

Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs?

Randi Næs, Johannes A. Skjeltorp og Bernt Arne Ødegaard*

November 2008

Sammendrag

Denne artikkelen analyserer avkastningsmønsteret og drivkreftene på Oslo Børs over perioden 1980-2006. Avkastningen på Oslo Børs kan forklares rimelig bra med en flerfaktormodell bestående av markedsindeksen, en størrelsesindeks og en likviditetsindeks. Som forventet gir endringer i oljeprisen signifikante utslag i kontantstrømmene til de fleste industrisektorene på børsen. Olje er imidlertid ikke en prisert risikofaktor i det norske markedet. I likhet med studier i andre land finner vi at makrovariable påvirker aksjekurser, men siden vi finner svake tegn på at disse variablene er priset i markedet, er det grunn til å tro at hovedeffekten på avkastningen fra disse variablene kommer gjennom selskapenes kontantstrømmer.

JEL kode : G12; E44

Nøkkelord: Aksjeprising, Verdsettingsmodeller, Flerfaktormodeller, Oslo Børs

1 Innledning

I denne artikkelen rapporterer vi resultatene fra en omfattende empirisk analyse av Oslo Børs. Formålet med analysen er å undersøke om drivkreftene bak kursutviklingen i det norske aksjemarkedet kan forklares ut fra standard finansteori og i hvilken grad hovedresultatene fra studier av andre lands aksjemarkeder også gjelder for det norske aksjemarkedet.

Den teoretiske og empiriske litteraturen som analyserer prising av aksjer (“asset pricing literature”) er internasjonalt svært omfattende. Til tross for dette finnes det få analyser av Oslo Børs. De studiene som finnes fokuserer typisk på tidsserieegenskapene til aggregert markedsavkastning. Ved å utelate informasjon om avkastningsforskjeller mellom selskaper

*Næs og Skjeltorp: Norges Bank, Ødegaard: Handelshøyskolen BI, Universitetet i Stavanger og Norges Bank. Kontakt: Johannes A. Skjeltorp, Norges Bank, Postboks 1179 Sentrum, 0107 Oslo. Tlf.: +47 22 31 67 40. Telefaks: +47 22 42 40 62. E-post: johannes-a.skjeltorp@norges-bank.no. Takk til en anonym referent, Sigbjørn Atle Berg, Lorán Chollete, Bent Vale, Sindre Weme og seminardeltagere ved FIBE 2008 og FST's Verdipapirmarkedsforum for nyttige kommentarer.

og variasjon over tid i selskaps- og sektorvektorer kan slike analyser gi et misvisende bilde av hva som er viktige forklaringsfaktorer for selskaper i tverrsnitt.¹

Oppfatningen i det norske markedet synes å være at klassiske finansteoretiske resultater holder, for eksempel at et selskaps markedsrisiko (“beta”) er viktig for den forventede avkastningen til selskapet. Det finnes imidlertid ingen grundige tester av om kapitalverdimodellen faktisk er egnet til å prise norske aksjer. En annen “sannhet” i omløp er at Oslo Børs er oljedrevet. Selv om en slik påstand virker sannsynlig finnes det lite empirisk belegg for at den holder og i så fall hvordan den kan forstås.

Kjennskap til hvilke risikofaktorer som driver kursene på Oslo Børs, hvor store de realiserte risikopremiene har vært og hvordan avkastningsmønsteret på Oslo Børs skiller seg fra avkastningsmønsteret på andre lands børser er åpenbart av interesse for investorer på børsen og selskaper som skal hente inn kapital via Oslo Børs. Både nivå og variasjon i risikopremiene har historisk vært høye. Nyere internasjonal forskning antyder at variasjon i risikopremier over tid og på kryss av selskaper kan brukes til å predikere økonomiske konjunkturer. Økt kunnskap om det norske aksjemarkedet er derfor også nyttig for myndighetenes arbeid med finansiell stabilitet og pengepolitikk.

1.1 Teorier for prising av aksjer

Fra investeringsteorien vet vi at verdien av en aksje kan uttrykkes som nåverdien av en usikker fremtidig kontantstrøm der diskonteringsfaktoren er justert for risiko. På samme måte kan verdien av Oslo Børs uttrykkes som nåverdien av forventede framtidige kontantstrømmer fra alle noterte selskaper, neddiskontert med et avkastningskrav som reflekterer risikoen til kontantstrømmene. Matematisk kan dette uttrykkes som,

$$P_0^M = \sum_{i=1}^n \sum_{t=0}^{\infty} E_t \left[\frac{D_t^i}{(1 + r_t^i)^t} \right] \quad (1)$$

hvor P_t^M er verdien av markedet på tidspunkt t , i indekserer selskap, og det er n selskaper notert på børsen. D_t^i er kontantstrøm fra selskap i på tidspunkt t og r_t^i er avkastningskravet på selskap i for en kontantstrøm t perioder frem. Hvis vi lar r_t^f være den risikofrie renten på tidspunkt definerer vi *meravkastningen* $er_t^i = (r_t^i - r_t^f)$ som avkastning utover den risikofrie renten. Dette er nødvendig kompensasjon for usikkerheten knyttet til kontantstrøm for selskap i , altså risikopremien. Nåverdiformelen viser at en faktor som systematisk påvirker markedsavkastningen kan gjøre dette gjennom kontantstrømmer, risikofri rente, risikopremier eller kombinasjoner av disse. Vi bruker å skille mellom to kanaler, kontantstrømseffekter og risikopremie. Kontantstrømseffekter vil påvirke fremtidige kontantstrømmer til selskapet, og dermed fremtidig dividende D_{t+1}^i . Risikopremie vil derimot påvirke er_{t+1}^i . Risipremier vil typisk bestemmes av systematiske risikofaktorer som påvirker avkastningen til alle selskaper. En forståelse av hvilken av disse to kanalene som forårsaker aksjeprisendringer vil være en viktig del av den etterfølgende analysen. Skyldes for eksempel en positiv samvariasjon mellom hovedindeksen og innovasjoner i

¹Estimater knyttet til faktorer som historisk sett har vært viktige for å forklare aggregert markedsavkastning sier mest om hva som har hatt betydning for de største selskapene/sektorene i markedet. Dette er spesielt et problem for en analyse av det norske markedet, hvor noen få selskaper utgjør en høy andel av markedsverdien. I tillegg vil man ikke tilegne seg noen kunnskap om hvilke faktorer som påvirker selskapers inntjening og risiko innenfor ulike sektorer og hvilke faktorer som er viktige for alle sektorer.

oljeprisen at svingninger i oljeprisen er en systematisk risikofaktor som påvirker avkastningen på alle selskaper, eller kommer effekten først og fremst gjennom kontantstrømmene til oljeselskapene?

Teoretiske verdsettingsmodeller er opptatt av å forklare risikopremiene i markedet. Felles for modellene er at de er basert på rasjonell investordferd og at priser (på aksjer eller andre verdipapirer) bestemmes ut fra graden av samvariasjon mellom avkastningen på verdipapirene og marginalnyttens av konsum. Et aksjeselskap vil typisk gjøre det bra i noen tilstander og dårlig i andre tilstander, et forhold som også varierer over tid. Verdsettingsmodeller sier at investorer foretrekker selskaper som gjør det bra i de tilstandene og på de tidspunktene der de har relativt lav formue (lavt konsum) og dermed relativt høy marginalnytte av en økning i formuen (konsumet). Dette vil drive opp prisene (og dermed drive ned avkastningen) på disse selskapene. Omvendt vil prisene på selskaper som gjør det bra i gode tilstander eller i gode tider drives ned. Denne type tilpasninger vil altså, i henhold til teorien, generere de observerte risikopremiene i markedet.

Den mest kjente verdsettingsmodellen er kapitalverdimodellen (CAPM). CAPM forklarer avkastningen på individuelle selskaper ut fra hvor sensitive selskapenes avkastning er overfor avkastningen på en portefølje som består av all formue i økonomien (markedsporteføljen). CAPM er vanligvis definert i et ubetinget modellrammeverk som

$$E[r_i] - r_f = (E[r_m] - r_f)\beta_m^i,$$

hvor $E[r_i] - r_f$ er forventet risikopremie for selskap i , $E[r_m] - r_f$ er forventet risikopremie for markedet og β_m^i er et mål på samvariasjonen mellom avkastningen på selskap i og avkastningen på markedsporteføljen.² Hvis vi setter $er_i = E[r_i] - r_f$, og lar $\lambda_m = E[r_m] - r_f$ betegne markedets risikopremie, ser vi at CAPM også kan uttrykkes på følgende form

$$E[er_i] = \lambda_m \beta_m^i, \quad (2)$$

hvor $E[er_i]$ er forventet avkastning på selskap i utover den risikofrie renten og λ_m er risikopremien knyttet til det å holde en enhet markedsrisiko. CAPM formaliserer på en enkel måte ideen om at forventet avkastning på et verdipapir bør være høyere desto mer risikabelt verdipapiret er.³ Modellen er samtidig basert på svært forenklede forutsetninger, blant annet at investorene bare lever i en periode. I dag er det derfor mest vanlig å bruke den intertemporale kapitalverdimodellen (ICAPM) eller arbitrasjepreisingsmodellen (APT) som teoretiske grunnlag for estimeringene. I et ubetinget modellrammeverk kan både ICAPM og APT uttrykkes på følgende form,

$$E[er_i] = \sum_j \lambda_j \beta_j^i \quad (3)$$

hvor β_j^i er selskap i 's eksponering mot risikofaktor j og λ_j er risikopremien knyttet til faktor j . ICAPM er en utvidet versjon av kapitalverdimodellen der det tas hensyn til

²Med et ubetinget modellrammeverk menes at man antar at risikopremier er konstante over tid.

³Investorer krever en risikokompensasjon for å investere i selskaper som faller mye i verdi samtidig som markedsporteføljen faller i verdi. Prisen på lav-beta aksjer presses opp og prisen på høy-beta aksjer presses ned helt til aktørenes marginalnytte av å konsumere en enhet ekstra i en tilstand er lik deres marginalnytte av å konsumere den samme enheten i en annen tilstand.

at investorer med lengre investeringshorisonter vil ønske å sikre seg mot framtidig reinvesteringsrisiko.⁴ Dette modelleres ved hjelp av såkalte “tilstandsvariable” som påvirker investorenes beslutningsproblem med hensyn til konsum og porteføljesammensetning. Tilstandsvariable som predikerer markedsavkastning og endringer i investeringsmuligheter er risikofaktorer som priser selskaper. Ut over dette knytter ICAPM ikke disse faktorene direkte til observerbare og målbare størrelser. Formue/inntekt er imidlertid en åpenbar kandidat til en tilstandsvariabel. Aktiva som har en positiv samvariasjon med formue vil i en slik modell ha relativt lav pris og høy forventet avkastning fordi investorer krever kompensasjon for å investere i aktiva som gir lav avkastning i perioder/tilstander da formuen er lav (og marginalnyttens av inntekt er høy). I tillegg kommer variable eller nyheter som kan påvirke investorenes framtidige konsummuligheter. Variable som ofte trekkes fram i denne sammenhengen er BNP og inflasjon.⁵ Modellen ble utviklet av Merton [1973]. På den tiden hadde man liten tro på at det fantes variable som kunne predikere avkastning. Akkumulerte empiriske resultater gjennom de 30 etterfølgende årene har imidlertid funnet en viss predikerbarhet i aksjepriser. Som en følge av dette har ICAPM hatt en kraftig renessanse i de senere år.

APT modellen ble utviklet av Ross [1976]. Modellen er i utgangspunktet basert på empiriske observasjoner av kursutviklingen på aksjer. I gode tider når markedet stiger, stiger kursene på nesten alle aksjer. Likeledes er det åpenbare fellestrekk i kursutviklingen på alle aksjene innenfor en bransje eller en sektor. Ross viser hvordan man ut fra en ren statistisk karakterisering av den realiserede avkastningen på aksjer og enkle arbitrasjeargumenter kan utlede at forventet avkastning vil være gitt av en flerfaktormodell av typen beskrevet i (3).

Forskjellen mellom ICAPM og APT modellen ligger først og fremst i motivasjonen bak de faktorene som velges. I APT modellen finner man “fellesfaktorer” ved statistiske analyser av realisert avkastning, mens man i ICAPM fokuserer på tilstandsvariable som kan beskrive den betingede fordelingen til framtidig avkastning. Den empiriske implementeringen av begge disse teoretiske modellene vil være den samme, empirisk betyr det derfor ikke så mye hvilken modell som danner basis for de faktorene som er med i regresjonene.

I nyere finanslitteratur er det vanlig å uttrykke alle prismodeller innenfor et generelt rammeverk som vanligvis uttrykkes som:⁶

$$P_{i,t} = E_0 [\mathbf{m}_{t+1} \mathbf{x}_{i,t+1}] \quad (4)$$

hvor $P_{i,t}$ er prisen på et aktivum i på tidspunkt t , $\mathbf{x}_{i,t+1}$ er den fremtidige kontantstrømmen fra aktivaet og \mathbf{m}_{t+1} er et uttrykk for marginalnyttens av formue (også kalt den intertemporale substitusjonselastisiteten, den stokastiske diskonteringsfaktoren (SDF) eller prisingskjernen). Forskjellige verdsettingsmodeller gir forskjellige spesifikasjoner av \mathbf{m} . Uavhengig av modell kan man imidlertid tenke på \mathbf{m} som en motsyklisk variabel som er høy i dårlige tider og lav i gode tider. Som vi skal se er det generelle rammeverket nyttig når vi skal tolke sammenhenger mellom aksjemarkedet og makroøkonomiske variable. Det

⁴Beskrivelsen av ICAPM og APT er hentet fra kapittel 9 i Cochrane [2005].

⁵I likevekt vil alle investorer tilpasse seg slik at de har en portefølje bestående av en andel av et risikofritt aktivum, en andel av en bredt sammensatt markedsportefølje og diverse “sikringsporteføljer” basert på de øvrige tilstandsvariablene som sikrer den framtidige avkastningen på formuen.

⁶For en utførlig framstilling av denne typen formuleringer vises til læreboken Cochrane [2005].

generelle rammeverket i (4) danner også utgangspunkt for den estimeringsmetoden som i dag er mest vanlig å bruke når man tester verdettingsmodeller. Det kan også bemerkes at de modellene vi har diskutert tidligere kan tolkes som spesialtilfeller av dette rammeverket. Hvis vi for eksempel lar m være en funksjon av kun markedsporteføljen, er vi tilbake i en CAPM ramme.

1.2 Oppsummering av hovedresultatene

Studien er basert på et datasett som omfatter alle aksjeselskaper notert på Oslo Børs i perioden fra 1980 til 2006. I kapittel 2 gir vi en oversikt over viktige utviklingstrekk på børsen over denne perioden. I kapittel 3 ser vi først på empiriske regulariteter identifisert i andre lands aksjemarkeder, herunder porteføljer basert på størrelse, bok-til-marked, momentum, og likviditet, og ser i hvor stor grad de synes også å være tilstede i norske data. Vi konstruerer risikofaktorer basert på disse effektene og tester kapitalverdimodellen mot ulike flerfaktormodeller basert på de konstruerte risikofaktorene. Vi drøfter også ulike forklaringer på de empiriske risikofaktorene. Til slutt tester vi ulike flerfaktormodeller basert på makrovariable.

Hovedresultatet fra analysen er at avkastningen på Oslo Børs kan forklares rimelig bra med en flerfaktormodell bestående av markedsindeksen, en størrelsesindeks og en likviditetsindeks. Som forventet gir endringer i oljeprisen signifikante utslag i kontantstrømmene til de fleste industrisektorene på børsen. Olje er imidlertid ikke en priset risikofaktor i det norske markedet. I likhet med studier i andre land finner vi få makrovariable som prises i markedet. Vi dokumenterer likevel enkelte signifikante effekter for variablene inflasjon, pengemengde, industriproduksjon og arbeidsledighet i de tilfellene der vi forsøker å prise porteføljer som er sortert på størrelse og likviditet. Det er en signifikant sammenheng mellom de fleste industriporteføljene og de nominelle variablene inflasjon og pengemengde; porteføljeavkastningen faller ved uforventede økninger i inflasjon og øker ved uforventede økninger i pengemengden. Siden vi finner svake tegn på at disse variablene er priset i markedet, er det grunn til å tro at hovedeffekten på avkastningen fra disse variablene kommer gjennom selskapenes kontantstrømmer.

2 Oslo Børs 1980-2006

Vår analyse av det norske aksjemarkedet er i hovedsak basert på månedlige avkastningsserier for alle verdipapirer notert ved Oslo Børs i perioden fra 1980 til 2006.⁷ I dette kapitlet gir vi en oversikt over noen viktige utviklingstrekk på Oslo Børs over denne perioden.

2.1 Organisering av markedsplassen

Oslo Børs har gjennomført flere endringer i organiseringen av markedsplassen i perioden fra 1980. I 1988 ble den tidligere oppropsordningen erstattet med et elektronisk handelsstøttesystem. Det nye systemet la til rette for kontinuerlig handel i samtlige noterte

⁷Regnskapsdata, volum- og prisdata er fra Oslo Børs Informasjon (OBI). Månedlige avkastningsserier er beregnet ut fra daglige prisdata.

verdipapirer gjennom hele handelsdagen. Innføring av et nytt elektronisk handelssystem i 1999 (ASTS) gjorde det mulig å handle via Internett. Flere rene nettmeglerhus etablerte seg i denne forbindelse. Fra 2000 har Oslo Børs vært medlem av børsalliansen NOREX, som omfatter alle de nordiske og baltiske børsene. Formålet med alliansen er å skape et felles nordisk og baltisk verdipapirmarked der børsene og markedsdeltakerne kan tilby sine tjenester på en så enkel måte som mulig. Som et ledd i denne satsingen har NOREX-børsene langt på vei harmonisert sine regelverk. Videre benytter alle de største børsene samme handelssystem, noe som i praksis betyr at investorer har tilgang til det nordiske investeringsuniverset fra en og samme terminal.⁸

Oslo Børs gikk over på samme handelsplattform som de øvrige NOREX-børsene i 2002 (SAXESS). Alle som ønsker å kjøpe eller selge aksjer via SAXESS må gå via et autorisert meglerhus. Et meglerhus som er autorisert til å handle via handelssystemet kalles for et børsmedlem.⁹ Handelssystemet gir børsmedlemmene adgang til en elektronisk limitordre-bok for hver aksje. Tilbud og etterspørsel etter en aksje registreres i aksjens ordrebok og en handel sluttet automatisk når kurs, volum og andre ordrebetingelser er sammenfallende. SAXESS oppdaterer løpende alle endringer i markedet og tilbyr sanntidsformidling av informasjon til medlemmene. I 2006 ble åpningstidene på Oslo Børs utvidet for å tilpasse seg det internasjonale markedet for aksjer.

2.2 Sektorsammensetning

Når vi grupperer selskapene etter industrisektorer bruker vi den internasjonale standarden GICS.¹⁰ For selskaper på Oslo Børs bruker vi børsens klassifisering av selskaper. Denne er tilgjengelig fra 1997. For selskaper som ble tatt av børs før 1997 har ikke Oslo Børs noen offisiell klassifisering. Klassifiseringen av disse selskapene er derfor rekonstruert manuelt for perioden 1980-97. GICS består av 10 industrisektorer, 24 bransjegrupper, 67 bransjer og 147 spesialbransjer. Et selskap blir tilordnet en GICS klassifisering på en av de 147 spesialbransjene basert på sin viktigste forretningsaktivitet. Hva som representerer den viktigste forretningsaktiviteten blir i hovedsak bestemt ut fra salgsinntekter. I vår analyse vil vi kun bruke de 10 kategoriene på toppnivå. Navn, kode og tilhørende bransjegrupper for de 10 GICS sektorene er oppgitt i tabell 1.

2.3 Markedsstørrelse og aktivitet

Oslo Børs har vokst kraftig over perioden 1980-2006 både målt i verdier og omsetningsvolum. I 1980 hadde de 93 noterte selskapene på Oslo Børs en total markedsverdi på 16,5 milliarder kr. Ved utgangen av 2006 hadde børsen 253 noterte selskaper og total markedsverdi var i overkant av 1952 milliarder.¹¹ Gjennomsnittlig selskapsverdi økte også

⁸NOREX alliansen omfatter børsene i Oslo, Stockholm, Helsinki, København, Reykjavik, Tallinn, Riga og Vilnius. Bortsett fra Oslo Børs eies alle børsene av selskapet OMX. Se NOREX Medlemsregler på www.oslobors.no.

⁹I tillegg til å handle på vegne av kundene sine utarbeider meglerhusene analyser og prospekter for selskapene og fungerer ofte som rådgivere.

¹⁰GICS standarden (Global Industry Classification Standard) ble utviklet av Morgan Stanley Capital International (MSCI) og Standard & Poor.

¹¹Denne økningen skyldes i liten grad inflasjon. I 2006 kroner var verdien av selskapene på børsen i 1980 rundt 53 milliarder.

Tabell 1: Industrisektorer og tilhørende bransjegrupper på Oslo Børs

| Kode | Sektor | Bransjegrupper |
|------|--------------------------------|--|
| 10 | Energi | Energi |
| 15 | Materialer | Materialer |
| 20 | Industri | Kapitalvarer, Kommersielle tjenester og leveranser, Transport |
| 25 | Forbruksvarer | Biler og komponenter, Forbruksvarer og klær, Konsumenttjenester, Media, Detaljhandel |
| 30 | Konsumentvarer | Mat og apotekhandel, Drikkevarer, mat og tobakk, Husholdningsvarer og personlige produkter |
| 35 | Helsevern | Helsevern - utstyr og tjenester, Farmasi og bioteknologi |
| 40 | Finans | Banker, Finansieringsselskaper, Forsikring, Eiendomsselskaper |
| 45 | Informasjonsteknologi (IT) | Programvare og tjenester, Teknologisk utstyr, Halvledere og -utstyr |
| 50 | Telekommunikasjon og tjenester | Telekommunikasjon og tjenester |
| 55 | Forsyningsselskaper | Forsyningsselskaper |

Energisektoren omfatter alle oljeselskapene. Materialektoren omfatter bransjene kjemikalier, byggematerialer, emballasje, bergverksdrift og metaller, og papir- og skogbruksprodukter. Forsyningsselskaper omfatter selskaper innenfor kraft-, gass- og vannforsyning samt uavhengige kraftprodusenter og kraftkjøpere.

