

Udbytteannonceringseffekten i Danmark

Esben Kolind Lastrup

Afdeling for Virksomhedsledelse, Aarhus Universitet, E-mail: mail@ezben.dk

Johannes Raaballe

Afdeling for Virksomhedsledelse, Aarhus Universitet, E-mail: jraaballe@econ.au.dk

SUMMARY: This event study is the first to examine the price effect of dividend announcements on the Copenhagen Stock Exchange. Almost all Danish dividend announcements (98%) coincide with the release of the yearly accounting report, and we find that an unexpected dividend increase leads to a significant announcement effect of 2.6% whereas an unexpected dividend decrease leads to an insignificant announcement effect of -0.9%. Controlling for simultaneous earnings announcements we find announcement effects of the same order. The announcement effect of increased dividends is in line with results reported for US and UK markets whereas the announcement effect of decreased dividends is somewhere between results reported from US/UK and Continental Europe. We find that unexpected dividends and unexpected earnings both contain significant information in explaining the announcement effect of the yearly accounting report. Furthermore we find significant interaction effects of the simultaneous announcement of dividends and earnings. Finally, we find indications that the owner structure may explain the asymmetric announcement effect of unexpected increases/decreases in dividends. Overall, the findings are in support of a signaling hypothesis. However, there are indications that this explanation does not hold for firms dominated by large shareholders where the results are more in line with results reported from Continental Europe.

1. Indledning

I perioden fra 1987 til 1994 var de danske børsnoterede selskabers udbyttebetalinger stort set uændrede.¹ I perioden 1995-2001 skete der en 5-dobling af samme selskabers effektive (korrigeret for såvel aktiekapitaltilførsler som til- og afgang af selska-

Forfatterne takker Ken L. Bechmann for mange hjælpefulde kommentarer. Endvidere takkes for kommentarerne fra to referees samt deltagerne i seminar afholdt på Institut for Finansiering, Handelshøjskolen i København. Endelig takkes for økonomisk støtte fra Center for Analytical Finance i forbindelse med udbygning af *Dividendedatabasen-Aar*, der er hoveddatakilden til denne artikel.

1. Kilden til dette afsnit om udbytteadfærd og udlodning ved aktietilbagekøb er Aagaard og Raaballe (2004).

ber) udbyttebetalinger. Over den sidste periode steg brøkdelen af udbyttebetalende selskaber fra 60% til 70%. Den væsentligste faktor bag udbyttestigningen var imidlertid, at de udbyttebetalende selskaber forøgede udbytterne meget kraftigt. Udlodning til aktionærerne i form af aktietilbagekøb spiller ikke nogen nævneværdig rolle før 1999, eksempelvis var der ingen af de danske børsnoterede selskaber, der foretog aktietilbagekøb i perioden 1995-1998. I 2001 udgjorde aktietilbagekøbene 4,1 mia. kr. svarende til ca. 20% af de samlede udlodninger til aktionærerne. Hovedparten af væksten i udlodningerne er altså sket i form af udbyttebetalinger. Hertil kommer, at der i perioden 1999-2001 blot er foretaget 30 aktietilbagekøb fordelt på 19 selskaber, og at langt hovedparten af disse aktietilbagekøb er engangsforeteelser og/eller ledsaget af udbyttebetalinger. Relativt set er de danske selskabers udbyttebetalinger i dag på niveau med amerikanske/engelske selskabers udbyttebetalinger.

Med baggrund i ovenstående er det interessant at undersøge, hvorledes det danske aktiemarked har reageret på de stærkt forøgede udbyttebetalinger – ikke mindst set i lyset af, at der aldrig er blevet foretaget en undersøgelse af, hvordan det danske aktiemarked reagerer på udbytteannonceringer. Det sidste kan synes forunderligt, når der med jævne mellemrum er blevet publiceret undersøgelser af, hvordan det danske aktiemarked reagerer på årsregnskabsmeddelelser – se eksempelvis Sørensen (1982), Lønroth m.fl. (2000) og Sponholtz (2004) – og at årsregnskabsmeddelelsen i 98% af tilfældene er tidsmæssigt sammenfaldende med udbytteannonceringen. Vi er interesserede i, hvorledes uforventede udbytteændringer påvirker et givet selskabs aktiekurs. Da der for den foreliggende periode ikke findes analytikerforecasts for udbyttebetalingerne, forecaster vi det enkelte selskabs forventede udbyttebetalinger ud fra selskabets hidtidige udbetalte udbytter justeret for aktiekapitalændringer. Sådanne udbytteforecasts vil imidlertid være misvisende, hvis selskabet også udlodder i form af aktietilbagekøb. I denne forbindelse er perioden 1995-2001 velegnet til at undersøge effekten af udbytteannonceringer (1456 annonceringer), idet disse annonceringer som nævnt ovenfor ikke forstyrres af mange samtidige annonceringer af aktietilbagekøb (30 annonceringer). Dette billede ændres efter 2001, hvor aktietilbagekøb har fået en langt større udbredelse på det danske aktiemarked.²

Der er foretaget adskillige udbytteannonceringsstudier på det amerikanske aktiemarked (se eksempelvis Aharony & Swary (1980), Woolridge (1982), Benesh m.fl. (1984) og Amihud og Li (2002)) og færre på det engelske aktiemarked (se eksempelvis McCaffrey & Hamill (2002) og Lasfer & Zenonos (2004)). På disse markeder giver en uforventet udbyttestigning typisk anledning til et overnormalt afkast i størrelsesordenen 1-1,5%, hvorimod en uforventet udbyttenedsættelse typisk resulterer i et

2. I fodnote 14 giver vi en kort beskrivelse af udbytte- og aktietilbagekøbsforholdene efter 2001.

overnormalt kursfald i størrelsesordenen 2-2,5%. Amihud og Li (2002) finder, at pris-effekten af udbytteannonceringerne er reduceret over tid på det amerikanske aktiemarke-d og finder statistisk belæg for, at dette skyldes fremkomsten af større og mere sofi-stikerede institutionelle investorer, hvilket har reduceret informationsasymmetrien mellem selskabets ledelse og dets aktionærer.

De forklaringer, der gives i litteraturen på de fundne annonceringseffekter, tager som oftest udgangspunkt i den typiske anglo-saksiske ejerskabsstruktur med mange små ak-tionærer, hvilken indebærer informationsasymmetri mellem aktionærer og ledelse samt adskillelse af ejerskab og kontrol/ledelse. Forklaringerne på annonceringseffekten kan opdeles i to hovedgrupper. Signaleringsforklaringer og forklaringer baseret på inte-ressekonflikt mellem ledelse og aktionærer, managerial opportunism. I henhold til sig-naleringsforklaringerne er udlodning til aktionærerne et troværdigt omkostningsfyldt signal (som følge af udlodningens finansiering og den affødte beskatning hos aktio-nærkredsen) om gode fremtidsudsigter. Udbyttebetalinger beskattes hårdere/tidligere end udlodning ved aktietilbagekøb og kan derfor virke som et stærkere signal end aktie-tilbagekøb. Signaleringsforklaringerne giver altså et teoretisk belæg for såvel udbytte-betalinger som aktietilbagekøb. For signaleringsmodeller af denne type se eksempel-vis John og Williams (1985), Lucas og McDonald (1998) og Raaballe og Bechmann (2002). I henhold til forklaringer baseret på managerial opportunism varetager ledel-sen egne interesser og har mulighed herfor, når ejerkredsen er spredt, se eksempelvis Jensen (1986) og Jensen og Meckling (1976). Ledelsens dispositionsfrihed øges, når der økonomiseres med udlodningerne til aktionærerne. En uforventet stor/lille udlod-ning er derfor godt/dårligt nyt for aktionærerne, hvilket dermed giver anledning til en positiv/negativ annonceringseffekt. Hovedproblemet ved denne type forklaring er, når forklaringen står alene, at udlodning til aktionærerne alene vil/bør ske i form af aktie-tilbagekøb, idet ledelsen ikke opnår fordele ved i stedet at udlodde i form af mere skattetunge udbyttebetalinger og dermed påføre aktionærerne en ulempe. I USA, hvor aktietilbagekøb er mest fremherskende, er udlodningerne i dag ligeligt fordelt på ud-bytter og aktietilbagekøb. For nærværende taler de empiriske belæg for de anglo-sak-siske aktiemarkeder til fordel for signaleringsforklaringerne.

I den kontinentale del af Europa er ejerskabsstrukturen ofte kendetegnet ved en el-ler flere store aktionærer. Ved en sådan ejerskabsstruktur er der typisk ingen (reel) ad-skillelse mellem storaktionær og ledelse og derfor heller ingen informationsasymmetri mellem disse. Der er derfor ikke samme behov for signalering, og fokus på interesse-konflikt er nu ikke mellem ledelse og aktionærer, men mellem storaktionærer og mindretalsaktionærer, se for eksempel Becht m.fl. (2002). Udlodning til aktionærerne er under en sådan ejerskabsstruktur dårligt nyt, idet udlodning tages som udtryk for, at

storaktionærerne finder, at der ikke er tilstrækkeligt med rentable investeringsprojekter i selskabet. Denne konklusion modificeres dog i det omfang, udlodning mindsker storaktionærernes eventuelle ekspropriation af mindretalsaktionærerne, og man må således forvente at finde en negativ eller neutral overnormal kursreaktion. Helt tilsvarende er reduktion af udlodning godt eller neutralt nyt for aktionærerne.

I et annonceringsstudium omfattende Italien, Tyskland, Frankrig og UK finder Lasfer og Zenonos (2004) belæg for ejerskabsstrukturens betydning, idet en uforventet forøgelse af udbytterne giver anledning til en ikke signifikant positiv annonceringseffekt for Tyskland og Frankrig, en signifikant negativ annonceringseffekt for Italien og en signifikant positiv annonceringseffekt for UK. Omvendt giver en uforventet reduktion af udbytterne anledning til en positiv, om end ikke signifikant, annonceringseffekt for de kontinentale europæiske lande og en signifikant negativ annonceringseffekt for UK.

Hvis det anglo-saksiske aktiemarked og det kontinentale europæiske aktiemarked opfattes som de polære typer, kan der argumenteres for, at det danske aktiemarked befinder sig midt imellem, se for eksempel Rose og Mejer (2003). Baseret herpå skulle man for Danmark forvente, at en uforventet udbyttestigning/udbyttenedsættelse gav anledning til en beskedent positiv/negativ annonceringseffekt.

Denne konklusion holder ikke stik for en uforventet udbyttestigning, hvor annonceringseffekten i Danmark mindst er på højde med annonceringseffekten i USA/UK. For en uforventet udbyttereduktion holder forventningen om et annonceringsresultat midt mellem de amerikanske/engelske og de kontinentalt europæiske annonceringsresultater stik, idet vi finder et insignifikant negativt annonceringsresultat. Vi har undersøgt om selskaber, der annoncerer en uforventet udbyttestigning henholdsvis udbyttenedsættelse har forskellige karakteristika herunder ejerskabsstruktur. Vi har generelt ikke fundet belæg herfor. Vi finder dog indikationer på, at udbyttenedsættelse/udbyttestigning modtages mindre negativt/mindre positivt af markedet, hvis selskabet har en eller flere store aktionærer i ejerkredsen. I denne forbindelse skal det dog understreges, at danske data vedrørende ejerskabsstrukturen endnu ikke har en kvalitet, der muliggør en præcis kontrol for så vidt angår ejerskabsstruktur.

I cross sectional regressioner af annonceringseffekten op mod uforventet udbytteændring og uforventet indtjeningsændring finder vi, at såvel uforventet udbytteændring som uforventet indtjeningsændring har en positiv signifikant effekt på annonceringsresultatet. Med hensyn til årsregnskabsmeddelelsen finder vi altså, at såvel indtjeningsdelen som udbyttedelen indeholder selvstændig og ligeværdig information. Vi finder endvidere, at der er en interaktion mellem de samtidige udbytte- og indtjeningsannonceringer. Eksempelvis bliver en samtidig uforventet forøgelse af såvel indtjening som udbytter modtaget særdeles vel af aktiemarkedet.

