	1993	1994-03-08	1994-03-04	1976	1985	0,5%	
SCA	1993	1994-03-18	1994-03-14	1134	1210	6,7%	
SHB	1993	1994-02-22	1994-02-17	1953	1915	-1,9%	
Stora	1993	1994-02-08	1994-02-02	404	530	31,2%	
Volvo	1993	1994-03-10	1994-03-08	-2700	-2642	2,1%	
Atlas Copco	1994	1995-02-22	1995-02-15	1921	1955	1,8%	
Electrolux	1994	1995-01-31	1995-01-25	6046	6371	5,4%	
Gambro	1994	1995-03-13	1995-03-07	1171	1155	-1,4%	
Sandvik	1994	1995-03-10	1995-03-06	3529	3811	8,0%	
Stora	1994	1995-03-02	1995-02-10	3210	3217	0,2%	Preliminärt resultat har använts som förväntat resultat
Volvo	1994	1995-03-08	1995-03-02	15930	16378	2,8%	
AGA	1995	1996-03-12	1996-03-05	2779	2709	-2,5%	
Electrolux	1995	1996-01-30	1996-01-22	3924	4000	1,9%	
Ericsson	1995	1996-02-08	1996-02-01	7819	7610	-2,7%	
Nordbanken	1995	1996-02-16	1996-02-12	5979	5904	-1,3%	
Sandvik	1995	1996-03-08	1996-02-29	5860	5620	-4,1%	
SCA	1995	1996-03-20	1996-03-14	5574	5731	2,8%	
SHB	1995	1996-02-20	1996-02-09	5092	4960	-2,6%	
Skanska	1995	1996-02-29	1996-02-21	2434	2588	6,3%	
SSAB	1995	1996-02-27	1996-02-19	3760	3832	1,9%	
Stora	1995	1996-02-19	1996-02-14	8096	8020	-0,9%	
Volvo	1995	1996-02-21	1996-02-14	14674	13048	-11,1%	
AGA	1996	1997-03-03	1997-02-26	3596	3551	-1,3%	
Nordbanken	1996	1997-02-18	1997-02-14	7292	7432	1,9%	
Sandvik	1996	1997-02-24	1997-02-19	4695	4453	-5,2%	
SCA	1996	1997-01-30	1997-01-24	3537	3573	1,0%	
Skanska	1996	1997-02-25	1997-02-20	4987	5172	3,7%	
SKF	1996	1997-02-06	1997-01-30	2390	2412	0,9%	
SSAB	1996	1997-02-13	1997-02-06	1985	2091	5,3%	
Stora	1996	1997-01-29	1997-01-24	2504	2349	-6,2%	
Volvo	1996	1997-02-19	1997-02-13	13709	14203	3,6%	
Atlas Copco	1997	1998-02-13	1998-02-09	3539	3520	-0,5%	
SEB	1997	1998-02-17	1998-02-13	6140	4227	-31,2%	
SSAB	1997	1998-02-13	1998-02-09	1851	1906	3,0%	
Svedala Industri	1997	1998-02-10	1998-02-04	843	882	4,6%	
WM Data	1997	1998-02-16	1998-02-10	510	570	11,8%	
Volvo	1997	1998-02-18	1998-02-13	13555	13176	-2,8%	
AGA	1998	1999-02-24	1999-02-22	757	631	-16,6%	
Atlas Copco	1998	1999-02-12	1999-02-10	3651	3627	-0,7%	
Ericsson	1998	1999-01-28	1999-01-25	18740	18210	-2,8%	
Gambro	1998	1999-02-24	1999-02-19	5206	4991	-4,1%	
Sandvik	1998	1999-02-18	1999-02-16	4062	3935	-3,1%	

SCA	1998	1999-01-29	1999-01-25	5107	5169	1,2%	
Scania	1998	1999-02-17	1999-01-18	3200	3214	0,4%	Preliminärt resultat har använts som förväntat resultat
SEB	1998	1999-02-15	1999-02-10	4588	4801	4,6%	
SKF	1998	1999-01-28	1999-01-25	-2000	-2063	-3,2%	
SSAB	1998	1999-02-12	1999-02-08	1518	1424	-6,2%	

