

ANO 2007 / 8

Oslo

12. desember 2007

Working Paper

Forskningsavdelingen

Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs?

av

Randi Næs, Johannes Skjeltop og Bernt Arne Ødegaard

Working papers fra Norges Bank kan bestilles over e-post:
tjenestetorget@norges-bank.no
eller ved henvendelse til:
Norges Bank, Abonnementservice
Postboks 1179 Sentrum
0107 Oslo
Telefon 22 31 63 83, Telefaks 22 41 31 05

Fra 1999 og senere er publikasjonene tilgjengelige som pdf-filer
på www.norges-bank.no, under "Publikasjoner".

Working papers inneholder forskningsarbeider
og utredninger som vanligvis
ikke har fått sin endelige form.
Hensikten er blant annet at forfatteren
kan motta kommentarer fra kolleger
og andre interesserte.

Synspunkter og konklusjoner i arbeidene
står for forfatterens regning.

*Working papers from Norges Bank can be ordered by e-mail:
tjenestetorget@norges-bank.no
or from Norges Bank, Subscription service,
P.O.Box. 1179 Sentrum
N-0107Oslo, Norway.
Tel. +47 22 31 63 83, Fax. +47 22 41 31 05*

*Working papers from 1999 onwards are available as pdf-files on the bank's
web site: www.norges-bank.no, under "Publications".*

*Norges Bank's working papers present
research projects and reports
(not usually in their final form)
and are intended inter alia to enable
the author to benefit from the comments
of colleagues and other interested parties.*

*Views and conclusions expressed in working papers are
the responsibility of the authors alone.*

ISSN 0801-2504 (printed) 1502-8143 (online)

ISBN 978-82-7553-402-4 (trykt), 978-82-7553-403-1 (online)

Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs?

Randi Næs*

Norges Bank

Johannes A. Skjeltorp†

Norges Bank

Bernt Arne Ødegaard

Handelshøyskolen BI

12. desember 2007

JEL kode : G12; E44

Nøkkelord: Verdsetningsmodeller, Flerfaktormodeller, Generalized Method of Moments

*Takk til Sigbjørn Atle Berg, Lorán Chollete, Bent Vale, Sindre Weme og deltagere på FST sitt Verdipapir-markedsforum for nyttige kommentarer.

†Kontaktinformasjon. Adresse: 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

Sammendrag

I denne rapporten analyserer vi avkastningsmønsteret på Oslo Børs over perioden 1980-2006. Formålet med rapporten er å analysere drivkreftene bak kursutviklingen i det norske aksjemarkedet. Et viktig siktemål med analysen er dessuten å undersøke i hvilken grad hovedresultatene fra tilsvarende analyser av andre lands aksjemarkeder også gjelder for det norske markedet.

Innenfor finansiellitteraturen er det vanlig å forklare aksjeavkastning ut fra flerfaktormodeller der investorer krever kompensasjon for å være eksponert mot markedsrisiko samt faktorer som påvirker framtidige konsum- og investeringsmuligheter. Teorien gir oss imidlertid ikke identiteten til hvilke risiki som er systematiske. De må derfor estimeres empirisk. Hovedresultatene for andre lands aksjemarkeder er at investorer krever kompensasjon for å investere i små selskaper, selskaper med høy bokført verdi relativt til markedsverdi (såkalte "value" selskaper) og selskaper som nylig har hatt høy avkastning. Det er usikkert hva de underliggende drivkreftene for disse selskaps-spesifikke karakteristikkene er, men enkelte studier antyder at de er knyttet til makroøkonomiske forhold som konjunktursituasjon og konkurserisiko. Direkte sammenhenger mellom aksjeavkastning og utviklingen i makrovariable har imidlertid vært vanskelig å dokumentere.

Vår analyse viser 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 industriktorene 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 risikopremier 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; porteføljearkastningen 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.

De dokumenterte sammenhengene mellom aksjeavkastning og variable som ofte knyttes til konjunktursituasjonen er viktige. I en utvidet analyse kan vi bruke disse variablene til å predikere forventet avkastning og risikopremier i aksjemarkedet. Det faktum at vi finner få sammenhenger mellom aksjeavkastning og innovasjoner i makrovariable som bør være relevante for kursutviklingen kan tyde på at aksjemarkedet er en ledende indikator for makroøkonomien heller enn omvendt. En videre analyse av slike sammenhenger bør også være interessant.

Innhold

1	Innledning	1
2	Oslo Børs 1980-2006	4
2.1	Organisering av markedsplassen	4
2.2	Sektorsammensetning	5
2.3	Markedsstørrelse og aktivitet	5
2.4	Lønnsomhet	11
3	Empirisk analyse av drivkrefter for avkastningen	12
3.1	Enkle porteføljesorteringer basert på CAPM anomalier	12
3.1.1	Selskapsstørrelse	13
3.1.2	Bokført verdi relativt til markedsverdi	13
3.1.3	Momentum	14
3.1.4	Likviditet (transaksjonskostnader)	16
3.2	Metode for estimering av faktormodeller	19
3.2.1	GMM estimering innenfor et SDF rammeverk	20
3.3	Kapitalverdimodellen	21
3.3.1	CAPM basert på en markedsindeks for Oslo Børs	22
3.3.2	CAPM basert på internasjonale markedsindekser	26
3.4	Flerfaktormodeller basert på empirisk motiverte faktorer	27
3.5	Hva forklarer empirisk motiverte faktorer?	31
3.5.1	Risikobaserte forklaringer	31
3.5.2	Andre forklaringer	33
3.6	Flerfaktormodeller basert på makrovariable	35
3.6.1	Relevante makrovariable	35
3.6.2	Oljepris	37
3.6.3	Andre makrovariable	40
4	Oppsummering	45
A	Litteraturoversikt	48
B	Beskrivelse av variable	51
C	Konstruksjon av risikofaktorer	52
C.1	Fama French faktorene	52
C.2	Momentum	52
C.3	Statistikk for risikofaktorer på Oslo Børs	54
D	Detaljerte estimeringsresultater - porteføljesorteringer	56
E	Konstruksjon av innovasjoner i makrovariablene	59
F	Tester med makrovariable uten markedsporteføljen	60

1 Innledning

Denne rapporten inngår som en del Norges Banks arbeid med oppfølging og analyse av utviklingen i verdipapirmarkedene. Formålet med rapporten er å analysere drivkreftene bak kursutviklingen i det norske aksjemarkedet. Hensikten med Norges Banks oppfølging av aksjemarkedene er å kunne oppdage ubalanser og spenninger som i neste omgang kan true stabiliteten i det finansielle systemet. Det er altså først og fremst faktorer som påvirker hele eller store deler av markedet som er av interesse.

En analyse av hvilke faktorer som driver kursene på Oslo Børs kan utformes på flere måter. Den enkleste måten vil være å estimere en regresjonsmodell av typen,

$$R_t^M = \beta^1 f_t^1 + \dots + \beta^n f_t^n + \epsilon_t \quad (1)$$

der R_t^M er en tidsserie med avkastningstall for hovedindeksen på Oslo Børs, β 'ene er koeffisienter som viser den estimerte innvirkningen på indeksavkastningen av et sett av n makrovariable f og ϵ er et feilledd. Det finnes flere slike studier av Oslo Børs. Studiene viser typisk at det er en positiv sammenheng mellom avkastningen på Oslo Børs og oljeprisen samt at avkastningen i det norske markedet samvarierer med avkastningen på andre lands aksjeindekser.

Et problem med denne typen analyser er at de kun baserer seg på tidsserieegenskapene til den aggregerte markedsavkastningen. Dette innebærer at man utelater informasjon om avkastningen på kryss av selskaper og at man ikke tar hensyn til at selskaps- og sektorvekter varierer over tid. Estimerer knyttet til faktorer som historisk sett har vært viktige for å forklare markedsavkastningen sier noe om hva som har hatt betydning for de største selskapene/sektorene i markedet. Dette er spesielt viktig i en analyse av det norske markedet hvor noen få selskaper utgjør en høy andel av markedsverdien. Konklusjoner basert på en analyse tilsvarende (1) kan derfor gi et misvisende bilde av hva som er viktige forklaringsfaktorer for selskaper i tverrsnitt. I tillegg vil man ikke tilegne seg noen kunnskap om hvilke faktorer som påvirker selskapers inntjening og risiko innenfor de forskjellige sektorene eller om det er noen faktorer som er viktige på kryss av alle sektorer.

En mer grunnleggende analyse av aksjemarkedet vil typisk ta utgangspunkt i verdien av markedet. Verdien av Oslo Børs kan uttrykkes som nåverdien av alle forventede framtidige kontantstrømmer fra de selskapene som er notert på børsen, neddiskontert med et avkastningskrav som reflekterer risikoen til kontantstrømmene. Matematisk kan dette uttrykkes som,

$$P_t^M = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t}{1 + r_f + E[er]} \quad (2)$$

hvor P_t^M er verdien av markedet på tidspunkt t , D_t er kontantstrømmen fra alle selskapene på tidspunkt t som diskonteres med den risikofrie renten (r_f) og en risikopremie knyttet til hvor usikre kontantstrømmene er, $E[er]$. Verdien av markedet i (2) kan videre dekomponeres til en

vektet sum av verdiene til de underliggende industrisektorindeksene,

$$P_t^M = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t}{1+r_f+E[er]} = \left\{ \begin{array}{l} \omega_t^1 \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t^1}{1+r_f+E[er_1]} \\ \vdots \\ + \\ \vdots \\ + \omega_t^i \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t^i}{1+r_f+E[er_i]} \\ + \omega_t^n \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t^n}{1+r_f+E[er_n]} \end{array} \right. \quad (3)$$

hvor $i \in \{1, \dots, n\}$ er sektorindeksene og ω_i er vekten til en sektor i . De to nåverdiformlene viser at en faktor som systematisk påvirker markedsavkastningen kan gjøre dette gjennom forventede kontantstrømmer, risikofri rente, risikopremien eller kombinasjoner av disse. Kjennskap til hvilke kanaler en forklaringsvariabel virker gjennom vil åpenbart være av interesse. Skyldes for eksempel en positiv samvariasjon mellom hovedindeksen og innovasjoner i 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? Ved å utvide analysen til sektornivå kan vi ta hensyn til at forventede kontantstrømmer og eksponering mot risikofaktorer kan være forskjellige i ulike industrisektorer og at sektorvektene varierer over tid.

Felles for alle teoretiske verdsettingsmodeller er at priser (på aksjer eller andre verdipapirer) bestemmes ut fra i hvor stor grad avkastningen samvarierer med investorenes marginalnytte av formue. 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. I nyere finansiell litteratur er det vanlig å uttrykke prismodeller innenfor et slik generelt rammeverk som,

$$P_i = E[mx_i] \quad (4)$$

hvor P_i er prisen på et aktivum i , x_i er den forventede fremtidige kontantstrømmen fra aktivet og m er et uttrykk for marginalnyttens av formue (også kalt den intertemporale substitusjonselastisiteten, den stokastiske diskonteringsfaktoren (SDF) eller prisingskjernen). En vil ofte være eksplisitt på at prisen P regnes ut på tidspunkt t som en forventning av kontantstrømmer på tidspunkt $t+1$, og skrive uttrykket som i (5):

$$P_{it} = E_t[m_{t+1}x_{i,t+1}] \quad (5)$$

Forskjellige verdsettingsmodeller gir forskjellige spesifikasjoner av m . Uavhengig av modell kan man imidlertid tenke på m som en motsyklisk variabel som er høy i dårlige tider og lav i gode tider. Det generelle rammeverket i (4) danner også utgangspunkt for den estimeringsmetoden som i dag er mest vanlig å bruke når man tester verdsettingsmodeller.

For praktiske formål er det mest hensiktsmessig å analysere aksjemarkedet på endringsform, det vil si med utgangspunkt i avkastningen. Rent pedagogisk er det dessuten enklere

å ta utgangspunkt i en spesifikk verdsettingsmodell heller enn den generelle modellen i ligning (4). Som vi skal se er det generelle rammeverket imidlertid svært nyttig når man skal tolke sammenhenger mellom aksjemarkedet og makroøkonomiske variable.

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

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

men hvis vi lar er_i være meravkastningen (excess return) for aksjen, og $\lambda_m = E[r_m] - r_f$ betegne markedets risikopremie, ser vi at CAPM også kan uttrykkes som

$$E[er_i] = \lambda_m \beta_m^i, \tag{6}$$

hvor $E[er_i]$ er forventet avkastning på et selskap i utover den risikofrie renten, β_m^i er et mål på selskapets eksponering mot markedsporteføljen, og λ_m er risikopremien knyttet til det å holde en enhet markedsrisiko.¹ CAPM formaliserer på en enkel måte ideen om at forventet avkastning på et verdipapir bør være høyere desto mer risikabelt verdipapiret er.² 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 arbitrasjeprisingsmodellen (APT).

Både ICAPM og APT kan uttrykkes på følgende form,

$$E[er_i] = \sum_j \lambda_j \beta_j^i \tag{8}$$

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 at investorer med lengre investeringshorisonter vil ønske å sikre seg mot framtidig reinvesteringsrisiko.³ 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. ICAPM sier i utgangspunktet ingenting om identiteten til tilstandsvariablene. 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

¹ Alle verdsettingsmodeller kan skrives på meravkastningsform som $E[er_i] = -r_f \text{cov}(\mathbf{m}, er_i)$ hvor den spesifikke verdsettingsmodellen (er_m i CAPM versjonen) byttes ut med \mathbf{m} . Uttrykket sier det samme som CAPM, bare med motsatt fortegn: Selskaper som har en positiv samvariasjon med \mathbf{m} (dvs gir en høy avkastning når aktørene verdsetter konsum høyt) har en lavere forventet avkastning (høyere pris). På samme måte kan det tradisjonelle diskonteringsuttrykket i formel (2) og (3) kunne skrives som,

$$p_t^i = \sum_t \frac{E_t[D_{i,t+1}]}{1 + r_f - r_f \text{cov}(\mathbf{m}, er_i)} \tag{7}$$

² Investorer 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.

³ Beskrivelsen av ICAPM og APT er hentet fra kapittel 9 i Cochrane (2000).

da formuen er lav (og marginalnyttan av formue er høy). I tillegg kommer variable eller nyheter som kan påvirke investorenes framtidige konsummuligheter, for eksempel BNP eller inflasjon.⁴ 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 realiserte avkastningen på aksjer og enkle arbitrasjeargumenter kan utlede at forventet avkastning vil være gitt av en flerfaktormodell av typen beskrevet i (8).

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 fremtidig avkastning.⁵ I empiriske studier basert på flerfaktormodeller betyr det ikke så mye hvilken modell (spesifikasjon av m) som danner basis for de faktorene som er med i regresjonene. Forskjellen mellom å estimere en modell av typen (8) istedenfor den enkle modellen beskrevet i (1) er derfor først og fremst at man utnytter informasjon fra tverrsnittsdata. Altså må en faktor som inngår i m både kunne forklare variasjoner i avkastning over tid og prise selskaper i tverrsnitt.

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 deskriptivt på sammenhengen mellom aksjeavkastningen og flere empiriske regulariteter funnet i andre lands aksjemarkeder, herunder størrelseseffekten, bok-til-marked effekten og momentumeffekten. Deretter konstruerer vi risikofaktorer basert på disse effektene og tester kapitalverdimodellen mot ulike flerfaktormodeller basert på empirisk motiverte risikofaktorer. Vi drøfter også ulike forklaringer på de empiriske risikofaktorene. Til slutt tester vi ulike flerfaktormodeller basert på makrovariable.

2 Oslo Børs 1980-2006

Vår analyse av det norske aksjemarkedet er basert på daglige data for alle verdipapirer notert ved Oslo Børs i perioden fra 1980 til 2006.⁶ 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 verdipapirer gjennom hele

⁴I 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.

⁵Eksempler på faktorer som langt på vei er basert på en APT-tankegang er Fama og French faktorene "size" og "value," se Fama og French (1993).

⁶Regnskapsdata, volum- og prisdata er fra Oslo Børs Informasjon (OBI).

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.⁷ 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.⁸ 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.

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 limitordrebook for hver aksje. Tilbud og etterspørsel etter en aksje registreres i aksjens ordrebook og en handel sluttes 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

Siden 1997 har sektorsammensetningen på Oslo Børs blitt definert i henhold til den internasjonale klassifiseringsstandarden GICS.¹⁰ 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. Navn, kode og tilhørende bransjegrupper for de 10 GICS sektorene er oppgitt i tabell 1. Energisektoren omfatter alle oljeselskapene. Materialesektoren 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.

2.3 Markedsstørrelse og aktivitet

Oslo Børs har vokst kraftig over perioden 1980-2006 både målt i omsetningsvolum og verdier. Dette er illustrert i Figur 2.3 ved utviklingen i månedstall for henholdsvis totalt handelsvolum og samlet markedsverdi for alle noterte selskaper. Tabellene 2 og 4 viser hvordan utviklingen i markedsstørrelse har vært fordelt på industrisektorer, målt i henholdsvis antall selskaper og markedsverdi.