I henhold til forklaringer baseret på managerial opportunism skulle (jævnfør tid-

ligere) en væsentlig del af udlodningerne bestå af aktietilbagekøb, hvilket ikke er tilfældet i den undersøgte periode. Endvidere skulle man på baggrund af managerial opportunism hypotesen forvente en numerisk stor kursreaktion som følge af uforventede udbytteændringer, når selskabet har rigelig med free cash flow, proxiet ved et lavt Tobins q (aktiernes markedsværdi i forhold til bogført egenkapital). Dette er ikke tilfældet for de danske selskabers vedkommende. Samlet set er der således støtte til fordel for en signaleringsforklaring, hvor der er indikationer på, at en sådan forklaring svækkes i det omfang, der er en eller flere storaktionærer i ejerkredsen.

I et annonceringsstudium over perioden 1999-2001 finder Sponholtz (2004), at den blotte annoncering af årsregnskabsmeddelelsen giver anledning til en signifikant positiv annonceringseffekt på det danske marked. Da der ikke er noget, der tyder på, at dette blot er udtryk for en generel uforventet forøgelse af selskabernes indtjening konkluderes, at der er tale om en markedsinefficiens. I vor undersøgelse finder vi til støtte herfor, at indtjeningsforventningerne i gennemsnit holder stik. Der foreligger imidlertid også den mulighed, at der er tale om, at andre elementer i årsregnskabsmeddelelsen indeholder generel uforventet information. I vor population dækkende perioden 1995-2001 finder vi også en samlet signifikant positiv annonceringseffekt hen over årsregnskabsannonceringstidspunktet. Når vi alene betragter den delpopulation, hvor der ikke annonceres uforventet udbytte (1000 af 1255 annonceringer), finder vi ikke noget overnormalt afkast. Forklaringen på det overnormale afkast på 0,5% for hele populationen henfører vi primært til, at antallet af uforventede udbytteforøgelser var langt højere end antallet af uforventede udbyttereduktioner. Vor fortolkning er, at markedet ligesom vor udbytteforventningsmodel ikke har været i stand til helt at fange det niveauskift, der ligger i de børsnoterede selskabers 5-dobling af de effektive udbyttebetalinger i perioden 1995-2001.

Artiklen er opbygget således, at data og metode gennemgås i afsnit 2. Resultaterne gennemgås og diskuteres i afsnit 3, hvorefter der kort konkluderes i afsnit 4.

2. Data og metode

Danske selskabers udbyttebetalinger er reguleret af *Aktieselskabsloven*. For de børsnoterede selskabers vedkommende er udbyttebetalingerne yderligere reguleret af *Værdipapirhandelsloven* og *Regler for notering på Københavns Fondsbørs A/S*.

Af *Aktieselskabsloven* fremgår, at den ordinære generalforsamling vedtager udbytteudlodning på baggrund af den godkendte årsrapport for det seneste regnskabsår. Generalforsamlingen må ikke beslutte uddeling af højere udbytte end foreslået eller tiltrådt af bestyrelsen. Af *Værdipapirhandelsloven* fremgår, at bestyrelsens udbytteforslag straks skal meddeles Københavns Fondsbørs A/S. Da det af *Regler for notering på Københavns Fondsbørs A/S* fremgår, at i den udstrækning, det er muligt, skal det

undgå, at væsentlige meddelelser offentliggøres i perioden op til eller efter offentliggørelsen af årsrapporten, kan man forvente, at en væsentlig del af udbytteannonceringer sker i forbindelse med offentliggørelsen af årsrapporten. Dette viser sig at være tilfældet for 98,3% af udbytteannonceringerne.

I Danmark er således stort set alle udbytteannonceringer »forurened« af samtidige årsrapporter. Undersøgelsesmæssigt kan dette ses som en ulempe, idet dette nødvendiggør en kontrol for samtidige indtjeningsannonceringer. Omvendt giver denne samtidighed anledning til en fordel, idet man som følge heraf undgår en vanskelig kontrol for timingen af ledelsens valg af udbytteannoncering.³

2.1. Udbytteannonceringer

I Københavns Fondsbørs' database for fondsbørsmeddelelser, *StockWise*, er samtlige fondsbørsmeddelelser fra 1995 og frem tilgængelige i elektronisk form (i enkelte tilfælde er der informationer fra 1994). Som følge af pligten til straks at fremsende udbytteforslag til Københavns Fondsbørs A/S bør alle udbytteannonceringer derfor kunne findes i *StockWise*.

StockWise er en meget pålidelig database, men den er ligeledes tidskrævende at anvende. Fondsbørsmeddelelserne er alle indscannet i PDF-format, og det er derfor ikke muligt, ved hjælp af en søgemaskine, at søge specifikt i dem. Når en udbytteannoncering for et givet selskab skal identificeres, er det derfor nødvendigt at åbne samtlige fondsbørsmeddelelser fra selskabet og undersøge, om de indeholder information om fremtidige udbytter.

Således identificeres alle udbytteannonceringer for alle danske børsnoterede selskaber for perioden 1995-2001 (enkelte fra 1994). Der medtages alene selskaber, hvis aktier er noteret i danske kroner. Har et selskab flere aktieklasser noteret, medtages alene B-aktien, der i alle tilfælde er den mest likvide aktie. Grunden til at populationen er opadtil tidsmæssigt afgrænset til 2001 skyldes, at *Dividendedatabasen-Aar*, hvorfra alle detaljerede oplysninger vedrørende udbytter hentes, kun har oplysninger til og med 2001.⁴

Der blev identificeret 1456 udbytteannonceringer fordelt på 243 selskaber. Blandt disse 1456 fondsbørsmeddelelser vedrørte 30 af dem meddelelser om enten blandede aktietilbagekøb og udbytter, meddelelser om rene aktietilbagekøb eller udbytte med-

3. Denne samtidighed i annonceringen af udbytter og indtjening er typisk for de kontinentale europæiske lande og gælder også for UK. I USA er disse to annonceringer derimod typisk tidsmæssigt adskilt.

4. Grunden til at *Dividendedatabasen-Aar* for nærværende kun har oplysninger til og med 2001 er, at det, som det også fremgår af afsnittet om udbyttedata, er et meget omfattende arbejde at indsamle og korrigere udbyttedata på selskabsniveau således, at der opnås data af en tilstrækkelig kvalitet. Dette er formentlig også grunden til, at nærværende artikel er det første studie af udbytteannonceringseffekten med baggrund i danske data.

Tabel 1. Udbytteannonceringer fordelt på baggrund af meddelelsestype.

Meddelelsestype	Antal	Pct.
Børsprospekt	1	0,1%
Foreløbig årsregnskabsmeddelelse	2	0,2%
Generalforsamlingsindkaldelse	3	0,2%
Halvårsrapport	7	0,6%
Meddelelse om udbyttepolitik	6	0,5%
Prognose for regnskabsåret	2	0,2%
Årsregnskabsmeddelelse	1234	98,3%
I alt	1255	100,0%

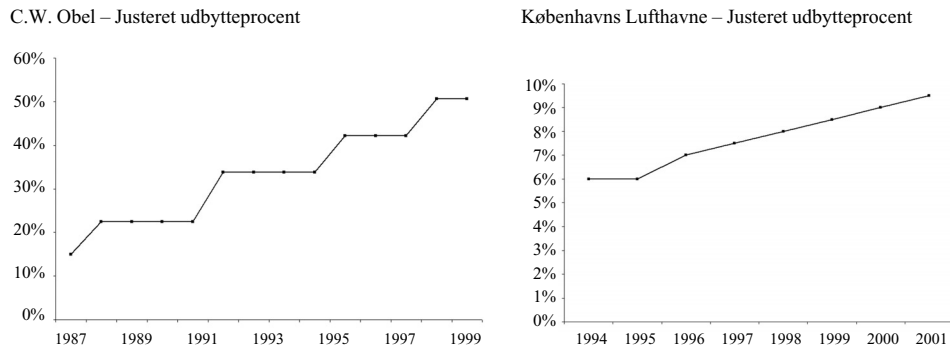
delelser for selskaber med et igangværende aktietilbagekøbsprogram. For at udelukke effekten af aktietilbagekøb blev disse 30 annonceringer fjernet. Det sidste kriterium for udvælgelsen til den endelige stikprøve var, at der blandt de tilbageværende udbytteannonceringer skulle være handel i aktien i annonceringsvinduet både før og efter udbytteannonceringen. Derfor var det på baggrund af ovennævnte omsætningskrav nødvendigt at fravælge yderligere 171 observationer. De tilbageværende 1255 udbytteannonceringer fordelt på 235 selskaber danner dermed grundlag for undersøgelsen.

Tabel 1 viser fordelingen af udbytteannonceringer på baggrund af meddelelsestype. Det ses, at det i Danmark er fast praksis, at udbytteannonceringen foretages i årsregnskabsmeddelelsen.

2.2. Udbyttedata

Vi er interesserede i, hvorledes uforventede udbytteændringer påvirker et givet selskabs aktiekurs. Som følge heraf har vi brug for at kende det enkelte selskabs forventede udbyttebetaling. I Danmark er det almindeligt, at analytikere forecaster selskabers regnskabsmæssige resultat. Sådanne brugbare forecasts findes imidlertid ikke for udbyttebetalinger for den foreliggende periode. Vi er derfor nødt til selv at forecaste det enkelte selskabs forventede udbyttebetalinger.

Danske selskabers udbyttebetalinger er som amerikanske selskabers udbyttebetalinger relativt stabile, se Aagaard og Raaballe (2004). Et groft forecast består da i at sætte et givet selskabs forventede samlede udbyttebetalinger lig med det foregående års samlede udbyttebetalinger. Et sådant forecast tager imidlertid ikke hensyn til, at det enkelte selskab eventuelt tilføres aktiekapital ved dagskursemmissioner og emissioner til underkurs, hvor man i disse tilfælde må forvente, at selskabet vil betale et samlet højere udbytte (en fordobling af et selskabs aktiekapital ved en dagskursemmission indebærer, at selskabets samlede udbytter skal fordobles for, at udbyttet ved et fastholdt antal aktier (og dermed investering) er uændret set med aktionærøjne). Et bedre



Figur 1. Justerede udbytteprocenter for Københavns Lufthavne og C. W. Obel.

forecast/udbytte mål er da, hvis selskabet ikke er tilført aktiekapital eller alene er tilført aktiekapital ved en dagskursemission, foregående års udbytteprocent defineret som foregående udbyttetidspunkts samlede udbetalte udbytter divideret med samme tidspunkts aktiekapital. Hvis der derimod er tilført aktiekapital ved en fondsaktieemission eller en emission til underkurs, er foregående års udbytteprocent et dårligt forecast/udbytte mål. Antag eksempelvis at selskabet har foretaget en fondsaktieemission i forholdet 1:1 og fastholder de samlede udbetalte udbytter. Da vil næste periodes udbytteprocent blive halveret i forhold til foregående års udbytteprocent, idet den eneste konsekvens af fondsaktieemissionen er, at aktiekapitalen fordobles. Løsningen herpå er at justere udbytteprocenten som følge af fondsaktieemissioner og emissioner til underkurs. I eksemplet med fondsaktieemissionen justeres dette års udbytteprocent med en faktor 2, hvorved dette års *justerede udbytteprocent* er lig med foregående års udbytteprocent. I Danmark foretager selskaberne relativt ofte fondsaktieemissioner, og emission til underkurs er den oftest benyttede emissionsform. Det er derfor i Danmark vigtigt at få korrigeret for aktiekapitalændringer.⁵ *Dividendedatabasen-Aar*, der er vor kilde til alle udbytteoplysninger, indeholder imidlertid ovennævnte justerede udbytteprocenter for alle selskaber. Et forecast for dette års udbytte, der tager hensyn til aktiekapitaltilførsler, er således foregående års justerede udbytteprocent.

For de fleste selskaber gælder, at der er en trend i tidserien af justerede udbytteprocenter. Se eksempelvis tidserierne for C. W. Obel og Københavns Lufthavne i figur 1. Vi har derfor udnyttet de historiske justerede udbytteprocenter til at forecaste dette års justerede udbytteprocent og dermed dette års forventede udbytte. Helt specifikt er vi

5. Vi har ikke set en sådan korrektion i de udenlandske undersøgelser. Om dette er udtryk for, at korrektionen er foretaget, at der i udlandet findes relativt få fondsaktieemissioner/emissioner til underkurs (og man i forbindelse med dagskursemission måler udbytte ved udbytte pr. aktie), eller man blot har fundet korrektionen for besværlig/af mindre betydning, fremgår desværre ikke af undersøgelserne.

endt op med at benytte en lineær model og de tre foregående års justerede udbytteprocenter i forecastet. Vi får herved et væsentligt bedre forecast. Om vi benytter en kortere eller længere historisk tidsserie i forbindelse med forecastet er ikke afgørende. Vi har derimod ikke været i stand til at udvikle en forecastmodel, der også har været i stand til at drage nytte af det tidligere nævnte generelle niveauskift i danske selskabers udbyttebetalinger.