Bilaga 4: Alfa- och beta-värden

Bolag	Bokslutsår	Ticker	Alfa	Beta
AGA	1991	AGAB	0,000552	0,311
Ericsson	1991	ERICB	0,00107	2,55
Sandvik	1991	SANDB	0,00157	0,695
SCA	1991	SCAB	0,000225	1,79
Stora	1991	STORA	-0,0000683	1,18
Trelleborg	1991	TRELB	0,00277	1,43
Electrolux	1992	ELUXB	-0,000290	1,25
Stora	1992	STORA	-0,00146	1,53
Trelleborg	1992	TRELB	-0,00241	1,34
Volvo	1992	VOLVB	-0,000169	1,35
AGA	1993	AGAB	0,000299	0,591
Atlas Copco	1993	ATCOA	0,0000530	0,476
Electrolux	1993	ELUXB	0,00110	0,948
Ericsson	1993	ERICB	-0,00466	1,40
Gambro	1993	GAMBB	-0,000947	0,876
Sandvik	1993	SANDB	0,000719	1,24
SCA	1993	SCAB	-0,00212	0,876
SHB	1993	SHBA	0,000804	1,41
Stora	1993	STORA	0,000109	1,23
Volvo	1993	VOLVB	0,00293	1,08
Atlas Copco	1994	ATCOA	0,000434	1,08
Electrolux	1994	ELUXB	-0,00130	1,04
Gambro	1994	GAMBB	0,00249	0,854
Sandvik	1994	SANDB	0,000616	1,19
Stora	1994	STORA	0,00110	0,925
Volvo	1994	VOLVB	0,000391	1,29
AGA	1995	AGAB	0,000373	0,574
Electrolux	1995	ELUXB	0,000597	1,00
Ericsson	1995	ERICB	-0,00205	2,11
Nordbanken	1995	NORB	-0,000179	0,643
Sandvik	1995	SANDB	0,00118	1,11
SCA	1995	SCAB	0,00218	0,874
SHB	1995	SHBA	-0,00201	0,748
Skanska	1995	SKAB	-0,00394	1,28
SSAB	1995	SSABA	0,00328	0,887
Stora	1995	STORA	-0,00198	1,53
Volvo	1995	VOLVB	-0,000182	1,02
AGA	1996	AGAB	-0,000806	0,592
Nordbanken	1996	NORB	0,00385	0,0964
Sandvik	1996	SANDB	0,000405	0,874
SCA	1996	SCAB	-0,00167	1,08
Skanska	1996	SKAB	0,000260	0,835
SKF	1996	SKFB	0,00118	0,855
SSAB	1996	SSABA	-0,000776	0,785
Stora	1996	STORA	-0,00239	1,42
Volvo	1996	VOLVB	0,000338	1,37
Atlas Copco	1997	ATCOA	-0,00281	1,31
SEB	1997	SEBA	0,00127	0,968
SSAB	1997	SSABA	-0,000577	0,750
Svedala Industri	1997	SVDA	-0,00256	1,13
WM Data	1997	WMB	0,00230	0,832
Volvo	1997	VOLVB	0,000130	0,836
AGA	1998	AGAB	0,00192	0,594
Atlas Copco	1998	ATCOA	0,00194	0,543
Ericsson	1998	ERICB	-0,00235	2,15
Gambro	1998	GAMBB	-0,00715	0,434
Sandvik	1998	SANDB	0,00152	0,542
SCA	1998	SCAB	-0,00228	0,764
Scania	1998	SCVB	0,00677	0,827
SEB	1998	SEBA	-0,00190	0,966
SKF	1998	SKFB	-0,00194	0,840
SSAB	1998	SSABA	0,00330	1,07

Bilaga 5: Bolagens branschtillhörighet

Bolag	Bokslutsår	Bransch
AGA	1991	Övriga
Ericsson	1991	Verkstadsindustri
Sandvik	1991	Verkstadsindustri
SCA	1991	Skogsindustri
Stora	1991	Skogsindustri
Trelleborg	1991	Övriga
Electrolux	1992	Verkstadsindustri
Stora	1992	Skogsindustri
Trelleborg	1992	Övriga / Råvaror
Volvo	1992	Verkstadsindustr
AGA	1993	Övriga / Kemi
Atlas Copco	1993	Verkstadsindustri
Electrolux	1993	Verkstadsindustri
Ericsson	1993	Verkstadsindustri
Gambro	1993	Övriga / Medicinsk teknik
Sandvik	1993	Verkstadsindustri
SCA	1993	Skogsindustri
SHB	1993	Banker
Stora	1993	Skogsindustri
Volvo	1993	Verkstadsindustri
Atlas Copco	1994	Verkstadsindustri
Electrolux	1994	Verkstadsindustri
Gambro	1994	Övriga / Medicinsk teknik
Sandvik	1994	Verkstadsindustri
Stora	1994	Skogsindustri
Volvo	1994	Verkstadsindustri
AGA	1995	Övriga / Kemi
Electrolux	1995	Verkstadsindustri
Ericsson	1995	Verkstadsindustri
Nordbanken	1995	Banker
Sandvik	1995	Verkstadsindustri
SCA	1995	Skogsindustri
SHB	1995	Banker
Skanska	1995	Fastighets- och byggbolag
SSAB	1995	Verkstadsindustri
Stora	1995	Skogsindustri
Volvo	1995	Verkstadsindustri
AGA	1996	Övriga / Kemi
Nordbanken	1996	Banker
Sandvik	1996	Verkstadsindustri
SCA	1996	Skogsindustri
Skanska	1996	Fastighets- och byggbolag
SKF	1996	Verkstadsindustri
SSAB	1996	Verkstadsindustri
Stora	1996	Skogsindustri
Volvo	1996	Verkstadsindustri
Atlas Copco	1997	Verkstadsindustri
SEB	1997	Banker & finansiella tjänster
SSAB	1997	Verkstadsindustri
Svedala Industri	1997	Verkstadsindustri
WM Data	1997	IT / Datakonsulter
Volvo	1997	Verkstadsindustri
AGA	1998	Övriga / Kemi
Atlas Copco	1998	Verkstadsindustri
Ericsson	1998	Verkstadsindustri
Gambro	1998	Övriga / Medicinsk teknik
Sandvik	1998	Verkstadsindustri
SCA	1998	Skogsindustri
Scania	1998	Verkstadsindustri
SEB	1998	Banker & finansiella tjänster
SKF	1998	Verkstadsindustri
SSAB	1998	Verkstadsindustri

Källa: Affärsvärldens "Aktieindikator", sista numret åren 1992-1999.