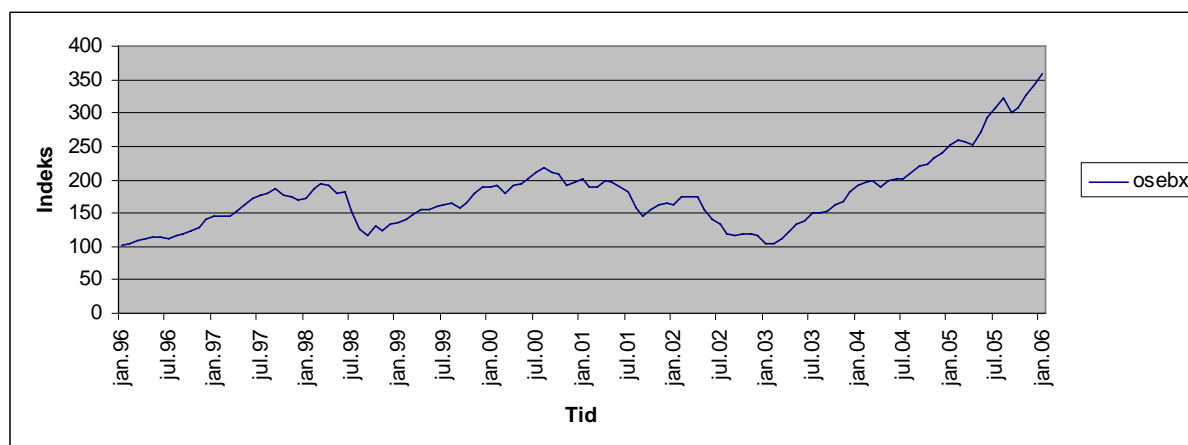


Utredning i fordypningsområdet finansiell økonomi
Veileder: Øystein Gjerde

MAKROØKONOMISKE FAKTORER OG DET NORSKE AKSJEMARKEDET

av
Liv Hege Dyrnes



Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen innestår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

SAMMENDRAG

Denne masterutredningen tar for seg ulike makrofaktorens innvirkning på avkastningen til hovedindeksen på Oslo Børs.

Analysene bygger på tidsseriedata fra perioden januar 1996 til desember 2005 som er hentet fra velkjente kilder både i Norge og i utlandet. Formålet er å avdekke om noen av de valgte makroøkonomiske faktorene, inflasjon, oljepris, industriproduksjon, kort og lang rente, dollarkursen mot den norske kronen, k2 og de utenlandske børsindeksene, S&P500 og FTSE100, påvirker avkastningen i det norske aksjemarkedet.

Av de totalt 9 faktorene som ble testet, var det 5 som ble påvist som signifikante pluss lag av noen av dem. Resultatene indikerer at det er en positiv sammenheng mellom oljepris og avkastningen til hovedindeksen. Også kredittindikatoren, k2, hadde en signifikant positiv innvirkning på aksjeavkastningen. Sammen med den korte renten var dette den variabelen med størst koeffisient, så det virker altså som om avkastningen er svært avhengig av en endring i kreditttilgangen i Norge. Sammenhengen mellom den korte renten, 3-mnd nibor, og avkastningen var signifikant, men sterkt negativ. Også begge børs- variablene, S&P500 og FTSE100, ble påvist som signifikante og positive og i tillegg var S&P500 lagget en gang signifikant og positiv. Til slutt ble det påvist at avkastningen til hovedindeksen lagget hadde innvirkning på avkastningen måneden etter.

Oppgaven, og da analysearbeidet spesielt, tar utgangspunkt i teori og tidligere forskning på området. Konklusjonene er basert på utallige regresjonsanalyser og andre analyser utført i STATA.

Oppgaven er delt inn i seks deler. Del 1 inneholder introduksjon og problemstilling. I del 2 fremlegges teori for ulike kapitalverdimodeller. I del 3 presenteres andre empiriske undersøkelser på området, både studier av det norske markedet og av utenlandske markeder, mens del 4 inneholder begrunnelse for valg av forklarende variabler samt definisjon av disse. I del 5 og 6 blir henholdsvis metoden som ligger bak analysene og analysene i seg selv og resultatene av disse presentert. Konklusjonen blir fremlagt i del 6.

FORORD

Denne masterutredningen er mitt avsluttende arbeid på Norges Handelshøyskole. Å levere en oppgave krever en modningsprosess underveis, det har dukket opp faktorer på veien som endrer oppgavens innhold og struktur i forhold til startfasen.

Oppgaven har gitt mange utfordringer underveis. Den største utfordringen knyttet seg til innhenting av datamateriale og analysearbeidet, men også rent faglige faktorer og ikke minst tekniske faktorer har vist seg vanskeligere enn forutsett. Det har vært nødvendig med en god del repetisjon av statistisk kunnskap, samt gjennomgang av flere nye områder i regresjonsanalysens verden. I tillegg har jeg satt meg inn i en del teori og empiri som har vært veldig spennende. Jeg føler jeg gjennom analysearbeidet spesielt og hele oppgaven generelt har fått en god forståelse for at problemstillingen rundt makroøkonomien og dens innvirkning på aksjemarkedet i Norge er svært omfattende. Til tross for dette bidrar analysene i denne oppgaven til å belyse noen makroøkonomiske faktorerers innvirkning på aksjeavkastningen i Norge.

Jeg vil avslutningsvis takke Professor Frode Steen ved Institutt for Samfunnsøkonomi ved Norges Handelshøyskole for innspill til de tekniske analysene og jeg vil ikke minst takke min veileder Professor Øystein Gjerde ved Institutt for foretaksøkonomi for faglig støtte og råd.

Bergen, Juli 2006

Liv Hege Dyrnes

INNHALDSFORTEGNELSE

SAMMENDRAG	1
FORORD	2
1. INNLEDNING	5
1.1 Introduksjon	5
1.2 Problemstilling	5
2. TEORI	7
2.1 Markedseffisiens	7
2.2 CAPM	9
2.3 APT	13
2.4 Dividendemodellen	17
3. EMPIRISKE STUDIER	19
3.1 James, Koreisha & Partch (1985)	19
3.2 Chen, Roll & Ross (1986)	20
3.3 Gjølberg & Johnsen (1987)	20
3.4 Carlsen, Hagland & Ruth (1990)	22
3.5 Mathur & Subrahmanyam (1990)	22
3.6 Poon & Taylor (1991)	23
3.7 Kamsvåg (1993)	24
3.8 Jones & Kaul (1996)	24
3.9 Gjerde & Sættem (1999)	24
3.10 Halland, Hansen & Pedersen (1999)	26
4. MAKROØKONOMISKE VARIABLER	28
4.1 Oljepris	28
4.2 Inflasjon	29
4.3 Industriproduksjon	20
4.4 Rente	31
4.5 Valutakurs	32
4.6 K2	33
4.7 Utenlandske børser	34
4.8 Definisjon av variablene	36

5. METODE	39
5.1 OLS	39
5.2 Antall lag	40
5.3 Forutsetninger	41
5.3.1 Linearitet	41
5.3.2 Feilledet har forventning lik null	41
5.3.3 Eksogene forklarende variabler	41
5.3.4 Ingen perfekt multikolaritet	42
5.3.5 Ingen autokorrelasjon	42
5.3.6 Homoskedastisitet	43
5.3.7 Normalfordelte restledd	45
5.3.8 Stasjonære tidsserier	46
6. ANALYSE	48
6.1 Antall lag	48
6.2 Forutsetninger for OLS	49
6.2.1 Ingen perfekt multikolaritet	49
6.2.2 Normalfordelte restledd	50
6.2.3 Ingen autokorrelasjon	52
6.2.4 Homoskedastisitet	52
6.2.5 Stasjonære tidsserier	53
6.3 Resultat	54
6.3.1 Oljepris	55
6.3.2 Rente	56
6.3.3 K2	57
6.3.4 Utenlandske børser	57
6.3.5 Avkastningen til OSEBX lagget	58
7. KONKLUSJON	59
REFERANSELISTE	61
APPENDIKS: Inndata- tidsserier av variablene	65

1. INNLEDNING

1.1 Introduksjon

Både i media, i samfunnet generelt og selvsagt i fagkretser finnes det mange oppfatninger om hvordan aksjemarkedet reagerer på ny informasjon. Man kan ofte lese overskrifter som ”Oljeprisen er Børsens venn”¹. Dette viser at den generelle oppfatningen er at enkelte makroøkonomiske faktorer er noe av kilden til endringer i aksjekursene. Investorer har mulighet til å redusere den usystematiske risikoen gjennom diversifisering. Derfor har det vært utført en rekke undersøkelser/ analyser for å finne kildene til den systematiske risikoen. Det har vært utviklet en rekke modeller og teorier for å forklare hvordan aksjemarkedet reagerer på økonomiske nyheter. Man prøver å finne hvilke faktorer som er priset inn i aksjekursen i et velfungerende marked. Det er også formålet med denne oppgaven. Jeg skal prøve å identifisere hvilke makroøkonomiske faktorer som har signifikant påvirkning på aksjeavkastningen på Oslo Børs. Valg av faktorer er gjort ut fra tidligere empiriske undersøkelser og teori på området.

1.2 Problemstilling

Jeg vil i denne oppgaven altså undersøke sammenhengen mellom aksjemarkedet i Norge og ulike makroøkonomiske faktorer. I tillegg til at det vil være interessant å undersøke hvilke faktorer som påvirker avkastningen i det norske aksjemarkedet, vil det også være interessant å se om analysene kan finne en sammensetning av faktorer som forklarer en stor del av endringene i aksjeavkastningen. Jeg vil derfor gjennomføre ulike regresjonsanalyser i stata og bruke disse til å forhåpentligvis trekke noen konklusjoner om hva som påvirker endringer i avkastningen i det norske aksjemarkedet. Det er gjennomført flere empiriske undersøkelser på området, både internasjonalt og nasjonalt, og denne oppgaven baserer seg på disse studiene. Det vil være interessant å se om jeg i disse analysene vil finne resultat som peker i samme retning som andre undersøkelser både av det norske markedet og av utenlandske markeder.

¹ Dagens Næringsliv, 9.juni 2006

Bidraget i denne oppgaven er at analysene er gjort i et senere tidsrom og noen av de makroøkonomiske variablene er nye i slike analyser og sammensetningen av variabler er derfor ny.

2. TEORI

Jeg vil i dette kapittelet ta for meg de kapitalverdimodeller og andre teorier som anvendes ved beregning av avkastning og prising av aksjer, slik at man får et teoretisk grunnlag for analysene og ellers resten av oppgaven. Jeg vil først presentere teorien om markedseffisiens, før jeg går mer i dybden når det gjelder CAPM og APT. Jeg vil utlede teoriene og presentere noe empiri rundt teoriene. Til slutt presenterer jeg dividendemodellen og jeg vil også underveis se på forholdet mellom de ulike teoriene/ modellene.

2.1 Markedseffisiens

Markedseffisiens er et teoretisk utgangspunkt for sammenhengen mellom aksjemarkedet og makroøkonomien og markedseffisiens er en forutsetning for effektive aksjemarkeder. I et slikt effektivt aksjemarked vil aksjekursene reflektere historiske kurser, offentlig informasjon og informasjon fra analyser av selskapene og økonomien.

I 1953 publiserte Maurice Kendall en kontroversiell artikkel som omhandlet oppførselen til aksje- og råvarekurser.² Han hadde forventet å finne prissykler, men til sin overraskelse så det ikke ut som om det fantes slike sykler. Det var derimot slik at aksje- og råvarekursene fulgte en ”random walk”. Han mente altså at kursendringene er uavhengig av hverandre. Grunnen til dette er at så snart investorene observerer en syklus i kursene, vil denne syklusen bli eliminert ved handel.

Grunnen til at prisene må følge en ”random walk” er at hvis man kunne predikert fremtidig kursendring ut fra historisk/ dagens kursendring, ville investorene lett kunne profitert på kjøp og salg av aksjer. Men i konkurranseutsatte markeder varer ikke slike muligheter. Når investorene prøver å dra nytte av informasjonen i historiske kurser, justeres kursene umiddelbart inntil ”superior profit” ved å studere historiske kurser ikke lengre er tilstede. Resultatet av dette er at all informasjon som ligger i historiske kurser er reflektert i dagens kurser. Og dermed er det ikke lengre et mønster i kursendringene. Dagens kursendring er uavhengig av kursendringen i foregående perioder.

² Kendall M. G. (1953): The Analysis of Economic Time Series, Part I. Prices. Journal of the Royal Statistical Society 96, 1953.

For at man skal ha et effisient marked må følgende betingelser være oppfylt: 1) Ingen transaksjonskostnader. 2) Informasjon er gratis og tilgjengelig for alle. 3) Alle investorer tolker informasjonen på lik måte.

Man deler ofte hypotesen om markedseffisiens inn i tre nivå.³ I første nivå, den svake formen, reflekterer kursene informasjon som ligger i historiske aksjekurser. Hvis man har en slik svak form for markedseffisiens, vil man ikke kunne profitere i dagens aksjemarked ved å studere tidligere aksjekurser. I neste nivå, halvsterk markedseffisiens, reflekterer ikke dagens kurser bare informasjonen som ligger i tidligere aksjekurser, men kursene reflekterer også all annen offentlig informasjon. Kursene vil nå reagere umiddelbart på informasjon som offentliggjøres, som for eksempel publisering av kvartalsrapporter og planer om fusjoner eller oppkjøp. Den sterke formen for markedseffisiens kjennetegnes ved at aksjekursene reflekterer all tilgjengelig informasjon, både offentlig og privat. Det er ikke mulig å finne ekstraordinær informasjon i et slikt marked. Man kan da finne både heldige og uheldige investorer, men man vil ikke finne investorer som alltid slår markedet.

Patell og Wolfson (1984) gjennomførte et studium for å se hvor fort aksjekurser reagerer på ny informasjon.⁴ De fant at når selskap offentliggjør sine siste omsetnings- /inntjenings tall eller annonserer endring i dividendeutbetalingen, vil justeringen i aksjekursen i hovedsak være over 5 til 10 minutter etter annonseringen.

Man har også forsket på den sterke formen for markedseffisiens. Forskningsresultatene er ikke entydige i om investorer klarer å slå markedet eller ikke. Mark Carhart (1997) analyserte avkastningen til 1500 amerikanske "mutual funds" og resultatene av disse analysene viste at noen år slo fondene markedet, mens andre år var det motsatt.⁵ Noen av disse fondene spesialiserte seg innen spesifikke sektorer og Carhart målte derfor avkastningen i forhold til en portefølje av lignende aktiva. Men resultatet var det samme. Fondene hadde lavere avkastning enn markedet etter at man hadde justert for omkostninger, mens de hadde omtrent samme avkastning som markedet før denne justeringen.

Generelt kan man si at aksjemarkedene i de fleste industrialiserte land oppfyller kravene til effisiens på svak form, men at resultatene for de sterkere nivåene ikke er like entydige.

³ Fama E. F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical work: The Journal of Finance, 1970.

⁴ Patell J. M. & Wolfson M. A. (1984): The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earning and Dividend Announcements. Journal of Financial Economics 13, Juni 1984.

⁵ Carhart M. M. (1997): On Persistence in Mutual Fund Performance. Journal of Finance 52, Mars 1997.

Ugland og Østebø (1992) fant i sine analyser at det norske aksjemarkedet var svakt effisient i perioden 1987 – 1992.

2.2 CAPM

For å analysere hvilke faktorer som har innvirkning på aksjeavkastningen anvendes faktormodeller som analyseverktøy. I CAPM genereres avkastningen gjennom en enkelt faktor, mens i ATP genereres den gjennom flere faktorer. Modellen gir oss en prediksjon på forholdet vi bør observere mellom risikoen til et aktivum og den forventede avkastningen og den er teoretisk basert på effisiens på sterk form.

Et risikofritt aktivum har beta lik 0 og risikopremie lik 0, mens markedsporteføljen har beta lik 1 og risikopremie lik $R_m - R_f$. Hvor R_m er avkastningen på markedsporteføljen og R_f er avkastningen til det risikofrie aktivumet. Men man vil jo gjerne også vite risikopremien når beta ikke er 0 eller 1. Det er her Capital Asset Pricing Modell (CAPM) kommer inn i bildet.⁶ Modellen sier at i et konkurranseutsatt marked vil den forventede risikopremien variere proporsjonalt med beta. Dette fører til at alle investeringer ligger på kapitalmarkedslinjen.

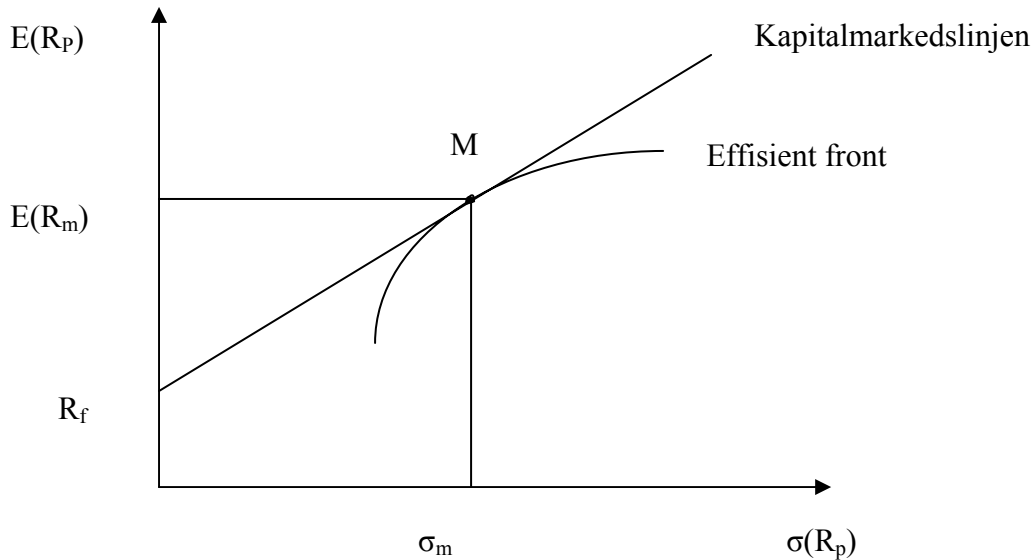
Porteføljer som gir høyest avkastning for gitt standardavvik er kjent som effektive porteføljer. Hvis investor kan låne til risikofri rente ligger markedsporteføljen der hvor kapitalmarkedslinjen tangerer den effektive fronten. Denne porteføljen gir høyest risikopremie i forhold til standardavviket. Gitt at alle har lik informasjon skal alle investorer holde samme portefølje, nemlig markedsporteføljen. Hvis man så ser på ulike aksjer som en del av denne porteføljen, vil det viktige være hvor sensitiv hver aksje er i forhold til markedsporteføljen. Dette er målt i beta som da altså sier oss hvor mye hver aksje bidrar til markedsporteføljens risiko. Så hvis alle holder markedsporteføljen og beta måler hver aksjes bidrag til markedsporteføljens risiko, da er risikopremien investorene krever proporsjonal til beta. Og det er akkurat hva CAPM sier.

Det kan derfor være greit å se den mer formelle utledningen av teorien. CAPM er basert på mange forutsetninger: 1) Det finnes mange investorer, hver med en formue som er ubetydelig

⁶ Sharpe W. F. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. Journal of Finance 19, september 1964.

Lintner J. (1965): The Valuation og Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. Review of Economics and Statistics 47, februar 1965.

i forhold til den samlede formuen. 2) Alle investorene har identisk investeringshorisont. 3) Det betales ikke skatt eller transaksjonskostnader. 4) Investeringene foregår i det offentlige markedet. 5) Alle investorene er rasjonelle. 6) Alle investorene har tilgang til den samme informasjonen og analyserer selskapene på samme måte.