På baggrund af udbytteforecastene kan vi for alle udbytteannonceringer beregne den uforventede udbytteændring. I denne forbindelse er den procentvise uforventede udbytteændring i forhold til de tidligere betalte udbytter et dårligt mål, idet eksempelvis selskaber, der hidtil har været sparsomme udbyttebetalere eller måske slet ikke har udbetalt udbytte, vil fremstå gunstigt i sammenligning med selskaber, der tidligere har været gavmilde udbyttebetalere. Som mål for udbytteoverraskelsen har vi derfor, ligesom en væsentlig del af de udenlandske udbytteundersøgelser, valgt

$$UD_{i,t} = \frac{\text{Faktiske Udbytte}_{i,t} - \text{Forventet Udbytte}_{i,t}}{\text{Markedsværdi}_{i,t}} \quad (1)$$

Markedsværdien af aktierne er beregnet med udgangspunkt i aktiekursen 10 dage inden udbytteannonceringen. Det bemærkes, at udtrykket (1) kan fortolkes som ændring i selskabets dividend yield.

I lighed med udenlandske undersøgelser opdeler vi annonceringerne i forøgede, uændrede og reducerede udbyttebegivenheder efter et væsentlighedskriterium, idet vi som i de udenlandske undersøgelser finder, at der kursmæssigt ikke reageres på mindre udbytteændringer. Alle annonceringer med $UD_{i,t} > 1\%$ har vi rubriceret som forøget udbytte, annonceringer med $UD_{i,t} < -1\%$ som sænket udbytte og øvrige annonceringer som uændret udbytte. Der er 158 annonceringer i gruppen, der (uforventet) forøger udbytterne, hvorimod der blot er 97 annonceringer i gruppen, der (uforventet) reducerer udbytterne. Det relativt lave antal annonceringer i de to grupper afspejler blot, at danske selskaber i lighed med udenlandske selskaber er utilbøjelige til at ændre udbytterne. Det mest bemærkelsesværdige er imidlertid, at vor udbytteforventningsmodel ikke giver anledning til unbiased forecasts, idet der er væsentlig flere annonceringer i gruppen med uforventede forøgede udbytter end i gruppen med uforventede reducerede udbytter.⁶ Vor model er altså ligesom markedet ikke fuldt i stand til at fange niveauskiftet i udbyt-

6. Havde vi i stedet for et rubriceringsinterval på 1% valgt et interval på 1/2% havde vi fået godt 30% flere annonceringer i hver af de to grupper – dvs. udbytteforventningsmodellen giver stadig biased forecasts. Generelt har vi også gennemført undersøgelsen baseret på en række andre rubriceringsintervaller. Dette påvirker imidlertid ikke de kvalitative resultater. Vi har også gennemført de forskellige beregninger baseret på andre varianter af forecastmodellen. Baseret herpå er de kvalitative resultater stort set uændrede.

terne, og vi har ikke været i stand til at opstille en sådan model. Hvis det antages, at markedet var bedre til at forecaste end vor model, ville mange af de forøgede udbytteannonceringer af markedet blive klassificeret som uændrede udbytter, hvorved man skulle forvente at finde et lavt overnormalt afkast for vor gruppe af forøgede udbytter. Vi finder tværtom et ganske højt overnormalt afkast for denne gruppe. Vi har således nogen grund til at formode, at modellens forecasts i grove træk svarer til markedets forecasts.

I gruppen af forøgede udbytter indgår såvel selskaber, der for første gang udbetaler udbytter og selskaber, der blot har forøget udbytterne. Vi finder ingen signifikant forskel i disse to gruppers overnormale annonceringsafkast, og da grupperne i forvejen er små (til trods for en efter danske forhold ganske stor samlet population) har vi valgt at slå disse grupper sammen, hvilket muliggør andre delgrupperinger inden for denne gruppe. Tilsvarende overvejelser gælder gruppen af sænkede udbytter.

2.3. Regnskabsdata

Da 98,3% af udbytteannonceringerne er indeholdt i en årsregnskabsmeddelelse, er det ønskeligt at kontrollere for øvrig information i årsregnskabsmeddelelsen. Som følge af populationens omfang har vi set os nødsaget til at nøjes med at kontrollere for uforventet indtjening.

For en stor andel af selskaberne forecaster analytikere selskabets indtjening, og vi bruger disse forecasts, kaldet *IBES*-forecasts, som forventet indtjening for de selskaber, hvor sådanne forecasts bliver lavet. For de øvrige selskaber har vi selv lavet et forecast, kaldet *naiv-forecast*, for forventet indtjening.

For analytikerforecastenes vedkommende hentes dataene fra *Datastream*, der har forecastene fra *IBES* (*International Brokerage Estimate System*), som er en analytikerorganisation, der indsamler indtjeningsestimater fra 6500 analytikere verden over. *IBES* forecaster EPS (earnings per share) excluding discontinued operations, extraordinary charges, and other non-operating items, og det er derfor nødvendigt, at de realiserede EPS svarer til dette mål. Det er imidlertid ikke muligt at beregne et tilsvarende realiseret EPS ved hjælp af de informationer, der er indeholdt i *Dividendedatabasen-Aar*, da det ikke heraf fremgår, hvilke indtægter og udgifter der eksempelvis vedrører discontinued operations og non-operating items. Derfor er der ligeledes hentet oplysninger om de realiserede EPS fra *Datastream*. Det viser sig dog, at de realiserede EPS fra *Datastream* altid er større end eller lig med nul. Hvis de faktiske EPS ifølge selskabernes regnskaber har været negative, findes der et nul i *Datastream*. Derfor er de faktiske EPS fra *Datastream* suppleret med faktiske EPS fra Account Data i de tilfælde, hvor de faktiske EPS har været negative. I de tilfælde, hvor de faktiske EPS har været

positive, er der pæn overensstemmelse mellem *Datastream* og *Account Data*. Det anvendte IBES estimat er et gennemsnit af analytikernes forventning til det enkelte selskabs indtjening pr. aktie.

Datasættet til denne undersøgelse indeholder som tidligere nævnt 1255 udbytteannonceringer fordelt på 235 selskaber. Det har imidlertid kun været muligt at indsamle forecastede IBES data for 724 udbytteannonceringer fordelt på 160 selskaber. Likviditeten blandt disse 160 selskaber er (ikke overraskende) højere end likviditeten i hele stikprøven.

På baggrund af de IBES forecastede EPS beregnes den uforventede indtjening således

$$UE_{i,t} = \frac{\text{FaktiskeEPS}_{i,t} - \text{IBESEPS}_{i,t}}{\text{Aktiekurs}_{i,t}} \quad (2a)$$

Bemærk at denne definition af uforventet indtjening er parallel til definitionen af uforventet udbytte, hvis tæller og nævner multipliceres med antallet af aktier.

For de selskaber, hvor der ikke findes analytikerforecasts (svarende til 531 annonceringer), har vi udarbejdet et simpelt indtjeningsforecast, kaldet naiv-forecast. Som udgangspunkt sætter vi indtjeningsforecastet lig med foregående års indtjening. Dette indtjeningsforecast korrigerer vi (svarende til den metode vi brugte i forbindelse med udbytteforecastene) for aktiekapitalændringer. I modsætning til udbytteforecastene ligger der ikke megen information i de historiske indtjeningstal, hvorfor vi har valgt ikke at benytte disse i forbindelse med indtjeningsforecastene. Ud over at det naive indtjeningsforecast ikke benytter sig af så mange kilder, som IBES-forecastet må formodes at benytte sig af, er der i IBES-forecastene også indbygget meget nyere information, idet IBES-forecastene typisk er udarbejdet mindre end en måned før regnskabsmeddelelsen.

På baggrund af det naive indtjeningsforecast beregnes den uforventede indtjening således

$$UE_{i,t} = \frac{\text{FaktiskeIndtjening}_{i,t} - \text{NaivForecastIndtjening}_{i,t}}{\text{Markedsværdi}_{i,t}} \quad (2b)$$

Bortset fra forecastmetode er de to indtjeningsforecast således metodemæssigt identiske.

Som i forbindelse med klassifikationen af udbytterne opdeler vi uforventet indtje-

Tabel 2. Udbytteannonceringer fordelt på udbytte- og indtjeningskategori.

Udbyttekategori	Forøget indtjening	Uændret indtjening	Sænket indtjening	I alt
Forøget udbytte	86	35	37	158
Uændret udbytte	342	335	323	1000
Formindsket udbytte	18	14	65	97
I alt	446	384	425	1255

ning i tre grupper: Forøget indtjening, sænket indtjening og uændret indtjening. Baseret på naivforecastmetoden anvender vi som klassifikationsgrænse (helt analogt til udbytteklassifikationen) en kritisk værdi for $|UD_{i,t}|$ på 1%. Herved fås, at de tre indtjeningsgrupper er antalsmæssigt stort set lige store. I modsætning til udbytteforecastene er indtjeningsforecastene altså unbiased og fordeler sig stort set ligeligt på de tre grupper. Det sidste forhold afspejler blot, at selskabernes indtjening er væsentlig mere volatil end selskabernes udbytter. Da IBES-forecast, jævnfør ovenstående, er baseret på meget nyere information, anvender vi her en kritisk værdi af $|UD_{i,t}|$ på 0,35% til klassifikation af de tre indtjeningsgrupper. Igen fås at de tre indtjeningsgrupper er antalsmæssigt stort set lige store. De to grupper af indtjeningsforecasts giver således anledning til unbiased forecasts og til tre indtjeningsgrupper, der stort set er antalsmæssigt lige store.

For at undersøge resultaternes robusthed med hensyn til indtjeningsforecastmetode har vi også lavet naive indtjeningsforecasts for de selskaber, hvor der findes IBES-forecast. Dette giver os mulighed for at checke robusthed på to led.

Om vi anvender naive indtjeningsforecast på hele populationen eller IBES-forecasts, hvor dette er muligt, påvirker ikke de fundne resultater kvalitativt. Dog får vi under brug af IBES-forecasts en højere forklaringsgrad i nogle af cross sectional regressionerne, og vi finder i enkelte tilfælde en højere grad af signifikans.

Vi har også undersøgt, om den delpopulation, hvor der ikke foreligger IBES-forecasts, giver andre resultater end den population, hvor der foreligger IBES-forecasts. Dette er gjort ved for begge populationers vedkommende at benytte naive indtjeningsforecasts. Der blev ikke fundet nogen væsentlig forskel.

Fordelen ved at inkludere hele stikprøven i undersøgelsen er, at der undgås en eventuel selection bias, og at der opnås større styrke i testene (især for undergrupperinger).

I tabel 2 er udbytteannonceringerne fordelt på udbytte- og indtjeningskategori.

Det fremgår af tabel 2, at udbytter og indtjening hænger sammen. Det fremgår endvidere, at antallet af positive regnskabsoverraskelser stort set svarer til antallet af ne-

gative regnskabsoverraskelser. Dette gælder, som tidligere nævnt, ikke for antallet af positive og negative udbytteoverraskelser.

2.4. Annonceringsstudierne

Vi undersøger effekten af udbytteannonceringerne ved et traditionelt annonceringsstudium svarende til metoden i Campell, Lo og MacKinlay (1997).