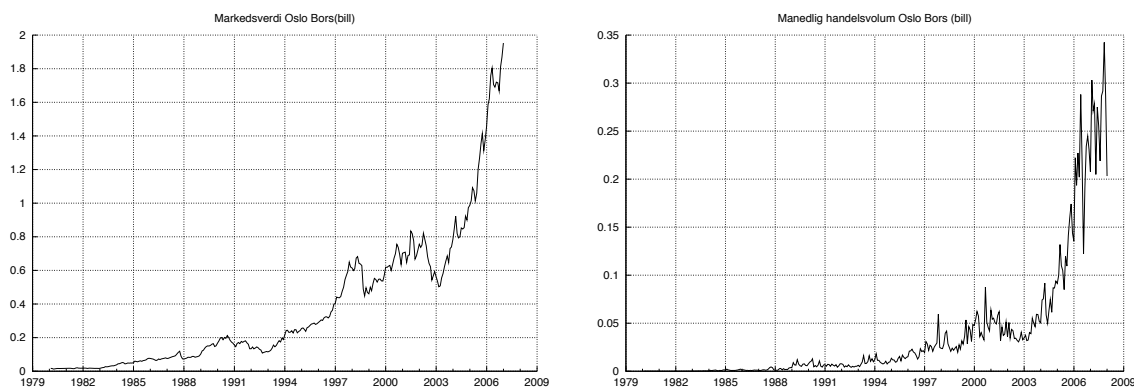
markant i perioden fra 170 millioner i 1980 til 7,51 milliarder i 2006. Fra 1998 til 2004 ble antall noterte selskaper redusert fra 269 til 207, i all hovedsak på grunn av redusert antall industriselskaper.

Fra 1980 til 2006 økte det årlige omsetningsvolumet på Oslo Børs fra rundt 370 millioner kroner til rundt 2580 milliarder kroner. Sagt med andre ord blir det i dag omsatt for et betydelig større beløp per dag enn det ble omsatt for i løpet av et helt år for 26 år siden. Likviditeten er også blitt betydelig bedret for mange selskaper. I gjennomsnitt økte antall handledager i en aksje fra 48 dager i 1980 til 181 dager i 2006.

Utviklingen av Oslo Børs er illustrert i figur 1 ved utviklingen i månedstall for henholdsvis samlet markedsverdi og totalt handelsvolum for alle noterte selskaper.

Figur 1: Total markedsverdi og handelsvolum - Oslo Børs 1980-2006

Figuren viser utviklingen i aktivitet på Oslo Børs over perioden fra 1980 til 2006 målt ved månedlig markedsverdi (venstre figur) og månedlig totalt handelsvolum (høyre figur) for alle noterte selskaper. Tallene er i løpende kroner.



Selskapene på Oslo Børs er konsentrert i noen få sektorer. I tabell 2 viser vi gjennomsnittlig markedsverdi for selskapene i de forskjellige industrisektorene over hele perioden og for tre delperioder. Vi ser at industrisektoren har hatt de største selskapene helt frem til siste delperiode.

Tabell 2: Markedsverdi av selskaper for industrisektorer

Tabellen viser gjennomsnittlig markedsverdi for selskaper i de forskjellige GICS sektorene for hele perioden 1980-2006 og for de tre delperiodene 1980-89, 1990-99 og 2000-2006.

| | Gjennomsnittlig markedsverdi for industrisektorer (mrd. NOK) | | | | | | | | | |
|----------------------|--|-------|-------|------|------|------|-------|------|------|------|
| | 10 | 15 | 20 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 50 | 55 |
| <i>Hele perioden</i> | | | | | | | | | | |
| 1980-2006 | 20.75 | 6.99 | 31.46 | 6.15 | 7.49 | 5.65 | 17.52 | 5.36 | 2.86 | 0.38 |
| <i>Delperioder</i> | | | | | | | | | | |
| 1980-1989 | 9.88 | 10.43 | 39.39 | 4.06 | 6.92 | 4.08 | 21.86 | 6.60 | 0.04 | 0.00 |
| 1990-1999 | 19.36 | 5.99 | 35.94 | 7.43 | 8.85 | 7.11 | 15.57 | 3.82 | 0.79 | 0.39 |
| 2000-2006 | 38.26 | 3.51 | 13.73 | 7.29 | 6.37 | 5.80 | 14.10 | 5.78 | 9.84 | 0.93 |

Tabellene 3 og 4 gir mere detaljer, og viser hvordan utviklingen i markedsstørrelse har vært fordelt på industrisektorer, målt i henholdsvis antall selskaper og markedsver-

di. Fram til 1990 var de to dominerende sektorene Industri(20) og Finans(40). Målt i antall selskaper har dette mønsteret endret seg over de siste 15 årene som følge av økt antall noterte selskaper innenfor IT(45) og energi(10) sektorene, og redusert antall selskaper innenfor industrisektoren. I 2002 falt markedsverdivekten til industrisektoren fra 23 prosent til 9 prosent. Det skyldes at Norsk Hydro ble omklassifisert fra industrisektoren til energisektoren dette året. Dersom man isteden ser på markedsverdivektene for hver industrisektor endrer dette bildet seg noe. Vi ser her at IT sektoren har en relativt lav markedsvekt til tross for at nesten 20% av selskapene var innenfor denne sektoren i 2006. Energisektoren har hatt en markant økning i markedsvekt de siste årene fra 10 prosent i 2000 til 50 prosent i 2006. Dette skyldtes noteringen av Statoil i 2001 og omklassifiseringen av Norsk Hydro i 2002. I noen sektorer er det svært få selskaper. Forsyningssektoren og sektoren for telekommunikasjon og tjenester var knapt representert på Oslo Børs før på midten av nittitallet.

Tabell 3: Antall selskaper notert på Oslo Børs i perioden 1980-2006

Tabellen gir en oversikt over antall noterte selskaper på Oslo Børs i perioden fra 1980 til 2006 fordelt på industrisektorer. Merk at antall noterte selskaper ikke tilsvarer antall noterte aksjer, siden mange selskaper har hatt flere aksjeklasser.

| År | Totalt | Industrisektorer (GICS) | | | | | | | | | |
|------|--------|-------------------------|----|----|----|----|----|----|----|----|----|
| | | 10 | 15 | 20 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 50 | 55 |
| 1980 | 93 | 9 | 10 | 28 | 6 | 9 | 1 | 28 | 2 | - | - |
| 1981 | 96 | 9 | 11 | 28 | 7 | 9 | 1 | 29 | 2 | - | - |
| 1982 | 109 | 12 | 12 | 30 | 12 | 9 | 1 | 30 | 3 | - | - |
| 1983 | 120 | 12 | 11 | 36 | 13 | 9 | 2 | 31 | 6 | - | - |
| 1984 | 138 | 14 | 12 | 42 | 15 | 10 | 2 | 36 | 7 | - | - |
| 1985 | 158 | 17 | 12 | 48 | 18 | 11 | 2 | 37 | 13 | - | - |
| 1986 | 165 | 18 | 12 | 51 | 18 | 11 | 2 | 39 | 13 | 1 | - |
| 1987 | 159 | 20 | 12 | 47 | 15 | 9 | 2 | 39 | 13 | 2 | - |
| 1988 | 144 | 19 | 11 | 45 | 13 | 7 | 2 | 33 | 12 | 2 | - |
| 1989 | 141 | 17 | 11 | 44 | 11 | 7 | 2 | 37 | 12 | - | - |
| 1990 | 142 | 20 | 9 | 46 | 10 | 7 | 2 | 37 | 11 | - | - |
| 1991 | 131 | 21 | 9 | 45 | 9 | 5 | 2 | 30 | 10 | - | - |
| 1992 | 134 | 20 | 9 | 46 | 14 | 3 | 2 | 30 | 10 | - | - |
| 1993 | 145 | 19 | 9 | 55 | 17 | 4 | 2 | 29 | 10 | - | - |
| 1994 | 156 | 19 | 10 | 60 | 18 | 3 | 3 | 32 | 11 | - | - |
| 1995 | 173 | 20 | 11 | 63 | 21 | 2 | 3 | 39 | 14 | - | - |
| 1996 | 186 | 24 | 12 | 60 | 22 | 3 | 3 | 39 | 21 | 1 | 1 |
| 1997 | 226 | 37 | 13 | 71 | 25 | 5 | 5 | 39 | 29 | 1 | 1 |
| 1998 | 243 | 36 | 12 | 75 | 28 | 6 | 5 | 45 | 34 | 1 | 1 |
| 1999 | 245 | 33 | 11 | 72 | 28 | 6 | 6 | 47 | 39 | 2 | 1 |
| 2000 | 246 | 34 | 13 | 60 | 25 | 6 | 7 | 48 | 49 | 3 | 1 |
| 2001 | 231 | 36 | 9 | 57 | 22 | 8 | 7 | 45 | 44 | 2 | 1 |
| 2002 | 219 | 36 | 9 | 48 | 20 | 9 | 7 | 44 | 43 | 2 | 1 |
| 2003 | 209 | 37 | 8 | 41 | 21 | 8 | 8 | 42 | 40 | 2 | 2 |
| 2004 | 203 | 35 | 9 | 40 | 18 | 9 | 10 | 38 | 41 | 1 | 2 |
| 2005 | 237 | 53 | 9 | 42 | 17 | 13 | 11 | 43 | 46 | 1 | 2 |
| 2006 | 253 | 62 | 10 | 44 | 19 | 14 | 13 | 40 | 47 | 2 | 2 |

Et særtrekk ved Oslo Børs er at børsen alltid har vært dominert av et fåtall store selskaper. I mange år var Norsk Hydro det klart største selskapet, noe som endret seg etter noteringen av Statoil i 2001. I 2006 utgjorde de tre store statsdominerte selskapene Statoil,

Tabell 4: Markedsverdi av selskaper notert på Oslo Børs i perioden 1980-2006

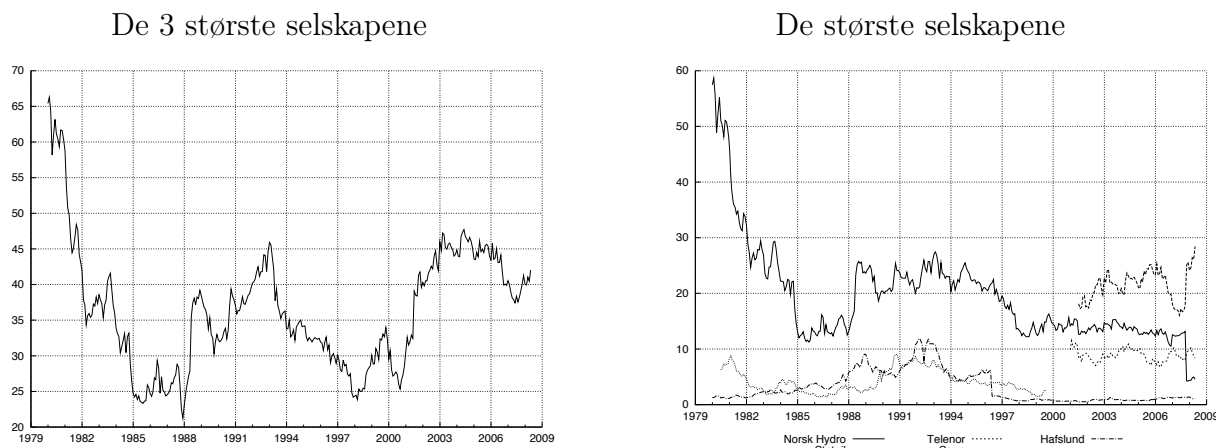
Tabellen viser total og gjennomsnittlig markedsverdi for selskapene notert på Oslo Børs i perioden fra 1980 til 2006. Tabellen viser også markedsverdiveakter for de 10 GICS industrisektorene.

| År | Totalt (mrd kr) | Gj.snitt (mrd kr) | Markedsverdivekt i % for industrisektorer (GICS) | | | | | | | | | |
|------|--------------------|----------------------|--|----|----|----|----|----|----|----|----|----|
| | | | 10 | 15 | 20 | 25 | 30 | 35 | 40 | 45 | 50 | 55 |
| 1980 | 16.5 | 0.17 | 11 | 9 | 58 | 1 | 2 | 1 | 18 | 1 | - | - |
| 1981 | 17.7 | 0.18 | 10 | 9 | 51 | 2 | 5 | 1 | 24 | 4 | - | - |
| 1982 | 17.0 | 0.15 | 8 | 8 | 39 | 3 | 5 | 2 | 28 | 6 | - | - |
| 1983 | 38.3 | 0.31 | 9 | 10 | 37 | 2 | 5 | 3 | 22 | 12 | - | - |
| 1984 | 51.5 | 0.36 | 9 | 11 | 31 | 4 | 7 | 3 | 23 | 12 | - | - |
| 1985 | 77.2 | 0.47 | 8 | 11 | 31 | 6 | 7 | 5 | 22 | 11 | - | - |
| 1986 | 77.7 | 0.45 | 7 | 11 | 34 | 8 | 10 | 4 | 24 | 10 | 0 | - |
| 1987 | 72.6 | 0.42 | 10 | 12 | 31 | 7 | 12 | 6 | 27 | 6 | 0 | - |
| 1988 | 102.2 | 0.65 | 10 | 10 | 43 | 5 | 8 | 9 | 15 | 3 | 0 | - |
| 1989 | 166.9 | 0.95 | 16 | 12 | 40 | 3 | 9 | 6 | 17 | 2 | - | - |
| 1990 | 156.3 | 0.84 | 21 | 8 | 40 | 3 | 10 | 7 | 16 | 2 | - | - |
| 1991 | 133.8 | 0.78 | 24 | 7 | 42 | 3 | 12 | 12 | 9 | 2 | - | - |
| 1992 | 115.1 | 0.68 | 19 | 6 | 41 | 5 | 15 | 12 | 9 | 2 | - | - |
| 1993 | 215.5 | 1.17 | 18 | 8 | 37 | 6 | 12 | 5 | 16 | 2 | - | - |
| 1994 | 254.3 | 1.30 | 16 | 8 | 41 | 6 | 6 | 5 | 18 | 1 | - | - |
| 1995 | 289.9 | 1.49 | 16 | 7 | 38 | 6 | 6 | 6 | 20 | 4 | - | - |
| 1996 | 404.5 | 1.96 | 24 | 5 | 36 | 6 | 7 | 3 | 18 | 5 | 1 | 1 |
| 1997 | 614.2 | 2.46 | 25 | 3 | 29 | 10 | 6 | 9 | 15 | 5 | 1 | 1 |
| 1998 | 460.9 | 1.71 | 15 | 4 | 27 | 15 | 6 | 7 | 18 | 5 | 2 | 1 |
| 1999 | 619.2 | 2.35 | 16 | 5 | 28 | 16 | 6 | 6 | 17 | 11 | 4 | 1 |
| 2000 | 701.9 | 2.71 | 10 | 5 | 27 | 10 | 8 | 8 | 17 | 11 | 13 | 1 |
| 2001 | 755.8 | 3.06 | 25 | 4 | 23 | 6 | 6 | 8 | 15 | 7 | 9 | 1 |
| 2002 | 562.8 | 2.49 | 43 | 4 | 9 | 6 | 7 | 8 | 15 | 4 | 9 | 1 |
| 2003 | 784.3 | 3.60 | 43 | 4 | 6 | 8 | 5 | 9 | 16 | 4 | 10 | 1 |
| 2004 | 986.9 | 4.77 | 43 | 3 | 10 | 9 | 6 | 8 | 14 | 4 | 10 | 1 |
| 2005 | 1456.8 | 6.07 | 53 | 3 | 11 | 6 | 6 | 0 | 11 | 4 | 8 | 1 |
| 2006 | 1952.7 | 7.51 | 50 | 2 | 10 | 5 | 6 | 0 | 11 | 6 | 10 | 1 |

Norsk Hydro og Telenor tilsammen nærmere 50 prosent av den totale markedsverdien på Oslo Børs. I figur 2 illustrerer vi dette på to måter. Til venstre i figuren viser vi andelen av børsens verdi som utgjøres av de tre største selskapene. Til høyre viser vi andelen av børsen som utgjøres av utvalgte selskaper.

Figur 2: Hvor viktige er de største selskapene på Oslo Børs?

Til venstre viser vi hvor stor andel av børsen de 3 største selskapene utgjør. Til høyre viser vi noen av de største selskapene på Oslo Børs, og hvor stor vekt hvert selskap utgjør av totalverdien på børsen. Vi beregner hvor stor prosent markedsverdien av selskapet utgjør av den totale markedsverdien i perioden.



For å illustrere viktigheten av Oslo Børs i norsk økonomi viser vi i figur 3 verdien av alle aksjene på børsen relativt til årlig BNP. I 1980 var markedsverdien av alle selskapene på Oslo Børs 5 prosent av årlig BNP, ett tall som har steget til 90% i 2006.

2.4 Aksjeavkastning

Som en avslutning på vår karakterisering av Oslo Børs ser vi på avkastning. Panel A i tabell 5 viser gjennomsnittlig månedlig avkastning for industrisektorporteføljer, mens panel B i samme tabell viser korrelasjoner mellom sektorporteføljenes månedlige avkastning. Målt med gjennomsnittlig avkastning har IT sektoren og Energisektoren vært de mest lønnsomme over perioden 1980-2006. De samme sektorene har også vært de mest risikable målt ved standardavviket til avkastningen. Avkastningen på industrisektorporteføljer er gjennomgående høyt korrelert. Høyest samvariasjon har energi- og industriporteføljen med en korrelasjonskoeffisient på 0.73.

3 Empirisk analyse av drivkrefter for avkastningen

Den første formaliserte modellen for prising av verdipapirer var kapitalverdimodellen (CAPM). CAPM ble utviklet av Sharpe, Lintner og Mossin på midten av 1960 tallet. Ved å ta hensyn til reinvesteringsrisiko utvidet Merton [1973] CAPM til flerfaktormodellen ICAPM. Noen år senere ble en annen flerfaktormodell (APT) utviklet av Ross [1976].

Tabell 5: Historisk aksjeavkastning innenfor industrisektorer

Panel A i tabellen viser avkastningen på likeveide industrisektorporteføljer basert på GICS klassifiseringen. For hver portefølje viser tabellen første og siste år for avkastningsberegningen, gjennomsnittlig månedlig avkastning (i prosent), tilhørende standardavvik, gjennomsnittlig antall selskaper i hver portefølje og antall måneder brukt i beregningen. Panel B viser korrelasjonen mellom månedlig avkastning på industriindeksene.

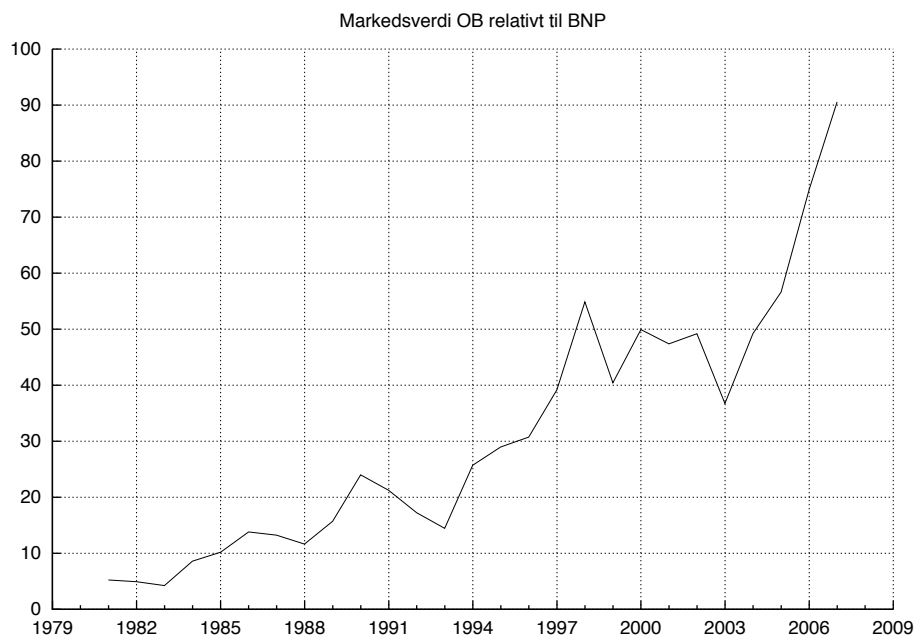
Panel A: Avkastning på industriporteføljer

| | Første år | Siste år | Gjennomsnittlig avkastning | Standard-avvik | Gjennomsnittlig ant.selsk. | Antall obs |
|--------------------------------|-----------|----------|----------------------------|----------------|----------------------------|------------|
| Energi | 1980 | 2007 | 2.53 | 9.74 | 19.6 | 336 |
| Materialer | 1980 | 2007 | 1.93 | 8.62 | 7.6 | 336 |
| Industri | 1980 | 2007 | 2.03 | 6.26 | 32.4 | 336 |
| Forbruksvarer | 1980 | 2007 | 1.72 | 6.87 | 12.1 | 336 |
| Konsumentvarer | 1980 | 2007 | 2.08 | 6.54 | 6.9 | 336 |
| Helsevern | 1980 | 2007 | 1.85 | 9.64 | 3.9 | 336 |
| Finans | 1980 | 2007 | 1.40 | 5.14 | 28.6 | 336 |
| Informasjonsteknologi (IT) | 1980 | 2007 | 2.65 | 11.63 | 12.2 | 336 |
| Telekommunikasjon og tjenester | 1987 | 2007 | 1.12 | 11.46 | 1.3 | 152 |
| Forsyningsselskaper | 1996 | 2007 | 1.41 | 6.80 | 2.4 | 144 |

Panel B: Korrelasjon mellom avkastning på industriporteføljer

| | Energi | Materialer | Industri | Forbruk | Konsument | Helse | Finans | IT | Telekom |
|------------|--------|------------|----------|---------|-----------|-------|--------|------|---------|
| Materialer | 0.55 | | | | | | | | |
| Industri | 0.73 | 0.64 | | | | | | | |
| Forbruk | 0.50 | 0.52 | 0.63 | | | | | | |
| Konsument | 0.55 | 0.52 | 0.59 | 0.52 | | | | | |
| Helse | 0.39 | 0.36 | 0.45 | 0.40 | 0.35 | | | | |
| Finans | 0.62 | 0.58 | 0.68 | 0.62 | 0.59 | 0.35 | | | |
| IT | 0.53 | 0.36 | 0.49 | 0.47 | 0.46 | 0.47 | 0.45 | | |
| Telekom | 0.37 | 0.24 | 0.36 | 0.40 | 0.28 | 0.49 | 0.38 | 0.56 | |
| Forsyning | 0.32 | 0.20 | 0.44 | 0.24 | 0.40 | 0.21 | 0.38 | 0.32 | 0.25 |

Figur 3: Markedsverdi av selskapene notert på Oslo Børs relativt til BNP (prosent)
 Figuren viser årlige tall for utviklingen i markedsverdien av alle selskapene på Oslo Børs, i prosent av bruttonasjonalprodukt. Tall for BNP er hentet fra SSB.