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

⁷NOREX alliansen omfatter børsene i Oslo, Stockholm, Helsinki, København, Reykjavik, Tallinn, Riga og Vilnius. Bortsett fra Oslo Børs eies alle børsene av selskapet OMX.

⁸Se NOREX Medlemsregler Versjon 1.8 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.

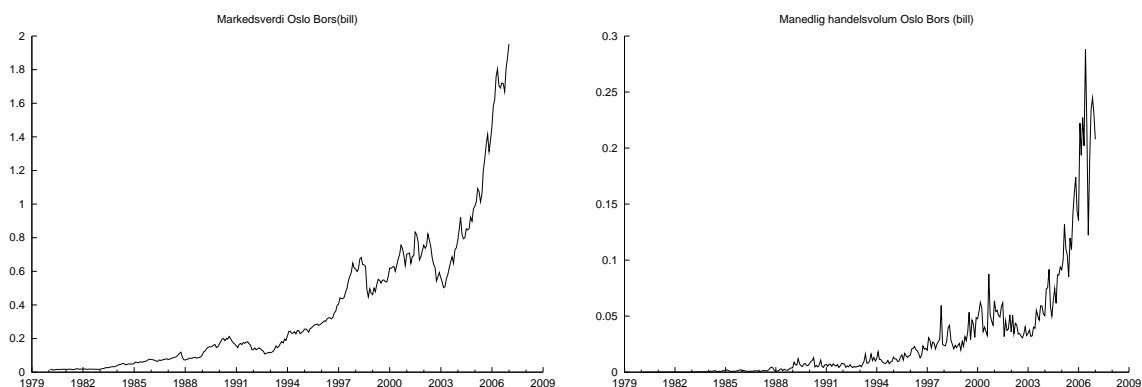
¹⁰GICS standarden (Global Industry Classification Standard) ble utviklet av Morgan Stanley Capital International (MSCI) og Standard & Poor.

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

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.



overkant av 1952 milliarder. Gjennomsnittlig selskapsverdi økte også 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. 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.

Selskapene på Oslo Børs er konsentrert i noen få sektorer. Fram til 1990 var de to dominerende sektorene Industri og Finans. Målt i antall selskaper har dette mønsteret endret seg over de siste 15 årene som følge av økt antall noterte selskaper innenfor IT sektoren og energisektoren og redusert antall selskaper innenfor industrisektoren. 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.

Et særtrekk ved Oslo Børs er at børsen alltid har vært dominert av et fåtall store selskaper. I tabell 4 oppgir vi derfor også samlet markedsvekt for de fire største selskapene på børsen. 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, Norsk Hydro og Telenor tilsammen over 53 prosent av den totale markedsverdien på Oslo Børs.

I tabell 3 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.

Fra 1980 til 2006 økte det årlige omsetningsvolum 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.

For å illustrere viktigheten av Oslo Børs i norsk økonomi viser vi i figur 2 verdien av alle aksjene på børsen relativt til årlig BNP. I 1980/81 var markedsverdien av alle selskapene på Oslo Børs 5 prosent av årlig BNP, ett tall som har steget til 90% i 2006.

Tabell 2 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

Tabell 3 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.

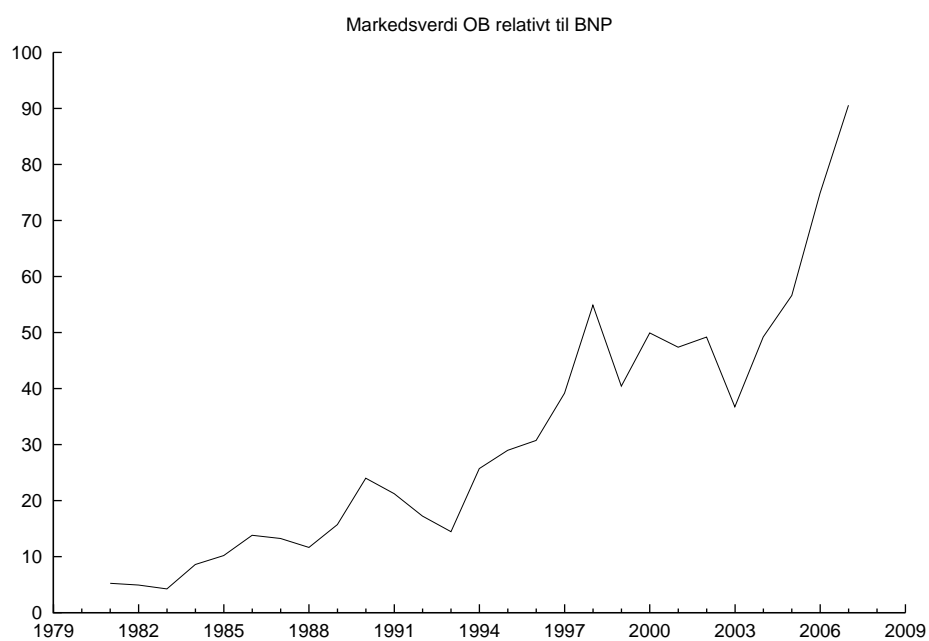
	Gjennomsnittlig markedsverdi for industrisektorer (mrd. NOK)									
	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55
<i>Hele perioden</i>										
1980-2006	20.75	6.99	31.46	6.15	7.49	5.65	17.52	5.36	2.86	0.38
<i>Delperioder</i>										
1980-1989	9.88	10.43	39.39	4.06	6.92	4.08	21.86	6.60	0.04	0.00
1990-1999	19.36	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

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 markedsverdivekter for de 10 GICS industrisektorene og markedsvekten til de fire største selskapene over perioden.

År	Totalt (mrd kr)	Gj.snitt (mrd kr)	Markedsverdivekt i % for industrisektorer (GICS)										% MV 4 største
			10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	
1980	16.5	0.17	11	9	58	1	2	1	18	1	-	-	70
1981	17.7	0.18	10	9	51	2	5	1	24	4	-	-	48
1982	17.0	0.15	8	8	39	3	5	2	28	6	-	-	46
1983	38.3	0.31	9	10	37	2	5	3	22	12	-	-	39
1984	51.5	0.36	9	11	31	4	7	3	23	12	-	-	28
1985	77.2	0.47	8	11	31	6	7	5	22	11	-	-	29
1986	77.7	0.45	7	11	34	8	10	4	24	10	0	-	26
1987	72.6	0.42	10	12	31	7	12	6	27	6	0	-	25
1988	102.2	0.65	10	10	43	5	8	9	15	3	0	-	42
1989	166.9	0.95	16	12	40	3	9	6	17	2	-	-	37
1990	156.3	0.84	21	8	40	3	10	7	16	2	-	-	41
1991	133.8	0.78	24	7	42	3	12	12	9	2	-	-	44
1992	115.1	0.68	19	6	41	5	15	12	9	2	-	-	52
1993	215.5	1.17	18	8	37	6	12	5	16	2	-	-	44
1994	254.3	1.30	16	8	41	6	6	5	18	1	-	-	40
1995	289.9	1.49	16	7	38	6	6	6	20	4	-	-	36
1996	404.5	1.96	24	5	36	6	7	3	18	5	1	1	33
1997	614.2	2.46	25	3	29	10	6	9	15	5	1	1	29
1998	460.9	1.71	15	4	27	15	6	7	18	5	2	1	36
1999	619.2	2.35	16	5	28	16	6	6	17	11	4	1	32
2000	701.9	2.71	10	5	27	10	8	8	17	11	13	1	34
2001	755.8	3.06	25	4	23	6	6	8	15	7	9	1	49
2002	562.8	2.49	43	4	9	6	7	8	15	4	9	1	54
2003	784.3	3.60	43	4	6	8	5	9	16	4	10	1	53
2004	986.9	4.77	43	3	10	9	6	8	14	4	10	1	52
2005	1456.8	6.07	53	3	11	6	6	0	11	4	8	1	57
2006	1952.7	7.51	50	2	10	5	6	0	11	6	10	1	61

Figur 2 Markedsverdi av selskapene notert på Oslo Børs relativt til BNP (prosent)



Figuren viser utviklingen i markedsverdien av alle selskapene på Oslo Børs, i prosent av årlig bruttonasjonalprodukt. Tall for BNP er hentet fra SSB.

2.4 Lønnsomhet

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.

Tabell 5 Historisk avkastning 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	Standardavvik	Gjennomsnittlig ant.selsk.	T
10	Energi	1980	2006	2.59	9.89	18.6	324
15	Materialer	1980	2006	2.07	8.64	7.8	324
20	Industri	1980	2006	1.98	6.38	32.4	324
25	Forbruksvarer	1980	2006	1.71	6.72	12.1	324
30	Konsumentvarer	1980	2006	2.10	6.58	6.8	324
35	Helsevern	1980	2006	1.92	9.78	3.6	324
40	Finans	1980	2006	1.46	5.18	28.6	324
45	Informasjonsteknologi (IT)	1980	2006	2.74	11.80	11.9	324
50	Telekommunikasjon og tjenester	1987	2006	1.36	11.75	1.2	140
55	Forsyningsselskaper	1996	2006	1.27	6.99	2.4	132

Panel B: Korrelasjonen mellom avkastning på industriporteføljer

	Energi	Materialer	Industri	Forbruk	Konsument	Helse	Finans	IT	Telekom
Materialer	0.55								
Industri	0.73	0.65							
Forbruk	0.52	0.54	0.64						
Konsument	0.55	0.51	0.59	0.53					
Helse	0.39	0.36	0.46	0.42	0.35				
Finans	0.62	0.58	0.70	0.64	0.60	0.36			
IT	0.53	0.36	0.48	0.49	0.45	0.47	0.45		
Telekom	0.37	0.26	0.36	0.42	0.29	0.50	0.38	0.57	
Forsyning	0.32	0.22	0.43	0.24	0.41	0.21	0.41	0.31	0.26

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). 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 teorien ble de karakterisert som "anomalier." I en viktig artikkel viser Fama og French (1993) at en empirisk motivert flerfaktormodell basert på markedsrisiko og to av anomaliene hadde betydelig bedre forklaringskraft på 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 sterk 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 anomaliene 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 kapitlet undersøker vi hvilke modellspesifikasjoner som best kan forklare avkastningen på Oslo Børs fra 1980 til 2006. Innledningsvis undersøker vi betydningen av anomalier i det norske aksjemarkedet ved hjelp av noen enkle porteføljesorteringer. Deretter går vi kort gjennom den estimeringsmetoden vi har valgt å bruke for å teste ulike prismodeller. Vi presenterer først resultatene fra estimeringer av CAPM på porteføljer sortert på markedsrisiko, industrisektorer og de ulike anomaliene. Deretter presenterer vi resultater fra estimeringer av flerfaktormodeller basert på de empirisk motiverte risikofaktorene og oppsummerer litteraturen som prøver å finne de underliggende drivkreftene bak disse faktorene. Endelig presenterer vi resultater fra estimering av flerfaktormodeller basert på makrovariable.

3.1 Enkle porteføljesorteringer basert på CAPM anomalier

De tre CAPM anomaliene - selskapsstørrelse, bokført verdi relativt til markedsverdi (B/M) og persistens i avkastning (momentum) - ble i utgangspunktet oppdaget i det amerikanske markedet. Anomaliene har imidlertid vist seg å være bemerkelsesverdig konsekvente både på kryss av markeder og over tidsperioder. En fjerde selskapskarakteristikk som ofte knyttes til CAPM anomaliene er likviditet. I dette avsnittet undersøker vi ved hjelp av porteføljesorteringer om disse fire karakteristikkenes også har hatt betydning for avkastningsmønsteret i det norske markedet. I avsnitt 3.4 foretar vi formelle tester av sammenhengen mellom CAPM anomaliene og risikojustert avkastning. Her går vi også gjennom den litteraturen som forsøker å forklare hvorfor slike karakteristikker kan forklare avkastning.

3.1.1 Selskapsstørrelse

Størrelseeffekten er en empirisk regularitet som viser at investeringer i små selskaper i gjennomsnitt har gitt en risikojustert meravkastning relativt til investeringer i store selskaper. Størrelseeffekten ble først dokumentert for de amerikanske aksjemarkedet over perioden 1936-1975 av Banz (1981). Etter Banzs studie ble størrelseeffekten dokumentert i tilsvarende studier i 17 andre land, noe som i følge Dimson og Marsh (1999) gjør størrelseeffekten til den mest dokumenterte aksjemarkedsanomalien i verden. Størrelseeffekten 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 Banzs publiserte sine resultater, mens den over den korte perioden fra 2000 igjen har vært gjennomgående positiv.

For å undersøke størrelseeffekten i Norge bruker vi en porteføljesorteringsmetode hvor vi konstruerer porteføljer basert på selskapenes markedsverdi ved utgangen av foregående år. Porteføljene holdes fast gjennom året og rebalanseres ved begynnelsen av hvert år. Ved å basere porteføljene på karakteristika ved selskapene ex-ante, sikrer vi at de representerer implementerbare handlestrategier. Merk imidlertid at metoden ikke justerer størrelseeffekten for markedsrisiko. Tabell 6 viser meravkastningen til 10 porteføljer sortert på størrelse for hele perioden 1980-2006. Portefølje 1 inneholder de minste selskapene mens portefølje 10 inneholder de største selskapene.

Tabell 6 viser en positiv differanseavkastning i perioden; de minste selskapene har hatt høyest meravkastning og avkastningen faller nesten monotont med størrelse. Gjennomsnittlig differanseavkastning mellom en portefølje bestående av de største selskapene og en portefølje bestående av de minste selskapene har over hele perioden vært på mer enn 2% per måned. Det ser altså ut til at vi også har hatt en størrelseeffekt i det norske aksjemarkedet. En interessant observasjon er dessuten at størrelseeffekten synes å ha vært positiv over en tidsperiode der den var negativ i andre land. I panel B av tabellen ser vi at differanseavkastningen mellom små og store selskaper har vært positiv også for delperioder, men har falt over tid. Den siste kolonnen i tabellen viser resultatet av en test for om differanseavkastningen mellom de to porteføljene er signifikant forskjellig fra null. For den siste perioden 2000-2006 finner vi ikke støtte for at det har vært en signifikant forskjell i avkastningen mellom store og små selskaper.

3.1.2 Bokført verdi relativt til markedsverdi

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 o.a. (1984), Fama og French (1992) og Lakonishok o.a. (1994)) finner at selskaper som har høy bokført verdi relativt til markedsverdi har en systematisk høyere markedsrisikojustert avkastning enn selskaper med lav bokført verdi relativt til markedsverdi.

For å undersøke om det har vært noen systematiske avkastningsforskjeller mellom selskaper med høy og lav B/M i det norske markedet konstruerer vi porteføljer på tilsvarende måte som for størrelseeffekten. Tabell 7 viser resultatene fra denne analysen. Portefølje 1 (10) inneholder selskaper med lavest (høyest) B/M. Portefølje 10 gir i gjennomsnitt en (ikke risikojustert) meravkastning på rundt 0.7% per måned sammenlignet med portefølje 1. Det er betydelig, men langt lavere enn differanseavkastningen knyttet til selskapsstørrelse. Sammenhengen mellom avkastning og B/M er dessuten mindre systematisk enn hva vi fant for størrelseeffekten. I tabellens panel B viser vi avkastningen for de to ekstremporteføljene konstruert basert på selskapenes B/M verdi for tre delperioder. Vi ser at B/M effekten har vært mest dominerende i første del

Tabell 6 Månedlig meravkastning for porteføljer sortert på selskapsverdi

Månedlig prosentvis meravkastning (avkastning ut over risikofri rente) for 10 porteføljer sortert på markedsverdi av utestående aksjer. Porteføljene rebalanseres ved slutten av hvert år. I panel B viser tabellen gjennomsnittlig månedlig avkastning (i prosent) for delperioder for en portefølje som består av de 10% av selskapene som har hatt lavest verdi (Portf.1) og en portefølje som består av de 10% av selskapene som har hatt høyest verdi (Portf.10).

Panel A: Hele perioden 1980-2006.

Portefølje	Meravkastning					Antall aksjer		
	snitt	(stdavvik)	min	median	max	min	median	max
1	2.66	(7.9)	-19.0	1.59	45.5	4	12	18
2	1.94	(7.1)	-18.8	1.77	31.1	3	12	18
3	1.08	(7.2)	-23.9	0.97	32.3	3	12	18
4	1.12	(7.2)	-24.6	1.10	26.1	3	12	18
5	1.42	(7.2)	-15.8	1.03	52.5	3	12	17
6	1.16	(6.7)	-30.4	1.15	26.9	4	13	18
7	0.87	(7.4)	-25.3	0.86	47.0	3	12	18
8	0.80	(7.0)	-24.9	0.95	18.8	3	12	18
9	0.69	(8.0)	-29.7	0.96	22.4	3	12	18
10	0.44	(7.1)	-30.2	0.70	24.2	3	12	17

Panel B: Delperioder

	Små selsk. (Portf.1)	Store selsk. (Portf.10)	Diff.	t-test diff=0
1980-1989	8.14	1.80	6.34	4.48
1990-1999	4.51	1.50	3.01	3.66
2000-2006	2.44	1.96	0.48	0.92

av perioden, og at differanseavkastningen ikke er signifikant for de to siste delperiodene.