Når kursreaktionen omkring udbytteannonceringen skal estimeres, er vi interesserede i det overnormale afkast, som selskabets aktie har haft omkring annonceringstidspunktet. Derfor skal selskabets »normale« kursreaktion fratrækkes. En af de mest anvendte metoder til beskrivelse af et selskabs normale afkast er *markedsmodellen*, estimeret i en periode enten før eller efter annonceringen. En anden og simplere metode til at beskrive selskabets normale afkast er markedsafkastet givet ved et indeks, eksempelvis KFX-indekset. Vi fandt, at det i praksis er uden betydning om den ene eller den anden metode anvendes, hvorfor vi har valgt at beskrive det normale afkast ved afkastet på et indeks. Som indeks har vi valgt KFX-indekset. Igen er det i praksis uden betydning, hvilket af de danske aktieindeks, der vælges.⁷

Til at måle kursreaktion har vi adgang til de daglige lukkekurser (justeret for kapitalændringer, aktiesplits m.v.) hentet fra *Datastream* og i de tilfælde, hvor disse kurser ikke er valide, fra *Dividendedatabasen-Aar*. Annonceres den foreslåede udbyttebetaling inden for Københavns Fondbørs' åbningstid betegnes denne dag som dag 0. Annonceres den foreslåede udbyttebetaling uden for Københavns Fondbørs' åbningstid, er det den førstkommende handelsdag, der betegnes som dag 0.

For hvert annonceringsstudium beregner vi $AR(t)$, average abnormal return, for hver dag t i et annonceringsvindue, der har en udstrækning på ± 10 dage omkring dag 0, som et gennemsnit af de enkelte selskabers overnormale afkast i forhold til KFX-indekset. Tilsvarende beregnes $CAR(t^-, t^+)$, cumulative average abnormal return fra tid t^- til tid t^+ , ud fra de beregnede $AR(t)$ 'er. Ved hjælp af et sædvanligt tosidet Z -test (der kan vurderes i en normalfordeling givet stikprøvestørrelsen) kan vi således detektere, om en given type af udbytteannonceringer giver anledning til en overnormal kursreaktion, og på hvilket tidspunkt denne i givet fald indtræffer.

2.5. Cross sectional regressionerne

Som supplement til annonceringsstudierne har vi også foretaget en lang række cross sectional regressioner til belysning af kursreaktionerne. I disse regressioner har

7. Bechmann og Raaballe (2004) finder helt tilsvarende i en undersøgelse af kursreaktionen i forbindelse med annoncering af fondsaktieemissioner og stock splits, at annonceringsresultaterne er robuste med hensyn til valg af model for normalt afkast, estimationsperiode og indeks, når der som her arbejdes med et relativt kort annonceringsvindue.

vi som kursreaktion anvendt $CAR(-1, 2)$ – dvs. cumulative average abnormal fra en dag før annonceringen til to dage efter annonceringen – der viser sig at være et repræsentativt mål for den samlede kursreaktion hen over annonceringstidspunktet, jævnfør bl.a. efterfølgende figur 2 og 3.

Da næsten alle udbytteannonceringer ledsages af en samtidig indtjeningsannoncering, har vi medtaget såvel uforventet udbytteændring (UD_i givet ved (1)) som uforventet indtjeningsændring (UE_i givet ved (2a) og (2b)) som forklarende variable i regressionerne.

I mange udenlandske undersøgelser har det vist sig, at kursreaktionen er mindre for større end for små selskabers vedkommende. Størrelse måles typisk ved $\ln(MV_i)$, hvor MV_i er markedsværdien af selskabets aktier ultimo det regnskabsår, der ligger forud for udbytteannonceringen. Vi har ligeledes valgt at medtage denne variabel i regressionerne.

I forbindelse med selskabers kursreaktion er det i corporate finance litteraturen (se eksempelvis Fama og French (1992)) almindeligt ud over størrelse at medtage aktierens markedsværdi i forhold til bogført egenkapital (MV_i/BE_i), begge opgjort ultimo regnskabsåret inden annonceringen, til forklaring af kursreaktionen. Vi har valgt at gøre det samme. Endvidere skulle man i henhold til forklaringer baseret på managerial opportunism, jævnfør indledningen, forvente en numerisk stor kursreaktion som følge af uforventede udbytteændringer, når selskabet har et stort free cash flow, proxiet ved et lavt MV_i/BE_i .

Da vor population omfatter alle børsnoterede danske selskaber, omfatter populationen også mindre likvide selskaber. Som kontrol heraf har vi i regressionen medtaget en likviditetsdummy (L_i), der er 1 for højlikviditetsselskaber og ellers 0. Vi har defineret et højlikviditetsselskab som et selskab, hvor der er handel i selskabets aktier i alle annonceringsvindues dage.⁸

Mange af de selskaber, der vælger at forøge/formindske udbytteerne, er kendetegnet ved, at deres aktiekurser i tiden inden udbytteannonceringen er steget/faldet forholdsvis meget. Hvis markedet herudfra delvist kan forudsige udbyttestigningen/formindskelsen, vil annonceringen ikke være så overraskende, hvorfor man kunne vente en mindre annonceringseffekt. Vi måler dette RunUp for selskabets aktiekurs i relation til det tilsvarende RunUp i KFX-indekset. Som RunUp periode har vi anvendt 150 handelsdage inden annonceringsvinduet.

Af Aktieselskabslovens »udbyttebegrænsning« fremgår, at udbetalte udbytter ikke må bringe den bogførte egenkapital (BE_i) ned under den nominelle aktiekapital (A_i). Der kan således argumenteres for, at det er »modigt« – og derfor overraskende – at forøge udbytteerne, hvis A_i/BE_i er stor.

8. Vi har også anvendt andre definitioner af likviditet med uændrede resultater til følge.

Vor basis cross sectional regression ser altså således ud

$$\begin{aligned}
 CAR(-1,2)_i = & \alpha_i + \beta_{i1}UD_i + \beta_{i2}UE_i + \beta_{i3} \ln(MV_i) + \beta_{i4}L_i + \beta_{i5} \frac{MV_i}{BE_i} \\
 & + \beta_{i6}(RunUp_i - RunUp_{KFX,i}) + \beta_{i7} \frac{A_i}{BE_i} + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

Afhængigt af regressionsresultaterne foretager vi en række modifikationer af (3). Af pladshensyn har vi i det efterfølgende alene valgt at rapportere »bruttoregressionerne« og ikke at reducere med hensyn til ikke signifikante variable. Reduktionen påvirker imidlertid hverken niveauerne af de signifikante variable eller deres signifikans.⁹

I tabel 3 er angivet en række karakteristika for undersøgelsens delpopulationer. Panel A og panel B omhandler udbyttepopulationerne henholdsvis indtjeningspopulationerne.

For udbyttepopulationerne gælder, at de to grupper af selskaber, der uforventet ændrer udbytte, har stort set lige store numeriske udbytteændringer. De udbytte-reducerende selskaber tenderer at have uforventede indtjeningsreduktioner, der er numerisk større end de udbytteforøgende selskabers uforventede indtjeningsforøgelser. Endvidere ses, at de udbyttereducerende selskaber har en tendens til at være mindre målt ved markedsværdi end de øvrige selskaber. Ligeledes er der en tendens til, at de udbytteændrende selskaber er mindre end de øvrige selskaber målt ved MV/BE .

For indtjeningspopulationerne genfindes tendensen til, at negative indtjeningsoverraskelser er numerisk større end positive indtjeningsoverraskelser. Endvidere ses, at selskaber med uændret indtjening er større, målt ved såvel markedsværdi som MV/BE , end selskaber med ændret indtjening.

For alle delpopulationer gælder endvidere, at annonceringerne er jævnt fordelt over undersøgelsesperioden 1995-2001. Inden for året er der en ophobning af annonceringer i februar, marts og april, hvilket afspejler, at 68% af selskaberne har regnskabsåret som kalenderår. Branchemæssigt er de enkelte selskaber stort set fordelt forholdsvis på de enkelte delpopulationer med undtagelse af branchen tjenesteydelser (60 annonceringer), der er ekstra tilbøjelige til at ændre udbytter.

3. Undersøgelsens resultater

Med baggrund i et annonceringsstudium undersøges i delafsnit 3.1 udbytteannonceringernes effekt på aktiekursen uden kontrol for indtjeningsændringer, hvorefter der

9. Som tidligere anført består vor population af 1255 annonceringer. I cross sectional regressionerne har vi dog blot 1251 annonceringer, idet vi for fire annonceringers vedkommende ikke har valide data for BE og dermed heller ikke for MV/BE og A/BE .

Tabel 3. Karakteristika for undersøgelsens delpopulationer.

Panel A. Udbyttepopulationer

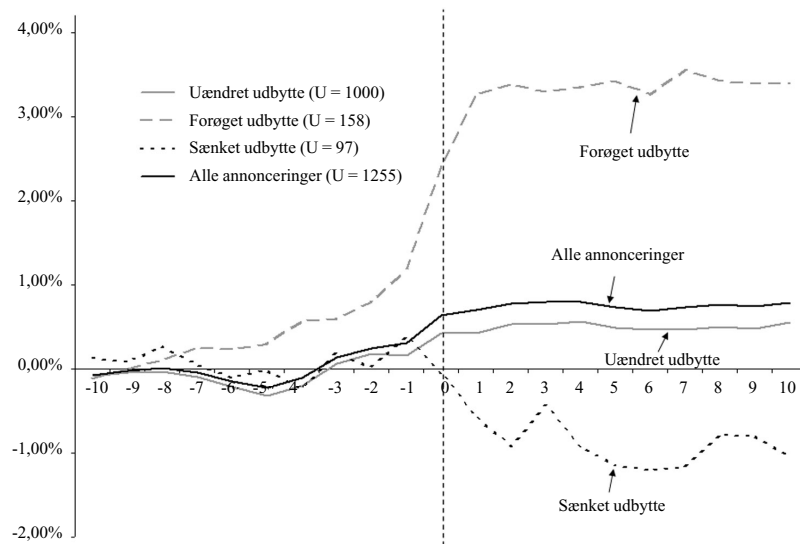
		Forøget udbytte	Uændret udbytte	Formindsket udbytte	Alle
	Antal annonceringer	158	1000	97	1255
UD	Gennemsnit	3,32 %	-0,02 %	-4,03 %	0,09 %
	Median	2,00 %	0,00 %	-2,46 %	0,00 %
UE	Gennemsnit	4,67 %	-2,31 %	-12,42 %	-2,21 %
	Median	0,99 %	0,02 %	-2,83 %	0,02 %
MV	Gennemsnit (mio. kr.)	2.176	2.718	1.093	2.524
	Median (mio. kr.)	293	333	285	327
MV/BE	Gennemsnit	1,21	1,85	1,29	1,73
	Median	0,91	1,08	0,90	1,04
CAR(-1, 2)	Gennemsnit	2,58 %	0,35 %	-0,93 %	0,53 %
	Median	2,32 %	0,39 %	-0,39 %	0,54 %

Panel B. Indtjeningspopulationer

		Forøget indtjening	Uændret indtjening	Sænket indtjening	Alle
	Antal annonceringer	446	384	425	1255
UD	Gennemsnit	0,33 %	0,11 %	-0,17 %	0,09 %
	Median	0,00 %	0,00 %	0,00 %	0,00 %
UE	Gennemsnit	10,79 %	0,02 %	-17,87 %	-2,21 %
	Median	3,20 %	0,01 %	-3,50 %	0,02 %
MV	Gennemsnit (mio. kr.)	1.535	4.768	1.534	2.524
	Median (mio. kr.)	233	814	232	327
MV/BE	Gennemsnit	1,11	2,89	1,32	1,73
	Median	0,94	1,39	0,94	1,04
CAR(-1, 2)	Gennemsnit	2,17 %	0,42 %	-1,08 %	0,53 %
	Median	1,88 %	0,38 %	-0,55 %	0,54 %

UD: Uforventet udbytte, UE: Uforventet indtjening, MV: Markedsværdien af selskabets aktier ultimo det regnskabsår, der ligger forud for udbytteannonceringen, BE: Selskabets bogførte egenkapital ultimo det regnskabsår, der ligger forud for udbytteannonceringen og CAR(-1, 2): Cummulative average return fra dag -1 til dag 2.

i delafsnit 3.2 helt tilsvarende undersøges, hvorledes indtjeningsannonceringer uden kontrol for udbytteændringer påvirker aktiekursen. Idet det findes, at der generelt opnås en overnormal fortjeneste ved at købe et selskabs aktie inden annonceringen af årsregnskabsmeddelelsen og sælge aktien umiddelbart efter diskuteres, om dette for-



Figur 2. Cumulated Abnormal Return omkring udbytteannonceringstidspunktet fordelt på udbyttekategori.

hold kan tages som et udtryk for markedsinefficiens. I delafsnit 3.3 undersøges ved hjælp af en regression for hele populationen, hvilke faktorer der forklarer annonceringseffekten. I samme afsnit påvises, at der er interaktionseffekter mellem udbytte- og indtjeningsannonceringer. I afsnit 3.4 foretages en mere detaljeret undersøgelse af annoncering af forøgede, uændrede og formindskede udbytter, hvor der for hver gruppes vedkommende kontrolleres for indtjeningsændringer. I lyset af den forskellige udbytteannonceringseffekt i forbindelse med annoncering af forøgede henholdsvis formindskede udbytter diskuteres i afsnit 3.5, om forskelligheden mellem de to grupper kan forklares ved forskellige karakteristika ved selskaberne i de to grupper.