CAPM var imidlertid den klart rådende modellen for vurderinger av risiko og forventet avkastning på aksjer helt fram til begynnelsen av 1990-tallet.

Gjennom 1980 tallet oppdaget man flere empiriske regulariteter i aksjeavkastningen som ikke kunne forklares av CAPM. For eksempel fant man at store selskaper gjennomgående hadde lavere avkastning enn små selskaper etter justering for markedsrisiko. Siden slike sammenhenger ikke kunne forklares ut fra den da standard teorien (CAPM) ble de karakterisert som avvik (“anomalies”). I en viktig artikkel viser Fama and French [1993] at en empirisk motivert flerfaktormodell basert på markedsrisiko og to av CAPM avvikene hadde betydelig bedre forklaringskraft for avkastningen enn CAPM alene. I tillegg fant man i flere empiriske studier støtte for at aksjeavkastning kan predikeres på mellomlang sikt. Til sammen førte disse empiriske resultatene til en renessanse for flerfaktormodellene utviklet på 1970 tallet.

Estimeringer av flerfaktormodeller kan grovt deles inn i to grupper. Den ene gruppen studier konstruerer risikofaktorer basert på de empiriske avvikene i forhold til CAPM. Slike studier har hatt stor suksess i å forklare realisert aksjeavkastning, men de gir liten veiledning i hva de underliggende drivkreftene for avkastningen egentlig er. Noen studier har imidlertid lyktes i å knytte de empirisk motiverte risikofaktorene til underliggende makroøkonomiske forhold som konjunktursituasjon og konkurrisiko. Den andre gruppen studier undersøker sammenhengen mellom realisert aksjeavkastning og makroøkonomiske variable direkte.

I dette kapittelet undersøker vi hvilke modellspesifikasjoner som best kan forklare avkastningen på Oslo Børs fra 1980 til 2006. Innledningsvis beskriver vi kort de empirisk dokumenterte avvikene fra CAPM. Deretter går vi kort gjennom den estimeringsmetoden

vi bruker for å teste ulike prismodeller. Vi presenterer først resultatene fra estimeringer av CAPM på porteføljer sortert på markedsrisiko, industrisektorer og de ulike CAPM-avvikene. Deretter presenterer vi resultater fra estimeringer av flerfaktormodeller basert på de empirisk motiverte risikofaktorene og refererer til litteraturen som prøver å finne de underliggende drivkreftene bak disse faktorene. Endelig presenterer vi resultater fra estimering av flerfaktormodeller basert på makrovariable.

3.1 Avvik fra CAPM

Størrelseseffekten er en empirisk regularitet som viser at investeringer i små selskaper i gjennomsnitt har gitt en risikojustert meravkastning relativt til investeringer i store selskaper. Størrelseseffekten ble først dokumentert for det amerikanske aksjemarkedet over perioden 1936-1975 av Banz [1981]. Etter Banzs studie ble størrelseseffekten dokumentert i tilsvarende studier i 17 andre land, noe som i følge Dimson and Marsh [1999] gjør størrelseseffekten til det mest dokumenterte aksjemarkedsavviket i verden. Størrelseseffekten har imidlertid vist seg å være svært sensitiv til valg av tidsperiode. For de fleste land var effekten negativ målt over perioden 1980-2000, det vil si 20-årsperioden etter at Banz publiserte sine resultater, mens den over den korte perioden fra 2000 igjen har vært gjennomgående positiv.

En annen selskapskarakteristikk som synes å gi en systematisk spredning i avkastning på kryss av selskaper er forholdet mellom **bokført verdi og markedsverdi**. Flere studier (se for eksempel Rosenberg et al. [1984], Fama and French [1992] og Lakonishok et al. [1994]) finner at selskaper som har høy bokført verdi relativt til markedsverdi (typiske verdi eller “value” selskaper) har en systematisk høyere markedsrisikojustert avkastning enn selskaper med lav bokført verdi relativt til markedsverdi (typiske vekstselskaper). I litteraturen kalles dette avviket fra CAPM ofte for “value” effekten.

Jegadeesh and Titman [1993] dokumenterer at en investeringsstrategi som går ut på å kjøpe selskaper som har hatt en høy avkastning de siste 3-12 måneder og selge selskaper som har hatt en lav avkastning over samme periode genererer en risikojustert meravkastning. Strategien som kalles “**momentum**” var allerede kjent og mye brukt blant porteføljeforvaltere.¹² Momentumstrategier har også vist seg å være lønnsomme utenfor USA. Rouwenhorst [1998] dokumenterer lønnsomme momentumstrategier i 12 europeiske aksjemarkeder over perioden 1980-95, mens Chan et al. [2000] finner støtte for at momentumstrategier i 23 internasjonale aksjeindekser er lønnsomme, herunder 9 asiatiske, 11 europeiske, to nord amerikanske og en sør afrikansk.¹³

En fjerde selskapskarakteristikk som ofte knyttes til CAPM avvikene er **likviditet**. Nivå og variasjoner i selskapers likviditet har vært foreslått som forklaringer både på størrelseseffekten, B/M effekten og momentum effekten, se for eksempel Acharya and Pedersen [2005], Liu [2006] og Sadka [2006]. Disse resultatene antyder at observerbare avvik fra CAPM i avkastningsmønster både på kryss av selskaper og over tid kan være utslag av urealistiske antakelser i CAPM om statiske og friksjonsløse markeder.¹⁴ Når det

¹²Jegadeesh and Titman [1993] er basert på data fra det amerikanske aksjemarkedet over perioden 1965 til 1989. Jegadeesh and Titman [2001] viser at momentumstrategier også var lønnsomme på nittitallet. I denne artikkelen gis også en oversikt over momentum litteraturen.

¹³Med unntak av Østerrike, Indonesia og Sør Afrika er analysen basert på data for period 1980-95.

¹⁴Modeller som utvider CAPM med en likviditetsfaktor (e.g. Acharya and Pedersen [2005] og Liu

er sagt er det langt fra åpenbart at likviditet skal reflekteres i aksjekursene. Tvert i mot finner man i flere teorimodeller at transaksjonskostnader bare har andreordenseffekter på likevektsprisene i markedet.¹⁵ Et problem med begrepet likviditet er at det har flere dimensjoner; en kostnadsdimensjon (hvor mye koster det å handle), en tidsdimensjon (hvor raskt kan man handle) og en kvantitetsdimensjon (hvor mye kan man handle). Dette har medført at det finnes et bredt spekter av forskjellige likviditetsmål i litteraturen og liten enighet om hva/hvilke som er best. I vårt arbeid velger vi å bruke relativ spread som likviditetsmål. Relativ spread er et mye brukt kostnads mål på likviditet og beregnes som forskjellen mellom beste kjøps- og salgskurs dividert på midtkursen.

Alle avvikene fra CAPM er først identifisert i det amerikanske aksjemarkedet. Avvikene har imidlertid vist seg å være bemerkelsesverdig konsekvente både på kryss av markeder og over tidsperioder.

3.2 Metode for estimering av faktormodeller

I dette avsnittet presenterer vi kort de estimeringsmetodene vi bruker for å teste ulike verdsettingsmodeller. Vi tar utgangspunkt i et ubetinget modellrammeverk, det vil si at vi antar at risikopremier er konstante over tid. Som nevnt i innledningen, vil man i en ubetinget teoretisk faktormodell anta at forventet avkastning på et selskap utover den risikofrie renten (meravkastningen) i likevekt kan skrives som,

$$E[er^i] = \sum_j \lambda_j \beta_j^i \quad (5)$$

hvor $E[er^i]$ er forventet avkastning på selskap i utover risikofri avkastning, $j \in \{1, \dots, J\}$ er antall faktorer som driver avkastningen, β_j^i er eksponeringen mot risikofaktor j for selskap i og λ_j er risikopremien knyttet til risikofaktor j som er lik for hele markedet.

Det finnes flere fremgangsmåter for å estimere risikopremier knyttet til en eller flere faktorer og teste om en modell klarer å prise et utvalg av verdipapirer. Den tradisjonelle fremgangsmåten består av to steg. Første steg er metoden utviklet i Black, Jensen, and Scholes [1972], estimering av tidsserieregresjoner av typen:

$$er_t^i = a^i + \sum_{j=1}^J \beta_j^i f_{jt} + \varepsilon_t^i, \quad (6)$$

hvor er_t^i er meravkastningen på selskap i , a^i er et konstantledd for selskap i og β_j^i er den estimerte eksponeringen mot faktor f_j for selskap i . Faktoreksponeringene sier noe om hvor sensitiv avkastningen til et selskap er overfor bevegelser i faktorene. Når en faktor er uttrykt som en avkastningsserie, for eksempel som avkastningen på en portefølje av store selskaper minus avkastningen på en portefølje av små selskaper, kan faktormodellen testes ved å teste om alle konstantleddene, a^i , er lik null. Hvis dette ikke er tilfellet forkastes modellen. Dersom en faktormodell inkluderer faktorer som ikke er avkastningsserier, for eksempel inflasjon eller pengemengde, kan man ikke bruke en slik tolkning.¹⁶

[2006]) har god forklaringskraft i forhold til observerte CAPM avvik.

¹⁵Se Constantinides [1986] og Vayanos [1998].

¹⁶Hvis man likevel ønsker å gjøre en slik test når faktorene ikke er porteføljer må man konstruere

I denne estimeringen brukes ikke restriksjonen om at risikopremien er konstant på tvers av alle aktiva. Andre steg i prosedyren er derfor å estimere risikopremien til faktorene, og teste om modellen klarer å prise aksjene/porteføljene korrekt. Gitt estimatene fra (6) kan risikopremien knyttet til faktor j estimeres ved en tverrsnittsregresjon,

$$er^i = \lambda_0 + \sum_{j=1}^J \lambda_j \beta_j^i + \varepsilon^i \quad (7)$$

hvor λ_0 er et konstantledd og λ_j er risikopremien knyttet til faktor j . Endelig gjennomfører man statistiske tester på λ_j for å undersøke om risikopremiene knyttet til faktorene er signifikant forskjellig fra null.

Den tradisjonelle metoden for å estimere ligning (6) og (7) er ved hjelp av OLS hvor man estimerer ligningene i to steg. Først estimerer man de individuelle faktor eksponeringene (β_j^i) i ligning (6), deretter benytter man β_j^i estimatene som variable for å estimere λ_j i ligning (7). Et problem med å estimere faktor modeller på denne måten er at man er utsatt for et såkalt “generated regressors” (“errors in variables”) problem. Dette betyr at siden forklaringsvariablene (β_j^i) i (7) er estimert og dermed har en estimeringsusikkerhet knyttet til seg som man ikke får tatt hensyn til når man i andre steg bruker β_j^i estimatene som variable for å estimere ligning (7). Dermed vil standardavvikene til λ_j estimatene bli for lave, slik at man aksepterer en signifikant risikopremie for ofte.

En alternativ framgangsmåte for å gjøre estimeringen er å bruke GMM (Generalized Method of Moments) og estimere estimere modellene (6) og (7) simultant. En slik metode er å foretrekke, siden en bruker all informasjonen, også restriksjonen at risikopremiene er konstante i tverrsnitt, ved estimeringen. I et slikt rammeverk vil en også produsere korrekte estimater for standardavvik for parametrene.¹⁷

3.2.1 GMM estimering innenfor et SDF rammeverk

I nyere litteratur estimerer man vanligvis risikopremiene i ett steg, og tar man utgangspunkt i det såkalte SDF (Stokastic Discount Factor) rammeverket. Den stokastiske diskonteringsfaktoren (*SDF* eller m) estimeres da direkte ved hjelp av GMM hvor man minimerer prisingsfeilen (beskrevet av momentbetingelser) for alle aktiva simultant. En slik estimering gir tilsvarende punktestimater for risikopremiene (λ_j) som to-trinns prosedyren. Fordelen ved SDF rammeverket er at man unngår tostegs-problematikken vi diskuterte i slutten av forrige avsnitt. I tillegg er rammeverket så generelt at det enkelt kan håndtere de fleste typer verdsettingsmodeller. Rammeverket er dessuten spesielt godt egnet i de tilfellene hvor det inngår risikofaktorer i modellen som ikke er avkastninger

såkalte “mimicking portfolios” som representerer faktorene. En “mimicking portfolio” er en portefølje av selskaper som har like egenskaper som faktoren. For eksempel er de velkjente Fama/French faktorene basert på avkastningsrepresentasjoner av størrelse og B/M. Se Lamont [2001] for en diskusjon av slike konstruksjoner.

¹⁷Estimeringsmetoden GMM er den klart mest foretrukne estimeringsmetoden i moderne empirisk “asset pricing” litteratur. Metoden ble utviklet av Hansen [1982]. Vi viser til generell diskusjon av GMM i standard økonometriske lærebøker som Greene [1997], og mere spesifikke anvendelser i finans, som beskrevet i læreboken til Cochrane [2005].

(som f.eks. makrovariable), i motsetning til Black et al. [1972] metoden hvor man må konstruere avkastningsversjoner av risikofaktorer dersom disse ikke representerer handlbare aktiva. SDF rammeverket kan ta slike faktorer direkte inn i estimeringen.

Utgangspunktet for SDF rammeverket er at det finnes én unik diskonteringsfaktor, \mathbf{m} , som priser alle aktiva i økonomien dersom det er fravær av arbitrasjemuligheter. Dersom er^i er meravkastninger (utover risikofri avkastning) for aktiva i , kan man uttrykke likvektsbetingelsen (4) i innledningskapitlet på meravkastningsform som,

$$E[\mathbf{m}_t er_t^i] = 0 \quad (8)$$

Dette uttrykket sier bare at den risikojusterte meravkastningen for alle aktiva skal være lik null, og man må legge mer struktur på \mathbf{m} for å få en testbar en modell. SDF rammeverket er altså svært generelt ettersom spesifikasjonen av \mathbf{m} avhenger av hvilken verdsettingsmodell man antar, men uavhengig av modell skal uttrykket i (8) holde. Ettersom vi i denne studien estimerer og tester *ubetingede* lineære flerfaktor modeller antar vi at \mathbf{m}_t er en lineær funksjon av et sett av risikofaktorer og kan uttrykkes som,

$$\mathbf{m}_t = c + \sum_j^J b_j f_{j,t} \quad (9)$$

hvor c er en konstant, b_j er faktor vekten til risikofaktor f_j og vi har J risikofaktorer.

I denne studien estimerer vi alle modellene i SDF rammeverket ved hjelp av GMM. I de fleste tilfeller estimerer vi også faktoreksponeringene som i (5) ettersom dette gir oss tilleggsinformasjon om hvordan avkastningen til for eksempel sektorporteføljer samvarierer med forskjellige faktorer (β_j^i). GMM metoden tar altså utgangspunkt i et sett av momentbetingelser som utledes fra den underliggende modellen man ønsker å estimere. SDF rammeverket er spesielt godt egnet for GMM ettersom momentbetingelsene naturlig kommer fra ligning (8).¹⁸ For et sett av aktiva (aksjer/porteføljeavkastninger) med meravkastninger er_t^i og risikofaktorer f_j , finner man ved hjelp av GMM de faktorvektene, i ligning (9) for m , som gjør at momentbetingelsen, $E[m_t er_t^i] = 0$, er oppfylt for alle aktiva (N).¹⁹ GMM prosedyren finner med andre ord de verdiene av faktorvektene som minimerer momentbetingelsene (prisingsfeilene) for alle aktiva simultant.

For å teste om de forskjellige faktor modellene vi estimerer er gode benytter vi oss av en såkalt J-test. Dette er en goodness-of-fit test for den minimerte verdien av objektfunksjonen som har en asymptotisk χ^2 fordeling med $N - J$ frihetsgrader. Utrykket i (8) gir oss $N - J$ momenter (N risikofylte aktiva minus antall risikofaktorer) som vi trenger for å identifisere modellen i 9. Dersom $N > J$, noe som ofte vil være tilfellet, er systemet overidentifisert. Dermed kan Hansen [1982]'s J-test brukes for å teste om de overidentifiserende momentbetingelsene er lik null. I dette tilfellet vil altså J-testen si noe om hvor store prisingsfeilene fra faktormodellen er, og dermed hvor godt modellen passer til data.

En faktorvekt (b_i) i (9) sier noe om hvor viktig den respektive faktoren er for å prise porteføljene gitt de andre faktorene. (Disse faktorvektene må ikke forveksles med

¹⁸Se Cochrane [1996] og Cochrane [2005] for en utfyllende gjennomgang av SDF rammeverket og bruken av GMM for å estimere og teste verdsettingsmodeller.

¹⁹I denne estimeringen må vi tvinge \mathbf{m} til å være forskjellig fra null, som gjøres gjennom normaliseringen av konstantleddet (c i (9)) til 1.

β estimatene fra (6)). Etter å ha estimert \mathbf{b} regner vi ut risikopremiene til de respektive faktorene j som $\lambda_j = -\text{var}(f_j)b_j$.²⁰ Ved å teste om risikopremiene knyttet til faktorene er forskjellig fra null, kan vi si om en faktor er priset. For faktorer som er avkastninger (f.eks. markedsfaktoren), vil λ_j gi et direkte anslag på hvor mye høyere forventet meravkastning en enhet ekstra eksponering mot faktoren gir.

3.3 Kapitalverdimodellen

CAPM formaliserer på en enkel måte ideen om at forventet avkastning på et verdipapir bør være høyere desto mer risikabelt verdipapiret er. Modellen er samtidig basert på svært forenklete forutsetninger, blant annet at investorene bare lever i en periode og ikke har arbeidsinntekter. Modellforutsetningene innebærer at den relevante risikoen til et verdipapir er gitt ved samvariasjonen mellom avkastningen på verdipapiret og avkastningen på en verdiveid portefølje av alle verdipapirer i markedet (markedsporteføljen). CAPM kan derfor betraktes som et spesialtilfelle av (5) der markedsporteføljen er den eneste relevante risikofaktoren. For å kunne teste CAPM trenger vi en proxy for markedsporteføljen.

Hvilken markedsportefølje en bør bruke i tester av CAPM er et omdiskutert tema i empirisk finans. En kjent artikkel av Roll [1977] peker på at den teoretiske korrekte markedsporteføljen, markedsporteføljen av alle aktiva i verdensøkonomien, er uobserverbar, og en feil proxy for denne porteføljen kan gi feil konklusjoner. Selv om dette blir annerkjent som et problem, har den senere empiriske litteraturen endt opp med å bruke bredt sammensatte porteføljer kun bestående av aksjer som proxy for markedsporteføljen. En har også funnet at ved analyser av enkeltland bør en bruke en markedsportefølje for det lokale aksjemarked, og altså ikke bruke en verdensportefølje, som en mer teoretisk tilnærming ville anbefale. Mye av dette skyldes at verdensporteføljen har mye støy som kommer fra andre land, som øker støyen i estimeringen. Vi bruker derfor den vanlige tilnærmingen, som er å bruke en bred markedsindeks fra det aktuelle markedet. En verdiveid markedsportefølje for det norske markedet vil imidlertid langt på vei reflektere avkastningen til et fåtall store selskaper, jf tabell 4. Vi estimerer derfor alle spesifikasjonene av modellen både for en verdiveid og en likeveid markedsportefølje.

For å redusere støy i estimeringen er det vanlig å teste faktormodeller på porteføljenivå. CAPM predikerer at selskaper med høy markedsbeta har høy avkastning. For å teste denne prediksjonen er det fornuftig at porteføljebetaene har en viss spredning. Det er derfor vanlig å sortere porteføljene på selskapsbeta.²¹ For å undersøke i hvilken grad CAPM priser selskaper innenfor de ulike industrisektorene bruker vi også industrisektor som basis for porteføljesorteringen.