Figur 1: Den effisiente fronten, kapitalmarkedslinjen og markedsporteføljen

Kapitalmarkedslinjen bestemmes av to punkt, markedsporteføljen, M, og den risikofrie renten R_f . Markedsporteføljen er som nevnt tangeringspunktet mellom kapitalmarkedslinjen og den effisiente fronten og har avkastning lik $E(R_m)$ og standardavvik, σ_m . Dette er investorenes nyttemaksimerende portefølje. Om forutsetningene holder, vil alle investorene ha den samme kapitalmarkedslinjen som er gitt ved formelen:

$$(1) \quad E(R_p) = R_f + \frac{E(R_m) - R_f}{\sigma_m} \sigma(R_p) ,$$

hvor stigningstallet er:

$$(2) \quad \frac{E(R_m) - R_f}{\sigma_m}$$

CAPM er en likevektsmodell og i likevekt må markedsporteføljen være en effisient portefølje. Dette betyr at markedsporteføljen må ligge på den øvre delen av den effisiente fronten. (Dette

er den eneste delen av fronten som er tegnet inn på figur 1.) Markedsporteføljen består av alle tilgjengelige aktiva og andel investert i aktivum i er da:

$$w_i = \frac{\text{Markedsverdi individuell aktiva}}{\text{Totaltverdi alle aktiva}}$$

Man har så en portefølje som består av en andel a investert i aksje i og en andel $(1-a)$ investert i markedsporteføljen. Forventet avkastning og standardavviket kan da uttrykkes ved:

$$(3) \quad E(\tilde{R}_p) = aE(\tilde{R}_i) + (1-a)E(\tilde{R}_m)$$

$$(4) \quad \sigma(\tilde{R}_p) = [a^2\sigma_i^2 + (1-a)^2\sigma_m^2 + 2a(1-a)\sigma_{im}]^{1/2}$$

Hvor

σ_i^2 = variansen til aksje i

σ_m^2 = variansen til markedsportefølje

σ_{im} = kovariansen mellom aksje i og markedsporteføljen

Vi deriverer disse med hensyn på andelen a . Det vil si at en marginal endring investert i aksje i gir:

$$(5) \quad \frac{\partial E(\tilde{R}_p)}{\partial a} = E(\tilde{R}_i) - E(\tilde{R}_m)$$

$$(6) \quad \frac{\partial \sigma(\tilde{R}_p)}{\partial a} = \frac{1}{2} [a^2\sigma_i^2 + (1-a)^2\sigma_m^2 + 2a(1-a)\sigma_{im}]^{-1/2} * [2a\sigma_i^2 - 2\sigma_m^2 + 2a\sigma_m^2 + 2\sigma_{im} - 4a\sigma_{im}]$$

En marginal endring i andelen a vil føre til ulikevekt. Men siden likevektsbetingelsen sier at tilbud er lik etterspørsel og siden aksje i også inngår i markedsporteføljen, setter man $a = 0$:

$$(7) \quad \left. \frac{\partial E(\tilde{R}_p)}{\partial a} \right|_{a=0} = E(\tilde{R}_i) - E(\tilde{R}_m)$$

$$(8) \quad \left. \frac{\partial \sigma(\tilde{R}_p)}{\partial a} \right|_{a=0} = \frac{1}{2} [\sigma_m^2]^{-1/2} * [-2\sigma_m^2 + 2\sigma_{im}] = \frac{\sigma_{im} - \sigma_m^2}{\sigma_m}$$

Ligning (7) og (8) uttrykker aksje i sin avkastning og risiko i forhold til markedets avkastning og risiko. I punktet til markedsporteføljen blir da bytteforholdet mellom avkastning og risiko:

$$(9) \quad \frac{\partial E(\tilde{R}_p) / \partial a}{\partial \sigma(\tilde{R}_p) / \partial a} \Big|_{a=0} = \frac{E(\tilde{R}_i) - E(\tilde{R}_m)}{(\sigma_{im} - \sigma_m^2) / \sigma_m}$$

Man setter så dette uttrykket lik helningen til kapitalmarkedslinjen, ligning (2). Da er helningen til kapitalmarkedslinjen og helningen til den effisiente fronten lik og man får da det forenklete uttrykket:

$$(10) \quad E(\tilde{R}_i) = R_f + \left[E(\tilde{R}_m) - R_f \right] \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2}$$

Dette er uttrykket for CAPM, hvor $\frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2}$ er beta. Så ut fra CAPM skal ingen andre faktorer enn beta kunne påvirke avkastningen.

Investorer er i hovedsak opptatt av risiko som man ikke kan eliminere ved å diversifisere. CAPM fanger denne ideen og mange bruker derfor denne modellen for å demonstrere finansielle problemstillinger. Det vil likevel ikke si at CAPM fanger hele virkeligheten og er helt optimal. Man har funnet at forventet avkastning øker med beta, men ikke like raskt som den enkle versjonen av CAPM skulle tilsi. Grunnen til at man her sier den enkle versjonen av CAPM, er at studier har vist at hvis det er lånerestriksjoner vil det fremdeles være et positivt forhold mellom avkastning og beta, men kapitalmarkedslinjen vil ikke være like bratt.⁷ I tillegg til at avkastning har økt med beta de senere år, har den også blitt påvirket av andre faktorer. Blant annet har Fama og French (1992/ 1995/ 2000) funnet at eierne av aksjer i små selskap i det lange løp har større avkastning på sine aksjer enn aksjeeiere i store selskap. Siden 1928 har avkastningsforskjellen mellom de to gruppene av aksjer vært 3,1 % i det amerikanske markedet. De fant også at selskap med høyere P/B- forhold gir høyere avkastning enn selskap med lav P/B- forhold. Begge disse faktorene gir høyere avkastning enn hva kapitalmarkedslinjen til CAPM predikerer. Så hva kan grunne til dette være? Et argument er at disse forholdene står for en type risiko som ikke blir fanget opp av beta alene.

⁷ Black F. (1993): Beta and return. Journal of Portfolio Management 20, vår 1993.

Black F. (1972): Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. Journal of Business 45, juli 1972.

Dette er konsistent med APT, og faktorene fører derfor ikke til feilprising. En annen forklaring er at investorer er irrasjonelle og foretrekker aksjer i store selskap eller aksjer med lav P/B- forhold. Kursene blir dermed drevet opp og avkastningen synker.

Det er også flere andre begrensninger med teorien og en er at forventninger ikke kan måles og man må derfor benytte historiske data for å estimere fremtidig avkastning. I tillegg står man overfor et problem når man skal estimere den risikofrie renten og det er også usikkerhet rundt hvordan man skal måle/ sette sammen markedsporteføljen. I følge Roll (1977) og som nevnt innledningsvis er det et direkte forhold mellom effisiente markeder og CAPM. Så er markedene effisiente på sterk form, kan man også si at CAPM holder. Problemet er som nevnt at empirien ikke er entydig når det gjelder om markedene er effisiente på sterk form, så heller ikke dette viser at CAPM er optimal. Det er altså flere svakheter med teorien og kritikk av teorien førte til at det ble utviklet flere alternative verddivurderingsmodeller, hvor APT var en av disse. Så la oss se nærmere på denne teorien.

2.3 APT

CAPM begynner med en analyse av hvordan investorer danner effektive porteføljer. Arbitrage Pricing Theory (APT) kommer fra en annen familie og ble presentert av Ross i 1976.⁸ Teorien spør ikke hvilke porteføljer som er effektive. I stedet antar modellen at avkastningen til en aksje er påvirket av makroøkonomiske faktorer og av "forstyrrelser", hvor sistenevnte er hendelser som er unike for det aktuelle selskapet. Teorien sier ingenting om hvilke makroøkonomiske faktorer det er snakk om. Ulike selskap blir påvirket av ulike faktorer eller av de samme faktorene men av ulik grad. Man deler risikoen i to. Den ene delen er den som har opphav i de makroøkonomiske faktorene og denne kan ikke elimineres ved diversifikasjon. Del nummer to har opphav i hendelser som er spesifikke for selskapet. Diversifisering eliminerer slik unik risiko og investorene trenger derfor ikke legger vekt på denne typen risiko når de velger hvilke aksjer de skal kjøpe eller selge. Risikopremien til en aksje er ikke påvirket av denne siste formen for risiko.

⁸ Ross S. A. (1976): The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. Journal of Finance, 35, 1976.

APT sier at den forventede avkastningen til en aksje eller portefølje skal avhenge av den forventede risikopremien til hver av faktorene, λ , og til aksjens sensitivitet overfor hver faktor, b .

$$(11) \quad E(\tilde{R}_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \dots + \lambda_k b_{ik}$$

Hvis man setter b er lik null for de ulike faktorene, vil aktivumet/porteføljen være en risikofri portefølje som skal ha avkastning lik den risikofrie renten, $\lambda_0 = R_f$. Derfor kan man skrive om ligning (11):

$$(12) \quad E(\tilde{R}_i) - R_f = \lambda_1 b_{i1} + \dots + \lambda_k b_{ik}$$

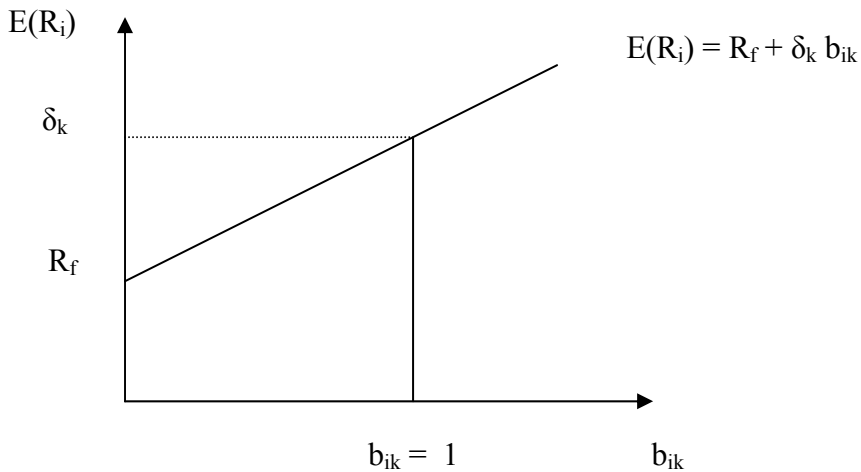
En aksje/ portefølje som er sensitiv overfor for eksempel faktor 1, vil ha en risikopremie som er proporsjonal med sensitiviteten til denne faktoren. En aksje/ portefølje som kun påvirkes av en faktor, kan uttrykkes gjennom ligning (13).

$$(13) \quad \lambda_j = \delta_j - R_f$$

Hvor δ_j er den forventede avkastningen til denne ene faktoren. I likevekt befinner alle aktivaene seg på arbitrasjelinjen og ligning (13) kan dermed omformes til:

$$(14) \quad E(\tilde{R}_i) = R_f + (\delta_k - R_f) b_{ik}$$

Arbitrasjeprisingslinjen i figur 2 viser et aktivum med positiv faktorsensitivitet overfor faktor k . Et aktivum som ligger over linjen gir høyere avkastning for underliggende risiko og for mange avvik fra linjen fører til at man må forkaste APT.



Figur2: Arbitragepriseringslinjen

Teorien imøtegår en del av den kritikken som er blitt rettet mot CAPM og den er basert på mindre restriktive forutsetninger. Men noen forutsetninger bør likevel nevnes: 1) Kapitalmarkedet er friksjonsløst. 2) Investorene har like forventninger. 3) Antall aksjer som vurderes, n , er betydelig større enn antall faktorer, k . 4) Feilleddene er uavhengig av hverandre. Det finnes altså ingen arbitrasjeporteføljer. For å utlede teorien videre tar jeg utgangspunkt i en likevekts-APT hvor avkastningen til aksje i blir påvirket av flere faktorer:

$$(15) \quad \tilde{R}_i = E(\tilde{R}_i) + b_{i1}\tilde{F}_1 + b_{i2}\tilde{F}_2 + \dots + b_{ik}\tilde{F}_k + \varepsilon_i$$

Hvor

\tilde{R}_i = avkastning på aksje i

$E(\tilde{R}_i)$ = forventet avkastning på aksje i

b_{ik} = aksje i 's faktorfølsomhet over for faktor k

\tilde{F}_k = den generelle faktor k . Alle faktorer er uavhengig av hverandre og hver faktor er normalfordelt med forventning lik null

ε_i = tilfeldig feilledd til aksje i

Man investerer α_i og avkastningen til aktivum nr. i kan da skrives som:

$$(16) \quad \alpha_i \tilde{R}_i = \alpha_i E(\tilde{R}_i) + \alpha_i b_{i1} \tilde{F}_1 + \dots + \alpha_i b_{ik} \tilde{F}_k + \alpha_i \varepsilon_i$$

Summering av ligning (16) over alle aktiva i gir da:

$$(17) \quad \sum_{i=1}^N \alpha_i \tilde{R}_i = \sum_{i=1}^N E(\alpha_i \tilde{R}_i) + \sum_{i=1}^N (\alpha_i b_{i1}) \tilde{F}_1 + \dots + \sum_{i=1}^N (\alpha_i b_{iK}) \tilde{F}_K + \sum_{i=1}^N \alpha_i \varepsilon_i$$

Siden markedets stokastiske avkastning, \tilde{R}_m , er det verdiveide gjennomsnittet til avkastningen til aktiva i porteføljen, kan ligning (17) skrives om til:

$$(18) \quad \tilde{R}_m = E(\tilde{R}_m) + b_{m1} \tilde{F}_1 + \dots + b_{mK} \tilde{F}_K + \sum_{i=1}^N \alpha_i \varepsilon_i$$

Ved å sette ligning (15) og (18) inn i uttrykket for beta, $\beta_i = \frac{Cov(\tilde{R}_i, \tilde{R}_m)}{Var(\tilde{R}_m)}$, får man:

$$(19) \quad \beta_i = b_{i1} b_{m1} \frac{\text{var}(\tilde{F}_1)}{\text{var}(\tilde{R}_m)} + \dots + b_{iK} b_{mK} \frac{\text{var}(\tilde{F}_K)}{\text{var}(\tilde{R}_m)} + \alpha_i \frac{\text{var}(\varepsilon_i)}{\text{var}(\tilde{R}_m)}$$

Man setter så uttrykket for beta, ligning (19), inn i CAPM ligningen (10) og får da:

$$(20) \quad E(\tilde{R}_i) = R_f + [E(\tilde{R}_m) - R_f] b_{i1} b_{m1} \frac{\text{var}(\tilde{F}_1)}{\text{var}(\tilde{R}_m)} + [E(\tilde{R}_m) - R_f] b_{iK} b_{mK} \frac{\text{var}(\tilde{F}_K)}{\text{var}(\tilde{R}_m)} + [E(\tilde{R}_m) - R_f] \alpha_i \frac{\text{var}(\varepsilon_i)}{\text{var}(\tilde{R}_m)}$$

Man definerer så $[E(\tilde{R}_m) - R_f] b_{mK} \frac{\text{var}(\tilde{F}_K)}{\text{var}(\tilde{R}_m)} = \tau_k$, $k = 1, \dots, K$ og ligning (20) kan da

forenkles til:

$$(21) \quad E(\tilde{R}_i) = R_f + \tau_1 b_{i1} + \dots + \tau_K b_{iK} + [E(\tilde{R}_m) - R_f] \alpha_i \frac{\text{var}(\varepsilon_i)}{\text{var}(\tilde{R}_m)}$$

Hvor det siste leddet i ligningen uttrykker prisningsfeilen. Når antall aktiva går mot uendelig, går andelen α_i mot null, noe som betyr at feilledet, $[E(\tilde{R}_m) - R_f] \alpha_i \frac{\text{var}(\varepsilon_i)}{\text{var}(\tilde{R}_m)}$, går mot null.

Ligning (21) kan derfor forenkeles nok en gang og vi får uttrykket:

$$(22) \quad E(\tilde{R}_i) \approx R_f + \tau_1 b_{i1} + \dots + \tau_K b_{iK}$$

For å oppsummere forholdet mellom CAPM og APT kan man si at begge teoriene har sine styrker og svakheter, men at APT har en mer generell gyldighet og er mer robust under endrede forutsetninger. APT er mer testbar enn CAPM og har ingen forutsetninger om fordelingen til avkastningen slik CAPM har. APT tillater også en likevektssituasjon med flere faktorer og er ikke avhengig av en effisient markedsportefølje. Og i tillegg kan APT utvides til en flerperiodisk studie. Men APT har også noen svakheter. Blant annet fremgår det ikke av modellen hvilke faktorer som er relevante eller hvor mange faktorer som skal inkluderes i analysene. Som et svar på denne siste kritikken presenterte Chen, Roll og Ross (1986) en artikkel som ga en ny retning for testing av APT. De tok utgangspunkt i selskapenes forventede dividendeutbetaling for å finne makroøkonomiske faktorer som påvirket verdien og avkastningen til aksjer og denne modellen vil derfor bli presentert nå.

2.4 Dividendemodellen

I dividendemodellen vil alle faktorer som har innvirkning på strømmen av dividendeutbetalinger og diskonteringsfaktoren gi utslag i prisen til aksjen. Investorene priser aksjen ut fra forventninger om selskapets evne til å utbetale dividende.

For å verdsette en aksje diskonterer man kontantstrømmen med avkastningen man kan få for andre verdipapirer med samme risiko. Utbetaling til aksjeeiere kommer i to former, dividende og kapitalgevinst eller kapitaltap. Basert på dette kan markedsprisen på en aksje uttrykkes som markedets forventning til dividendeutbetaling og aksjekurs i slutten av året:

$$(23) \quad P_0 = \frac{E(DIV)_1 + E(P_1)}{1 + E(r)}$$

Vi vet at P_0 er den rette prisen fordi ingen annen pris kan overleve i et konkurranseutsatt marked. Investorer ville da oppfatte aksjen som under- eller overpriset og handel av aksjen ville ført prisen tilbake til likevekt. Alle verdipapirer med lik risiko vil derfor gi lik avkastning.

Neste år vil prisen være: $P_1 = \frac{E(DIV_2) + E(P_2)}{1 + E(r)}$ osv for år frem i tid.

Dette gir oss en generell aksjeprisformel:

$$(24) \quad P_0 = \sum_{t=1}^H \frac{E(DIV_t)}{(1 + E(r))^t} + \frac{E(P_H)}{(1 + E(r))^H}$$

Hvor siste periode er H. Når H går mot uendelig, vil nåverdien av sluttprisen gå mot null og man kan derfor kutte siste ledd i formelen over.

$$(25) \quad P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E(DIV_t)}{(1 + E(r))^t}$$

Men nå er det ikke alltid slik at dividende er konstant over tid og det er heller ikke slik at vekst i dividende er konstant. Hvis veksten er unormalt høy en periode er det ofte fordi selskapet er på vei ut av en periode med unormal lav omsetning og profitt. Man bør derfor bruke ulike vekstrate for ulike perioder, men uttrykt med konstant vekst blir aksjeprisen i dag:

$$(26) \quad P_0 = \frac{DIV_0 [1 + E(g)]}{E(r) - E(g)}$$

Prisen og avkastningen på aksjen blir påvirket av systematiske faktorer som har innvirkning på forventet avkastningskrav, $E(r)$, forventet vekst, $E(g)$ og forventet dividende $E(D)$.

I studiet til Chen, Roll og Ross (1986) er ligning (26) utgangspunkt for valg av hvilke makroøkonomiske faktorer som skal inkluderes i analysene og som man mener har påvirkning på aksjeavkastningen. Noen av disse valgte faktorene er også inkludert i analysene i denne oppgaven, men dette vil jeg komme tilbake til senere i oppgaven. I neste kapittel vil jeg komme nærmere inn på resultatene av studiet til Chen, Roll og Ross (1986) og resultat av andre studier innfor feltet.

3. EMPIRISKE STUDIER

Oppgaven og da valg av forklarende variabler spesielt er basert på andre empiriske undersøkelser av både det norske aksjemarkedet og av ulike utenlandske aksjemarkeder. Det er derfor naturlig å presentere noen av disse studiene, hvilke faktorer de har funnet signifikant og hvilke makroøkonomiske variabler som i utgangspunktet har vært testet. Noen av studiene er gjennombruddsstudier og generelt kan man si om alle studiene at det er spredning i tidsrom for analysene og det er også brukt ulike analysemetoder. I analysedelen av oppgaven vil disse studiene også bli sammenlignet med resultatene i denne oppgaven.

3.1 James, Koreisha & Partch (1985)

A VARMA Analysis of the Causal Relations Among Stock Returns, Real Output and Nominal Interest Rates

Forskning har konkludert med at endring i aksjeavkastning signaliserer endring i den reelle aktiviteten som igjen påvirker forventet inflasjon. Geske og Roll (1983) mener at endring i reell aktivitet fører til endring i veksten i pengetilbudet som igjen påvirker den forventede inflasjonen. På den andre siden mener Fama (1981) at endring i reell aktivitet påvirker etterspørselen i pengemengden og ikke tilbudssiden. Problemer med dette siste synet er at det ikke kan forklare hele det negative forholdet mellom inflasjon og aksjeavkastning. Geske og Roll (1983) fant også et negativt forhold mellom aksjeavkastning og endring i kortsiktig rente.

Undersøkelsen, som er basert på amerikanske data og undersøker sammenhengen mellom den månedlige endringen i variablene, finner sammenheng mellom reell aktivitet og aksjeavkastning og mellom reell aktivitet og inflasjon. Endring i aksjeavkastning signaliserer endring i den monetære basen og endring i den reelle aktiviteten. Dette indikerer en sammenheng mellom pengetilbudet og forventet reell aktivitet som er forenlig med Geske og Roll (1983) sitt syn. I tillegg fant man et negativt forhold mellom aksjeavkastning og både forventet inflasjon og endring i forventet inflasjon. Noe som er konsistent med resultatene til Fama og Schwert (1977) og Geske og Roll (1983). Dette endrer seg derimot når man inkluderer vekst i reell aktivitet og pengemengdevekst som forklarende variabler. Nå er ikke forventet inflasjon signifikant og dette stemmer overens med Fama (1981) sine funn.

Koeffisienten til vekst i den reelle aktiviteten er positiv og signifikant, mens koeffisienten til pengemengdevekst er negativ og signifikant.

3.2 Chen, Roll & Ross (1986)

Economic Forces and the Stock Market

Samvariasjonen mellom ulike aksjekurser viser at man mest sannsynlig har underliggende eksogene faktorer som påvirker utviklingen i aksjekursene. Spørsmålet er hvilke makroøkonomiske faktorer som har denne påvirkningskraften i det amerikanske aksjemarkedet. Som nevnt før bruker Chen, Roll og Ross dividendemodellen for å finne de relevante variablene, før de utfører regresjonsanalyser med de valgte variablene.

I analyseperioden 1953- 1983 var månedlig endring i industriproduksjon, risikopremien og terminstrukturen signifikante. Inflasjonsvariablene, ikke- forventet inflasjon og endring i forventet inflasjon, var svært signifikante i perioden 1968- 1977 og ikke signifikant i alle andre perioder. Årlig endring i industriproduksjon var ikke signifikant i noen av periodene og resultatene endret seg heller ikke ved å ekskludere denne variabelen. Generelt oppdaget man at resultatene stort sett var de samme i ulike perioder, men at den siste perioden 1978- 1983 skilte seg litt ut. Koeffisientene var stort sett litt mindre i absolutt forstand i denne perioden og de var også mindre signifikante.