3.1.3 Momentum

Jegadeesh og 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.¹¹ 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 o.a. (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

Tabell 8 viser månedlig avkastning på porteføljer sortert på momentum i det norske aksjemarkedet. Portefølje 1 består av selskapene med lavest avkastning året før mens portefølje 10 består av selskapene med høyest avkastning året før. Differanseavkastningen mellom portefølje 10 og portefølje 1 var i gjennomsnitt 0.44% per måned. Avkastningen øker imidlertid ikke monotont med momentum. Også for delperioder ser vi i panel B av tabellen liten støtte for at det har vært en signifikant momentum effekt. Differanseavkastningen skifter også fortegn for den andre delperioden.

¹¹ Jegadeesh og Titman (1993) er basert på data fra det amerikanske aksjemarkedet over perioden 1965 til 1989. Jegadeesh og Titman (2001b) viser at momentumstrategier også var lønnsomme på nittitallet.

¹² Se Jegadeesh og Titman (2001a) for en oversikt over momentum litteraturen.

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

Tabell 7 Månedlig meravkastning på porteføljer sortert på B/M

Data for 1980–2006. Månedlig prosentvis meravkastning for 10 porteføljer sortert på B/M. Porteføljene rebalanseres ved slutten av hvert år. I panel B viser tabellen gjennomsnittlig månedlig avkastning (i prosent) for delperioder for en portefølje som består av de 10% av selskapene som har hatt lavest B/M verdi (Portf.1) og en portefølje som består av de 10% av selskapene som har hatt høyest B/M verdi (Portf.10).

Panel A: Perioden 1980-2006.

Portefølje	Meravkastning					Antall aksjer		
	snitt	(stdavvik)	min	median	max	min	median	max
1	1.28	(9.5)	-26.6	0.46	63.4	4	11	18
2	1.21	(8.4)	-24.5	1.01	44.2	3	11	17
3	0.92	(7.1)	-24.6	0.83	23.8	4	11	18
4	0.41	(7.1)	-23.0	0.86	26.4	2	11	17
5	1.47	(7.0)	-26.9	1.25	22.8	4	11	17
6	1.35	(7.8)	-21.2	0.89	66.7	4	11	18
7	1.54	(7.5)	-22.6	1.59	45.8	3	11	17
8	1.51	(8.0)	-38.2	1.67	32.1	3	11	18
9	1.90	(7.3)	-22.4	1.71	26.3	4	11	17
10	1.99	(8.4)	-25.9	1.30	37.4	3	10	17

Panel B: Delperioder.

	Lav B/M (Portf.1)	Høy B/M (Portf.10)	Diff. Høy-Lav	t-test diff=0
1980-1989	2.65	4.82	2.167	2.14
1990-1999	2.89	3.33	0.434	0.47
2000-2006	2.51	4.34	1.829	1.82

Tabell 8 Månedlig meravkastning for porteføljer sortert på momentum.

Data for 1980–2006. Månedlig prosentvis avkastning for 10 porteføljer sortert på momentum. Momentum er definert som avkastningen fra januar fram til porteføljene rebalanseres ved slutten av året. Panel B: Tabellen viser gjennomsnittlig månedlig avkastning (i prosent) for delperioder for en portefølje som består av de 10% av selskapene som hadde lavest avkastning forrige år (Portf.1) og en portefølje som består av de 10% av selskapene som hadde høyest avkastning forrige år (Portf.10).

Panel A: Hele perioden

Portefølje	Meravkastning					Antall aksjer		
	snitt	(stdavvik)	min	median	max	min	median	max
1	1.40	(7.5)	-23.7	1.16	27.2	4	14	20
2	0.95	(6.8)	-28.7	1.08	21.5	3	13	20
3	0.85	(7.5)	-26.1	0.67	23.3	3	12	20
4	1.19	(8.7)	-28.2	0.40	37.9	2	11	19
5	1.24	(6.6)	-23.6	0.80	23.7	3	12	20
6	0.85	(6.2)	-19.7	0.69	26.1	3	12	20
7	1.18	(6.3)	-16.6	1.06	24.3	4	13	20
8	1.23	(6.2)	-23.8	0.54	20.4	3	13	20
9	1.44	(6.9)	-22.3	1.32	35.0	3	13	20
10	1.82	(7.6)	-23.0	1.45	31.7	3	13	20

Panel B: Delperioder.

	lav MOM (Portf.1)	Høy MOM (Portf.10)	Diff. Høy-Lav	t-test diff=0
1980-1989	2.51	4.18	1.666	1.84
1990-1999	3.72	1.97	-1.756	-1.96
2000-2006	2.48	3.50	1.021	0.86

3.1.4 Likviditet (transaksjonskostnader)

En karakteristikk som ofte knyttes til CAPM anomaliene 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 og Pedersen (2005), Liu (2006) og Sadka (2006). Disse resultatene antyder at de observerbare anomaliene i avkastningsmønster både på kryss av selskaper og over tid kan være utslag av urealistiske antakelser i CAPM om statiske og friksjonsløse markeder.¹⁴

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.

Tabell 9 Månedlig meravkastning for porteføljer sortert på relativ spread.

Data for 1980–2006. Månedlig prosentvis avkastning for 10 porteføljer sortert på relativ spread. Relativ spread beregnes som forskjellen mellom laveste salgskurs og høyeste kjøpskurs delt på midtkursen. Porteføljene rebalanseres ved slutten av hvert år. Panel B: Tabellen viser gjennomsnittlig månedlig avkastning (i prosent) for delperioder for en portefølje som består av de 10% av selskapene som hadde lavest relativ spread (de mest likvide selskapene) forrige år (Portf.1) og en portefølje bestående av de 10% av selskapene som hadde høyest relativ spread (lavest likviditet) forrige år (Portf.10).

Panel A: Hele perioden

Portefølje	Meravkastning					Antall aksjer		
	snitt	(stdavvik)	min	median	max	min	median	max
1	0.56	(7.1)	-27.0	0.83	20.4	5	13	18
2	0.80	(7.3)	-28.7	1.18	20.6	4	12	18
3	1.14	(7.3)	-26.7	1.23	22.2	4	12	18
4	0.71	(6.7)	-25.6	1.47	22.8	4	12	18
5	0.99	(7.0)	-24.2	0.85	36.9	4	12	17
6	1.02	(6.9)	-21.1	0.81	29.9	4	12	18
7	1.38	(7.1)	-18.2	0.65	31.2	4	12	18
8	1.39	(7.5)	-21.9	0.86	37.2	4	12	18
9	2.15	(7.0)	-17.6	1.55	32.9	4	12	18
10	2.19	(7.8)	-21.3	0.97	39.0	4	12	17

Panel B: Delperioder

	lav spread (Portf.1)	høy spread (Portf.10)	Diff. Høy-Lav	t-test diff=0
1980-1989	1.72	5.96	4.241	4.40
1990-1999	1.50	3.46	1.960	2.93
2000-2006	1.80	2.82	1.027	1.81

Tabell 9 viser resultatene fra en porteføljesortering basert på relativ spread. Relativ spread er et mye brukt kostnads mål på likviditet og beregnes som forskjellen mellom beste kjøps- og salgskurs dividert på midtkursen. Portefølje 1 består av selskapene med lavest spread, altså de mest likvide selskapene, mens portefølje 10 består av selskapene med høyest spread. Tabellen viser at man ved å holde en portefølje bestående av de minst likvide selskapene for perioden 1980 til 2006 ville generert en differanseavkastning på mer enn 1.5% per måned. Dette resultatet ser ut til å være relativt robust også for delperioder. I panel B viser tabellen at porteføljen med de minst likvide selskapene har hatt en systematisk høyere avkastning relativt til de mest

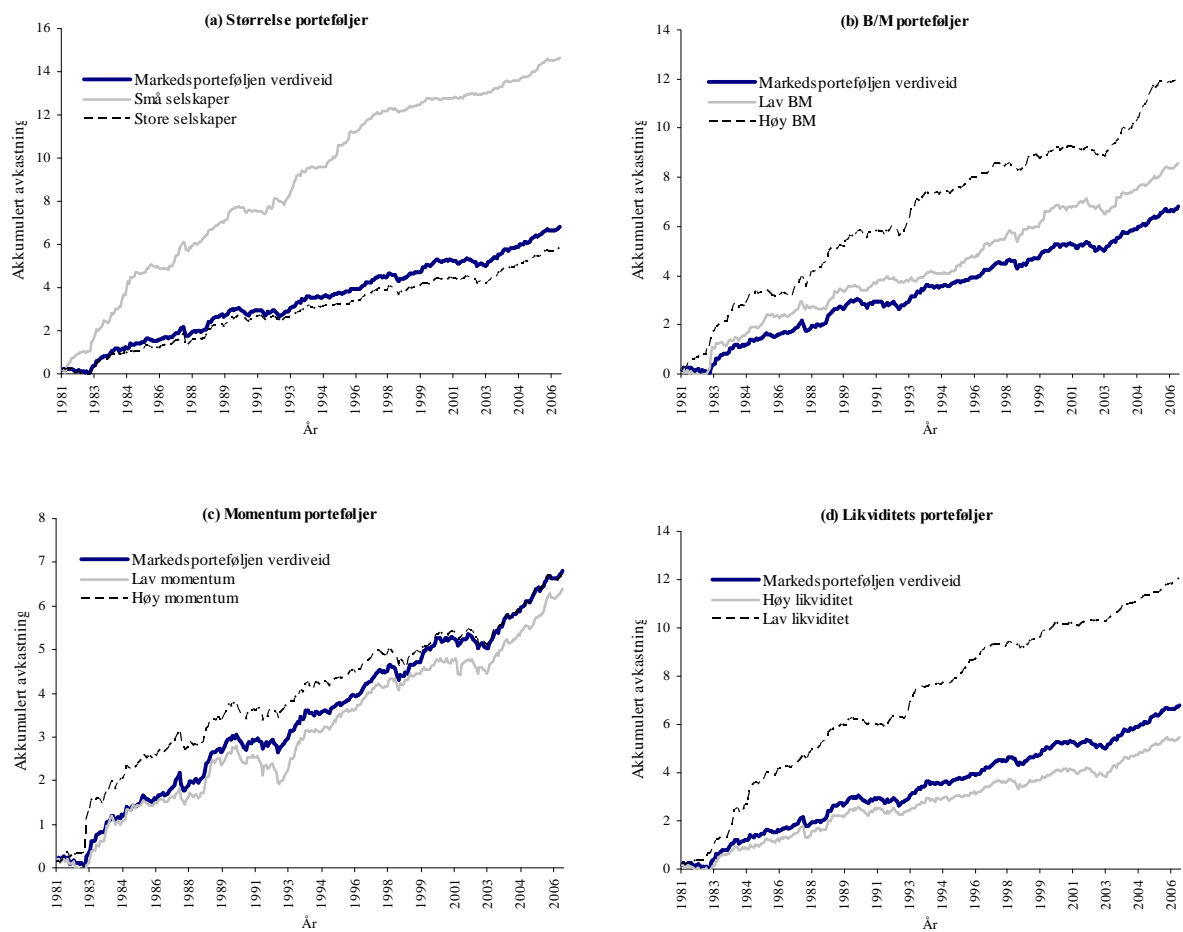
¹⁴Modeller som utvider CAPM med en likviditetsfaktor (e.g. Acharya og Pedersen (2005) og Liu (2006)) har god forklaringskraft i forhold til observerte CAPM anomalier.

likvide selskapene. Også her er differanseavkastningen ikke signifikant forskjellig fra null for siste delperiode.

Som en oppsummering illustrerer figur 3 hvor viktig disse anomaliene kan være. I hver figur sammenligner vi tre enkle porteføljestrategier (to ekstremporteføljer og markedsporteføljen). I hver figur er de to ekstremporteføljene tilsvarende portefølje 1 og 10 i de foregående tabellene. Selskapenes vekt i hver av porteføljene er tilsvarende selskapets markedsverdivekt i forhold til den totale markedsverdien til de andre selskapene i porteføljen. I figur 3(a) viser vi akkumulert avkastning (uten reinvestering av fortjeneste) for en portefølje med de 10% minste selskapene (grå linje) og en portefølje med det 10% største selskapene (stiplet linje). Disse porteføljene rekonstrueres ved slutten av hvert år basert på markedsverdien til alle selskaper ved Oslo Børs, deretter holdes porteføljene fast gjennom året. I figuren viser den tykke heltrukne linjen akkumulert avkastning på markedsindeksen. Tilsvarende viser figur (b) resultatet når vi konstruerer porteføljene basert på bokverdi relativt til markedsverdi ved slutten av hvert år. Figur (c) viser avkastningen for porteføljer basert på forrige års avkastning (momentum) og (d) viser resultatet for porteføljer basert på relativ spread (likviditet). Vi ser at spesielt størrelsestrategien (a) og likviditetsstrategien (d) gir en høy meravkastning i forhold til det å holde markedet. Også B/M strategien i (b) gir en meravkastning over markedet, mens momentumstrategien (c) ikke gir noen meravkastning utover hva man hadde fått ved å holde markedet. Figur 3 tyder på at det må være noe spesielt med særlig størrelses- og likviditetsporteføljene som gir en meravkastning. Meravkastningen er imidlertid ikke justert for markedsrisiko. I de neste avsnittene vil vi undersøke om det også er en risikojustert meravkastning knyttet til anomaliene, og i så fall om vi kan forklare denne meravkastningen ved andre risikofaktorer enn markedet.

Figur 3 Porteføljer basert på forskjellige karakteristikk

Figurene viser akkumulert avkastning (uten reinvestering av fortjenesten) for porteføljer konstruert ved starten av hvert år basert på (a) størrelse, (b) BM-verdi, (c) momentum og (d) likviditet. I hver figur viser vi akkumulert avkastning for de to ekstremporteføljene for hver karakteristikk sammen med akkumulert avkastning for den verdiveide markedsporteføljen. Merk at avkastningsforskjeller mellom porteføljene ikke er justert for markedsrisiko.



3.2 Metode for estimering av faktormodeller

I dette avsnittet presenterer vi kort de estimeringsmetodene vi bruker for å teste ulike verdsetningsmodeller. Som nevnt i innledningen, vil man i en teoretisk faktormodell anta at forventet avkastning på et selskap utover den risikofrie renten (meravkastningen) i likevekt kan beskrives som,

$$E[er^i] = \sum_j \lambda_j \beta_j^i \quad (9)$$

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. Først estimeres tidsserieregresjoner av typen,

$$er_t^i = \alpha^i + \sum_{j=1}^J \beta_j^i f_{jt} + \varepsilon_t^i \quad (10)$$

hvor er_t^i er meravkastningen på selskap i , α^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, α^i , er lik null. Hvis dette ikke er tilfellet forkastes modellen. Denne metoden ble først foreslått av Black o.a. (1972). Dersom en faktormodell inkluderer faktorer som ikke er avkastningsserier, for eksempel inflasjon eller pengemengde, kan man ikke uten videre bruke Black o.a. (1972) metoden.¹⁵

Neste steg i to-trinns prosedyren er å estimere risikopremien til faktorene, og teste om modellen klarer å prise aksjene/porteføljene korrekt. Gitt estimatene fra (10) kan risikopremien knyttet til faktor j estimeres ved en tverrsnittsregresjon,

$$er^i = \lambda_0 + \sum_{j=1}^J \lambda_j \beta_j^i + \varepsilon^i \quad (11)$$

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 (10) og (11) er OLS. I nyere litteratur benytter man seg imidlertid stadig oftere av GMM metoden (Generalized Method of Moments). Det er flere grunner til å foretrekke GMM. Et problem med å estimere modellen i to steg ved hjelp av OLS er at man får et såkalt “generated regressors” problem, det vil si at man ikke får tatt hensyn til at forklaringsvariablene (β_i) i (11) er estimert og dermed har en estimeringsfeil

¹⁵Hvis man likevel ønsker å bruke Black o.a. (1972) metoden må man konstruere 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.

knyttet til seg. Ved å benytte seg av GMM kan man estimere modell (10) og (11) simultant slik at man får korrigert for denne feilen. I tillegg er GMM metoden mer robust i forhold til tidsserie- og fordelingssegenskapene til feilleddene.¹⁶

3.2.1 GMM estimering innenfor et SDF rammeverk

I dag er det mest vanlig å estimere verdsettingsmodeller ved å estimere den stokastiske diskonteringsfaktoren (SDF eller m) direkte. SDF estimering gir de samme estimatene for risikopremiene som to-trinns prosedyren forklart over. Fordelen ved SDF rammeverket er at det er så generelt at det enkelt kan håndtere mange forskjellige typer verdsettingsmodeller. Rammeverket er dessuten spesielt godt egnet i de tilfellene hvor det inngår faktorer i modellen som ikke er avkastninger (som f.eks. makrovariable). SDF rammeverket kan ta slike faktorer direkte inn i estimeringen uten å gå veien om konstruerte avkastningsversjoner. Et problem med å estimere SDF direkte er at estimeringsprosedyren er mindre intuitiv enn to-trinns prosedyren. Resultatene fra en SDF estimering gir dessuten noe mindre informasjon.