²⁰Uttrykket for risikopremien til faktor j kan utledes fra ligning (8) og (9) (se Cochrane [2001], s. 109). Intuisjonen bak uttrykket er som følger; λ_j uttrykker hvor mye forventet meravkastning øker for én enhet høyere eksponering til faktor j . Faktorvekten b_j er vanligvis negative når vi snakker om risikofaktorer ettersom aktiva med avkastninger som samvarierer negativt med f_j , har en tendens til å gi en lav avkastning når risikoen (f_j) er høy. Altså vil risikoaverse investorer kreve en høyere risikopremie (høyere avkastningskrav) for å holde aksjer som har en høy negativ samvariasjon med f_j .

²¹Betaporteføljene konstrueres ved slutten av hvert år og holdes fast gjennom det påfølgende året. Markedsbeta for hvert selskap estimeres over de tre foregående årene.

3.3.1 CAPM basert på en markedsindeks for Oslo Børs

I dette avsnittet rapporterer vi resultatene fra estimeringer av CAPM der vi bruker markedsindekser for Oslo Børs som proxy for markedsporteføljen. Panel A i tabell 6 viser resultater fra estimeringen av CAPM for betasorterte porteføljer og industrisektorporteføljer. Både beta-porteføljene og industrisektorporteføljene er verdiveide. Vi får imidlertid tilsvarende resultater for likeveide porteføljer. Merk at vi kun har tilstrekkelig med data for 7 av de 10 industrisektorene. Beregningene er basert på månedlige tall for perioden 1982-2006.²²

Kolonne to og tre for hver porteføljesortering i panel A viser estimerte konstantledd med tilhørende p-verdier for hver portefølje (industrisektor). Konstantledd som er signifikant forskjellige fra null indikerer en dårlig spesifisert modell. De to siste kolonnene i hver porteføljesortering viser estimert markedsbeta (β_i^1) og tilhørende p-verdier for hver portefølje (sektor) for en likeveid markedsportefølje.²³ Eksponering er estimert ved hjelp av en tidsserieregresjon som i (6). Panel B i tabellen viser den estimerte risikopremien, λ , for markedsfaktoren (likeveid og verdiveid), og resultatet av en J-test for modellens forklaringsevne. En faktor sies å være priset dersom λ er signifikant forskjellig fra null. J-testen er basert på prisingsfeilene fra modellen. En lav p-verdi for denne testen innebærer at modellen forkastes. De estimerte risikopremiene er estimert ved hjelp av GMM i et SDF rammeverk som beskrevet i avsnitt 3.2.1.

Begge modellene gir signifikante betaer for alle porteføljene. For de betasorterte porteføljene varierer beta fra 0,63 for portefølje 1 til 1,29 for portefølje 10. Betaene på industrisektorporteføljene har også god spredning. IT sektoren har høyest risiko målt ved markedsbeta, mens Finanssektoren har lavest. For de industrisorterte porteføljene er risikopremien signifikant forskjellig fra null uavhengig av om vi bruker en likeveid eller en verdiveid markedsportefølje. For de betasorterte porteføljene er det bare modellen med en likeveid markedsportefølje som gir en signifikant risikopremie. Ingen av modellene har konstantledd som er signifikant forskjellige fra null på 1% nivå. Modellene kan heller ikke forkastes ut fra p-verdien til J-testene. Vi finner altså at markedsporteføljen er en priset risikofaktor og at CAPM er en rimelig velspesifisert modell for porteføljer sortert på markedsrisiko og industrisektorer.

Vi går nå over til avvikene i forhold til CAPM. Tabell 7 og 8 viser resultatene fra estimeringer av CAPM på porteføljer som er sortert på de ulike CAPM avvikene. Alle porteføljesorteringene i tabellene er verdiveide. Resultater for likeveide porteføljesorteringer er tilsvarende.

Tabell 7 viser resultatene fra en estimering basert på størrelsesporteføljer og en estimering basert på likviditetsporteføljer. Vi ser at betaestimatene er signifikante for alle porteføljene i begge modellene. Spredningen i porteføljebetaene er imidlertid liten. Likevel finner vi at markedsporteføljen er en priset risikofaktor i alle modellene unntatt en; verdiveid markedsportefølje og størrelsessorterte porteføljer. Alle størrelsesporteføljene utenom den med de nest største selskapene (portefølje 9) har imidlertid et konstantledd som er signifikant forskjellig fra null. Porteføljene med lavest likviditet målt ved relativ spread har også signifikante konstantledd. Merk også at størrelsen på konstantleddet fal-

²²Vi trenger et par år med data for å estimere momentumfaktoren i tabell 8.

²³Estimerte eksponeringer basert på en verdiveid markedsportefølje er ikke vesentlig forskjellige fra disse.

Tabell 6: Estimering av CAPM på porteføljer sortert på markedsbeta og industrisektorer Panel A i tabellen viser resultatene fra estimeringen av CAPM i henhold til tidsserieregresjonen i ligning 6 for betasorterte porteføljer og industrisektorporteføljer. Både betaporteføljene og industrisektorporteføljene er verdiveide. Kolonne to og tre for hver porteføljesortering i panel A viser estimerte konstantledd med tilhørende p-verdier for hver portefølje (industrisektor). Konstantledd som er signifikant forskjellige fra null indikerer en dårlig spesifisert modell. De to siste kolonnene i hvert panel viser estimert markedsbeta (β_m^i) og tilhørende p-verdier for hver portefølje (sektor) mot en likeveid markedsportefølje. Panel B viser risikopremiene estimert i SDF rammeverket ved hjelp av GMM som beskrevet i avsnitt 3.2.1. Risikopremiene, λ , er estimert for både en likeveid (er_m^{ew}) og verdiveid (er_m^{vw}) markedsfaktor. Resultatet av en J-test for modellenes forklaringssevne er også rapportert. En faktor sies å være priset dersom λ er signifikant forskjellig fra null. J-testen er basert på prisingsfeilene fra modellen. En lav p-verdi for denne testen innebærer at modellen forkastes.

Panel A: Eksponeringsestimater

| <i>(i) Betasorterte porteføljer</i> | | | | | <i>(ii) Sektorporteføljer</i> | | | | |
|-------------------------------------|----------|---------|-------------|---------|-------------------------------|----------|---------|-----------|---------|
| Markedsrisiko | | | | | Sektorer | | | | |
| | konstant | p-verdi | β_i^1 | p-verdi | | konstant | p-verdi | β_i | p-verdi |
| 1 (lav beta) | 0.009 | (0.02) | 0.518 | (0.00) | 10 Energi | -0.001 | (0.70) | 1.103 | (0.00) |
| 2 | 0.004 | (0.24) | 0.472 | (0.00) | 15 Materialer | -0.002 | (0.43) | 0.998 | (0.00) |
| 3 | 0.006 | (0.12) | 0.686 | (0.00) | 20 Industri | -0.003 | (0.11) | 1.062 | (0.00) |
| 4 | 0.002 | (0.42) | 0.705 | (0.00) | 25 Forbruksvarer | 0.005 | (0.24) | 0.903 | (0.00) |
| 5 | -0.002 | (0.50) | 0.744 | (0.00) | 30 Konsumentvarer | 0.006 | (0.06) | 0.823 | (0.00) |
| 6 | -0.005 | (0.17) | 1.010 | (0.00) | 40 Finans | -0.001 | (0.65) | 0.772 | (0.00) |
| 7 | -0.004 | (0.18) | 0.939 | (0.00) | 45 IT | 0.012 | (0.07) | 1.189 | (0.00) |
| 8 | -0.006 | (0.05) | 0.947 | (0.00) | | | | | |
| 9 | -0.001 | (0.88) | 1.196 | (0.00) | | | | | |
| 10 | -0.001 | (0.73) | 1.207 | (0.00) | | | | | |

Panel B: Estimerte risikopremier

| <i>(i) Betasorterte porteføljer</i> | | | <i>(ii) Sektorporteføljer</i> | | |
|-------------------------------------|-------------------|---------|-------------------------------|-------------------|---------|
| Risikopremie | | | Risikopremie | | |
| Faktorer | premie | t-verdi | Faktorer | premie | t-verdi |
| $\lambda[1](er_m^{ew})$ | 0.014 | (2.70) | $\lambda[1](er_m^{ew})$ | 0.014 | (2.97) |
| $\lambda[1](er_m^{vw})$ | 0.001 | (1.92) | $\lambda[1](er_m^{vw})$ | 0.015 | (3.07) |
| Chi Square test | J ($\chi^2(9)$) | p-verdi | Chi Square test | J ($\chi^2(6)$) | p-verdi |
| er_m^{ew} | 6.22 | (0.51) | er_m^{ew} | 5.57 | (0.23) |
| er_m^{vw} | 8.38 | (0.30) | er_m^{vw} | 4.80 | (0.31) |

Tabell 7: Estimering av CAPM på porteføljer sortert på selskapsverdi og relativ spread
 Panel A i tabellen viser resultatene fra estimeringen av CAPM i henhold til tidsserieregresjonen i ligning 6 for porteføljer sortert på selskapsstørrelse og likviditet mål ved relativ spread. Både størrelsesporteføljene og likviditetsporteføljene er verdiveide. Kolonne to og tre for hver porteføljesortering i panel A viser estimerte konstantledd med tilhørende p-verdier for hver portefølje. Konstantledd som er signifikant forskjellige fra null indikerer en dårlig spesifisert modell. De to siste kolonnene i hvert panel viser estimert markedsbeta (β_i^1) og tilhørende p-verdier for hver portefølje (sektor) for en likeveid markedsportefølje. Panel B viser risikopremiene estimert i SDF rammeverket ved hjelp av GMM som beskrevet i avsnitt 3.2.1. Risikopremiene, λ , er estimert for både en likeveid (er_m^{ew}) og verdiveid (er_m^{vw}) markedsfaktor. Resultatet av en J-test for modellenes forklaringssevne er også rapportert. En faktor sies å være priset dersom λ er signifikant forskjellig fra null. J-testen er basert på prisingsfeilene fra modellen. En lav p-verdi for denne testen innebærer at modellen forkastes.

Panel A: Eksponeringsestimater

| <i>Størrelsesporteføljer</i> | | | | | <i>Likviditetsporteføljer</i> | | | | |
|------------------------------|----------|---------|-------------|---------|-------------------------------|----------|---------|-------------|---------|
| Størrelse | konstant | p-verdi | β_i^1 | p-verdi | Likviditet | konstant | p-verdi | β_i^1 | p-verdi |
| 1 (lav verdi) | 0.037 | (0.00) | 0.674 | (0.00) | 1 (lav spread) | -0.005 | (0.00) | 1.017 | (0.00) |
| 2 | 0.027 | (0.00) | 0.621 | (0.00) | 2 | -0.002 | (0.35) | 1.020 | (0.00) |
| 3 | 0.010 | (0.01) | 0.851 | (0.00) | 3 | 0.001 | (0.61) | 1.087 | (0.00) |
| 4 | 0.015 | (0.00) | 0.827 | (0.00) | 4 | 0.003 | (0.33) | 1.001 | (0.00) |
| 5 | 0.014 | (0.00) | 0.792 | (0.00) | 5 | 0.003 | (0.20) | 0.869 | (0.00) |
| 6 | 0.013 | (0.00) | 0.875 | (0.00) | 6 | 0.004 | (0.19) | 0.895 | (0.00) |
| 7 | 0.008 | (0.01) | 0.871 | (0.00) | 7 | 0.005 | (0.14) | 0.905 | (0.00) |
| 8 | 0.007 | (0.01) | 0.931 | (0.00) | 8 | 0.013 | (0.00) | 0.787 | (0.00) |
| 9 | 0.001 | (0.73) | 1.035 | (0.00) | 9 | 0.016 | (0.00) | 0.752 | (0.00) |
| 10 | -0.004 | (0.00) | 1.022 | (0.00) | 10 | 0.025 | (0.00) | 0.669 | (0.00) |

Panel B: Estimerte risikopremier

| <i>Størrelsesporteføljer</i> | | | <i>Likviditetsporteføljer</i> | | |
|------------------------------|-------------------|---------|-------------------------------|-------------------|---------|
| Faktorer | Risiko premie | t-verdi | Faktorer | Risiko premie | t-verdi |
| $\lambda[1](er_m^{ew})$ | 0.026 | (5.73) | $\lambda[1](er_m^{ew})$ | 0.026 | (5.36) |
| $\lambda[1](er_m^{vw})$ | 0.008 | (1.90) | $\lambda[1](er_m^{vw})$ | 0.018 | (3.48) |
| Chi Square test | J ($\chi^2(9)$) | p-verdi | | J ($\chi^2(9)$) | p-verdi |
| er_m^{ew} | 20.01 | (0.01) | er_m^{ew} | 20.71 | (0.00) |
| er_m^{vw} | 26.87 | (0.00) | er_m^{vw} | 24.47 | (0.00) |

ler med økende selskapsstørrelse og med økende likviditet (fallende spread). J-testen er signifikant forskjellig fra null på 1% nivå både for størrelsesporteføljene og likviditetsporteføljene, noe som tilsier at prisingsfeilene fra modellene er store. CAPM synes ikke å være egnet til å prise verken størrelsesporteføljer eller likviditetsporteføljer. Dette tyder på at det eksisterer en størrelseseffekt i det norske aksjemarkedet, og at denne er knyttet til likviditet. Tabell 8 viser resultatene fra estimeringer der vi sorterer porteføljer på forholdet bokført verdi/markedsverdi (B/M) og momentum. Vi finner signifikante betaestimer, god spredning i porteføljebetaene, og signifikante risikopremier i begge modellene. Porteføljene med lavest B/M og høyest B/M har konstantledd som er signifikant forskjellige fra null på henholdsvis 2% og 1% nivå. Modellen forkastes også ut fra p-verdien til J-testen. Momentum modellen kan imidlertid ikke forkastes ut fra p-verdien til J-testen. CAPM synes altså å kunne prise momentumporteføljer rimelig bra. Følgelig har vi kun svake tegn på momentumeffekter i det norske aksjemarkedet.

3.4 Flerfaktormodeller basert på empirisk motiverte faktorer

Et fellestrekk ved flerfaktormodellene ICAPM og APT er at de ikke identifiserer hvilke faktorer som driver avkastningen. I henhold til ICAPM vil aksjekursene drives av markedsfaktoren fra CAPM samt alle faktorer (eller tilstandsvariable) som kan beskrive den betingede fordelingen til framtidig avkastning. I APT modellen estimeres fellesfaktorene statistisk ut fra realisert avkastning på alle verdipapirer i markedet. For å gi støtte til APT modellen må en signifikant faktor derfor også ha høy forklaringskraft på realisert avkastning. Det er ikke nødvendig for en ICAPM faktor. En fordel med ICAPM modellen er at man kan bruke teori til å resonnerer seg fram til sannsynlige faktorkandidater.

I tabell 7 viste vi at markedsfaktoren i CAPM ikke er i stand til å prise porteføljer sortert på størrelse og likviditet. Dette er en sterk indikasjon på at CAPM ikke holder i det norske markedet. Innenfor rammeverket til en flerfaktormodell kan dette forklares ved at størrelse og likviditet representerer risikofaktorer som investorene krever kompensasjon for å være eksponert mot, men som ikke fanges opp i markedsporteføljen. I dette avsnittet konstruerer vi risikofaktorer basert på CAPM avvikene og tester i hvilken grad denne type flerfaktormodeller har bedre forklaringskraft i det norske markedet enn CAPM. Alle risikofaktorene er konstruert ut fra tall fra Oslo Børs.²⁴

Tre-faktor modellen utviklet av Fama and French [1992, 1993] inneholder i tillegg til markedsfaktoren en faktor HML (“high minus low”) som er knyttet til B/M og en faktor SMB (“small minus big”) som er knyttet til selskapsstørrelse. HML er en portefølje som består av lange posisjoner i selskaper med høy B/M og korte posisjoner i selskaper med lav B/M. På tilsvarende måte er SMB en portefølje bestående av lange posisjoner i små selskaper og korte posisjoner i store selskaper. Både HML og SMB er konstruert slik at de ikke innebærer noen investeringskostnad. Det er viktig å understreke at disse porteføljene er konstruert ex-ante basert på tilgjengelig informasjon om karakteristikk ved selskapene på konstruksjonstidspunktet. Altså representerer de enkle implementerbare handlestrategier. Først sorteres selskaper i tre B/M porteføljer (H,M,L). Deretter sorteres selskapene i hver B/M portefølje inn i to størrelsesporteføljer (S,B). Til slutt konstrueres HML og SMB

²⁴I den finansielle industrien har slike faktorer dannet grunnlaget for såkalte fundamentale indekser som har høy eksponering mot de forskjellige karakteristikkene.

Tabell 8: Estimering av CAPM på porteføljer sortert på B/M og momentum

Panel A i tabellen viser resultatene fra estimeringen av CAPM i henhold til tidsserieregresjonen i ligning 6 for porteføljer sortert på B/M verdi og momentum. Både B/M-porteføljene og momentumporteføljene er verdiveide. Kolonne to og tre for hver porteføljesortering i panel A viser estimerte konstantledd med tilhørende p-verdier for hver portefølje. Konstantledd som er signifikant forskjellige fra null indikerer en dårlig spesifisert modell. De to siste kolonnene i hvert panel viser estimert markedsbeta (β_i^1) og tilhørende p-verdier for hver portefølje (sektor) for en likeveid markedsportefølje. Panel B viser risikopremiene estimert i SDF rammeverket ved hjelp av GMM som beskrevet i avsnitt 3.2.1. Risikopremiene, λ , er estimert for både en likeveid (er_m^{ew}) og verdiveid (er_m^{vw}) markedsfaktor. Resultatet av en J-test for modellenes forklaringsevne er også rapportert. En faktor sies å være priset dersom λ er signifikant forskjellig fra null. J-testen er basert på prisingsfeilene fra modellen. En lav p-verdi for denne testen innebærer at modellen forkastes.

Panel A: Eksponeringsestimater

| <i>B/M porteføljer</i> | | | | | <i>Momentumporteføljer</i> | | | | |
|------------------------|----------|---------|-----------|---------|----------------------------|----------|---------|-----------|---------|
| Bok til marked | konstant | p-verdi | β^1 | p-verdi | Momentum | konstant | p-verdi | β^1 | p-verdi |
| 1 (lav B/M) | 0.006 | (0.15) | 0.964 | (0.00) | 1 (lav momentum) | -0.001 | (0.77) | 0.973 | (0.00) |
| 2 | 0.004 | (0.39) | 0.902 | (0.00) | 2 | 0.001 | (0.66) | 0.966 | (0.00) |
| 3 | -0.007 | (0.03) | 1.006 | (0.00) | 3 | 0.001 | (0.86) | 1.052 | (0.00) |
| 4 | -0.003 | (0.29) | 0.988 | (0.00) | 4 | -0.003 | (0.54) | 1.049 | (0.00) |
| 5 | 0.001 | (0.66) | 1.018 | (0.00) | 5 | 0.014 | (0.00) | 0.962 | (0.00) |
| 6 | -0.001 | (0.91) | 1.042 | (0.00) | 6 | -0.004 | (0.25) | 0.846 | (0.00) |
| 7 | 0.004 | (0.21) | 1.115 | (0.00) | 7 | 0.002 | (0.47) | 0.788 | (0.00) |
| 8 | 0.003 | (0.32) | 1.061 | (0.00) | 8 | -0.001 | (0.87) | 1.012 | (0.00) |
| 9 | 0.005 | (0.21) | 1.173 | (0.00) | 9 | 0.003 | (0.31) | 0.907 | (0.00) |
| 10 | 0.017 | (0.00) | 0.992 | (0.00) | 10 | 0.004 | (0.19) | 1.026 | (0.00) |

Panel B: Estimerte risikopremier

| <i>B/M porteføljer</i> | | | <i>Momentumporteføljer</i> | | |
|-------------------------|-------------------|---------|----------------------------|-------------------|---------|
| Faktorer | Risiko premie | t-verdi | Faktorer | Risiko premie | t-verdi |
| $\lambda[1](er_m^{ew})$ | 0.014 | (3.04) | $\lambda[1](er_m^{ew})$ | 0.014 | (2.96) |
| $\lambda[1](er_m^{vw})$ | 0.012 | (2.62) | $\lambda[1](er_m^{vw})$ | 0.015 | (3.13) |
| Chi Square test | J ($\chi^2(9)$) | p-verdi | | J ($\chi^2(9)$) | p-verdi |
| er_m^{ew} | 16.76 | (0.02) | er_m^{ew} | 11.24 | (0.13) |
| er_m^{vw} | 18.15 | (0.01) | er_m^{vw} | 10.84 | (0.15) |

fra de seks kryss-sorterte porteføljene (SH,SM,SL,BH,BM,BL) slik at investeringskostnaden er null,

$$\text{HML} = \left(\frac{1}{2}SH + \frac{1}{2}BH \right) - \left(\frac{1}{2}SL + \frac{1}{2}BL \right) \quad (10)$$

$$\text{SMB} = \left(\frac{1}{3}SH + \frac{1}{3}SM + \frac{1}{3}SL \right) - \left(\frac{1}{3}BH + \frac{1}{3}BM + \frac{1}{3}BL \right) \quad (11)$$

Carhart [1997] utvider tre-faktor modellen med en tilleggsfaktor (PR1YR) basert på den momentumeffekten som Jegadeesh and Titman [1993] introduserte for å forklare persistensen i avkastningen til amerikanske aksjefond. PR1YR konstrueres ved å sortere selskaper i 3 porteføljer på slutten av hver måned basert på avkastningen over de foregående 12 månedene. Deretter holdes disse porteføljene fast før de grupperes på nytt på slutten av neste måned og så videre. PR1YR risikofaktoren er gitt ved differanseavkastningen mellom portefølje 3 og portefølje 1. En annen momentumfaktor som også brukes mye i litteraturen er UMD (“Up minus Down”). UMD faktoren er basert på en tilsvarende kryss-sortering som Fama og French faktorene. Hovedforskjellen mellom UMD og PR1YR er at UMD prøver å korrigere for størrelseseffekten. I vår videre analyse vil vi bruke UMD faktoren.