3.1. Udbytteannonceringer uden kontrol for indtjeningsændringer

I figur 2 har vi afbildet *CAR* hen over annonceringsvinduet for de selskaber, der uforventet forøger udbytte, annoncerer udbytter som forventet og som uforventet formindsker udbytte. Endvidere har vi angivet *CAR* for hele populationen.

Som på det amerikanske/engelske marked reagerer aktiekurserne positivt/negativt på (uforventet) forøgede/formindskede udbytter og neutralt på uændrede udbytter. Af figuren ses, at aktiekursreaktionen er asymmetrisk, idet der reageres væsentlig kraftigere på forøgede end på formindskede udbytter. Af tabel 3 ser vi, at dette ikke kan forklares med, at de uforventede udbytteforøgelser er numerisk større end de uforventede

Tabel 4. $CAR(-1, 2)$ omkring udbytteannonceringer fordelt på udbyttekategori.

	$CAR(-1, 2)$	$J_{CAR(-1, 2)}$	Antal $CAR(-1, 2) > 0$	Antal $CAR(-1, 2)$ i alt	Andel $CAR(-1, 2) > 0$
Alle annonceringer	0,532 %	2,558 **	695	1255	0,55 ***
Forøget udbytte	2,581 %	5,203 ***	104	158	0,66 ***
Uændret udbytte	0,351 %	1,488	544	1000	0,54 ***
Formindsket udbytte	-0,934 %	-1,126	47	97	0,48

»Dag 0 er annonceringsdagen. $CAR(-1, 2)$ er cumulative average return fra dag -1 til dag 2. $J_{CAR(-1, 2)}$ er Z-test-statistikken for $CAR(-1, 2)$. Signifikansniveauerne er baseret på et tosidet test. Andel $CAR(-1, 2) > 0$ angiver antal observationer med et positivt $CAR(-1, 2)$ i forhold til det samlede antal observationer. Det tilsvarende test er et tosidet test af, om sandsynligheden for positivt $CAR(-1,2)$ er lig modsandsynligheden for negativt $CAR(-1,2)$. *** Signifikans på 1% niveau, ** Signifikans på 5% niveau, * Signifikans på 10% niveau.«

udbytteformindskelser. På det amerikanske/engelske marked ser man som oftest, at der reageres kraftigere på uforventede udbytteformindskelser end på uforventede udbytteforøgelser. Bortset herfra er mønstrene i CAR stort set som i engelske/amerikanske undersøgelser med en tilsvarende populationsstørrelse.

I tabel 4 har vi testet kursreaktionens signifikans for de tre grupper og den samlede gruppes vedkommende.

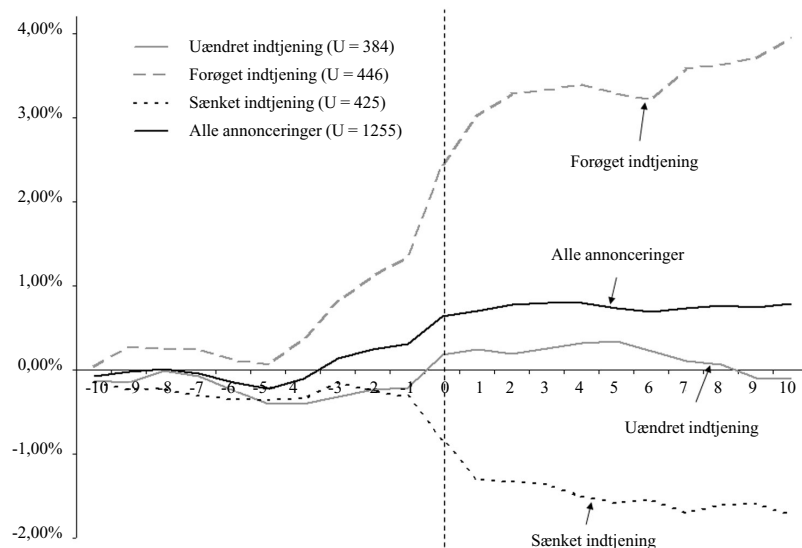
For gruppen af forøgede udbytter ser vi et signifikant CAR på 2,6%. Endvidere ses, at en udbytteforøgelse i 2/3 af tilfældene giver anledning til en positiv kursreaktion. Resultaterne er, som det allerede fremgik af figur 2, ikke nær så distinkte for gruppen af formindskede udbytter. Ganske vist giver formindskede udbytter anledning til et negativt CAR på -0,9%, men dette CAR er ikke signifikant (i denne forbindelse skal man dog holde sig for øje, at antallet af annonceringer i gruppen af formindskede udbytter ikke er ret store).¹⁰ Uændret udbytte giver ikke anledning til et signifikant CAR , hvorimod en udbytteannoncering som sådan (hele populationen) giver anledning til et CAR på 0,5%, hvilket er signifikant på 5% niveau. Dette sidste forhold diskuteres i næste afsnit.

3.2. Indtjeningsannonceringer uden kontrol for udbytteændringer

I figur 3 har vi afbildet CAR hen over annonceringsvinduet for de selskaber, der opnår et bedre, uændret eller dårligere regnskabsresultat end forventet. Endvidere har vi angivet CAR for hele populationen.

Af figuren ses, at der reageres på uforventede regnskabsmæssige resultater, og at aktiekursreaktionen igen er asymmetrisk, idet der reageres kraftigere på forøget ind-

10. Vælger vi i stedet at estimere den varians, der anvendes i testet, ud fra data før annonceringsvinduet, opnås dog signifikans på 10% niveau.



Figur 3. Cumulated Abnormal Return omkring udbytteannonceringstidspunktet fordelt på indtjeningskategori.

tjening end på sænket indtjening. Dette er dog til dels en afspejling af figur 2, idet der jævnfør tabel 2 er en positiv sammenhæng mellem forøget indtjening og forøget udbytte samt ligeledes mellem sænket indtjening og formindsket udbytte. Endvidere ses af tabel 3, at den kraftigere reaktion på forøget end på sænket indtjening ikke kan forklares med, at de uforventede forøgede regnskabsmæssige resultater er numerisk større end de uforventede formindskede regnskabsmæssige resultater.

I tabel 5 har vi testet kursreaktionens signifikans for de tre grupper og den samlede populations vedkommende.

For såvel forøget som sænket indtjening ser vi et signifikant *CAR* på 2,2% henholdsvis -1,1%. For uændret indtjening ser vi et insignifikant *CAR* på 0,4%. For hele populationen – svarende til annoncering af en årsregnskabsmeddelelse – finder vi som tidligere nævnt et *CAR* på 0,5%, hvilket er signifikant på 5% niveau. Dette sidste forhold kan udlægges som et væsentligt brud på markedsefficiens, idet det på et efficient marked ikke må være muligt at købe aktier inden annoncering af årsregnskabsmeddelelsen og sælge umiddelbart efter med fortjeneste. Dog kan man i denne forbindelse diskutere, om det under hensyn til transaktionsomkostninger er muligt at opnå en netfortjeneste. Selv baseret på bid/ask spread for de højlikvide danske aktier synes dette ikke muligt. Hertil kommer, at der for at opnå denne fortjeneste skal handles i alle aktier og dermed også i de mindre likvide aktier. Mere væsentligt er dog, at figur 2 og

Tabel 5. *CAR(-1, 2) omkring udbytteannonceringer fordelt på indtjeningskategori.*

	<i>CAR</i> (-1, 2)	$J_{CAR(-1, 2)}$	Antal <i>CAR</i> (-1, 2) > 0	Antal <i>CAR</i> (-1, 2) i alt	Andel <i>CAR</i> (-1, 2) > 0
Alle annonceringer	0,532 %	2,558 **	695	1255	0,55 ***
Forøget indtjening	2,167 %	6,123 ***	302	446	0,68 ***
Uændret indtjening	0,421 %	1,485	208	384	0,54 *
Sænket indtjening	-1,082 %	-2,590 ***	185	425	0,44 ***

Dag 0 er annonceringsdagen. *CAR*(-1, 2) er cumulative average return fra dag -1 til dag 2. $J_{CAR(-1, 2)}$ er Z-test-statistikken for *CAR*(-1, 2). Signifikansniveauerne er baseret på et tosidet test. Andel *CAR*(-1, 2) > 0 angiver antal observationer med et positivt *CAR*(-1, 2) i forhold til det samlede antal observationer. Det tilsvarende test er et tosidet test af, om sandsynligheden for positivt *CAR*(-1,2) er lig modsandsynligheden for negativt *CAR*(-1,2). *** Signifikans på 1% niveau, ** Signifikans på 5% niveau, * Signifikans på 10% niveau.

tabel 4 indikerer, at der ikke er tale om inefficiens. Af tabel 4 ses, at en regnskabsmeddelelse ledsaget af uændret udbytte ikke giver anledning til et signifikant *CAR*, og denne gruppe alene udgør 1000 af de 1255 annonceringer. Forklaringen på det signifikante *CAR* på 0,5% skal altså findes i gruppen af forøgede udbytter (158 annonceringer) og gruppen af formindskede udbytter (97 annonceringer). Den helt nærliggende forklaring er da, at markedet ligesom udbytteforventningsmodellen ikke har været i stand til at forudse den generelle stigning i udbytterne. Der er altså ikke tale om inefficiens, men blot om en overraskelse. Man kan selvfølgelig argumentere for, at gruppen af regnskabsmeddelelser ledsaget af uændrede udbytter trods alt udviser et positivt *CAR*, om end ikke signifikant på 10% niveau, og havde populationen været endnu større, ville testet have haft styrke nok til at udvise signifikans. Men selv om dette var tilfældet, måtte man konkludere, at her var tale om en grad af inefficiens, der var til at leve med.

3.3. Den samlede udbytte- og indtjeningsannonceringseffekt

I forrige delafsnit tog vi ved analysen af udbytteannonceringerne/indtjeningsannonceringerne ikke hensyn til, at disse blev ledsaget af en samtidig indtjeningsannoncering/udbytteannoncering. I dette afsnit tager vi hensyn dels til, at udbytte- og indtjeningsannonceringen foretages samtidig dels til, at kursreaktionen eventuelt påvirkes af en række øvrige faktorer. Dette gøres ved at anvende cross sectional regressionen (3) på hele populationen.¹¹ Resultatet heraf fremgår af tabel 6.

Det første, der bemærkes, er, at såvel udbytte- som indtjeningsoverraskelsen har det »korrekte« fortegn, og begge koefficienter er signifikante på 1% niveau. Den overordnede endimensionale beskrivelse givet ved figur 2 og 3 ændres således ikke. Såvel ud-

11. For de 1,7% af udbytteannonceringerne (svarende til 21 annonceringer), der ikke er sammenfaldende med en årsregnskabsmeddelelse, har vi valgt at sætte uforventet indtjening lig med nul.

Tabel 6. Regressionsoutput fra regression (3).

	Koefficient	t-statistik	p-værdi
R^2	3,93%		
UD (Udbytteoverraskelse)	0,2511	3,7857	0,02 %
UE (Indtjeningsoverraskelse)	0,0126	2,9354	0,34 %
$\ln(MV)$	-0,0025	-1,7092	8,77 %
L (højlikviditetsdummy)	-0,0038	-0,6738	50,06 %
MV/BE	0,0009	1,8317	6,72 %
$RunUp$	0,0002	3,5342	0,04 %
A/BE	-0,0005	-0,7440	45,70 %

Antal observationer: 1251. $CAR(-1, 2)_i = \alpha_i + \beta_{11}UD_i + \beta_{12}UE_i + \beta_{13}\ln(MV_i) + \beta_{14}L_i + \beta_{15}(MV_i/BE_i) + \beta_{16}(RunUp_i - RunUp_{KFX,i}) + \beta_{17}(A_i/BE_i) + \varepsilon_i$. Test af signifikans er tosidet og baseret på Whites heteroskedacitetskonsistente standardafvigelse.

bytte- som indtjeningsoplysningerne i årsregnskabsmeddelelsen indeholder altså selvstændig information.