I denne studien estimerer vi alle modellene i SDF rammeverket med GMM metoden. I de fleste tilfeller estimerer vi også faktoreksponeringene som i (9) ettersom dette gir oss tilleggsmessig informasjon om hvordan avkastningen til for eksempel sektorporteføljer samvarierer med forskjellige faktorer (β_j^i). GMM metoden tar utgangspunkt i et sett av "momentbetingelser" som utledes fra den underliggende statistiske modellen man ønsker å estimere. Det generelle prising-suttrykket i ligning (4) i innledningen gir oss de momentbetingelsene vi trenger for å identifisere verdsettingsmodeller innenfor SDF rammeverket. Omskrevet på meravkastningsform har vi at,

$$E[mr] = 0 \quad (12)$$

For et sett av aksjer/porteføljeavkastninger, r , og faktorer f_j , finne vi altså de faktorvektene, b , i ligningen for m):

$$m_t = 1 + b'f_t \quad (13)$$

som gjør at vektoren av momentbetingelser, $E[mr] = 0$, er oppfylt.¹⁷ GMM prosedyren finner med andre ord de verdiene av faktorvektene som setter vektoren av momentbetingelser for alle porteføljene (prisingsfeilene) nærmest mulig null simultant. Anta at vi har et tverrsnitt av n verdipapirer og ønsker å teste en j -faktor modell. Hvis $n > j$, noe som ofte er tilfellet, kaller man systemet for overidentifisert. Hansen (1982)'s J-test brukes for å teste om overidentifiserende momentbetingelsene er nær null. I dette tilfellet vil J-testen si noe om hvor store prisingsfeilene fra faktormodellen er, og dermed hvor godt modellen passer til data.

En faktorvekt (b) i (13) sier noe om hvor viktig den respektive faktoren er for å prise porteføljene gitt de andre faktorene. Disse faktorvektene må ikke forveksles med β estimatene fra (10). Etter å ha estimert b regner vi ut risikopremiene λ som $\lambda_j = -\text{var}(f_j)b_j$. 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 gi et direkte anslag på hvor mye høyere forventet meravkastning en enhet ekstra eksponering mot faktoren gir. For faktorer

¹⁶Dersom en modell estimeres ved hjelp av OLS er man avhengig av at feilleddene er uavhengige og identisk fordelt (i.i.d.). Dersom i.i.d. antagelsen ikke holder, vil OLS kunne gi for lave standardfeil og skjeve estimater. GMM derimot vil gi robuste standardavvik selv om i.i.d. antagelsen ikke holder. I spesialtilfellet der observasjonene er i.i.d. vil standardfeilene til parameterestimatene være de samme som dersom vi hadde brukt OLS.

¹⁷I denne estimeringen må vi tvinge m til å være forskjellig fra null, som gjøres gjennom normaliseringen av konstantleddet til en.

Tabell 10 Korrelasjoner mellom avkastning på Oslo Børs og internasjonale MSCI indekser

Tabellen viser korrelasjoner over perioden 1980-2006 mellom en verdiveid og en likeveid markedsindeks for Oslo Børs og MSCI's verdiveide indekser for verden, Europa, Nord Amerika og Asia.

	Oslo Børs (vw)	Oslo Børs (ew)	Verden	Europa	Nord- Amerika	Asia	Gj.snitt avkastning	Std. avvik
Oslo Børs (vw)	1.00						0.022	0.063
Oslo Børs (ew)	0.91	1.00					0.019	0.058
Verden	0.60	0.52	1.00				0.009	0.039
Europa	0.66	0.59	0.87	1.00			0.012	0.044
Nord Amerika	0.52	0.42	0.89	0.75	1.00		0.011	0.043
Asia	0.37	0.35	0.73	0.52	0.43	1.00	0.006	0.053

som ikke er avkastningsbaserte, vil man ikke kunne lese direkte fra estimatet på λ hva forventet meravkastning er.

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 forenklede 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 (9) der markedsporteføljen er den eneste relevante risikofaktoren. For å kunne teste CAPM trenger vi en proxy for markedsporteføljen. Det vanlige er å bruke en bred verdiveid 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.

Gitt dagens globale kapitalmarkeder kan det også være interessant å estimere modellen basert på en internasjonal markedsindeks.

Tabell 10 viser korrelasjoner over perioden 1980-2006 mellom en verdiveid og en likeveid markedsindeks for Oslo Børs og MSCI's verdiveide indekser for verden, Europa, Nord Amerika og Asia. Tabellen viser at avkastningen på Oslo Børs samvarierer sterkt med avkastningen på internasjonale aksjeindekser. Dette tyder på at internasjonale forhold i stor grad påvirker avkastningen på Oslo Børs. Samvariasjonen er høyest mellom Oslo Børs og Europaindeksen og er generelt noe høyere når vi bruker en verdiveid indeks enn når vi bruker en likeveid indeks.

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.¹⁸ For å undersøke i hvilken grad CAPM priser selskaper innenfor de ulike industrisektorene bruker vi også industrisektor som basis for porteføljesorteringen. I avsnitt 3.1 fant vi indikasjoner på en størrelseseffekt i det norske markedet. Vi fant dessuten en positiv sammenheng mellom avkastning og likviditet, og svake indikasjoner på positive sammenhenger mellom avkastning og anomalier B/M og momentum. Ved å estimere CAPM på

¹⁸Betaporteføljene konstrueres ved slutten av hvert år og holdes fast gjennom det påfølgende året. Markedsbeta for hvert selskap estimeres over de tre foregående årene.

porteføljer som er sortert etter disse kriteriene kan vi undersøke om disse sammenhengene også gjelder når vi tar utgangspunkt i avkastning som er justert for markedsrisiko.

3.3.1 CAPM basert på en markedsindeks for Oslo Børs

I dette avsnittet rapporterer vi resultatene fra estimeringer av CAPM der vi bruker markedsindeksen på Oslo Børs som proxy for markedsporteføljen. Panel A i tabell 11 viser resultater fra estimeringen av CAPM for betasorterte porteføljer og industrisektor-porteføljer. Både beta-porteføljene og industrisektor-porteføljene 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 1982-2006.¹⁹

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. Estimerte eksponeringer basert på en verdiveid markedsportefølje er ikke vesentlig forskjellige. Eksponering er estimert ved hjelp av en tidsserieregresjon som i (10). Panel B i tabellen viser den estimerte risikopremien, λ , for markedsfaktoren (likeveid og verdiveid), og resultatet av en J-test for modellens forklaringssevne.²⁰ 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. Energisektoren 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 anomalier i forhold til CAPM. Tabell 12 og 13 viser resultatene fra estimeringer av CAPM på porteføljer som er sortert på de ulike anomaliene. Alle porteføljesorteringene i tabellene er verdiveide. Resultater for likeveide porteføljesorteringer er tilsvarende.

Tabell 12 viser resultatene fra en estimering basert på størrelsesporteføljer og en estimering basert på likviditetsporteføljer. Vi ser at betaestimaterne 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 de to med de største selskapene (portefølje 9 og 10) 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 faller med økende selskapsstørrelse og med økende likviditet (fallende spread). J-testen er signifikant forskjellig fra null på 1% nivå både

¹⁹Vi trenger et par år med data for å estimere momentumfaktoren i tabell 13, se eget appendiks.

²⁰se Hansen (1982).

Tabell 11 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 10 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_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>(i) Betasorterte porteføljer</i>					<i>(ii) Sektorporteføljer</i>				
Markeds risiko	konstant	p-verdi	β_i^1	p-verdi	Sektorer	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>		
Faktorer	Risiko premie	t-verdi	Faktorer	Risiko 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		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 12 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 10 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		Faktorer	Risiko	
	premie	t-verdi		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)

Tabell 13 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 10 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 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>B/M porteføljer</i>					<i>Momentumporteføljer</i>				
Bok til market	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)

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 13 viser resultatene fra estimeringer der vi sorterer porteføljer på forholdet bokført verdi/markedsverdi (B/M) og momentum. Vi finner signifikante betaestimater, 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.

Tabell 14 CAPM basert på internasjonale aksjeindekser - Verdiveide industriporteføljer

Tabellen viser GMM estimater for risikopremien knyttet til Morgan Stanley Composite Index (MSCI) for verden (MSCI World), Europa (MSCI Europe) og Nord Amerika (MSCI NA). Alle MSCI indeksene er verdiveide. Porteføljene som er forsøkt priset er verdiveide industriporteføljer. Tall som er uthevet har signifikante t-verdier på 1% nivå basert på robuste standardavvik. P-verdien til J-testene er oppgitt i parentes.

Modell	Risikopremie estimater			
	MSCI	Valuta	$e r_m$	J-stat (p-verdi)
1a) MSCI World	0.014			4.085 (0.39)
1b) MSCI World + TWI	0.013	0.002		3.971 (0.26)
1c) MSCI World + $e r_m^{ew}$	0.016		0.009	3.768 (0.29)
1d) MSCI World + $e r_m^{vw}$	0.010		0.014	4.390 (0.22)
2a) MSCI Europe	0.015			4.150 (0.39)
2b) MSCI Europe + NOK/EUR	0.015	0.006		1.943 (0.58)
2c) MSCI Europe + $e r_m^{ew}$	0.01		0.01	2.976 (0.40)
2d) MSCI Europe + $e r_m^{vw}$	0.01		0.014	4.273 (0.23)
3a) MSCI NA	0.016			4.139 (0.39)
3b) MSCI NA + NOK/USD	0.014	0.009		3.564 (0.31)
3c) MSCI NA + $e r_m^{ew}$	0.011		0.012	4.731 (0.19)
3d) MSCI NA + $e r_m^{vw}$	0.004		0.015	4.829 (0.18)

3.3.2 CAPM basert på internasjonale markedsindekser

Som vi så i tabell 3.3 er Oslo Børs høyt korrelert med internasjonale indekser. Tabell 14 viser estimerte risikopremier for ulike CAPM-baserte modeller med internasjonale markedsindekser. Vi bruker tre internasjonale indekser - (1) en verdensindeks (MSCI World), (2) en europeisk indeks (MSCI Europe) og (3) en nord amerikansk indeks (MSCI North America - og estimerer fire typer modeller - (a) CAPM med en internasjonal indeks som proxy for markedsporteføljen, (b) en to-faktormodell som inkluderer en internasjonal markedsindeks og en valutakurs som kontrollvariabel, (c) en to-faktormodell som inkluderer en internasjonal markedsindeks og en likeveid norsk markedsindeks og (d) en to-faktormodell som inkluderer en internasjonal markedsindeks og en verdiveid norsk markedsindeks. Tall som er uthevet er statistisk signifikante. Vi ser at alle de tre internasjonale indeksene har signifikante risikopremier i en ren CAPM estimering. Modellene kan heller ikke forkastes ut fra p-verdien til J-testen. CAPM basert på en internasjonal indeks synes altså å kunne prise de norske industriporteføljene. Når vi inkluderer en markedsindeks fra Oslo Børs har de internasjonale indeksene imidlertid ikke lenger noen signifikant risikopremie. Den verdiveide (likeveide) markedsindeksen fra Oslo Børs har en signifikant (ikke-signifikant) risikopremie uavhengig av hvilken internasjonal indeks som inkluderes i estimeringen.

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 12 viser 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 anomalier og tester i hvilken grad denne type flerfaktormodeller har bedre forklaringskraft i det norske markedet enn CAPM. Alle risikofaktorene er basert på tall fra Oslo Børs.²¹

Tre-faktor modellen utviklet av Fama og 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 fra de seks kryss-sorterte porteføljene (SH,SM,SL,BH,BM,BL) slik at investeringskostnaden er null,

$$HML = \left(\frac{1}{2}SH + \frac{1}{2}BH \right) - \left(\frac{1}{2}SL + \frac{1}{2}BL \right) \quad (14)$$

$$SMB = \left(\frac{1}{3}SH + \frac{1}{3}SM + \frac{1}{3}SL \right) - \left(\frac{1}{3}BH + \frac{1}{3}BM + \frac{1}{3}BL \right) \quad (15)$$

Carhart (1997) utvider tre-faktor modellen med en tilleggsfaktor (PR1YR) basert på den momentumeffekten som Jegadeesh og Titman (1993) konstruerte 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

²¹I industrien har slike faktorer dannet grunnlaget for såkalte fundamentale indekser som har høy eksponering mot de forskjellige karakteristikkene.

mellom UMD og PR1YR er at UMD prøver å korrigere for størrelseseffekten. Appendiks C forklarer i detalj hvordan vi konstruerer SMB, HML, PR1YR og UMD for det norske markedet.

I tabell 30 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. Materialsektoren 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 $\lambda[2]$, $\lambda[3]$ og $\lambda[4]$ 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 16 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. Estimeringsresultatene for porteføljesensitivitetene er rapportert i appendiks D. 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.

Mange studier innenfor den empirisk finansielle litteraturen finner en positiv sammenheng mellom likviditet og aksjeavkastning. Denne sammenheng, som både er økonomisk og statistisk signifikant, gjelder på selskapsnivå såvel som på aggregert nivå.²² Som vi så i tabell 12 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 ser vi at konstantleddene (meravkastningen på porteføljene) øker 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 16 viser imidlertid at SMB faktoren ikke hjelper oss med å prise de likviditetssorterte porteføljene.²³

²²Pastor og Stambaugh (2003) finner at markedslikviditet er en priset faktor.

²³J-testen forkaster ikke modellen, men vi vet at markedsporteføljen alene ikke er i stand til å prise disse

Tabell 15 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,

$$m = b'f = 1 + b_1 f_1 + b_2 f_2 + b_3 f_3 + b_4 f_4 \quad \text{slik at} \quad E(mr) = 0$$

hvor m er den stokastiske diskonteringsfaktoren, $f_1 = er_m$ (meravkastningen på markedet). Vi estimerer modellen både med likeveid og veridveid 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. Avkastningen på test-porteføljene i er veridveid. Risikopremien til faktorene er $\lambda[k]$. Risikopremiene forteller oss om de respektive faktorene er priset og kan uttrykkes som $\lambda_j = -\text{var}(f_j)b_j$. 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^{ev}		R_m^{vw}	
Faktorer	premie	t-verdi	premie	t-verdi
$\lambda[1]$ (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)

Tabell 16 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,

$$m = \mathbf{b}'\mathbf{f} = 1 + b_1 f_1 + b_2 f_2 + b_3 f_3 + b_4 f_4 \quad \text{slik at} \quad E(mr) = 0$$

hvor m er den stokastiske diskonteringsfaktoren, $f_1 = er_m^{ew}$ (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 r er verdiveid. Risikopremien til faktorene er $\lambda[k]$. Risikopremiene forteller oss om faktoren er priset og kan uttrykkes som $\lambda_j = -\text{var}(f_j)b_j$. 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	
	er_m^{ew} $\lambda[1]$	SMB $\lambda[2]$	HML $\lambda[3]$	UMD $\lambda[4]$	J ($\chi^2(6)$) p-verdi	er_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

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.²⁴ Panel A i tabell 17 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 17. 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 18. Med andre ord fanger de i stor grad opp den samme effekten. Det kan tenkes at en tilsvarende modell der vi bytter ut LIQ med en likviditetsfaktor som er konstruert slik at den er mindre korrelert med SMB vil gi en signifikant risikopremie for likviditet.

3.5 Hva forklarer empirisk motiverte faktorer?

Tester som viser at aksjeavkastning kan forklares av risikofaktorer som er konstruert ut fra CAPM anomalier 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 proker 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.
- Studier som viser at resultatene er periode- og/eller markedsavhengige. For eksempel syntes størrelseseffekten å ha forsvunnet i mange land i perioden fra 1980 til 2000.
- Misbruk av "data mining" teknikker. 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 og French (1992, 1993, 1995, 1996b, 1998) argumenterer for at HML og SMB er tilstandsvariable som beskriver endringer i investorenes investeringsmuligheter. Hvis dette er tilfelle må faktorene være relatert til fundamental risiko i økonomien. Fama og French finner empirisk støtte for dette synet. Dimson og Marsh (1999) finner empirisk støtte for at forskjeller i avkastningen mellom små og store selskaper skyldes forskjeller i industrisektor. Liew og Vassalou

porteføljene. Siden hverken SMB, HML eller UMD gir oss en signifikant risikopremie, vil en redusert modell (med kun markedsporteføljen) være feilspesifisert.

²⁴Likviditetsfaktoren 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.

Tabell 17 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

	a		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

	a		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 18 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

(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 og 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 konkurrelatert 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 og Titman (2001b) bruker tre-faktor modellen til Fama og French for å undersøke om momentum kan ha en risikobasert forklaring.²⁵ 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 og Titman (1993) og viser at den kan forklare meravkastning hos fondsforvaltere. Ved hjelp av variabelen "Corporate Innovation" (CI) argumenterer Vassalou og 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.

3.5.2 Andre forklaringer

Enkelte forklaringer på størrelseseffekten er basert på agentteori. Maug og Naik (1996) hevder forvaltere ikke har incentiver til å kjøpe små selskaper fordi de ikke er inkludert i referanseporteføljer, mens Arbel og 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.

²⁵Studien er basert på data for det amerikanske aksjemarkedet over perioden 1965-98.