I tabell 9 viser vi resultatene fra en estimering av en fire-faktormodell bestående av Fama og French faktorene (R^M , SMB, HML) og momentumfaktoren (UMD). Tabellen viser at fire av sju industrisektorer har en signifikant eksponering mot SMB faktoren, mens to sektorer har en signifikant eksponering mot HML faktoren. Materialektoren er den eneste sektoren som er eksponert både mot SMB og HML. Som forventet har ingen av industriporteføljene noen signifikant eksponering mot momentumfaktoren. Ingen av de estimerte risikopremiene λ_2 , λ_3 og λ_4 er signifikant forskjellig fra null. Den foreløpige konklusjonen fra estimeringen på industriporteføljer er derfor at faktorene SMB, HML og UMD ikke er priset i det norske markedet.

Ved å sortere porteføljer på industrisektorer heller enn de karakteristikkene som risikofaktorene er basert på, reduserer vi imidlertid muligheten for å finne at faktorene er priset. Dette er også understreket av Cochrane [2005] hvor han påpeker at man ved å se på sektor-porteføljer sjelden får en stor nok spredning i porteføljeavkastninger relatert til selskapskarakteristika til å kunne si noe om en faktor er priset. I utgangspunktet ville det optimale være å estimere og teste modellene på kryss av alle selskaper ettersom man da ville få maksimal spredning i karakteristikk og avkastning. Det er flere problemer med dette. For det første vil vi i et GMM rammeverk raskt få flere momentbetingelser enn tidsserieobservasjoner, noe som vil føre til problemer med å estimere systemet. Andre problemer er knyttet til at mange selskaper ikke er i utvalget i hele perioden og at man potensielt vil ha svært mye støy i individuelle selskapsavkastninger som ikke er knyttet til prisingsfaktorene. Det å prøve å prise porteføljer istedet for enkeltelskaper løser alle disse tre problemene samtidig. Kostnaden er at man må konstruere porteføljer på forskjellige måter for å gi en grundig test av om en faktor faktisk er priset. Vi sorterer derfor porteføljer basert på størrelse, B/M, momentum, likviditet, markedsbeta og oljeeksponering og re-estimerer fire-faktormodellen. Tabell 10 oppsummerer estimatene for risikopremiene λ og J-testene for fire-faktormodellen estimert på ulike porteføljesorteringer. I de to siste kolonnene av tabellen viser vi dessuten hvilke resultater vi får dersom vi isteden estimerer CAPM på porteføljene. Tabellen viser at både SMB og HML er prisede risikofaktorer i de tilfellene der vi sorterer porteføljene på henholdsvis størrelse og B/M. Tilsvarende ser

vi at CAPM forkastes av J-testen i disse tilfellene. Ingen av sorteringene innebærer at fire-faktormodellen blir forkastet av J-testen.

Tabell 9: En flerfaktor modell for Oslo Børs - Industriporteføljer

Tabellen viser en firefaktor modell estimert på industriporteføljer for Oslo Børs. Eksponeringen er estimert med OLS for hver industriportefølje, i , som,

$$er_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^1 er_m^{vw} + \beta_i^2 SMB_t + \beta_i^3 HML_t + \beta_i^4 UMD_t + \varepsilon_{i,t}$$

Risikopremiene er estimert ved hjelp av GMM for å løse modell systemet,

$$m_t = \mathbf{b}'\mathbf{f} = 1 + b_1 f_{1,t} + b_2 f_{2,t} + b_3 f_{3,t} + b_4 f_{4,t} \quad \text{slik at} \quad E(m_t er_t^i) = 0$$

hvor \mathbf{m} er den stokastiske diskonteringsfaktoren, $f_1 = er_m$ (meravkastningen på markedet). Vi estimerer modellen både med likeveid (er_m^{ew}) og verdiveid (er_m^{vw}) markedsavkastning. Videre representerer f_2 SMB faktoren, f_3 er HML faktoren og f_4 er UMD faktoren. b_1 , b_2 , b_3 og b_4 er vektene (loadingene) til faktorene. Meravkastningen på test-porteføljene i er_t^i er verdiveid. Risikopremien til de respektive risikofaktorene er λ_j . Risikopremiene forteller oss om de respektive faktorene er priset og kan uttrykkes som $\lambda_j = -var(f_j)b_j$. Under de estimerte risikopremiene er t-verdien til parameterestimatet basert på robuste standardavvik rapportert. Uthevede tall indikerer signifikant på 5% nivå. For J-testen rapporterer vi p-verdi.

| Sektorer | konstant | p-verdi | $\beta[1]$ | p-verdi | $\beta[2]$ | p-verdi | $\beta[3]$ | p-verdi | $\beta[4]$ | p-verdi |
|-------------------|----------|---------|------------|---------|------------|---------|------------|---------|------------|---------|
| 10 Energi | -0.001 | (0.95) | 1.090 | (0.00) | -0.495 | (0.00) | 0.034 | (0.58) | 0.066 | (0.33) |
| 15 Materialer | -0.003 | (0.72) | 1.035 | (0.00) | -0.342 | (0.00) | 0.231 | (0.00) | -0.017 | (0.79) |
| 20 Industri | 0.000 | (0.98) | 0.964 | (0.00) | -0.486 | (0.00) | 0.010 | (0.87) | 0.079 | (0.06) |
| 25 Forbruksvarer | 0.004 | (0.50) | 1.105 | (0.00) | 0.035 | (0.76) | -0.025 | (0.78) | -0.097 | (0.22) |
| 30 Konsumentvarer | 0.005 | (0.41) | 0.835 | (0.00) | -0.326 | (0.00) | -0.106 | (0.17) | 0.099 | (0.09) |
| 40 Finans | -0.000 | (0.92) | 0.879 | (0.00) | -0.100 | (0.23) | 0.090 | (0.08) | -0.074 | (0.10) |
| 45 IT | 0.004 | (0.50) | 1.420 | (0.00) | -0.300 | (0.06) | -0.676 | (0.00) | 0.012 | (0.93) |

| Risikopremier | R_m^{ew} | | R_m^{vw} | |
|-------------------------|-------------------|---------|-------------------|---------|
| | premie | t-verdi | premie | t-verdi |
| Faktorer | | | | |
| $\lambda[1]$ (er_m) | 0.015 | (2.33) | 0.015 | (2.61) |
| $\lambda[2]$ (SMB) | 0.004 | (0.36) | 0.008 | (0.63) |
| $\lambda[3]$ (HML) | -0.001 | (-0.07) | -0.002 | (-0.19) |
| $\lambda[4]$ (UMD) | 0.030 | (0.92) | 0.032 | (0.97) |
| Chi Square test | J ($\chi^2(3)$) | p-verdi | J ($\chi^2(3)$) | p-verdi |
| | 1.83 | (0.18) | 1.59 | (0.21) |

Mange studier innenfor den empirisk finansiellitteraturen finner en positiv sammenheng mellom likviditet og aksjeavkastning. Denne sammenhengen, som både er økonomisk og statistisk signifikant, gjelder på selskapsnivå såvel som på aggregert nivå.²⁵ Som vi så i tabell 7 ble CAPM forkastet når vi prøvde å prise porteføljer som var sortert på likviditet uavhengig om vi brukte en likeveid eller verdiveid markedsfaktor. I den samme tabellen så vi at konstantleddene (meravkastningen på porteføljene) økte monotont med illikviditet, og at det er de minst likvide selskapene som skaper problemer for CAPM (signifikante konstantledd for porteføljene 8-10). En forklaring på dette er at små selskaper i gjennomsnitt er mindre likvide enn store selskaper. Altså kan man i utgangspunktet tenke seg at likviditetseffekter og størrelseseffekter er to sider av samme sak. Hvis dette er tilfellet burde størrelsesfaktoren (SMB) hjelpe oss å prise likviditetsporteføljene. Tabell 10 viser

²⁵Pastor and Stambaugh [2003] finner at markedslikviditet er en priset faktor.

Tabell 10: Faktor prising tester for forskjellige portefølje sorteringer

Tabellen viser GMM estimater for risikopremiene til Fama/French faktorene sammen med momentum faktoren (UMD) i en fire faktor modell (kolonne 2 til 6) og for en én-faktor CAPM modell (de to siste kolonnene i tabellen). Vi estimerer de to modellene syv forskjellige grupper av porteføljer konstruert basert på forskjellige selskapskarakteristika (Industri, Størrelse, B/M verdi, momentum og likviditet). Alle porteføljegruppene består av 10 porteføljer utenom for industrigruppen hvor vi kun har syv porteføljer. For hver porteføljesortering estimeres et modell system ved hjelp av GMM og kan i tilfellet hvor vi estimerer Fama/French med momentum uttrykkes som,

$$\mathbf{m}_t = \mathbf{b}'\mathbf{f} = 1 + b_1 f_{1,t} + b_2 f_{2,t} + b_3 f_{3,t} + b_4 f_{4,t} \quad \text{slik at} \quad E(m_t e r_t^i) = 0$$

hvor \mathbf{m} er den stokastiske diskonteringsfaktoren, $f_1 = e r_m^{ew}$ (meravkastningen på markedet), f_2 er SMB faktoren, f_3 er HML faktoren og f_4 er UMD faktoren. b_1, b_2, b_3 og b_4 er vektene (loadingene) til faktorene. Avkastningen på test-porteføljene i \mathbf{r} er verdiveid. Risikopremien til faktorene er λ_j . Risikopremiene forteller oss om faktoren er priset og kan uttrykkes som $\lambda_j = -var(f_j)b_j$. Under de estimerte risikopremiene er t-verdien til parameterestimatet basert på robuste standardavvik rapportert. Uthevede tall indikerer signifikant på 5% nivå. For J-testen rapporterer vi p-verdi.

| Portefølje sortering | Fama/French + momentum (UMD) | | | | | CAPM | |
|----------------------------------|------------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| | $e r_m^{ew}$ $\lambda[1]$ | SMB $\lambda[2]$ | HML $\lambda[3]$ | UMD $\lambda[4]$ | J ($\chi^2(6)$) p-verdi | $e r_m^{ew}$ $\lambda[1]$ | J ($\chi^2(9)$) p-verdi |
| Industri (vw) t-verdi | 0.015 2.33 | 0.004 0.36 | -0.001 -0.07 | 0.030 0.92 | 1.83 0.18 | 0.014 2.97 | 5.57 0.23 |
| Størrelse (vw) t-verdi | 0.018 4.00 | 0.012 3.28 | -0.009 -0.47 | -0.015 -0.58 | 4.64 0.33 | 0.026 5.73 | 20.01 0.01 |
| B/M verdi (vw) t-verdi | 0.014 2.16 | 0.004 0.30 | 0.023 2.91 | 0.003 0.12 | 3.48 0.48 | 0.014 3.04 | 16.76 0.02 |
| Momentum (vw) t-verdi | 0.013 2.03 | -0.008 -0.96 | 0.026 1.24 | -0.027 -1.09 | 6.73 0.15 | 0.014 2.96 | 11.24 0.13 |
| Likviditet (vw) t-verdi | 0.022 2.57 | 0.018 1.330 | 0.061 0.887 | -0.042 -0.446 | 1.53 0.82 | 0.018 5.36 | 24.47 0.00 |
| Markedsbeta (vw) t-verdi | 0.016 2.93 | 0.008 1.13 | 0.005 0.28 | -0.002 -0.13 | 1.31 0.86 | 0.014 2.70 | 6.22 0.51 |
| Olje eksponering (vw) t-verdi | 0.022 2.34 | 0.011 0.72 | 0.035 0.72 | -0.013 -0.45 | 0.66 0.96 | 0.015 3.17 | 3.89 0.79 |

imidlertid at SMB faktoren ikke hjelper oss med å prise de likviditetssorterte porteføljene.²⁶

For å undersøke sammenhengen om likviditet er en priset risiko i det norske markedet konstruerer vi en egen likviditetsfaktor (LIQ) og estimerer ulike modellspesifikasjoner basert på denne faktoren.²⁷ Panel A i tabell 11 viser detaljerte resultater for en to-faktor modell med markedsporteføljen og LIQ faktoren estimert på likviditetssorterte porteføljer. Vi ser at eksponering mot LIQ faktoren gir en signifikant risikopremie uavhengig av om vi bruker en likeveid eller verdiveid markedsfaktor. Modellen forkastes heller ikke. Fra konstantleddene i eksponeringsregresjonene ser vi imidlertid at modellen fortsatt har problemer med å prise porteføljene 8, 9 og 10. En grunn til dette kan være at det også er knyttet SMB risiko til disse porteføljene som LIQ ikke fanger opp. For å undersøke denne muligheten estimerer vi en modell med markedsporteføljen, SMB og LIQ. Resultatene fra den estimeringen er rapportert i panel B i tabell 11. Inkludering av SMB faktoren innebærer at det kun er portefølje 10 som ikke prises korrekt. Estimaten på risikopremiene gir nå ikke noen signifikant premie til LIQ faktoren. En viktig årsak til dette er at LIQ og SMB er høyt korrelerte, jf tabell 12. Med andre ord fanger de i stor grad opp den samme effekten.²⁸

3.5 Hva forklarer empirisk motiverte faktorer?

Tester som viser at aksjeavkastning kan forklares av risikofaktorer konstruert ut fra CAPM avvik gir oss ingen informasjon om hva de underliggende drivkreftene for disse faktorene er. Det finnes imidlertid en stor litteratur på dette temaet. Vassalou [2003] deler forklaringene på de empirisk motiverte risikofaktorene inn i fire hovedgrupper:

- Risikobaserte forklaringer. Faktorene proxer for en risiko som rasjonelle investorer krever en kompensasjon for å bære, for eksempel ICAPM tilstandsvariable.
- Forklaringer basert på irrasjonell adferd. Denne gruppen av forklaringer fokuserer i hovedsak på B/M og momentumeffekten.
- Resultatene er periode- og/eller markedsavhengige. For eksempel syntes størrelses-effekten å ha forsvunnet i mange land i perioden fra 1980 til 2000.
- Resultatene skyldes “data mining.” Et stort antall hypoteser om ett enkelt datasett blir testet ut ved at man søker gjennom et enormt stort antall kombinasjoner av variable på jakt etter (muligens spuriøse) korrelasjoner.

3.5.1 Risikobaserte forklaringer

Fama and French [1992, 1993, 1995, 1996, 1998] argumenterer for at HML og SMB er tilstandvariable som beskriver endringer i investorenes investeringsmuligheter. Hvis dette

²⁶J-testen forkaster ikke modellen, men vi vet at markedsporteføljen alene ikke er i stand til å prise disse porteføljene. Siden hverken SMB, HML eller UMD gir oss en signifikant risikopremie, vil en redusert modell (med kun markedsporteføljen) være feilspesifisert.

²⁷Likviditetsfaktoren er konstruert som følger: Først sorterer vi selskaper i tre porteføljer ut fra gjennomsnittlig spread forrige måned og holder porteføljene konstante gjennom måneden. Deretter tar vi differanseavkastningen mellom den minst likvide porteføljen og den mest likvide porteføljen.

²⁸Vi har forsøkt å estimere en tilsvarende modell der vi bytter ut LIQ med en likviditetsfaktor som er konstruert slik at den er mindre korrelert med SMB, uten at vi fant noen store effekter.

Tabell 11: Likviditetsfaktor

Panel A i tabellen viser resultatene fra å estimere en to-faktor modell bestående av markedsporteføljen og LIQ på likviditetssorterte porteføljer. Panel B viser resultater fra å estimere en tre-faktor modell bestående av markedsporteføljen, SMB og LIQ på likviditetssorterte porteføljer.

Panel A: Likviditetsfaktoren - Likviditetssorterte porteføljer

| | <i>a</i> | | er_m^{vw} | | LIQ | |
|----------------|----------|--------|-------------|--------|---------|--------|
| 1 (lav spread) | -0.0041 | (0.00) | 0.9745 | (0.00) | -0.1708 | (0.00) |
| 2 | -0.0011 | (0.61) | 0.9924 | (0.00) | -0.1121 | (0.02) |
| 3 | 0.0010 | (0.72) | 1.1000 | (0.00) | 0.0519 | (0.39) |
| 4 | 0.0020 | (0.50) | 1.0279 | (0.00) | 0.1085 | (0.09) |
| 5 | 0.0025 | (0.30) | 0.8868 | (0.00) | 0.0708 | (0.18) |
| 6 | 0.0016 | (0.57) | 0.9625 | (0.00) | 0.2738 | (0.00) |
| 7 | 0.0017 | (0.59) | 1.0084 | (0.00) | 0.4174 | (0.00) |
| 8 | 0.0077 | (0.04) | 0.9462 | (0.00) | 0.6414 | (0.00) |
| 9 | 0.0082 | (0.02) | 0.9766 | (0.00) | 0.9065 | (0.00) |
| 10 | 0.0203 | (0.00) | 0.8194 | (0.00) | 0.6079 | (0.00) |

| Risikopremier | er_m^{ew} | | er_m^{vw} | |
|-------------------------|-------------|---------|-------------|---------|
| Faktorer | premie | t-verdi | premie | t-verdi |
| $\lambda[1]$ (er_m) | 0.022 | (4.69) | 0.019 | (3.50) |
| $\lambda[2]$ (LIQ) | 0.015 | (2.48) | 0.017 | (2.81) |

| Chi Square test | J ($\chi^2(8)$) | p-verdi | J ($\chi^2(8)$) | p-verdi |
|-----------------|-------------------|---------|-------------------|---------|
| | 8.71 | (0.19) | 9.26 | (0.16) |

Panel B: Likviditetsfaktoren og størrelsesfaktoren - Likviditetssorterte porteføljer

| | <i>a</i> | | er_m^{vw} | | LIQ | | SMB | |
|----------------|----------|--------|-------------|--------|---------|--------|---------|--------|
| 1 (lav spread) | -0.0022 | (0.11) | 0.9610 | (0.00) | -0.0637 | (0.06) | -0.1556 | (0.00) |
| 2 | -0.0013 | (0.55) | 0.9990 | (0.00) | -0.1611 | (0.00) | 0.0831 | (0.11) |
| 3 | 0.0002 | (0.95) | 1.0950 | (0.00) | -0.0070 | (0.92) | 0.0291 | (0.68) |
| 4 | 0.0013 | (0.69) | 1.0454 | (0.00) | 0.0823 | (0.28) | 0.0807 | (0.28) |
| 5 | -0.0008 | (0.72) | 0.9366 | (0.00) | -0.0732 | (0.21) | 0.3321 | (0.00) |
| 6 | -0.0006 | (0.82) | 1.0191 | (0.00) | 0.2209 | (0.00) | 0.2157 | (0.00) |
| 7 | -0.0008 | (0.79) | 1.0060 | (0.00) | 0.1994 | (0.01) | 0.2289 | (0.00) |
| 8 | 0.0021 | (0.49) | 0.9467 | (0.00) | 0.3971 | (0.00) | 0.2473 | (0.00) |
| 9 | 0.0019 | (0.58) | 1.0532 | (0.00) | 0.5976 | (0.00) | 0.6019 | (0.00) |
| 10 | 0.0136 | (0.00) | 0.8562 | (0.00) | 0.1603 | (0.05) | 0.5863 | (0.00) |

| Risikopremier | R_m^{ew} | | R_m^{vw} | |
|-------------------------|------------|---------|------------|---------|
| Faktorer | premie | t-verdi | premie | t-verdi |
| $\lambda[1]$ (er_m) | 0.019 | (3.94) | 0.012 | (2.16) |
| $\lambda[2]$ (SMB) | 0.023 | (3.31) | 0.023 | (3.30) |
| $\lambda[3]$ (LIQ) | 0.003 | (0.40) | 0.002 | (0.24) |

| Chi Square test | J ($\chi^2(7)$) | p-verdi | J ($\chi^2(7)$) | p-verdi |
|-----------------|-------------------|---------|-------------------|---------|
| | 7.47 | (0.19) | 7.74 | (0.17) |

Tabell 12: Faktorkorrelasjoner - 1980-2006

Tabellen viser korrelasjonskoeffisientene mellom SMB faktoren, HML faktoren, de to momentumfaktorene (PR1YR og UMD) og likviditetsfaktoren (LIQ) beregnet over perioden 1980-2006.

| | SMB | HML | PR1YR | UMD |
|-------|-------------|-------|-------------|-------|
| HML | -0.23 | | | |
| PR1YR | 0.11 | 0.01 | | |
| UMD | 0.11 | -0.06 | 0.78 | |
| LIQ | 0.51 | -0.03 | -0.07 | -0.10 |

er tilfelle må faktorene være relatert til fundamental risiko i økonomien. Fama og French finner empirisk støtte for dette synet. Dimson and Marsh [1999] finner empirisk støtte for at forskjeller i avkastningen mellom små og store selskaper skyldes forskjeller i industri sektor. Liew and Vassalou [2000] finner at både HML og SMB er relatert til framtidig BNP vekst. Vassalou [2003] finner dessuten at en modell som inkluderer markedsfaktoren og nyheter relatert til framtidig BNP vekst kan prise selskaper like godt som Fama og French modellen. Hypotesen om at faktorene er tilstandvariable kan derfor ikke forkastes. Høy avkastning på små selskaper og selskaper med høy B/M er i så fall en kompensasjon for å bære konjunkturrelatert risiko. Vassalou and Xing [2004] finner at B/M effekten og størrelseseffekten kun er representert i porteføljer av selskaper med høy konkurrisiko, og at SMB faktoren inneholder mer konkurrisrelatert informasjon enn HML.