Koeffisientene til industriproduksjon og risikopremien var positive, mens koeffisientene til inflasjonsvariablene var negative. Dette var også koeffisienten til terminstrukturen. Markedsindeksen var ikke signifikant og den påvirker heller ikke resultatene til de andre variablene. Heller ikke konsumvariabelen eller oljeprisen var signifikant priset.

3.3 Gjørberg & Johnsen (1987)

Signaler, begivenheter, respons: Observasjoner fra Oslo Børs 1980- 87

Hensikten med undersøkelsen var å se hvordan Oslo Børs reagerer på begivenheter i norsk og internasjonal økonomi. Det studeres blant annet ”lead-lag” sammenhenger, uke- og sesongeffekter og endringer i oljeprisen og inflasjon.

Hamilton (1983) fant for perioden 1948- 72 en klar signifikant negativ sammenheng mellom oljeprisendringer og økonomisk aktivitetsnivå og vekst. Men han fant også at aksjemarkedet ikke hadde vært i stand til å forutse endringer i oljeprisen i denne perioden. Kling (1985) fant derimot i sine analyser at aksjemarkedet i USA i perioden etter 1972 hadde vært i stand til å forutse endringer i oljepris og aksjemarkedet brukte flere måneder på å absorbere slike oljenyheter. Oljeprisendringer kan dermed brukes til å predikere fremtidige aksjekursendringer. Dette er ikke forenlig med effektivitet i aksjemarkedet. Når det gjelder det norske aksjemarkedet viser denne undersøkelsen at det er for kun to selskap den samtidige kurs- og oljeprisendringen samvarierer signifikant. Det er overraskende at ikke flere selskap får et tilsvarende umiddelbart kursutslag. Resultatene tyder heller ikke på at aksjekursen til ulike selskap kan brukes som barometer for oljeprisendringer frem i tid.

”For perioden 1980- 87 sett under ett tilbød norske aksjer en meget god inflasjonsbeskyttelse. Dette er motsatt av erfaringene fra andre land gjennom årene 1960- 80.” Men det finnes bransjeforskjeller og grunnen til dette kan være at ulike bransjer har ulike muligheter til å inflasjonsjustere produktpriser. Det kan også se ut som om det i tider med sterk inflasjon kan være best å holde seg til aksjer innen finans og forsikring. For i industri finner man igjen den internasjonale tendensen med fallende realkurser under høy inflasjon. For hele perioden vil en 1 % endring i konsumprisindeksen ledsages av en 2,1- 3 % endring i aksjekursene, men en uventet økning i inflasjonen fører til fall i aksjekursene. I tillegg undersøkte man om markedet reagerte på ny informasjon om inflasjonen. SSB offentliggjør oppdaterte inflasjonstall en gang i måneden og det viste seg at koeffisienten til dummyvariabelen for uken med offentliggjøring av inflasjonstall er signifikant.

”Dagens aksjekurs vil reflektere neddiskontert forventet utbytte. Det er derfor naturlig å anta at aksjekurs og rente vil bevege seg motsatt.” Man kan derfor også anta at økt pengetilbud som medfører lavere rente gir høyere aksjekurser, og motsatt. Men problemet er at det er vanskelig å isolere rentens effekt. ”En renteøkning kommer normalt i perioder da investorene også vil oppjustere sine anslag på selskapenes fremtidige inntekter. Omvendt for et rentefall. En kan således ikke betrakte den forventede inntektsstrømmen uavhengig av renten.” Tar man med uklarheten rundt virkningene av forventet inflasjon på realøkonomien og derigjennom aksjemarkedet, er man langt fra enige om hva totaleffekten er. Resultatene av likviditetstilførselen viser at økt likviditet fører til økt kapital, lavere diskonteringsfaktor og høyere kurs i måneden etter. Kredittmarkedsdata gir altså et visst grunnlag for å si noe om kursutviklingen på Oslo Børs i tiden som kommer.

3.4 Carlsen, Hagland og Ruth (1990)

Prising av makroøkonomiske faktorer i det norske aksjemarkedet

Undersøkelsen er basert på tverrsnittsregresjoner av halvårlige observasjoner for det norske aksjemarkedet i perioden 1980 – 1989. Oljepris, handelsbalanse og arbeidsledighet har positiv signifikant påvirkning, mens inflasjon har negativ signifikant påvirkning på porteføljens avkastning. Fortegnet til koeffisienten til arbeidsledighet har motsatt fortegn av hva forfatterne forventet. Konsum var ikke signifikant. Estimert beta har også forklaringskraft. Føyningen er opp mot 65 %, noe som er høyere enn tilsvarende tester for CAPM.

”Heller ikke inflasjonens innvirkning på dividendeutviklingen er entydig. På den ene siden kan økt prisstigning gjøre at regjeringen strammer til politikken. På den annen side vil prisstigning på kort sikt kunne redusere reallønningene og dermed bedriftenes kostnader. Dersom prisstigning følges av depresiering av den norske kronen, vil eksportbedriftene komme bedre ut.”

3.5 Mathur & Subrahmanyam (1990)

Interdependencies among the Nordic and US Stock Markets

Undersøkelsen er gjennomført med utgangspunkt i Granger kausalitet og er basert på månedlige logaritmiske differanser av variablene i perioden 1974 til 1985.

En lignende studie av Agmon (1972) fant ved hjelp av regresjonsanalyser at de amerikanske, britiske, tyske og japanske aksjemarkedene er integrert. Hillard (1979) fant derimot at intra-kontinentale markeder er integrerte, men ikke inter-kontinentale markeder. Schollhammer og Sand (1987) sine resultat viste lite korrelasjon mellom 13 ulike markeder. Gultekin, Gultekin og Penati (1989) undersøkte i hvilke grad regulering av markeder påvirker avhengigheten mellom aksjemarkedene. De fant at ved å fjerne reguleringer av kapitalflyt ble de japanske og amerikanske aksjemarkedene mer integrerte.

De nordiske landene, Sverige, Norge, Finland og Danmark, har sterke økonomiske relasjoner som gjør at man kan forvente at også aksjemarkedene i disse landene er integrert. Alle landene har høy levestandard, de har alle høye skatter i forhold til nasjonalproduktet og landene har derfor et godt sosialsystem. Arbeidsledigheten er lav som følge av sterk statlig

styring og man har hatt industriell restrukturering i alle land. De private og de statlige selskapene er drevet ut fra ønsket om høyest mulig profitt. Men det er flere restriksjoner på markedene. Blant annet har man begrenset eierskapet til utenlandske aktører.

Markedene er små med relativt få børsnoterte selskap som er lite handlet. ”Det er mindre sannsynlig at aksjekurser i små markeder følger en ”random walk” og derfor er det mer sannsynlig at markedene er mindre effektive.”⁹

Svenske aksjekurser påvirker det norske og det finske aksjemarkedet, mens kun det amerikanske aksjemarkedet påvirker det danske. Det svenske og det amerikanske markedet blir ikke påvirket av noen av de andre markedene, kun av sine egne aksjekurser i periodene før. Eun og Shim (1989) fant derimot at amerikanske aksjekurser påvirker alle disse nordiske markedene. Dette viser at aksjemarkedene i nordiske landene nok ikke er fullt integrert.

3.6 Poon & Taylor (1991)

Macroeconomic Factors and the UK Stock Market

De makroøkonomiske variablene i Chen, Roll og Ross (1986) (CRR) påvirker enten den fremtidige kontantstrømmen eller den risikojusterte diskonteringsrenten. En implikasjon av resultatene i CRR er at APT er overlegen i forhold til CAPM. I dette studiet bruker man variablene i CRR for å se om man finner de samme resultatene i det britiske aksjemarkedet. Man kunne ikke finne en slik sammenheng i det britiske markedet. Kanskje fordi det er andre variabler som påvirker aksjeavkastningen eller fordi metoden brukt i CRR ikke er god nok.

Undersøkelsen er basert på månedlige observasjoner i perioden januar 1965 til desember 1984. I denne undersøkelsen fant man ingen umiddelbar signifikant påvirkning mellom endring i makroøkonomiske variabler og aksjeavkastningen. I tillegg er fortegnene til variablene månedlig endring i industriproduksjon og risikopremien motsatt av hva de er i USA. Hvis størrelsen på selskapet er avgjørende for om aksjeavkastningen blir påvirket av makroøkonomiske faktorer eller ikke, kan det være slik at testen gir ulike resultat for ulike land. Dette fordi man inkluderer mange variabler som man ikke kan kontrollere for, som for eksempel skatteregler og andre lover for næringslivet.

⁹ Jennergen og Korsvold (1974)

3.7 Kamsvåg (1993)

Fundamental factors on the Norwegian stock market

Kamsvåg brukte månedlige data fra perioden januar 1984- juni 1993 og han delte aksjene inn i porteføljer basert på hvilke bransje selskapene tilhørte. Koeffisienten til markedsindeksen, vekst i industriproduksjon, oljepris, NOK/USD, inflasjon og langsiktig rente var alle signifikant i å forklare endring i delindeksenes avkastning. Men overraskende nok var industriproduksjon til handelspartnerene ikke signifikant. Når det gjaldt faktorenes risikopremie, fant Kamsvåg at markedsindeksen ikke hadde noen signifikant premie. De to eneste faktorene som hadde signifikant positiv risikopremie var dollarkursen og den langsiktige renten. Ved å teste kortere perioder innenfor utvalget fant Kamsvåg signifikante verdier for markedsindeksen, oljepris og industriproduksjon.

3.8 Jones & Kaul (1996)

Oil and the Stock Market

Mens det amerikanske og kanadiske markedet reagerer rasjonelt på sjokk i oljeprisen, er situasjonen en annen i Storbritannia og Japan. Oljesjokk i Japan og Storbritannia fører til reaksjoner i aksjekursene som er større enn hva som kan forklares ut fra effekten et slikt sjokk har på den reelle kontantstrømmen.

3.9 Gjerde & Sættem (1999)

Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy

Det ble i studiet brukt en VAR- analyse med månedlige observasjoner fra 1974 til 1994 og alle variablene er differensiert og på logaritmisk form.

Det norske aksjemarkedet reagerer spontant negativt til endringer i reell rente og positivt til endring i oljepris. Reell rente har en total negativ effekt på aksjeavkastningen over 6 måneder, mens oljeprisen har en total positiv effekt over 10 måneder. Dette er et eksempel på hvor avhengig norske selskap er av råvarepriser. Resultatene er forenlig med tidligere funn i de

amerikanske og kanadiske markedene, men her er forholdet mellom oljepris og aksjeavkastning negativt. Det samme studiet fant ikke en slik signifikant påvirkning fra oljepris til aksjeavkastning i Storbritannia og Japan.¹⁰

Inflasjon har en negativ effekt på avkastning, mens det ser ut som om det norske aksjemarkedet ikke reagerer nøyaktig på ny informasjon om reell aktivitet. Dette stemmer ikke over ens med amerikanske og japanske funn som viser at disse aksjemarkedene reflekterer informasjon og fremtidige hendelser i dagens priser.¹¹ Endring i nasjonal industriproduksjon forklarer ca 8 % av variansen i reell avkastning. Det er en forsinket reaksjon i det norske aksjemarkedet til endring i reell aktivitet. Aksjemarkedet signaliserer altså ikke endring i industriproduksjon.

Videre har analysene ikke kunnet påvise teorien om at aksjeavkastning og konsum er negativt korrelert. Selv om fire av koeffisientene til de laggede variablene av konsum er negative er ingen av dem signifikante. Forklaringen på dette kan være at det er få personer som investerer i aksjer og at konsumet generelt derfor ikke vil avhenge av endringer i aksjekurser.

For å oppsummere kan man si at den reelle renten spiller en stor rolle i de norske markedene som i USA. I VAR- modellen reagerer aksjekursen umiddelbart negativt til endringer i reell rente. Aksjeavkastning kan i liten grad forklare variansen til inflasjon, mens renten forklarer en stor andel av denne variasjonen. Forholdet mellom reell aktivitet og inflasjon er usignifikant i Norge og kan derfor ikke forklare det negative forholdet mellom inflasjon og aksjemarked som oppstår i den bivariate analysen. Aksjemarkedet reagerer rasjonelt og positivt på endring i oljepris. Det er noe ueffektivitet til stede i form av at avkastningen reagerer positivt og forsinket til endringer i industriproduksjon. Dette kan forklares dersom det er renten som reagerer på endring i industriproduksjon og ikke aksjemarkedet direkte og dersom investorer overreagerer på en slik renteendring. Disse analysene har ikke kunnet finne et slikt direkte forhold mellom rente og industriproduksjon, men begge faktorene påvirkes av internasjonal industriproduksjon.

¹⁰ Jones og Kaul (1996)

¹¹ Kaneko og Lee (1995)

3.10 Halland, Hansen & Pedersen (1999)

Aksjemarkedet og Makroøkonomiske Faktorer – en teoretisk og empirisk studie.

Undersøkelsene er basert på tverrsnittsregresjoner og tidsserieregresjoner med datamateriale fra perioden 1991- 96 for det norske aksjemarkedet. Resultatene indikerer at det er en positiv sammenheng mellom oljepris og aksjeavkastning. Dette gjelder også for den internasjonale konjunkturindikatoren og aksjeavkastningen og for dollarkursen og avkastning. Det er en signifikant negativ sammenheng mellom sesongjustert konsumprisindeks og det norske aksjemarkedet og det er også et slikt negativt forhold mellom pengemengde og aksjeavkastning. De fleste tverrsnittsregresjonene viser også en negativ sammenheng mellom arbeidsledigheten og aksjeavkastningen. Renten er i noen av analysene ikke signifikant som forklaringsvariabel, men er svært signifikant og negativ ved bruk av en andre analysemetoder.

Resultatene av de ulike studiene er oppsummert i tabell 1. Det er flere variabler som er påvist som signifikant i flere studier av både det norske og utenlandske aksjemarkeder. Blant annet gjelder dette forventet inflasjon, industriproduksjon og oljepris. Men de fleste andre forklarende variablene er også påvist i flere studier. Det er en faktor som skiller undersøkelsene av det norske markedet og undersøkelsene av de utenlandske markedene. Det er ikke overraskende, men oljeprisen har alltid en positiv innvirkning på aksjeavkastningen i Norge.

Videre i oppgaven blir det interessant å sammenligne resultatene av analysene i denne oppgaven med denne tidligere empirien på området. Kan man ut fra analysene i denne undersøkelsen trekke de samme konklusjonene når det gjelder signifikante faktorer?

Studium	Påviste faktorer
James, Koreisha & Partch (1985) US	Industriproduksjon (+) Forventet inflasjon (-) Pengemengde (-)
Chen, Roll & Ross (1986) US	Industriproduksjon (+) Risikopremie (+) Terminstruktur (-) Forventet inflasjon (-)
Gjølborg & Johnsen (1987) Norge	Forventet inflasjon (-) Uventet inflasjon (-) Pengemengde (+)
Carlsen, Hagland & Ruth (1990) Norge	Forventet inflasjon (-) Oljepris (+) Handelsbalansen (+) Arbeidsledighet (+)
Mathur & Subrahmanyam (1990) Norge	Svensk aksjeindeks (+)
Poon & Taylor (1991) UK	Ingen påviste faktorer
Kamsvåg (1993) Norge	Dollarkurs (+) Lang rente (-) Industriproduksjon (+) Oljepris (+)
Jones & Kaul (1996) US, UK, Japan & Canada	Oljepris for US og Canada (-)
Gjerde & Sættem (1999) Norge	Industriproduksjon (+) Forventet inflasjon (-) Oljepris (+) Kort rente (-)
Halland, Hansen & Pedersen (1999) Norge	Utenlandsk industriproduksjon (+) Forventet inflasjon (-) Oljepris (+) Rente (-) Arbeidsledighet (-) Dollarkurs (+) Pengemengde (-)

Tabell 1: Resultat av empiriske studier

4. MAKROØKONOMISKE VARIABLELER

De makroøkonomiske variablene er som nevnt plukket ut basert på andre empiriske undersøkelser av både det norske markedet og utenlandske markeder, og basert på etablert makroøkonomisk teori. I denne delen av oppgaven vil jeg se litt nærmere på de ulike forklarende variablene, hvorfor jeg har valgt akkurat disse variablene og hvorfor de kan være gode kilder til endring i aksjeavkastningen.

4.1 Oljepris

Det er en allmenn oppfatning at Oslo Børs er en oljeprissensitiv børs. ”Den norske økonomien er svært sensitiv overfor verdensmarkedspriser i landets råvarer. Denne sensitiviteten blir forsterket ettersom det er lite videreforedling av råvarene i Norge.”¹² ”Eksportverdien av salg av råolje og gass var i 2004 anslått til NOK 346 mrd. Dette tilsvarer 47 % av samlet norsk eksport.”¹³ ”På den ene siden vil et oljeprisfall redusere overskuddene og investeringene til oljeselskapene. Dette vil etter hvert dempe aktiviteten og lønnsomheten i bedrifter som leverer varer og tjenester til oljeselskapene. På den annen side vil en lavere oljepris kunne føre til sterkere økonomisk vekst ute og dermed økt etterspørsel i andre norske eksportnæringer. Dette vil isolert sett bedre lønnsomheten i foretakene. Dessuten vil lønnsomheten til konkurranseutsatte næringer være avhengig av utviklingen i kronekursen og kostnadsutviklingen. Ytterligere økninger i oljeprisen eller økt bruk av oljeinntekter vil kunne bidra til sterkere kronekurs og svakere konkurranseevne overfor utenlandske bedrifter.”¹⁴

Også staten tjener på en høy oljepris. Staten har store inntekter fra oljeproduksjon og salg og man kan derfor tro at velferdstilbudet vil bli svekket av en nedgang i oljeprisen. Jeg tror ikke en slik nedgang vil ha stor betydning. Så lenge man opererer med handlingsregelen vil velferdstilbudet være noenlunde stabilt og vil i hvert fall ikke svinge stort over kort tid. Inntektene vil jevne seg ut over tid og velferdstilbudet kan derfor være stabilt.

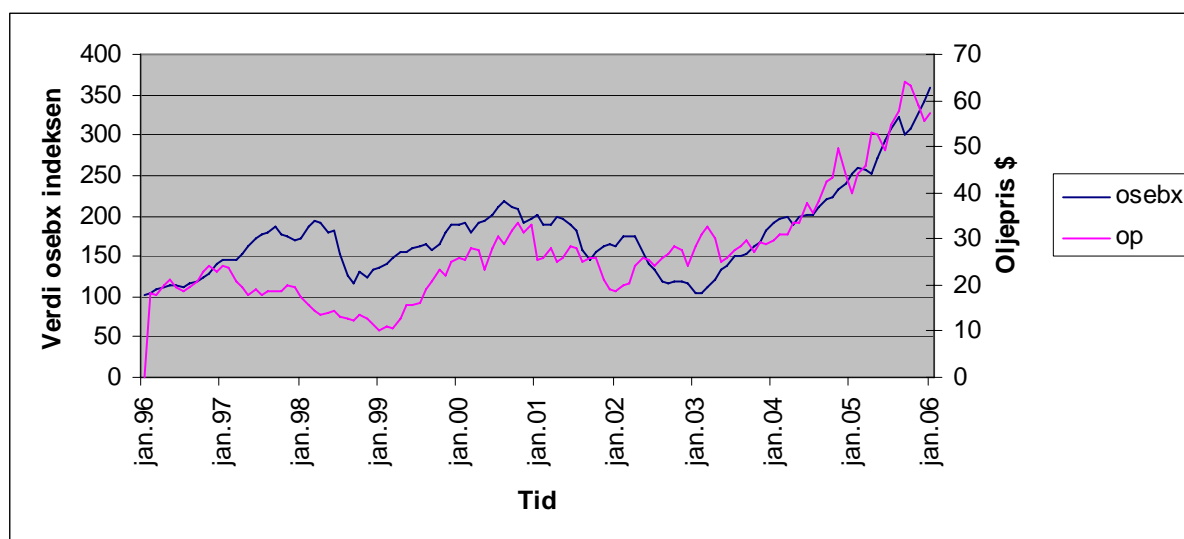
Jones & Kaul (1996) undersøkte hvilke påvirkning oljepris har på aksjemarkedet og fant i sine analyser at det amerikanske og kanadiske aksjemarkedet er rasjonelle i den form at oljesjokk

¹² Gjerde Ø. og Sættem F. (1999): Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. Journal of International Financial Markets, Institutions & Money 9, 1999.

¹³ www.odin.dep.no ”Petroleum i norsk økonomi”

¹⁴ www.norges-bank.no, Finansiell stabilitet 1/2006

reflekteres i dagens og fremtidens kontantstrøm. Mens de engelske og japanske markedene overreagerte til ny informasjon om oljepris.



Figur 3: Sammenligning av hovedindeksen og oljepris

En rekke tidligere undersøkelser av det norske markedet, blant annet Gjerde og Sættem (1999), Gjølberg og Johnsen (1987), har kunnet avdekke en positiv sammenheng mellom aksjeavkastning og oljepris. Med bakgrunn i disse undersøkelsene og det faktum at Norge er et oljeeksporterende land, forventer jeg en positiv sammenheng mellom oljepris og avkastning på hovedindeksen på Oslo Børs.