Flere studier finner støtte for at selskaper med høy B/M er systematisk feilpriset (LaPorta o.a. (1997) og Skinner og 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 Shleifer og Vishny (1997) påpeker at arbitrasjeaktivitet kan være både kostbart og risikofyllt i slike sammenhenger. Ali o.a. (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 markedesineffisiens og irrasjonell adferd. Slike modeller er som hovedregel basert på en antakelse om at momentumeffekten skyldes autokorrelerert 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 og 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 og Statman (1985) kaller "the disposition effect" er observert i eksperimentelle såvel som reelle finansmarkeder både for aksjer, futures, opsjoner og eiendom. Grinblatt og 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. En kort oversikt over noen viktige studier innenfor denne litteraturen er gitt i appendiks A.

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 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 underliggende makrovariable. 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. Noen viktige innvendinger mot å teste betydningen av makrovariable med utgangspunkt i lineære faktormodeller samt enkelte forslag til alternative estimeringsmetoder er diskutert i kapittel 4.

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,

$$P_i = E[mx_i]$$

Alle verdsettingsmodeller identifiserer en bestemt 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 (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 m og sjokk i forventede kontantstrømmer (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 m eller 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. Hvordan vi har valgt å konstruere innovasjonene i makrovariablene er nærmere beskrevet i appendiks E.

For Norges vedkommende er oljepris åpenbart en faktorkandidat som kan tenkes å påvirke aksjemarkedet både gjennom m og 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 m . Typiske konjunkturvariable brukt i litteraturen er dividende i prosent av pris (dividend yield), kredittspread og løpetidsspread, se Chen o.a. (1986) og Fama (1990). I Norge har vi ikke lange tidsserier for kredittspread. Vi bruker derfor bare *dividend yield* og *løpetidsspread*.²⁶ 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 m og 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. Tabell 19 viser korrelasjoner mellom de markedsbaserte risikofaktorene (SMB, HML, LIQ), makro-variable og gjennomsnittlig D/P for markedet. Korrelasjonene er beregnet for månedlige tall for perioden 1980-2006. En fullstendig liste over de makrovariablene vi bruker inkludert kildehenvisninger er gitt i appendiks D.

Tabell 19 Korrelasjoner mellom markeds- og makrovariable

Tabellen viser korrelasjoner mellom SMB, HML, LIQ faktorene og makrovariable. Uthevede tall i grå bokser indikerer signifikant korrelasjon på 5% nivå.

	HML	SMB	LIQ	dKPI	dKPI JAE	dIND dM2	dKON PROD	dARB SUM	LÆDIG	dOP	dTerm
HML	1.00										
SMB	-0.23	1.00									
LIQ	-0.03	0.51	1.00								
dKPI	0.02	0.07	0.00	1.00							
dKPIJAE	0.11	-0.01	-0.06	0.42	1.00						
dM2	-0.01	0.02	0.03	0.08	0.03	1.00					
dINDPROD	-0.08	-0.01	-0.03	-0.02	0.06	0.01	1.00				
dKONSUM	0.01	0.06	0.07	-0.12	-0.07	0.00	0.07	1.00			
dARBLÆDIG	0.04	-0.07	0.01	0.08	-0.06	0.05	0.02	0.02	1.00		
dOP	0.03	-0.01	0.06	-0.05	-0.12	-0.01	-0.10	-0.04	0.06	1.00	
dTerm	0.07	0.07	0.06	-0.02	0.07	0.02	0.13	0.02	0.09	-0.05	1.00
DP market	-0.12	0.13	0.12	0.02	-0.04	-0.07	-0.07	0.01	0.02	-0.20	-0.02

Det er viktig å understreke skillet mellom betaeksponering 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.

²⁶Løpetidsspreaden er beregnet som forskjell i yield mellom en 10 års statsobligasjon og et tre-måneders statssertifikat.

3.6.2 Oljepris

Tabell 20 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.

Tabell 20 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	

Korrelasjonstallene i tabell 20 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 m og 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 (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 21 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, Materialsektoren, 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).

Tabell 21 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,

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

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_{1,i}[er_m^{vw}]$	$\hat{\beta}_{2,i}[dOP]$	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

Resultatene i tabell 21 viser at oljeprisendringer har en signifikant effekt på avkastningen i mange industrisektorer. Neste steg er å undersøke om oljepris er en priset risikofaktor. Det gjør vi ved å teste om oljepris er en signifikant faktor i prisingskjernen m. Tabell 22 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 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, $\lambda[2]$, 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 ol-

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.

Tabell 22 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 spesifisering tester vi to-faktor modeller med den likeveide markedsfaktoren (er_m^{ew}) og oljepris. Modell systemet som estimeres ved hjelp av optimal GMM er,

$$m = b'f = 1 + b_1 f_1 + b_2 f_2 \quad \text{slik at} \quad E(mr) = 0$$

hvor 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 r er verdiveid. Risikopremien til markedsfaktoren er $\lambda[1]$ og til oljepris $\lambda[2]$. Risikopremiene forteller oss om faktoren er priset og kan uttrykkes som $\lambda = -E(ff')b$. 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-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

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 23 viser resultatene fra prisingstester basert på gjennomsnittlig D/P for markedet²⁷ og terminspread. Både terminspreaden 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 terminspread er i tillegg markert med grå boks.

Tabellen viser at både terminspread 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 risikopremiene knyttet til terminspread og D/P, gitt at disse variablene er relatert til konjunkturvariasjoner.

Risikopremien for terminspreaden er positiv mens risikopremien for D/P er negativ. En høy terminspread kan tolkes som at aktørene i markedet forventer økt framtidig inflasjon. Selskaper som har en positiv samvariasjon med terminspreaden 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 marginalnyttan av konsum er lav (og dermed en lav avkastning når marginalnyttan 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 terminspread og D/P er ICAPM tilstandsvariable som gir signaler om framtidige investeringsmuligheter.

Tabell 24 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 avkast-

²⁷D/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 23 Terminspread og D/P som risikofaktorer

Tabellen viser GMM estimater for risikopremien knyttet til to variable som ofte knyttes til prediksjon av forventet avkastning. Både terminspreaden 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,

$$m = \mathbf{b}'\mathbf{f} = 1 + b_1 f_1 + b_2 f_2 \quad \text{slik at} \quad E(mr) = 0$$

hvor 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 r er verdiveid. Risikopremien til markedsfaktoren er $\lambda[1]$ og til den respektive tilleggsfaktoren er $\lambda[2]$. Risikopremiene forteller oss om faktoren er priset og kan uttrykkes som $\lambda = -E(ff')$. Under de estimerte risikopremiene er t-verdien til parameterestimaten basert på robuste standardavvik rapportert. Uthevede tall indikerer signifikant på 5% nivå. Signifikante risikopremier knyttet til terminspread 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>Terminspread:</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

Tabell 24 Industrieksponeringer mot makrofaktorer

Tabellen viser eksponeringsestimatene for avkastningen på industriporteføljer mot markedsavkastningen og endringen og den uforventede endringen i forskjellige makrovariable. Ettersom 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;

$$r_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \sum_{k,i} \hat{\beta}_{k,i} f_{k,t}$$

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
ARBLÆDIG	0.138	-0.029	0.248	-0.047	-0.265	-0.139	0.397	0.006	0.097
UE(ARBLÆDIG)	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 $UE(KPI)$. Estimaten for $dKPIJAE$ og $UE(KPIJAE)$ er fra modellene estimert uten $dKIP$ og $UE(KPI)$.

ningen 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 Materialsektoren 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 25 viser resultatene fra tester av risikopremiene for de ulike variablene. I appendiks F viser vi resultater fra tilsvarende tester når vi estimerer modellen uten markedsporteføljen. 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 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.

Til sammen gir resultatene fra tabell 24 og tabell 25 også noe informasjon om hvilke kanaler makrovariablene virker gjennom. Endringer og innovasjoner i realøkonomiske variable ser ut til å ha minimale effekter på avkastningen innenfor de ulike industrisektorene. Det er derfor grunn til å tro at effekter på aksjemarkedet av innovasjoner i arbeidsledighet kommer via avkastningskravet heller enn selskapenes kontantstrømmer. Inflasjon og pengemengde påvirker avkastningen i de fleste industrisektorene men er ikke i stand til å prise industrisektorporteføljer. Dette kan tyde på at effektene av disse variablene på aksjeavkastningen i hovedsak kommer gjennom selskapenes kontantstrømmer. En annen mulig forklaring er imidlertid at variablene har en risikopremie som er knyttet til økonomiske konjunkturer, og at vi ikke oppnår nok konjunkturvariasjon når vi sorterer på industrisektorer.

Tabell 25 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 $UE(\cdot)$. 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,

$$m = b'f = 1 + b_1 f_1 + b_2 f_2 \quad \text{slik at} \quad E(mr) = 0$$

hvor 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 r er verdiveid. Risikopremien til markedsfaktoren er $\lambda[1]$ og til den respektive makrofaktoren er $\lambda[2]$. Risikopremiene forteller oss om faktoren er priset og kan uttrykkes som $\lambda = -E(ff')b$. Under de estimerte risikopremiene er t-verdien til parameterestimaten 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	0.009	0.012	0.014	0.012	0.000	0.017	-0.019	0.013	-0.033
	3.05	0.82	2.58	1.87	2.53	-0.06	2.65	-1.81	1.79	-2.05
UE(INDPROD)	0.014	0.020	0.009	0.010	0.012	-0.016	0.017	-0.046	0.019	-0.042
	2.84	0.41	2.09	0.39	2.52	-0.61	3.05	-1.11	3.30	-1.34
KONSUM	0.015	-0.001	0.009	0.017	0.012	0.002	0.013	-0.002	0.020	0.017
	3.06	-0.19	1.14	1.75	2.47	0.37	2.79	-0.67	2.20	1.82
UE(KONSUM)	0.015	0.007	0.008	-0.003	0.010	-0.012	0.015	0.023	0.019	0.004
	2.95	0.46	1.88	-0.39	2.37	-1.61	2.55	1.64	3.49	0.54
ARBLEDIG	0.016	-0.010	0.017	-0.015	0.016	0.012	0.016	-0.004	0.018	0.002
	2.42	-1.27	2.35	-0.79	3.06	1.71	3.03	-0.85	3.57	0.34
UE(ARBLEDIG)	0.013	0.027	0.012	-0.032	0.013	0.020	0.015	-0.016	0.019	-0.063
	2.40	1.22	2.20	-2.71	2.63	1.15	2.87	-1.40	2.21	-2.93
IMPORT	0.015	-0.034	0.018	-0.066	0.014	-0.065	0.015	-0.002	0.015	0.527
	2.72	-1.30	2.58	-1.28	2.16	-1.72	3.10	-0.07	2.69	0.93
UE(IMPORT)	0.014	0.097	0.010	0.067	0.012	0.035	0.014	0.038	0.017	-0.034
	2.64	1.08	2.24	0.84	2.61	0.60	2.83	0.35	3.36	-0.27
EKSPORT	0.015	-0.005	0.008	-0.008	0.013	0.032	0.015	-0.009	0.018	0.030
	3.04	-0.23	1.81	-0.47	2.57	1.29	3.01	-0.50	3.40	1.60
UE(EKSPORT)	0.015	0.055	0.008	-0.015	0.012	-0.026	0.014	0.018	0.030	-0.485
	2.93	0.64	1.85	-0.31	2.50	-0.59	2.89	0.22	2.68	-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	0.118	0.008	0.000	0.015	0.001	0.016	-0.001	0.025	0.001
	2.63	0.61	1.90	-0.22	2.07	1.75	3.06	-1.31	3.65	2.02
UE(KPI)	0.015	-0.001	0.009	0.003	0.012	-0.002	0.016	-0.002	0.025	-0.004
	3.01	-0.77	1.64	1.63	2.23	-1.48	2.80	-2.20	3.48	-1.48
KPIJAE	0.016	7.302	0.005	-0.002	0.016	0.001	0.014	0.000	0.015	-0.001
	2.85	0.91	0.92	-1.79	2.67	1.61	2.91	-1.13	2.87	-0.99
UE(KPIJAE)	0.015	0.000	0.017	0.002	0.013	-0.001	0.015	-0.002	0.026	-0.005
	3.02	-0.06	2.71	1.52	2.62	-1.29	2.89	-2.03	2.96	-1.57
M2	0.014	1.276	0.011	0.011	0.012	0.004	0.013	0.008	0.018	0.008
	2.75	0.94	2.05	2.17	2.57	0.87	2.59	1.29	3.10	1.92
UE(M2)	0.015	-0.013	0.015	0.069	0.013	0.022	0.015	-0.005	0.019	0.023
	2.88	-0.79	1.45	1.97	2.24	1.58	3.17	-0.52	3.03	2.00

4 Oppsummering

Hovedmålet for dette prosjektet 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. Oppfatningen i markedet synes å være at klassiske finansteoretiske resultater holder, for eksempel at et selskaps beta er viktig for den forventede avkastningen på selskapet. Fram til nå har det imidlertid ikke vært testet om CAPM 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. Kunnskap om hva som faktisk driver kursene i et aksjemarked krever både lange tidsserier og avanserte statistiske prisingstester. Vårt arbeid tilfredsstiller begge disse kriteriene.

I innledningen viser vi at aksjepriser kan dekomponeres i to deler, (forventinger 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, 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 aksjelicviditet 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.

Det er flere mulig forklaringer på resultatet at oljepris ikke er en priset risikofaktor på Oslo Børs. Det vi tester er hvorvidt det er forskjeller mellom sektorer og selskaper i hvordan endringer i oljepris påvirker markedsdeltagernes marginalevaluering av fremtidige kontantstrømmer. En forklaring kan være 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 alternativ forklaring er at olje påvirker selskapers priser (og avkastning) direkte gjennom forventede kontantstrømmer, men at *avkastningskravet* for selskapene på børsen ikke påvirkes direkte av oljeprisen.

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 (konjunktorene) 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.

Appendiks

A Litteraturoversikt

Tabell 26 oppsummerer litteraturen som studerer sammenhengen mellom aksjeavkastning og makrovariable.

En rekke studier fra 1980 tallet finner at det er en negativ sammenheng mellom aksjekurs-er og variablene inflasjon og vekst i pengemengden. Mange studier fra denne perioden finner dessuten at inflasjonstall kan brukes til å predikere aksjeavkastning. Chen o.a. (1986) finner svak støtte for at inflasjon er en priset risikofaktor, mens Cutler o.a. (1989) ikke finner noen sammenheng mellom inflasjon/pengemengde og aksjeavkastning. Nyere studier gir også blandede resultater. Lamont (2001) forsøker å identifisere prisede makrofaktorer ved å undersøke om porteføljer som konstrueres til å følge utviklingen i ulike makrovariable oppnår meravkastning. I hans arbeid er utviklingen i konsumprisindeksen ikke en priset makrovariabel. Flannery og Protopapadakis (2002) estimerer en GARCH modell på daglige dataserier og finner at innovasjoner i inflasjon og pengemengde er potensielle risikofaktorer.

Flere studier innenfor prediksjonslitteraturen finner at korte renter, kreditt-spread og løpetids-spread kan predikere aksjeavkastning. Chen o.a. (1986) dokumenterer dessuten at kreditt-spread og løpetids-spread er prisede risikofaktorer basert på "asset pricing" tester. Shanken og Weinstein (2006) viser imidlertid at resultatene i denne studien er svært avhengig av hvilken metode som brukes for å konstruere testporteføljene. Lange renter synes ikke å være spesielt relatert til avkastning i aksjemarkedene.

Flere studier finner at endringer i aggregert produksjon er en viktig økonomisk indikator for forventede aksjekurser. Cutler o.a. (1989) finner imidlertid at sammenhengen mellom industriproduksjon og aksjeavkastning er avhengig av hvilken tidsperiode man ser på.²⁸ Lamont (2001) dokumenterer at porteføljer som er konstruert slik at de følger utviklingen i vekstraten til industriproduksjon, konsum og arbeidsinntekt oppnår meravkastning. Mål på aggregert økonomisk aktivitet som industriproduksjon og BNP er imidlertid ikke blant risikofaktorkandidatene i Flannery og Protopapadakis (2002). De finner tre potensielle risikofaktorer som er hentet fra realøkonomien; handelsbalanse, sysselsetting og start på husbygging.

En viktig innvending mot de fleste studier referert til over at de er basert på empiriske modeller med konstante koeffisienter. Det finnes også noen studier som åpner for at makrovariable kan ha tidsvarierende effekter på aksjeavkastningen. McQueen og Roley (1993) hevder at overraskende makrotall vil ha ulike effekter avhengig av konjunktursituasjonen. For eksempel vil en økning i sysselsettingen være et positivt signal når økonomien er i ferd med å ta seg opp etter en nedgangskonjunktur og et negativt signal nær toppen av en høykonjunktur. McQueen og Roley finner at kun to av åtte annonserte makrosier påvirker S&P500 indeksen i en modell med konstante koeffisienter, mens seks av de samme variablene er signifikante i minst en av de ulike økonomiske regimene.