Uforventet indtjening, UE , måles som tidligere nævnt ud fra IBES-forcasts for de selskaber, hvor der foreligger analytikerforcasts og ud fra naiv forcasts i de øvrige tilfælde. Hvis UE separeres ud på disse to mål i regressionen, fås som forventet stort set uændrede resultater bortset fra, at uforventet indtjening målt ved naiv forecast nu har en væsentlig lavere regressionskoefficient og blot er signifikant på 10% niveau.

Det ses af tabel 6, at kurseffekten er mindre for store end for små selskabers vedkommende, idet der findes en signifikant (på 10% niveau) negativ koefficient til selskabets markedsværdi. Det ses også, at kurseffekten afhænger positivt af MV/BE . Den sidste signifikante variabel er $RunUp$. Her viser nærmere undersøgelser, at dette resultat kun holder stik for selskaber, der realiser et negativt CAR . En negativ annoncering bliver altså yderligere forstærket af, at selskabet har underperformet i fortiden.

I nogle udenlandske undersøgelser findes, se eksempelvis Kane m.fl. (1984) samt Easton (1991)), at samtidige udbytte- og indtjeningsannonceringer ikke er uafhængige i den forstand, at eksempelvis samtidig uforventet forøget udbytte og indtjening resulterer i en større kursreaktion end regressionsresultaterne i tabel 6 tilsiger.

Med henblik på at undersøge om dette også er tilfældet for de danske data, defineres en række indikatorvariable som en funktion af fortegnet for uforventet udbytte (UD) og uforventet indtjening (UE). En stor andel af annonceringerne er kendetegnet ved at have faktisk udbytte lig med forventet udbytte svarende til $UD = 0$. Vi definerer derfor fortegnsvariablen for uforventet udbytte til at være + for $UD > 0$, 0 for $UD = 0$ og – for $UD < 0$. Uforventet indtjening er aldrig 0 (bortset fra de 21 tilfælde, hvor der ikke findes en samtidig indtjeningsannoncering). Vi definerer derfor fortegnsvariab-

Tabel 7. Regressionsoutput fra regression (4).

	Koefficient	t-statistik	p-værdi
R^2	7,60 %		
UD (Udbytteoverraskelse)	0,2168	3,1353	0,18 %
UE (Indtjeningsoverraskelse)	0,0066	1,5128	13,06 %
$\ln(MV)$	-0,0040	-2,6442	0,83 %
L (højlikviditetsdummy)	-0,0027	-0,4824	62,96 %
MV/BE	0,0010	2,1882	2,88 %
RunUp	0,0002	2,9326	0,34 %
A/BE	-0,0007	-1,0163	30,97 %
$I(+, +)$	0,0199	3,0589	0,23 %
$I(+, -)$	0,0061	0,8188	41,30 %
$I(-, +)$	0,0138	1,9627	4,99 %
$I(0, +)$	0,0090	1,2789	20,12 %
$I(0, -)$	-0,0257	-3,7144	0,02 %

Antal observationer: 1251. Dummyvariablen $I(+, -)$ antager værdien 1, hvis udbytteoverraskelsen er positiv og indtjeningsoverraskelsen er negativ. Ellers er værdien 0. De øvrige dummyvariable er defineret på samme måde. $CAR(-1, 2)_i = \alpha_i + \beta_{i1}UD_i + \beta_{i2}UE_i + \beta_{i3}\ln(MV_i) + \beta_{i4}L_i + \beta_{i5}(MV_i/BE_i) + \beta_{i6}(RunUp_i - RunUp_{KFX,i}) + \beta_{i7}(A_i/BE_i) + \beta_{i8}I(+,+) + \beta_{i9}I(+,-) + \beta_{i10}I(0,+)$ $+ \beta_{i11}I(0,-) + \beta_{i12}I(-,+)$ $+ \varepsilon_i$. Test af signifikans er tosidet og baseret på Whites heteroskedacitets-konsistente standardafvigelse.

len for uforventet indtjening som + hvis $UE \geq 0$ og – ellers. Vi definerer på baggrund heraf 6 indikatorvariable således

$$\begin{aligned}
 I(+,+) &= 1 \text{ hvis } UD > 0 \text{ og } UE \geq 0. \text{ Ellers } 0 \\
 I(+,-) &= 1 \text{ hvis } UD > 0 \text{ og } UE < 0. \text{ Ellers } 0 \\
 I(0,+) &= 1 \text{ hvis } UD = 0 \text{ og } UE \geq 0. \text{ Ellers } 0 \\
 I(0,-) &= 1 \text{ hvis } UD = 0 \text{ og } UE < 0. \text{ Ellers } 0 \\
 I(-,+) &= 1 \text{ hvis } UD < 0 \text{ og } UE \geq 0. \text{ Ellers } 0 \\
 I(-,-) &= 1 \text{ hvis } UD < 0 \text{ og } UE < 0. \text{ Ellers } 0.
 \end{aligned}$$

Vi bemærker, at den sidste indikatorvariabel $I(-,-)$ kan skrives som en linearkombination af de øvrige indikatorvariable, hvorfor den udelades i den udvidede regression:

$$\begin{aligned}
 CAR(-1,2)_i &= \alpha_i + \beta_{i1}UD_i + \beta_{i2}UE_i + \beta_{i3}\ln(MV_i) + \beta_{i4}L_i + \beta_{i5}\frac{MV_i}{BE_i} \\
 &+ \beta_{i6}(RunUp_i - RunUp_{KFX,i}) + \beta_{i7}\frac{A_i}{BE_i} \\
 &+ \beta_{i8}I(+,+) + \beta_{i9}I(+,-) + \beta_{i10}I(0,+) + \beta_{i11}I(0,-) + \beta_{i12}I(-,+) + \varepsilon_i
 \end{aligned} \tag{4}$$

Indikatorvariablene kan ses som en korrektion til koefficienterne til UD og UE afhængig af fortegnene for UD og UE . Hvis koefficienterne til alle indikatorvariable er insignifikante, er der altså ingen interaktionseffekter mellem uforventet udbytte og uforventet indtjening, og den samlede kursreaktion fanges således alene af variablene UD og UE . Resultatet af den udvidede regression er angivet i tabel 7.

Det bemærkes, at inkluderingen af interaktionsvariablene forøger forklaringsgraden væsentligt. Estimerne for koefficienterne til UD , $\ln(MV)$, MV/BE og $RunUp$ er på samme niveau som tidligere og er stadig signifikante. Estimatet for koefficienten til UE er stort set halveret og er ikke længere signifikant. En stor del af indtjeningsoverraskelsen er så at sige flyttet ned i indikatorvariablene, og vi ser, at koefficienterne til $I(\cdot,+)$ alle er positive, og to af disse er signifikante på 5% henholdsvis 1% niveau. Endvidere ses, at koefficienten til $I(0,-)$ er negativ og signifikant på 1% niveau.

Effekten af samtidig reduceret udbytte og indtjening (den udeladte indikatorvariabel $I(-,-)$) kan altså i ovenstående regression fanges alene af koefficienterne til UD henholdsvis UE . Udelader vi i ovenstående regression i stedet $I(0,+)$, får vi stort set uændrede estimer samtidig med, at der ikke ændres på variabelens signifikans. I denne regression er koefficienten til $I(-,-)$ som forventet ikke signifikant, hvorfor samtidig reduceret udbytte og indtjening ikke forstærker hinanden.

Opsummerende har vi altså, at en uforventet forøget indtjening ledsaget af en uforventet udbyttestigning bliver særdeles vel modtaget af markedet. En uforventet formindskelse af indtjeningen kan kompenseres med en uforventet udbyttestigning, men holdes udbyttet uændret/reduceres falder aktiekursen. Endelig kan uforventet reduceret udbytte kompenseres af uforventet forøget indtjening.

3.4. Forøgede, uændrede og formindskede udbytter kontrolleret for indtjeningsændringer

Som supplement til de tidligere undersøgelser ser vi i dette delafsnit kort på gruppen af selskaber med forøgede, uændrede og formindskede udbytter kontrolleret for ændring i indtjening.

Resultaterne fremgår af nedenstående tabel 8. I denne forbindelse erindres om, at gruppen med forøgede (formindskede) udbytter alene indeholder væsentlig forøgede (formindskede) udbytter, idet gruppen er defineret ved $UD > 1\%$ ($UD < 1\%$). Vi ser først på resultaterne for gruppen af selskaber med forøget udbytte.

Af panel AI ser vi som forventet, at CAR er voksende som en funktion af uforventet indtjeningsændring. Vi genfinder, at en uforventet udbyttestigning kan kompensere for en uforventet indtjeningsformindskelse. Af den tilsvarende regression (panel BI) fremgår, at koefficienten til UD er positiv og signifikant på 1% niveau, hvorimod koefficienten til UE ikke er signifikant, men blot har det »rigtige« fortegn. Ved at med-

Tabel 8. Resultater for gruppen af selskaber med forøgede, uændrede og formindskede udbytter kontrolleret for ændring i indtjening.

Panel A. $CAR(-1, 2)$ for selskaber med forøgede, uændrede og formindskede udbytter kontrolleret for ændring i indtjening

	$CAR(-1, 2)$	$J_{CAR(-1, 2)}$	Antal $CAR(-1, 2) > 0$	Antal $CAR(-1, 2)$ i alt	Andel $CAR(-1, 2) > 0$
<i>(I) Forøget udbytte</i>					
Uafhængig af indtjening	2,581%	5,203 ***	104	158	0,66 ***
Forøget indtjening	3,304%	4,829 ***	61	86	0,71 ***
Uændret indtjening	2,925%	2,912 ***	23	35	0,66 **
Sænket indtjening	0,577%	0,561	20	37	0,54
<i>(II) Uændret udbytte</i>					
Uafhængig af indtjening	0,351%	1,488	544	1000	0,54 ***
Forøget indtjening	1,948%	4,634 ***	229	342	0,67 ***
Uændret indtjening	0,186%	0,611	177	335	0,53
Sænket indtjening	-1,169%	-2,400 **	138	323	0,43 **
<i>(III) Formindsket udbytte</i>					
Uafhængig af indtjening	-0,934%	-1,126	47	97	0,48
Forøget indtjening	0,898%	0,578	12	18	0,67 *
Uændret indtjening	-0,224%	-0,221	8	14	0,57
Sænket indtjening	-1,594%	-1,400	27	65	0,42

Dag 0 er annonceringsdagen. $CAR(-1, 2)$ er cumulative average return fra dag -1 til dag 2. $J_{CAR(-1, 2)}$ er Z-test-statistikken for $CAR(-1, 2)$. Signifikansniveauerne er baseret på et tosidet test. Andel $CAR(-1, 2) > 0$ angiver antal observationer med et positivt $CAR(-1, 2)$ i forhold til det samlede antal observationer. Det tilsvarende test er et tosidet test af, om sandsynligheden for positivt $CAR(-1, 2)$ er lig med sandsynligheden for negativt $CAR(-1, 2)$. *** Signifikans på 1% niveau, ** Signifikans på 5% niveau, * Signifikans på 10% niveau.

Fortsættes næste side

tage indikatorvariablen $I(+,+)$ i denne regression fås, at koefficienten til denne er positiv og signifikant på 10% niveau og de øvrige variable forbliver stort set uændrede. Dette stemmer pænt overens med panel AI, og det generelle resultat er, at kurseffekten af væsentligt forøgede udbytter ikke afhænger væsentligt af indtjeningsændringens størrelse, men derimod af om indtjeningen er (væsentlig) formindsket eller ej. I henhold til managerial opportunism hypotesen skulle vi, jævnfør indledningen, forvente en signifikant negativ koefficient til MV/BE . Koefficienten er negativ, men ikke signifikant, hvorfor vi ikke finder støtte til denne hypotese.

Resultaterne for selskaberne med uændret udbytte fremgår af panel AII og panel BII. Af panel AII ser vi som forventet, at CAR er voksende som en funktion af uforventet indtjeningsændring. Af regressionen (panel BII) fremgår ikke overraskende, at

fortsat

Panel B. Regressionsoutput (3) for selskaber med forøgede, uændrede og formindskede udbytter.