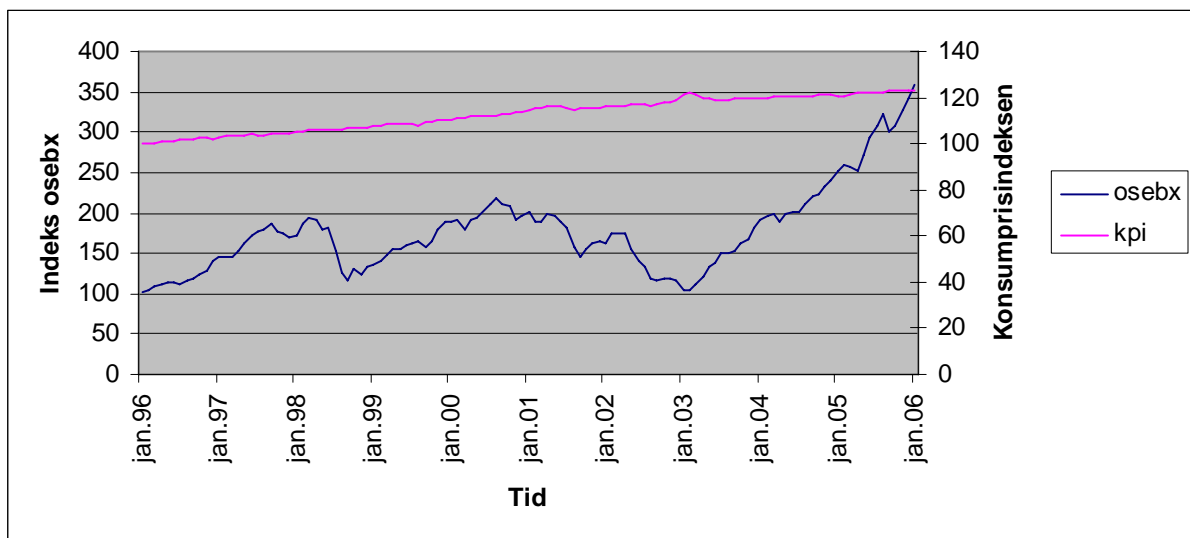
4.2 Inflasjon

Det er ingen åpenbar og entydig sammenheng mellom inflasjon og aksjeavkastning. Markedsverdien påvirkes av prisstigning og man skulle derfor isolert sett tro at aksjekursene steg med inflasjonen. Men så enkelt er det ikke. Høyere inflasjon tyder på konjunkturoppgang og dermed høyere etterspørsel, høyere inntekter for bedriftene og dermed høyere aksjekurs. En høyere inflasjon hjemme enn i verdensøkonomien vil føre til depresieringsforventninger. Norske selskap får økt konkurransevne, men samtidig vil deres utenlandske lån blir dyrere.

Analyser av amerikanske data fra etterkrigstiden, Fama og Schwert (1977), har funnet negativ korrelasjon mellom inflasjon og aksjeavkastning. Men Fama (1981) mener dette kan være et uttrykk for en mer fundamental sammenheng mellom reell aktivitet og aksjeavkastning.

Gjølberg og Johnsen (1987) fikk i sine analyser en negativ, men usignifikant, koeffisient for hvordan endring i inflasjon påvirker aksjeavkastningen. Semmen (1991) fikk i sine analyser en negativ og usignifikant koeffisient for inflasjon for månedlige observasjoner, mens koeffisienten var negativ og signifikant for årlige observasjoner.

Ut fra disse resultatene og figur 4 tror jeg inflasjon vil ha en negativ, men svak innvirkning på aksjeavkastningen.



Figur 4: Sammenligning av hovedindeksen og inflasjon, kpi

4.3 Industriproduksjon

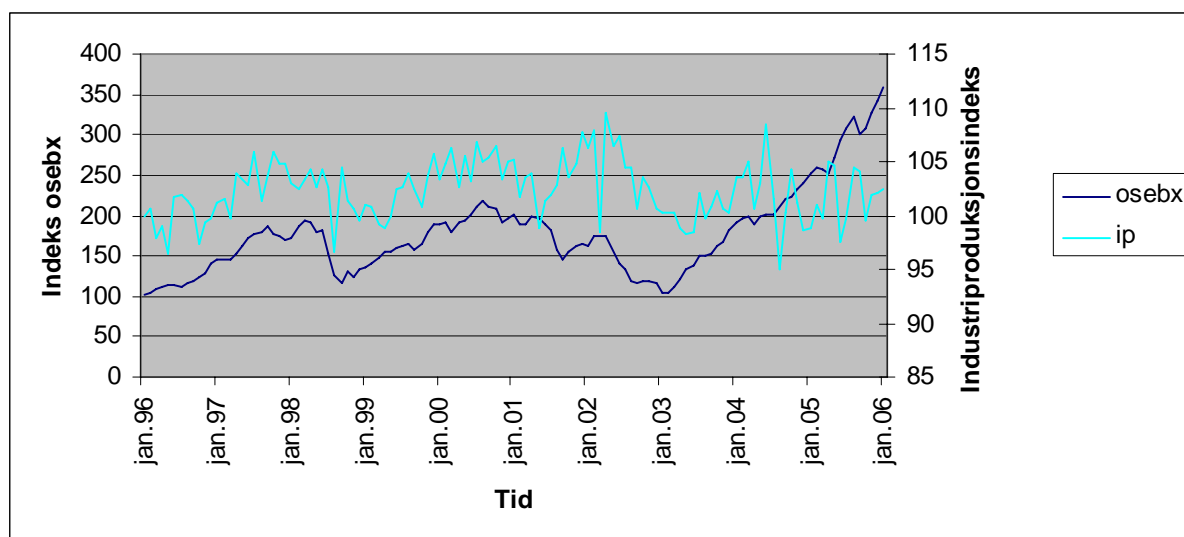
Industriproduksjonsindeksen sier noe om den generelle tilstanden i økonomien og kan være med på å identifisere konjunkturutviklingen. I det amerikanske markedet ser man at Dow Jones industriindeksen er nesten det tredobbelte av hva den var i midten av 1982, mens den reelle industriproduksjonen av varer og tjenester ikke har økt mer enn 20 % i den samme perioden.¹⁵ I dette markedet ser det altså ut som om linken mellom vekst i industriproduksjon og avkastningen i aksjemarkedet er svak, men tilstede. En annen oppfatning er: "In case production increases, the value of money also increases that stimulates growth in the stock market and vice versa fall in the bond market."¹⁶

¹⁵ www.sustainabilityinstitute.org

¹⁶ www.federalreserve.gov

Kaneko & Lee (1995) fant i sine analyser at vekstraten i industriproduksjon er signifikant priset i USA. Gjerde og Sættem (1999) fant også et positivt forhold mellom reell industriproduksjon og aksjeavkastning i det norske markedet, men her viser det seg at aksjemarkedet reagerer forsinket på endringer i den reelle aktiviteten.

Ut fra figur 5 vil jeg tro at man kan sammenligne det norske markedet med utvikling i USA. Det ser ut som om det er en svak men positiv sammenheng mellom industriproduksjon og avkastning i aksjemarkedet i analyseperioden. Ut figur 5 kan det også se ut som om avkastningen i perioder reagerer forsinket til endring i industriproduksjon, slik som Gjerde og Sættem (1999) påviste.

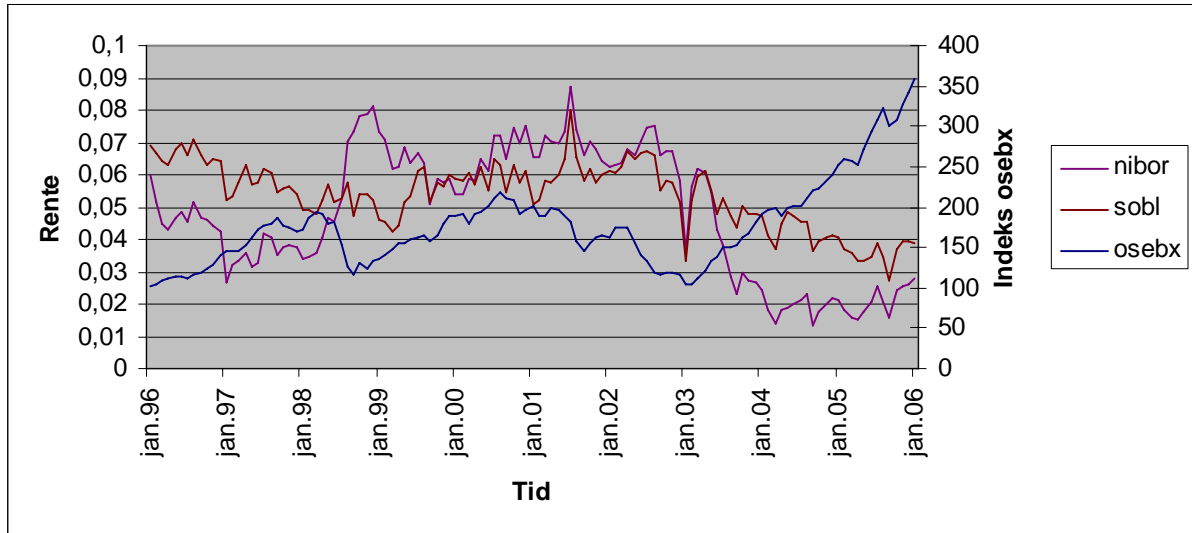


Figur 5: Sammenligning av hovedindeksen og industriproduksjonsindeksen

4.4 Rente

Chen, Roll og Ross (1986) fant et negativt forhold mellom endring i langsiktig rente og aksjeavkastning for det amerikanske markedet. Lee (1992) fant i sine analyser derimot at koeffisienten til reell renteendring ikke er signifikant. Heller ikke analyser av andre lands aksjemarkeder har vært entydige. Blant annet kunne ikke Poon og Taylor (1991) forklare aksjeavkastning i Storbritannia med de makroøkonomiske variablene brukt i Chen, Roll og Ross (1986). Gjerde og Sættem (1999) fant i sine analyser at endring i den reelle renten påvirker det norske aksjemarkedet. I deres VAR- analyser reagerer aksjekursen umiddelbart negativt til endringer i reell rente.

Resultatene er altså noe motstridene for ulike land og ulike tidsrom. Men både basert på Gjerde og Sættem (1999) resultat og ut fra figur 6, vil jeg forvente at aksjekursen reagerer umiddelbart og negativt på endring i både langsiktig og kortsiktig rente.



Figur 6: Sammenligning av hovedindeksen, 3 mnd nibor og 10 års statsobligasjon

4.5 Valutakurs

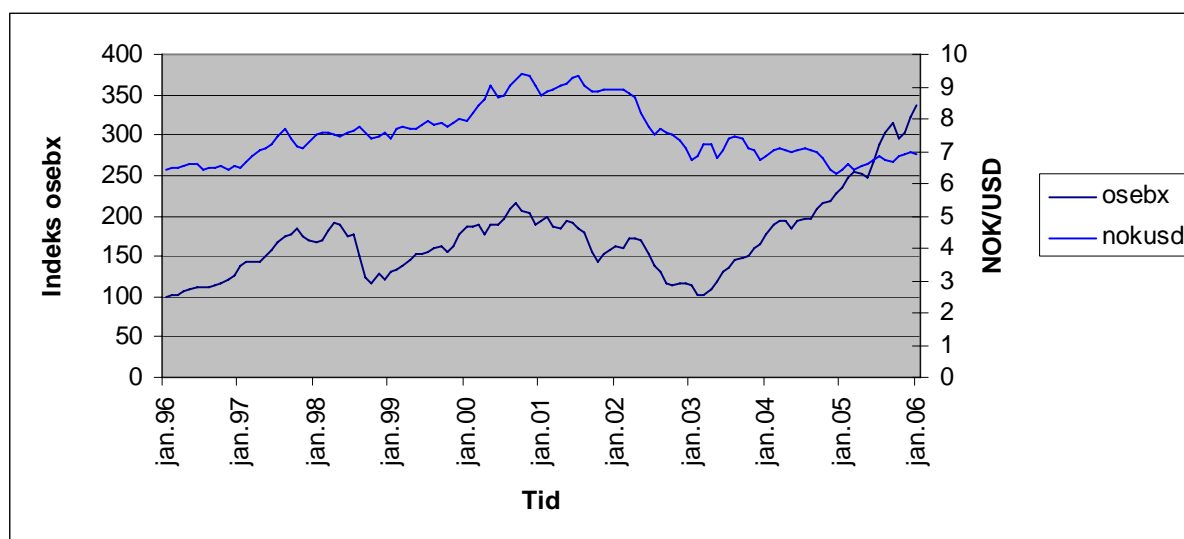
Oljeindustrien er som nevnt stor i Norge og olje omsettes i USD. Også i shipping noteres de fleste transaksjoner i USD. Mange av de børsnoterte selskapenes kontantstrømmer vil derfor være sensitive overfor endringer i valutakursen, NOK/USD. Selv om ikke alle selskapene handler direkte i USD vil en økning i valutakursen føre til bedret konkurransevne for de norske selskapene. I tillegg betyr en sterk dollar ofte sterk amerikansk økonomi.

Etterspørselen etter importvarer i USA vil da øke, noe som også er positivt for norsk økonomi.

Kaneko & Lee (1995) fant i sine analyser at valutakursen er signifikant i det japanske aksjemarkedet, mens Gjerde og Sættem (1999) ikke fant noe signifikant forhold mellom valutakursen NOK/USD og avkastningen i det norske aksjemarkedet.

Ut fra figur 7 ser det ut som om det er en svak sammenheng mellom endring i valutakursen NOK/USD og aksjeavkastningen. Ut fra resultatene i tidligere analyser og ut fra figur 7

forventer jeg derfor at det vil være en positiv, om enn svak, sammenheng mellom valutakursen NOK/USD og avkastningen på hovedindeksen.



Figur 7: Sammenligning av hovedindeksen og US dollarkurs

4.6 K2

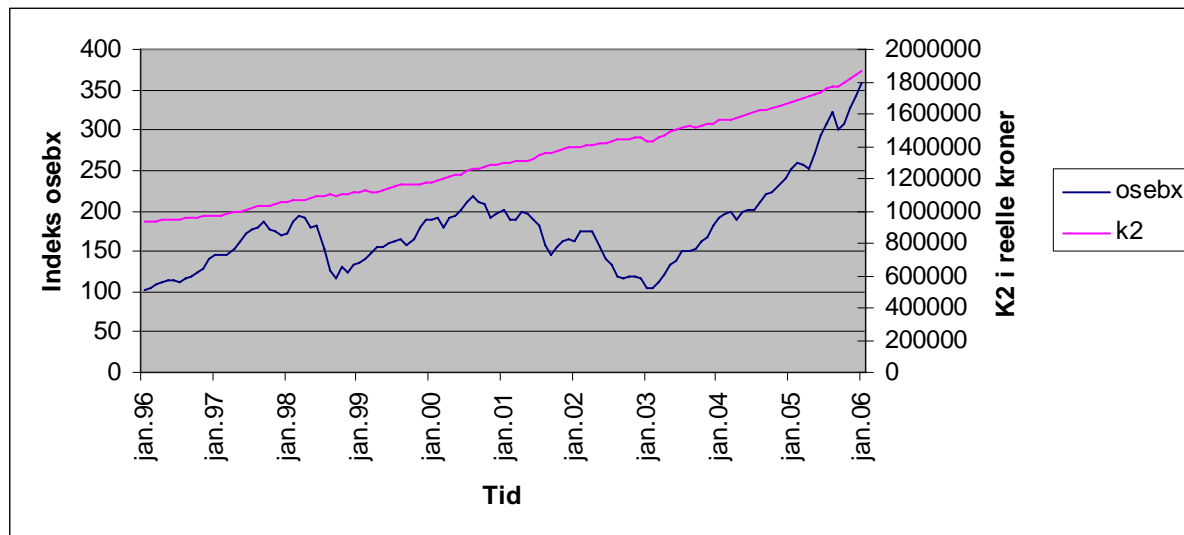
”Det siste året har kreditten fra innenlandske kilder økt med 281 mrd. Kroner, til 2.365 mrd. Kroner. Økningen det siste året tilsvarer hele 20 % av Fastlands-BNP. Den sesongjusterte, ”underliggende”, låneveksten har avtatt litt de siste månedene og var i april (2006) 14,2 %. Det er særlig bedriftene som nå øker opplåningen. Det siste året har de økt opplåningen med 106 mrd. Kroner, som tilsvarer en vekst på 17 %. Dette er den høyeste vekstraten siden desember 1988. Appetitten på nye lån tross meget god inntjening i næringslivet de siste årene avspeiler selvfølgelig høy fremtidstro, ekspansjonslyst og økte investeringer og reflekterer den sterke emisjonsaktiviteten i aksjemarkedet. Det er nærliggende å anta at dette vil dra opp kapasitetsutnyttningen og arbeidskraftterspørselen i fastlandsøkonomien.”¹⁷ Generelt ser man at stor økning i utlån til næringslivet har ført med seg økte investeringer, høy inntjening og dermed økning i aksjekursene.

”Husholdningenes lånevekst ser for tiden ut til å ha nådd toppen, og låneveksten på 13,0 % å/å i april (2006) er den laveste siden oktober i fjor. Med fortsatt god vekst i boligpriser og boligbygging og et feberhett hyttemarked vil veksten trolig holde seg høy i tiden som

¹⁷ www.dnbnor.no, Analysenotat 31. mai 2006

kommer.”¹⁸ Utlånsiver fra bankenes side fører til at etterspørselen etter produkter, tjenester og aksjer stiger og dermed stiger også aksjekursene.

Jeg forventer derfor at k2 påvirker aksjeavkastningen positivt.



Figur 8: Sammenligning av hovedindeksen og kredittindikatoren, k2

4.7 Utenlandske børser

”Norge er en liten, åpen økonomi med mindre utviklet finansmarked enn de amerikanske, japanske og engelske. Mange av de børsnoterte bedriftene er store eksportører som er sensitive overfor internasjonale konjunkturer og bedriftene har derfor store svingninger i profitten. Men likevel kunne ikke Mathur & Subrahmanyam (1990) påvise at det amerikanske aksjemarkedet påvirker det norske.”¹⁹ Selv om ikke Mathur & Subrahmanyam (1990) fant noe signifikant påvirkning fra det amerikanske aksjemarkedet skulle man tro at endringer i avkastningen på store utenlandske børser vil påvirke avkastningen på Oslo Børs. Dette ikke bare fordi norske børsnoterte selskap er eksportorienterte, men også fordi flere norske selskap er notert på utenlandske markedsplasser og fordi arbitrasje skjer mellom ulike markedsplasser. Valget av FTSE100 og S&P500 er basert på at jeg ville finne to markeder Norge er knyttet til og som er brede indekser.

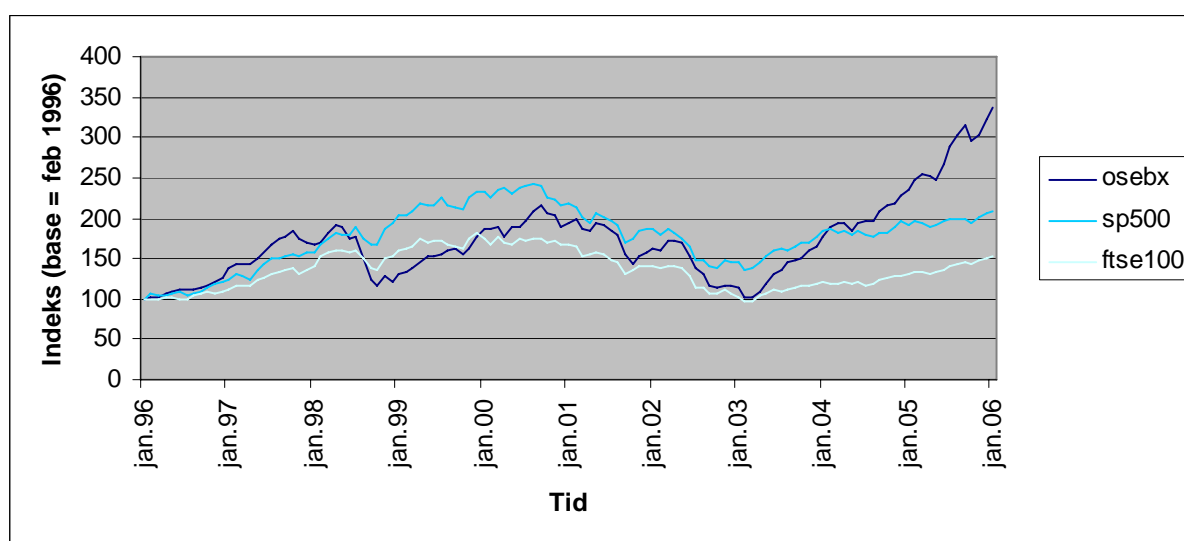
¹⁸ www.dnbnor.no, Analysenotat 31. mai 2006

¹⁹ Gjerde og Sættem (1999): Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. Journal of International Financial Markets, Institutions & Money 9, 1999.

”Det er også viktig å påpeke at et lite marked er mer utsatt for forsøk på manipulasjon og det er derfor større fare for at små marked ikke reagerer ”riktig” på ny informasjon.

Sammenlignet med andre markeder er det stor volatilitet i norske aksjepriser. Standardavviket i det norske markedet (basert på markedsverdivektet indeks) i perioden fra 1983 til 1996 var 24 %, mens det var 12 % i USA og 13 % i UK. Dette kan forklares av ”trading noise” og råvarerisikoen.”²⁰

I følge Mathur og Subrahmanyam (1990) påvirker svenske aksjekurser det norske og det finske aksjemarkedet, mens kun det amerikanske aksjemarkedet påvirker det danske. Eun og Shim (1989) fant derimot at amerikanske aksjekurser påvirker alle disse nordiske markedene.