Bali og Tang (2007) bruker en dynamisk faktormodell til å oppsummere informasjonen og dempe støyen i 11 makroøkonomiske tidsserier. Variablene sammenfattes i to dimensjoner; inflasjon og realaktivitet. Deretter estimeres betingede kovarianser mellom meravkastning på et sett av porteføljer og innovasjoner i de to makrodimensjonene ved hjelp av en bivariat GARCH modell. Til slutt testes det om porteføljenes betingede kovarianser med innovasjoner i makrovariablene har noen effekt på forventet avkastning på porteføljene. Analysen indikerer at aksjeavkastning er *positivt* relatert til den betingede kovariansen mellom avkastning og

²⁸Signifikant positiv korrelasjon mellom industriproduksjon og med reell aksjeavkastning i perioden 1926-86, men ikke i delperioden 1946-85.

Tabell 26 Oppsummering av litteraturen

Makrovariable	Effekt	Referanse
<i>Finansielle</i>		
Inflasjon	negativ	Bodie (1976), Fama (1981), Geske og Roll (1983) Pearce og Roley (1983), Pearce og Roley (1985)
	indikatorvariabel	Chan, Chen, og Hsieh (1985), Chen, Roll, og Ross (1986) Chen (1991)
	predikerer avkastning	Fama og Schwert (1977), Rozeff (1984) Keim og Stambaugh (1986), Campbell (1987) Campbell og Shiller (1988), Fama og French (1988, 1989)
	ingen effekt	Cutler, Poterba, og Summers (1989)
	meravkastning	Lamont (2001)
	potensiell risikofaktor	Flannery og Protopapadakis (2002)
Pengemengde	negativ	Bodie (1976), Fama (1981), Geske og Roll (1983) Pearce og Roley (1983), Pearce og Roley (1985)
	ingen effekt	Cutler, Poterba, og Summers (1989) Flannery og Protopapadakis (2002)
Korte renter	predikerer avkastning	Fama og Schwert (1977), Rozeff (1984) Keim og Stambaugh (1986), Campbell (1987) Campbell og Shiller (1988), Fama og French (1988, 1989)
	indikatorvariabel	Chan, Chen, og Hsieh (1985), Chen, Roll, og Ross (1986) Chen (1991)
Lange renter	ingen effekt	Cutler, Poterba, og Summers (1989)
Kredittspread	predikerer avkastning	Fama og Schwert (1977), Rozeff (1984) Keim og Stambaugh (1986), Campbell (1987) Campbell og Shiller (1988), Fama og French (1988, 1989)
	indikatorvariabel	Chan, Chen, og Hsieh (1985), Chen, Roll, og Ross (1986) Chen (1991)
	predikerer avkastning	Fama og Schwert (1977), Rozeff (1984) Keim og Stambaugh (1986), Campbell (1987) Campbell og Shiller (1988), Fama og French (1988, 1989)
Løpetidsspread	indikatorvariabel	Chan, Chen, og Hsieh (1985), Chen, Roll, og Ross (1986) Chen (1991)
	predikerer avkastning	Fama og Schwert (1977), Rozeff (1984) Keim og Stambaugh (1986), Campbell (1987) Campbell og Shiller (1988), Fama og French (1988, 1989)
<i>Realøkonomiske</i>		
Industriproduksjon	indikatorvariabel	Chan, Chen, og Hsieh (1985), Chen, Roll, og Ross (1986) Chen (1991)
	positiv, periodeavh meravkastning	Cutler, Poterba, og Summers (1989) Lamont (2001)
	ingen effekt	Flannery og Protopapadakis (2002)
BNP	ingen effekt	Flannery og Protopapadakis (2002)
Sysselsetting	potensiell risikofaktor	Flannery og Protopapadakis (2002)
Arbeidsinntekt	meravkastning	Lamont (2001)
Konsum	meravkastning	Lamont (2001)
Handelsbalanse	potensiell risikofaktor	Flannery og Protopapadakis (2002)

output-relaterte sjokk og *negativt* relatert til den betingede kovariansen mellom avkastning og *inflasjonsrelaterte* sjokk.

Den positive sammenhengen mellom avkastning og kovariansen mellom avkastning og output-relaterte sjokk tyder på at meravkastningen på en portefølje vil øke dersom samvariasjonen mellom porteføljeavkastningen og uforventet økonomisk vekst øker. I en ICAPM verden kan dette forklares ved at økt økonomisk vekst predikerer økt optimalt konsum og et gunstig skift i investeringsmulighetene. En positiv korrelasjon mellom porteføljeavkastning og økonomisk vekst betyr mindre behov for å sikre avkastningen på porteføljen. Det vil si at sikringsetter-spørselen reduseres dersom korrelasjonen mellom avkastning og uforventet vekst øker, noe som i likevekt vil øke meravkastningen på porteføljen. Tilsvarende vil den negative sammenhengen mellom avkastning og kovariansen mellom avkastning og inflasjonsrelaterte sjokk bety at en økning i samvariasjonen mellom porteføljeavkastning og uforventet inflasjon predikerer lavere meravkastning på porteføljen. Dette kan forklares innenfor ICAPM modellen ved at økt inflasjon predikerer redusert optimalt konsum og et ugunstig skift i investeringsmulighetene. En økning i korrelasjonen mellom avkastning og uforventet inflasjon vil øke sikringsetterspørselen, og dette vil i likevekt redusere meravkastningen på porteføljen.

B Beskrivelse av variable

Tabell 27 Beskrivelse av variable

Type	Variabel	Kilde (variabel kode)	Beskrivelse
Inflasjon	KPI	NORMAP (pri.pkt.ipr.s)	Konsumprisindeks, sesongjustert
	KPIJAE	NORMAP(pri.kpi.jae.ipr.s)	Konsumprisindeks justert for avgiftsendringer og energipriser, sesongjustert
Terminspread	TERMSPR	EcoWin (ew : nor14025) EcoWin (ew : nor14010)	Differanse en mellom 10 års og 3 mnd indeks
Pengemengde	M2	EcoWin (ew : nor12050)	Pengemengdebegrepet M2, sesongjustert
Industriproduksjon	INDPROD	DS (NWI66..CE)	Produksjon i industrisektoren, volumindeks, sesongjustert
Handel	Import	NORMAP (imp.vits.vr.s)	Import eksklusiv skip
	Eksport	NORMAP (eks.vetsorn.vr.s)	Eksport eksklusiv olje, skip og plattformer
Varekonsum	KONSUM	NORMAP (oms.varekonsum.ivl.s)	Varekonsum, volumindeks, sesongjustert
Arbeidsledighet	ARBLEDIG	NORMAP (sys.fra.pst.s)	Arbeidsledighetsprosent, sesongjustert
Oljepris	OP	Troll 8 (D2001812)	Olje, brent blend, NOK per fat
Valuta	NOK/USD	DS (NWUSDSP)	Nominell valutakurs mot USD
	NOK/EUR TWI	DS (NWTRADW)	Nominell kronekurs relativt til en valutakurs bestående av 25 største handelspartnere
Dividende/Pris	DP marked	DS (TOTMKNW)	D/P Totalmarkedet
Aksjeindekser	MSCI World	DS (MSWRLDL(RI))	Totalindeks for verden
	MSCI Europe	DS (MSEROPL(RI))	Totalindeks for Europa
	MSCI NA	DS (MSNAMRL(RI))	Totalindeks for Nord-Amerika
	MSCI Asia	DS(MSFAREL(RI))	Totalindeks for Asia

C Konstruksjon av risikofaktorer

I dette appendikset forklarer vi hvordan vi konstruerer Fama og French (1992) faktorene og momentumfaktoren til Carhart (1997). Basert på definisjonene i disse artiklene benytter vi oss av tilsvarende algoritmer når vi skal konstruere disse faktorene på data fra Oslo Børs.

C.1 Fama French faktorene

De to faktorene SMB (“Small minus Big”) og HML (“High minus Low”) ble introdusert i Fama og French (1996a).

For å konstruere faktorene splitter de opp det amerikanske aksjemarkedet som illustrert i figur 4. Altså tar de først å deler selskapene inn i store (selskaper som har markedsverdi høyere enn medianen) og små selskaper (selskaper med markedsverdi under medianen). Deretter tar de og deler selskapene i de to størrelsesgruppene inn i tre undergrupper basert på B/M verdien til selskapene. Altså sitter man igjen med tre porteføljer bestående av små selskaper med lav B/M-verdi (SL), medium B/M verdi (SM) og høy B/M verdi (SH). Tilsvarende har man tre B/M porteføljer for store selskaper. Porteføljene blir rekonstruert på slutten av en periode (f.eks. år) og holdes faste gjennom neste periode før de re-konstrueres på slutten av perioden.

Figur 4 Konstruksjon av Fama og French (1996a) faktorene

		Book/Market		
		L	H	M
Size	Small	S/L	S/M	S/H
	Big	B/L	B/M	B/H

Selve prisingsfaktorene er basert på de seks porteføljene i figur 4 og konstrueres som,

$$\text{SMB} = \text{gjennomsnitt (SL, SM, SH)} - \text{gjennomsnitt (BL, BM, BH)}$$

$$\text{HML} = \text{gjennomsnitt (SH, BH)} - \text{gjennomsnitt (SL, BL)}$$

Vi konstruerer tilsvarende faktorer for selskapene ved Oslo Børs, ved å gjennomføre en oppsplitting tilsvarende Fama og French ved å dobbeltsortere alle selskapene inn i seks forskjellige porteføljer. Sorteringen skjer ved slutten av hver Juni måned for størrelse og B/M verdiene. Porteføljeavkastningen er den verdiveide avkastningen til selskapene innenfor hver portefølje.

Tabell 28 viser avkastningen på disse porteføljene for hele perioden og 3 delperioder. De anomaliene knyttet til at små selskaper gir en høyere avkastning enn store selskaper og at selskaper med høy B/M-verdi gir en høyere avkastning enn selskaper med lav B/M verdi kommer tydelig frem når man sammenligner SH (små selskaper med høy B/M verdi) porteføljen med BL (store selskaper med lav B/M verdi) porteføljen både for hele perioden og for delperiodene.

C.2 Momentum

Carhart faktoren PR1YR Carhart (1997) introduserte en tilleggsfaktor som tar hensyn til momentum i avkastningen. Hver måned blir avkastningen beregnet for de foregående 11 månedene. Avkastningen er deretter rangert, og selskapene deles inn i tre porteføljer som inneholder de 30% av selskapene med høyest avkastning, 40% av selskapene med middels avkastning og 30%

Tabell 28 Gjennomsnittlig avkastning på porteføljer kryss-sortert på størrelse og B/M
1980–2006

SL	SM	SH
2.78 (8.47)	3.26 (7.34)	3.43 (7.38)
BL	BM	BH
1.78 (7.26)	2.11 (6.93)	2.97 (8.80)

1980–1989

SL	SM	SH
3.56 (9.51)	3.64 (8.61)	4.62 (8.45)
BL	BM	BH
2.04 (8.65)	2.78 (7.80)	3.93 (9.52)

1990–1999

SL	SM	SH
2.34 (7.71)	2.81 (6.90)	3.21 (8.00)
BL	BM	BH
1.72 (6.58)	1.47 (6.60)	1.76 (9.08)

2000–2006

SL	SM	SH
2.46 (8.10)	3.45 (6.13)	2.33 (4.14)
BL	BM	BH
1.54 (6.24)	2.22 (6.12)	3.54 (7.11)

Tabellen viser gjennomsnittlig avkastning for Fama/French porteføljene konstruert for Oslo Børs.

av selskapene med lavest avkastning. Carhart (1997) faktoren PR1YR er da forskjellen mellom gjennomsnittlig avkastning for gruppen med høyest og lavest avkastning. Faktoravkastningen rekalkuleres hver måned.

En alternativ momentum faktor: UMD French introduserte en alternativ momentum faktor faktor UMD, som han beskriver på følgende måte:

...a momentum factor, constructed from six value-weight portfolios formed using independent sorts on size and prior return of NYSE, AMEX, and NASDAQ stocks. Mom is the average of the returns on two (big and small) high prior return portfolios minus the average of the returns on two low prior return portfolios. The portfolios are constructed monthly. Big means a firm is above the median market cap on the NYSE at the end of the previous month; small firms are below the median NYSE market cap. Prior return is measured from month -12 to -2. Firms in the low prior return portfolio are below the 30th NYSE percentile. Those in the high portfolio are above the 70th NYSE percentile.
(fra Kenneth French sin nett side)

Likviditetsfaktoren LIQ Det er mange forskjellige mål på likviditet som er foreslått i litteraturen, uten at det er noe enighet om hvilket mål som er best. Vi har valgt å bruke forskjellen mellom beste kjøpskurs og salgskurs delt på midtpunktursen (som er et estimat på "riktig" pris). Dette målet kalles relativ spread og er et mål som både er enkelt å konstruere og brukes mye i mikrostruktur-litteraturen til å måle likviditet.

$$SPR = \frac{P_{ask} - P_{bid}}{(P_{ask} + P_{bid})/2}$$

For å lage likviditetsfaktoren konstruerer vi 10 porteføljer basert på selskapenes gjennomsnittlige SPR. På slutten av hver måned sorteres selskaper inn i porteføljene basert på gjennomsnittlig SPR over måneden.

C.3 Statistikk for risikofaktorer på Oslo Børs

Panel A i tabell 29 viser gjennomsnittlig månedlig avkastning for Fama/French (SMB og HML) faktorene, de to momentum faktorene (PR1YR og UMD) og likviditetsfaktoren LIQ. For hele perioden er avkastningen på alle faktorene, bortsett fra LIQ, signifikant forskjellige fra null. For del-periodene varierer signifikansen til faktorene. Panel B i tabellen viser korrelasjonene mellom faktorene for hele perioden og delperioder. Matrisene viser at faktorene er lavt korrelert med hverandre bortsett fra PR1YR og UMD som begge fanger opp momentum effekten. Også LIQ og SMB faktorene er relativt høyt korrelert med hverandre, noe som viser at størrelseseffekten er tett knyttet til likviditet.

Tabell 29 Deskriptiv statistikk for Fama/French, momentum og likviditetsfaktorene

Panel A: Gjennomsnittlig faktoravkastning

	SMB		HML		PR1YR		UMD	
1980–2006	0.90	(0.00)	0.89	(0.00)	0.97	(0.00)	0.80	(0.02)
1980–1989	1.08	(0.03)	1.38	(0.02)	2.25	(0.00)	1.90	(0.00)
1990–1999	1.13	(0.01)	0.45	(0.38)	-0.22	(0.63)	-0.30	(0.58)
2000–2006	0.33	(0.42)	0.93	(0.09)	1.04	(0.07)	0.97	(0.16)

Panel B: Korrelasjoner Perioden 1980-2006:

	SMB	HML	PR1YR
HML	-0.23		
PR1YR	0.11	0.01	
UMD	0.11	-0.06	0.79

Perioden 1980-1989:

	SMB	HML	PR1YR
HML	-0.17		
PR1YR	0.09	0.22	
UMD	0.21	0.12	0.81

Perioden 1990-1999:

	SMB	HML	PR1YR
HML	-0.23		
PR1YR	0.16	-0.29	
UMD	0.09	-0.29	0.82

Perioden 2000-2006:

	SMB	HML	PR1YR
HML	-0.33		
PR1YR	0.06	0.13	
UMD	0.01	-0.01	0.71

Panel A i tabellen viser statistikk for Fama og French (1996a) sine SMB and HML faktorene, PR1YR faktoren til Carhart (1997), UMD faktoren til Kenneth French og likviditetsfaktoren LIQ konstruert basert på forskjellen mellom beste kjøps og salgskurs ("bid-ask spread"). Tabellen rapporterer gjennomsnittlig månedlig avkastning med p-verdier i parentes fra en test for om avkastningen er signifikant forskjellig fra null. Panel B viser korrelasjonene mellom faktoravkastningene for hele perioden og delperioder.