	Koefficient	t-statistik	p-værdi
<i>(I) Forøget udbytte</i>			
R^2	9,52 %		
Konstant	0,1790	2,3130	2,21 %
UD (Udbytteoverraskelse)	0,2232	2,7487	0,67 %
UE (Indtjeningsoverraskelse)	0,0243	0,6836	49,53 %
$\ln(MV)$	-0,0083	-2,0713	4,00 %
L (højlikviditetsdummy)	-0,0061	-0,4461	65,61 %
MV/BE	-0,0039	-0,7625	44,69 %
$RunUp$	0,0000	0,0889	92,92 %
A/BE	0,0217	1,2027	23,10 %
Antal observationer: 158			
<i>(II) Uændret udbytte</i>			
R^2	2,70 %		
Konstant	0,0260	0,8150	41,53 %
UD (Udbytteoverraskelse)	0,4503	0,6024	54,70 %
UE (Indtjeningsoverraskelse)	0,0114	2,5557	1,07 %
$\ln(MV)$	-0,0010	-0,6045	54,56 %
L (højlikviditetsdummy)	-0,0055	-0,8669	38,62 %
MV/BE	0,0009	1,8020	7,18 %
$RunUp$	0,0002	3,6061	0,03 %
A/BE	-0,0005	-0,7563	44,96 %
Antal observationer: 996			
<i>(III) Formindsket udbytte</i>			
R^2	7,74 %		
Konstant	0,2640	1,9600	5,31 %
UD (Udbytteoverraskelse)	0,1185	0,7400	46,13 %
UE (Indtjeningsoverraskelse)	0,0262	0,9200	36,01 %
$\ln(MV)$	-0,0132	-1,8858	6,26 %
L (højlikviditetsdummy)	0,0309	1,4518	15,01 %
MV/BE	-0,0075	-1,0477	29,76 %
$RunUp$	0,0002	0,5985	55,10 %
A/BE	-0,0098	-0,3158	75,29 %
Antal observationer: 97			

$CAR(-1, 2)_i = \alpha_i + \beta_{i1}UD_i + \beta_{i2}UE_i + \beta_{i3}\ln(MV_i) + \beta_{i4}L_i + \beta_{i5}(MV_i/BE_i) + \beta_{i6}(RunUp_i - RunUp_{KFX,i}) + \beta_{i7}(A_i/BE_i) + \varepsilon_i$
 Test af signifikans er tosidet og baseret på Whites heteroskedacitetskonsistente standardafvigelse.

koefficienten til UD er positiv og ikke signifikant. Det er altså alene de store udbytteændringer, der giver anledning til en signifikant kurseffekt. Ved stort set uændrede udbytter ses, at effekten af uforventet indtjening er signifikant på 5% niveau.

Resultaterne for selskaberne med formindsket udbytte fremgår af panel AIII og panel BIII. Af panel AIII ser vi som forventet, at *CAR* er voksende som en funktion af uforventet indtjeningsændring. Selvom der er tale om antalsmæssigt små delpopulationer er det værd at bemærke, at ingen af resultaterne er signifikante. I den udvidede totale regression (4) fandt vi, at koefficienten til interaktionsvariablen $I(-,+)$ var signifikant positiv. Dette resultat genfindes i panel AIII, idet alene gruppen med en uforventet indtjeningsfremgang udviser en positiv kurseffekt. Af regressionen (panel BIII) fremgår ikke overraskende set ud fra de tidligere resultater, at koefficienterne til *UD* og *UE* har de »rigtige« fortegn, og at begge er insignifikante. Medtages interaktionsvariablen $I(-,+)$ i ovennævnte regression, findes at koefficienten til denne er positiv og signifikant på 10% niveau.

Den "manglende" kursreaktion i forbindelse med formindskede udbytter kan således ikke forklares ud fra de samtidige indtjeningsannonceringer. Endvidere bemærkes, at der i henhold til panel BIII ikke findes støtte til managerial opportunism hypotesen, idet koefficienten til *MV/BE* både er insignifikant og har det »forkerte« fortegn.

3.5. Asymmetrisk udbytteannonceringseffekt – mulige forklaringer/hypoteser

Indtil videre har vi ikke fundet nogen forklaringer på den asymmetriske kursreaktion i forbindelse med store uforventede udbytteforøgelser (2,58%)/udbytteformindskelser (-0,93%).

Når vi sammenligner karakteristika for de selskaber, der indgår i gruppen af forøgede henholdsvis formindskede udbytter, finder vi ingen nævneværdige forskelle ud over de forskelle, der allerede fremgår af tabel 3. Den væsentligste forskel er her, at den gennemsnitlige markedsværdi er på ca. 2,2 mia. kr. for de udbytteforøgende selskaber og ca. 1,1 mia. kr. for de udbytteformindskende selskaber. Baseret på de hidtidige regressioner kan denne forskel højst forklare i størrelsesordenen 0,25% af den samlede numeriske forskel på 1,65% (= 2,58% – 0,93%) i annonceringseffekten mellem de to grupper. Hertil kommer, at forskellen i markedsværdi mellem de to grupper i tabel 3 alene ses i gennemsnittene og ikke i medianerne.

Blandt gruppen af selskaber, der uforventet formindsker udbytterne, finder vi, at en del af disse selskaber på andre tidspunkter indgår i gruppen af selskaber, der uforventet forøger udbytterne. Ved et nærmere studium af de to udbyttegrupper finder vi, at der i gruppen af selskaber, der formindsker udbytterne, er en stor andel af »ustabile« selskaber i den forstand, at de ofte ændrer deres udbyttebetalinger i op eller nedad gående retning, hvilket står i kontrast til gruppen med forøgede udbytter, der indeholder en anderledes større brøkdelen af »stabile« selskaber. I gruppen af udbytteformindskende selskaber kan blot mellem 1/3 og 1/4 af selskaberne betegnes som »stabile«. Man kunne således forvente, at det især er disse »stabile« selskaber, der giver anled-

ning til en negativ kursreaktion, hvilket bekræftes af, at disse selskaber giver anledning til et *CAR* på mellem -1,5% og -2,0% afhængig af definitionen på stabilitet. Ved at udvide cross sectional regressionen i tabel 8, panel BIII med en dummyvariabel for »stabilt« selskab findes en negativ koefficient til denne variabel. Uafhængig af definitionen på stabilitet opnås dog altid en insignifikant koefficient (*p*-værdier i størrelsesordenen godt 20%).

En anden forklaring på den asymmetriske kursreaktion kunne være, at markedet ikke forventningsmæssigt har været i stand til at håndtere det store niveauskifte i udbyttebetalingerne, der satte ind fra og med 1995. Vi har først undersøgt dette ved tidsmæssigt at opdele populationerne. For gruppen af uforventet forøgede udbytter finder vi for alle delperioder en overnormal kursreaktion i intervallet 2,4% – 2,6%. For gruppen af uforventet formindskede udbytter finder vi den største negative overnormale kursreaktion på -1,7% for annonceringer for perioden 1-1-1998 til 31-12-2001. Ved at udvide cross sectional regressionen i tabel 8, panel BIII med en dummyvariabel for annonceringer før 1-1-1998 finder vi det rigtige fortegn for koefficienten til dummyvariablen, men koefficienten har blot en *p*-værdi på 69%. Vi har også forsøgt at fremprovokere en mere negativ kursreaktion for de udbytteformindskende selskabers vedkommende ved at sænke forventningerne til disse selskabers udbyttebetalinger. Dette bidrager ikke væsentligt til en mere negativ kursreaktion for disse selskabers vedkommende. Vi er således ikke i stand til at forklare den asymmetriske kursreaktion ved »at forventningsdannelsen blev forstyrret et par år«.

Det generelle niveauskift i selskabernes udbyttebetalinger falder tidsmæssigt sammen med starten på *shareholder value* (SV) bølgen i Danmark, og nogle vil måske argumentere for, at skiftet i generelt udbytteniveau er en konsekvens af skiftet mod SV. Nu er det imidlertid ikke enkelt at måle, om et selskab forfølger en SV-målsætning eller ej. Og hvad vil det sige at varetage aktionærernes interesser i et selskab med en heterogen ejerstruktur? Vi har pragmatisk valgt at antage, at hvis der ikke findes storaktionærer i ejerkredsen ud over institutionelle investorer som eksempelvis ATP og LD, da forfølger selskabet en målsætning om at maksimere selskabets markedsværdi her og nu – *market shareholder value* (MSV). Hvis der derimod findes storaktionærer i form af personligt ejerskab, fonds- eller virksomhedseje, antager vi, at selskabet maksimerer *long term shareholder value* (LSV). Under MSV-målsætningen er uforventet forøget udbytte/formindsket udbytte gode/dårlige nyheder, hvorimod uforventet forøget udbytte/formindsket udbytte er dårlige/neutrale henholdsvis gode/neutrale nyheder under LSV-målsætningen – jævnfør vor diskussion i indledningsafsnittet.

Ejerskab til danske selskaber er ikke offentlig information. Denne information kan dog delvist findes ved at sammenstykke ejerskabsmeddelelser, idet ejerne i et børsnoteret dansk selskab er pligtige til at tilkendegive, når deres ejerskab til selskabet passerer

en 5% grænse med hensyn til enten aktiekapital eller stemmer. Greens Erhvervsinformation A/S har indsamlet sådanne ejerskabsmeddelelser tilbage fra 1995. For selskaberne i gruppen af udbytteforøgende og udbytteformindskende selskaber har vi indsamlet ejerskabsoplysninger baseret på Greens og har på denne baggrund klassificeret den enkelte annoncering som et MSV henholdsvis LSV.¹² Registreringerne i Greens er dog ikke komplette, idet bl.a. selskaber afnoteret fra Københavns Fondsbørs A/S ikke indgår i registeret. Dette forhold vedrører godt 20% af annonceringerne, forholdsvist ligeligt fordelt på de to udbyttegrupper. Vi har valgt at klassificere disse annonceringer som et LSV.¹³

Vi kan nu for de udbytteforøgende henholdsvis udbytteformindskende selskaber kontrollere for effekten af ejerskabsstruktur ved at udvide regressionerne i tabel 8, panel BI henholdsvis tabel 8, panel BIII med en indikatorvariabel, der er 1, hvis selskabet er et LSV-selskab. For gruppen af udbytteformindskende selskaber finder vi, at koefficienten til denne indikatorvariabel er positiv og signifikant på 1% niveau. Reduktion af udbytter er altså *relativt* set gode nyheder for LSV-selskaber og dårlige nyheder for MSV-selskaber. For gruppen af udbytteforøgende selskaber finder vi, at koefficienten til indikatorvariablen er negativ og næsten signifikant på 10% niveau (p -værdi = 10,28%). Venligt fortolket er der altså en svag tendens til, at udbytteforøgelse er *relativt* dårlige nyheder for LSV-selskaber.

Der er altså indikation for, at ejerskabsforhold influerer på, hvorledes uforventede udbytteændringer modtages af markedet svarende til sondringen mellem den typiske anglo-saksiske henholdsvis kontinentale europæiske ejerskabsstruktur. Det er nu interessant at undersøge, om effekten af ejerskabsforhold også kan bidrage til at forklare den asymmetriske udbytteannonceringseffekt, idet man på baggrund af ovennævnte regressionsresultater kunne forvente en mindre asymmetrisk kurseffekt for gruppen af MSV-selskaber. I tabel 9 er angivet den overnormale kursreaktion for de to udbyttegrupper opdelt på ejerskabsforhold.

Af tabellen ser vi som forventet ud fra ovennævnte regressioner, at LSV-selskaber reagerer positivt/neutralt på formindskede udbytter og mindre positivt end andre sel-

12. Inden vi præsenterer resultaterne heraf, gør vi opmærksom på, at udbytte- og regnskabsdataene er af en langt højere kvalitet end ejerskabsdataene, og at der i forbindelse med ejerskabsklassificeringen indgår et skøn, hvor vi efter bedste evne har tilstræbt at være unbiased.

Som en illustration af, at storaktionærer spiller en væsentlig rolle i Danmark, anføres eksempelvis, at der i 2001 kan sættes navn (dvs. primært aktionærer der ejer 5% eller mere af aktiekapitalen eller har ret til at udøve 5% eller flere af stemmerne i et givent selskab) på godt 50% af såvel aktiekapitalen som af stemmerne i de danske børsnoterede selskaber. I omkring 60% af selskaberne kan der sættes navn på mindst 50% af stemmerne.

