

Realøkonomi og aksjemarked i Norge

Overordnet sammenheng og historisk utvikling, 1996-2007

Kay Arne Bruland

Nils Dalehaug

Veileder: Frode Sættem

Masterutredning i fordypningsområdet Finansiell Økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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 inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Forord

Denne utredningen er skrevet under hovedprofilen finansiell økonomi og er siste ledd i Masterstudiet i økonomi og administrasjon for oss ved Norges Handelshøyskole.

Arbeidet med utredningen har vært en tidkrevende, spennende og ikke minst lærerik prosess. Vi har underveis justert og raffinert både problemstilling og analysearbeid samtidig som vi måtte ta stilling til statistiske problemstillinger vi på forhånd ikke visste eksisterte.

Vi tar for oss sammenhengen mellom realøkonomi og aksjemarked i Norge, samt utviklingen i denne. Emnet har vært gjenstand for mye forskning, blant annet av vår egen veileder Frode Sættem. Likevel er det ikke et emne som er utforsket nok til at vi med sikkerhet kan definere sammenhengen mellom realøkonomi og aksjemarked. Forskningen er på dette området, som på så mange andre områder, kumulativ. Det finnes ingen korrekte svar, bare bedre forklaringer.

En stor takk rettes til vår veileder Frode Sættem for gode råd og tips underveis.

Bergen, juni 2008

Kay Arne Bruland

Nils Dalehaug

Sammendrag

Målsettingen for denne utredningen er å belyse sammenhengen mellom realøkonomi og aksjemarked i Norge og hvordan denne har utviklet seg over tid. Basert på denne målsettingen er problemstillingen formulert som: *Hvordan kan sammenhengen mellom realøkonomi og aksjemarked i Norge best beskrives, og hvordan har denne sammenhengen utviklet seg?*

For å belyse denne problemstillingen tar vi utgangspunkt i ni forskjellige påvirkningskrefter; realrente, industriproduksjon, consumer confidence index, arbeidsledighet, kredittrisiko, inflasjon, oljepris, internasjonale finansmarkeder og valuta. Som mål på kredittrisiko bruker vi spread mellom to indekser for henholdsvis selskaps- og statsobligasjoner (BRIX og ST4X). Oljepris testes både i US dollar og norske kroner, internasjonale finansmarkeder tilnærmes med S&P500 eller FTSE100, og som valutavariabel bruker vi US dollar eller en handelsveid kroneindeks. Variabelvalget er fundamentert i tidligere empiri med unntak av consumer confidence index, kredittrisiko og arbeidsledighet som vi ikke har sett testet i det norske markedet tidligere. Vi tilnærmer utviklingen på Oslo Børs med Oslo Børs Benchmark Index (OSEBX), tidsrommet er månedlige observasjoner fra januar 1996 til desember 2007.

Ved hjelp av regresjonsanalyse og statistikkpakken SPSS 16.0, foretar vi tre individuelle analyser; en for hele tidsperioden, en for første halvdel og en for siste halvdel av tidsperioden. Hver analyse tar utgangspunkt i en utvalgsmodell som inneholder 15 regresjoner basert på en kjernemodell og variablene oljepris, internasjonale finansmarkeder og valuta, som alle testes i to ulike former. Dette analyseoppsettet lar oss bestemme den beste modellen i hver analyse som videre blir sjekket for robusthet samt skåret ned til de mest signifikante variablene.

Vi finner at inflasjon, internasjonale finansmarkeder og oljepris er de største påvirkningskreftene på Oslo Børs i alle våre analyser. Videre finner vi ingen beviselig påvirkningskraft fra industriproduksjon, arbeidsledighet, valuta eller kredittrisiko og lite eller ingenting fra consumer confidence index. Realrenten finner vi sterke bevis for i første delperiode, ingen bevis i andre delperiode og svake, ikke robuste resultater for hele tidsperioden.

Innholdsfortegnelse

1. INNLEDNING	8
2. MARKEDSTEORI.....	10
2.1 MARKEDSEFFISIENS	10
2.1.1 <i>De ulike gradene av markedseffisiens</i>	11
2.1.2 <i>Tester av markedseffisiens</i>	12
2.1.3 <i>Effisiensparadokset</i>	14
2.1.4 <i>Er markedet effisient?</i>	14
2.2 MARKEDSMODELLER	15
2.2.1 <i>Kapitalverdimodellen</i>	15
2.2.2 <i>Arbitrasjehprisingsteori</i>	19
2.2.3 <i>Dividendemodellen</i>	21
3. METODE	23
3.1 REGRESJONSANALYSE.....	23
3.1.1 <i>Forholdet mellom regresjon og korrelasjon</i>	23
3.1.2 <i>Minste kvadrats metode</i>	24
3.1.3 <i>Statistisk presisjon</i>	26
3.2 STATISTISK INFERENS	29
3.2.1 <i>Hypotesetesting</i>	29
3.2.2 <i>Signifikansnivå</i>	31
3.2.3 <i>P-verdi</i>	32
3.2.4 <i>Mulige feil ved hypotesetesting</i>	32
3.3 MULTIVARIABEL LINEÆR REGRESJON	33
3.3.1 <i>F-test</i>	33
3.4 MODELLFORUTSETNINGER.....	34
3.5 STASJONARITET	41
3.5.1 <i>Random walk og enhetsrot</i>	43
3.5.2 <i>Testing for stasjonaritet</i>	44
3.5.3 <i>Transformasjon av ikke-stasjonære tidsserier</i>	45
3.6 AVVIKENDE OBSERVASJONER	47
3.6.1 <i>Hvordan behandle avvikende observasjoner</i>	48
4. VARIABLENE	49
4.1 TEORETISK DISKUSJON.....	49
4.1.1 <i>Inflasjon</i>	49
4.1.2 <i>Rente</i>	51
4.1.3 <i>Oljepris</i>	52
4.1.4 <i>Industriproduksjon</i>	54
4.1.5 <i>Internasjonale finansmarkeder</i>	54
4.1.6 <i>Valuta</i>	55
4.1.7 <i>Arbeidsledighet</i>	56
4.1.8 <i>Consumer Confidence Index</i>	57
4.1.9 <i>Kredittrisiko</i>	57
4.1.10 <i>Kommentar til variabelvalg</i>	58
4.2 DEFINISJON AV VARIABLER.....	59
4.2.1 <i>Observasjonsfrekvens</i>	59
4.2.2 <i>Leding/lag av variabler</i>	60
4.2.3 <i>Justeringer og kilder</i>	61
4.2.4 <i>Notasjoner</i>	65
4.3 HYPOTESER.....	66
5. PRESENTASJON AV DATAMATERIALET	67
5.1 TESTING FOR STASJONARITET PÅ NIVÅFORM.....	67
5.2 TRANSFORMASJON AV VARIABLENE	68
5.3 TESTING FOR STASJONARITET PÅ NATURLIG LOGARITMISK ENDRINGSFORM	68
5.4 DESKRIPTIV STATISTIKK	69
5.5 KORRELASJONSANALYSE	70

6.	ANALYSE	71
6.1	MODELLSPESIFIKASJON	71
6.2	HYPOTESER.....	73
6.3	ANALYSE 1: JANUAR 1996 – DESEMBER 2007	74
6.3.1	<i>Kontroll av modellforutsetninger</i>	75
6.3.2	<i>Hypotesetesting</i>	80
6.3.3	<i>Avvikende observasjoner</i>	81
6.3.4	<i>Regresjon med dummyvariabel</i>	83
6.3.5	<i>Regresjon med restriksjoner</i>	84
6.3.6	<i>F-test</i>	86
6.3.7	<i>Delperiodeanalyse: januar 1996 – desember 2001</i>	86
6.3.8	<i>Delperiodeanalyse: januar 2002 – desember 2007</i>	87
6.4	ANALYSE 2: JANUAR 1996 – DESEMBER 2001	89
6.4.1	<i>Hypotesetesting</i>	90
6.4.2	<i>Avvikende observasjoner</i>	90
6.4.3	<i>Regresjon med dummyvariabel</i>	91
6.4.4	<i>Regresjon med restriksjoner</i>	92
6.4.5	<i>F-test</i>	93
6.5	ANALYSE 3: JANUAR 2002 – DESEMBER 2007	94
6.5.1	<i>Hypotesetesting</i>	95
6.5.2	<i>Avvikende observasjoner</i>	95
6.5.3	<i>Regresjon med restriksjoner</i>	96
6.5.4	<i>F-test</i>	97
6.6	PREDIKSJONER	98
6.6.1	<i>Analyse 1: januar 1996 - desember 2007</i>	99
6.6.2	<i>Analyse 2: januar 1996 – desember 2001</i>	100
6.6.3	<i>Analyse 3: januar 2002 – desember 2007</i>	101
6.6.4	<i>Prediksjoner oppsummert</i>	101
7.	AVSLUTTENDE KOMMENTARER OG KONKLUSJON	103
7.1	RESULTATER FRA ANALYSEN	103
7.1.1	<i>Rente</i>	104
7.1.2	<i>Inflasjon</i>	105
7.1.3	<i>Oljepris</i>	106
7.1.4	<i>Internasjonale finansmarkeder</i>	107
7.1.5	<i>Valuta</i>	107
7.1.6	<i>Consumer Confidence Index</i>	108
7.1.7	<i>Kredittrisiko</i>	108
7.1.8	<i>Arbeidsledighet</i>	108
7.1.9	<i>Industriproduksjon</i>	108
7.1.10	<i>Oppsummering av analyseresultater</i>	109
7.2	SVAKHETER I ANALYSEN.....	109
7.3	KONKLUSJON	110
7.4	FORSLAG TIL VIDERE FORSKNING.....	112
	LITTERATURLISTE	113
	APPENDIKS	117
A.	TIDSPLOTT NIVÅDATA.....	117
B.	TIDSPLOTT TRANSFORMERTE DATA.....	120
C.	ACF-PLOTT NIVÅDATA	123
D.	ACF-PLOTT TRANSFORMERTE DATA	126
E.	ADF-TESTER	129
F.	SCATTERPLOT STUDENTISERT RESIDUAL MOT FORKLARINGSVARIABLER.....	130
G.	SCATTERPLOT OSEBX MOT FORKLARINGSVARIABLER	132
H.	KORRELASJONSMATRISER.....	134
I.	NORSK IMPORT 2007.....	137
J.	NORSK EKSPORT 2007.....	138

Figurliste

FIGUR 2-1 KAPITALALLOKERINGSLINJEN	17
FIGUR 3-1 SAMMENHENG OBSERVERT VERDI, ESTIMERT VERDI OG FEILLEDD	24
FIGUR 3-2 TOSIDIG HYPOTSETEST 95 % KONFIDENSINTERVALL.....	31
FIGUR 3-3 ENSIDIG HYPOTSETEST 95 % KONFIDENSINTERVALL.....	32
FIGUR 3-4 DURBIN-WATSON GRENSEVERDIER FOR AUTOKORRELASJON	37
FIGUR 5-1 TIDSPLOTT OG ACF-PLOTT FOR OSEBX PÅ NIVÅFORM	67
FIGUR 5-2 TIDSPLOTT OG ACF-PLOTT FOR OSEBX PÅ NATURLIG LOGARITMISK ENDRINGSFORM.....	68
FIGUR 6-1 VARIABELHIERARKI FOR UTVALGSMODELL.....	72
FIGUR 6-2 SCATTERPLOTT STUDENTISERT RESIDUAL MOT PREDIKERT VERDI AV OSEBX.....	76
FIGUR 6-3 TIDSPLOTT OG ACF-PLOTT FOR STUDENTISERT RESIDUAL	77
FIGUR 6-4 QQ-PLOTT FOR STUDENTISERT RESIDUAL	80
FIGUR 6-5 ESTIMERT UTVIKLING BASERT PÅ RESULTATENE FRA ANALYSE 1.....	99
FIGUR 6-6 ESTIMERT UTVIKLING BASERT PÅ RESULTATENE FRA ANALYSE 2.....	100
FIGUR 6-7 ESTIMERT UTVIKLING BASERT PÅ RESULTATENE FRA ANALYSE 3.....	101

Tabelliste

TABELL 4-1 NOTASJONER.....	65
TABELL 4-2 HYPOTESER.....	66
TABELL 5-1 DESKRIPTIV STATISTIKK	69
TABELL 6-1 SAMMENDRAG UTVALGSMODELL FOR ANALYSE 1	74
TABELL 6-2 SAMMENDRAG MODELL 10	74
TABELL 6-3 ANOVA MODELL 10.....	74
TABELL 6-4 KOEFFISIENTTABELL MODELL 10.....	75
TABELL 6-5 BOX-LJUNG TEST	78
TABELL 6-6 KORRELASJON OG KOVARIANS MELLOM STUDENTISERT RESIDUAL OG FORKLARINGSVARIABLENE	78
TABELL 6-7 STANDARDVARIASJON OG VARIANS FOR FORKLARINGSVARIABLENE	79
TABELL 6-8 RESIDUALSTATISTIKK	81
TABELL 6-9 SAMMENDRAG MODELL 10 MED DUMMYVARIABEL	83
TABELL 6-10 ANOVA MODELL 10 MED DUMMYVARIABEL	83
TABELL 6-11 KOEFFISIENTTABELL MODELL 10 MED DUMMYVARIABEL.....	84
TABELL 6-12 SAMMENDRAG MODELL 10 MED DUMMYVARIABEL OG RESTRIKSJONER	85
TABELL 6-13 ANOVA MODELL 10 MED DUMMYVARIABEL OG RESTRIKSJONER	85
TABELL 6-14 KOEFFISIENTTABELL MODELL 10 MED DUMMYVARIABEL OG RESTRIKSJONER.....	85
TABELL 6-15 F-TEST.....	86
TABELL 6-16 SAMMENDRAG MODELL 10 MED DUMMYVARIABEL OG RESTRIKSJONER, FØRSTE DELPERIODE	86
TABELL 6-17 ANOVA MODELL 10 MED DUMMYVARIABEL OG RESTRIKSJONER, FØRSTE DELPERIODE	87
TABELL 6-18 KOEFFISIENTTABELL MODELL 10 MED DUMMYVARIABEL OG RESTRIKSJONER, FØRSTE DELPERIODE	87
TABELL 6-19 SAMMENDRAG MODELL 10 MED RESTRIKSJONER, ANDRE DELPERIODE	88
TABELL 6-20 ANOVA MODELL 10 MED RESTRIKSJONER, ANDRE DELPERIODE	88
TABELL 6-21 KOEFFISIENTTABELL MODELL 10 MED RESTRIKSJONER, ANDRE DELPERIODE	88
TABELL 6-22 SAMMENDRAG UTVALGSMODELL FOR ANALYSE 2	89
TABELL 6-23 SAMMENDRAG MODELL 13	89
TABELL 6-24 ANOVA MODELL 13.....	90
TABELL 6-25 KOEFFISIENTTABELL MODELL 13	90
TABELL 6-26 SAMMENDRAG MODELL 13 MED DUMMYVARIABEL	91
TABELL 6-27 ANOVA MODELL 13 MED DUMMYVARIABEL	91
TABELL 6-28 KOEFFISIENTTABELL MODELL 13 MED DUMMYVARIABEL.....	91
TABELL 6-29 SAMMENDRAG MODELL 13 MED DUMMYVARIABEL OG RESTRIKSJONER	92
TABELL 6-30 ANOVA MODELL 13 MED DUMMYVARIABEL OG RESTRIKSJONER	92
TABELL 6-31 KOEFFISIENTTABELL MODELL 13 MED DUMMYVARIABEL OG RESTRIKSJONER.....	93
TABELL 6-32 F-TEST.....	93
TABELL 6-33 SAMMENDRAG UTVALGSMODELL FOR ANALYSE 3	94
TABELL 6-34 SAMMENDRAG MODELL 10	94
TABELL 6-35 ANOVA MODELL 10.....	95
TABELL 6-36 KOEFFISIENTTABELL MODELL 10	95
TABELL 6-37 SAMMENDRAG MODELL 10 MED RESTRIKSJONER.....	96
TABELL 6-38 ANOVA MODELL 10 MED RESTRIKSJONER	96
TABELL 6-39 KOEFFISIENTTABELL MODELL 10 MED RESTRIKSJONER.....	96
TABELL 6-40 F-TEST.....	97
TABELL 7-1 SAMMENDRAG ANALYSERESULTATER	103
TABELL 7-2 UTFALL AV HYPOTSETESTER.....	111

1. Innledning

Fra de første verdipapirmarkedene åpnet tidlig på 1600-tallet og frem til i dag har det versert mange teorier og myter om hva som forklarer børsens utvikling og hvordan eller om fremtidig utvikling kan predikeres. Den siste forklaringen er at utviklingen i aksjemarkedet, over tid, antas å følge utviklingen i realøkonomien. Utviklingen i realøkonomien kan ikke måles direkte, det er en underliggende utvikling som bare delvis kan observeres gjennom utviklingen i forskjellige mål på den økonomiske tilstanden. Hvilke mål dette er og hvordan sammenhengen med aksjemarkedet er, kan ikke bestemt fastsettes, men antas å endre seg både over tid og mellom markeder. Det er de siste 30 år gjennomført mange undersøkelser på området. Noen faktorer er blitt avdekket som forklarende, andre ikke og noen som først var antatt som forklarende, er senere forkastet ettersom både teori og marked utvikler seg. Målsettingen for denne oppgaven er å prøve å belyse noe av sammenhengen mellom realøkonomi og aksjemarked i Norge og hvordan denne har utviklet seg over tid. Basert på denne målsettingen formulerer vi problemstillingen vår som:

Hvordan kan sammenhengen mellom realøkonomi og aksjemarked i Norge best beskrives, og hvordan har denne sammenhengen utviklet seg?

Tidligere var det flere lokale verdipapirmarkeder i Norge, men etter hvert som aktiviteten på disse gikk ned etter 1.verdenskrig, ble de underlagt Oslo Børs en etter en. Den siste lokale børsen var Bergen Børs som ble overtatt av Oslo Børs så sent som i juni 2000. Oslo Børs er dermed i dag det eneste regulerte markedet for verdipapirhandel i Norge og følgelig det markedet undersøkelsen vår tar utgangspunkt i. For å beskrive utviklingen på Oslo Børs benytter vi Oslo Børs Benchmark Index (OSEBX). Indeksen ble innført i 2001, og er dermed relativt ny, men er tilbakeregnet av Oslo Børs til 31.12.1995. Vi innretter tidsperioden etter hele år, noe som gir oss 12 år med data. Basert på månedlige observasjoner har vi 144 observasjoner og analyseperioden er januar 1996 til desember 2007.