Risikobaserte forklaringer på momentum bygger på at "tidligere vinnere" er mer risikable enn "tidligere tapere" eller at premien for å bære visse typer risiko er tidsvarierende og autokorrelert. Jegadeesh and Titman [2001] bruker tre-faktor modellen til Fama og French for å undersøke om momentum kan ha en risikobasert forklaring.²⁹ Til tross for at tapere er mer sensitive til SMB og HML faktorene enn vinnerne, kan ikke en Fama French modell forklare momentumprofitt. Carhart [1997] konstruerer en risikofaktor basert på momentumeffekten i Jegadeesh and Titman [1993] og viser at den kan forklare meravkastning hos fondsforvaltere. Ved hjelp av variabelen "Corporate Innovation" (CI) argumenterer Vassalou and Apeljino [2003] for at Carhart-faktoren har en risikobasert forklaring. CI er andelen av et selskaps endring i brutto profittmargin som ikke kan forklares ved endringer i kapital eller arbeidskraft. En signifikant reduksjon i CI anses som uønsket og investorer vil derfor kreve en risikopremie for å holde selskaper som er svært sensitive til CI. Vassalou og Apeldjino finner at momentumstrategier kun er lønnsomme når vinnerne er selskaper med høy CI. CI-basert strategier er imidlertid lønnsomme uavhengig av om den foregående avkastningen på selskapene har vært høy eller lav. På bakgrunn av disse resultatene argumenterer forfatterne for at den autokorrelasjonen i avkastning som momentumstrategier er basert på skyldes informasjonsflyt om og prisjusteringen til CI-variabelen.

²⁹Studien er basert på data for det amerikanske aksjemarkedet over perioden 1965-98.

3.5.2 Andre forklaringer

Enkelte forklaringer på størrelseseffekten er basert på agentteori. Maug and Naik [1996] hevder forvaltere ikke har incentiver til å kjøpe små selskaper fordi de ikke er inkludert i referanseporteføljer, mens Arbel and Strebel [1983] hevder at lite tilgjengelig informasjon om små selskaper gjør dem til vanskelige investeringsobjekter. Empiriske studier viser imidlertid at størrelseseffekten har vært negativ i mange land over lange perioder, noe som er vanskelig å forene med denne type forklaringer.

Flere studier finner støtte for at selskaper med høy B/M er systematisk feilpriset (LaPorta et al. [1997] og Skinner and Sloan [2000]). Investorer underestimerer fremtidig inntjening for selskaper med høy B/M og overestimerer fremtidig inntjening for selskaper med lav B/M. I et effisient marked skulle denne type feilprising raskt forsvinne, men som påpekt av Shleifer and Vishny [1997] er nesten all arbitrasjeaktivitet såkalt risikoarbitrasje ("risk arbitrage"), det vil si at sannsynligheten for gevinst er mindre enn 1 (f.eks på grunn av forskjeller i åpningstider, oppgjørs- og/eller leveringsbetingelser) og at gjennomføringen av transaksjonene krever kapital. Ali et al. [2003] finner empirisk støtte for dette synet: selskaper med høy B/M har en signifikant høyere usystematisk risiko og også høyere transaksjonskostnader enn selskaper med lav B/M.

En stor del av momentum-litteraturen argumenterer for at momentum-effekter er et tegn på markedsineffisiens og irrasjonell adferd. Slike modeller er som hovedregel basert på en antakelse om at momentumeffekten skyldes autokorrelert avkastning. Noen modeller antar at autokorrelasjonen skyldes at investorer underreagerer på informasjon, mens andre modeller antar at autokorrelasjonen skyldes en forsinket overreaksjon, for eksempel knyttet til strategier som går ut på å kjøpe vinnere og selge tapere. En nyere studie av Grinblatt and Han [2005] argumenterer for at momentumeffekten skyldes at investorer har en tendens til å sitte på aksjer som faller i verdi for lenge, og selge aksjer som øker i verdi for tidlig. Denne effekten, som Shefrin and Statman [1985] kaller "the disposition effect" er observert i eksperimentelle såvel som reelle finansmarkeder både for aksjer, futures, opsjoner og eiendom. Grinblatt and Han [2005] finner sterk støtte for en "disposition" effekt basert på data for aksjer notert på NYSE og AMEX i perioden 1962-1996.

3.6 Flerfaktormodeller basert på makrovariable

I utgangspunktet virker det fornuftig å lete etter risikofaktorer blant makroøkonomiske variable. Det er grunn til å tro at endringer i makroøkonomiske variable kan påvirke mange selskapers kontantstrømmer samtidig. De er også grunn til å tro at de kan påvirke markedets risikopremie og den risikofrie renten. Makroøkonomiske betingelser kan dessuten ha betydning for antall og type av tilgjengelige investeringsprosjekter. Resultater fra mange års empirisk arbeid basert på amerikanske data har imidlertid gitt blandet støtte for at endringer i makrovariable påvirker avkastningen i aksjemarkedet i nevneverdig grad.³⁰

Det er flere årsaker til at det kan være vanskelig å etablere en sterk empirisk sammenheng mellom aksjeavkastning og variasjoner i makrovariable til tross for at slik sammenheng faktisk eksisterer. For det første er det vanskelig å finne data som fanger opp

³⁰En kort oversikt over noen viktige studier innenfor denne litteraturen er gitt i appendiks A i Næs et al. [2007].

variasjoner i fundamentale økonomiske forhold på en presis måte. Som vi var inne på under avsnitt 3.5 er det mye som tyder på at de empirisk motiverte faktorene **SMB** og **HML** har høy forklaringskraft nettopp fordi de er høyfrekvente representasjoner av variable som sier noe om konkurrisiko eller økonomiske konjunkturer. For det andre kan det godt være at aksjemarkedet er en ledende indikator for makroøkonomien heller enn omvendt. Prisene i aksjemarkedet er forventningsbaserte. Det betyr at mange nyheter blir reflektert i aksjekursene før de fanges opp i de makrovariablene vi har tilgang til.

I dette avsnittet drøfter vi først hvilke makrovariable som kan tenkes å ha betydning for avkastningen i aksjemarkedene. Deretter estimerer vi ulike faktormodeller basert på disse variablene.

3.6.1 Relevante makrovariable

I avsnitt 3.4 brukte vi empiriske regulariteter til å konstruere avkastningsbaserte risikofaktorer. Når vi skal identifisere faktorer som ikke er avkastningsbaserte er det mest hensiktsmessig å ta utgangspunkt i den generelle prismodellen fra kapittel 1,³¹

$$P_i = E[\mathbf{m}\mathbf{x}_i]$$

Alle verdsettingsmodeller identifiserer en bestemt \mathbf{m} som en funksjon av observerbare variable og modellparametere. Uavhengig av modell er det tre kilder til variasjon i priser og avkastninger: Predikerbare variasjoner i forventet avkastning som skyldes variasjoner over tid i den stokastiske diskonteringsfaktoren (\mathbf{m}) - det vil si variasjoner i forholdet mellom marginalnyttens av formue fra t til $t + 1$ eller fra en tilstand til en annen - sjokk i \mathbf{m} og sjokk i forventede kontantstrømmer (\mathbf{x}). Med andre ord vil alle variable som sier noe om (forventede eller uforventede) variasjoner i investorers marginalnytte av formue være faktorkandidater. I tillegg kommer variable som kan gi uforventede endringer i forventede kontantstrømmer. En og samme variabel kan selvsagt påvirke både marginalnytte og kontantstrømmer.

For å fange opp variasjoner i avkastning som skyldes sjokk i \mathbf{m} eller \mathbf{x} trenger vi estimerer på uforventede endringer i variablene. Det er uforventede endringer i variable som fører til et aktørene endrer sine porteføljer og dermed endrer likevektsprisene. Altså vil vi ved å se på innovasjoner øke sannsynligheten for at vi klarer å identifisere risikopremier knyttet til sjokk i de forskjellige variablene. For å få et anslag på den uforventede endringen i en variabel antar vi at endringen i variabelens følger en autoregressiv modell av første orden.³²

For Norges vedkommende er oljepris åpenbart en faktorkandidat som kan tenkes å påvirke aksjemarkedet både gjennom \mathbf{m} og \mathbf{x} . Siden energisektoren er svært betydningfull for norsk økonomi behandler vi sammenhengen mellom aksjemarkedet og oljepris i et eget avsnitt.

Variable som kan gi signal om konjunktursituasjonen bør være spesielt godt egnet til å fange opp variasjoner i \mathbf{m} . Typiske konjunkturvariable brukt i litteraturen er dividende i prosent av pris (dividend yield), kredittspread og løpetidsspread, se Chen et al. [1986] og Fama [1990]. I Norge har vi ikke lange tidsserier for kredittspread. Vi bruker derfor bare

³¹For å forenkle framstillingen har vi ikke med fotskrifter i denne formuleringen.

³²Hvordan innovasjonene i makrovariablene er konstruert blir nærmere beskrevet i appendiks E i Næs et al. [2007].

“*dividend yield*” og *løpetidsspread*.³³ Uforventede endringer i løpetidsspreaden kan også påvirke kontantstrømmer via effekter på bedrifters finansieringsalternativer. *Industriproduksjon* representerer både konjunkturer og investeringer og bør følgelig kunne påvirke både \mathbf{m} og \mathbf{x} . Andre realøkonomiske variable som kan tenkes å være knyttet til uforventede endringer i forventede kontantstrømmer er *arbeidsledighet*, *konsum*, *import* og *eksport*. *Inflasjon* blir ofte trukket fram som en tilstandsvariabel i ICAPM litteraturen. Endringer i inflasjonsforventningene kan påvirke framtidige investeringsmuligheter via effekter på realrenten. Inflasjonssjokk kan dessuten føre til endringer i nominelle renter. Endringer i *pengemengden* har betydning for likviditeten i finansmarkedene. Hvis vi ser bort fra en inflasjonsskapende effekt, vil økt likviditet kunne påvirke diskonteringsfaktoren gjennom redusert press på renten.

Det er viktig å understreke skillet mellom beta og risikopremie. De estimerte betaene viser sammenhengen (over tid) mellom endringen (eller innovasjonen) i en variabel og realisert avkastning. At en variabel har en signifikant risikopremie betyr at den er priset i likevekt, det vil si at variabelen bidrar til å prise (i tverrsnitt) alle porteføljene som inngår i estimeringen.

3.6.2 Oljepris

Tabell 13 viser korrelasjonen mellom oljeprisendringer og avkastningen på Oslo Børs sammenlignet med korrelasjonen mellom oljeprisendringer og avkastningen på MSCI indeksene for verden, Europa og Nord Amerika. Vi ser at i motsetning til aksjemarkedene i resten av verden, som faller når oljeprisen øker, er både den likeveide og verdiveide totalindeksen på Oslo Børs positivt korrelert med oljeprisendringer (både i NOK og USD). I land med store oljeressurser vil man forvente en positiv korrelasjon mellom aksjemarkedet og oljeprisutviklingen, særlig fordi de nasjonale oljeselskapene ofte er blant de største selskapene på den nasjonale børsen. Dette er spesielt relevant for Oslo Børs hvor flere av de største selskapene er oljeselskaper. I tråd med dette ser vi også at den verdiveide markedindeksen har hatt en høyere korrelasjon med oljeprisendringer enn den likeveide over perioden 1980-2006. Over de siste 15 årene har det imidlertid ikke vært noen stor forskjell i korrelasjon mellom de to indeksene.

Korrelasjonstallene i tabell 13 er ikke ensbetydende med at oljepris er en systematisk risikofaktor som prises på kryss av alle selskapene i markedet. Resultatene fra empiriske studier av sammenhengen mellom oljepris og aksjeavkastning er blandet, men en overvekt av studiene forkaster hypotesen om at olje er en priset risikofaktor.

Oljeprisen kan tenkes å påvirke aksjemarkedet både gjennom \mathbf{m} og \mathbf{x} . Oljeprisen kan for eksempel være en ICAPM tilstandsvariabel som genererer sikringsetterspørsel blant investorer. Selv om oljeprisen kan være en slik konjunkturindikator er det andre variable som trolig vil være bedre kandidater for å fange opp konjunkturvariasjoner. På den annen side er oljeprisen observerbar på en høyere frekvens enn de fleste andre konjunkturvariable. Endelig kan oljepris være viktig fordi olje er en direkte eller indirekte innsatsfaktor for mange selskaper. Altså vil uforutsette økninger i oljeprisen kunne redusere forventet fremtidig kontantstrøm til disse selskapene. Samtidig vil også en økning i volatiliteten til oljeprisen kunne øke risikoen til kontantstrømmene og dermed påvirke avkastningskravet

³³Løpetidsspreaden er beregnet som forskjell i yield mellom en 10 års statsobligasjon og et tre-måneders statssertifikat.

Tabell 13: Korrelasjon mellom markedsavkastning og oljepris

Korrelasjonen mellom oljeprisendringer (i NOK og USD) og indeksavkastninger for Oslo Børs og MSCI sin verdensindeks, Europa indeks og Nord-Amerika indeks for perioden 1980-2006 og to delperioder.

| | OP _{USD} | Oslo Børs | | MSCI | | | |
|--------------------------|-------------------|-------------------------------|-------------------------------|--------|--------|----------|--|
| | | er _m ^{vw} | er _m ^{ew} | Verden | Europa | Nord Am. | |
| <i>Periode 1980-2006</i> | | | | | | | |
| OP _{NOK} | 0.962 | 0.156 | 0.125 | -0.129 | -0.139 | -0.117 | |
| OP _{USD} | 1.000 | 0.123 | 0.096 | -0.146 | -0.183 | -0.126 | |
| <i>Periode 1980-1990</i> | | | | | | | |
| OP _{NOK} | 0.969 | 0.175 | 0.098 | -0.120 | -0.162 | -0.054 | |
| OP _{USD} | 1.000 | 0.157 | 0.081 | -0.125 | -0.172 | -0.072 | |
| <i>Periode 1991-2006</i> | | | | | | | |
| OP _{NOK} | 0.956 | 0.143 | 0.146 | -0.134 | -0.120 | -0.169 | |
| OP _{USD} | 1.000 | 0.097 | 0.109 | -0.160 | -0.189 | -0.170 | |

(diskonteringsfaktoren). Oljeselskapene vil ha en motsatt kontantstrømseffekt fra økte oljepriser. Effekten av økt volatilitet i oljeprisen vil imidlertid være tilsvarende som for andre selskaper ettersom dette også vil øke usikkerheten til kontantstrømmen til oljeselskapene. Oljeprissensitiviteten til de forskjellige industriene vil også avhenge av i hvilken utstrekning selskapene sikrer seg mot oljeprisrisiko.

Tabell 14 viser i hvilken grad avkastningen i forskjellige industrier samvarierer med endringer i oljepris. Ettersom olje handles i dollar bruker vi (log) endringen i oljepris i USD for å isolere oljeprisvariasjoner fra valutavariasjoner. Tabellen viser at Energisektoren, Materialektoren, Forbruksvaresektoren og Konsumentvaresektoren har signifikante eksponeringer mot oljeprisendringer. Som forventet har energisektoren en positiv eksponering mot oljeprisendringer, mens de andre tre sektorene har en negativ eksponering. Industrisektoren har en positiv men ikke signifikant eksponering. I utgangspunktet skulle man forvente at den var negativ og signifikant. Hovedårsaken til dette er at Norsk Hydro var klassifisert som et industriselskap fram til 2002. Når vi re-estimerer modellen med likeveide avkastninger for industriporteføljene reduseres dominansen til Norsk Hydro og industriporteføljen får en negativ (men ikke signifikant) eksponering mot oljeprisendringer (disse resultatene er ikke rapportert).

Resultatene i tabell 14 viser at oljeprisendringer har en signifikant effekt på avkastningen i mange industrisektorer. Neste steg er å undersøke om oljepris er en prisert risikofaktor. Det gjør vi ved å teste om oljepris er en signifikant faktor i prisingskjernen \mathbf{m} . Tabell 15 viser resultatene fra tester av tre ulike prisingskjerner; en to-faktor modell bestående av markedsfaktoren og oljepris, en CAPM versjon der markedsfaktoren er ortogonalisert mot oljeprisen og en to-faktor modell bestående av den ortogonaliserte markedsfaktoren og oljepris. Modellene er testet på tre forskjellige porteføljesorteringer: Industri, størrelse og oljeeksponering. Oljeeksponeringsporteføljene er konstruert som følger. Ved slutten av hvert år estimeres en regresjon for hvert selskap med selskaps-avkastning på ventresiden og oljeprisendring på høyresiden. Basert på de estimerte oljeeksponeringene fordeles

Tabell 14: Oljepriseksponering for verdiveide industriporteføljer

Tabellen viser estimerte eksponeringer for industriporteføljer mot likeveid markedsavkastning (er_m^{vw}) og oljeprisendring i USD (dOP). Tallene i parentes er p-verdier. Uthevede tall indikerer signifikant på 5% nivå. Modellen som er estimert er,

$$er_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_{1,i}^1 er_m^{vw} + \hat{\beta}_{2,i}^2 dOP$$

| | $\hat{\alpha}$ | $\hat{\beta}_{1,i}[er_m^{vw}]$ | $\hat{\beta}_{2,i}[dOP]$ | R^2 |
|-------------------|----------------|--------------------------------|--------------------------|-------|
| 10 Energi | -0.003 (0.19) | 1.106 (0.00) | 0.131 (0.00) | 0.74 |
| 15 Materialer | -0.003 (0.33) | 1.066 (0.00) | -0.115 (0.00) | 0.63 |
| 20 Industri | -0.002 (0.29) | 1.034 (0.00) | 0.021 (0.29) | 0.82 |
| 25 Forbruksvarer | 0.003 (0.49) | 1.004 (0.00) | -0.190 (0.00) | 0.44 |
| 30 Konsumentvarer | 0.004 (0.15) | 0.866 (0.00) | -0.074 (0.03) | 0.52 |
| 40 Finans | -0.002 (0.41) | 0.826 (0.00) | -0.053 (0.06) | 0.59 |
| 45 IT | 0.000 (0.93) | 1.247 (0.00) | -0.095 (0.14) | 0.39 |

selskapene inn i 10 porteføljer. Deretter holder man porteføljene faste gjennom det påfølgende året før man ved slutten av året igjen estimerer eksponeringene og re-konstruerer porteføljene. Ved å sortere på oljeeksponering maksimerer vi spredning i avkastning som skyldes oljeprisen. Det øker muligheten for å finne at oljeprisen er en priset risikofaktor. Panel (a) i tabellen viser resultatene fra tester basert på likeveid markedsavkastning, mens panel (b) viser resultatene fra tester basert på verdiveid markedsavkastning.

Tabellen viser at den estimerte risikopremien for olje, λ_2 , ikke er signifikant i noen av modellspesifikasjonene. Det betyr at oljepris ikke gir noen informasjon om forventet avkastning på noen av porteføljene. Vi finner med andre ord ingen støtte for hypotesen om at oljepris er en systematisk risikofaktor i det norske markedet. Signifikante betaeksponeringer for de fleste industriporteføljene indikerer imidlertid at oljeprisen er viktig for mange selskapers kontantstrømmer.

3.6.3 Andre makrovariable

I dette avsnittet rapporterer vi resultatene fra tester av hvilken betydning andre makrovariable enn olje har for prisingen av aksjer i det norske markedet. Tabell 16 viser resultatene fra prisingstester basert på gjennomsnittlig D/P for markedet³⁴ og løpetidsspread. Både løpetidsspreaden og D/P er stasjonære variable. Vi tester også differensierte variable samt innovasjoner i både variable og differensierte variable. Begge variablene testes med utgangspunkt i to-faktormodeller der den andre faktoren er markedsfaktoren (verdiveid). Modellene er testet på fem ulike porteføljesorteringer; industri, størrelse, B/M, momentum og likviditet. I tabellen er uthevede tall signifikante på 5% nivå. Signifikante risikopremier for variablene D/P og løpetidsspread er i tillegg markert med grå boks.

Tabellen viser at både løpetidsspread og D/P har en signifikant risikopremie når vi sorterer porteføljer på størrelse eller likviditet. Små og illikvide selskaper er mest utsatt i dårlige tider. Det er derfor naturlig at disse porteføljene gir best mulighet til å isolere

³⁴D/P serien for Norge bør behandles med aktsomhet, siden dividende utbetaling i Norge er påvirket av skattemotiver. For eksempel var det i 1989 70% av selskapene på Oslo Børs som ikke betalte dividende, et tall som falt til ca 50% i 1991 og 30% i 1995.

Tabell 15: Er oljepris en priset risikofaktor?