13. Vi har også lavet undersøgelser baseret alene på de annonceringer, hvorom der foreligger ejerskabsoplysninger i Greens. Vi finder herved stort set tilsvarende resultater, idet vi samtidig har checket, at reduktionen af populationerne ikke påvirker resultaterne.

Tabel 9. CAR(-1,2) opdelt på udbyttegrupper og ejerskabsstruktur.

	LSV- selskab	MSV- selskab	Alle selskaber	Antal LSV- selskaber	Antal selskaber
Formindske udbytte	1,25%	-2,59%	-0,93%	42	97
Forøget udbytte	1,74%	3,38%	2,58%	77	158

skaber på forøgede udbytter. Det mest interessante er imidlertid, at der nu er en mindre asymmetrisk kursreaktion for de udbytteformindskende henholdsvis udbytteforøgende MSV-selskaber. I denne forbindelse skal vi imidlertid erindre om den relativt lave kvalitet af ejerskabsdataene og dermed faren for overfortolkning.

Opsummerende har vi altså, at det bedste bud på forklaring af den asymmetriske udbytteannonceringseffekt er selskabernes ejerstruktur. Det er således med baggrund i yderligere data ønskeligt at undersøge denne hypotese.¹⁴ Som supplement hertil er det ønskeligt med mere viden om sammenhængen mellem selskabernes udbyttepolitik og deres karakteristika herunder ejerskabsstruktur. Endelig vil det være interessant og nødvendigt at inddrage samspillet mellem udbytteudlodning og aktietilbagekøb for perioden 2000-2005.

4. Konklusioner

I Danmark annonceres selskabernes udbyttebetalinger i 98,3% af tilfældene i forbindelse med årsregnskabsmeddelelsen. Ledelsen har normalt ikke meget spillerum i forbindelse med indtjeningsannonceringen (bortset fra vurderingen af fremtidsudsigterne), hvorimod forslag til udbyttebetalinger er et ledelsesmæssigt valg. Man kan

14. Det er dog, bortset fra det praktiske arbejde i forbindelse med fremskaffelse af detaljerede udbyttedata, ikke helt enkelt at forlænge undersøgelsesperioden med 2002 og frem, idet aktietilbagekøb i denne periode bliver meget mere almindelige.

På baggrund af den ene forfatters foreløbige undersøgelser og to hovedopgaver afleveret til denne, kan vi summarisk beskrive udbytte- og aktietilbagekøbsforholdene efter 2001 således. Såvel væksten i udbytter som aktietilbagekøb fortsætter. De samlede aktietilbagekøb udgør for det enkelte år typisk 20-40% af de samlede udlodninger til aktionærerne. Denne relativt store tidsmæssige variation afspejler, at omfanget af aktietilbagekøb for det enkelte selskab, der betjener sig heraf, er meget varierende over tid. Det er et mindretal af selskaberne, der anvender aktietilbagekøb. For perioden 2002-2005 har ca. 25% af selskaberne noteret på Københavns Fondsbørs foretaget et eller flere aktietilbagekøb. I det enkelte år er det godt 10% af selskaberne, der annoncerer et aktietilbagekøb. Selskaber, der foretager eller har foretaget aktietilbagekøb, udlodder også ved hjælp af udbytter. Udbytter erstattes altså ikke med aktietilbagekøb. Undtagelsen, der bekræfter reglen, er Topdanmark, William Demant Holding og Jyske Bank, der alle udelukkende udlodder alene ved hjælp af aktietilbagekøb. Aktietilbagekøb er typisk en engangsforeteelse - eventuelt fordelt over nogle år - for måske at blive genoptaget senere. Aktietilbagekøbene er typisk store udlodninger fra store og vel-tjenende selskaber, ofte med en spredt ejerkreds. Konkluderende har vi altså, at for en gruppe af selskaberne er udlodningspolitikken ændret fra ren udbytteudlodning til udlodning ved hjælp af såvel udbytter som aktietilbagekøb med udbytter som den stabile komponent.

således formode, at der foreligger selvstændig information i såvel udbytte- som indtjeningsannonceringen, og at der er en sammenhæng imellem de to typer af annonceringer.

For en uforventet udbytteforøgelse finder vi en signifikant overnormal kursreaktion på 2,6%. Kontrolleres der for indtjening, findes en kursreaktion af samme størrelsesorden. Størrelsen af kursreaktionen er helt på niveau med den tilsvarende kursreaktion på de anglo-saksiske aktiemarkeder.

For en uforventet udbytteformindskelse finder vi en insignifikant overnormal kursreaktion på -0,9%. Kontrolleres der for indtjening, findes en kursreaktion af samme størrelsesorden. Størrelsen af kursreaktionen er numerisk langt mindre end den tilsvarende kursreaktion på de anglo-saksiske aktiemarkeder. Den falder heller ikke i tråd med kursreaktion på de kontinentale europæiske aktiemarkeder, hvor kursreaktionen typisk er positiv i forbindelse med en udbytteformindskelse.

Vi finder således, at årsregnskabsmeddelelsernes udbytteannonceringer indeholder særskilt information, hvilket også bekræftes af cross sectional regressioner, hvor såvel uforventede udbytte- som indtjeningsændringer er signifikante på 1% niveau.

Der er en interaktion mellem udbytte- og indtjeningsannonceringer. En uforventet forøget indtjening ledsaget af en uforventet udbyttestigning bliver særdeles vel modtaget af aktiemarkedet. En uforventet formindskelse af indtjeningen kan kompenseres med en uforventet udbyttestigning, men holdes udbyttet uændret falder aktiekursen.¹⁵

Ovenstående resultater viser sig at være robuste med hensyn til metodevalg, opgørelsesmetoder og fra- og tilvalg af delpopulationer.

Den undersøgte periode er kendetegnet ved, at der for de danske børsnoterede selskaber som gruppe skete en 5-dobling i udbyttebetalingerne korrigeret for såvel aktiekapitaltilførsler som til- og afgang af selskaber. Dette niveauskift i udbyttebetalingerne finder vi er en væsentlig del af forklaringen på, at vi finder en signifikant kursreaktion på 0,5% for annonceringer af årsregnskabsmeddelelser taget under ét, hvilket umiddelbart betragtet er i modstrid med markedsefficiens. I stedet for markedsefficiens peger vi på, at markedet blot er blevet overrasket af det generelle niveauskift i udbyttebetalingerne. Denne observation komplementeres i øvrigt af en undersøgelse af Bechmann m.fl. (2005), der viser, at det danske aktiemarked reagerer hurtigt, typisk i størrelsesordenen 1 dag, på informationer i regnskabsrapporter.

For såvel uforventede udbytteforøgelser som udbytteformindskelser finder vi, at MV/BE (Tobins q) ikke bidrager til at forklare den overnormale kursreaktion, hvorfor vi ikke finder støtte til udbytteforklaringer baseret på managerial opportunism hypotesen.

15. Årsregnskabsmeddelelsen indeholder generelt andre væsentlige oplysninger end indtjenings- og udbytteannonceringerne. I denne forbindelse ville det være interessant at have data for årsregnskabsmeddelelsens fremtidsudsigter, der givetvis er formuleret med stor omhu, og som udbytteannonceringerne er et udtryk for ledelsens valg.

Vi finder, at danske selskaber er heterogene i den forstand, at der for selskaber, der har en eller flere store ejere i ejerkredsen, observeres en kursreaktion på uforventede udbytteændringer stort set svarende til de kontinentale europæiske selskaber, hvori- mod der for selskaber, der ikke har store ejere i ejerkredsen, observeres en kursreaktion svarende til de anglo-saksiske selskaber.

For gruppen af selskaber, der uforventet forøger udbytterne, finder vi en større numerisk kursreaktion end for selskaber, der uforventet formindsker udbytterne. Vort bedste bud på en forklaring herpå er igen baseret på sondringen mellem den kontinentale europæiske og anglo-saksiske ejerskabsstruktur, idet vi for selskaber, der ikke har store ejere i ejerkredsen, ikke finder en nær så stor asymmetrisk kursreaktion. I denne forbindelse vil det være ønskeligt med yderligere undersøgelser baseret på flere data.

Samlet set er der for kursreaktionerne som følge af uforventet ændrede udbytter støtte til fordel for en signaleringsforklaring, men hvor der er indikationer på, at en sådan forklaring ikke holder i det omfang, der er en eller flere (ikke-institutionelle) storaktionærer i ejerkredsen.

Litteratur

- Aagaard, M. R. og J. Raaballe. 2004. Danske selskaber udbetaler udbytter som aldrig før. *FinansInvest*, 1, 22-30.
- Aharony, J. og I. Swary. 1980. Quarterly Dividend and Earnings Announcements and Stockholders' Returns: An Empirical Analysis. *The Journal of Finance*. 1, 1-12.
- Amihud, Y. og K. Li. 2002. The Declining Information Content of Dividend Announcements and the Effects of Institutional Investors. *EFMA 2004 Basel Meetings Paper*.
- Becht, M., P. Bolton og A. Roell. 2002. Corporate Governance and Control. Finance Working Paper nr. 02/2002. *European Corporate Governance Institute*.
- Bechmann, K. L. og J. Raaballe. 2002. Taxable Cash Dividends – A Useful Waste of Money. *Working Paper (WP 2002-7)*, Department of Management, University of Aarhus.
- Bechmann, K. L. og J. Raaballe. 2004. The Difference Between Stock Splits and Stock Dividends – Evidence from Denmark. *Working Paper no. 170*, Centre for Analytical Finance, Aarhus.
- Bechmann, K. L., J. Raaballe og P. Raahauge. 2005. Information og reaktioner på aktie- markedet. *FinansInvest*, 4, 5-15.
- Benesh, G. A., A. J. Keown og J. M. Pinkerton. 1984. An Examination of Market Reaction to Substantial Shifts in Dividend Policy. *The Journal of Financial Research*, 7, 131-42.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo og A. C. MacKinlay. 1997. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.
- Easton, S. 1991. Earnings and Dividends: Is There an Interaction Effect? *Journal of Business Finance & Accounting*. 18(2), 255-66.
- Fama, E. F. og K. R. French. 1992. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*. 47, 427-65.
- Jensen, M. C. 1986. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers. *American Economic Review*. 76, 323-29.
- Jensen, C. M. og W. H. Meckling. 1976. Theory of the Firm: Managerial Behaviour, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics* 3, 305-60.
- John, K. og J. Williams. 1985. Dividends, Dilution, and Taxes: A Signaling Equilibrium. *The Journal of Finance*. 4, 1053-70.
- Kane, A., Y. K. Lee og A. Marcus. 1984.

- Earnings and Dividend Announcements: Is there a Corroboration Effect? *The Journal of Finance*. 4, 1091-99.
- Lasfer, M. M. og M. Zenonos. 2004. The Market Valuation of Dividend Announcements in the UK, Germany, France, and Italy. *FMA 2004 New Orleans Meetings Paper*, nr. 1601873.
- Lucas, D. J. og R. L. McDonald. 1998. Shareholder Heterogeneity, Adverse Selection, and Payout Policy. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 33, 233-53.
- Lønroth, H. L., P. F. Møller og F. Thinggaard. 2000. Årsregnskabsmeddelelser – aktiemarkedets effektivitet og dets forventninger. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*. 100. 189-204.
- McCaffrey, K. og P. Hamill. 2000. Dividend Initiation Announcements Effects in Initial Public Offerings. *Applied Financial Economics*. 10, 533-42.
- Opong, K. K. 1996. Hourly Share Price Response to the Release of Preliminary Annual Financial Reports: Some UK Evidence. *British Accounting Review*. 28, 187-202.
- Rose, C. og C. Mejer. 2003. The Danish Corporate Governance System: From Stakeholder Orientation towards Shareholder Value. *Corporate Governance: An International Review*. 11, 335-45.
- Sponholtz, C. 2004. Aktiemarkedets effektivitet og forventninger omkring årsregnskabsmeddelelser. *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 142. 1-34.
- Sørensen, B. G. 1982. Regnskabsinformation og aktiemarkedets effektivitet: En empirisk analyse. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*. 2, 223-41.