D Detaljerte estimeringsresultater - porteføljesorteringer

Tabell 30 Flerfaktor modell for Oslo Børs: porteføljer sortert på markeds beta

asset	a	pval	b[1]	pval	b[2]	pval	b[3]	pval	b[4]	pval
1 (low beta)	0.009	(0.07)	0.617	(0.00)	0.096	(0.39)	0.070	(0.55)	0.028	(0.78)
2	0.006	(0.22)	0.586	(0.00)	0.077	(0.69)	-0.136	(0.33)	-0.072	(0.51)
3	0.006	(0.15)	0.800	(0.00)	0.134	(0.28)	0.062	(0.47)	-0.018	(0.82)
4	0.003	(0.33)	0.804	(0.00)	0.047	(0.67)	0.104	(0.16)	0.025	(0.70)
5	0.002	(0.55)	0.749	(0.00)	-0.269	(0.02)	-0.097	(0.32)	0.261	(0.00)
6	0.005	(0.32)	0.921	(0.00)	-0.483	(0.00)	-0.161	(0.14)	0.056	(0.39)
7	0.004	(0.34)	0.897	(0.00)	-0.372	(0.00)	-0.090	(0.28)	0.015	(0.83)
8	0.003	(0.43)	0.836	(0.00)	-0.566	(0.00)	0.047	(0.54)	-0.046	(0.44)
9	0.008	(0.04)	1.183	(0.00)	-0.536	(0.00)	0.044	(0.58)	-0.019	(0.79)
10	0.006	(0.13)	1.225	(0.00)	-0.413	(0.00)	0.086	(0.34)	-0.003	(0.97)
Pricing factors (t-verdi)										
$\lambda[1]$ (Rm)	0.016	(2.93)								
$\lambda[2]$ (SMB)	0.008	(1.12)								
$\lambda[3]$ (HML)	0.005	(0.27)								
$\lambda[4]$ (UMD)	-0.002	(-0.13)								
Chi Square test (p-verdi)										
J ($\chi^2(6)$)	1.310	(0.86)								

Tabell 31 Flerfaktormodell for Oslo Børs: porteføljer sortert på størrelse

asset	a	pval	b[1]	pval	b[2]	pval	b[3]	pval	b[4]	pval
1 (small size)	0.028	(0.00)	0.853	(0.00)	0.176	(0.29)	0.110	(0.43)	-0.112	(0.31)
2	0.018	(0.00)	0.988	(0.00)	0.471	(0.00)	0.092	(0.36)	0.041	(0.55)
3	0.009	(0.02)	1.116	(0.00)	0.358	(0.00)	-0.006	(0.95)	0.121	(0.04)
4	0.009	(0.00)	1.130	(0.00)	0.324	(0.00)	-0.043	(0.50)	0.103	(0.07)
5	0.011	(0.00)	1.046	(0.00)	0.332	(0.00)	-0.104	(0.22)	0.049	(0.54)
6	0.011	(0.00)	1.064	(0.00)	-0.001	(0.99)	0.022	(0.72)	0.084	(0.08)
7	0.006	(0.03)	1.047	(0.00)	-0.137	(0.01)	0.015	(0.78)	0.090	(0.02)
8	0.010	(0.00)	1.014	(0.00)	-0.313	(0.00)	-0.034	(0.51)	-0.009	(0.83)
9	0.006	(0.06)	1.135	(0.00)	-0.317	(0.00)	-0.043	(0.49)	0.061	(0.16)
10	0.007	(0.00)	0.895	(0.00)	-0.563	(0.00)	-0.069	(0.13)	0.036	(0.28)
Pricing factors (t-verdi)										
$\lambda[1]$ (Rm)	0.018	(3.99)								
$\lambda[2]$ (SMB)	0.012	(3.27)								
$\lambda[3]$ (HML)	-0.009	(-0.46)								
$\lambda[4]$ (UMD)	-0.014	(-0.58)								
Chi Square test (p-verdi)										
J ($\chi^2(6)$)	4.644	(0.32)								

Tabell 32 Flerfaktormodell for Oslo Børs: porteføljer sortert på B/M verdi

asset	a	pval	b[1]	pval	b[2]	pval	b[3]	pval	b[4]	pval
1 (low B/M)	0.004	(0.25)	1.055	(0.00)	-0.054	(0.55)	-0.600	(0.00)	-0.050	(0.42)
2	-0.001	(0.71)	1.174	(0.00)	0.088	(0.35)	-0.363	(0.00)	0.040	(0.45)
3	-0.002	(0.41)	1.036	(0.00)	-0.064	(0.35)	-0.106	(0.05)	0.034	(0.47)
4	-0.006	(0.07)	0.943	(0.00)	-0.092	(0.19)	-0.011	(0.85)	0.047	(0.30)
5	0.004	(0.23)	0.957	(0.00)	-0.067	(0.35)	-0.076	(0.20)	0.042	(0.36)
6	0.002	(0.54)	1.014	(0.00)	-0.135	(0.06)	0.057	(0.37)	-0.099	(0.45)
7	0.002	(0.52)	0.961	(0.00)	-0.059	(0.38)	0.139	(0.02)	0.014	(0.78)
8	-0.000	(0.99)	1.105	(0.00)	-0.094	(0.31)	0.263	(0.00)	-0.020	(0.71)
9	0.002	(0.44)	0.985	(0.00)	0.092	(0.14)	0.363	(0.00)	0.003	(0.95)
10	0.003	(0.51)	0.906	(0.00)	0.306	(0.00)	0.516	(0.00)	-0.044	(0.57)
Pricing factors		(t-verdi)								
$\lambda[1]$ (Rm)	0.014	(2.16)								
$\lambda[2]$ (SMB)	0.004	(0.30)								
$\lambda[3]$ (HML)	0.023	(2.91)								
$\lambda[4]$ (UMD)	0.002	(0.11)								
Chi Square test		(p-verdi)								
$J(\chi^2(6))$	3.482	(0.48)								

Tabell 33 Flerfaktormodell for Oslo Børs: porteføljer sortert på momentum

asset	a	pval	b[1]	pval	b[2]	pval	b[3]	pval	b[4]	pval
1 (low momentum)	0.004	(0.14)	1.076	(0.00)	-0.281	(0.00)	-0.013	(0.80)	-0.005	(0.91)
2	0.007	(0.09)	1.071	(0.00)	-0.325	(0.00)	-0.077	(0.36)	-0.066	(0.34)
3	0.003	(0.53)	1.309	(0.00)	-0.131	(0.13)	-0.197	(0.02)	0.070	(0.30)
4	0.005	(0.43)	1.185	(0.00)	-0.187	(0.31)	-0.180	(0.22)	-0.162	(0.04)
5	0.015	(0.00)	1.051	(0.00)	-0.240	(0.02)	0.074	(0.39)	-0.028	(0.72)
6	0.000	(0.95)	0.970	(0.00)	-0.248	(0.00)	-0.058	(0.40)	0.080	(0.17)
7	0.005	(0.18)	0.871	(0.00)	-0.236	(0.00)	0.066	(0.30)	0.087	(0.11)
8	0.009	(0.01)	0.985	(0.00)	-0.352	(0.00)	-0.038	(0.55)	-0.014	(0.82)
9	0.005	(0.19)	0.964	(0.00)	-0.198	(0.04)	0.019	(0.82)	0.119	(0.05)
10 (high momentum)	0.008	(0.04)	0.994	(0.00)	-0.510	(0.00)	-0.056	(0.41)	0.055	(0.59)
Pricing factors		(t-verdi)								
$\lambda[1]$ (Rm)	0.013	(2.03)								
$\lambda[2]$ (SMB)	-0.008	(-0.96)								
$\lambda[3]$ (HML)	0.025	(1.23)								
$\lambda[4]$ (UMD)	-0.027	(-1.09)								
Chi Square test		(p-verdi)								
$J(\chi^2(6))$	6.734	(0.15)								

Tabell 34 Flerfaktormodell for Oslo Børs: porteføljer sortert på likviditet

asset	a	pval	b[1]	pval	b[2]	pval	b[3]	pval	b[4]	pval
1 (low rel b/a spread)	0.006	(0.01)	0.908	(0.00)	-0.583	(0.00)	-0.094	(0.06)	0.051	(0.23)
2	0.007	(0.01)	1.041	(0.00)	-0.405	(0.00)	-0.120	(0.04)	0.103	(0.02)
3	0.006	(0.10)	1.099	(0.00)	-0.374	(0.00)	0.070	(0.47)	0.037	(0.58)
4	0.007	(0.05)	1.089	(0.00)	-0.260	(0.01)	0.013	(0.87)	-0.017	(0.82)
5	0.005	(0.07)	0.977	(0.00)	-0.064	(0.37)	0.040	(0.47)	0.039	(0.43)
6	0.006	(0.07)	1.051	(0.00)	-0.061	(0.39)	-0.024	(0.70)	0.009	(0.89)
7	0.006	(0.09)	0.974	(0.00)	-0.055	(0.55)	-0.054	(0.45)	-0.046	(0.47)
8	0.009	(0.02)	0.969	(0.00)	0.083	(0.40)	-0.065	(0.34)	0.013	(0.83)
9	0.009	(0.03)	1.029	(0.00)	0.465	(0.00)	-0.115	(0.21)	-0.049	(0.48)
10	0.015	(0.00)	0.889	(0.00)	0.418	(0.00)	0.236	(0.01)	0.191	(0.01)
Pricing factors			(t-verdi)							
$\lambda[1]$ (Rm)	0.022	(2.57)								
$\lambda[2]$ (SMB)	0.017	(1.33)								
$\lambda[3]$ (HML)	0.061	(0.88)								
$\lambda[4]$ (UMD)	-0.042	(-0.44)								
Chi Square test			(p-verdi)							
J ($\chi^2(6)$)	1.530	(0.82)								

E Konstruksjon av innovasjoner i makrovariablene

Det er de uforventede endringene i makrovariable som skal ha betydning for aksjepriser. Altså må vi dekomponere hver variabel serie i en forventet og uforventet del. Altså for en variabel y_t ønsker vi å ha et estimat på $E_t[y_{t+1}|I_t]$ basert på informasjon tilgjengelig opp til og med t (I_t). Fra dette kan vi så konstruere den uforventede endringen i variabelen (innovasjonen) som $\epsilon(y_{t+1}) = y_{t+1} - E_t[y_{t+1}|I_t]$, hvor y_{t+1} er den faktiske realiseringen av variablene på $t + 1$. Modelleringen av forventningen til makrovariable kan selvfølgelig gjøres på mange måter, men vi har valgt å benytte en relativt enkel metode som er mye brukt i litteraturen for å dekomponere variable i en forventet og uforventet del. Modellen for $E_t[y_{t+1}|I_t]$ antar vi følger en enkel AR(1) tidsseriemodell for log endringene i hver makrovariabel,

$$y_t = c_t + \hat{\beta}_t y_{t-1}$$

Denne modellen estimeres rekursivt med et glidende 12 måneders vindu. Altså begynner vi med å estimere modellen for Januar 1980 til og med Desember 1980. Basert på den estimerte modellen beregner vi et punktestimat for Januar 1981 som $E_t(y_{t+1}) = c_t + \hat{\beta}_t y_t$. Den uforventede endringen (innovasjonen) vil da være $\epsilon(y_{t+1}) = y_{t+1} - (c_t + \hat{\beta}_t y_t)$. Deretter gjentas prosedyren for hver måned. Altså, for å beregne en innovasjon for neste måned, Februar 1981, flytter vi estimerings-vinduet en måned frem, estimerer modellen for perioden Februar 1980 til og med Januar 1981, gir en fremskrivning for Februar 1981 basert på modellen estimert opp til og med Januar 1981 osv. Dette gjøres for alle måneder og for hver makro variabel slik at vi får en innovasjons-serie for hver makrovariabel.

F Tester med makrovariable uten markedsporteføljen

Tabell 35 Realøkonomiske variable som risikofaktorer uten markedsporteføljen

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 én-faktor modeller uten markeds-faktoren men med de respektive makrovariabelene for fem forskjellige porteføljegrupper (Industri, Størrelse, B/M verdi, momentum og likviditet). Modell systemet estimeres ved hjelp av GMM.

Makro variabel	Industri (vw)		Størrelse(vw)		B/M verdi(vw)		Momentum (vw)		Likviditet (vw)	
	Makro $\lambda[2]$	J-test (p-verdi)	Makro $\lambda[2]$	J-test (p-verdi)	Makro $\lambda[2]$	J-test (p-verdi)	Makro $\lambda[2]$	J-test (p-verdi)	Makro $\lambda[2]$	J-test (p-verdi)
INDPROD	0.015	8.906	0.015	21.432	-0.001	22.726	-0.024	12.800	-0.002	24.776
UE(INDPROD)	1.09	0.06	1.90	0.00	-0.27	0.00	-2.01	0.08	-0.25	0.00
	-0.065	7.162	-0.021	25.882	-0.024	19.569	-0.097	9.608	-0.058	23.452
	-1.15	0.13	-0.84	0.00	-0.91	0.01	-1.66	0.21	-1.52	0.00
KONSUM	-0.004	12.323	-0.002	26.008	-0.008	16.758	-0.006	13.484	0.005	20.296
UE(KONSUM)	-1.06	0.02	-0.28	0.00	-1.43	0.02	-1.86	0.06	1.03	0.00
	0.015	11.169	0.011	13.001	-0.014	19.033	0.029	8.934	0.000	25.178
	0.82	0.02	1.46	0.07	-1.79	0.01	1.93	0.26	0.03	0.00
ARBLEDIG	-0.009	10.199	-0.003	26.288	0.017	14.199	0.000	20.128	0.006	23.467
UE(ARBLEDIG)	-1.11	0.04	-0.28	0.00	1.97	0.05	0.05	0.01	1.25	0.00
	0.023	11.304	-0.031	15.751	0.005	22.133	-0.022	14.018	-0.072	9.191
	1.07	0.02	-2.61	0.03	0.32	0.00	-1.85	0.05	-3.05	0.24
IMPORT	0.003	14.410	-0.017	27.424	-0.041	19.364	0.031	15.360	0.043	20.280
UE(IMPORT)	0.16	0.01	-0.57	0.00	-1.37	0.01	1.08	0.03	1.40	0.00
	0.066	12.998	-0.011	25.998	-0.022	21.946	0.039	20.196	-0.009	25.088
	0.75	0.01	-0.15	0.00	-0.39	0.00	0.34	0.01	-0.07	0.00
EKSPORT	0.050	6.135	0.004	25.553	0.043	11.668	0.000	20.032	0.045	15.929
UE(EKSPORT)	1.48	0.19	0.25	0.00	1.50	0.11	-0.01	0.01	1.88	0.03
	0.009	14.456	-0.021	25.635	-0.046	19.794	0.083	19.887	-0.188	17.742
	0.12	0.01	-0.43	0.00	-0.89	0.01	1.07	0.01	-1.13	0.01

(b) Nominelle makrovariable

Makro variabel	Industri (vw)		Størrelse(vw)		B/M verdi(vw)		Momentum (vw)		Likviditet (vw)	
	Makro $\lambda[2]$	J-test (p-verdi)	Makro $\lambda[2]$	J-test (p-verdi)	Makro $\lambda[2]$	J-test (p-verdi)	Makro $\lambda[2]$	J-test (p-verdi)	Makro $\lambda[2]$	J-test (p-verdi)
KPI	0.000	13.819	-0.001	24.806	0.000	22.203	-0.001	10.466	0.000	25.307
UE(KPI)	-0.37	0.01	-1.19	0.00	-0.57	0.00	-2.24	0.16	0.08	0.00
	-0.003	5.007	0.000	26.331	-0.003	13.559	-0.003	6.299	-0.008	8.027
	-2.43	0.29	0.16	0.00	-2.16	0.06	-2.64	0.51	-2.48	0.33
KPIJAE	0.000	13.913	-0.002	10.218	0.000	20.911	-0.001	16.876	-0.001	23.500
UE(KPIJAE)	-0.49	0.01	-1.79	0.18	1.05	0.00	-1.68	0.02	-1.55	0.00
	-0.002	9.101	0.000	26.197	-0.002	16.728	-0.003	6.154	-0.006	3.666
	-2.29	0.06	0.51	0.00	-2.09	0.02	-2.60	0.52	-2.41	0.82
M2	0.012	3.836	0.012	11.555	0.009	11.235	0.013	3.788	0.013	11.049
UE(M2)	2.22	0.43	2.88	0.12	1.89	0.13	2.40	0.80	3.14	0.14
	-0.028	6.339	0.033	15.764	-0.012	20.589	-0.010	17.865	-0.005	24.488
	-1.18	0.18	1.86	0.03	-0.95	0.00	-1.13	0.01	-0.51	0.00

Referanser

- Acharya, A. og L. Pedersen (2005). "Asset pricing with liquidity risk." *Journal of Financial Economics*, 77, 375–410.
- Ali, A., L. Hwang, og M. A. Trombleya (2003). "Arbitrage risk and book-to-market anomaly." *Journal of Financial Economics*, 69, 355–373.
- Arbel, A. og P. Strebel (1983). "Pay attention to neglected firms!" *Journal of Portfolio Management*, 9 (Winter), 37–42.
- Bali og Tang (2007). "Stock returns, inflation and output." Working Paper, Barouch.
- Banz, R. W. (1981). "The relationship between return and the market value of common stocks." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14, 421–441.
- Black, F., M. Jensen, og M. Scholes (1972). "The capital asset pricing model: Some empirical tests." I M. C. Jensen (Ed.), "Studies in the Theory of Capital Markets," 79–121. Praeger, New York.
- Bodie, Z. (1976). "Common stocks as a hedge against inflation." *Journal of Finance*, 31(2), 459–470.
- Campbell, J. Y. (1987). "Does saving anticipate declining labor income? an alternative test of the permanent income hypothesis." *Econometrica*, 55(6), 1249–1273.
- Campbell, J. Y. og R. J. Shiller (1988). "Stock prices, earnings, and expected dividends." *Journal of Finance*, 43(3), 661–76.
- Carhart, M. (1997). "On persistence in mutual fund performance." *Journal of Finance*, 52, 57–82.
- Chan, K., A. Hameed, og W. Tong (2000). "Profitability of momentum strategies in the international equity markets." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(2), 153–172.
- Chan, K. C., N.-f. Chen, og D. A. Hsieh (1985). "An exploratory investigation of the firm size effect." *Journal of Financial Economics*, 14(3), 451–71.
- Chen, N.-F. (1991). "Financial investment opportunities and the macroeconomy." *Journal of Finance*, 46(2), 529–55.
- Chen, N.-F., R. Roll, og S. A. Ross (1986). "Economic forces and the stock market." *Journal of Business*, 59(3), 383–403.
- Cochrane, J. (2005). *Asset Pricing*. Princeton University Press, revised edn.
- Cochrane, J. H. (2000). *Asset Pricing*. Princeton University Press, NJ.
- Cutler, D. M., J. M. Poterba, og L. H. Summers (1989). "What moves stock prices?" *Journal of Portfolio Management*, 15, 4–12.
- Dimson, E. og P. Marsh (1999). "Murphy's law and market anomalies." *Journal of Portfolio Management*.
- Fama, E. F. (1981). "Stock returns, real activity, inflation, and money." *The American Economic Review*, 71, 545–565.
- Fama, E. F. (1990). "Stock returns, expected returns, and real activity." *Journal of Finance*, 45(4), 1089–1108.
- Fama, E. F. og K. R. French (1988). "Permanent and temporary components of stock prices." *Journal of Political Economy*, 96(2), 246–273.
- Fama, E. F. og K. R. French (1989). "Business conditions and expected returns on stocks and bonds." *Journal of Financial Economics*, 25(1), 23–49.
- Fama, E. F. og K. R. French (1992). "The cross-section of expected stock returns." *Journal of Finance*, 47(2), 427–65.
- Fama, E. F. og K. R. French (1993). "Common risk factors in the returns on stock and bonds." *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3–56.
- Fama, E. F. og K. R. French (1995). "Size and book-to-market factors in earnings and returns." *Journal of Finance*, 50, 131–156.
- Fama, E. F. og K. R. French (1996a). "The CAPM is wanted, dead or alive." *Journal of Finance*, 51(5), 1947–1958.
- Fama, E. F. og K. R. French (1996b). "Multifactor explanations of asset pricing anomalies." *Journal of Finance*, 51(1), 55–84.