Tabellen viser GMM estimater for risikopremien knyttet til (log) endringen i oljepris i USD for ulike porteføljesorteringer både i tilfellet med likeveid (er_m^{ew}) og verdiveid (er_m^{vw}) markedsavkastning. $er_m^{ew}|dOP$ og $er_m^{vw}|dOP$ indikerer at markedsavkastningen er ortogonalisert mot oljeprisendringer. Modellene er estimert for industriporteføljer, størrelsesporteføljer og porteføljer konstruert basert på selskapers (rullerende) eksponering mot oljepris. Avkastningen på porteføljene er verdiveid. For hver spesifikasjon tester vi to-faktor modeller med den likeveide markedsfaktoren (er_m^{ew}) og oljepris. Modell systemet som estimeres ved hjelp av optimal GMM er,

$$m_t = \mathbf{b}'\mathbf{f} = 1 + b_1 f_{1,t} + b_2 f_{2,t} \quad \text{slik at} \quad E(\mathbf{m}_t er_t^i) = 0$$

hvor \mathbf{m} er den stokastiske diskonteringsfaktoren, f_1 er meravkastningen på markedet (likeveid/verdiveid og ortogonalisert mot oljeprisendringer) og f_2 representerer logendringen i oljeprisen, b_1 og b_2 er vektene (loadingene) til henholdsvis markedsfaktoren og oljefaktoren. Avkastningen på testporteføljene i \mathbf{r} er verdiveid. Risikopremien til markedsfaktoren er λ_1 og til oljepris λ_2 . Risikopremiene forteller oss om faktoren er priset og kan uttrykkes som $\lambda = -var(f_j)b_j$. Under de estimerte risikopremiene er t-verdien til parameterestimater basert på robuste standardavvik rapportert. Uthevede tall indikerer signifikant på 5% nivå. For J-testen rapporterer vi p-verdien til testen.

| | Industriporteføljer | | | Størrelsesporteføljer | | | Oljeporteføljer | | |
|------------------------------------|------------------------|---------------------|------------------------|------------------------|---------------------|------------------------|------------------------|---------------------|------------------------|
| | er_m $\lambda[1]$ | dOP $\lambda[2]$ | J -stat (p-verdi) | er_m $\lambda[1]$ | dOP $\lambda[2]$ | J -stat (p-verdi) | er_m $\lambda[1]$ | dOP $\lambda[2]$ | J -stat (p-verdi) |
| <i>(a) Likeveid markedsfaktor</i> | | | | | | | | | |
| er_m^{ew}, dOP | 0.014 | -0.007 | 4.56 | 0.023 | 0.015 | 19.22 | 0.015 | 0.001 | 3.87 |
| | 2.72 | -0.87 | 0.21 | 5.18 | 1.73 | 0.00 | 3.13 | 0.08 | 0.69 |
| $er_m^{ew} dOP$ | 0.015 | - | 5.15 | 0.028 | - | 19.59 | 0.015 | - | 3.68 |
| | 2.98 | - | 0.27 | 5.66 | - | 0.01 | 3.10 | - | 0.82 |
| $er_m^{ew} dOP, dOP$ | 0.017 | -0.007 | 4.62 | 0.016 | 0.015 | 19.03 | 0.015 | 0.001 | 3.68 |
| | 2.89 | -0.88 | 0.20 | 3.01 | 1.75 | 0.00 | 2.86 | 0.11 | 0.72 |
| <i>(b) Verdiveid markedsfaktor</i> | | | | | | | | | |
| er_m^{vw}, dOP | 0.015 | -0.012 | 2.50 | 0.009 | 0.013 | 25.86 | 0.013 | -0.005 | 4.99 |
| | 2.76 | -1.37 | 0.48 | 2.26 | 1.47 | 0.00 | 2.75 | -0.65 | 0.54 |
| $er_m^{vw} dOP$ | 0.016 | - | 4.04 | 0.008 | - | 26.85 | 0.014 | - | 5.39 |
| | 3.12 | - | 0.40 | 1.74 | - | 0.00 | 2.85 | - | 0.61 |
| $er_m^{vw} dOP, dOP$ | 0.020 | -0.012 | 2.52 | 0.003 | 0.013 | 25.86 | 0.015 | -0.005 | 4.80 |
| | 3.02 | -1.38 | 0.47 | 0.55 | 1.47 | 0.00 | 2.52 | -0.64 | 0.57 |

Tabell 16: Løpetidsspread og D/P som risikofaktorer

Tabellen viser GMM estimater for risikopremien knyttet til to variable som ofte knyttes til prediksjon av forventet avkastning. Både løpetidsspreaden og D/P er stasjonære variable, men vi ser også på endringen i disse. Vi ser også på de uforventede endringene i variabelen markert ved UE(\cdot). For hver variabel tester vi to-faktor modeller med den verdiveide markedsfaktoren (er_m^{vw}) og de respektive variablene for fem forskjellige portefølje grupper (Industri, Størrelse, B/M verdi, momentum og likviditet). Modell systemet som estimeres ved hjelp av GMM er,

$$m_t = \mathbf{b}'\mathbf{f} = 1 + b_1 f_{1,t} + b_2 f_{2,t} \quad \text{slik at} \quad E(m_t er_t^i) = 0$$

hvor \mathbf{m} er den stokastiske diskonteringsfaktoren, $f_1 = er_m^{vw}$ (meravkastningen på markedet) og f_2 representerer log endringen i en variabel, b_1 og b_2 er vektene (loadingene) til faktorene. Avkastningen på test-porteføljene i \mathbf{r} er verdiveid. Risikopremien til markedsfaktoren er λ_1 og til den respektive tilleggsfaktoren er λ_2 . Risikopremiene forteller oss om faktoren er priset og kan uttrykkes som $\lambda_j = -var(f_j)b_j$. Under de estimerte risikopremiene er t-verdien til parameterestimatet basert på robuste standardavvik rapportert. Uthevede tall indikerer signifikant på 5% nivå. Signifikante risikopremier knyttet til løpetidsspread og D/P er markert med grå boks.

| | Industri (vw) | | Størrelse(vw) | | B/M verdi(vw) | | Momentum (vw) | | Likviditet (vw) | |
|------------------------|---------------|--------------|---------------|---------------|---------------|--------------|---------------|--------------|-----------------|---------------|
| | er_m^{ew} | f2 | er_m^{ew} | f2 | er_m^{ew} | f2 | er_m^{ew} | f2 | er_m^{ew} | f2 |
| | $\lambda[1]$ | $\lambda[2]$ | $\lambda[1]$ | $\lambda[2]$ | $\lambda[1]$ | $\lambda[2]$ | $\lambda[1]$ | $\lambda[2]$ | $\lambda[1]$ | $\lambda[2]$ |
| <i>Term spread:</i> | | | | | | | | | | |
| Term | 0.015 | -1.218 | 0.009 | 3.728 | 0.009 | 0.653 | 0.014 | 0.718 | 0.017 | 0.605 |
| | 2.95 | -1.20 | 1.35 | 2.13 | 1.81 | 0.50 | 2.88 | 0.83 | 3.18 | 0.94 |
| UE(Term) | 0.016 | 0.508 | 0.008 | 0.034 | 0.012 | 0.164 | 0.015 | 0.034 | 0.018 | 0.598 |
| | 3.19 | 0.50 | 1.90 | 0.12 | 2.49 | 0.55 | 3.10 | 0.12 | 3.42 | 2.16 |
| dTerm | 0.014 | -0.334 | 0.009 | 1.081 | 0.013 | 2.106 | 0.014 | 0.680 | 0.016 | 1.386 |
| | 2.91 | -0.65 | 1.95 | 1.55 | 1.98 | 1.96 | 2.89 | 1.18 | 2.67 | 1.86 |
| UE(dTerm) | 0.015 | -0.325 | 0.011 | 1.567 | 0.012 | 0.245 | 0.015 | 0.848 | 0.019 | 0.299 |
| | 2.97 | -0.26 | 2.39 | 2.02 | 2.47 | 0.36 | 3.17 | 0.90 | 3.59 | 0.39 |
| <i>Dividend yield:</i> | | | | | | | | | | |
| DP market | 0.014 | 0.426 | 0.013 | -1.147 | 0.014 | 1.550 | 0.015 | -0.028 | 0.021 | -0.056 |
| | 2.53 | 0.55 | 1.98 | -2.01 | 1.59 | 1.36 | 3.05 | -0.12 | 2.41 | -2.76 |
| UE(DP market) | 0.015 | -0.010 | 0.008 | 0.041 | 0.013 | 0.015 | 0.014 | -0.010 | 0.015 | -0.118 |
| | 2.94 | -0.21 | 1.88 | 0.72 | 2.70 | 0.48 | 2.57 | -0.19 | 1.93 | -3.28 |
| dDP marked | 0.016 | -0.014 | 0.016 | -0.031 | 0.011 | -0.015 | 0.015 | -0.011 | 0.018 | 0.463 |
| | 2.99 | -1.02 | 2.51 | -2.50 | 2.11 | -1.46 | 2.88 | -0.80 | 3.07 | 1.43 |
| UE(dDP marked) | 0.015 | -0.001 | 0.017 | -0.103 | 0.013 | -0.053 | 0.015 | -0.001 | 0.016 | 0.064 |
| | 3.06 | -0.03 | 2.51 | -2.88 | 2.27 | -1.65 | 3.08 | -0.07 | 3.14 | 1.38 |

risikopremiene knyttet til løpetidsspread og D/P, gitt at disse variablene er relatert til konjunkturvariasjoner.

Risikopremien for løpetidsspreaden er positiv mens risikopremien for D/P er negativ. En høy løpetidsspread kan tolkes som at aktørene i markedet forventer økt framtidig inflasjon. Selskaper som har en positiv samvariasjon med løpetidsspreaden har i så fall høy avkastning i gode tider. En positiv risikopremie er da forenlig med at investorer krever en risikokompensasjon for å investere i selskaper som gir en høy avkastning når marginalnytteten av konsum er lav (og dermed en lav avkastning når marginalnytteten av konsum er høy). En negativ risikopremie for D/P betyr at et selskap har lavere forventet avkastning desto høyere eksponering det har mot D/P. D/P betraktes normalt som en konjunkturvariabel som er høy i dårlige tider og lav i gode tider. Et selskap med høy samvariasjon med D/P vil altså gi relativt høy avkastning i dårlige tider når investorers marginalnytte er høy. Investorer vil derfor verdsette selskaper høyere desto høyere samvariasjon (lav negativ samvariasjon) de har med D/P. Vi finner altså støtte for at både løpetidsspread og D/P er ICAPM tilstandsvariable som gir signaler om framtidige investeringsmuligheter.

Tabell 17 viser i hvilken grad avkastningen i forskjellige industrier samvarierer med endringer og innovasjoner i ulike makrovariable. Tabellen viser også samvariasjonen mellom markedsindeksen (verdiveid og likeveid) og makrovariablene. I tabellen er variablene delt opp i realøkonomiske variable og nominelle variable. For hver industrisektor og hver makrovariabel presenterer vi estimater fra to regresjonsmodeller. En hvor vi estimerer sammenhengen mellom industriavkastningen og totalendringen i makrovariabelen, og en hvor vi estimerer sammenhengen mellom industriavkastningen og den uforventede endringen i makrovariabelen.

I likhet med den øvrige litteraturen finner vi at det hovedsakelig er nominelle makrovariable som er relatert til avkastning. For de fleste industriporteføljene er det en signifikant sammenheng mellom avkastning og variablene pengemengde og inflasjon. Som forventet er sammenhengen mellom inflasjon og avkastning negativ mens sammenhengen mellom avkastning og pengemengde er positiv. For inflasjon er det hovedsakelig de estimerte innovasjonene som er relevante for avkastningen. Motsatt er det endringer i pengemengden som er relevant og ikke innovasjonene. Blant de realøkonomiske variablene finner vi bare fem signifikante eksponeringer; innovasjoner i industriproduksjon påvirker avkastningen i Energi- og Industrisektoren (og dermed også den verdiveide markedindeksen), innovasjoner i arbeidsledighet påvirker avkastningen i Energisektoren og endringer i konsumet påvirker avkastningen i IT sektoren. Det er verdt å merke seg at den totale forklaringskraften til makrovariablene er svært lav (R^2 varierer fra 1,5 prosent for Materialektoren til 5,0 prosent for IT sektoren).

For å undersøke om noen av makrovariablene har en risikopremie knyttet til seg estimerer vi for hver makrovariabel en to-faktor modell bestående av markedet og den respektive makrovariabelen. Tabell 18 viser resultatene fra tester av risikopremiene for de ulike variablene. Hovedinntrykket fra estimeringene er at svært få risikopremier er signifikante. Det er også verdt å merke seg at vi (med ett unntak) kun finner signifikante risikopremier i de tilfellene der vi sorterer porteføljer på størrelse eller likviditet. Disse porteføljene gir som nevnt best muligheter til å isolere risikopremier knyttet til konjunkturvariasjoner (små og illikvide selskaper er mest utsatt i dårlige tider). Flere av de estimerte risikopremiene kan forklares ut fra teorien:

- Innovasjoner i arbeidsledighet har en signifikant negativ risikopremie både når vi

Tabell 17: Industrieksponeringer mot makrofaktorer

Tabellen viser eksponeringsestimatene for avkastningen på industriporteføljer mot markedsavkastningen og endringen og den uforventede endringen i forskjellige makrovariable. Etersom de uforventede endringene i variablene ofte er høyt korrelert med totalendringene i variablene estimerer en modell med totalendringer for hver industri og en modell for uforventede endringer. De to siste kolonnene i tabellen viser også sensitiviteten til den likeveide og verdiveide markedsporteføljen. Modellen som estimeres for hver portefølje (i) og makrofaktor (f_k) er;

$$er_{i,t} = \hat{a}_i + \sum_{k,i} \hat{\beta}_{k,i} f_{k,t} + \epsilon_{i,t}$$

I tabellen rapporterer vi kun $\hat{\beta}_{k,i}$ for hver modell. Uthevede tall indikerer signifikant på 10% nivå eller bedre. Nederste linje viser R^2 for modellene når vi ser på totalendringene i variablene.

| | Sektorporteføljer | | | | | | | Markedsportf. | |
|---------------------------------|-------------------|---------------|---------------|---------------|-------------|---------------|----------------|---------------|---------------|
| | Energi | Material | Industri | Forbr. varer | Kons. varer | Finans | IT | ew | vw |
| <i>Realøkonomiske variable:</i> | | | | | | | | | |
| INDPROD | 0.278 | 0.038 | -0.170 | 0.168 | 0.225 | 0.074 | 0.422 | 0.064 | 0.054 |
| UE(INDPROD) | -0.145 | -0.096 | -0.115 | -0.045 | -0.041 | -0.027 | -0.054 | -0.054 | -0.086 |
| KONSUM | -0.777 | -0.606 | -0.346 | 0.414 | -0.665 | -0.281 | -1.683 | -0.206 | -0.450 |
| UE(KONSUM) | 0.170 | -0.003 | 0.007 | -0.106 | 0.081 | 0.079 | -0.172 | 0.044 | 0.061 |
| ARBLEDIG | 0.138 | -0.029 | 0.248 | -0.047 | -0.265 | -0.139 | 0.397 | 0.006 | 0.097 |
| UE(ARBLEDIG) | 0.165 | 0.286 | 0.476 | 0.518 | 0.192 | 0.533 | 0.043 | 0.593 | 0.286 |
| IMPORT | 0.143 | 0.046 | 0.101 | -0.026 | -0.006 | 0.080 | 0.300 | 0.057 | 0.094 |
| UE(IMPORT) | -0.026 | -0.007 | -0.018 | 0.011 | 0.004 | -0.011 | -0.066 | -0.011 | -0.019 |
| EKSPORT | 0.049 | 0.043 | 0.020 | 0.112 | 0.060 | -0.053 | 0.117 | 0.035 | 0.012 |
| UE(EKSPORT) | 0.000 | -0.011 | 0.012 | 0.001 | -0.017 | -0.008 | -0.010 | -0.006 | 0.005 |
| <i>Nominelle variable:</i> | | | | | | | | | |
| KPI | -5.451 | -1.833 | -4.727 | -3.530 | -1.210 | -5.520 | -10.440 | -3.761 | -4.245 |
| UE(KPI) | -2.267 | -3.205 | -3.920 | -4.423 | -2.591 | -2.540 | 0.168 | -2.081 | -2.564 |
| KPIJAE* | -6.489 | 0.164 | -2.323 | -0.186 | 1.299 | -4.460 | -9.810 | -3.625 | -3.198 |
| UE(KPIJAE)* | -2.674 | -4.595 | -6.080 | -6.850 | -1.924 | -2.860 | -2.746 | -2.866 | -3.646 |
| M2 | 1.617 | 1.004 | 1.029 | 1.592 | 0.669 | 0.461 | 1.528 | 1.351 | 1.089 |
| UE(M2) | -0.227 | -0.203 | -0.054 | -0.166 | -0.045 | -0.025 | 0.129 | -0.082 | -0.109 |
| R ² | 0.047 | 0.015 | 0.030 | 0.028 | 0.018 | 0.020 | 0.050 | 0.048 | 0.034 |

* Siden dKPI og dKPIJAE (og de uforventede endringene i disse variablene) er høyt korrelert (77%) har vi estimert modellene med KPI og UE(KPI). Estimatenes for dKPIJAE og UE(KPIJAE) er fra modellene estimert uten dKIP og UE(KPI).

sorterer på størrelse og likviditet. Selskaper som har en positiv samvariasjon med sjokk i arbeidsledigheten har med andre ord lavere risikopremie og forventet avkastning enn selskaper som ikke samvarierer (eller varierer negativt) med denne variabelen. Ettersom arbeidsledigheten er høy i lavkonjunkturer, vil selskaper som gir høyere avkastning enn andre selskaper når arbeidsledigheten stiger være attraktive for investorer. Prisen på denne type selskaper vil derfor presses opp slik at risikopremien blir lav.

- Både endringer og innovasjoner i pengemengden er priset når vi sorterer på størrelse. Innovasjoner i pengemengden er også priset når vi sorterer på likviditet. Den estimerte risikopremien knyttet til pengemengden er positiv. Pengemengden øker i oppgangstider. Selskaper som har en høy samvariasjon med pengemengden vil derfor gi relativt høy avkastning i gode tider. En positiv risikopremie indikerer at investorer krever en kompensasjon for å holde selskaper som har denne egenskapen.
- Endringer i KPI har en signifikant positiv risikopremie når vi sorterer på likviditet. Dette resultatet kan forklares ved at inflasjon er en tilstandsvariabel som sier noe om framtidige investeringsmuligheter. Selskaper som har en positiv samvariasjon med KPI vil gi relativt høy avkastning i oppgangstider når prisene stiger. Investorer vil derfor kreve en kompensasjon for å eie slike selskaper.

Andre risikopremier er imidlertid vanskeligere å forklare. Endringer i industriproduksjon har en lite intuitiv signifikant negativ risikopremie når vi sorterer på likviditet. Tilsvarende finner vi en lite intuitiv negativ risikopremie for innovasjon i inflasjon når vi sorterer på momentum.

4 Kan vi skille mellom kontantstrømseffekter og risikopremier?

Vi viste i innledningen at aksjepriser kan dekomponeres i to deler; (forventinger om) kontantstrømmer og en risikokompensasjon. Et interessant spørsmål er om prisvariasjoner oppstår som følge av at det kommer ny informasjon om fremtidige kontantstrømmer eller som følge av sjokk eller tidsvariasjoner i risikopremien. Empirisk er det vanskelig å skille mellom de to komponentene ettersom verken forventede kontantstrømmer eller risikopremier er observerbare.

Resultatene fra en foreløpig beskjeden empirisk litteratur på temaet er ikke entydig. Ved hjelp av anslag på selskapers forventede kontantstrømmer, hentet fra IBES databasen, kan Chen and Zhao [2007] løse ut for risikopremien i ligning (1). Dermed kan de undersøke i hvilken grad det er variasjoner i risikopremien eller kontantstrømsforventninger som er den viktigste komponenten for å forklare prisendringer over tid. Chen and Zhao [2007] finner at endringer i kontantstrømsforventninger er viktigere (59%) enn endringer i diskonteringsfaktoren (41%) for å forklare prisendringer både på aggregert-, portefølje- og selskapsnivå. Videre finner de at den relative viktigheten av sjokk i kontantstrømsforventninger øker med tidhorisonten. På den andre siden finner Campbell and Vuolteenaho [2003] støtte for at endringer i diskonteringsfaktoren genererer betydelig mer variasjon i månedlige avkastninger enn sjokk i kontantstrømsforventninger.

Tabell 18: Makrovariable som risikofaktorer

Del (a) i tabellen viser GMM estimater for risikopremien knyttet til forskjellige realøkonomiske makrovariable og del (b) viser estimater for nominelle variable. For hver variabel ser vi på både log endringen i variabelen og den uforventede endringen i variabelen markert ved UE(.). For hver makro variabel tester vi to-faktor modeller med den verdiveide markedsfaktoren (er_m^{vw}) og de respektive makrovariabelene for fem forskjellige porteføljegrupper (Industri, Størrelse, B/M verdi, momentum og likviditet). Modell systemet som estimeres ved hjelp av GMM er,

$$m_t = \mathbf{b}'\mathbf{f} = 1 + b_1f_{1,t} + b_2f_{2,t} \quad \text{slik at} \quad E(m_t er_t^i) = 0$$

hvor \mathbf{m} er den stokastiske diskonteringsfaktoren, $f_1 = er_m^{vw}$ (meravkastningen på markedet) og f_2 representerer log endringen i en makrovariabel, b_1 og b_2 er vektene (loadingene) til faktorene. Avkastningen på test-porteføljene i \mathbf{r} er verdiveid. Risikopremien til markedsfaktoren er λ_1 og til den respektive makrofaktoren er λ_2 . Risikopremiene forteller oss om faktoren er priset og kan uttrykkes som $\lambda_j = -var(f_j)b$. Under de estimerte risikopremiene er t-verdien til parameterestimater basert på robuste standardavvik rapportert. Uthevede tall indikerer signifikant på 5% nivå. Signifikante risikopremier knyttet til makrovariable er merket med grå boks.