Figur 9: Sammenligning av hovedindeksen og aksjeindeksene FTSE100 og S&P500

Som vi ser fra figur 9 er hovedindeksen på Oslo Børs mer volatil enn de to utenlandske aksjeindeksene, men det ser likevel ut som om de følger hverandre.

I tillegg til de forklarende variablene som jeg har valgt å undersøke i denne analysen, er det andre interessant faktorer som kunne vært inkludert i en slik analyse. Dette gjelder for eksempel arbeidsledighet, handelsbalansen og pengemengde, endring i skatte- og avgiftsregler, internasjonale avtaler og tollrestriksjoner og valgresultat. Endringer i skatteregler kan føre til endringer i hvor stor skattebelastning bedrift må ta versus aksjonærene. Og når det gjelder valgresultat er det mulig at hvilket parti som sitter med

²⁰ Gjerde og Sættem (1999): Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. Journal of International Financial Markets, Institutions & Money 9, 1999.

makten vil påvirke landets økonomi generelt og næringspolitikken spesielt. Det kan også tenkes at utlendingers aktivitet i Norge og på Oslo Børs kan påvirke avkastningen på hovedindeksen. Herunder bør man også nevne at antall nyemisjoner kan påvirke avkastningen. Det er ulike grunner til at disse faktorene ikke er inkludert i analysen. Noen av dem er vanskelige å måle eller de vil være vanskelig å sammenligne med de andre faktorene i analysen.

4.8 Definisjon av variablene

Jeg har valgt å utføre analyser av perioden januar 1996 – desember 2005. Alle tall er reelle i januar 1996 kroner og i tillegg er inflasjon, k2 og industriproduksjon sesongjustert. ”Ved sesongjustering av dataseriene for kredittindikatorne benyttes sesongjusteringsprogrammet X12-Arima (versjon 0.2.7). Sesongkomponentene beregnes for et år frem i tid i forbindelse med publisering av januartall. Revisjoner av sesongkomponenter for tidligere perioder vil også bli foretatt ved publisering av januartallene. Dette påvirker størrelsen på sesongjusterte beholdningstall, samt vekstrater beregnet på grunnlag av sesongjusterte tall, bakover i tid.”²¹ Denne metoden blir brukt både av Norges Bank og SSB og gjelder for sesongjustering av alle de aktuelle variablene.

”Aksjeprisene reflekterer teoretisk investorenes forventninger om utviklingen for de relevante risikofaktorene. Det er først og fremst når forventningene endrer seg, for eksempel ved at faktiske realisasjoner avviker fra tidligere forventninger, at aksjekursene endres. Av den grunn kan det argumenteres for at forventede verdier og differansen mellom realiserede og forventede verdier for de makroøkonomiske variablene bør inkluderes i analysen. Dette poenget drøftes av Chen, Roll og Ross (1986) som påpeker at vi dermed vil innføre unøyaktigheter i variablene fordi forventede verdier må estimeres. Det er derfor ikke uten videre gitt at analysen blir mer nøyaktig om anslag for forventede verdier tas med.”²² Jeg vil derfor holde meg til de realiserede verdiene av variablene.

²¹ http://www.norges-bank.no/front/statistikk/no/k2/k2_kredittindikatoren_notat.pdf
<http://www.ssb.no/vis/pii/om.html>

²² Carlsen F., Hagland I. & Ruth P. A. (1990): Prising av makroøkonomiske faktorer i det norske skajemarkedet. Beta 2, 1990.

Variabel	Definisjon	Kilde	Informasjon
Avkastning Oslo Børs Hovedindeksen	$dosebx_t = \ln\left(\frac{osebx_t}{osebx_{t-1}}\right)$	Datastream	Gjennomsnitt av daglige noteringer. Base = jan 1996
Oljepris Brent crude	$dop_t = \ln\left(\frac{op_t}{op_{t-1}}\right)$	Datastream	USD/barrel. Gjennomsnitt av daglige noteringer
Inflasjon KPI	$dkpi_t = \ln\left(\frac{kpi_t}{kpi_{t-1}}\right)$	SSB	Sesongjustert Base = jan 1996
Industriproduksjon	$dip_t = \ln\left(\frac{ip_t}{ip_{t-1}}\right)$	SSB	Sesongjustert total produksjonsindustriindeks (olje- og gassutvinning, industri, bergverk og kraftforsyning, i ett) Base = jan 1996
Kortsiktig rente Reell NIBOR 3- måneder	$dnibor_t = \ln\left[\frac{(1+nibor_t)}{(1+nibor_{t-1})}\right]$	Norges Bank	Rasjonelle forventninger --> forventet inflasjon = virkelig inflasjon Reell rente: $nibor_t = \{n3_t - [(kpi_t - kpi_{t-1})/kpi_t] * 100\} - \{n3_{t-1} - [(kpi_{t-1} - kpi_{t-2})/kpi_{t-1}] * 100\}$, hvor n3 er nominell nibor 3- måneders rente.
Langsiktig rente Reell statsobligasjon 10 år	$dsobl_t = \ln\left[\frac{(1+sobl_t)}{(1+sobl_{t-1})}\right]$	Norges Bank	Rasjonelle forventninger --> forventet inflasjon = virkelig inflasjon Reell rente: $sobl_t = \{s10_t - [(kpi_t - kpi_{t-1})/kpi_t] * 100\} - \{s10_{t-1} - [(kpi_{t-1} - kpi_{t-2})/kpi_{t-1}] * 100\}$, hvor s10 er effektiv 10 års statsobligasjonsrente.
Valutakurs Reell NOK/USD	$dnokusd_t = \ln\left(\frac{nokusd_t}{nokusd_{t-1}}\right)$	FED/ IMF	
Innenlandsk kreditt K2	$dk2_t = \ln\left(\frac{k2_t}{k2_{t-1}}\right)$	Norges Bank	Sesongjustert K2 målt i reelle mill kr. Reell k2: $k2 = \left[\frac{\text{n o m i n e l l k 2}}{\left(\frac{\text{i n f l a s j o n s i n d e k s}}{100} \right)} \right]$
Avkastning utenlandske børser S&P500 FTSE100	$dsp500_t = \ln\left(\frac{sp500_t}{sp500_{t-1}}\right)$ $dftse100_t = \ln\left(\frac{ftse100_t}{ftse100_{t-1}}\right)$	Yahoo Finance	Gjennomsnitt av daglige noteringer. Base = jan 1996

Tabell 2: Definisjon av variablene

Tabell 2 viser hvordan samtlige variabler er definert. Alle observasjoner er basert på gjennomsnittstall for måneden. I disse analysene er man interessert i å måle påvirkningen en endring i en av de forklarende variablene har på en endring i aksjeavkastningen og jeg har derfor basert analysene på den logaritmiske endringen mellom månedene. Det vil si at man først tar logaritmen til den månedlige observasjonen og deretter finner man differansen mellom disse verdiene. Man ser da hvor stor prosentvis endring det er i aksjeavkastningen i forhold til en prosentvis endring i en av de forklarende variablene. Ved å bruke den logaritmiske endringen måler man den kontinuerlige endringen mellom periodene. Denne prosentvise endringen kaller man elastisiteten til variabelen. Ved å differensiere variablene kan man redusere sannsynligheten for multikolaritet, heteroskedastisitet og ikke-stasjonaritet i datamaterialet som ofte er tilstede i økonomiske tidsserier.

Da jeg ikke har kommentert valg av avhengig variabel før, vil jeg si et par ord om dette. Jeg har valgt å bruke hovedindeksen og for eksempel ikke OBX fordi den sistnevnte kun består av de 25 største selskapene på Oslo Børs og mange av disse er selskap i oljebransjen. Ved å bruke hovedindeksen vil man få et mer helhetlig bilde av det norske aksjemarkedet. Hvis man

hadde brukt OBX, ville man for eksempel mest sannsynlig sett at oljeprisen hadde større innvirkning på aksjeavkastningen enn ved å bruke en bredere aksjeindeks.

For mer detaljer om hver enkelt variabel, vennligst se tabell 2.

De forklarende variablene er nå presentert og det er grunnlagt hvorfor valget har falt på de aktuelle faktorene. Men før analyseresultatene blir presentert, vil jeg vise hvilke metode som er lagt til grunn for analysene og hvilke forutsetninger som i så henseende må oppfylles.

5. METODE

I dette avsnittet tar jeg for meg hvordan jeg skal utføre analysene, hvilke fremgangsmåte og metoder jeg skal bruke. Jeg har valgt å bruke regresjonsanalyser for å undersøke om endring i de utvalgte makroøkonomiske faktorene påvirker aksjeavkastningen på Oslo Børs. Jeg vil også kommentere hvordan man finner optimalt antall lag av de forklarende variablene og jeg vil kommentere forutsetningene som ligger til grunn for metoden og hva eventuelle brudd på disse vil medføre.

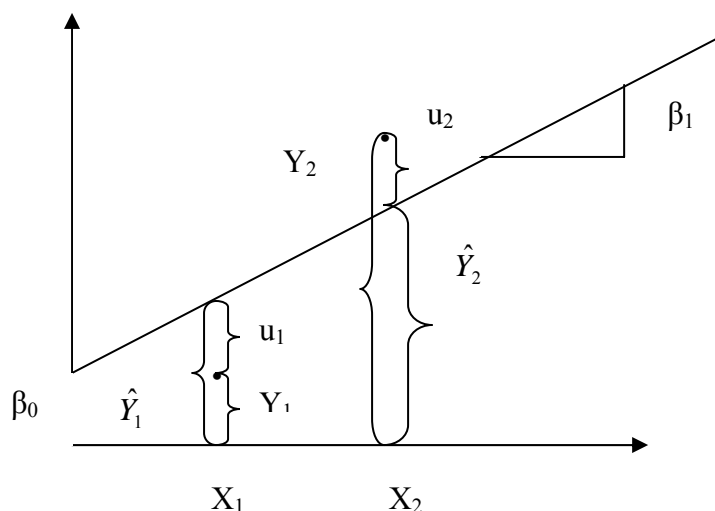
5.1 OLS

Ordinary Least Square (OLS) med k parameter: $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t$. Hvor β_0 er konstantleddet og de andre parameterne alle er helningsparameter. Feilleddet u_t representerer nettoeffekten av alt annet som påvirker y_t på tidspunkt t enn de forklarende variablene. Dette er den tilfeldige eller stokastiske sammenhengen.

For å finne en best mulig tilpasning av regresjonslinjen til dataene, minimerer man summen av kvadratet av residualene.

$$\text{Min} \sum_{i=1}^n u_i^2 = \text{Min} \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - Y_i)^2 = \text{Min} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{i1} + \dots + \hat{\beta}_k x_{ik})$$
 Noe som gir oss k+1

første ordens betingelser i k+1 ukjente $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$.



Figur 10: OLS, regresjonslinjen, residualene og tilpassede verdier.

Jeg har valgt å utføre OLS- tidsrekkeresgresjon hvor makrovariablene inngår som høyresidevariabler og hvor avkastningen på hovedindeksen på Oslo Børs er venstresidevariabel. Alle analysene ble utført med programmet STATA.

5.2 Antall lag

Hvis dataseriene er enkle, kan man finne antall lag som er optimalt å inkludere for de ulike variablene ved grafiske plot av autokorrelasjonen og den partielle autokorrelasjonen. Men mange økonomiske dataserier har ikke slike enkle mønster og man bør derfor bruke en mer formell prosedyre. Et alternativ er å bruke ulike informasjonskriterier. Disse metodene veier ”residual sum of squares” (RSS) mot antall frihetsgrader. Å inkludere en ny variabel eller i dette tilfellet et ekstra lag av en variabel vil ha to motstridende effekter på informasjonskriteriet. RSS vil falle mens verdien av straffen for det ekstra lagget vil øke. Man vil derfor minimere verdien av informasjonskriteriet. Å inkludere et ekstra lag vil derfor kun minske informasjonskriteriet hvis nedgangen i RSS er stor nok til mer enn å veie opp for økningen av antall frihetsgrader.

I denne oppgaven har jeg brukt følgende informasjonskriterier, Akaike’s- og Schwarz’s Bayesian informasjonskriterier og Hannan- Quinn kriteriet.

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T}$$

$$SBIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{k}{T} \ln T$$

$$HQIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T} \ln(\ln(T))$$

Hvor $\hat{\sigma}^2$ er variansen til feilledet, $k = p + q + 1$ er totalt antall estimerte parametere og T er antall observasjoner. SIBC straffer antall frihetsgrader hardere enn AIC, mens HQIC ligger mellom de to. Hvis de ulike informasjonskriteriene gir ulike resultat er det ikke slik at man alltid foretrekker en av metodene fremfor de andre. SBIC er konsistent, men lite effektiv. Mens det er motsatt for AIC. SBIC vil asymptotisk gi den riktige modellen, mens AIC systematisk

vil gi en for stor modell. På den andre siden vil den gjennomsnittlige variasjonen i anbefalt antall lag for utvalg innen det samme datamaterialet være større for SBIC enn for AIC.

5.3 Forutsetninger for OLS

Som jeg nevnte i innledningen til dette avsnittet er det flere forutsetninger som må oppfylles for at regresjonsmetoden, OLS, skal gi pålitelige resultat. Jeg vil i dette avsnittet gå nærmere inn på disse forutsetningene, hva brudd på disse kan medføre, hvordan man kan undersøke om forutsetningene er oppfylt og eventuelt hvordan man kan fjerne problemene.

5.3.1 Linearitet

Modellen må være lineær i parameterne.

$y = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t$ hvor n er antall observasjoner/tidsperioder og u er feilleddet. Brudd på denne forutsetningen kalles spesifikasjonsfeil og innebærer at man har inkludert gale regressorer eller ikke har inkludert riktige regressorer, man har feil funksjonsform eller har ustabile parametere. Dette siste gjelder spesielt for tidsserier hvor man for eksempel har brudd i teknologien. I denne oppgaven er det forutsatt at modellen er lineær i parameterne.

5.3.2 Feilleddet har forventning lik null, $E(u_t) = 0$

Faktorer som ikke eksplisitt er inkludert i modellen skal ikke påvirke den avhengige variabelen på en systematisk måte. Denne forutsetningen er i praksis ikke noe problem og vil derfor ikke bli behandlet grundigere i denne oppgaven.

5.3.3 Eksogene forklarende variabler, $E(u_t | x_{t1}, \dots, x_{tk}) = 0$

Dette er det samme som å si at feilleddet er ukorrelet med de forklarende variablene. Hvis feilleddet samvarierer med de forklarende variablene har man en systematisk komponent inkludert i feilleddet som egentlig skulle vært inkludert i modellen som forklarende variabel. Brudd på denne forutsetningen kan skyldes simultanitet, at man har ekskludert relevante forklarende variabler, at man har målefeil i noen av de forklarende variablene eller at man

trenger å lagge noen av de forklarende variablene. ”Det er grunn til å tro at utviklingen på aksjemarkedet påvirker sentrale beslutningstakeres disposisjoner slik at inflasjon, . . . , avhenger av tidligere realiserte aksjepriser.”²³ I denne oppgaven har jeg testet om noen av de forklarende variablene skal lagges, men utover dette forutsetter jeg at de forklarende variablene er eksogene.

5.3.4 Ingen perfekt multikolaritet, $\text{corr}(\mathbf{x}_{t1}, \mathbf{x}_{tk}) = 0$

Ingen forklarende variabler er konstante eller er perfekte lineær kombinasjoner av de andre forklarende variablene. Hvis denne forutsetningen ikke er oppfylt vil det si at flere variabler måler det samme og OLS vil ha problemer med å identifisere forklaringsvariablenes individuelle effekt på den avhengige variabelen. For å teste for dette kan man lage en korrelasjonsmatrise. Hvis noen av variablene er sterkt korrelert bør man fjerne en av dem hvis resultatene blir påvirket av denne samvariasjonen.

Hvis disse fire forutsetningene er oppfylt er OLS- estimatorene forventningsrett.

$$E(\hat{\beta}_j) = \beta_j, \quad j = 0, 1, \dots, k.$$

5.3.5 Ingen autokorrelasjon, $\text{corr}(\mathbf{u}_t, \mathbf{u}_s) = 0$ for alle $t \neq s$

Dette er hovedproblemet i tidsserieøkonometri. Hvis man har autokorrelasjon i datamaterialet er de estimerte koeffisientene ikke lenger BLUE (Best Linear Unbiased Estimators) og standardfeilene og variansen er ikke lenger gyldig. Ved positiv seriekorrelasjon er variansen underestimert.

Det finnes flere måter å teste om det er autokorrelasjon i datamaterialet, men denne modellen har en lagget variabel av den avhengige variabelen, så de forklarende variablene er ikke strengt eksogene. Dette gjør at man for eksempel ikke kan bruke en Durbin- Watson test for å teste for autokorrelasjon. I en Breusch- Godfrey- test kan derimot laggede variabler av den avhengige variabelen inngå som en av de forklarende variablene. Denne testen tar dermed hensyn til en eventuell korrelasjon mellom de forklarende variablene og den laggede

²³ Carlsen F., Hagland I. & Ruth P. A. (1990): Prising av makroøkonomiske faktorer i det norske aksjemarkedet. Beta 2, 1990.

residualen. Testen kan også gjøres robust mot heteroskedastisitet. Det vil også være interessant å teste om det er seriekorrelasjon av høyere orden i datamaterialet. Grunnet dette vil det være best å bruke en test som kan ta høyde for disse to punktene, heteroskedastisitet og høyere ordens seriekorrelasjon:

1. Kjører en OLS regresjon, eller eventuelt en OLS regresjon som er robust mot heteroskedastisitet, av den opprinnelige modellen og finn predikert u_t for $t = 1, 2, \dots, n$.
2. Kjører regresjon av estimatene til \hat{u}_t mot $x_{t1}, \dots, x_{tk}, \hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-q}$ for alle $t = (q+1), \dots, n$. Ved å inkludere x_{t1}, \dots, x_{tk} gjør at testen er god uansett om de forklarende variablene er strengt eksogene eller ikke.
3. Tester om $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-q}$ er samtidig signifikante ved en f- test. $H_0: \rho_1 = 0, \rho_2 = 0, \dots, \rho_q = 0$, det vil si ingen seriekorrelasjon, mot $H_1: \rho_1 \neq 0, \rho_2 \neq 0, \dots, \rho_q \neq 0$. Seriekorrelasjon er et problem hvis H_0 blir avvist på 5 % nivå.

5.3.6 Homoskedastisitet, $\text{var}(u_t | x_{t1}, \dots, x_{tk}) = \sigma^2$ for $t = 1, 2, \dots, n$

Det kreves at variansen til feilleddet er uavhengig av de forklarende variablene og den er konstant over tid. Heteroskedastisitet fører ikke til bias i β_j , men til bias i $\text{var}(\hat{\beta}_j)$ og påvirker derfor standardfeilene og test- verdiene. Variansen er altså under- eller overestimert avhengig av forholdet mellom σ^2 og x_i .

For å teste for heteroskedastisitet skal jeg i denne oppgaven bruke Breusch- Pagan test og White-test.

Breusch- Pagan test:

1. Kjører en OLS regresjon av den opprinnelige modellen og finn predikert \hat{u}_i og \hat{u}_i^2 .
2. Kjører regresjon av \hat{u}_i^2 mot x_{i1}, \dots, x_{ik} .
3. Tester om koeffisientene til x_{i1}, \dots, x_{ik} er samtidig signifikante med en f- test der nullhypotesen er; $H_0: \rho_1 = 0, \rho_2 = 0, \dots, \rho_k = 0$ mot $H_1: \rho_1 \neq 0, \rho_2 \neq 0, \dots, \rho_k \neq 0$. Heteroskedastisitet er et problem hvis H_0 blir avvist på 5 % nivå.

White- test:

1. Kjør en OLS regresjon av den opprinnelige modellen og prediker \hat{u}_t^2 , \hat{y}_t og \hat{y}_t^2 .
2. Kjør regresjon av \hat{u}_t^2 mot \hat{y}_t og \hat{y}_t^2 .
3. Tester om koeffisientene til \hat{y}_t og \hat{y}_t^2 er samtidig signifikante med en f- test der nullhypotesen er; $H_0: \rho_1 = 0, \rho_2 = 0$ mot $H_1: \rho_1 \neq 0, \rho_2 \neq 0$. Heteroskedastisitet er et problem hvis H_0 blir avvist på 5 % nivå.

I de senere år har man blitt mer og mer opptatt av en dynamisk form for heteroskedastisitet. Hvis man har en lagget avhengig variabel i regresjonen, kan man ha slik dynamisk heteroskedastisitet. I en del sammenhenger er man interessert i denne dynamikken i variansen og OLS kan derfor være en god regresjonsmetode selv om man har heteroskedastisitet. Man må bare gjøre standardfeilene og test- verdiene robuste for heteroskedastisitet. Denne metoden fungerer fint hvis man ikke vet hvilke form for heteroskedastisitet det er i datamaterialet, men det er viktig å være oppmerksom på at denne justeringen kun fungerer for store datamaterialer. Teorien bak metoden er komplisert og jeg vil derfor ikke gå i detalj i teorien, bare gi et lite innblikk:

1. Estimer $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t$ med OLS og behold de predikerte residualene, \hat{u}_i .