Analysen vil bygge på et utvalg av makroøkonomiske variabler, valgt på bakgrunn av finansiell så vel som makroøkonomisk teori og tidligere empiri. Norges beskjedne størrelse i internasjonal økonomi, kombinert med en høy grad av åpenhet for internasjonal handel, gjør at vi i tillegg til rent nasjonale realøkonomiske faktorer, må ta hensyn til internasjonale faktorer. For å kunne gi et bilde av utviklingen vil vi dele tidsperioden i to og foreta tre

analyser, en for hele perioden og en for hver delperiode. Siden vi ønsker å fremme den beste beskrivelsen av sammenhengen mellom aksjemarked og realøkonomi, vil vi tilnærme oss hver analyse åpent. I den forbindelse vil vi konstruere en utvalgsmo­dell som vil sikre oss utgangspunkt i den beste kombinasjonen av variabler. Denne modellen vil vi raffinere til vi har en robust modell uten irrelevante variabler.

Oppgavens hovedinnhold er bygd opp i seks deler. Vi begynner i kapittel 2 med en innføring i markedsteori som følges opp i kapittel 3 med en innføring i den statistiske metoden vi vil benytte i analysen. Det teoretiske og empiriske grunnlaget for de makroøkonomiske variablene vi baserer analysen på, diskuteres i kapittel 4. Datamaterialet presenteres så i kapittel 5, deretter kommer analysen i kapittel 6 før vi i kapittel 7 gjennomgår analyseresultatene, trekker konklusjoner og kommer med våre forslag til videre forskning.

2. Markedsteori

I dette kapitlet gir vi en innføring i de viktigste teoriene som beskriver aksjemarkedet. Dette er teorier som prøver å forklare hvorfor markedet er som det er og hva som ligger til grunn for utviklingen i aksjepriser. Vi starter med teorien om markedseffisiens og går deretter over til ulike markedsmodeller som forklarer prisutviklingen.

2.1 Markedseffisiens

Markedseffisienshypotesen sier at markedet har priset inn tilgjengelig informasjon, slik at det kun er ny informasjon som fører til endringer i aksjekurs. Siden ny informasjon er uforutsigbar, vil dette innebære at kursutviklingen for aksjer er uforutsigbar. Ut fra dette har det blitt argumentert for at aksjekursene følger en tilfeldig gang, en såkalt "random walk". Kendall (1953) gjorde en undersøkelse for å se på kursutvikling i aksjemarkedet, hans resultater konkluderte med at kursutviklingen så ut til å bevege seg helt tilfeldig. Etter dette fikk teorien om at aksjekurser beveger seg som en random walk, stor oppmerksomhet. En kan se på en aksjes adferd som en "random walk med drift", der driftelementet kan forklares som risikopremie og tidskompensasjon for investor som holder aksjen. Når aksjer følger en random walk, indikerer det at markedet er effisient ifølge Brealey og Myers (2003). Skal en predikere neste dags aksjekurs, er derfor beste gjetting dagens aksjekurs. Dette skyldes at all tilgjengelig informasjon allerede er priset inn i kursen, og aksjen vil være riktig priset ut fra dagens informasjon.

Den mest brukte og velkjente definisjonen av begrepet markedseffisiens kom Eugene F. Fama (1970) med: "A market in which prices always fully reflect available information is called efficient".

Fama listet opp tre forutsetninger han mente var tilstrekkelig for at markedet kunne regnes som effisient:

1. Det er ingen transaksjonskostnader forbundet med å handle verdipapirer.
2. All tilgjengelig informasjon er kostnadsfritt tilgjengelig for alle markedsdeltakere.
3. Alle er enige om hva informasjonen har å si for dagens og fremtidige priser for verdipapirer.

Fama mener at i et slikt marked vil dagens pris på et verdipapir reflektere all tilgjengelig informasjon. Han erkjenner videre at disse kriteriene ikke oppfylles i praksis, men presiserer at det her er snakk om tilstrekkelige, ikke nødvendige forutsetninger. I praksis har en transaksjonskostnader når en handler verdipapirer, men i forhold til punkt 1 mener han at informasjon likevel kan være fullt reflektert i pris så lenge aktørene tar hensyn til informasjonen. I forhold til punkt 2 mener han at markedet kan være effisient så lenge en tilstrekkelig andel aktører har tilgang til tilgjengelig informasjon. Dette kan sees i sammenheng med effisiensparadokset som vi beskriver litt senere i dette kapitlet. I forhold til punkt 3 mener Fama følgende: Dersom ulike aktører har ulik mening om hva den finansielle informasjonen har å si for dagens og fremtidens pris på verdipapirer, trenger ikke dette å bryte med at markedet er effisient. Dette begrunner han med at så lenge ikke noen aktører klarer å benytte denne informasjonen til å foreta analyser og valg som fører til at de slår markedet over tid, vil ikke dette tilsa at markedet ikke er effisient.

2.1.1 De ulike gradene av markedseffisiens

Det er blitt vanlig å se på tre ulike grader av markedseffisienshypotesen (Fama 1970).

Svak effisiens

Svak markedseffisiens innebærer at all historisk informasjon er priset inn i kursen. Slik informasjon kan derfor ikke benyttes til å generere ekstraordinær avkastning. Dette tilsier for eksempel at å tolke mønster i kursutvikling, i form av teknisk analyse, ikke har noen verdi.

Halvsterk effisiens

Denne graden krever at kursene reflekterer all historisk informasjon, og i tillegg også reflekterer all offentlig informasjon. Dette inkluderer børsmeldinger, kvartalsrapporter og annen offentlig informasjon som blir gitt ut. Halvsterk form for effisiens tilsier at kursene skal korrigeres øyeblikkelig når ny offentlig informasjon blir kjent i markedet. Dette innebærer at fundamentalanalyse ikke skal gi ekstraordinær avkastning siden all offentlig informasjon skal være priset inn i kursene.

Sterk effisiens

Denne formen for effisiens tilsier at aksjekursene reflekterer all informasjon, også privat-/innsideinformasjon. Dette innebærer at ingen investorer vil kunne slå markedet over tid.

2.1.2 Tester av markedseffisiens

Vårt fokus i oppgaven er ikke å teste for hvilken grad av effisiens markedet kan karakteriseres som, men det tas her med for å gi et innblikk i temaet. Fokus for oss er å lage en god modell som kan forklare aksjeutvikling for Oslo Børs som en funksjon av endring i teoretisk relevante systematiske makrovariabler. Vår problemstilling kan ses i sammenheng med markedseffisiens i form av at relevant informasjon skal prises inn i markedet når den blir kjent. Ut fra teorien om effisiente markeder skal dermed aktivapriser avhenge av hvordan de påvirkes av informasjon om variabler som beskriver økonomien. Dette er også konsistent med Ross sin APT teori som vi beskriver i kapittel 2.2.2.

Tester av effisiens i svak form

For å teste markedseffisiens i svak form, ser en på tidsserier for historisk pris- og volumnivå samt tekniske kjøp- og salgstejn, og måler seriekorrelasjon i avkastningen. Dersom en har positiv (negativ) avkastning i en periode, og den etterfølges av en ny positiv (negativ) avkastning i neste periode, har en positiv seriekorrelasjon. Derimot om en har positiv (negativ) avkastning, og den etterfølges i neste periode av negativ (positiv) avkastning, har en negativ seriekorrelasjon. Positiv seriekorrelasjon har blitt omtalt som momentumeffekt og negativ seriekorrelasjon som reversaleffekt. Dette er fenomener som har fått mye oppmerksomhet i finanslitteraturen.

Avkastning på kort sikt

Lo og MacKinlay (1988) og Conrad og Kaul (1988) tester for seriekorrelasjon i ukentlige avkastninger for aksjer notert på New York Stock Exchange (NYSE) og finner en positiv seriekorrelasjon på kort sikt. I boken "The Econometrics of Financial Markets" (1997) sammenligner Campbell et al. en verdivektet indeks med en likevektet indeks og kommer frem til at den likevektede har sterkere positiv seriekorrelasjon. Dette mener de kommer av at den likevektede har større vekt på små aksjer som omsettes sjeldnere, og at dette skaper en effekt. De sammenligner perioden 1962-1978 mot 1978-1994 og finner at den positive seriekorrelasjonen har sunket fra første til andre periode. En forklaring på denne nedgangen i styrkeforholdet i seriekorrelasjon kan være at markedet er blitt mer likvid.

Jegadeesh og Titman (1993) foretar en porteføljeinndeling der en går "lang" i de aksjene som har gjort det best de siste 3-12 måneder og "kort" i de aksjene som har gjort det dårligst i den samme tidsperioden. De finner at denne strategien gir en meravkastning på én prosent

per måned. Resultatene deres viser med andre ord en klar positiv seriekorrelasjon på kort sikt når en tester på porteføljenivå. En skulle tro at denne momentumeffekten ville blitt redusert på grunn av bedre likviditet i markedene, spesielt for store aksjer som generelt har større omsetning og lavere transaksjonskostnader, men de viser i Jegadeesh og Titman (2001) at dette ikke er tilfelle. Predikerbarheten i momentumeffekten synes å være sterk nok til å kunne gi grunnlag for en tradingstrategi, men en bør her skille mellom predikerbarhet og lønnsomhet. Mye av momentumeffekten kan tilskrives ekstraordinær høy eller lav avkastning i små illikvide aksjer. Kostnadene ved å handle i disse aksjene kan være større enn andre aksjer grunnet større spread og en lettere påvirkelig pris ved handel. Det bør derfor være med i vurderingen om predikerbarheten i momentumstrategien er høy nok til å forsvare kostnadene.

For aksjeavkastning på lang sikt (flere år), er det funnet negativ seriekorrelasjon. Fama og French (1988) og Poterba og Summers (1998) finner en langsiktig reversal effekt for markedet sett under ett. DeBondt og Thaler(1985) og Chopra et al. (1992) finner en lignende effekt for enkeltaksjer. Dette innebærer at aksjer som har hatt dårlig (god) avkastning foregående periode, ser ut til å gjøre det bedre (dårligere) i neste periode.

Tester av effisiens i halvsterk form

For å teste markedseffisiens i halvsterk form må en teste om fundamentalanalyse kan generere ekstraordinær avkastning. Flere empiriske undersøkelser har vist at en del kjennetegn som smallcap, høy B/M og lav P/E ser ut til å gi ekstraordinær avkastning historisk sett. Fama og French sin trefaktormodell inkluderer kompensasjon for små aksjer og aksjer med høy bok/pris i tillegg til markedets risikopremie. Dette kommer av at historisk sett er det vist at porteføljer med små aksjer gjør det bedre enn porteføljer med store aksjer, og at aksjer med høy bokverdi i forhold til markedsverdi (verdiaksjer) har gjort det bedre enn de med lavt bok/pris forhold (vekstaksjer).

Banz (1981) sammenlignet avkastning for porteføljer som han differensierte i forhold til størrelse og fant at porteføljen med små aksjer gjorde det bedre enn porteføljen med store aksjer. En mulig forklaring på dette fenomenet er at den vanlige investor er en person som driver en liten virksomhet på egen hånd og vil kreve risikopremie for å holde aksjer som samvarierer i stor grad med hans egen inntekt. En annen forklaring kan, som Keim (1983) og Reinganum (1983) påviser, være at mesteparten av denne størrelseeffekten oppstår i januar og at det er skattemessige hensyn som skaper effekten. De påpeker at investorer ønsker å

realisere tap i desember på grunn av skattemessige årsaker og går ikke inn i aksjemarkedet igjen før i januar. Dette fører til at prisen presses opp og skaper en unormalt god avkastning i januar.

Tester av effisiens i sterk form

For å teste for effisiens i sterk form, undersøker en om det gir ekstraordinær avkastning å handle på grunnlag av innsideinformasjon. Siden det er vanskelig å avsløre innsidehandel, kan en undersøke om ”ekspertene” kan slå markedet. Med eksperter menes da for eksempel profesjonelle porteføljeforvaltere, hedgefond osv. som kan tenkes å besitte privat informasjon. Flere har undersøkt dette fenomenet og har funnet resultater som understøtter at å handle med innsideinformasjon ser ut til å ha gitt ekstraordinær avkastning. Aksjekurser tenderer til å stige etter at investorer med innsideinformasjon har kjøpt aksjen og synke når de selger den (Jaffe (1974), Givoly og Palmon (1985)). Noen få forvaltere har vist en evne til å kontinuerlig slå markedet, men det er ikke flere enn hva en kan forvente av ekstremavvik i et normalfordelt utfall (Bodie et al. 2008).

2.1.3 Effisiensparadokset

Dersom en ser på aksjemarkedet som effisient i form av at veldig få profesjonelle forvaltere klarer å slå markedet over tid, skulle dette tilsi at en burde investere i indeksfond eller i en bred veldiversifisert portefølje. Det betyr at forvaltere ikke burde foreta analyser, og de burde holde transaksjonskostnadene sine så små som overhodet mulig. Paradokset er at dersom aksjemarkedet skal reflektere all informasjon om en aksjes forventede inntjening og risiko, må en stor nok andel av aktørene innhente denne informasjonen og analysere den. For at aksjemarkedet skal være effisient, må derfor en andel av aktørene mene at markedet ikke er effisient og dermed innhente og analysere informasjon.

2.1.4 Er markedet effisient?

Grossman (1995) og Black (1986) skiller mellom begrepene støy og informasjon. Dette skillet kan tilsi at markedet ikke er fullt ut effisient, og de investorene som velger å innhente og analysere informasjonen, kan ha en formening om at de klarer å skille disse to elementene. Som eksempel nevner Black at støy kan være at en aksjekurs ofte stiger en god del rett etter en emisjon uten at det foreligger informasjon som skulle tilsi denne stigningen. Informerte investorer handler på bakgrunn av informasjon og vil derfor ikke kjøpe disse aksjene. Dette resulterer ofte i at aksjen faller noe i kurs etter emisjonsoppgangen. Grossman

nevner at en del transaksjoner blir foretatt for å reallokere porteføljen i forhold til endring i holdning til risiko og formue. En kan tenke seg at et livselskap må vekte seg ned i sin aksjeandel når markedet går mye ned for å holde seg innenfor rammene i mandatet. Dette er med på å forsterke nedgangen og kan ses på som støy.

Statens petroleumsfond – Utland (Oljefondet) har en litt annen vinkling siden det har et mandat som sier at det skal ha 40 % i obligasjoner og 60 % i aksjer. For å holde seg innenfor mandatets rammeverk må fondet kjøpe aksjer og selge obligasjoner når markedet går mye ned. Dette er transaksjoner som ikke nødvendigvis er basert på informasjon, men på at fondet må reallokere for å befinne seg innenfor sitt mandat. Slike fenomener skulle tilsi at dersom en klarer å skille informasjon fra støy, burde det være mulig å slå markedet over tid. Dette ser ut til å være svært vanskelig i praksis siden veldig få klarer dette.

For å teste om markedene er effisiente, har det blitt gjennomført en rekke empiriske undersøkelser. Det er funnet tegn til brudd på markedseffisienshypotesen som for eksempel momentum, reversal- og smallcapeffekt som vi har beskrevet over. Likevel ser en at det er veldig få profesjonelle forvaltere som klarer å slå markedet over tid. Dette er et tegn på at markedet er effisient til en viss grad. Ut fra dette virker det som en ikke kan forkaste effisienshypotesen i annet enn sterk form. Den vanlige konklusjonen er at markedet er effisient i den grad at alle åpenbare muligheter er priset bort, men at det er mulig å tjene penger for den som er ekstra hardtarbeidende, intelligent og kreativ (Bodie et al., 2005).

2.2 Markedsmodeller

I dette kapitlet vil vi ta for oss to ulike typer likevektsmodeller som er mye omtalt i finansiell litteratur, enfaktormodellen CAPM og multifaktormodellen APT. Vi vil også gi et lite innblikk i dividendemodellen og med at denne kan brukes som utgangspunkt for å identifisere økonomiske variabler som kan ha påvirkning på et aktivas pris eller OSEBX som er vårt fokus. En aksjes totalrisiko består av systematisk risiko (markedsrisiko) og usystematisk risiko (selskapsspesifikk risiko). Likevektsmodeller fokuserer på at det er kun systematisk risiko som er relevant siden usystematisk risiko kan diversifiseres bort.

2.2.1 Kapitalverdimodellen

I 1964 publiserte William F. Sharpe en artikkel som la grunnlaget for en likevektsmodell for prising av risikable aktiva, kapitalverdimodellen (CAPM). En tilsvarende modell ble

samtidig utviklet av både John Lintner (1965b) og Jack Treynor (1962). Disse tre anses i dag som grunnleggerne av kapitalverdimodellen sammen med Jan Mossin (1966), en tidligere NHH-professor som gjennom arbeid med sin doktorgrad var en viktig bidragsyter til modellen.

Det ligger en rekke forutsetninger til grunn for modellen. Dette er forutsetninger som forenkler analysen ved å sørge for at alle investorer er identiske, med unntak av inngående formue og risikoaversjon.

Forutsetninger om investor:

- Investor er antatt å foretrekke en høyere forventet verdi for fremtidig formue fremfor en lavere verdi
- Investor er risikoavers og vil velge en investering med lavere risiko (målt ved standardavvik) fremfor en med høyere risiko for et gitt nivå av forventet fremtidig verdi
- Investor er nyttemaksimerende og har en nyttefunksjon som søker å maksimere ”mean-variance” forholdet (Markowitz, 1959). Fra et sett med investeringsmuligheter vil investor velge den investeringen som maksimerer hans nyttefunksjon,

$$U = f(E_w, \sigma_w)$$

Forutsetninger om markedet:

- Felles risikofri rente der alle investorer kan låne inn/ut på like vilkår
- Investorer har homogene forventninger, alle er enige om aktivaenes forventede verdi, standardavvik og korrelasjoner
- Kapitalmarkedet er perfekt, ingen transaksjonskostnader eller skatt
- Investor er pristaker, påvirker ikke kurs ved kjøp/salg

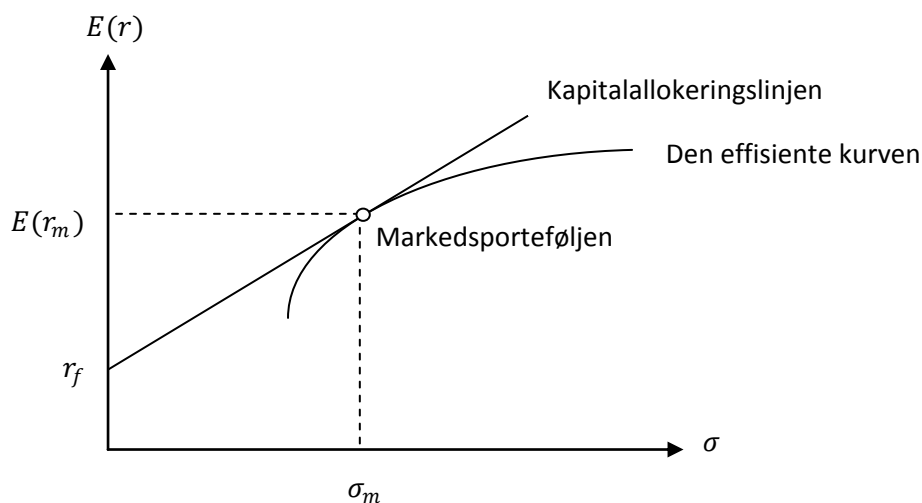
Siden diversifisering gir investor mulighet til å unnsnippe all risiko utenom den risiko som oppstår fra svingninger i økonomisk aktivitet, er det bare respons i et aktivas avkastning i forhold til endringer i økonomisk aktivitet som er relevant når en vurderer et aktivas risiko (Sharpe, 1964). Som mål på økonomisk aktivitet brukes en ”effisient kombinasjon av aktiva”. Den effisiente kombinasjonen er den som kapitalallokeringslinjen tangerer når mulige kombinasjoner trekkes opp i et risiko-avkastningsdiagram (se Figur 2-1 på neste side). I et marked er den effisiente kombinasjonen kalt markedsporteføljen og er en verdiveid

portefølje bestående av alle aktiva i markedet. Hvilke aktiva som inngår i definisjonen av markedsporteføljen, er mye diskutert. Teoretisk sett bør alle mulige eiendeler inkluderes, men i praksis tilnærmes markedsporteføljen med brede markedsindekser.