- Fama, E. F. og K. R. French (1998). "Value versus growth: The international evidence." *Journal of Finance*, 53(6), 1975–1999.
- Fama, E. F. og G. W. Schwert (1977). "Asset returns and inflation." *Journal of Financial Economics*, 5, 115–146.
- Flannery, M. J. og A. A. Protopapadakis (2002). "Macroeconomic factors do influence aggregate stock returns." *Review of Financial Studies*, 15, 49–67.
- Geske, R. og R. Roll (1983). "The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation." *Journal of Finance*, 38(1), 1–33.
- Grinblatt, M. og B. Han (2005). "Prospect theory, mental accounting, and momentum." *Journal of Financial Economics*, 78, 243–462.
- Hansen, L. P. (1982). "Large sample properties of generalized method of moments estimators." *Econometrica*, 50(4), 1029–1054.
- Jegadeesh, N. og S. Titman (1993). "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency." *Journal of Finance*, 48(1), 65–91.
- Jegadeesh, N. og S. Titman (2001a). "Momentum." Working Paper, University of Illinois.
- Jegadeesh, N. og S. Titman (2001b). "Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations." *Journal of Finance*, 56, 699–720.
- Keim, D. B. og R. F. Stambaugh (1986). "Predicting returns in the stock and bond markets." *Journal of Financial Economics*, 17(2), 357–390.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, og R. W. Vishny (1994). "Contrarian investment, extrapolation and risk." *Journal of Finance*, 49, 1541–1578.
- Lamont, O. A. (2001). "Economic tracking portfolios." *Journal of Econometrics*, 105, 161–184.
- LaPorta, R., J. Lakonishok, A. Shleifer, og R. W. Vishny (1997). "Good news for value stocks: Further evidence on market efficiency." *Journal of Finance*, 52(2), 859–874.
- Liew, J. og M. Vassalou (2000). "Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth?" *Journal of Financial Economics*, 57(2), 221–245.
- Liu, W. (2006). "A liquidity-augmented capital asset pricing model." *Journal of Financial Economics*, 82, 631–671.
- Maug, E. og N. Naik (1996). "Herding av delegated portfolio management: the impact of relative performance on asset allocation." IFA Working Paper no 223.
- McQueen, G. og V. V. Roley (1993). "Stock prices, news, and business conditions." *Review of Financial Studies*, 6(3), 683–707.
- Merton, R. C. (1973). "An intertemporal capital asset pricing model." *Econometrica*, 41(5), 867–87.
- Pastor, L. og R. Stambaugh (2003). "Liquidity risk and expected stock returns." *Journal of Political Economy*, 111(3), 642–685.
- Pearce, D. K. og V. V. Roley (1983). "The reaction of stock prices to unanticipated changes in money: A note." *Journal of Finance*, 38(4), 1323–1333.
- Pearce, D. K. og V. V. Roley (1985). "Stock prices and economic news." *Journal of Business*, 58, 49–67.
- Rosenberg, B., K. Reid, og R. Lanstein (1984). "Persuasive evidence of market inefficiency." *Journal of Portfolio Management*, 11, 9–17.
- Ross, S. A. (1976). "The arbitrage theory of capital asset pricing." *Journal of Economic Theory*, 13, 341–360.
- Rouwenhorst, K. G. (1998). "International momentum strategies." *Journal of Finance*, 55, 1217–1269.
- Rozeff, M. (1984). "Dividend yields are equity risk premiums." *Journal of Portfolio Management*, 11, 68–75.
- Sadka, R. (2006). "Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk." *Journal of Financial Economics*, 80, 309–349.

- Shanken og Weinstein (2006). "Economic forces and the stock market revisited." *Journal of Empirical Finance*, 13, 129–144.
- Shefrin, H. og M. Statman (1985). "The disposition to sell winners too early and ride losers too long: Theory and evidence." *Journal of Finance*, 777–790.
- Shleifer, A. og R. Vishny (1997). "The limits to arbitrage." *Journal of Finance*, 52(1), 35–55.
- Skinner, D. J. og R. G. Sloan (2000). "Earnings surprises, growth expectations, and stock returns or don't let an earnings torpedo sink your portfolio." University of Michigan Business School Working Paper.
- Vassalou, M. (2003). "News related to future gdp growth as a risk factor in equity returns." *Journal of Financial Economics*, 68(1), 47–73.
- Vassalou, M. og K. Apeljinou (2003). "Corporate innovation and its effects on equity returns."
- Vassalou, M. og Y. Xing (2004). "Default risk in equity returns." *Journal of Finance*, LIX(2), 831–868.

WORKING PAPERS (ANO) FROM NORGES BANK 2003-2007

Working Papers were previously issued as Arbeidsnotater from Norges Bank, see Norges Bank's website <http://www.norges-bank.no>

- 2003/1 Solveig Erlandsen
Age structure effects and consumption in Norway, 1968(3) – 1998(4) Research Department, 27 p
- 2003/2 Bjørn Bakke og Asbjørn Enge
Risiko i det norske betalingssystemet
Avdeling for finansiell infrastruktur og betalingssystemer, 15 s
- 2003/3 Egil Matsen and Ragnar Torvik
Optimal Dutch Disease Research Department, 26 p
- 2003/4 Ida Wolden Bache
Critical Realism and Econometrics Research Department, 18 p
- 2003/5 David B. Humphrey and Bent Vale
Scale economies, bank mergers, and electronic payments: A spline function approach
Research Department, 34 p
- 2003/6 Harald Moen
Nåverdien av statens investeringer i og støtte til norske banker
Avdeling for finansiell analyse og struktur, 24 s
- 2003/7 Geir H.Bjønnes, Dagfinn Rime and Haakon O.Aa. Solheim
Volume and volatility in the FX market: Does it matter who you are? Research Department, 24 p
- 2003/8 Olaf Gresvik and Grete Øwre
Costs and Income in the Norwegian Payment System 2001. An application of the Activity Based Costing framework Financial Infrastructure and Payment Systems Department, 51 p
- 2003/9 Randi Næs and Johannes A.Skjeltorp
Volume Strategic Investor Behaviour and the Volume-Volatility Relation in Equity Markets
Research Department, 43 p
- 2003/10 Geir Høidal Bjønnes and Dagfinn Rime
Dealer Behavior and Trading Systems in Foreign Exchange Markets Research Department, 32 p
- 2003/11 Kjersti-Gro Lindquist
Banks' buffer capital: How important is risk Research Department, 31 p
- 2004/1 Tommy Sveen and Lutz Weinke
Pitfalls in the Modelling of Forward-Looking Price Setting and Investment Decisions
Research Department, 27 p
- 2004/2 Olga Andreeva
Aggregate bankruptcy probabilities and their role in explaining banks' loan losses
Research Department, 44 p
- 2004/3 Tommy Sveen and Lutz Weinke
New Perspectives on Capital and Sticky Prices Research Department, 23 p
- 2004/4 Gunnar Bårdsen, Jurgen Doornik and Jan Tore Klovland
A European-type wage equation from an American-style labor market: Evidence from a panel of Norwegian manufacturing industries in the 1930s Research Department, 22 p
- 2004/5 Steinar Holden and Fredrik Wulfsberg
Downward Nominal Wage Rigidity in Europe Research Department, 33 p
- 2004/6 Randi Næs
Ownership Structure and Stock Market Liquidity Research Department, 50 p
- 2004/7 Johannes A. Skjeltorp and Bernt-Arne Ødegaard
The ownership structure of repurchasing firms Research Department, 54 p
- 2004/8 Johannes A. Skjeltorp
The market impact and timing of open market share repurchases in Norway
Research Department, 51 p

- 2004/9 Christopher Bowdler and Eilev S. Jansen
Testing for a time-varying price-cost markup in the Euro area inflation process Research Department, 19 p
- 2004/10 Eilev S. Jansen
Modelling inflation in the Euro Area Research Department, 49 p
- 2004/11 Claudia M. Buch, John C. Driscoll, and Charlotte Østergaard
Cross-Border Diversification in Bank Asset Portfolios Research Department, 39 p
- 2004/12 Tommy Sveen and Lutz Weinke
Firm-Specific Investment, Sticky Prices, and the Taylor Principle Research Department, 23 p
- 2004/13 Geir Høidal Bjønnes, Dagfinn Rime and Haakon O.Aa. Solheim
Liquidity provision in the overnight foreign exchange market Research Department, 33 p
- 2004/14 Steinar Holden
Wage formation under low inflation Research Department, 25 p
- 2004/15 Roger Hammersland
Large T and small N: A three-step approach to the identification of cointegrating relationships in time series models with a small cross-sectional dimension Research Department, 66 p
- 2004/16 Q. Farooq Akram
Oil wealth and real exchange rates: The FEER for Norway Research Department, 31 p
- 2004/17 Q. Farooq Akram
En effisient handlingsregel for bruk av petroleumsinntekter Forskningsavdelingen, 40 s
- 2004/18 Egil Matsen, Tommy Sveen and Ragnar Torvik
Savers, Spenders and Fiscal Policy in a Small Open Economy Research Department, 31 p
- 2004/19 Roger Hammersland
The degree of independence in European goods markets: An I(2) analysis of German and Norwegian trade data Research Department, 45 p
- 2004/20 Roger Hammersland
Who was in the driving seat in Europe during the nineties, International financial markets or the BUBA? Research Department, 35 p
- 2004/21 Øyvind Eitrheim and Solveig K. Erlandsen
House prices in Norway 1819–1989 Research Department, 35 p
- 2004/22 Solveig Erlandsen and Ragnar Nymo
Consumption and population age structure Research Department, 22 p
- 2005/1 Q. Farooq Akram
Efficient consumption of revenues from natural resources – An application to Norwegian petroleum revenues Research Department, 33 p
- 2005/2 Q. Farooq Akram, Øyvind Eitrheim and Lucio Sarno
Non-linear dynamics in output, real exchange rates and real money balances: Norway, 1830-2003 Research Department, 53 p
- 2005/3 Carl Andreas Claussen and Øistein Røisland
Collective economic decisions and the discursive dilemma Monetary Policy Department, 21 p
- 2005/4 Øistein Røisland
Inflation inertia and the optimal hybrid inflation/price level target Monetary Policy Department, 8 p
- 2005/5 Ragna Alstadheim
Is the price level in Norway determined by fiscal policy? Research Department, 21 p
- 2005/6 Tommy Sveen and Lutz Weinke
Is lumpy investment really irrelevant for the business cycle? Research Department, 26 p
- 2005/7 Bjørn-Roger Wilhelmsen and Andrea Zaghini
Monetary policy predictability in the euro area: An international comparison Economics Department, 28 p

- 2005/8 Moshe Kim, Eirik Gaard Kristiansen and Bent Vale
What determines banks' market power? Akerlof versus Herfindahl Research Department, 38 p
- 2005/9 Q. Farooq Akram, Gunnar Bårdsen and Øyvind Eitrheim
Monetary policy and asset prices: To respond or not? Research Department, 28 p
- 2005/10 Eirik Gard Kristiansen
Strategic bank monitoring and firms' debt structure Research Department, 35 p
- 2005/11 Hilde C. Bjørnland
Monetary policy and the illusionary exchange rate puzzle Research Department, 30 p
- 2005/12 Q. Farooq Akram, Dagfinn Rime and Lucio Sarno
Arbitrage in the foreign exchange market: Turning on the microscope
Research Department, 43 p
- 2005/13 Geir H. Bjønnes, Steinar Holden, Dagfinn Rime and Haakon O.Aa. Solheim
"Large" vs. "small" players: A closer look at the dynamics of speculative attacks
Research Department, 31 p
- 2005/14 Julien Garnier and Bjørn-Roger Wilhelmsen
The natural real interest rate and the output gap in the euro area: A joint estimation
Economics Department, 27 p
- 2005/15 Egil Matsen
Portfolio choice when managers control returns Research Department, 31 p
- 2005/16 Hilde C. Bjørnland
Monetary policy and exchange rate interactions in a small open economy
Research Department, 28 p
- 2006/1 Gunnar Bårdsen, Kjersti-Gro Lindquist and Dimitrios P. Tsomocos
Evaluation of macroeconomic models for financial stability analysis
Financial Markets Department, 45 p
- 2006/2 Hilde C. Bjørnland, Leif Brubakk and Anne Sofie Jore
Forecasting inflation with an uncertain output gap Economics Department, 37 p
- 2006/3 Ragna Alstadheim and Dale Henderson
Price-level determinacy, lower bounds on the nominal interest rate, and liquidity traps
Research Department, 34 p
- 2006/4 Tommy Sveen and Lutz Weinke
Firm-specific capital and welfare Research Department, 34 p
- 2006/5 Jan F. Qvigstad
When does an interest rate path „look good“? Criteria for an appropriate future interest rate path Norges Bank Monetary Policy, 20 p
- 2006/6 Tommy Sveen and Lutz Weinke
Firm-specific capital, nominal rigidities, and the Taylor principle Research Department, 23 p
- 2006/7 Q. Farooq Akram and Øyvind Eitrheim
Flexible inflation targeting and financial stability: Is it enough to stabilise inflation and output? Research Department, 27 p
- 2006/8 Q. Farooq Akram, Gunnar Bårdsen and Kjersti-Gro Lindquist
Pursuing financial stability under an inflation-targeting regime Research Department, 29 p
- 2006/9 Yuliya Demyanyk, Charlotte Ostergaard and Bent E. Sørensen
U.S. banking deregulation, small businesses, and interstate insurance of personal income

- Research Department, 57 p
- 2006/10 Q. Farooq Akram, Yakov Ben-Haim and Øyvind Eitrheim
Managing uncertainty through robust-satisficing monetary policy Research Department, 33 p
- 2006/11 Gisle James Natvik:
Government spending and the Taylor pinciple Research Department, 41 p
- 2006/12 Kjell Bjørn Nordal:
Banks' optimal implementation strategies for a risk sensitive regulatory capital rule: a real options and signalling approach Research Department, 36 p
- 2006/13 Q. Farooq Akram and Ragnar Nymoen
Model selection for monetary policy analysis – importance of empirical validity Research Department, 37 p
- 2007/1 Steinar Holden and Fredrik Wulfsberg
Are real wages rigid downwards? Research Department, 44 p
- 2007/2 Dagfinn Rime, Lucio Sarno and Elvira Sojli
Exchange rate forecasting, order flow and macroeconomic information Research Department, 43 p
- 2007/3 Lorán Chollete, Randi Næs and Johannes A. Skjeltorp
What captures liquidity risk? A comparison of trade and order based liquidity factors Research Department, 45 p
- 2007/4 Moshe Kim, Eirik Gaard Kristiansen and Bent Vale
Life-cycle patterns of interest rate markups in small firm finance Research Department, 42 p
- 2007/5 Francesco Furlanetto and Martin Seneca
Rule-of-thumb consumers, productivity and hours Research Department, 41 p
- 2007/6 Yakov Ben-Haim, Q. Farooq Akram and Øyvind Eitrheim
Monetary policy under uncertainty: Min-max vs robust-satisficing strategies Research Department, 28 p
- 2007/7 Carl Andreas Claussen and Øistein Røisland
Aggregating judgments on dependent variables: an (im)possibility result Research Department, 17 p
- 2007/8 Randi Næs, Johannes Skjeltorp og Bernt Arne Ødegaard
Hilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs? Forskningsavdelingen, 68 s

NØKKELOD:

Verdsettingsmodeller
Flerfaktormodeller
Generalized Method of Moments