2. Gyldig estimat blir da:
$$\text{Var}(\hat{\beta}_j) = \frac{\sum_{i=1}^n \hat{r}_{ij}^2 \hat{u}_i^2}{SSR_j^2}.$$

Hvor \hat{r}_{ij}^2 er den i'te residualen av en regresjonsanalyse av x_j på alle andre uavhengige variabler og SSR_j er fra denne regresjonen. Kvadratroten av ligningen under punkt to er kalt heteroskedastisk- robuste standardfeil for β_j . Noen ganger justerer man antall frihetsgrader. Dette kan gjøres ved å multiplisere ligningen under punkt to med $n/(n-k-1)$ før man tar kvadratroten. Bakgrunnen for å gjøre dette er at hvis \hat{u}_i^2 er den samme for alle i , som er den sterkeste formen for homoskedastisitet, vil man få de vanlige OLS- standardfeilene. Det finnes også andre modifikasjoner av ligningen, men ingen metode er enstemmig foretrukket. Hvilken modifieringsmetode man bruker kommer derfor an på hvilke statistikkprogram man har tilgjengelig. Når man har funnet heteroskedastisk- robuste standardfeil kan man bruke den vanlige formelen for test- verdiene til å finne disse, hvor t- verdien er:

$$t = \frac{\text{estimate} - \text{hypothesized value}}{\text{standard error}}$$

De robuste standardfeilene er ofte større enn de vanlige standardfeilene, men de kan også være mindre.

Hvis forutsetningen til nå er oppfylt er:

- Utvalgsvariansen til estimatoren β_1, \dots, β_k :

$$\text{var}(\hat{\beta}_j) = \sigma^2 / SST_j (1 - R_j^2), \quad j = 1, \dots, k$$

Der teller er populasjonsvariansen (variansen til feilleddet) og $SST_j = \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2$ og er utvalgsvariansen (variansen til de forklarende variablene). Høy utvalgsvariens er bra fordi jo flere observasjoner jo mer presis blir modellen. Så variansen til β_1 øker med populasjonsvariansen og avtar med utvalgsvariansen.

- Estimatoren $E(\hat{\sigma}^2)$ et forventingsrett estimat av $\sigma^2 = SSR/df$, hvor $df = n-k-1$ og

$$SSR = \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2$$

- Gauss- Markow forutsetningene oppfylt. OLS estimatorene er da Best Linear Unbiased Estimators (BLUE).

5.3.7 Normalfordelte restledd, $N \sim (0, \sigma^2)$

Denne forutsetningen er nødvendig å oppfylle for at standardfeilene og test- verdiene skal gi riktig inferens i analysene. Man kan teste om feilleddene er normalfordelt på flere måter og en av dem er ved en Bera- Jarque test. Nullhypotesen er her om ”skewness” og ”excess kurtosis” er samtidig lik null. Det vil si at man tester om fordelingen er symmetrisk og har riktig tyngde på halene, altså om fordelingen er normalfordelt. Den alternative hypotesen er at feilleddene ikke er normalfordelte.

$$W = T \left[\frac{b_1^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24} \right], \text{ hvor } b_1 = \frac{E[u^3]}{(\sigma^2)^{2/3}} \text{ er koeffisienten til skjevhet og } b_2 = \frac{E[u^4]}{(\sigma^2)^2} \text{ er}$$

koeffisienten til tyngden på halene. T er antall observasjoner, u er feilledet og σ^2 er variansen til feilledet. I analysene bruker man de estimerte feilledene fra OLS-regresjonen.

Hvis man forkaster H_0 på 5 % nivå vil det si at feilledene ikke er normalfordelte.

5.3.8 Stasjonære tidsserier

En stasjonær tidsserie har stabil sannsynlighetsfordeling over tid og egenskapene til feilledet er konstante over tid. Hvis vi lar forholdet mellom y og x variere tilfeldig over tid, det vi si at tidsserien er ikke-stasjonær, kan vi ikke lære noe om hvordan den ene variabelen påvirker den andre. Man antar derfor at β_j ikke varierer over tid. Videre forutsetter vi at variansen til feilledet er konstant over tid og at korrelasjonen mellom feilledene til to etterfølgende perioder er null, noe som helt klart er konstant over tid. ”Ikke-stasjonaritet kan ofte medføre helt spuriøse korrelasjoner og ugyldige tester.”²⁴ Den økonomiske fortolkningen av dette er at når dataserien blir utsatt for et sjokk vil dette sjokket være permanent og serien vender ikke tilbake til likevekt.

Det er flere tester som kan brukes når man skal teste om en dataserie er stasjonær eller ikke. Jeg vil ta utgangspunkt i en Dickey-Fuller test. Denne vil jeg utføre både når man inkluderer konstant og trend, når man kun inkluderer trend og når man ikke inkluderer noen av delene. Til slutt vil jeg også utvide denne testen til en Augmented Dickey-Fuller test. Det vil si at man inkluderer ulike antall lag i testen.

Vi tar utgangspunkt i en AR(1)-modell, $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$, $t = 1, 2, \dots$, for å vise fremgangsmåten:

$H_0: \rho = 1$, vi har unit root som vil si at serien er ikke-stasjonær.

$H_1: \rho < 1$

Testen utføres ofte ved å trekke fra y_{t-1} fra begge sider av ligningen:

$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + e_t$, hvor $\theta = \rho - 1$

$H_0: \theta = 0$ mot $H_1: \theta < 0$

²⁴ Stock J. & Watson M. (1988): Variable Trends in Economic Time Series. Journal of Economic Perspectives, vol. 2 1988.

Da jeg som sagt også vil teste en mer dynamisk modell som har ulike lag bruker jeg en Augmented Dickey- Fuller test:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \sum_i \gamma_i \Delta y_{t-i} + e_t, \text{ hvor } H_0: \theta = 0$$

De vanlige kritiske verdiene er for små og man kan derfor ikke bruke tabellverdiene ved bruk av disse testene. DF- og ADF- testene estimerer derfor egne og mer riktige kritiske verdier, c , som varierer med antall lag og om man her inkluderte trend og konstant. Vi forkaster H_0 hvis $t_{\hat{\theta}} < c$, hvor c er negative verdier. Hvis man ikke forkaster H_0 , har man sterke indikasjoner på at man har "unit root", serien er ikke-stasjonær.

Hvis man har "unit root" er en løsning å bruke førstedifferansen. Hvis serien ikke er $I(0)$, men derimot $I(1)$ vil serien bli $I(0)$ hvis man differensierer den en gang, hvis serien er $I(2)$ blir den $I(0)$ hvis man differensierer to ganger, osv. Hvis man differensierer tidsserier fjerner man også lineære tidstrender. Så i stedet for å bruke en tidstrend i regresjonen, kan man differensiere de variablene som viser klare trender. Tidsseriene i den undersøkelsen er differensierte, men man bør likevel teste om seriene er stasjonære. Det er jo en mulighet for at seriene er $I(2)$ eller $I(x)$ og derfor likevel er ikke- stasjonære selv om de er differensiert en gang.

Det er altså mange forutsetninger som skal oppfylles for at analyseresultatene er pålitelige. Noen av forutsetningene er av det mer formelle slaget, mens andre må testes for. Nå er metoden bak analysene forklart og i neste kapittel skal analysene gjennomføres.

6. ANALYSE

For å undersøke om makrovariablene hadde innvirkning på aksjeavkastningen har jeg gjennomført tidsrekkerregresjon. Analysedelen i denne oppgaven er i hovedsak lagt opp som metoddelen. Først utførte jeg ulike tester for å komme frem til den optimale modellen for så å teste om forutsetningene for OLS er oppfylt. Analysemetoden og modellen blir justert for å oppfylle alle forutsetningene, før de virkelige analysene blir gjennomført og resultatene presentert.

6.1 Antall lag

Her har jeg valgt å bruke ulike informasjonskriterier for å finne riktig antall lag av både den avhengige og de forklarende variablene. Som man kan se av tabellen er de ulike anbefalingene ikke alltid like og jeg har derfor foretatt mange regresjoner med ulikt antall lag av de forskjellige variablene for å finne hvilke som er signifikante og skal inkluderes i modellen. Dette endte med at kpi, ip og nokusd ikke skal inkluderes i modellen da ingen av variablenes lag er signifikante. Oljepris, nibor, k2 og ftse100 blir inkludert, men uten lag. Mens jeg lagger Oslo Børs benchmark- variabelen som forklarende variabel og i tillegg inkluderer jeg s&p500 og med et lag.

Variabel:	Antall lag metoden anbefaler:		
	AIC	HQIC	SBIC
dosebx	1	1	1
dop	0	0	0
dkpi	2	2	1
dip	3	3	3
dnibor	0	0	0
dsobl	6	2	2
dnokusd	2	2	2
dk2	0	0	0
dftse100	1	1	0
dsp500	1	1	0

Tabell 3: Antall lag av variablene

6.2 Forutsetninger for OLS

Som jeg nevnte i metodedelene er det mange forutsetninger som må oppfylles for at OLS skal gi pålitelige resultat. Jeg vil presentere ulike tabeller og figurer og gjennom disse se om forutsetningene er oppfylt.

6.2.1 Ingen perfekt multikolaritet

Ved bruk av informasjonskriteriene har jeg kommet frem til at kpi, ip og nokusd ikke skal inkluderes i regresjonsanalysene. Jeg har likevel valgt å inkludere disse variablene i korrelasjonsmatrisen. Dette fordi det vil være interessant å se om disse også skal ekskluderes fra regresjonene av multikolaritetshensyn. Konsumprisindeksen er korrelert med kredittindikatoren og kort og lang rente. I tillegg ser vi at nibor og statsobligasjonsrenten er korrelert med hverandre og k2 og at de to utenlandske børsene er høyt korrelert. Resultatene i korrelasjonsmatrisen tyder på at kpi bør fjernes som forklarende variabel, noe som er i overensstemmelse med informasjonskriteriene. Om dette er et fornuftig valg må sjekkes ved å foreta ulike regresjonsanalyser og det bør også sjekkes om en av de to variablene for de utenlandske børsene bør fjernes fra modellen eller om man bør fjerne statsobligasjonsrenten eller den kortsiktige rente, nibor.

	dop	dkpi	dip	dnibor	dsobl	dnokusd	dk2	dftse100	dsp500
dop	1.0000								
dkpi	0.2270	1.0000							
dip	-0.0042	-0.0229	1.0000						
dnibor	-0.2470	-0.5599	-0.0272	1.0000					
dsobl	-0.1964	-0.6063	-0.0108	0.8658	1.0000				
dnokusd	-0.0732	-0.2469	0.0175	0.2187	0.2756	1.0000			
dk2	-0.3000	-0.7979	-0.0305	0.5225	0.5291	0.3304	1.0000		
dftse100	-0.0187	-0.0500	-0.0032	-0.1303	-0.0833	0.1839	0.0623	1.0000	
dsp500	-0.1031	-0.0399	-0.0787	-0.1634	-0.0967	0.0957	0.0187	0.8264	1.0000

Tabell 4: Korrelasjonsmatrise

Det ble gjennomført utallige regresjoner med ulike sammensetning av forklarende variabler basert på resultatene fra korrelasjonsmatrisen og informasjonskriteriene. Det vil si at variablene ble inkludert med ulike antall lag og de variablene som var korrelert med hverandre ble inkluderte hver for seg med ulike kombinasjoner av de resterende variablene. Etter å ha utført disse regresjonene fant jeg at kpi, industriproduksjon, statsobligasjonsrenten

og valutakursen måtte fjernes fra de videre analysene og den optimale modellen blir derfor som følger: $dosebx_t = dop_t + dnibor_t + dk2_t + dftse100_t + dsp500_t + dsp500_{t-1} + dosebx_{t-1}$

6.2.2 Normalfordelte restledd

Jeg bruker en Bera- Jarque test for å teste om ”skewness” og ”excess kurtosis” er samtidig lik null.

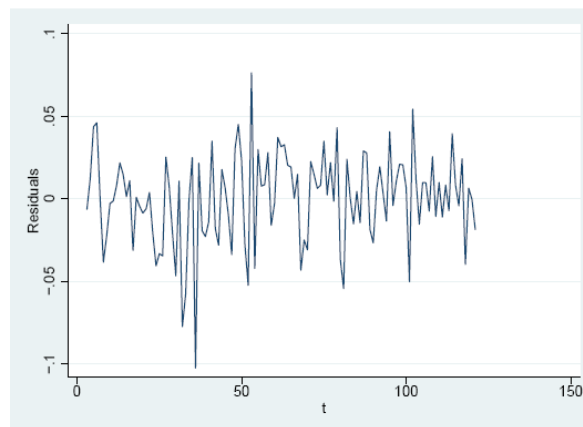
H_0 : Restleddene er normalfordelte.

H_1 : Restleddene er ikke normalfordelte

			Joint	
Variable	Pr (skewness)	Pr (kurtosis)	Adj chi2(2)	P>CHI2
u_hat	0.018	0.057	8.26	0.0161

Tabell 5: Bera- Jarque test 1

Den kritiske Chi- verdien er 5,99. Det vil si at man må forkaste nullhypotesen om normalfordelte restledd. Inferensen til OLS- testene vil da ikke være korrekt og materialet må derfor undersøkes for å se hva som gjør at restleddene ikke er normalfordelte.



Figur 11: Plot av feilleddene over tid

Ut i fra et plot av restleddene over tid, figur 11, ser man at det er en observasjon som spesielt skiller seg ut, nemlig observasjon nummer 36 som er desember 1998. Da det var et omslag i norsk økonomi rundt årsskiftet 98/ 99 og det derfor er en naturlig forklaring på hvorfor desember 98- observasjonen skiller seg markant ut, lager jeg en dummy variabel som er lik en for desember 1998 og ellers er lik null.

”I hele 1998 var de finansielle markedene nervøse og det var generelt store hendelser i verdensøkonomien både i 1998 og spesielt i 1997. Det ble etter hvert klart at ringvirkningene av krisen i Asia på verdensøkonomien ville bli store. Oljeprisen falt kraftig, og i mars 1998 vedtok OPEC å begrense oljeproduksjonen blant medlemslandene. Den norske kronen kom under sterkt press, og i løpet av våren og sommeren satte Norges Bank signalrentene opp ved flere anledninger. Etter toppnoteringer på forsommeren, var også aksjemarkedene i industrilandene på vei nedover. Dette gikk spesielt hardt ut over Oslo Børs, der totalindeksen i løpet av fire måneder falt med 30 prosent. Anslagene i de siste to inflasjonsrapportene i 1998 indikerte at omslaget i den økonomiske utviklingen som banken tidligere hadde sett for seg, ville komme raskere og bli forsterket av svakere vekst i innenlandsk etterspørsel og et kraftig fall i oljeinvesteringene.”²⁵

”Det omslaget som norsk økonomi står foran ved årsskiftet 1998/99, er således både et resultat av den samlede økonomiske politikken og forhold i verdensøkonomien som vi ikke har herredømme over. Ved inngangen til 1999 står den norske økonomien foran en periode der de siste årenes utvikling med nødvendighet må korrigeres. Dette er en konsekvens av internasjonale begivenheter, ikke minst utsiktene til varig lavere oljepris, men også av at konjunkturoppgangen de siste årene har økt fallhøyden og gjort økonomien mer sårbar overfor sjokk utenfra.”²⁶

$$doseb_x_t = dop_t + dnibor_t + dk2_t + dftse100_t + dsp500_t + dsp500_{t-1} + dosebx_{t-1} + dummy$$

Ved å inkludere dummy-variabelen i modellen, blir resultatene av normalitetstesten følgende når nullhypotesen fremdeles er at feilleddene er normalfordelte:

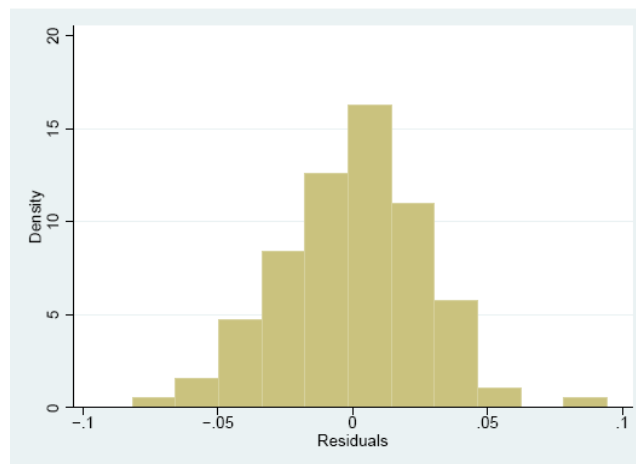
Variable	Pr (skewness)	Pr (kurtosis)	Joint	
			Adj chi2(2)	P>CHI2
u_hat	0.376	0.333	1.76	0.4151

Tabell 6: Bera- Jarque test 2

Test- verdien er nå mindre enn den kritiske verdien og man kan ikke forkaste nullhypotesen. Testen støtter nullhypotesen om normalfordelte restledd.

²⁵ <http://www.norges-bank.no/publikasjoner/skriftserie/skriftserie-28/artikkel-02.pdf>

²⁶ <http://www.norges-bank.no/publikasjoner/skriftserie/skriftserie-28/artikkel-02.pdf>



Figur 12: Histogram av feilleddene

6.2.3 Ingen autokorrelasjon

Som nevnt i metoddelen har jeg brukt en Breusch- Godfrey test for å undersøke om det er autokorrelasjon i datamaterialet. Hvis det er mistanke om at datamaterialet er heteroskedastisk, skal man bruke en test som er robust mot heteroskedastisitet. Jeg her derfor valgt å bruke en vanlig BG- test og en test som er robust mot heteroskedastisitet.

H_0 : Ingen seriekorrelasjon versus H_1 : Seriekorrelasjon

Ingen av p- verdien er signifikante i noen av testene og da er selvsagt alle f- verdiene mindre enn kritiske verdier. Man kan ikke forkaste nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon og forutsetningen om ingen seriekorrelasjon er derfor oppfylt.

	Antall lag	Prob > F	F- verdi	Kritisk F- verdi (5%)
BG- test	1	0.6828	0.17	3.936
	2	0.8915	0.11	3.089
	3	0.9483	0.12	2.701
	4	0.9691	0.14	2.426
	12	0.7857	0.66	1.881

Tabell 7: Breusch- Godfrey testresultat

6.2.4 Homoskedastisitet

For å teste om denne forutsetningen er oppfylt har jeg som nevnt i metoddelen brukt to ulike tester, Breusch- Pagan- test og White- test, hvor nullhypotesen er at materialet er

homoskedastisk og den alternative hypotesen er at datamaterialet er heteroskedastisk. Både ut fra p- verdien og f- verdien ser man at begge testene viser statistisk signifikante test- verdier og man må derfor forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet.

Test:	Prob > F	F- verdi	Kritisk F- verdi (5%)
Breusch- Pagan test	0.0019	3.34	2.033
White- test	0.0018	6.67	3.075

Tabell 8: Breusch- Pagan og White- testresultat

Konsekvensen av dette er at OLS resultatene ikke lengre er Best i BLUE, noe som vil si at de ikke lengre har minst varians. Standardfeilene og test- verdiene er ikke korrekte og for å korrigere for dette utfører jeg en regresjon som korrigerer standardfeilene og test- verdiene, slik at de er justert for heteroskedastisitet. Som nevnt i metoddelen, kalles dette en robust regresjon. Grunnen til at jeg bruker denne metoden er at dette er en dynamisk modell. Det er derfor interessant å beholde denne dynamikken og OLS gir derfor gode estimat. Men man er helt avhengig av å justere test- verdiene og standardfeilene. Denne metoden kan kun forsvares hvis datamaterialet er stort nok, noe som ikke setter en stopper for analysene i dette tilfellet.

6.2.5 Stasjonære tidsserier

Økonomiske tidsserier er ofte ikke stasjonære av orden $I(1)$ og vil derfor bli stasjonære når man differensierer serien en gang. I disse analysene er seriene differensiert som jeg har vært inne på i delen om definisjon av variablene og metoddelen. Men det er likevel viktig å teste om det er et ikke- stasjonaritetsproblem i datamaterialet.

H_0 : Variablene er ikke- stasjonære og H_1 : Variablene er stasjonære, som er ønskelig.

Test/ variabel:	Kritisk verdi (5%)	dosebx	dop	dkpi	dip	dnibor	dsobl	dk2	dnokusd	dsp500	dftse100
DF med konstant og trend	-3.447	-7.155	-10.258	-8.792	-16.202	-11.444	-13.289	-9.587	-8.349	-9.241	-9.132
DF med konstant	-2.889	-7.167	-10.213	-8.720	-16.270	-11.475	-13.346	-9.401	-8.240	-9.163	-9.138
DF	-1.950	-7.020	-10.117	-7.687	-16.338	-11.511	-13.372	-5.137	-8.272	-9.025	-9.094
ADF med trend og 1 lag	-3.448	-5.958	-8.168	-8.166	-13.421	-8.794	-10.873	-7.869	-8.148	-7.025	-6.654
ADF med trend og 2 lag	-3.448	-5.171	-6.273	-6.528	-11.191	-6.795	-8.583	-5.770	-7.043	-5.828	-5.526

Tabell 9: Dickey- Fuller og Augmented Dickey- Fuller testresultat

Alle test- verdiene ligger i forkastningsområdet og nullhypotesen blir derfor forkastet i alle testene. Variablene viser ikke tegn til at de er ikke- stasjonære og forutsetningen er derfor oppfylt.