Den effisiente kurven viser den høyest oppnåelige forventede avkastning, $E(r)$, for et gitt risikonivå, σ . Markedsporteføljen er definert som kombinasjonen av aktiva i tangeringspunktet mellom kapitalallokeringslinjen og den effisiente kurven. Markedsporteføljen blir da den porteføljen med høyest meravkastning over risikofri rente per enhet risiko, dvs. porteføljen med høyest Sharperate.

$$2-1 \quad \text{Sharperate} \equiv \frac{E(r_p) - r_f}{\sigma_p}$$

Alle investorer vil følgelig ønske å holde en kombinasjon av markedsporteføljen og risikofri plassering. Kombinasjonen vil ligge på kapitalallokeringslinjen og bestemmes av investors grad av risikoaversjon (Figur 2-1).



Figur 2-1 Kapitalallokeringslinjen

Sharpe postulerer en lineær sammenheng mellom prisen på et aktiva og aktivaets respons til endringer i økonomisk aktivitet (markedet). Aktiva som er upåvirket av markedet, vil gi en avkastning lik risikofri rente, og aktiva som beveger seg med markedet, vil gi en tilsvarende høyere forventet avkastning.

Formelt skrives kapitalverdimodellen som:

$$2-2 \quad E(r_i) = r_f + \beta_i(E(r_m) - r_f)$$

Der

$E(r_i)$ = forventet avkastning på aktiva i

$E(r_m)$ = forventet avkastning på markedsporteføljen

r_f = risikofri rente

$\beta_i = \frac{Cov(r_i, r_m)}{\sigma_m^2}$, aktiva i sin grad av samvariasjon med markedsporteføljen

$E(r_m) - r_f$ = markedets risikopremie

Ifølge kapitalverdimodellen bestemmes et aktivas forventede avkastning, og dermed pris, av graden av samvariasjon med markedet (størrelsen på β_i).

Kapitalverdimodellen ble svært populær på grunn av sin ex-post forklaringsevne, men fikk etter hvert kritikk for sin meget enkle utforming. Dette førte til at nye modeller med fokus på flere forklarende faktorer så dagens lys. Mest kjent av disse er Fama og French sin trefaktor modell og Ross sin arbitrasjeprisingsteori.

Fama og French sin modell tar høyde for en størrelsesfaktor (SMB – small minus big) og verdifaktor (HML – high minus low book to market) i tillegg til markedet. Vi legger ikke videre vekt på denne modellen da den ikke er aktuell for vår analyse.

Empiriske tester av CAPM

Flere tidligere tester av CAPM finner en positiv, lineær sammenheng mellom forventet avkastning og systematisk risiko, slik CAPM predikerer (Lindtner 1965a, Miller og Scholes 1972, Black 1972, Fama og MacBeth 1973). Black viser i sin undersøkelse fra 1972 at dersom en innfører lånerestriksjoner, vil stigningen på kapitalallokeringslinjen være lavere enn når en ikke inkluderer denne begrensningen. Det vil si at den virkelige kapitalallokeringslinjen er flatere enn det CAPM predikerer når en innfører lånerestriksjoner. Effekten skyldes at konstantleddet vil være høyere enn risikofri rente grunnet premie på utlånsrenten, noe som også medfører en lavere risikopremie ($r_m - r_f$). Dermed vil lavbeta-aksjer ha en høyere forventet avkastning og høybeta-aksjer ha en lavere forventet avkastning

enn det CAPM predikerer. Black konkluderer med at en modell hvor en begrenser lånemulighetene, er konsistent med tidligere empiriske resultater rapportert av Black et al. (1972).

Roll (1977) retter sterk kritikk mot de empiriske testene av CAPM der en tester den lineære sammenhengen mellom avkastning og beta. Han hevder at det kun er én testbar hypotese knyttet til CAPM og det er om markedsporteføljen er effisient. Videre hevder han at andre implikasjoner fra modellen, som inkluderer antagelsen om den lineære sammenhengen mellom forventet avkastning og beta, følger av markedsporteføljens effisiens og derfor ikke er testbare i seg selv. Han mener dermed at det ikke er mulig å teste CAPM med mindre den eksakte markedsporteføljen er kjent og brukt i testen. For å teste om markedsporteføljen er effisient, må en inkludere alle individuelle aktiva som finnes i populasjonen, det vil si alt fra arbeidskraft til trær og bygninger. Ut ifra dette mener Roll at det i prinsippet er mulig å teste om markedsporteføljen er effisient, men at det i praksis er umulig. Dermed konkluderer han med at det ikke finnes noen korrekt og entydig test for teorien i litteraturen, og at det rent praktisk heller ikke vil være mulig å gjennomføre en slik test i fremtiden.

2.2.2 Arbitrasjeringsteori

Arbitrasjeringsteori, også kjent som Arbitrage Pricing Theory (APT), ble lansert av Stephen A. Ross (1976) som et alternativ til den da svært populære kapitalverdimodellen. I APT kan et aktivas forventede avkastning modelleres som en lineær funksjon av ulike faktorer, der sensitivitet overfor endringer i de ulike faktorene representeres med en faktorspesifikk betakoeffisient. Den estimerte avkastningen fra modellen brukes så til å prise aktivaet korrekt. Dagens pris skal være lik forventet verdi i slutten av perioden, diskontert med den estimerte avkastningen fra modellen. Avvik fra korrekt pris vil korrigeres gjennom arbitrasje. Modellen har mindre restriktive forutsetninger enn kapitalverdimodellen.

Tre forutsetninger:

1. Avkastning kan beskrives med en faktormodell
2. Det er tilstrekkelig antall aktiva til å diversifisere bort usystematisk risiko
3. Velfungerende kapitalmarkeder tillater ikke vedvarende arbitrasjemuligheter

Forutsetning 1 innebærer at aktiva i sin realiserste avkastning kan uttrykkes med følgende modell:

$$2-3 \quad r_i = E(r_i) + \beta_{i1}F_1 + \beta_{i2}F_2 + \dots + \beta_{in}F_n + \epsilon_i$$

r_i = realisert avkastning for aktiva i

$E(r_i)$ = Forventet avkastning for aktiva i

β_{in} = Aktiva i sin eksponering mot uventede endringer i faktor n

F_n = Uventet endring i faktor n

ϵ_i = bedriftspesifikk komponent av uventet avkastning i aktiva i

Hver faktor F_n og den bedriftsspesifikke komponenten ϵ_i har forventet verdi 0 siden de måler uventet endring i en systematisk variabel, ikke nivået på variabelen. Dermed vil den realiserste avkastningen bli lik forventet avkastning dersom det ikke inntreffer noen uforutsette økonomiske eller bedriftsspesifikke hendelser.

Forutsetning 2 innebærer at APT ikke er knyttet opp mot en uobserverbar portefølje bestående av alle eiendeler som finnes. Her skiller den seg fra CAPM; dette innebærer at APT ikke tar utgangspunkt i porteføljeteoriens krav om effisiente markeder.

Forutsetning 3 bygger på arbitrasjeargumentet; to aktiva som gir samme kontantstrøm må ha samme markedspris. Når dette ikke er tilfellet, vil oppmerksomme investorer oppdage feilprisingen og foreta handlinger som fører disse prisene tilbake i balanse. Ved å kjøpe det aktiva med lavest pris og selge det med høyest pris, vil prisen drives opp for det billige og ned for det dyre. Markedsprisene for aktiva med samme kontantstrøm vil da bli like og arbitrasjemuligheten elimineres. Det er denne betingelsen om fravær av arbitrasjemulighet over tid som skaper likevekt i APT.

I likhet med kapitalverdimodellen estimeres de faktorspesifikke betakoeffisientene fra lineær regresjon av historisk avkastning på den aktuelle faktor. APT skiller seg fra CAPM ved at den tar hensyn til flere ulike kilder til risiko. I motsetning til kapitalverdimodellen sier APT ingenting om hvilke faktorer som er relevante eller hvor mange, men at både type og antall faktorer er sannsynlig å være ulikt på tvers av markeder og over tid. Noen generelle retningslinjer for kriterier til aktuelle faktorer finnes imidlertid:

1. En faktors påvirkning på aktivapriser skyldes uventede endringer i faktoren
2. Faktoren representerer en udiversifiserbar påvirkning
3. Faktoren må være observerbar og kunne måles korrekt
4. Sammenhengen mellom faktor og aktiva må kunne forsvares med økonomisk teori

Kapitalverdimodellen kan sees på som en enfaktorvariant av APT der det kun tas høyde for markedets påvirkning.

Empiriske tester av arbitrasjeprisingsmodeller

Modeller som bygger på APT er kjent som arbitrasjeprisingsmodeller (APM). Tidlige tester av arbitrasjeprisingsmodeller ble gjennomført ved faktoranalyser der en prøver å forklare antallet systematiske faktorer som påvirker aksjeavkastningen og deres faktorladninger. En burde forvente at disse systematiske faktorene er relatert til fundamentale økonomiske variabler, men testene sier ikke noe om hvilke kilder til risiko faktorene representerer. Det første empiriske arbeidet direkte relatert til denne form for testing, ble gjort av Gehr (1975). Gehr fant i sin undersøkelse at minst to eller tre faktorer forklarer en stor del av variansen for den underliggende aksjeporteføljen. Roll og Ross (1980) hevder de utvider Gehr sin analyse med et mer omfattende datasett, og bringer analysene lengre, til et nivå faktisk påkrevd om testen skal være endelig. Roll og Ross finner at minst tre, sannsynligvis fire, faktorer har forklaringskraft. Dhrymes et al. (1984) kritiserte senere Roll og Ross og andre tidligere tester på dette temaet på grunn av at de inkluderer for få aksjer i utvalget. Deres kritikk er basert på at når en øker antall aksjer i utvalget, vil en få flere faktorer med forklaringskraft. Dhrymes et al. oppsummerer med at dersom en analyserer et utvalg med få aksjer, vil en produsere resultater med uklar betydning og dette kan umulig være det som forskerne ønsker å oppnå.

Siden faktoranalyse ikke er egnet til å identifisere kildene til systematisk risiko, valgte Chen et al. (1986) å ta utgangspunkt i dividendemodellen for å identifisere økonomiske variabler som systematisk vil påvirke avkastingskrav eller forventet inntjening.

2.2.3 Dividendemodellen

Denne modellen er en form for fundamentalanalyse der en verdsetter aksjer basert på teorien om at en aksjes verdi er lik den neddiskonterte summen av alle fremtidige dividendeutbetalinger. Dividendemodellen vil med andre ord beregne nettonåverdi av fremtidige dividender og er formulert i ligning 2-4. Avkastningskravet skal tilsvare forventet avkastning en kan få på alternative investeringer med samme risiko. Grunnen til at aksjens

fremtidige salgsverdi ikke kommer med i ligningen, er at når tiden går mot uendelig, vil nåverdien av salgsverdien gå mot null.

$$2-4 \quad p_0 = \sum_t \frac{E(c_t)}{(1+k)^t}$$

Her står p_0 for aktivapris på tidspunkt 0, $E(c_t)$ for fremtidig dividende på tidspunkt t og k for avkastningskrav.

Fra ligning 2-4 ser en at en aksjes estimerte verdi er følsom for endringer i forventet dividende og for endringer i avkastningskravet. Dersom forventede dividender synker eller avkastningskravet øker, skal dette føre til en lavere estimert aksjeverdi og til en økning i verdi dersom forventede dividender øker eller avkastningskravet reduseres. Med andre ord vil aksjens pris og avkastning påvirkes av systematiske faktorer gjennom endringer i forventet dividende og/eller avkastningskrav.

3. Metode

Vi vil i dette kapitlet presentere det metodiske grunnlaget som vi baserer analysen på; metoden bygger i hovedsak på Brooks (2004) og Gujarati (2003). Først gir vi en innføring i enkel regresjonsanalyse, deretter går vi inn på hvordan vi kan trekke slutninger om populasjonen basert på utvalget gjennom statistisk inferens og hvordan den enkle regresjonsanalysen utvides til en multivariat analyse. Til slutt tar vi for oss de forutsetninger som må ligge til grunn for regresjonsanalyser og ser nærmere på stasjonaritet og avvikende observasjoner.

3.1 Regresjonsanalyse

Formålet med en regresjonsanalyse er å forklare endringer i en variabel ut fra endringer i en eller flere andre variabler. Variabelen som en ønsker å forklare, kalles ofte for avhengig variabel, mens den eller de variablene som brukes for å forklare, kalles uavhengig eller forklarende variabel. Metoden vi vil fokusere på er lineær regresjon som vil si å forklare en variabel Y på bakgrunn av en lineær sammenheng med en eller flere forklarende variabler X . Y blir da en lineær funksjon av X og kan i enkleste form fremstilles som:

$$3-1 \quad Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t$$

Der α er et konstantledd, β er stigningstallet eller sammenhengen mellom X og Y , og u er et tilfeldig støyledd. I en regresjonsanalyse er den avhengige variabelen Y antatt å være tilfeldig eller stokastisk og dermed ha en sannsynlighetsfordeling. Den uavhengige variabelen X er på den andre siden antatt å være fast (ikke-stokastisk). Støyleddet u er derfor nødvendig for å fange opp avvik i Y .

3.1.1 Forholdet mellom regresjon og korrelasjon

Korrelasjon er et mål på lineær samvariasjon mellom to variabler. Dersom X og Y er korrelert, vil det si at de beveger seg i en viss sammenheng, men det vil ikke si at en endring i X fører til en endring i Y . Det betyr heller at det er bevis for en lineær sammenheng mellom to variabler, og at de over tid gjennomsnittlig beveger seg i en sammenheng som er gitt av korrelasjonskoeffisienten. En regresjonsanalyse gir et bedre innblikk i de kausale forholdene

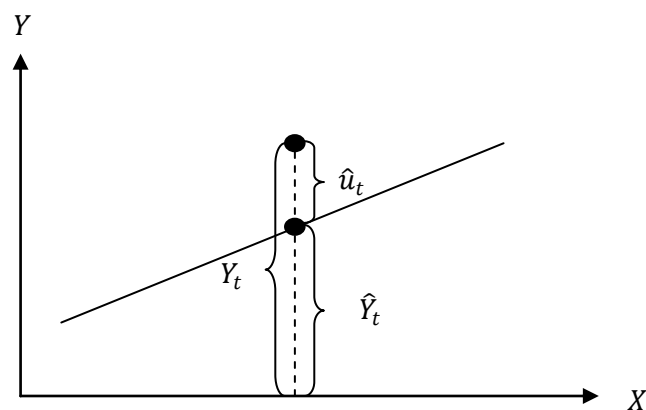
mellom en avhengig variabel og de uavhengige variablene og er således et mer fleksibelt og kraftigere verktøy enn en korrelasjonsanalyse (Brooks, 2004).

3.1.2 Minste kvadrats metode

Minste kvadrats metode, eller på engelsk ordinary least squares (OLS), brukes omtrent synonymt med regresjon og er den vanligste formen for lineær regresjon.

Lineær regresjon består i å trekke en rett linje gjennom et sett med observerte verdier. OLS gjør dette ved å estimere verdier for α og β som minimerer det kvadrerte avviket mellom modellens estimerte verdi \hat{Y} og observert verdi Y . En ”hatt” (^) over en variabel brukes til å markere de verdier som er estimert av modellen. Verdiene for $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ er dermed estimat for de virkelige verdiene av α og β . \hat{u}_t er forskjellen mellom observert verdi og verdien estimert av modellen ($Y_t - \hat{Y}_t$).

OLS estimerer regresjonslinjen ved å minimere summen av kvadrerte avvik, derav navnet. Ved å minimere summen av de kvadrerte avvikene, $\sum \hat{u}_t^2$, i stedet for bare det summerte vertikale avviket, $\sum \hat{u}_t$, minimerer en absoluttverdien av avviket. Dette gir en eksakt løsning i motsetning til en minimering av totalt vertikalt avvik da avvik over og under regresjonslinjen vil kansellere hverandre slik at alle løsninger som går gjennom gjennomsnittet av observasjonene vil sette avviket til null. Summen av de kvadrerte avvikene er kjent som *residual sum of squares* (RSS). Figur 3-1 viser forholdet mellom observert verdi og estimert verdi samt feilledd.