(a) Realøkonomiske makrovariable

| Makro variabel | Industri (vw) | | Størrelse(vw) | | B/M verdi(vw) | | Momentum (vw) | | Likviditet (vw) | |
|----------------|-----------------------------|-----------------------|-----------------------------|------------------------|-----------------------------|-----------------------|-----------------------------|-----------------------|-----------------------------|------------------------|
| | er_m^{vw} $\lambda[1]$ | Makro $\lambda[2]$ | er_m^{vw} $\lambda[1]$ | Makro $\lambda[2]$ | er_m^{vw} $\lambda[1]$ | Makro $\lambda[2]$ | er_m^{vw} $\lambda[1]$ | Makro $\lambda[2]$ | er_m^{vw} $\lambda[1]$ | Makro $\lambda[2]$ |
| INDPROD | 0.015 3.05 | 0.009 0.82 | 0.012 2.58 | 0.014 1.87 | 0.012 2.53 | 0.000 -0.06 | 0.017 2.65 | -0.019 -1.81 | 0.013 1.79 | -0.033 -2.05 |
| UE(INDPROD) | 0.014 2.84 | 0.020 0.41 | 0.009 2.09 | 0.010 0.39 | 0.012 2.52 | -0.016 -0.61 | 0.017 3.05 | -0.046 -1.11 | 0.019 3.30 | -0.042 -1.34 |
| KONSUM | 0.015 3.06 | -0.001 -0.19 | 0.009 1.14 | 0.017 1.75 | 0.012 2.47 | 0.002 0.37 | 0.013 2.79 | -0.002 -0.67 | 0.020 2.20 | 0.017 1.82 |
| UE(KONSUM) | 0.015 2.95 | 0.007 0.46 | 0.008 1.88 | -0.003 -0.39 | 0.010 2.37 | -0.012 -1.61 | 0.015 2.55 | 0.023 1.64 | 0.019 3.49 | 0.004 0.54 |
| ARBLEDIG | 0.016 2.42 | -0.010 -1.27 | 0.017 2.35 | -0.015 -0.79 | 0.016 3.06 | 0.012 1.71 | 0.016 3.03 | -0.004 -0.85 | 0.018 3.57 | 0.002 0.34 |
| UE(ARBLEDIG) | 0.013 2.40 | 0.027 1.22 | 0.012 2.20 | -0.032 -2.71 | 0.013 2.63 | 0.020 1.15 | 0.015 2.87 | -0.016 -1.40 | 0.019 2.21 | -0.063 -2.93 |
| IMPORT | 0.015 2.72 | -0.034 -1.30 | 0.018 2.58 | -0.066 -1.28 | 0.014 2.16 | -0.065 -1.72 | 0.015 3.10 | -0.002 -0.07 | 0.015 2.69 | 0.527 0.93 |
| UE(IMPORT) | 0.014 2.64 | 0.097 1.08 | 0.010 2.24 | 0.067 0.84 | 0.012 2.61 | 0.035 0.60 | 0.014 2.83 | 0.038 0.35 | 0.017 3.36 | -0.034 -0.27 |
| EKSPORT | 0.015 3.04 | -0.005 -0.23 | 0.008 1.81 | -0.008 -0.47 | 0.013 2.57 | 0.032 1.29 | 0.015 3.01 | -0.009 -0.50 | 0.018 3.40 | 0.030 1.60 |
| UE(EKSPORT) | 0.015 2.93 | 0.055 0.64 | 0.008 1.85 | -0.015 -0.31 | 0.012 2.50 | -0.026 -0.59 | 0.014 2.89 | 0.018 0.22 | 0.030 2.68 | -0.485 -1.47 |

(b) Nominelle makrovariable

| Makro variabel | Industri (vw) | | Størrelse(vw) | | B/M verdi(vw) | | Momentum (vw) | | Likviditet (vw) | |
|----------------|-----------------------------|-----------------------|-----------------------------|-----------------------|-----------------------------|-----------------------|-----------------------------|------------------------|-----------------------------|-----------------------|
| | er_m^{vw} $\lambda[1]$ | Makro $\lambda[2]$ | er_m^{vw} $\lambda[1]$ | Makro $\lambda[2]$ | er_m^{vw} $\lambda[1]$ | Makro $\lambda[2]$ | er_m^{vw} $\lambda[1]$ | Makro $\lambda[2]$ | er_m^{vw} $\lambda[1]$ | Makro $\lambda[2]$ |
| KPI | 0.015 2.63 | 0.118 0.61 | 0.008 1.90 | 0.000 -0.22 | 0.015 2.07 | 0.001 1.75 | 0.016 3.06 | -0.001 -1.31 | 0.025 3.65 | 0.001 2.02 |
| UE(KPI) | 0.015 3.01 | -0.001 -0.77 | 0.009 1.64 | 0.003 1.63 | 0.012 2.23 | -0.002 -1.48 | 0.016 2.80 | -0.002 -2.20 | 0.025 3.48 | -0.004 -1.48 |
| KPIJAE | 0.016 2.85 | 7.302 0.91 | 0.005 0.92 | -0.002 -1.79 | 0.016 2.67 | 0.001 1.61 | 0.014 2.91 | 0.000 -1.13 | 0.015 2.87 | -0.001 -0.99 |
| UE(KPIJAE) | 0.015 3.02 | 0.000 -0.06 | 0.017 2.71 | 0.002 1.52 | 0.013 2.62 | -0.001 -1.29 | 0.015 2.89 | -0.002 -2.03 | 0.026 2.96 | -0.005 -1.57 |
| M2 | 0.014 2.75 | 1.276 0.94 | 0.011 2.05 | 0.011 2.17 | 0.012 2.57 | 0.004 0.87 | 0.013 2.59 | 0.008 1.29 | 0.018 3.10 | 0.008 1.92 |
| UE(M2) | 0.015 2.88 | -0.013 -0.79 | 0.015 1.45 | 0.069 1.97 | 0.013 2.24 | 0.022 1.58 | 0.015 3.17 | -0.005 -0.52 | 0.019 3.03 | 0.023 2.00 |

Ved å ta utgangspunkt i et ubetinget modellrammeverk antar vi implisitt i vår analyse at risikopremier (forventet avkastning) er konstante over tid. Man kan også tenke på våre estimater som langsiktige risikopremier, det vil si anslag på forventet avkastning (uavhengig av tidspunkt og periode) på investeringer med en gitt eksponering mot en eller flere risikofaktorer. Siden vi ikke tar hensyn til at risikopremier kan variere over tid, er det vanskelig å ha sterke formeninger om det relative bidraget fra forventede kontantstrømmer og risikopremier ut fra våre resultater.³⁵ For noen faktorer kan vi likevel si litt om hvor sannsynlig det er at prisene endrer seg som følge av sjokk i kontantstrømsforventninger eller endringer i risikopremien knyttet til faktoren. Grunnen til dette kan enkelt forklares ut fra to-stegsproseduren beskrevet i avsnitt 3.2. En slik estimering kan gi to typer av signifikante resultater:

1. De individuelle test-porteføljene har signifikante eksponeringer mot en risikofaktor i steg 1 av estimeringen, men disse eksponeringene forklarer *ikke* forskjeller i gjennomsnittlig avkastning på kryss av porteføljene i steg 2 av estimeringen.
2. Eksponeringene er signifikante i steg 1 av estimeringen. I tillegg forklarer forskjeller i eksponeringer forskjeller i gjennomsnittlig avkastning på kryss av porteføljene (steg 2).

I de tilfeller hvor vi får resultater av type 1 betyr det at vi ikke finner støtte for at risikofaktoren er priset til tross for at sjokk i faktoren påvirker prisen på verdipapirer over tid. Med andre ord er ikke faktoren viktig for å neddiskontere forventede kontantstrømmer. Sjokk i faktoren vil imidlertid endre kontantstrømsforventningene. Dersom vi tar utgangspunkt i nåverdiformelen i ligning (1), betyr dette at sjokk i faktoren påvirker forventninger om fremtidige kontantstrømmer i telleren, men ikke risikopremien i nevneren.³⁶ Resultater av type 2 betyr at faktoren er priset, det vil si at forskjeller i forventet avkastning på kryss av selskaper kan knyttes til forskjellig grad av eksponering mot faktoren. I disse tilfellene er det vanskelig å skille kontantstrømseffekter fra risikopremier ettersom faktoren påvirker både tellerne og nevnerne i ligning (1).

4.1 Kontantstrømseffekter i det norske markedet

4.1.1 Oljepris

Gitt oljens sentrale betydning for norsk økonomi, og den utbredte oppfatningen om at Oslo Børs er oljedrevet, skulle man forvente at oljepris er en viktig forklaringsfaktor for prisutviklingen på børsen. I tråd med dette finner vi at endringer i oljepris samvarierer med endringer i aksjepriser. Vi finner imidlertid ikke at oljepris er en priset risikofaktor. Med andre ord står vi overfor et resultat beskrevet som type 1 over. Hvordan skal dette forstås? Når vi tester om en faktor er priset i markedet tester vi hvorvidt det er forskjeller mellom sektorer og selskaper i hvordan endringer i faktoren påvirker markedsdeltagernes

³⁵I et betinget modellrammeverk forsøker man å fange opp variasjoner i forventet avkastning (rundt en langsiktig risikopremie) som skyldes tilstanden i økonomien og investorers risikoaversjon. Et betinget rammeverk er derfor bedre egnet til å skille mellom prisvariasjoner som skyldes endringer i diskonteringsfaktoren og prisvariasjoner som skyldes sjokk i forventede kontantstrømmer.

³⁶Det er imidlertid en mulighet for at en faktor som ikke er priset i et ubetinget rammeverk kan være priset i et betinget rammeverk.

marginalevaluering av fremtidige kontantstrømmer. En slik sammenheng finner vi altså ikke støtte for når det gjelder oljeprisen. En mulig forklaring på dette er at oljeprisen påvirker alle sektorer i norsk økonomi på samme måte, slik at vi ikke finner noen forskjeller i tverrsnittet av aksjene på børsen. Dette er vanskelig å tro. Selv om olje inngår i mange av sektorene på børsen, er det sektorer som er relativt upåvirket av olje. En mer nærliggende forklaring er at oljeprisen ikke er en systematisk risikofaktor. I så fall kan vi slutte at oljeprisen påvirker prisene på norske noterte selskaper direkte gjennom endringer i forventede kontantstrømmer, men at *avkastningskravet* for selskapene ikke påvirkes av oljeprisen.

4.1.2 Andre makrovariable

I teorien kan sjokk i alle makrovariable \mathbf{f} være proxier på sjokk i investorenes marginalnytte representert ved \mathbf{m} . Dersom vi finner et resultat av type 1 over - det vi si at en variabel forklarer tidsvariasjoner i selskapers avkastning men ikke realisert avkastning på kryss av selskaper - kan vi anta at variabelen er relevant fordi den fører til revisjoner i investorers forventninger om fremtidige kontantstrømmer.

Fra resultatene i tabellene 17 og 18 ser vi at svært få makrovariable har en signifikant risikopremie knyttet til seg. De signifikante risikopremiene er dessuten lite robuste overfor endringer i de porteføljene vi forsøker å prise. Effekter på aksjemarkedet av innovasjoner i makrovariable synes derfor i stor grad å være knyttet til kontantstrømsforventninger.³⁷ Endringer og innovasjoner i realøkonomiske variable ser ut til å ha minimale effekter også på kontantstrømforventningene. Inflasjon og pengemengde derimot påvirker avkastningen i de fleste industriktorene. Vi bør imidlertid merke oss at makrovariablene forklarer en svært liten andel av totalvariasjonen i avkastningen. Prosentandelen forklart (R^2) varierer fra 1.5% til 5% for de ulike industriporteføljene. For den likeveide (ew) og verdiveide (vw) markedsindeksen forklarer makrovariablene henholdsvis 4.8% og 3.4% av totalvariasjonen.

5 Oppsummering

Hovedmålet for denne artikkelen har vært å gjøre en grundig empirisk analyse av aksjeprising på Oslo Børs. Vi har sett på hvilke faktorer som systematisk påvirker børsen, med bruk av analysemetoder hvor disse påvirkningsfaktorene tillates å virke forskjellig på forskjellige aksjer (tverrsnittanalyse). Et viktig siktemål med analysearbeidet har vært å undersøke i hvilken grad hovedresultatene fra analyser av andre lands aksjemarkeder også gjelder for det norske aksjemarkedet. En slik omfattende empirisk analyse av Oslo Børs har så vidt vi vet ikke vært gjort tidligere.

I innledningen viser vi at aksjepriser kan dekomponeres i to deler, (forventninger om) kontantstrømmer, og risikokompensasjon. Et viktig mål i dette arbeidet har vært å identifisere hvilke systematiske faktorer som krever en risikokompensasjon. Resultatene fra denne analysen er viktige fordi slike faktorer kan brukes til å sette avkastningskrav for investeringer, og evaluere en aksjes bidrag til en portefølje. I analysen undersøker vi om de faktorer som typisk anvendes internasjonalt for slike formål, det lokale aksjemarkedet,

³⁷En annen forklaring kan imidlertid være at variablene har en risikopremie som varierer med økonomiske konjunkturer.

samt de empirisk motiverte Fama-French faktorene knyttet til selskapsstørrelse, bokverdi, og momentum, også er relevant i en norsk sammenheng. I tillegg til det totale aksjemarkedet, synes empirisk motiverte faktorer knyttet til selskapsstørrelse og aksjelikviditet å være faktorer som krever risikokompensasjon på Oslo Børs. Vi finner altså at de to andre empirisk motiverte "Fama-French" faktorene, knyttet til bokverdi og momentum, ikke synes å være relevante i det norske markedet.

I tillegg til å se på de empirisk motiverte faktorene, undersøker vi om direkte observerbare makrofaktorer som det er grunn til å tro henger sammen med utviklingen på børsen er priset i markedet. Vi har spesielt sett på hvordan oljepris påvirker Oslo Børs. Gitt oljens sentrale betydning for norsk økonomi, og medias stadige påstander om at Oslo Børs er oljedrevet, ville en forventet at oljepris var en viktig forklaringsfaktor for børsen. Men her må en være forsiktig med hvordan en stiller spørsmålet. Som forventet finner vi at endringer i oljepris er knyttet til endringer i aksjepriser. Når vi tester hvorvidt oljepris er en systematisk risikofaktor for børsen, får vi imidlertid et negativt resultat.

Vi ser også på andre makrofaktorer for norsk økonomi knyttet til pengemengde, investeringer, konsum osv, uten å finne noen signifikante sammenhenger. Slike resultater er typiske for de fleste økonomier, og kan tyde på at aksjemarkedet er en ledende indikator for makroøkonomien heller enn omvendt.

Avslutningsvis er det på sin plass å peke på en del potensielle problemer/svakheter ved vår analyse. En del av disse svakhetene kan en evaluere ved å utvide analysen. Andre er det lite å gjøre med.

Det er lite å gjøre med datagrunnlaget. Vi har som nevnt brukt data for Oslo Børs i perioden fra 1980 til 2006. I en makroøkonomisk sammenheng kan dette virke som en kort periode, også når en sammenligner med andre land, hvor en gjerne har aksjemarkedstall for mye lengre perioder. På den andre siden er det ikke gitt at lengre historikk for Oslo Børs nødvendigvis ville vært særlig fruktbart. Det er først i perioden etter 1980 at børsens andel av norsk økonomi har blitt vesentlig, som vist var Oslo Børs' verdi i 1980 bare fem prosent av BNP, et tall som er økt til over 90 prosent i 2006.

Det er mulig å forbedre flere av de metodene vi bruker. Alle analysene er gjort med ubetingede modeller, det vil si at vi estimerer sammenhenger som antas å være uavhengige av tilstanden i økonomien. I en utvidet analyse, hvor en bruker metoder som betinger på økonomiens tilstand, er det mulig at vi for eksempel kan identifisere makrosammenhenger som varierer med konjunkturer. Det finnes også metoder som mer direkte estimerer tidsvariasjon i de sammenhengene vi ser på, som for eksempel GARCH modellering. Vi har i vår analyse brukt relativt enkle metoder for å modellere forventninger i makrovariable. Dette gir mye støy i beregninger av innovasjoner. Her er det klart mulig å bruke mere avanserte metoder for estimering av forventningsdannelse. I denne sammenheng vil vi også peke på muligheten for å bruke faktoranalyse for å trekke ut mer presis informasjon fra makrovariablene. Når vi undersøker om det er noen risikopremie knyttet til makrovariable, undersøker vi om disse variable er proxyer på den sanne underliggende variabelen m . Altså kan det tenkes at hver enkelt av variablene har elementer av den sanne m i seg, men at det er for mye støy i hver separat variabel til at vi får et presist nok anslag på m . En faktoranalyse trekker ut den eller de faktorene som på best måte fanger opp samvariasjonen i et større sett av variable. På denne måten får vi trukket ut noen få variable som kan være mer presise proxyer for de underliggende variasjonene (konjunkturerne) enn de enkelte variablene alene. Disse faktorene vil kunne danne grunnlaget for en

videre analyse av om tidsvariasjoner i makrovariable er viktige for den relative prisingen av aksjer.

Referanser

- A. Acharya and L. Pedersen. Asset pricing with liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 77:375–410, 2005.
- A Ali, L Hwang, and M A Trombleya. Arbitrage risk and book-to-market anomaly. *Journal of Financial Economics*, 69:355–373, 2003.
- A. Arbel and P. Strebhel. Pay attention to neglected firms! *Journal of Portfolio Management*, 9 (Winter):37–42, 1983.
- Rolf W. Banz. The relationship between return and the market value of common stocks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14: 421–441, 1981.
- Fischer Black, Michael Jensen, and Myron Scholes. The capital asset pricing model: Some empirical tests. In Michael C. Jensen, editor, *Studies in the Theory of Capital Markets*, pages 79–121. Praeger, New York, 1972.
- John Y. Campbell and Tuomo Vuolteenaho. Bad beta, good beta. Technical report, National Bureau of Economic Research Working Paper: 9509, February 2003.
- M. Carhart. On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52:57–82, 1997.
- Kalok Chan, Allaudeen Hameed, and Wilson Tong. Profitability of momentum strategies in the international equity markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(2):153–172, June 2000.
- Long Chen and Xinlei Zhao. What drives stock price movement? 2007.
- Nai-Fu Chen, Richard Roll, and Stephen A. Ross. Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59(3):383–403, 1986.
- J. Cochrane. A cross-sectional test of an investment-based asset pricing model. *Journal of Political Economy*, 104(3):572–621, 1996.
- J. Cochrane. *Asset pricing*. Princeton University Press, Princeton, N.J., 2001.
- John Cochrane. *Asset Pricing*. Princeton University Press, revised edition, 2005.
- G. Constantinides. Capital market equilibrium with transaction costs. *Journal of Political Economy*, 94:842–862, 1986.
- Elroy Dimson and Paul Marsh. Murphy’s law and market anomalies. *Journal of Portfolio Management*, Winter 1999.
- Eugene F. Fama. Stock returns, expected returns, and real activity. *Journal of Finance*, 45(4): 1089–1108, September 1990.
- Eugene F. Fama and Kenneth R. French. The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2):427–65, 1992.
- Eugene F. Fama and Kenneth R. French. Common risk factors in the returns on stock and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1): 3–56, 1993.
- Eugene F. Fama and Kenneth R. French. Size and book-to-market factors in earnings and returns. *Journal of Finance*, 50:131–156, 1995.
- Eugene F. Fama and Kenneth R. French. Multi-factor explanations of asset pricing anomalies. *Journal of Finance*, 51(1):55–84, March 1996.
- Eugene F. Fama and Kenneth R. French. Value versus growth: The international evidence. *Journal of Finance*, 53(6):1975–1999, 1998.
- William H Greene. *Econometric Analysis*. Prentice–Hall, third edition, 1997.
- Mark Grinblatt and Bing Han. Prospect theory, mental accounting, and momentum. *Journal of Financial Economics*, 78:243–462, 2005.
- Lars P. Hansen. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4):1029–1054, July 1982.
- Narasimhan Jegadeesh and Sheridan Titman. Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48(1):65–91, 1993.
- Narasimhan Jegadeesh and Sheridan Titman. Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations. *Journal of Finance*, 56:699–720, April 2001.
- Josef Lakonishok, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny. Contrarian investment, extrapolation and risk. *Journal of Finance*, 49:1541–1578, 1994.
- Owen A Lamont. Economic tracking portfolios. *Journal of Econometrics*, 105:161–184, 2001.

- Rafael LaPorta, Josef Lakonishok, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny. Good news for value stocks: Further evidence on market efficiency. *Journal of Finance*, 52(2):859–874, June 1997.
- Jimmy Liew and Maria Vassalou. Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth? *Journal of Financial Economics*, 57(2):221–245, August 2000.
- John Lintner. The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47:13–37, February 1965.
- W. Liu. A liquidity-augmented capital asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 82:631–671, 2006.
- E. Maug and N. Naik. Herding av delegated portfolio management: the impact of relative performance on asset allocation. IFA Working Paper no 223, 1996.
- Robert C. Merton. An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica*, 41(5):867–887, September 1973.
- Jan Mossin. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica*, 34(4):768–783, October 1966.
- Randi Næs, Johannes Skjeltorp, and Bernt Arne Ødegaard. Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs? Working Paper Series, Norges Bank, ANO 2007/8, December 2007.
- L. Pastor and R. Stambaugh. Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111(3):642–685, 2003.
- Richard W. Roll. A critique of the asset pricing theory's tests. *Journal of Financial Economics*, 4:129–176, 1977.
- Barr Rosenberg, Kenneth Reid, and Ronald LaStein. Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11:9–17, 1984.
- Stephen A. Ross. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13:341–360, December 1976.
- K. Geert Rouwenhorst. International momentum strategies. *Journal of Finance*, 55:1217–1269, 1998.
- Ronnie Sadka. Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk. *Journal of Financial Economics*, 80:309–349, 2006.
- William F. Sharpe. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19:425–442, 1964.
- Hersh Shefrin and Meir Statman. The disposition to sell winners too early and ride losers too long: Theory and evidence. *Journal of Finance*, pages 777–790, 1985.
- Andrei Shleifer and Robert Vishny. The limits to arbitrage. *Journal of Finance*, 52(1):35–55, 1997.
- Douglas J. Skinner and Richard G. Sloan. Earnings surprises, growth expectations, and stock returns or don't let an earnings torpedo sink your portfolio. University of Michigan Business School Working Paper, January 2000.
- Maria Vassalou. News related to future gdp growth as a risk factor in equity returns. *Journal of Financial Economics*, 68(1):47–73, 2003.
- Maria Vassalou and Kodji Apeljinou. Corporate innovation and its effects on equity returns. 2003.
- Maria Vassalou and Yuhang Xing. Default risk in equity returns. *Journal of Finance*, LIX(2):831–868, 2004.
- D. Vayanos. Transactions costs and asset prices: a dynamic equilibrium model. *Review of Financial Studies*, 11:1–58, 1998.