6.3 Resultat

Jeg har underveis i de innledende analysene vært inne på at flere av variablene er korrelert med hverandre og at enkelte av variablene derfor ikke skal inkluderes i analysene. I tillegg har jeg nevnt at regresjonsanalyser med ulike kombinasjoner av forklarende variabler også har konkludert med at enkelte av de forklarende variablene bør fjernes fra modellen. Ut fra den opprinnelige modellen kan man se at det er tre variabler, konsumprisindeksen, industriproduksjon og valutakursen nok/usd som ikke er signifikante, og disse ble derfor fjernet fra de videre analysene. I den justerte modellen er flere av de forklarende variablene fjernet, mens modellen kalt dummy har inkludert en dummy- variabel for desember 1998 og den siste, robust, er robust mot heteroskedastisitet. Jeg vil ikke gå i detalj på de første analysene, men konsentrere meg om de siste modellene som gir de riktigste og mest pålitelige resultatene.

$$dosex_t = dop_t + dnibor_t + dk2_t + dftse100_t + dsp500_t + dsp500_{t-1} + dosex_{t-1} + dummy, \text{ robust}$$

Den viktigste forskjellen mellom de to siste regresjonsanalysene, den robuste og den vanlige OLS- regresjonen med dummy- variabel, er som nevnt flere ganger test- verdiene og standardfeilene. Det er derfor lurt å rapportere begge settene med standardfeil, slik at man kan se om konklusjonene er sensitive overfor standardfeilene.

Det er viktig å merke seg at den justerte forklaringsgraden øker jo mer modellen utvikles. For den robuste regresjonen oppga ikke STATA den justerte R^2 , men man ser at alle variablene i denne robuste analysen fremdeles er signifikante og at det ikke er de helt store endringene i standardfeilene. Videre i analysedelen vil jeg gå inn på hver av de signifikante variablene og kommentere resultatene for disse mer detaljert.

dosebx	Opprinnelig	Justert	m/ Dummy	Robust
dop	0,1676159 (0,0342)**	0,149217 (0,0326)**	0,1315248 (0,0310)**	0,131525 (0,0359)**
dkpi	1,604034 (1,2535)			
dip	0,1265281 (0,0970)			
dnibor	-5,811362 (1,0035)**	-2,341171 (0,5623)**	-2,218725 (0,5295)**	-2,218725 (0,6261)**
dsobl	4,539964 (1,1315)**			
dnokusd	0,0010675 (0,1323)			
dk2	3,637659 (0,9664)**	2,533941 (0,6443)**	2,357122 (0,6074)**	2,357122 (0,6257)**
dftse100	0,5295653 (0,1483)**	0,557759 (0,1411)**	0,5458448 (0,1327)**	0,545845 (0,1402)**
dsp500	0,5458546 (0,1413)**	0,48674 (0,1371)**	0,5071802 (0,1290)**	0,50718 (0,1233)**
lag1_dsp500		0,211591 (0,1006)*	0,2771294 (0,0960)**	0,277129 (0,1043)**
lag1_dosebx		0,159509 (0,0676)*	0,1649052 (0,0636)*	0,164905 (0,0760)*
dummy			-0,1133213 (0,0287)**	-0,113321 (0,0094)**
_cons	-0,0209066 (0,0078)**	-0,014178 (0,0046)**	-0,0125156 (0,0044)**	-0,012516 (0,0045)**
Adj R- squared	0,6889	0,7205	0,7530	

Tabell 10: Resultat OLS ²⁷

6.3.1 Oljepris

Oslo Børs er en oljeavhengig børs og det var derfor forventet at det skulle være en signifikant og positiv sammenheng mellom endring i oljepris og aksjeavkastning. I følge analysene i denne oppgaven er koeffisienten til endring i oljepris positiv og signifikant på 1 % nivå. En økning i oljeprisen med 1 % fører til en umiddelbar økning i aksjeavkastningen på Oslo Børs med 0,13 %. Dette stemmer overens med resultater fra flere analyser av det norske aksjemarkedet, blant annet Gjerde og Sættem (1999) og Carlsen, Hagland og Ruth (1990). Mens analyser av flere utenlandske markeder ikke er entydige. Chen, Roll og Ross (1986) fant ingen slik signifikant sammenheng i det amerikanske markedet, mens Jones og Kaul

²⁷ **signifikant på 1 % nivå, * signifikant på 5 % nivå

(1996) i sine analyser kunne konkludere med at det var en negativ og signifikant sammenheng i de amerikanske og japanske markedene. Men det var ikke en signifikant sammenheng i de britiske og kanadiske markedene.

Selv om Carlsen, Hagland og Ruth fant en positiv sammenheng påpekte de i sine analyser at: ”Norges økonomi er svært avhengig av oljeinntektene. Fall i oljeprisen medfører behov for innstramminger i den økonomiske politikken som forsterker den reduksjonen i innenlandsk etterspørsel som oljeprisfallet fremkaller. Dette tilsier at bedriftene vil få vanskeligheter med å få avsetning for sine produkter i tiden etter et oljeprisfall. På den annen side betyr fallende energipriser at bedriftenes innsatsfaktorer blir rimeligere. I tillegg kommer at lavere energipriser øker kjøpekraften i en del land som importerer norske produkter. Det er derfor ikke gitt at det er en entydig sammenheng mellom høye oljepriser og gode fremtidsutsikter for bedriftene.” Det er likevel ikke overraskende at resultatene viser en positiv og signifikant sammenheng og at resultatene for det norske aksjemarkedet er mer entydige enn resultatene for mange utenlandske aksjemarkeder.

6.3.2 Rente

”Dagens aksjekurs vil reflektere neddiskontert forventet utbytte. Det er derfor naturlig å anta at aksjekurs og rente vil bevege seg motsatt.”²⁸ Dette forholdet mellom rente og aksjeavkastning er påvist i mange analyser av flere ulike markeder. Blant annet fant Gjerde og Sættem (1999) et negativt forhold mellom reell kortsiktig rente og aksjeavkastning i det norske markedet, mens Chen, Roll og Ross (1986) fant et slik negativt forhold mellom rentens terminstruktur (forskjellen mellom lange og korte renter) og aksjeavkastningen i det amerikanske markedet.

Også analysene i denne undersøkelsen viser et slikt negativt forhold mellom endring i kortsiktig reell rente og aksjeavkastning. Variabelen er signifikant på 1 % nivå og en økning i nibor med 1 % fører til at hovedindeksens avkastning reduseres med 2,22 %. Renten er den variabelen som sammen med k_2 har den helt klart største absolute verdien av koeffisienten. Det er tydelig at endringen i den reelle korte renten har stor innvirkning på utviklingen i aksjemarkedet.

²⁸ Gjøølberg O. & Johnsen T. (1987): Signaler, begivenheter, respons: Observasjoner fra Oslo Børs 1980- 87. Beta 3-4, 1987

6.3.3 K2

Generelt ser man at stor økning i utlån til næringslivet har ført med seg økte investeringer, høy inntjening og dermed økning i aksjekursene. Generelt ser man også at utlånsiver fra bankenes side fører til at etterspørselen etter produkter, tjenester og aksjer stiger og dermed stiger også aksjekursene. En forklaring er at når gjeldsbyrden blir større, plasserer folk mer penger i aksjer. Men det er tross alt ikke majoriteten av befolkningen som handler aksjer og derfor skulle man ikke tro at det er den direkte endringen i etterspørsel etter aksjer som driver aksjekursene i dette henseende. For husholdningenes del blir økt låneopptaket brukt på for eksempel bolig. Den andre forklaringen bak at økt kredittvekst fører til økning i aksjeavkastningen er derimot bedre. I gode tider låner man mer, får bedre råd og bruker generelt mer penger. Etterspørsel etter varer og tjenester øker, bedriftenes inntjening øker og generelt er det økonomiske oppgangstider.

Resultatene i denne analysen tyder også på et slikt positivt forhold mellom endring i kredittveksten, k2, og aksjeavkastningen. Variabelen er positiv og signifikant på 1 % nivå. En økning i kredittveksten på 1 % medfører en umiddelbar økning i aksjeavkastningen til hovedindeksen på 2,36 %. Som nevnt er dette den variabelen med størst koeffisient, så aksjeavkastningen blir i følge disse analysene svært påvirket av kredittveksten.

6.3.4 Utenlandske børser

Mange av de børsnoterte selskapene på Oslo Børs er store eksportbedrifter som er sensitive overfor internasjonale konjunkturer og i tillegg er flere norske selskap notert på internasjonale markedsplasser. Man skulle derfor tro at det er en positiv samvariasjon mellom avkastningen på London Børs indeksen, FTSE100 og avkastningen på USA indeksen S&P500.

I følge Mathur og Subrahmanyam (1990) påvirker svenske aksjekurser det norske aksjemarkedet, mens Eun og Shim (1989) fant at amerikanske aksjekurser påvirker alle disse nordiske markedene. Også Mathur & Subrahmanyam (1990) har kunnet påvise at det amerikanske aksjemarkedet påvirker det norske. Også analysene i denne oppgaven har kunnet påvise en slik utenlandsk påvirkning. Begge variablene er positive og signifikant på 5 % nivå. En 1 % økning i FTSE100 medfører en umiddelbar økning i den norske aksjeavkastningen på 0,55 %, mens en 1 % økning i S&P500 fører til en økning i hovedindeksen avkastning på 0,51

% . I tillegg reagerer hovedindeksen forsinket en periode (her måned) på endringer i S&P500. Denne endringen er 0,28 % ved en økning i avkastningen på S&P500 med 1 % og er som de andre variablene signifikant på 1 % nivå.

Summen av koeffisientene til en forklarende variabel i alle lag er den langsiktige elastisiteten. Når vi lagger en av de forklarende variablene må man være observant på at det kan være multikolaritet mellom de ulike laggene og at man derfor kan få upresise estimat av effekten de ulike laggene har, men at totaleffekten er pålitelig. For å finne denne langsiktige elastisiteten, LRP (long run propensity), legger man sammen koeffisientene til alle laggene. Den langsiktige effekten eller totaleffekten avkastningen til S&P500 har på hovedindeksen avkastning er dermed: $0,51 + 0,28 = 0,79$. Det vil si at en økning i avkastningen på S&P500 med 1 % på lang sikt vil føre til at avkastningen på Oslo Børs hovedindeksen øker med 0,79 %.

6.3.5 Avkastningen til OSEBX lagget

Mange økonomiske tidsserier er avhengig av seg selv i perioden før eller periodene før og her er ikke avkastningen på hovedindeksen et unntak. Indeksen blir positivt påvirket av sin egen utvikling i måneden før. Variabelen er signifikant på 5 % nivå. En økning i avkastningen i forrige måneden med 1 % fører til en økning i avkastningen i inneværende måneden med 0,16 %.

For å oppsummere kort før jeg går over til en mer detaljert konklusjon, kan man si at oljepris, k2, FTSE100, S&P500 og lag av S&P500 og OSEBX er alle signifikante og har en positiv innvirkning på aksjeavkastningen på hovedindeksen. Mens den korte renten, 3-mnd nibor, var signifikant og negativ.

7. KONKLUSJON

Utredningen har hatt som formål å finne eventuelle sammenhenger mellom avkastningen til hovedindeksen på Oslo Børs og makroøkonomiske faktorer. Totalt 9 faktorer ble valg, inflasjon, oljepris, industriproduksjon, kort og lang rente, dollarkursen mot den norske kronen, k2 og de utenlandske børsindeksene, S&P500 og FTSE100. Analysemetoden og teoriene jeg har tatt utgangspunkt i har både sine svakheter og fordeler og jeg har underveis i det tekniske analysearbeidet møtt på en del problemer og utfordringer. Men disse har vært justert for så godt som mulig underveis og resultatene skal derfor være pålitelige.

Av de totalt 9 faktorene som ble testet, var det 5 som ble påvist som signifikante pluss lag av noen av dem. Resultatene indikerer at det er en positiv sammenheng mellom oljepris og avkastningen til hovedindeksen. Dette er ikke overraskende med tanke på at den norske økonomien er svært oljeavhengig og at mange av de børsnoterte selskapene på Oslo Børs er eksportorienterte. Sammenhengen mellom den korte renten, 3-mnd nibor, og avkastningen var også svært signifikant, men sterkt negativ. Aksjeavkastningen er dermed som forventet svært avhengig av endringen i den korte renten. Også kredittindikatoren, k2, hadde en signifikant innvirkning på aksjeavkastningen. Sammen med den korte renten var dette den variabelen med størst koeffisient, så det virker altså som om avkastningen er svært avhengig av en endring i kreditttilgangen i Norge. Også begge børs- variablene, S&P500 og FTSE100, ble påvist som signifikante og positive og i tillegg var S&P500 lagget en gang signifikant og positiv. Dette viser at avkastningen i det norske aksjemarkedet blir påvirket av aksjeavkastningen i det store utland både umiddelbart og med en forsinket effekt. Dette er ikke overraskende da Norge er et lite land som er svært avhengig av tilstanden i verdensøkonomien. Til slutt ble det også påvist at avkastningen til hovedindeksen selv hadde innvirkning på avkastningen måneden etter. Ved å se på forrige måneds avkastning kan man altså gjøre seg opp en formening om dagens avkastning.

Resultatene viser at det er flere makroøkonomiske faktorer som påvirker avkastningen i det norske aksjemarkedet og at resultatene for de påviste variablene var som forventet. Samtidig er det viktig å påpeke at variablene som ikke er signifikante i denne analysen, nemlig inflasjon, industriproduksjon, renten til 10- års statsobligasjon og valutakursen, nok/usd, har

vært påvist som signifikant i andre studier. Hva grunnene til at de ikke ble påvist som signifikant i dette studiet er, er ikke lett å si, men en grunn kan være multikolaritet.

Det er flere variabler som ikke ble inkludert i analysen, men som likevel kunne vært interessante å teste og som har vært inkludert i andre studier. Dette er som nevnt før for eksempel variabler som arbeidsledighet, handelsbalansen og pengetilbudet endring i skatte- og avgiftsregler, internasjonale avtaler og tollrestriksjoner og valgresultat.

REFERANSELISTE

Artikler:

Carlsen F., Hagland I. & Ruth P. A. (1990): Prising av makroøkonomiske faktorer I det norske aksjemarkedet. Bate 2, 1990.

Chen N., Roll R. & Ross S. A. (1986): Economic Forces and the Stock Market. The Journal of Business 59, 3, Juli 1986.

Gjerde Ø. & Sættem F. (1999): Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. Journal of International Financial Markets, Institutions & Money 9, 1999.

Kaneko T. & Lee B. S. (1995): Relative importance of economic factors in the US and Japanese stock markets. Journal of the Japanese and International Economies 9, 1996.

Lee B. S. (1992): Causal relations among stock returns, interest rates, real activity and inflation. Journal of Finance 47, 1992.

Gjølberg O. & Johnsen T. (1987): Signaler, begivenheter, respons: Observasjoner fra Oslo Børs 1980- 87. Beta 3-4, 1987.

Hamilton J. D. (1983): Oil and the Macroeconomy Since World War II. Journal of Political Economy, april 1983.

Kling J. L. (1985): Oil Price Shocks and Stock Market Behavior. Journal of Portfolio Management , 1985.

James C., Koreisha S. & Partch M. (1985): A VARMA Analysis of the Causal Relations Among Stock Returns, Real Output and Nominal Interest rates. The Journal of Finance, Vol. XL, Desember 1985.

Fama E. F. (1981): Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money. American Economic Review 71, September 1981.

Fama E. F. & Schwert G. W. (1977): Asset Returns and Inflation. Journal of Financial Economics 2, November 1977.

Geske R. & Roll R. (1983): The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation. Journal of Finance 28, Mars 1983.

Jones C. & Kaul G. (1996): Oil and the Stock Markets. The Journal of Finance, Vol. L1, No.2, Juni 1996.

Mathur I. & Subrahmanyam V. (1990): Interdependencies among the Nordic and U.S. Stock Markets. *Scandinavian Journal of Economics*, 92(4), 1990.

Agmon T. (1972): The relations among equity markets in the United States, United Kingdom, Germany and Japan. *Journal of Finance* 27, September 1972.

Eun C. S. & Shim S. (1989): International transmission of stock market movements. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24, Juni 1989.

Gultekin M. N., Gultekin N. B. & Penati A. (1989): Capital controls and international capital market segmentation: The evidence from the Japanese and American stock markets. *Journal of Finance* 44, September 1989.

Hillard J. E. (1979): The relationship between equity indices on world exchanges. *Journal of Finance* 34, Mars 1979.

Jennergren R. L. & Korsvold P. E. (1974): Price formation in the Norwegian and Swedish stock markets: Some random walk tests. *Swedish Journal of Economics* 76, Juni 1974.

Schollhammer H. & Sand O. (1987): Lead-lag relationships among national equity markets: An empirical investigation. *Recent Developments in International Finance*, Vol. 1, Lexington Books, 1987.

Poon S. & Taylor S.J. (1991): Macroeconomic Factors and the UK Stock Market. *Journal of Business Finance & Accounting*, 18(5), September 1991.

Ross S. A. (1976): The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Finance*, 35, 1976.

Stock J. & Watson M. (1988): Variable Trends in Economic Time Series. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2 1988.

Bøker:

Bodie Z., Kane A. & Marcus A. J. (2005): *Investments*. Mc Graw Hill, sixth international edition, 2005.

Fama E. F. & French K. R. (1995): Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns. *Journal of Finance* 50, 1995.

Fama E. F., French K. R. & Davis J. L. (2000): Characteristics, Covariances and Average Returns, 1929 to 1997. *Journal of Finance* 55, no.1 2000.

Roll R. (1977): A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. *Journal of Financial Economics* 4, 1977.

Brealey R. A. & Myers S. C. (2003): Principles of Corporate Finance. McGraw- Hill Higher Education, 7th edition 2003.

Black F. (1972): Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. Journal of Business 45, juli 1972.

Black F. (1993): Beta and return. Journal of Portfolio Management 20, vår 1993.

Carhart M. M. (1997): On Persistence in Mutual Fund Performance. Journal of Finance 52, Mars 1997.

Fama E.F. & French K. R. (1992): The Cross- Section of Expected Stock Returns. Journal of Financial Economics 47, juni 1992.

Kendall M. G. (1953): The Analysis of Economic Time Series, Part I. Prices. Journal of the Royal Statistical Society 96, 1953.

Lintner J. (1965): The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. Review of Economics and Statistics 47, februar 1965.

Patell J. M. & Wolfson M. A. (1984): The Intraday Speed of Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividend Announcements. Journal of Financial Economics 13, Juni 1984.

Sharpe W. F. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. Journal of Finance 19, september 1964.

Brooks C. (2004): Introductory econometrics for finance. Cambridge University press.

Wooldridge J. M. (2003): Introductory Econometrics: A Modern Approach, 2e. Thomson, South- Western.

Utredninger:

Bratberg L. & Irgens J. R. (2001): Fundamentale Faktorer på Oslo Børs. Siviløkonomoppgave ved Norges Handelshøyskole, våren 2001.

Halland B. C., Hansen T. V. & Pedersen J. C. (1999): Aksjemarkedet og Makroøkonomiske Faktorer- en teoretisk og empirisk studie. Siviløkonomoppgave ved Høyskolen i Bodø, mai 1999.

Fama E. F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical work. The Journal of Finance, 1970.

Ugland R. & Østbø A. (1992): En empirisk undersøkelse av svak effisiens på Oslo Børs : basert på teknisk aksjeanalyse. Studentarbeid- Høyskolesenteret i Nordland, 1992.

Kamsvåg B. L. (1993): Fundamental Factors on the Norwegian Stock Market.

Høyereavdelingsoppgave ved Norges Handelshøyskole, august 1993.

Semmen K. (1991): Aksjemarkedet og realøkonomien. Høyereavdelingsoppgave ved Norges Handelshøyskole, august 1991.

Internett:

www.norges-bank.no

www.dnbnor.no

www.federalreserve.gov

www.dn.no

www.sustainabilityinstitute.org

www.ssb.no

<http://finance.yahoo.com>

www.imf.org

<http://odin.dep.no>

Forelesninger/ Annet:

Datastream

Notater fra Metoder for finansiell analyse (FIE401), høst 2005.

Notater fra Økonometri (ECO402), vår 2006.

Notater fra Finansmarkeder (FIE 400N), vår 2005.

Notater fra Corporate Finance, København høst 2004.