Figur 3-1 Sammenheng observert verdi, estimert verdi og feilledd

Regresjonen løses ved å minimere RSS som en funksjon av $\sum \hat{u}_t^2$. Siden $\hat{u}_t = (Y_t - \hat{Y}_t)$ og $\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_t$, kan funksjonen skrives som:

$$3-2 \quad RSS = \sum_{t=1}^T (Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_t)^2$$

Ved å minimere med hensyn på $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ får en koeffisientene for estimatorene:

$$3-3 \quad \hat{\beta} = \frac{(\sum X_t Y_t - T\bar{X}\bar{Y})}{\sum X_t^2 - T\bar{X}^2}$$

$$3-4 \quad \hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\bar{X}$$

Antagelser og forutsetninger for OLS

Det er fem grunnleggende antagelser for det ikke-observerbare feilleddet u_t :

1. $E(u_t) = 0$

Feilleddet har forventet verdi lik null

2. $var(u_t) = \sigma^2 < \infty$

Variansen i feilleddene er konstant og endelig over alle verdier for X_t

3. $cov(u_i, u_j) = 0$

Feilleddene er uavhengige av hverandre

4. $cov(u_t, X_t) = 0$

Det er ingen sammenheng mellom feilleddet og den forklarende variabelen X_t

5. $u_t \sim N(0, \sigma^2)$

Feilleddet er normalfordelt

Dersom antagelse 1-4 er oppfylt vil OLS estimatene for $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ ha en rekke ønskelige statistiske egenskaper, kjent som *Best Linear Unbiased Estimators* (BLUE):

Best OLS estimatoren $\hat{\beta}$ har den laveste variansen av alle lineære forventningsrette estimatorer; dette er bevist av Gauss-Markov teoremet

Linear $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ er lineære estimatorer, dvs ligningen for $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ er lineære kombinasjoner av den tilfeldige variabelen Y

Unbiased I gjennomsnitt vil verdiene for $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ være lik de virkelige verdier for α og β

Estimator $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ er estimatører for de virkelige verdiene av α og β

3.1.3 Statistisk presisjon

For å måle hvor gode estimatene for α og β er og for å få et inntrykk av hvor høy presisjonen er, beregnes standardfeilen for estimatorene. Gitt at estimatorene er BLUE, er standardfeilen gitt som:

$$3-5 \quad SE(\hat{\alpha}) = s \sqrt{\frac{\sum X_t^2}{T \sum (X_t - \bar{X})^2}} = s \sqrt{\frac{\sum X_t^2}{T(\sum X_t^2) - T\bar{X}^2}}$$

$$3-6 \quad SE(\hat{\beta}) = s \sqrt{\frac{1}{\sum (X_t - \bar{X})^2}} = s \sqrt{\frac{1}{\sum X_t^2 - T\bar{X}^2}}$$

$$3-7 \quad s = \sigma_{\hat{u}} = \sqrt{\frac{\sum \hat{u}_t^2}{T - 2}}$$

s er et estimat for standardfeilen til feilleddet og brukes som standardfeilen til regresjonen eller estimatet. Lavere s betyr en bedre tilpassing av regresjonslinjen til observerte data.

Intuisjonen bak ligningene for standardfeilen i estimatorene er delt i fire:

1. Større utvalg T gir lavere SE siden T inngår i begge koeffisientene, større T gir en mindre brøk. Intuisjonen er at hver observasjon inneholder nyttig informasjon. Et større utvalg gir derfor mer informasjon om den underliggende populasjonen og et bedre grunnlag for estimering av parametrene, dermed mer tillit til estimatene og mindre SE.
2. SE avhenger av s , høyere s betyr at observasjonene samlet sett er langt unna regresjonslinjen noe som gir usikkerhet i modellen.
3. $\sum (X_t - \bar{X})^2$ måler summen av det kvadrerte avviket mellom enkeltobservasjoner og utvalgets gjennomsnitt. En lav sum betyr at observasjonene er samlet rundt gjennomsnittet; det blir da vanskeligere å beregne hellingen (β) på linjen og skjæringspunktet med Y -aksen (α).

4. $\sum X_t^2$ måler hvor langt observasjonspunktene er fra Y -aksen. En større sum betyr at observasjonene er langt unna, og det blir da vanskeligere å beregne skjæringspunktet nøyaktig (gjelder bare dersom $X_t > 0, \forall t$).

R^2

Et annet mål på presisjon er R^2 som måler hvor stor andel av den avhengige variabelens variasjon rundt gjennomsnittet som forklares av regresjonsmodellen. R^2 kan defineres på to måter: Den første er som den kvadrerte korrelasjonskoeffisienten mellom Y og \hat{Y} , dvs mellom den observerte verdien og den korresponderende estimerte verdien av Y . Den andre er som andel forklarte kvadrerte avvik i forhold til totale kvadrerte avvik fra gjennomsnitt. Noen definisjoner er her på sin plass:

$$3-8 \quad \text{Total Sum of Squares (TSS)} = \sum_t (Y_t - \bar{Y})^2$$

$$3-9 \quad \text{Explained Sum of Squares (ESS)} = \sum_t (\hat{Y}_t - \bar{Y})^2$$

$$3-10 \quad \text{Residual Sum of Squares (RSS)} = \sum_t \hat{u}_t^2 = \sum_t (Y_t - \hat{Y}_t)^2$$

$$3-11 \quad TSS = ESS + RSS$$

$$3-12 \quad \sum_t (Y_t - \bar{Y}_t)^2 = \sum_t (\hat{Y}_t - \bar{Y}_t)^2 + \sum_t \hat{u}_t^2$$

$$3-13 \quad \sum_t (Y_t - \bar{Y}_t)^2 = \sum_t (\hat{Y}_t - \bar{Y}_t)^2 + \sum_t (Y_t - \hat{Y}_t)^2$$

Forklaringsgraden kan da beskrives som andelen forklarte kvadrerte avvik (ESS) i forhold til totale kvadrerte avvik (TSS) fra gjennomsnitt:

$$3-14 \quad R^2 = \frac{ESS}{TSS}$$

Siden $TSS = ESS + RSS$ kan dette skrives om til:

$$3-15 \quad R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS}$$

Verdien av R^2 varierer mellom 0 og 1, en verdi nær 1 indikerer at regresjonsmodellen forklarer omtrent all variasjon fra gjennomsnitt i den avhengige variabelen og motsatt for verdi nær 0.

Det er tre problemer med bruk av R^2 som et mål på modellens tilpasning til dataene:

1. En reorganisering av modellen der en endrer den avhengige variabelen, vil endre R^2 selv om den nye modellen er en enkel reorganisering av den første og RSS er uendret. Det er derfor ikke mulig å sammenligne R^2 mellom modeller med ulike avhengige variabler.
2. R^2 faller aldri når nye forklarende variabler legges til modellen og er derfor uegnet som et utvalgs-kriterium for å avgjøre om en variabel skal være med i analysen eller ikke.
3. Verdien av R^2 er ofte 0,9 og høyere for tidsserieregresjoner, dette gjør den uegnet til å diskriminere mellom modeller da et bredt utvalg modeller vil ofte ha høye og sammenfallende verdier av R^2 .

Justert R^2

For å unngå problemet med at R^2 aldri faller når nye forklarende variabler legges til i modellen, brukes ofte en modifisert versjon som tar hensyn til tapet av frihetsgrader som oppstår når en legger til nye variabler. Den modifiserte utgaven skrives \bar{R}^2 eller justert R^2 og defineres i ligning 3-16.

$$3-16 \quad \bar{R}^2 = 1 - \left[\frac{T-1}{T-k} (1 - R^2) \right]$$

Når en ny variabel legges til, øker k , og R^2 må øke tilsvarende effekten av en mindre nevner, hvis ikke vil justert R^2 reduseres. Dette åpner for at justert R^2 kan brukes som et verktøy for å bestemme om en variabel skal være med i analysen eller ikke. To problemer kan oppstå når en bruker maksimering av justert R^2 som kriterium for å velge modell:

1. En kan ende opp med en stor modell med mange marginalt signifikante variabler.
2. Det er ingen distribusjonstabell for verken R^2 eller justert R^2 , en kan derfor ikke teste om en modell har signifikant høyere R^2 eller justert R^2 enn en annen.

3.2 Statistisk inferens

Statistikken gir oss et bilde av populasjonen basert på det utvalget som ligger til grunn for statistikken. De estimerte parametrene er i seg selv ikke interessante, men de representerer vårt beste anslag på det vi faktisk er interessert i, den sanne sammenhengen i populasjonen. Basert på økonomisk og finansiell teori forventer vi ofte at enkelte parametere har en spesifikk verdi eller ligger innenfor et spesifikt intervall. Vi ønsker derfor å teste om sammenhengen postulert i teorien kan forsvares med reelle data og må da bruke estimatene som mål på den underliggende populasjonen. Gitt estimatet for en parameter fra utvalget, brukes hypotesetesting for å bestemme om det er sannsynlig at den virkelige populasjonsparameteren er lik en bestemt verdi.

3.2.1 Hypotesetesting

Det er alltid to hypoteser, nullhypotesen (H_0) og alternativhypotesen (H_1). Nullhypotesen er den som skal testes og vil da være den postulerte verdien for en parameter fra teorien. Alternativhypotesen er de alternative utfallene av interesse. Som et eksempel på en hypotesetest kan vi teste om virkelig verdi av β er 1 gitt den estimerte $\hat{\beta}$. Hypoteseoppsettet vil da se slik ut:

$$H_0: \beta = 1$$

$$H_1: \beta \neq 1$$

Dette tester om den virkelige verdien av β er 1 mot en alternativhypotese der β ikke er 1. En slik formulering av alternativhypotesen er kjent som en tosidig test da alternativhypotesen sier β kan være både over og under 1. Alternativt kan alternativhypotesen formuleres som et ensidig alternativ dersom teorien gir grunnlag for dette, for eksempel:

$$H_1: \beta > 1$$

Med en slik alternativhypotese har vi en ensidig test. Merk at nullhypotesen alltid er en bestemt verdi.

Testen av hypotesen utføres enten som en signifikanstest eller ved hjelp av et konfidensintervall. Begge metodene bygger på samme informasjon og vil alltid gi samme svar. Metodene bygger på sannsynlighetsfordelingen til estimatorene fra regresjonen. Fra forutsetningene for OLS har vi at $u_t \sim N(0, \sigma^2)$, det vil si at feilleddet er normalfordelt. Siden den avhengige variabelen avhenger partielt av feilleddet, kan det vises at dersom feilleddet er normalfordelt, er også den avhengige variabelen normalfordelt. Videre kan det vises at også estimatene er normalfordelte og standardnormalvariabler kan konstrueres som:

$$3-17 \quad \frac{\hat{\alpha} - \alpha}{\sqrt{\text{var}(\alpha)}} \sim N(0,1) \quad \text{og} \quad \frac{\hat{\beta} - \beta}{\sqrt{\text{var}(\beta)}} \sim N(0,1)$$

Her oppstår det imidlertid et problem. Vi kjenner ikke variansen til den virkelige parameteren og må bruke den estimerte standardfeilen som erstatning. Dette introduserer en ny kilde til usikkerhet og fører til at estimatene ikke lenger er normalfordelte, men følger en t-fordeling med T-2 frihetsgrader:

$$3-18 \quad \frac{\hat{\alpha} - \alpha}{SE(\hat{\alpha})} \sim t_{T-2} \quad \text{og} \quad \frac{\hat{\beta} - \beta}{SE(\hat{\beta})} \sim t_{T-2}$$

Antall frihetsgrader er for lineær regresjon definert som antall observasjoner utover det absolutte minimum som kreves for å estimere en linje, en trenger to punkter for å lage en linje og antall frihetsgrader blir derfor T-2. En t-fordeling er mer spredt enn den vanlige normalfordelingen og stiller derfor større krav til testene. Flere observasjoner gir mindre spredning, og en t-fordeling med uendelig antall observasjoner vil være identisk med en normalfordeling.

For å teste hypotesen beregnes en testverdi:

$$3-19 \quad t - \text{verdi} = \frac{\hat{\beta} - \beta^*}{SE(\hat{\beta})}$$

Der β^* er verdien under nullhypotesen. For å sette t-verdien i en sammenheng trenger vi en kritisk t-verdi fra en t-fordeling med T-2 frihetsgrader og et gitt signifikansnivå.

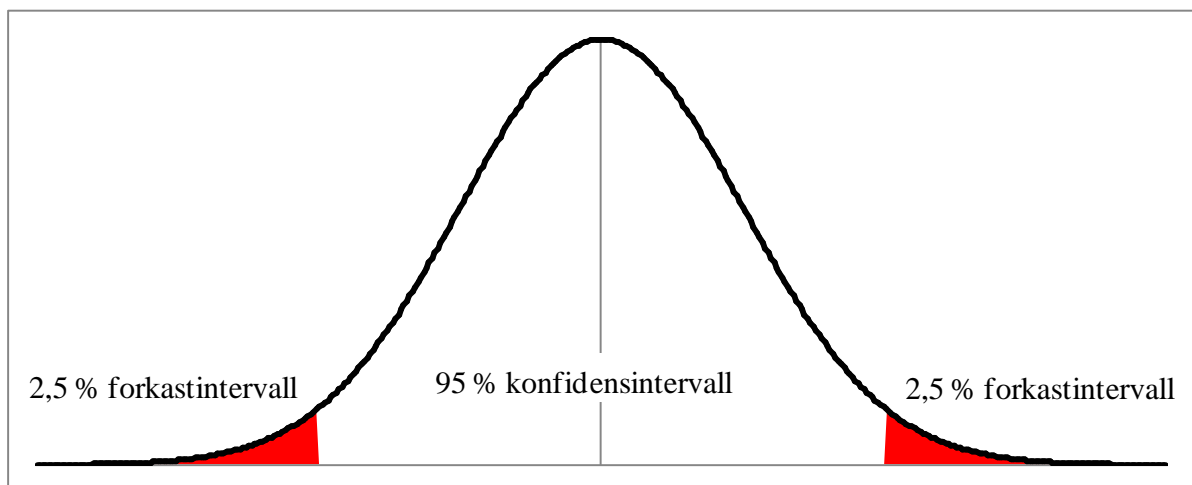
3.2.2 Signifikansnivå

Signifikansnivået kan velges fritt avhengig av målsetting og formål med testen. Vanlig nivå er 5 %. Kritisk t-verdi er den største t-verdien i absoluttverdi som kan oppnås innen det bestemte signifikansnivået uten at en forkaster nullhypotesen. Et 5 % signifikansnivå betyr at vi aksepterer at i 5 % av tilfellene vil vi forkaste nullhypotesen på feil grunnlag siden testen vil rapportere en t-verdi høyere enn kritisk verdi i 5 % av tilfellene kun på grunn av tilfeldigheter.

En signifikanstest tester om estimert t-verdi er mindre enn kritisk t-verdi og forkaster nullhypotesen dersom t-verdien er større enn kritisk verdi. Konfidensintervalltesten konstruerer et intervall for $\hat{\beta}$ basert på kritisk verdi og estimert standardfeil: $\hat{\beta} \pm t_{kritisk} * SE(\hat{\beta})$ og forkaster nullhypotesen dersom den ligger utenfor intervallet. Så lenge en bruker kritisk t-verdi for samme signifikansnivå, vil disse to testene alltid gi samme resultat, eneste forskjellen er hva som er mest praktisk i forhold til det som testes. Det er lettere å teste mange ulike hypoteser ved hjelp av et konfidensintervall, men det er lettere å teste ulike signifikansnivå med en signifikanstest.

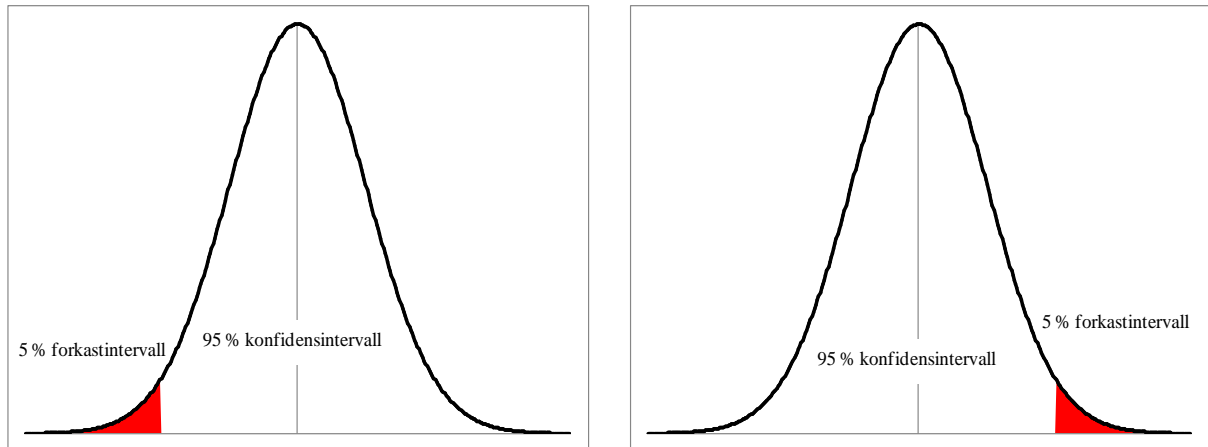
Det er viktig å merke seg at resultatet av en hypotesetest er enten at nullhypotesen forkastes eller ikke, nullhypotesen blir aldri ”akseptert”.

En tosidig hypotesetest kan illustreres i følgende figur:



Figur 3-2 tosidig hypotesetest 95 % konfidensintervall

H_0 forkastes ikke for utfallene innenfor konfidensintervallet. Det er her en øvre og en nedre grense for konfidensintervallet. En ensidig test har enten en øvre eller nedre grense som vist i Figur 3-3.



Figur 3-3 ensidig hypotesetest 95 % konfidensintervall

I figurene markerer det røde området intervallet der nullhypotesen forkastes. For en signifikanstest vil kritisk t-verdi markere starten av forkastintervallet og for et konfidensintervall vil kritisk verdi av variabelen være grensen. I en tosidig test deles signifikansnivået på begge sider av t-fordelingen.

3.2.3 P-verdi

Et alternativ til å bruke et bestemt signifikansnivå i testene, er å beregne det eksakte signifikansnivået der H_0 ikke forkastes. Denne grenseverdien er kjent som p-verdien og rapporteres i de fleste statistikkprogram. P-verdien er lettere å bruke enn et fastsatt signifikansnivå da en med en gang ser hvilket nivå testen ligger på. En p-verdi på 0,03 betyr at det er 3 % sannsynlighet til å forkaste H_0 selv om den er riktig og dermed at resultatet er signifikant på 3 % nivå. Brukes et fast signifikansnivå, vil denne testen forkaste H_0 på 5 % nivå og beholde H_0 på 1 % nivå. P-verdien viser hvor mye en har å gå på i forhold til valgt signifikansnivå og gir et mer nyansert bilde av styrken i resultatet.

3.2.4 Mulige feil ved hypotesetesting

Det er to mulige feil i hypotesetesting, kjent som type I og type II. Type I feil er å forkaste nullhypotesen når den er sann, og type II er å ikke forkaste nullhypotesen når den ikke er sann. Sannsynligheten for en type I feil er den samme som signifikansnivået for testen, og en kan dermed redusere sannsynligheten ved å velge et strengere signifikansnivå. Ulempen med

det er at sannsynligheten for at nullhypotesen i det hele tatt blir forkastet reduseres, og dermed øker sannsynligheten for en type II feil. Det er dermed en avveining mellom type I og type II feil når en velger signifikansnivå. Eneste mulighet til å redusere sannsynligheten for begge typene feil, er å øke størrelsen på utvalget.