APPENDIKS: Inndata – tidsserier av variablene

Dato	Inosebx	Inop	Inkpi	Inip	Innibor	Insohl	Ink2	Innokusd	Insp500	Inftse100	dosebx	dop	dkpi	dip	dhibor	dsobl	dk2
januar 1996	4,60517	2,897856	4,60517	4,60517	-2,812064	-2,670308	13,75193	1,863348	4,60517	4,60517							
februar 1996	4,615885	2,88179	4,606232	4,611771	-2,965172	-2,705594	13,75215	1,864986	4,660759	4,610909	0,010715	-0,016066	0,001062	0,006601	-0,008078	-0,002247	0,000221
mars 1996	4,627629	2,986163	4,61047	4,58317	-3,101381	-2,745396	13,75078	1,868225	4,656953	4,599995	0,011744	0,104373	0,004238	-0,028601	-0,006262	-0,002447	-0,00137
april 1996	4,663752	3,054023	4,614689	4,594709	-3,152372	-2,767289	13,7538	1,880674	4,657105	4,625314	0,036123	0,06786	0,004219	0,011539	-0,002143	-0,001308	0,00302
mai 1996	4,680735	2,961096	4,615741	4,569538	-3,067059	-2,689552	13,7572	1,89121	4,678594	4,616333	0,026983	-0,092927	0,001052	-0,025171	0,003645	0,004768	0,003406
juni 1996	4,722569	2,921951	4,616792	4,622986	-3,031184	-2,667019	13,75683	1,885504	4,689527	4,609823	0,031835	-0,039145	0,001051	0,053448	0,001624	0,001448	-0,000378
juli 1996	4,714777	2,981369	4,620985	4,624843	-3,084838	-2,718075	13,75926	1,89398	4,652239	4,602617	-0,007793	0,059418	0,004193	0,001857	-0,002408	-0,003238	0,002431
august 1996	4,704099	3,025578	4,619938	4,619262	-2,971738	-2,648245	13,7683	1,866603	4,680787	4,638266	-0,010678	0,044209	-0,001047	-0,005581	0,005224	0,004468	0,003042
september 1996	4,728042	3,139028	4,624118	4,610631	-3,064784	-2,71804	13,77148	1,872718	4,699305	4,660238	0,023943	0,113451	0,00418	-0,008431	-0,004338	-0,004466	0,003177
oktober 1996	4,764021	3,189384	4,628281	4,579294	-3,074242	-2,760045	13,7734	1,876033	4,737649	4,683865	0,03598	0,050356	0,004162	-0,031537	-0,000042	-0,003855	0,001928
november 1996	4,793405	3,139936	4,628281	4,599478	-3,124757	-2,733325	13,78019	1,857593	4,785272	4,670989	0,029383	-0,049449	0	0,020184	-0,002179	0,001611	0,006784
desember 1996	4,838546	3,179568	4,627242	4,603276	-3,159701	-2,74344	13,78516	1,876415	4,795523	4,688306	0,045142	0,039632	-0,001039	0,003799	-0,001447	-0,000614	0,004971
januar 1997	4,920558	3,161486	4,635523	4,617394	-3,614872	-2,956168	13,78546	1,869202	4,825957	4,718841	0,082012	-0,018082	0,008282	0,014118	-0,014998	-0,001163	0,000299
februar 1997	4,961348	3,04073	4,638611	4,621125	-3,439921	-2,929054	13,78954	1,896131	4,867081	4,754797	0,04079	-0,120757	0,003088	0,003731	0,004999	0,001358	0,004081
mars 1997	4,962527	2,973462	4,640665	4,603276	-3,403245	-2,85902	13,79375	1,925017	4,852949	4,762463	0,00118	-0,067267	0,002053	-0,017849	0,000967	0,003674	0,004211
april 1997	4,957252	2,877819	4,639638	4,644136	-3,323524	-2,766237	13,81064	1,948608	4,822965	4,733858	-0,006276	-0,091644	-0,001026	0,004086	0,002861	0,005257	0,001896
mai 1997	5,014352	2,957275	4,642714	4,638662	-3,45747	-2,861268	13,81381	1,959009	4,909635	4,823298	0,057101	0,079456	0,003075	-0,005474	-0,004369	-0,005379	0,003162
juni 1997	5,066123	2,879412	4,644759	4,632236	-3,410366	-2,865533	13,82361	1,977961	4,960184	4,829075	0,05177	-0,077863	0,002045	-0,006425	0,001472	0,000257	0,009802
juli 1997	5,125529	2,920821	4,642714	4,663064	-3,168858	-2,787872	13,83314	2,01227	5,014604	4,869841	0,059407	0,041403	-0,002045	0,003628	0,008696	0,008536	0,009536
august 1997	5,159892	2,934692	4,642714	4,619262	-3,208101	-2,803224	13,84004	2,04059	5,017239	4,890827	0,034363	0,013871	0	-0,043802	-0,001554	-0,000884	0,006897
september 1997	5,174731	2,922184	4,6468	4,641403	-3,343063	-2,904126	13,84289	1,997302	5,027201	4,903844	0,014839	-0,012509	0,004086	0,022141	-0,004919	-0,0005	0,002847
oktober 1997	5,21595	3,002341	4,648836	4,663064	-3,278546	-2,892114	13,85013	1,96311	5,042173	4,930388	0,041218	0,080157	0,002037	0,021661	0,002272	0,000628	0,007237
november 1997	5,162082	2,960571	4,649853	4,652232	-3,258586	-2,878311	13,85759	1,95908	5,029226	4,870564	-0,053867	-0,04177	0,001017	-0,010772	0,000732	0,00073	0,007461
desember 1997	5,138359	2,857494	4,650869	4,651389	-3,278653	-2,919479	13,86426	1,984306	5,053885	4,919131	-0,023724	-0,103077	0,001016	-0,000903	-0,000736	-0,002149	0,006679
januar 1998	5,117019	2,741514	4,654922	4,634077	-3,376615	-3,010299	13,8709	2,014385	5,054918	4,949059	-0,021339	-0,11598	0,004053	-0,017313	-0,003394	-0,004455	0,006633
februar 1998	5,134607	2,664864	4,658958	4,628547	-3,370411	-3,019729	13,87463	2,021177	5,115711	5,025067	0,017588	-0,07665	0,004036	-0,00563	0,000206	-0,000441	0,003737
mars 1998	5,205932	2,599722	4,663398	4,638662	-3,330411	-3,042118	13,87971	2,021003	5,166266	5,060794	0,071325	-0,065142	0,005023	0,010115	0,001355	-0,001031	0,005075
april 1998	5,250691	2,625327	4,664982	4,647769	-3,206763	-2,951746	13,88369	2,015301	5,198583	5,079839	0,044759	0,025605	0,001001	0,009107	0,004536	0,0043	0,003984
mai 1998	5,240358	2,674474	4,662978	4,630394	-3,06363	-2,8644	13,89258	2,007505	5,195179	5,073494	-0,010333	0,049413	-0,002004	-0,017376	0,00597	0,004522	0,008886
juni 1998	5,169088	2,569519	4,665982	4,646862	-3,097069	-2,963305	13,8976	2,023419	5,195155	5,058239	-0,071271	-0,10522	0,003005	0,016469	-0,001469	-0,005093	0,005017
juli 1998	5,181556	2,527605	4,666982	4,630394	-2,94628	-2,936727	13,90385	2,000173	5,237712	5,082323	0,012468	-0,041914	0,001	-0,016469	0,007011	0,001277	0,006258
august 1998	5,011443	2,4497564	4,663398	4,571497	-2,663402	-2,852039	13,91633	2,04591	5,164214	5,007174	-0,170114	-0,030041	-0,003001	-0,058897	0,016842	0,004487	0,012676
september 1998	4,812736	2,612006	4,67097	4,649581	-2,612952	-3,048523	13,9048	2,022246	5,112677	4,935187	-0,198707	0,114442	0,00699	0,078084	0,002712	-0,009783	-0,011728
oktober 1998	4,747314	2,556695	4,671965	4,619262	-2,547957	-2,922115	13,9117	2,003255	5,124201	4,914463	-0,065421	-0,055061	0,000995	-0,030319	0,004577	0,006083	0,006899
november 1998	4,849161	2,437283	4,672958	4,611771	-2,543792	-2,923245	13,91636	2,005258	5,227157	5,014315	0,101846	-0,119663	0,000993	-0,007491	0,000303	-5,77E-05	0,004657
desember 1998	4,79262	3,181858	4,673951	4,600429	-2,508462	-2,951157	13,92349	2,023597	5,266243	5,03039	-0,056541	-0,118824	0,000993	-0,011343	0,002616	-0,001405	0,007129
januar 1999	4,881448	2,414723	4,677911	4,615523	-2,614399	-3,07707	13,92303	2,003392	5,31441	5,080062	0,088829	0,096264	0,00396	0,015095	-0,007595	-0,005895	-0,000453
februar 1999	4,890337	2,344638	4,679885	4,613649	-2,648621	-3,088949	13,93122	2,037635	5,312652	5,085893	0,008888	-0,070084	0,001975	-0,001874	-0,002298	-0,000521	0,008187
mars 1999	4,921628	2,556081	4,686765	4,596619	-2,782289	-3,162709	13,92662	2,045987	5,340406	5,111801	0,031292	0,211443	0,006879	-0,01703	-0,0008302	-0,003103	-0,004601
april 1999	4,977982	2,740899	4,689699	4,593752	-2,771266	-3,124044	13,92745	2,044696	5,380996	5,157946	0,056353	0,184818	0,002934	-0,002867	0,000646	0,001599	0,000834
mai 1999	5,02321	2,751748	4,687744	4,60517	-2,680714	-2,960996	13,93981	2,043678	5,379884	5,136379	0,045228	0,01085	-0,001955	0,011418	0,005567	0,007433	0,012355
juni 1999	5,030875	2,780794	4,688722	4,629347	-2,752448	-2,928057	13,94478	2,057986	5,37181	5,152662	0,007666	0,023046	0,000978	0,0243	-0,000449	0,001647	0,004975
juli 1999	5,051282	2,946136	4,685785	4,631316	-2,711431	-2,795882	13,95399	2,068448	5,415047	5,152197	0,020407	0,165342	-0,002937	0,001845	0,002507	0,007151	0,009206
august 1999	5,070511	3,025181	4,682839	4,644136	-2,751001	-2,770962	13,96337	2,059232	5,375335	5,118645	0,019229	0,073045	-0,002945	0,01282	-0,00242	0,001451	0,003881
september 1999	5,088583	3,141975	4,69165	4,628547	-2,978867	-2,96742	13,96205	2,06075	5,368493	5,103399	0,018071	0,116794	0,008911	-0,015589	-0,012308	-0,010564	0,001323
oktober 1999	5,047908	3,099127	4,696512	4,61271	-2,832997	-2,850807	13,96884	2,046756	5,354619	5,095894	-0,040675	-0,042849	0,004862	-0,015836	0,007571	0,006032	0,006787
november 1999	5,085316	3,212345	4,700384	4,641403	-2,853171	-2,875941	13,97097	2,06683	5,422272	5,162215	0,037408	0,113219	0,003872	0,028692	-0,00111	-0,001357	0,002131
desember 1999	5,176382	3,246457	4,701349	4,660382	-2,834444	-2,818324	13,9786	2,075794	5,449	5,197399	0,091065	0,034112	0,000866	0,018979	0,00103	0,00316	0,007638
januar 2000	5,224085	3,243894	4,706164	4,638662	-2,919964	-2,834192	13,98192	2,074019	5,446829	5,159738	0,047703	-0,002564	0,004815	-0,02172	-0,004559	-0,000887	0,003312
februar 2000	5,223155	3,333292	4,710956	4,651389	-2,916186	-2,839296	13,98536	2,103552	5,420741	5,113415	-0,000929	0,089399	0,004792	0,012727	0,000194	-0,000283	0,00344
mars 2000	5,236026	3,313981	4,711911	4,666629	-2,82881	-2,806356	13,99491	2,13165	5,458425	5,170511	0,012871	-0,019312	0,000956	0,01524	0,004679	0,001848	0,009557
april 2000	5,172396	3,142146	4,715724	4,630394	-2,839178	-2,862859	14,00701	2,151783	5,471611	5,134903	-0,063631	-0,171835					

januar 2002	5,090305	2,997383	4,75216	4,665739	-2,776306	-2,789874	14,14956	2,188939	5,223457	4,939233	0,02513	0,069853	0,000918	-0,014147	-0,001695	0,001498	0,004089
februar 2002	5,070601	3,022618	4,754909	4,681641	-2,765133	-2,800739	14,15152	2,188658	5,188165	4,926819	-0,019704	0,025235	0,002749	0,015902	0,000658	-0,000626	0,001963
mars 2002	5,144576	3,178093	4,758562	4,588956	-2,756495	-2,770597	14,15367	2,17425	5,2353	4,951024	0,073975	0,155476	0,003653	-0,092684	0,000514	0,001751	0,002147
april 2002	5,149768	3,255996	4,758562	4,695566	-2,693021	-2,701742	14,15983	2,1563	5,198438	4,942213	0,005192	0,077903	0	0,106609	0,003906	0,004192	0,006159
mai 2002	5,138631	3,24062	4,761292	4,668407	-2,714645	-2,733221	14,16217	2,1042	5,168529	4,934783	-0,011137	-0,015376	0,002731	-0,027159	-0,001357	-0,00195	0,002344
juni 2002	5,031277	3,193271	4,762201	4,675487	-2,655255	-2,704397	14,16682	2,049159	5,106197	4,846758	-0,107354	-0,04735	0,000909	0,00708	0,003794	0,001783	0,004652
juli 2002	4,93535	3,252613	4,760383	4,649581	-2,593305	-2,697043	14,17594	2,014287	4,990862	4,736449	-0,095927	0,059343	-0,001818	-0,025906	0,003772	0,000463	0,009116
august 2002	4,876995	3,281663	4,757649	4,648675	-2,586423	-2,720735	14,185	2,037508	5,000737	4,740622	-0,058355	0,02905	-0,002734	-0,000906	0,000897	-0,00148	0,009061
september 2002	4,761121	3,345366	4,763109	4,610631	-2,718146	-2,897954	14,18312	2,021698	4,950467	4,667749	-0,115874	0,063703	0,00546	-0,037845	-0,008679	-0,010081	-0,001885
oktober 2002	4,734581	3,315008	4,766732	4,64049	-2,694781	-2,84745	14,18569	2,01737	4,935162	4,670832	-0,02654	-0,030358	0,003623	0,029659	0,001463	0,002703	0,00257
november 2002	4,763777	3,188436	4,770342	4,631316	-2,699196	-2,854435	14,19341	1,990277	4,997856	4,703832	0,029196	-0,126571	0,00361	-0,009174	-0,000279	-0,000382	0,007726
desember 2002	4,755618	3,343472	4,778418	4,610631	-2,845155	-2,971414	14,18828	1,959514	4,985973	4,6658	-0,008159	0,155036	0,008075	-0,020485	-0,008596	-0,00603	-0,005134
januar 2003	4,735537	3,427797	4,801387	4,60706	-3,30643	-3,395709	14,17175	1,904869	4,982249	4,623865	-0,020081	0,084325	0,022969	-0,00377	-0,020507	-0,016994	-0,016523
februar 2003	4,628068	3,486228	4,80226	4,60706	-2,881304	-2,951039	14,17729	1,924587	4,915055	4,585393	-0,107469	0,058431	0,000873	0	0,018555	0,017997	0,005539
mars 2003	4,624112	3,406785	4,795255	4,60706	-2,782468	-2,822201	14,19033	1,974321	4,925745	4,583745	-0,003956	-0,079443	-0,007005	0	0,0055	0,006809	0,01304
april 2003	4,697496	3,220275	4,787314	4,593752	-2,804883	-2,797298	14,20024	1,974615	4,975742	4,643767	0,073385	-0,18661	-0,00794	-0,013308	-0,001293	0,001415	0,009916
mai 2003	4,781467	3,247057	4,781986	4,587994	-2,910024	-2,899349	14,21398	1,918884	5,026067	4,67573	0,083971	0,026782	-0,005329	-0,005758	-0,005711	-0,005591	0,013734
juni 2003	4,868549	3,316607	4,779311	4,589917	-3,145825	-3,044379	14,22329	1,950905	5,080169	4,708117	0,087081	0,069551	-0,002675	0,001923	-0,010911	-0,00707	0,009308
juli 2003	4,917567	3,350041	4,775733	4,62577	-3,267264	-2,946059	14,23105	1,966901	5,08476	4,688215	0,049018	0,034334	-0,003578	0,035853	-0,004729	0,004686	0,007764
august 2003	4,987029	3,391756	4,778418	4,603276	-3,549617	-3,049669	14,23731	2,011321	5,081723	4,722577	0,069461	0,041715	0,002685	-0,022494	-0,009072	-0,004926	0,006257
september 2003	5,001634	3,297468	4,783765	4,61271	-3,781917	-3,129108	14,23483	1,997734	5,111502	4,735713	0,014606	-0,094288	0,005348	0,009434	-0,005807	-0,00346	-0,002481
oktober 2003	5,013243	3,382207	4,782876	4,627622	-3,524922	-2,990117	14,24145	1,960107	5,13025	4,748724	0,011609	-0,084738	-0,000889	0,014912	0,006505	0,006232	0,006627
november 2003	5,070491	3,365518	4,784654	4,610631	-3,605986	-3,088358	14,24517	1,950706	5,140941	4,762383	0,057248	-0,016688	0,001778	-0,016791	-0,00223	-0,002257	0,003719
desember 2003	5,101044	3,39261	4,784654	4,60706	-3,632997	-3,041356	14,24997	1,907424	5,169796	4,772198	0,030563	0,027092	0	-0,00377	-0,000705	-0,000137	0,004801
januar 2004	5,181183	3,4334	4,782876	4,64049	-3,714539	-3,053374	14,26146	1,927821	5,21669	4,789	0,080139	0,040791	-0,001778	0,033429	-0,002019	-0,000545	0,011485
februar 2004	5,236555	3,427352	4,784654	4,64049	-4,002316	-3,19175	14,26605	1,950421	5,226215	4,783695	0,056371	-0,006048	0,001778	0	-0,005966	-0,005842	0,004595
mars 2004	5,266876	3,509284	4,789084	4,654096	-4,270661	-3,304114	14,26558	1,956514	5,209121	4,784502	0,030322	0,081932	0,004431	0,013606	-0,004233	-0,004205	-0,000471
april 2004	5,268438	3,507289	4,790851	4,610831	-4,023833	-3,103623	14,26738	1,95112	5,217185	4,799857	0,001562	-0,001985	0,001767	-0,043265	0,00385	0,007835	0,0018
mai 2004	5,218678	3,626713	4,791734	4,634985	-3,963571	-3,031216	14,27464	1,942578	5,190083	4,785933	-0,049761	0,119423	0,000883	0,024165	0,001091	0,003221	0,007259
juni 2004	5,271542	3,567777	4,791734	4,686013	-3,893976	-3,053089	14,28329	1,946214	5,216901	4,791587	0,052864	-0,058936	0	0,051018	0,001235	-0,000997	0,00865
juli 2004	5,285797	3,643537	4,790851	4,621125	-3,861286	-3,088725	14,29103	1,956973	5,192858	4,765428	0,014256	0,07576	-0,000883	-0,064888	0,000771	-0,00158	0,007736
august 2004	5,282944	3,742991	4,7882	4,553728	-3,779894	-3,089788	14,30037	1,949588	5,177447	4,769989	-0,002853	0,099454	-0,002651	-0,067398	0,001746	-4,63E-05	0,009341
september 2004	5,337621	3,76852	4,794375	4,608005	-4,314141	-3,320739	14,3013	1,945797	5,203481	4,809822	0,054677	0,025529	0,006176	0,054277	-0,009279	-0,009017	0,000929
oktober 2004	5,379149	3,906733	4,79701	4,646862	-4,054078	-3,238487	14,30519	1,912725	5,203849	4,828167	0,041528	0,138213	0,002635	0,038858	0,003913	0,002985	0,003895
november 2004	5,390031	3,778461	4,79701	4,616459	-3,914982	-3,207462	14,31209	1,861432	5,248342	4,849252	0,010882	-0,128272	0	-0,030403	0,002542	0,001189	0,006903
desember 2004	5,431514	3,684511	4,795255	4,591836	-3,832967	-3,190871	14,32164	1,837089	5,27391	4,849719	0,041483	-0,093949	-0,001756	-0,024623	0,00167	0,00065	0,009546
januar 2005	5,461089	3,788154	4,793496	4,593752	-3,846354	-3,200562	14,3312	1,861488	5,258954	4,866457	0,029574	0,103643	-0,001759	0,001916	-0,000282	-0,000381	0,009559
februar 2005	5,514014	3,822558	4,794375	4,615523	-4,001689	-3,301095	14,33768	1,887417	5,274257	4,901577	0,052925	0,034404	0,00088	0,021771	-0,0003013	-0,003751	0,006477
mars 2005	5,538554	3,974606	4,798763	4,603276	-4,147274	-3,328393	14,34391	1,861575	5,270308	4,894115	0,02454	0,152048	0,004388	-0,012247	-0,002436	-0,000957	0,006234
april 2005	5,527967	3,962798	4,804004	4,654096	-4,181874	-3,397394	14,34932	1,881429	5,244476	4,879083	-0,010587	-0,011808	0,00524	0,050819	-0,000529	-0,00231	0,005411
mai 2005	5,512908	3,897629	4,807482	4,650486	-4,055232	-3,395111	14,35625	1,884754	5,256299	4,887456	-0,015059	-0,065169	0,003478	-0,00361	0,002029	0,000074	0,006923
juni 2005	5,588669	4,004403	4,80835	4,581234	-3,879374	-3,362909	14,36364	1,903387	5,276444	4,911785	0,075761	0,106774	0,000868	-0,068252	0,00327	0,001061	0,007397
juli 2005	5,661953	4,053969	4,804874	4,603276	-3,660795	-3,243153	14,37925	1,925241	5,29293	4,946374	0,073284	0,049566	-0,003475	0,022042	0,004934	0,00425	0,01561
august 2005	5,710485	4,158108	4,806613	4,649581	-3,873293	-3,36932	14,38532	1,907172	5,294591	4,962119	0,048533	0,104139	0,001739	0,046305	-0,00481	-0,004464	0,006064
september 2005	5,756841	4,147275	4,814403	4,645046	-4,15243	-3,608763	14,38888	1,899357	5,295934	4,977358	0,046355	-0,010833	0,007789	-0,004535	-0,004973	-0,007109	0,003563
oktober 2005	5,690149	4,075987	4,814403	4,601378	-3,708305	-3,301303	14,40245	1,925228	5,267849	4,958708	-0,066692	-0,071298	0	-0,043667	0,00862	0,009448	0,013571
november 2005	5,7138	4,015473	4,814403	4,624843	-3,67408	-3,228969	14,41177	1,935656	5,305233	4,989455	0,023651	-0,060514	0	0,023465	0,000833	0,002661	0,009316
desember 2005	5,773162	4,045799	4,81354	4,62577	-3,63601	-3,240447	14,42806	1,945664	5,325001	5,005638	0,059362	0,030325	-0,000863	0,000927	0,00096	-0,000435	0,016299