3.3 Multivariabel lineær regresjon

Ofte er sammenhengen vi ønsker å undersøke antatt å bygge på mer enn én forklarende variabel. For å estimere flerfaktormodeller slik som den vi skal bruke i denne oppgaven, må regresjonsmodellen utvides til å omfatte flere variabler. Den vanlige regresjonsmodellen utvides enkelt til flere variabler:

$$3-20 \quad Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \dots + \beta_k X_{kt} + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Vi har da $k - 1$ forklarende variabler som antas å påvirke Y , og k beta estimater som estimerer graden av påvirkning fra hver variabel. Hver parameter er nå en partiell regresjonskoeffisient som måler den gjennomsnittlige effekten fra den tilhørende variabelen på Y , om alle andre variabler er uendret. Konstantleddet er erstattet med β_1 og representerer den gjennomsnittlige verdien Y vil ha om alle forklarende variabler settes til null. Egentlig står den første forklarende variabelen, X_1 , ved siden av β_1 , men denne settes til 1 for alle observasjoner og kan derfor ikke kalles en forklarende variabel og tas heller ikke med i notasjonen. En modell av denne typen vil ha $T - k$ frihetsgrader.

3.3.1 F-test

I multivariabel regresjonsmodeller ønsker en gjerne å teste hypoteser som spenner over flere parametere. En t-test kan kun brukes til å teste enkeltparametere. For å teste flere parametere samtidig, må vi bruke en F-test. For å gjennomføre en F-test, må vi foreta to regresjoner, en med restriksjoner og en uten. Regresjonen uten restriksjoner er utgangspunktet, og alle parametere bestemmes da fra datamaterialet. I regresjonen med restriksjoner setter vi inn de restriksjonene vi vil teste på de aktuelle β -verdiene. Videre beregnes en teststatistikk som vist i ligning 3-21:

$$3-21 \quad F - \text{verdi} = \frac{RRSS - URSS}{URSS} * \frac{T - k}{m}$$

$URSS$ = residual sum of squares from unrestricted regression

$RRSS$ = residual sum of squares from restricted regression

m = antall begrensinger

T = totalt antall observasjoner

k = totalt antall forklarende variabler i ubegrenset regresjon

Siden regresjonen er basert på OLS i utgangspunktet, vil $RRSS$ alltid være større enn $URSS$. F-testen måler hvor mye større, og gir ut ifra det et anslag på hvor godt begrensingene passer i forhold til observasjonene. F-verdien følger en F-fordeling med to mål på frihetsgrader, m og $(T - k)$. Kritisk F-verdi finnes i en F-fordelingstabell, kolonne m , rad $(T - k)$.

3.4 Modellforutsetninger

For å sikre at det som kommer ut av regresjonsmodellen er riktig og kan brukes som grunnlag for å trekke slutninger om den underliggende populasjonen, er det viktig at det stilles krav til de data som inngår i modellen og det som ligger til grunn for regresjonen. Fra ligning 3-20 ser vi at Y_t avhenger av X_{it} og u_t , det samme ligger til grunn for estimatene av β_{it} . En kan derfor ikke ha tillit til resultatene av en regresjonsanalyse uten å ha tillit til at de data som inngår i modellen er korrekte. Dette er svært viktig i empirisk arbeid for å gi analysen statistisk kredibilitet og er grunnen til at mye av arbeidet i forbindelse med en analyse er knyttet til å kontrollere de inngående dataene. I hovedsak er det 10 forutsetninger, inkludert de tidligere nevnte for OLS, som må være oppfylt for å sikre at resultatet av analysen er robust:

Forutsetning 1: Regresjonsmodellen er lineær i parametrene

Dette betyr at regresjonsparametrene (β_i) må være av 1.orden. De forklarende variablene (X_i) kan likevel være av høyere grad. For å sjekke om denne forutsetningen er oppfylt, kan en se på regresjonsligningen før en foretar selve analysen og dermed raskt bekrefte om forutsetningen for linearitet er oppfylt.

Forutsetning 2: Verdiene for de forklarende variablene er faste ved repetert sampling

Denne forutsetningen innebærer at forklaringsvariablene ikke er stokastiske. Økonomiske data er noe en observerer og ikke har kontroll over, slik at forklaringsvariablene ofte følger en stokastisk prosess. Dette trenger likevel ikke å skape problemer for OLS-estimatorene når en benytter økonomiske data dersom forklaringsvariablene er ukorrelerte med feilleddene slik som beskrevet i forutsetning nummer 6.

Forutsetning 3: Feilleddene har forventet verdi lik null, $E(u_t) = 0$

Forventningsverdien for feilleddene skal tilsvare null, uavhengig av hvilken verdi de forklarende variablene antar. Dersom en velger å utelate konstantleddet på grunn av at økonomisk teori tilsier at regresjonsligningen ikke skal inneholde et konstantledd, kan dette føre til uheldige konsekvenser for regresjonen. Et annet problem er at uten et konstantledd i regresjonen, kan en få forventningsskjevheter i estimatene for regresjonskoeffisientene. Dersom en inkluderer et konstantledd i regresjonsligningen, vil gjennomsnittsverdien for feilleddene være lik null, og en kan unngå disse problemene.

Forutsetning 4: Variansen i feilleddene er konstant (homoskedastiske), $Var(u_t) = \sigma^2 < 0$

Uavhengig av hvilken verdi de forklarende variablene antar i ulike tidsperioder, skal variansen i feilleddet være konstant. Brudd på denne forutsetningen kalles heteroskedastisitet og kan føre til at OLS-estimatorene ikke lenger har lavest varians blant de forventningsrette estimatorene. Det betyr at selv om OLS-estimatorene fortsatt vil være forventningsrette og konsistente, kan de ikke lenger betegnes som BLUE siden de ikke lenger er effisiente. OLS-regresjon med heteroskedastiske feilledd kan føre til feil i de estimerte standardfeilene. Dermed blir t- og F-tester som bygger på regresjonskoeffisientenes standardfeil, upålitelige. En enkel måte å sjekke for heteroskedastisitet i variansen til feilleddene, er ved hjelp av et residualplott mellom de studentiserte residualene \hat{u}_t^2 og de estimerte verdiene av den avhengige variabelen \hat{Y}_t . Et systematisk mønster i plottet indikerer heteroskedastisitet.

Forutsetning 5: Det er ingen autokorrelasjon mellom feilleddene, $Cov(u_i, u_j) = 0, i \neq j$

Konsekvensen av å foreta regresjoner der feilleddene er autokorrelerte er den samme som ved heteroskedastisitet. OLS-estimatorene vil ikke være effisiente selv om de er

forventningsrette og lineære, og OLS-estimatorene vil ikke være BLUE. Dermed vil de estimerte standardfeilene også her bli feilestimert og gi upålitelige t- og F-tester.

Autokorrelasjon i tidsserier kan komme av feilspekifikasjon av modellen som vi beskriver i forutsetning 9, samt sesongvariasjoner og lag i tidsseriene. Lag i tidsseriene vil si at et sjokk i en variabel ikke er over i løpet av én tidsperiode, men påvirker variabelen i fremtidige tidsperioder. Dersom modellen er feilspekifisert, må en legge til utelatte variabler som er viktige, eller endre funksjonsformen slik som beskrevet under forutsetning 9. Autokorrelasjon i feilleddene som ikke skyldes feilspekifisering i modellen, kalles ren autokorrelasjon.

Når en skal undersøke om tidsserier inneholder autokorrelasjon, er det naturlig å starte med en visuell sjekk av tidsplott og ACF-plott for residualene. Disse kan gi en indikasjon på eventuell autokorrelasjon i tidsseriene, men en bør også foreta en mer formell statistisk test. Durbin-Watson (DW) d-test er en enkel og mye brukt statistisk test hvor en sjekker for første ordens autokorrelasjon. Denne testen bygger på følgende forutsetninger:

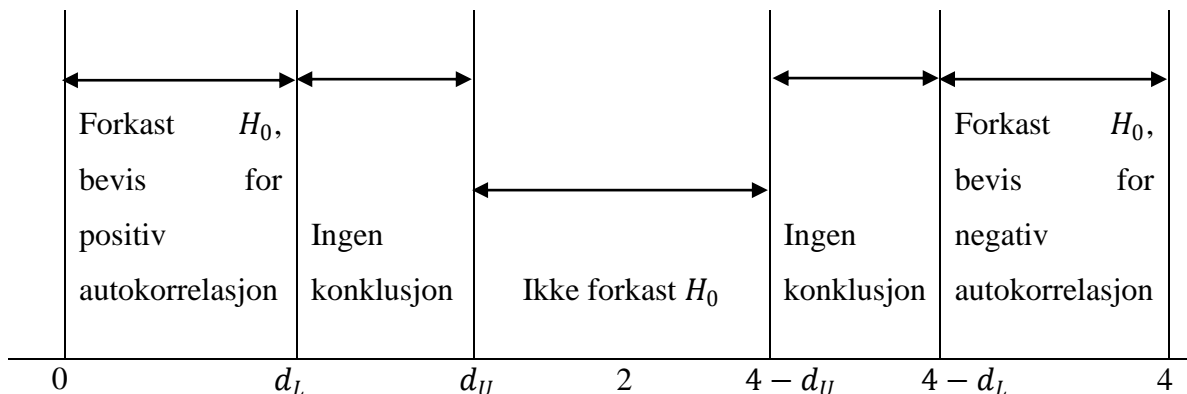
1. Regresjonsmodellen må inneholde et konstantledd
2. Forklaringsvariablene er ikke-stokastiske eller faste ved repetert sampling
3. Feilleddene er generert av en første ordens autoregressiv prosess ($u_t = \rho u_{t-1} + \epsilon_t$)
Her er ρ autoregresjonskoeffisienten og ϵ_t er hvit støy
4. Feilleddene er normalfordelte
5. Regresjonsmodellen inneholder ikke laggede verdier av den avhengige variabelen som forklaringsvariabler
6. Det er ingen manglende observasjoner i tidsseriene

I DW-testen beregnes d-verdien på følgende måte:

$$3-22 \quad d = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T \hat{u}_t^2}$$

Dersom observert d er nær 2, indikerer dette at tidsserien ikke har autokorrelasjon i feilleddene. Om observert d derimot er nær null, kan en anta positiv autokorrelasjon og om d er nær 4, kan en anta negativ autokorrelasjon. Durbin og Watson kom frem til en øvre (d_U) og nedre (d_L) grenseverdi som er med på å fastslå om en har med autokorrelasjon å gjøre.

Disse grenseverdiene avhenger av antall observasjoner og antall forklarende variabler i modellen, se Figur 3-4 for oversikt over verdier som indikerer autokorrelasjon.



Figur 3-4 Durbin-Watson grenseverdier for autokorrelasjon

H_0 i denne testen er ingen førsteordens autokorrelasjon i tidsserien. Som en ser av figuren, vil d-verdien for noen intervaller ikke gi noen konklusjon om feilleddene er autokorrelerte eller ikke. Vi vil benytte SPSS for å beregne d-verdien for regresjonene.

En Box-Ljung test er en formell test som kan brukes for å teste om de samlede autokorrelasjonskoeffisientene ved et valgt antall "lags" er lik null:

$$3-23 \quad BL = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \right) \sim X^2 m$$

Her er n = utvalgsstørrelse, m = antall "lags" og $\hat{\rho}_k$ er den estimerte autokorrelasjon ved lag k .

For å bestemme om en kan forkaste nullhypotesen, må en sammenligne den kalkulerete BL verdien mot den kritiske verdien for testen. SPSS beregner Box-Ljung-verdier for oss med tilhørende p-verdier.

Forutsetning 6: Kovariansen mellom forklaringsvariablene og feilleddet er lik null, $Cov(\mathbf{u}_t, X_{it}) = \mathbf{0}$

Denne forutsetningen innebærer at forklaringsvariablene og feilleddene er ukorrelerte. Når kovariansen mellom forklaringsvariablene og feilleddet er null, vil OLS-estimatorene være konsistente og forventningsrette selv om forklaringsvariablene følger en stokastisk prosess. Dersom en eller flere av forklaringsvariablene er korrelert med feilleddet, vil det derimot være vanskelig å måle den individuelle effekten på den avhengige variabelen.

Forutsetning 7: En må ha flere observasjoner enn det antall parametere en skal estimere

For å estimere en linje må en minimum ha to observasjoner. I en regresjonsmodell med to observasjoner kan en maksimalt estimere en forklaringsvariabel. Skal en estimere flere forklaringsvariabler, må en derfor ha flere observasjoner enn antall forklaringsvariabler en skal estimere.

Forutsetning 8: Ingen av forklaringsvariablene i et gitt utvalg kan være konstante

Variasjon i den avhengige variabelen og i de forklarende variablene, er grunnleggende for å kunne bruke en regresjonsanalyse til å forklare endringer i den avhengige variabelen. OLS estimatorene vil likevel fremdeles være BLUE selv om dette punktet ikke er oppfylt.

Forutsetning 9: Regresjonsmodellen er korrekt spesifisert

Når en skal utvikle en regresjonsmodell er det viktig at en passer på at:

- En ikke utelater relevante forklaringsvariabler
- En ikke inkluderer irrelevante forklaringsvariabler
- En velger rett funksjonsform for å beskrive den aktuelle sammenhengen
- Innhentede data for forklaringsvariabler og avhengig variabel er presise
- Feilspesifikasjon av det stokastiske feilleddet ikke forekommer

Dersom en utelater en relevant forklaringsvariabel fra modellen, vil effekten av denne fanges opp av feilleddet i modellen. Ofte er forklaringsvariabler korrelerte, noe som vil gi en korrelasjon mellom feilleddet og de forklaringsvariablene som er korrelert med den utelatte variabelen og dermed føre til brudd på forutsetning 6. Dette fører til at regresjonsestimatorene blir forventningskjevne, ikke konsistente, og variansen vil bli feilestimert for feilleddene og for forklaringsvariablene. Som en konsekvens kan dette medføre misledende konklusjoner fra hypotesetester. Dersom en velger feil funksjonsform, vil en få lignende resultater siden feilspesifiseringen også her havner i feilleddet.

Om en inkluderer en irrelevant forklaringsvariabel, vil OLS-estimatorene fortsatt være forventningsrette, konsistente og variansen for feilleddene vil være rett estimert. Dermed vil hypotesetester fremdeles være valide, men det kan føre til økt varians i de estimerte regresjonskoeffisientene i modellen som så medfører dårligere presisjon og en lavere R^2 . En

ugunstig konklusjon fra dette er at det er bedre å inkludere en irrelevant variabel enn å utelate en relevant variabel, da dette vil føre til tap av presisjon for estimatorene og kan også føre til problemer med multikollinearitet. Beste fremgangsmåte vil derfor være kun å inkludere forklaringsvariabler som med teoretisk støtte direkte påvirker den avhengige variabelen og som ikke er medberegnet av andre inkluderte variabler.

Når en lager regresjonsmodeller, er en ofte avhengig av sekundærdata. Det er derfor viktig at de innhentede dataseriene er så presise som mulig i form av at de eksempelvis ikke avrundes, inneholder feilrapporteringer eller andre datafeil. Det finnes ikke noe eksakt svar på hvordan en skal gå frem her, derfor er det viktig å måle data så presist som mulig.

Forutsetning 10: Ingen perfekt multikollinearitet

Dette betyr at det ikke skal eksistere et eksakt lineært forhold mellom noen av forklaringsvariablene i modellen. I et ekstremtilfelle kan dette illustreres som at $X_{2t} = -4X_{3t}$ fra ligning 3-20, noe som vil tilsi perfekt multikollinearitet mellom X_{2t} og X_{3t} . Oppstår perfekt multikollinearitet vil ikke regresjonen klare å estimere en unik løsning for regresjonskoeffisientene, og deres standardfeil vil være uendelige. I praksis vil dette sjelden forekomme, men det er ikke uvanlig at forklaringsvariabler er sterkt korrelert. Dette kalles multikollinearitet. Selv om forklaringsvariabler er sterkt korrelert, vil OLS estimatorene fortsatt være BLUE, men de kan få en høyere varians og store standardfeil og dermed bli beregnet med dårligere presisjon. Når forklaringsvariabler er høyt korrelert kan det være vanskelig å skille ut den forklarende effekten hver enkelt har på den avhengige variabelen.

Ettersom en kan få lineære sammenhenger i et gitt utvalg selv om forklaringsvariablene ikke inneholder noen lineær sammenheng i populasjonen, er multikollinearitet et utvalgsfenomen. Dette kan føre til at en finner variabler i et utvalg som er så sterkt korrelert at en ikke klarer å skille deres individuelle effekt på forklaringsvariabelen, men dersom en ser på et annet utvalg, trenger ikke disse variablene å skape det samme problemet.

Det eksisterer ingen unik metode for å avgjøre om en har problemer med multikollinearitet eller for å måle graden av dette, men en har en rekke tommelfingerregler som kan indikere om multikollinearitet forekommer i et utvalg, og styrken av fenomenet. En slik regel er at dersom regresjonen har en høy R^2 men få signifikante t-verdier for de respektive koeffisientene, er dette et symptom på multikollinearitet. Dette kan forklare med at for høyt korrelerte forklaringsvariabler vil standardfeilene for koeffisientene øke, noe som igjen gjør

t-verdiene lavere. En annen regel er å se om forklaringsvariablene har høy parvis korrelasjon. Det vil si en korrelasjon på over 0,8 ifølge Gujarati (2003). Selv om en tommelfingerregel ikke gir indikasjon på sterk grad av multikollinearitet i et utvalg, kan en likevel ha dette problemet. En kan derfor ikke utelukke multikollinearitet selv om reglene ikke viser symptomer. Et mål som vi har i SPSS, er Variance Inflation Factor (VIF). VIF viser hvordan variansen for en estimator er påvirket av multikollinearitet.

$$3-24 \quad VIF = \frac{1}{1 - r_{23}^2}$$

$$3-25 \quad Var(\hat{\beta}_2) = \frac{\sigma^2}{\sum X_{2t}^2} * VIF$$

$$3-26 \quad Var(\hat{\beta}_3) = \frac{\sigma^2}{\sum X_{3t}^2} * VIF$$

Her står r_{23} for korrelasjonskoeffisienten mellom forklaringsvariablene X_{2t} og X_{3t} . En kan se fra ligning 3-24 at VIF øker når korrelasjonen mellom variablene øker. Dette fører igjen til økt varians for estimatorene. En tommelfingerregel ifølge Gujarati (2003) er at en variabel er svært multikollinær når $VIF > 10$ som vil tilsi $r_{23}^2 > 0,9$. Variansen for estimatorene er påvirket av σ^2 , VIF og variasjonen i verdiene av forklaringsvariabelen. Dette viser at forutsetning 8 vil føre til mer presise estimater, når en ser på σ^2 og VIF som konstante. Fra ligning 3-25 og 3-26 ser en at en høy VIF-verdi ikke er nødvendig eller tilstrekkelig alene til å gi en høy varians for estimatorene. Derfor vil høy multikollinearitet, målt ved en høy VIF-verdi, ikke nødvendigvis gi høye standardfeil for estimatorene.

Multikollinearitet er som sagt et utvalgsfenomen, og en har ikke noen bestemt test som avgjør om det skaper problemer. Dersom en finner multikollinære variabler, finnes det heller ikke noe fasitsvar på hvordan en skal løse dette problemet. Et mulig tiltak er å transformere de høyt korrelerte variablene til en "ratio" og inkludere denne i stedet for de individuelle variablene i regresjonen. Dette kan være uholdbart dersom finansiell teori tilsier at endring i den avhengige variabelen skal komme av endring i de individuelle forklaringsvariablene og ikke i en "ratio" av dem. Å utelate en eller flere av de høyt korrelerte variablene er også en mulighet, men dette kan også være uakseptabelt om det er sterke teoretiske grunner til at denne variabelen ble tatt med i utgangspunktet. Det å droppe en variabel kan også føre til forventingskjevne estimater på grunn av feilspesifikasjon, som nevnt i forutsetning 9,

dersom den utelatte variabelen hører hjemme i modellen. I og med at multikollinearitet er et utvalgsfenomen, vil et annet utvalg med de samme variablene kunne få andre styrkeforhold for multikollinearitet og et tiltak er derfor å øke utvalgsstørrelsen. Når en øker størrelsen på utvalget, vil dette generelt redusere den estimerte variansen for estimatorene i ligning 3-25 og 3-26 siden $\sum X_{2t}^2$ og $\sum X_{3t}^2$ generelt vil øke. Det finnes flere tiltak for å prøve å redusere problemet med multikollinearitet, men de innebærer ofte at en skaper andre problemer. En mulighet er derfor å ikke foreta noen tiltak i det hele tatt.

Forutsetning 11: Feilleddene er normalfordelte

Denne forutsetningen trenger ikke å være oppfylt for at OLS estimatorene skal ha egenskapene BLUE. Derimot må forutsetningen være oppfylt for at t- og F-tester angående estimatorene skal være pålitelige og for at vi skal kunne foreta valide sammenligninger mellom estimatorene og de virkelige populasjonsverdiene. Når feilleddene er normalfordelt, vil også OLS estimatorene være normalfordelt. I dette tilfellet vil estimatorene ha den minste variansen blant de forventningsrette estimatorene, uansett om de er lineære eller ikke, og vil derfor omtales som best unbiased estimators (BUE). For å sjekke om denne forutsetningen er oppfylt, vil vi bruke et QQ-plott der punktene vil ligge nær den rette linjen dersom forutsetningen er oppfylt.

3.5 Stasjonaritet

Egenskapen stasjonaritet er svært viktig i tidsserieanalyser. Vi forklarer her hva begrepet betyr, hvorfor det er viktig og hvordan dette kan testes og ivaretas.

En stokastisk prosess er en sekvens av etterfølgende tilfeldige variabler. En aksjekurs kan ses på som en tilfeldig variabel betegnet Y_t , der Y er en tilfeldig variabel (kursen) og t er tidspunktet kursen observeres.

En tidsserie følger en strikt stasjonær, stokastisk prosess dersom sannsynlighetsfordelingen for dens verdier holder seg konstant over tid. Dette betyr at sannsynligheten for at verdien av Y faller innenfor et bestemt intervall, er den samme nå som for et hvert tidspunkt i fortiden eller fremtiden. Sannsynlighetsfordelingen til $(Y_{t1}, Y_{t2}, \dots, Y_{tm})$ vil være den samme som sannsynlighetsfordelingen til $(Y_{t1+h}, Y_{t2+h}, \dots, Y_{tm+h})$ for alle verdier av $h \geq 1$, og for alle observasjonstidspunkter t . For at en tidsserie skal kunne brukes i en OLS regresjon, holder

det som regel å kreve at tidsserien er svakt stasjonær, også kjent som kovariansstasjonær. Betingelser som må være oppfylt dersom en tidsserie skal være kovariansstasjonær er:

1. $E(Y_t) = \mu$, forventningsverdien til Y er konstant over tid
2. $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 < \infty$, variansen til Y er konstant over tid
3. $\gamma_k = E((Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu))$, konstant autokovarians

Her er γ_k kovariansen (autokovariansen) mellom Y_t og Y_{t+k} , det vil si mellom to Y -verdier med k perioders mellomrom. Verdien av kovariansen mellom to observasjoner avhenger her bare av distansen k mellom observasjonene, ikke av tidspunktet t . En tidsserie kan derfor sies å være svakt stasjonær dersom den har konstant forventningsverdi, varians og autokovarians, uavhengig av hvilket tidspunkt en ser på. Med andre ord er den tidsuavhengig. En slik tidsserie vil ha en tendens til å returnere til sin gjennomsnittsverdi og svinge rundt denne med jevne amplituder. For en slik stasjonær tidsserie vil sjokk gradvis reduseres ettersom tiden går, og den vil dermed bevege seg mot sin gjennomsnittsverdi. Effekten av et sjokk som oppstår på tidspunkt t , vil derfor ha en mindre effekt på tidspunkt $t + 1$ og videre reduseres på tidspunkt $t + 2$. På den måten vil sjokket dø ut etter hvert. Som en kontrast til dette, vil et sjokk i en ikke stasjonær tidsserie vedvare og opptre som om tidsserien er i likevekt inntil det kommer et nytt sjokk.

En tidsserie som ikke oppfyller de tre kravene nevnt ovenfor, omtales som ikke-stasjonær. Dersom variablene som brukes i en regresjonsmodell er ikke-stasjonære, kan det bevises at standardantagelsene for asymptotiske analyser ikke vil være valide. Med andre ord, vil de vanlige t-ratene ikke følge en t-distribusjon, og F-statistikken vil ikke følge en F-distribusjon. Det er derfor ikke mulig å foreta valide hypotesetester av regresjonsparametrene om dataene ikke er stasjonære. Dette kan blant annet medføre at en regresjonsanalyse kan produsere en høy forklaringsgrad (R^2), selv om variablene er ukorrelerte. Dette omtales som spuriøs regresjon og vil ikke ha noen verdi. Ifølge Granger og Newbold er en tommelfingerregel at dersom en får $R^2 > d$ (Durbin Watsons d), kan en mistenke at den estimerte regresjonen er spuriøs (Gujarati, 2003).

Dersom en studerer ikke-stasjonære tidsserier for et tidsrom, kan en ikke generalisere resultatene til andre tidsperioder. De kan derfor ikke brukes til prognosearbeid og har liten praktisk verdi. Mange finansielle og økonomiske tidsserier er ikke-stasjonære, og det klassiske eksempelet er tidsserier som følger en random walk.

3.5.1 Random walk og enhetsrot

I kapitlet om markedseffisiens introduserte vi begrepet random walk. Dersom en tidsserie følger en random walk uten drift, vil beste gjetting på morgendagens verdi være dagens verdi. Dette innebærer at verdien for variabelen Y på tidspunkt t tilsvarer verdien på tidspunkt $t - 1$, korrigert for et eventuelt sjokk. En random walk (RW) uten drift defineres i 3-27.

$$3-27 \quad Y_t = Y_{t-1} + u_t$$

Sjokkkomponenten u_t er et stokastisk feilledd med forventning lik null og konstant varians. Dette leddet blir omtalt som hvit støy i faglitteraturen. Det kan vises at for 3-27 er $E(Y_t) = Y_0$ og $Var(Y_t) = t\sigma^2$, dette tilsier en konstant forventningsverdi, men variansen øker proporsjonalt med tidshorizonten (t). En random walk uten drift er dermed en ikke-stasjonær stokastisk prosess grunnet brudd på variansbetingelsen. En aksjekurs blir ofte betraktet som om den følger en random walk med drift. Dette driftsleddet blir sett på som en risikopremie og tidskompensasjon for at risikoaverse investorer skal være villig til å investere kapital i aksjer. Random walk med drift defineres i 3-28.

$$3-28 \quad Y_t = \mu + Y_{t-1} + u_t$$

Det nye her i forhold til 3-27 er driftsparameteren μ . Det kan vises at for 3-28 er $E(Y_t) = Y_0 + t\mu$ og $Var(Y_t) = t\sigma^2$, det vil si at både varians og forventningsverdi øker med tiden. En random walk med drift er derfor heller ikke en stasjonær stokastisk prosess på grunn av brudd på stasjonaritetsbetingelsene.

Vi kan omskrive 3-27 til:

$$3-29 \quad Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t, \quad -1 \leq \rho \leq 1$$

Setter vi $\rho = 1$, får vi ligning 3-27 som er en random walk uten drift. Dette kalles for et enhetsrotproblem. Random walk er som kjent en ikke-stasjonær prosess på grunn av brudd på variansbetingelsene. Begrepene random walk, ikke-stasjonær og enhetsrot kan derfor sees på som synonymer. Dersom absoluttverdien av ρ er mindre en 1, vil det si at tidsserien Y_t ikke inneholder noen enhetsrot. I praksis er det derfor viktig å teste om en tidsserie inneholder en eller flere enhetsrøtter for å undersøke om serien er ikke-stasjonær.

3.5.2 Testing for stasjonaritet

Før en foretar formelle tester for stasjonaritet, er det alltid fordelaktig å undersøke tidsseriene i visuelle tidsdiagram. Et slikt tidsplott gir en indikasjon på hvilke egenskaper tidsserien en undersøger har, som eksempelvis en trend. Et annet diagram som gir nyttig informasjon, er et ACF-plott (autokorrelasjonsfunksjon) som undersøger om det foreligger store svingninger utenfor estimatenes konfidensgrenser.

For å teste for stasjonaritet har det blitt vanlig å foreta enhetsrottester, dette er en mer formell test. Tester for enhetsrøtter tar utgangspunkt i en prosess som i 3-29, der en foretar en regresjon av Y_t mot Y_{t-1} for å undersøke om ρ er statistisk lik en. Den mest vanlige testen er Dickey-Fuller (DF). Når en foretar en DF-test, må den tilpasses til om tidsserien er en RW uten drift (3-30), RW med drift (3-31) eller om det er en RW med drift rundt en stokastisk trend (3-32). DF-tester estimeres som:

$$3-30 \quad \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$$

$$3-31 \quad \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t$$

$$3-32 \quad \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t$$

Der $\delta = (\rho - 1)$ og Δ indikerer at tidsserien er differensiert en gang (beregner Y variabelen på endringsform).

De tre ligningene deler samme nullhypotese, $H_0: \delta = 0$, som vil si at tidsserien inneholder en enhetsrot og er en ikke-stasjonær prosess. Dermed vil nullhypotesen bli forkastet dersom tidsserien er stasjonær. Når en tester om δ er null eller ikke, kan en ikke benytte den vanlige t-testen. Dette på grunn av at t-verdien for den estimerte koeffisienten for Y_{t-1} ikke følger en t-distribusjon, som vil si at den ikke følger en asymptotisk normal distribusjon. Dickey og Fuller har bevist at under nullhypotesen vil den estimerte t-verdien for koeffisienten for Y_{t-1} i ligning 3-30 følge en τ -statistikk, og de kritiske verdiene for å forkaste nullhypotesen er mye strengere enn for en vanlig t-distribusjon. De kritiske τ -verdiene er ulike for de tre variantene av DF-testen som er spesifisert over. Kritiske τ -verdier bestemmes av hvilket signifikansnivå en velger, antall frihetsgrader og hvordan modellen spesifiseres.

DF-testene ovenfor antok at feilleddet u_t var ukorrelet. For å fjerne eventuell autokorrelasjon i feilleddene kan en utvide DF-testen til en Augmented Dickey-Fuller (ADF)

test. Denne testen utvides ved at en legger til laggede verdier av den avhengige variabelen ΔY_t . For en RW med drift rundt en stokastisk trend, vil ADF-testen bestå av å estimere følgende regresjon:

$$3-33 \quad \Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t$$

Der ϵ_t er ren, hvit støy og $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$ og så videre. Nullhypotesen er den samme her som under DF-testen, og de to testene følger samme asymptotiske distribusjon og bruker derfor de samme kritiske τ -verdier.

Når en foretar en ADF-test må en prøve å inkludere optimalt antall lag av den avhengige variabelen. Dersom en inkluderer for få lag vil en ikke få fjernet autokorrelasjonen, og for mange lag vil føre til en økning i standardfeilene for de estimerte koeffisientene. For mange lag vil også medføre at en bruker opp frihetsgradene, som fører til en svakere styrke for teststatistikken.

Det er to ulike metoder for å avgjøre hvor mange lag det er optimalt å inkludere. En måte er å bruke en tommelfingerregel som sier at en bør inkludere så mange lag som er signifikant basert på en t-test. En annen måte, som vi vil bruke, er et informasjonskriterium. Når en legger til en ekstra lagget verdi, vil en få en positiv effekt fra en lavere verdi for RSS og en negativ effekt i form av den tapte frihetsgraden. Informasjonskriteriet vekter disse to effektene mot hverandre og kalkulerer en verdi. Målet er her å inkludere antall lags som minimerer verdien for informasjonskriteriet. Det er flere ulike informasjonskriterier å velge mellom. Vi vil bruke Schwartz Bayesian Information Criterion (SBIC) som er kjent for å være strengere enn de andre kriteriene.

3.5.3 Transformasjon av ikke-stasjonære tidsserier

For å unngå problemer med spuriøse regresjoner som kan forekomme i regresjoner med ikke-stasjonære tidsserier, må vi transformere tidsseriene for å gjøre dem stasjonære. Transformasjonsteknikken avhenger om tidsserien er en differansestasjonær prosess (DSP) eller trendstasjonær prosess (TSP). De fleste økonomiske tidsserier er DSP.

Random walk prosesser med og uten drift er DSP, det vil si at en kan oppnå stasjonære tidsserier ved å differensiere dem. En RW prosess uten drift som beskrevet i 3-27, inneholder

en enhetsrot og er en integrert prosess av orden $I(1)$, siden tidsserien blir stasjonær ved å differensieres en gang:

$$3-34 \quad \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = u_t$$

Her er u_t et feilledd med en forventning lik 0 og konstant varians. Tilsvarende kan det vises at en RW med drift (3-28), blir stasjonær dersom den differensieres en gang.

$$3-35 \quad \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \mu + u_t$$

Her vil Y_t inneholde en positiv ($\mu > 0$) eller en negativ ($\mu < 0$) stokastisk trend. En stokastisk trend vil si at trenden er uforutsigbar. RW med drift er likeså en integrert prosess av orden $I(1)$ siden ikke-stasjonariteten i Y_t kan elimineres ved å differensiere tidsserien en gang. Dersom en må differensiere tidsserien flere ganger for å gjøre den stasjonær, er prosessen integrert av orden $I(x)$, der x står for antall differensieringer som må til for å gjøre prosessen stasjonær. En prosess som er stasjonær i utgangspunktet eller har blitt differensiert slik at den nå er stasjonær, betegnes som $I(0)$.

Dersom en har to tidsserier av orden $I(1)$, kan likevel regresjonsresultatene gi mening dersom tidsseriene er kointegrerte. Tidsseriene vil være kointegrerte dersom en lineær kombinasjon av variablene er stasjonær. Dette vil tilsi at det finnes en langsiktig likevekt mellom de to som kommer av at trendene i seriene utligner hverandre, slik at feilleddene i regresjonen er stasjonære. OLS kan benyttes for kointegrerte tidsserier selv om de individuelt sett ikke er stasjonære. Vi vil ikke gå noe dypere inn i dette temaet.

En trendstasjonær prosess er stasjonær rundt en trendlinje og må transformeres med en annen teknikk. Dersom trenden i en tidsserie er predikerbar, kalles den en deterministisk trend som er en trendstasjonær prosess. En slik prosess beskrives i ligning 3-36:

$$3-36 \quad Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t$$

Likevel om gjennomsnittsverdien for Y_t er $\beta_1 + \beta_2 t$, som ikke er konstant, vil variansen her være konstant. Når en først vet verdiene for β_1 og β_2 , kan forventningen forutses. Dersom en trekker $E(Y_t)$ fra Y_t , vil tidsserien bli stasjonær, her kommer betegnelsen trendstasjonær fra. Prosedyren med å fjerne den deterministiske trenden kalles detrending.

Det er viktig å bruke riktig teknikk for å transformere ikke-stasjonære tidsserier til stasjonære. Dersom en TSP som 3-36 differensieres, kalles dette for overdifferensiering, og dersom en DSP behandles som en TSP, kalles dette underdifferensiering. Konsekvensene av feil valg av teknikk kan være alvorlige for regresjonen. Dette på grunn av at tidsseriene fortsatt kan være ikke-stasjonære, eller at en får feilledd som ikke har konstant gjennomsnitt og derfor ikke kan uttrykkes som en autoregressiv prosess.

3.6 Avvikende observasjoner

En avvikende observasjon er en observasjon som er svært ulik de andre observasjonene i utvalget. Observasjonen kan ha en veldig stor eller veldig liten X eller Y verdi i forhold til gjennomsnittet for observasjonene i utvalget. I en multivariabel regresjon vil en kunne få avvikende observasjoner som kommer av en uvanlig sammensetning av verdiene for forklaringsvariablene (X) i forhold til verdien for den avhengige variablene (Y). I en regresjon, vil OLS legge lik vekt på hver enkelt observasjon i utvalget når den minimerer RSS. Likevel trenger ikke alle observasjonene ha en lik påvirkningskraft på regresjonsresultatet. Dette kan komme av at utvalget inneholder avvikende observasjoner. Gujarati (2003) opererer med tre ulike typer avvikende observasjoner; outlier, leverage point og influence point. I regresjonssammenheng kan en outlier defineres som en observasjon med høy residualverdi sammenlignet med residualverdiene for de andre observasjonene i utvalget. En observasjon kan sies å ha høy leverage dersom den har en X -verdi som ligger langt unna de fleste andre observasjonenes X -verdier. En observasjon med høy leverage har den egenskapen at den kan trekke regresjonslinjen mot seg, dermed vil den påvirke stigningen på regresjonslinjen og endre den aktuelle regresjonskoeffisienten. Dersom en observasjon med høy leverage drar til seg regresjonslinjen, blir observasjonen kalt et influential point. Slike influential point kan gi dårligere informasjon når en tolker resultatene, eller i verste fall gjøre resultatene meningsløse.

For å identifisere outliers kan en se på størrelsen av den studentiserte residualen for de ulike observasjonene. SPSS oppgir leverageverdier for observasjonene i vårt datasett og gir dermed en indikasjon på hvilke observasjoner som innehar egenskapen til å trekke til seg regresjonslinjen. I følge Hoaglin og Welsh (1978) er anbefalt inspeksjonsgrense for leverageverdi gitt av 3-37.

$$3-37 \quad \frac{2(p-1)}{n}$$

Der p er antall forklaringsvariabler inkludert konstantledd og n er antall observasjoner.

For å identifisere avvikende observasjoner kan en lage scatterplott der en plotter verdiene av forklaringsvariablene mot verdiene av den avhengige variabelen. Slik kan en få et innblikk i hvilke observasjoner som har verdier som ligger langt unna de fleste andre observasjonene. Slike plott kan fungere bra til å identifisere årsaker til at observasjoner får store studentiserte residualer og gir en oversikt over observasjoner der en har uvanlige verdier for forklaringsvariablene. Plottene kan dermed gi informasjon om det er noen uvanlige observasjoner en bør se nærmere på.

3.6.1 Hvordan behandle avvikende observasjoner

Dersom en finner avvikende observasjoner er det viktig å finne ut hvorfor disse observasjonene oppstår. Observasjonene kan komme av en spesiell hendelse, feil i inndata eller at en selv har gjort en feil ved behandling av data. Det å automatisk fjerne avvikende observasjoner, trenger ikke å være en god prosedyre. Noen ganger vil de avvikende observasjonene gi nyttig informasjon som en ikke får av de andre observasjonene i utvalget. Å utelate observasjoner kan også redusere presisjonen for de estimerte koeffisientene og øke deres tilhørende varians. Draper og Smith sier at som en generell regel bør en kun utelate outliers om de kommer av feil i tidsseriene, andre avvikende observasjoner bør studeres før en tar et valg angående disse (Gujarati, 2003). Når en gjennom undersøkelser av de avvikende observasjonene kommer fram til at de kommer av feil i tidsseriene, eller at en har gjort en feil ved behandlingen av datamaterialet, er det enkelt å rette opp. Er de avvikende observasjonene derimot reelle, bør en vurdere ulike tiltak dersom dette gjør modellen bedre. En mulighet er å benytte en robust regresjonsmodell, men siden SPSS ikke har mulighet til dette, må vi foreta et valg i forhold til om vi vil utelate reelle avvikende observasjoner.

4. Variablene

Vi starter dette kapitlet med en teoretisk diskusjon av de utvalgte variablene vi senere benytter i analysen. For å gjøre diskusjonen oversiktlig tar vi utgangspunkt i hver enkelt variabel, presenterer og forklarer denne og trekker inn tidligere studier og relevant teori. Deretter går vi gjennom hvordan variablene er definert videre i analysen, med andre ord hvordan vi observerer og måler dataene, hvor vi har hentet datamaterialet og om den aktuelle variabelen justeres for noe. Kapitlet avsluttes med en oversikt over våre hypoteser for den enkelte variabels påvirkning.

4.1 Teoretisk diskusjon

Chen et al. skriver i sin artikkel fra 1986 (fritt oversatt): ”Det er åpenbart at alle økonomiske variabler er endogene i det store bildet. Bare naturkrefter som supernovaer, jordskjelv og lignende er virkelig eksogene i verdensøkonomien, men å basere en kapitalverdimodell på den type systematiske, fysiske faktorer er langt over våre nåværende kunnskaper. Vårt nåværende mål er kun å modellere egenkapitalavkastning som en funksjon av makrovariabler og avkastning fra instrumenter som ikke er direkte knyttet til egenkapital. Denne artikkelen vil dermed anta aksjemarkedet som endogent, relativt til andre markeder.”

22 år senere er vårt teoretiske fundament og kunnskap om økonomiske sammenhenger utvidet på mange områder, men ikke så mye at vi kan beregne inn naturkreftenes påvirkning i verdensutviklingen. Vi antar derfor samme synspunkt som Chen et al. i sin tid gjorde og fokuserer på å modellere aksjemarkedet som en funksjon av makroøkonomiske variabler.

I dette kapitlet tar vi for oss de påvirkningskreftene vi vil fokusere på, hva som er blitt gjort tidligere og hvordan vi tror variablene påvirker det norske aksjemarkedet.

4.1.1 Inflasjon

Utviklingen i pengers nominelle kjøpekraft beregnes fra endringen i ulike konsumprisindekser og kalles normalt for inflasjon siden dette er den vanligste utviklingen (stigende priser, synkende kjøpekraft). Andre former for utvikling er deflasjon, der prisene synker, og stagflasjon som er kombinasjonen av en stagnerende vekst i økonomien og økende inflasjon.

Inflasjon har vært en gjennomgående faktor i de fleste studier som søker å forklare utviklingen i aksjemarkedet eller sammenhengen mellom realøkonomisk utvikling og aksjemarkedet. Fellesnevneren er at de aller fleste har funnet at effekten fra inflasjon er signifikant og negativ. Forklaringen på hvorfor denne negative effekten oppstår, varierer imidlertid.

Det var tidligere en akseptert sannhet at aksjer, som representerer eierskap over inntekter generert fra realaktiva, skulle være en sikkerhet mot inflasjon (Fama, 1981). Stigende inflasjon betyr et fall i pengeverdi og for at aksjer skal være en sikkerhet mot dette, må det være et positivt forhold mellom inflasjon og aksjepriser. Etter 1953 kom det derimot mange bevis som tydet på et negativt forhold mellom aksjeavkastning og inflasjon. Fama (1981) prøver å forklare dette forholdet og introduserer sin ”proxy” hypotese. Denne forklarer det negative forholdet som en stedfortreder for positive forhold mellom aksjeavkastning og realvariabler, som er mer fundamentale verdidrivere for aktivaverdier. Det negative forholdet skyldes negative relasjoner mellom inflasjon og realaktivitet som igjen kan forklares ut fra en kombinasjon av pengeetterterspørselsteori og kvantitetsteorien for penger. Kjernen i Famas hypotese er at det negative forholdet mellom inflasjon og realaktivitet, der realaktivitet er antatt å skape inflasjonen, er nøkkelen til det spuriøse negative forholdet mellom aksjeavkastning og inflasjon observert etter 1953.

Chen et al. (1986) har en mer fundamental tilnærming til inflasjonens påvirkning og setter den i forbindelse med fremtidige kontantstrømmer. Etter deres syn påvirkes fremtidige kontantstrømmer av både reelle og nominelle krefter. Endringer i forventet inflasjon vil påvirke nominelle forventede kontantstrømmer, samt den nominelle renten. Ved prising i reelle termer, vil uventede endringer i prisnivå ha en systematisk effekt. I den grad relative priser endres i takt med generell inflasjon, kan det også være en endring i verdsettelsen av aktiva knyttet til endringer i gjennomsnittlig inflasjon. De finner i sin undersøkelse en signifikant negativ påvirkning fra inflasjon og kommenterer også at påvirkningen fra inflasjon ser ut til å være størst ved høy volatilitet i inflasjonen. Usikkerhet rundt fremtidig inflasjon kan dermed være en faktor som virker inn i forholdet mellom aksjeavkastning og inflasjon. Sett i sammenheng med makroøkonomisk og pengepolitisk utvikling både i Norge og internasjonalt, der overgangen til et ny-keynesiansk fundament har vært sentralt de siste 10 år, kan dette gi grunn til å tro at inflasjonens påvirkning endres over tid. Når vi i Norge innførte et ”fleksibelt” inflasjonsmål på 2,5 % i 2001, er det kulminasjonen av en pengepolitisk utvikling der inflasjonen gis mer betydning og økt fokus. Fokuset på en lav og

stabil inflasjon kan ha medført mindre volatilitet i den norske inflasjonen, noe som etter Chen et al. sine argumenter kan bety at inflasjonens påvirkning på det norske aksjemarkedet er redusert i senere tid.

Gjerde og Sættem (1999) bekrefter at flere resultater fra studier av store velutviklede økonomier er gjeldende for små åpne land som Norge med mindre utviklede finansielle markeder. Deriblant et negativt forhold mellom aksjeavkastning og inflasjon. De sjekker om forutsetningene for Famas ”proxy” hypotese er til stede, men finner et ikke-signifikant forhold mellom realaktivitet og inflasjon og kan derfor ikke finne noe bevis for denne hypotesen.

4.1.2 Rente

Aksjekurser skal i teoretisk forstand reflektere forventet fremtidig kontantstrøm diskontert med tilhørende risikopriset rente eller kapitalkostnad. Renten ligger til grunn for et selskaps kapitalkostnad, enten det gjelder lånerenten eller investors avkastningskrav på investert egenkapital. I en fundamental verdsettelse av et selskap vil forventet fremtidig kontantstrøm diskonteres med et vektet snitt av selskapets gjennomsnittlige lånerente og investors avkastningskrav (WACC, Weighted Average Cost of Capital). En økning i renten vil dermed gi en lavere neddiskontert verdi av fremtidige kontantstrømmer og derfor en lavere aksjekurs. Sett fra et enkelt synspunkt betyr økt rente økte renteutbetalinger og dermed et lavere resultat på bunnlinsen som ellers kunne blitt brukt til investeringer eller utbytte til aksjonærene.

Rentenivået er også med på å bestemme nivået på økonomisk aktivitet. Lavere rente betyr økt tilgang på penger for folk flest gjennom billigere låneopptak. Dette slår igjen ut i høyere konsum (bedre resultater for bedriftene) og kan gi økt etterspørsel og dermed høyere pris for verdipapirer. Lavere rente og dermed lavere avkastningskrav gir et lavere krav til lønnsomhet i prosjekter, noe som kan øke antall igangsatte prosjekt i bedriftene og dermed økonomisk aktivitet. Økt økonomisk aktivitet er antatt å gi en positiv effekt på markedet.

Tidligere studier har funnet både kort (Gjerde & Sættem, 1999) og lang rente (Kamsvåg, 1993) til å være en signifikant og negativ påvirkning. Chen et al. (1986) fant terminstrukturen i rentekurven som en signifikant og negativ påvirkning.

Synet på rentens viktighet og påvirkningskraft har, som flere andre makroøkonomiske variabler, endret seg mye opp gjennom årene. Tidligere ble renten fastsatt av staten og var mest en bieffekt av at sentralbanken styrte økonomien gjennom pengemengden for å kontrollere inflasjon og sysselsetting. Senere har fokuset på renten økt gjennom ulike omlegginger innen finans- og pengepolitikk, frem til i dag der den i de fleste land benyttes som sentralbankens fremste virkemiddel for gjennomføring av pengepolitikken i praksis. Ser vi på tidligere studier, ser vi også denne vridningen av fokus i form av hvilke variabler som inkluderes i analysen. På 1980-tallet var bruk av pengemengden som variabel vanlig, noe som endret seg gradvis utover 1990-tallet. Fama (1981) utelukker renten fra alle sine regresjoner basert på resultatene fra Fama (1980) som viser at renteendringer aldri har pålitelig marginal påvirkningskraft. Fama (1980) baserer disse resultatene på de generelle resultatene fra den tids pengeetterspørselslitteratur der renten er den svakeste variabelen i empiriske pengeetterspørselsligninger. Gjerde og Sættem (1999) finner derimot at aksjemarkedet reagerer umiddelbart og negativt på renteendringer, og at renten, i motsetning til aksjemarkedet, forklarer en stor del av variansen i inflasjon. Det siste er i tråd med moderne ny-keynesiansk makroøkonomi der inflasjonen vil påvirkes av endringer i realrenten (Walsh, 2003). Endringen i vektlegging av renten i empiriske studier er en naturlig utvikling siden styresettet har endret seg og dermed også variablenes påvirkning og relevans.

Gjennom endringer og utvikling i både teori, markeder og styreform vil den antatte påvirkning eller forklaringskraft fra ulike variabler endres over tid. Om dette betyr at den fundamentale, underliggende sammenhengen mellom realøkonomi og aksjemarked endrer seg over tid, er uvisst. Det kan være nærliggende å tenke seg at de faktorer som får mest oppmerksomhet, uansett vil ha en påvirkning selv om det bare er i kraft av denne oppmerksomheten og ikke mer fundamentale forhold. Sett fra Ross sin APT-teori er det rimelig å anta at risikovariablene som prises i aksjemarkedet, vil være ulike både mellom markeder og i det samme markedet over tid.

4.1.3 Oljepris

Olje og gass er den viktigste energikilden i dagens samfunn (Energy Information Administration). Verdens avhengighet av olje gjenspeiles i en etterspørsel som er relativt uelastisk overfor prisendringer, noe som fører til at oljeprisen i stor grad er tilbudsstyrt. Dette åpner for at prisen kan påvirkes gjennom å kontrollere tilbudssiden via kartellvirksomhet

som for eksempel OPEC. Selv om OPECs innflytelse over oljeprisen er redusert siden oljekrisen i 1973, grunnet store oljefunn i Mexicogulfen og Nordsjøen samt liberalisering av det russiske markedet, kontrollerer OPECs medlemsland fremdeles to tredeler av verdens oljereserver.

Den kontinuerlige etterspørselen etter olje fører til en konstant motsatt effekt fra oljeprisen på økonomien i land som er henholdsvis nettoeksportører og nettoimportører av olje. For et land som er nettoeksportør av olje, vil en økning i oljepris gi økte inntekter og BNP, motsatt for en nettoimportør. Knyttingen mellom aksjemarkedet og oljeprisen er imidlertid ikke så klar. Totaleffekten på aksjemarkedet bestemmes av størrelsen på de ulike sektorene i forhold til totalmarkedet. Energisektoren er den som vil være mest eksponert for endringer i oljepris, og en økning i pris vil gi et løft i denne sektoren. Andre sektorer kan være uavhengige og dermed upåvirket av endringer i oljepris, eller bruke olje som en innsatsfaktor i produksjonen og dermed være negativt påvirket.

I Norge er markedet sterkt preget av en stor energisektor som i dag utgjør i overkant av 50 % av den totale markedsverdien på Oslo Børs (www.oslobors.no), det er derfor naturlig at utviklingen på Oslo Børs henger sammen med oljepris i stor grad. Andre markeder, for eksempel USA, er mindre vektet på energisektoren og mer vektet på for eksempel industri. De er derfor mindre direkte eksponert mot endringer i oljepris og kan ha en motsatt eksponering totalt sett. Dette er støttet i tidligere studier og litteratur. Jones og Kaul (1996) finner at oljeprisen har en signifikant og negativ påvirkning på aksjemarkedene i USA og Canada. Samtidig finner de at de amerikanske og kanadiske markedene reagerer korrekt på endringer i oljepris mens markedene i Storbritannia og Japan overreagerer. I Norge har studier av bl.a. Gjerde og Sættem (1999), Kamsvåg (1993) og Carlsen et al. (1990) funnet en signifikant og positiv sammenheng mellom aksjemarkedet og oljepris.

Chen et al. er i sin artikkel fra 1986 skeptiske til oljeprisens påvirkning og mener det ikke er noen grunn til at endringer i oljepris skal ha samme grad av innflytelse som for eksempel rentevariabler og industriproduksjon. De finner i sin undersøkelse at oljeprisen ikke er signifikant i det amerikanske markedet. Siden 1986 er imidlertid oljeprisen mangedoblet, det samme er USAs avhengighet av oljeimport. Det er derfor grunn til å tro at resultatene av en tilsvarende undersøkelse i dag, ville gitt oljeprisen større betydning.

4.1.4 Industriproduksjon

Aksjemarkedet er antatt å reflektere forventninger om fremtidig utvikling i kontantstrømmer og dermed fremtidig produksjon. Uventede endringer i industriproduksjon kan derfor medføre en endring i forventninger og dermed endring i aksjepriser. Chen et al. (1986) finner en signifikant og positiv påvirkning på det amerikanske aksjemarkedet fra månedlig industriproduksjon, det samme gjør James et al. (1985). I sin undersøkelse leder Chen et al. (1986) sin industriproduksjonsserie slik at fremtidig industriproduksjon forklarer dagens aksjeavkastning og at aksjemarkedet derfor rasjonelt predikerer utvikling i industriproduksjon. Gjerde og Sættem (1999) finner i sin studie for Norge at det norske aksjemarkedet er påvirket av norsk realaktivitet (uten ledning) og dermed at det norske aksjemarkedet reagerer unøyaktig på informasjon fra realsektoren. Det har, ifølge Gjerde og Sættem (1999), vært vanskelig å dokumentere et signifikant forhold fra aksjemarked til endringer i industriproduksjon i europeiske studier, men det har ikke tidligere vært rapportert om den motsatte effekten som de finner i det norske markedet.

4.1.5 Internasjonale finansmarkeder

På grunn av glattende og gjennomsnittlige karakteristikk ved de fleste makroøkonomiske tidsserier, kan en ikke vente at disse seriene skal reflektere all informasjon tilgjengelig for markedet. Aksjepriser reagerer raskt på offentlig informasjon slik at sammenhengen mellom de makroøkonomiske faktorene og aksjemarkedet blir svak og støyfull. Markedsindekser kan benyttes for å fange opp det makroseriene utelater (Chen et al., 1986). Selv om Chen et al. reklamerer for bruk av markedsindekser i forklaringen av aksjeavkastning, finner de at markedsindekser ikke er signifikante for prising av aksjer i det amerikanske markedet.

Norge er, som Norman (1993) karakteriserer i boken "Næringsstruktur og utenrikshandel i en liten åpen økonomi", en liten, åpen økonomi som må ta omverdenen som den er. Vi har liten eller ingen påvirkning og er prisgitt utviklingen i det internasjonale markedet. Det er derfor grunn til å tro at utviklingen i internasjonale finansmarkeder har stor betydning for utviklingen i det norske markedet. Ofte hører en i media at den eller de internasjonale indeksene trakk med seg Oslo Børs opp eller ned. Hvilken indeks som har størst påvirkning har imidlertid ikke et bestemt svar. Det antas at de største og mest utviklede markedene vil ha størst betydning. Dereguleringen av internasjonal handel og økt internasjonal

kapitalmobilitet er andre argumenter for hvorfor internasjonale indekser kan påvirke det norske markedet.

Som verdens største og mest utviklede økonomi, er USA og forskjellige markedsindeksener derifra det vanligste målet på internasjonal utvikling. De to største indeksene er Standard & Poor's 500 (S&P500) og Dow Jones Industrial Average (DJIA), S&P500 er imidlertid vanligst å bruke siden den er bredere oppbygd enn DJIA og gir et bedre bilde av hele markedets utvikling. S&P500 inneholder 500 av de største selskapene på USAs to største aksjemarkeder, NYSE (New York Stock Exchange) og NASDAQ. Indeksen er ansett å være en god indikator på økonomisk utvikling i USA og inngår også i "The Index of Leading Indicators" som publiseres av The Conference Board.

Ser en bort fra signaleffekten fra internasjonale markedsindeksener og kapitalmobilitet, er den fundamentale kanalen for internasjonal påvirkning, internasjonal handel (Shapiro, 2006). Økonomisk utvikling i et land smitter først og fremst gjennom handelslinker til andre land. Ved å gjennomgå Statistisk Sentralbyrå (SSB) sin import- og eksportstatistikk for Norge får vi en oversikt over våre handelspartnere (se appendiks I og J for oversikt). Vi importerer mest fra Sverige (15 %), Tyskland (14 %) og Storbritannia (7 %), mens Storbritannia er suverent størst på eksportsiden (26 %), fulgt av Tyskland (13 %) og Nederland (10 %). USA står på sin side for 5 % av total norsk import og 6 % av total eksport. Basert på internasjonal handel vil derfor Storbritannia ha en viktig påvirkning på den norske økonomien. Den største markedsindeksen i Storbritannia er FTSE100. FTSE er en forkortelse for Financial Times Stock Exchange, og aksjeindeksen dekker de 100 selskapene på London Stock Exchange (LSE) med høyest markedsverdi, totalt ca. 80 % av den totale markedsverdien.

4.1.6 Valuta

Den norske kronen er i dag en tilnærmet fritt flytende valuta (Norges Bank vil reagere ved ekstreme endringer), og kronens verdi fastsettes av tilbud og etterspørsel i markedet. Generelt vil valutakursen til en så liten og åpen økonomi som den norske, påvirkes av investeringsmulighetene som tilbys i landet. Et land som tilbyr en høyere realrente enn et annet land, vil oppleve en styrking av sin valuta og motsatt for lavere realrente (Shapiro, 2006). Internasjonale investorer vil plassere penger i landet og by opp landets valuta til rentedifferansen er korrigeret via en høyere valutakurs og eventuelle arbitrasjemuligheter er priset bort. Dette argumentet kan strekkes videre til realavkastning generert i landets

selskaper. Dersom selskapene i landet er mer effektive og mer internasjonalt konkurransedyktige enn tilsvarende selskap i andre land, vil dette gi en strøm av internasjonal kapital til landets selskaper og høyere etterspørsel etter valutaen (Obstfeld og Rogoff, 1996).

Valutakursen påvirker det nasjonale næringslivet på to måter: Selskaper som driver med eksport eller importkonkurrerende handel, tjener på svakere valutakurs siden dette gjør deres produkter relativt sett billigere. Selskaper som importerer varer, taper på svakere valutakurs da de må betale mer for sine innsatsfaktorer. Valutakursens innvirkning på aksjemarkedet totalt, vil derfor avhenge av størrelsen på importerende i forhold til eksporterende sektor. Norge er nettoeksportør, og markedet er antatt å være negativt avhengig av valutakursen.

Hvilken valutakurs som er mest relevant for det norske markedet, er noe tvetydig. Vår største eksportartikkel er olje og gass (ca. 60 % i 2007) som omsettes i amerikanske dollar (USD). Samtidig er etterspørselen etter olje og gass på verdensbasis relativt lite sensitiv for prisendringer. Endringer i USD som skyldes amerikanske forhold, kan derfor gi en motsatt endring i olje- og gassprisene slik at denne valutaeffekten kan bli dempet. Et alternativ er en handelsveid kronekursindeks. Dette er en indeks som måler kronens utvikling i en indeks vektet for handel i ulik valuta. Økende indeks betyr depresierende krone og motsatt for synkende indeks. Vi antar derfor en positiv effekt fra begge valutavariablene.

Gjerde og Sættem (1999) finner at USD ikke er en signifikant variabel for det norske aksjemarkedet.

4.1.7 Arbeidsledighet

Denne variabelen har det ikke vært vanlig å teste for i de fleste andre studier, men den er ofte blitt foreslått som en interessant faktor (Gjerde og Sættem, 1999). Arbeidsledighet brukes ofte som en temperaturmåler for økonomien. Intuitivt signaliserer lav arbeidsledighet og et presset arbeidsmarked gode tider i markedet og høy produksjon, motsatt for høy arbeidsledighet. Samtidig kan det også være en sammenheng mellom arbeidsledighet, lønnsnivå og inflasjon. Press i arbeidsmarkedet kan føre til lønnsøkninger som igjen kan legge press på prisnivået. Norges Bank er opptatt av denne sammenhengen, og med dagens inflasjonsmål kan det derfor også være en indirekte sammenheng mellom arbeidsledigheten og rentenivået. Arbeidsledigheten måles i antall registrerte arbeidsledige i prosent av total arbeidskraft. Det vil alltid være en viss arbeidsledighet grunnet treghet i arbeidsmarkedet;

denne arbeidsledigheten er kjent som den strukturelle ledigheten. Påvirkningen fra arbeidsledighet kan antas å skyldes avvik fra den strukturelle ledighetsraten. Siden den strukturelle ledigheten vil variere mellom land, kan en ikke sammenligne arbeidsledighetsrater direkte.

4.1.8 Consumer Confidence Index

Utarbeidet av The Conference Board i USA på månedlig basis, Consumer Confidence Index (CCI) er resultatet av en spørreundersøkelse blant amerikanske konsumenter og måler optimisme/pessimisme angående økonomisk utvikling i nær fremtid. Vi har ikke sett noen tidligere undersøkelser som inkluderer denne variabelen. Dette kan komme av at det er en meget subjektiv tidsserie som ikke er basert på direkte observerbare verdier. CCI er likevel en høyt verdsatt indikator i USA og er mye brukt av både investorer og Federal Reserve.

Indeksen bygger på spørreundersøkelser blant mer enn 5000 amerikanske husholdninger og er designet for å måle finansiell situasjon, kjøpekraft og tillit til den økonomiske utviklingen. Historisk har indeksen gitt gode prognoser for konsumet i USA og dermed også for utviklingen i amerikansk BNP (www.investopedia.com). Den er en av få faktorer som måler situasjonen i den vanlige husholdningen, noe som ellers er vanskelig å måle.

I forhold til en empirisk analyse er kanskje denne variabelen noe svakt fundamentert. Vi skulle gjerne ønsket at den bygde på et større datagrunnlag, 5000 husholdninger er ikke så mye i USA. Den subjektive vurderingen av spørreundersøkelsen er også en bekymring. Likevel ønsker vi å inkludere variabelen i analysen siden den ofte blir trekt frem som et sentralt mål på utviklingen i USA. Grunnlaget for en eventuell påvirkning baserer vi i stor grad på det samme som for S&P500, det vil si den amerikanske økonomiens stilling i verdensøkonomien.

4.1.9 Kredittrisiko

I aksjemarkedet er høyere risiko forbundet med høyere avkastningskrav og dermed høyere diskonteringsrente og lavere aksjepriser. Risiko knyttet til bedrifters soliditet og finansielle situasjon er viktig for investorer da aksjonærer stiller bakerst i køen dersom et selskap går konkurs. For å tilnærme oss en variabel som kan måle endringer i denne risikoen, tar vi utgangspunkt i obligasjonsmarkedet.

En obligasjon er et sikrere instrument enn en aksje, siden obligasjonseiere prioriteres foran aksjonærer ved en eventuell konkurs. Kontantstrømmen fra en obligasjon er kjent gjennom kupongrenten og pålydende verdi; prisen bestemmes ut fra hvor mye investorer er villige til å betale for denne kontantstrømmen basert på kredittrisikoen i det utstedende selskap. Statsobligasjoner er den sikreste formen for obligasjoner. Obligasjonsmarkedet i Norge har historisk vært lite, men har i senere år økt i omsetning og størrelse. For å få et mål på kredittrisikoen i det norske markedet, baserer vi oss på norske obligasjonsindekser.

BRIX er en obligasjonsindeks utarbeidet av Oslo Børs og består til enhver tid av 15 private fastrentelån innen sektorene bank, forsikring, låneinstitusjoner og industri. Sammensetningen revideres månedlig for å opprettholde en fast durasjon på 3 år (www.oslobors.no).

Oslo Børs utarbeider fem statsobligasjonsindekser ST1X, ST2X, ST3X, ST4X og ST5X, med konstant durasjon på henholdsvis, 0,25, 0,5, 1, 3 og 5 år. Indeksene er ment å gi et referansepunkt på hvert punkt i terminstrukturen (www.oslobors.no).

BRIX- og ST4X-indeksen har samme durasjon på 3 år, og ved å måle spreaden mellom dem får vi et mål på den kredittrisikoen som prises inn i det norske obligasjonsmarkedet. Høyere spread er antatt å bety et mer usikkert marked med større konkurrisiko og dermed lavere aksjepriser. Dette er en variabel vi ikke har sett testet i det norske markedet tidligere.

4.1.10 Kommentar til variabelvalg

Dette er på ingen måte en uttømmende liste over de variabler som kan tenkes å påvirke det norske aksjemarkedet. Det er imidlertid vår beste gjetting basert på tidligere empiri og vår kjennskap til det norske markedet. Tidligere studier har brukt en del andre variabler. Vi har for eksempel nevnt pengemengde som var mye brukt tidligere. Vi velger å ikke inkludere denne basert på diskusjonen i kapittel 4.1.2. Flere avsluttende oppgaver fra ulike masterstudier i Norge, har i de senere år brukt kredittindikatoren K2 (publikums innenlandske bruttogjeld) og funnet signifikante resultater for den. Vi finner at denne er høyt korrelert med renten samtidig som vi ikke ser et godt nok fundamentert økonomisk grunnlag for sammenhengen med aksjemarkedet. Konkurs er en annen variabel som er brukt tidligere, det samme er norsk import fra Kina, terminstrukturen i renten, handelsbalanse og utenlandsk industriproduksjon. Listen blir fort lang, og alle kan tenkes å ha en form for påvirkning. Det er derimot ikke tjenelig å inkludere for mange variabler i en analyse. Vi har derfor trukket

grensen ved de variablene som er diskutert ovenfor. Om dette er det beste utvalget eller ikke, er umulig å si.

Aktuelle kombinasjoner og en variabels grad av påvirkning vil variere mellom markeder og over tid i henhold til APT teorien. Sammenligner vi Norge med for eksempel USA, er Norge en nettoeksportør av olje og vil derfor være motsatt påvirket av oljeprisen i forhold til USA. I tillegg til nettoeksport eller -import vil næringsstruktur ha mye å si for hva som påvirker økonomi og aksjemarked. Norsk økonomi bygger i stor grad på råvarer og primærnæringer og vil derfor være mer eksponert for endringer innen disse områdene. Den amerikanske økonomien er på sin side tungt basert på konsum og er dermed mye mer følsom for endringer i konsum og variabler som kan tenkes å påvirke konsumet. I tillegg til det rene teoretiske grunnlaget for en variabel, må en derfor også ta hensyn til nasjonale forhold når en velger variabler.

4.2 Definisjon av variabler

Målet med denne utredningen er å belyse noe av sammenhengen mellom realøkonomien i Norge og det norske aksjemarkedet. Som representant for det norske aksjemarkedet velger vi Oslo Børs Benchmark Index (OSEBX). Denne indeksen ble innført i 2001, men er tilbakeregnet til 31.12.1995. Den er en investerbar indeks som inneholder et representativt utvalg av alle aksjer notert på Oslo Børs (www.oslobors.no). Vi strekker tidsperioden over alle hele år siden starten av indeksen, dette gir oss en analyseperiode fra januar 1996 til desember 2007.

4.2.1 Observasjonsfrekvens

Valg av observasjonsfrekvens legger en sterk føring på hvilke data som er tilgjengelig for modellen. Sett fra et informasjonsmessig ståsted er ofte daglige data å foretrekke for å beskrive sammenhengen mellom variablene på en mest mulig nyansert og oppløst måte. Problemet er at ikke alle relevante data publiseres på daglig basis og kanskje heller ikke på månedlig basis. For å foreta en analyse på daglige data, tvinges en til å bruke de enklest observerbare statistikkene, og utvalget av variabler blir fort tynt. På månedlig basis er utvalget bedre, og en rekke makroøkonomiske variabler kan tre inn i analysen for å gi et mer helhetlig bilde. Likevel mangler det mye informasjon som en antar prises inn i aksjekursene.

Eksempler på denne typen variabler er bruttonasjonalprodukt (BNP), handels/drifftsbalanse og flere andre nasjonale makrovariabler som maksimalt er observerbare på kvartalsvise data.

Valg av observasjonsfrekvens bør også sees i forhold til hva en skal undersøke. Daglige observasjoner kan inneholde for mye informasjon i form av kortsiktig handel og annen støy, slik at det blir vanskeligere å undersøke de sammenhenger vi er ute etter. Når vi ønsker å forklare sammenhengen mellom aksjemarked og realøkonomi, er dette en langsiktig, strukturell sammenheng som er antatt å komme klarere frem over lengre tidsperspektiver. Derfor er daglige data mest brukt for å undersøke forskjellige handlestrategier, mens data på månedlig, kvartalsvis eller årlig basis brukes i den type analyse vi vil utføre.

Makrovariabler på høye frekvenser er ikke alltid gode data da mange av disse revideres opp til flere ganger i ettertid. Avveilingen mellom statistisk presisjon i form av høy observasjonsfrekvens, et bredt spekter av variabler og kvaliteten på inndata, er en viktig vurdering for å kunne presentere et resultat som kan gi relevant informasjon og ikke minst er praktisk anvendbart. Det er ikke ønskelig å måle realøkonomien med variabler som rapporteres på høyere enn månedlig frekvens, og vi mister allerede på månedsbasis viktige variabler som BNP og driftsbalansen. En høy datafrekvens er likevel ønskelig for å maksimere informasjonsinnholdet i dataseriene. Vi velger derfor å benytte månedlige tidsserier. Datamaterialet er basert på månedlig sluttkurs for daglig observerte data og månedlige snitt for data som rapporteres på månedlig basis. Observasjonsperioden er januar 1996 til desember 2007 som gir oss 144 månedlige observasjoner.

4.2.2 Leding/lag av variabler

Bakgrunnen for å lede eller lagge en variabel kommer ofte av en tidsforskjell mellom observasjon og publisering. Forsinket publisering kan gi en effekt i markedet på publiseringstidspunkt i stedet for observasjonstidspunkt. Dette taler for å lede variabler fra publiseringstid til observasjonstid. For eksempel dersom KPI for januar publiseres i mars, bør denne ledes med to perioder. Et alternativt synspunkt er at markedet kontinuerlig priser inn endringer i underliggende realøkonomiske faktorer, og konsekvent har et rasjonelt og forventningsrett syn på hvordan variablene utvikler seg. Publisering vil da ha en mindre effekt siden informasjonen allerede er priset inn og markedet i snitt har rett i sine forventninger. Chen et al. (1986) finner at markedet har rasjonelle forventninger for

utviklingen i variabler, Gjerde og Sættem (1999) finner motsatt effekt for industriproduksjon i det norske markedet.

Det som kan tale for leding av en variabel, er en konstant forskyving i forholdet mellom observasjon og rapportering/publisering eller markedets evne til å spå rasjonelt fremtidig utvikling i en variabel. Det siste kan eksempelvis illustreres med at dersom en nedgang i industriproduksjonsindeksen kan predikeres et halvt år i forveien grunnet konjunkturutsikter eller lignende, vil markedet prise inn dette 6 måneder før endringen i variabelen inntreffer. Det taler da for å lede industriproduksjon med 6 måneder, men siden konjunkturutsikter endrer seg over tid, vil ikke dette være et konstant forhold. Korrekt leding eller eventuelt lagging vil derfor endre seg over tid. Vi vil i denne oppgaven anta synet at markedet speiler den underliggende realøkonomiske utviklingen kontinuerlig og ikke reagerer på publisering eller spår variabler frem i tid. Resultatet av dette synet er at vi ikke vil lede eller lagge våre forklaringsvariabler.

4.2.3 Justeringer og kilder

Vi er ute etter å forklare sammenheng mellom realøkonomi og det norske aksjemarkedet, vi vil derfor justere OSEBX og renten for inflasjon.

OSEBX

OSEBX er også kjent som hovedindeksen på Oslo Børs, eller Oslo Børs Benchmark Index. For å konstruere en reell tidsserie, justerer vi for inflasjon på følgende måte:

$$4-1 \quad OSEBX_t^{real} = \frac{OSEBX_t^{nivå} * KPI_{des\ 1995}^{nivå}}{KPI_t^{nivå}}$$

Verdiene for OSEBX er månedlige sluttobservasjoner hentet fra Datastream.

Inflasjon

Inflasjon måles ut fra månedlig sesongjustert konsumprisindeks (KPI) og er hentet fra Statistisk Sentralbyrås nettsider (www.ssb.no).

Rente

Vi tar utgangspunkt i 3-måneders NIBOR-rente (Norwegian Interbank Offered Rate) for å måle renteffekten. Dette er den renten bankene betaler for å låne av hverandre og som vanligvis ligger til grunn for beregninger av lånerente til privatpersoner og bedrifter. For best

mulig å simulere den reelle renten, bruker vi effektiv NIBOR hentet fra Datastream (rapportert fra Norges Bank). Den effektive renten er definert av Norges Bank som: ”Avkastningen (gjort om til årlig rente) man vil oppnå ved å investere i et rentepapir til dagens kurs og sitte på det til forfall” (www.norges-bank.no). Vi mener dette er den mest relevante renten da den viser effektiv avkastning ved å rullere 3-måneders rentepapirer. Renten rapporteres som nominell annualisert rente.

I 1930 etablerte Irving Fisher (Fisher, 1930) inflasjon som linken mellom nominell og reell rente. Dette har senere blitt kjent som Fisher-ligningen:

$$4-2 \quad r_t^{real} = \frac{r_t^{nominell} - E_t(inflasjon)}{1 + inflasjon}$$

Noe forenklet kan en si at nominell rente er lik summen av realrente og forventet inflasjon. For å beregne realrenten fra den årlige nominelle renten, må vi derfor justere for forventet inflasjon de neste 12 månedene. Dette kan gjøres ved å utarbeide en forventningsmodell som predikerer inflasjonen fremover, en slik forventningsmodell ligger imidlertid utenfor målsettingen for denne oppgaven. Vi velger derfor å tilnærme forventet inflasjon med siste observasjon av historisk 12 måneders inflasjon. Beregning av effektiv realrente blir da:

$$4-3 \quad RR_eff_t^{nivå} = \frac{NIBOR_eff_t^{nivå} - \left(\frac{KPI_t^{nivå}}{KPI_{t-12}^{nivå}} - 1 \right)}{\frac{KPI_t^{nivå}}{KPI_{t-12}^{nivå}}}$$

Industriproduksjon

Vi bruker indeks for total norsk industriproduksjon, hentet fra Datastream. Denne rapporteres bare på månedlig basis og kan derfor anses som en månedlig snittobservasjon.

Consumer Confidence Index

Indeksen hentes fra Datastream og rapporteres på månedlig basis.

Spread BRIX – ST4X

Denne variabelen består av differansen mellom månedlige sluttkurs for BRIX- og ST4X-indeksene. Datagrunnlaget er levert av Børsprosjektet ved Norges Handelshøyskole.

Arbeidsledighet

SSB publiserer en månedlig arbeidsledighetsrate, men denne går bare tilbake til 1999. Vi bruker derfor Datastreams "unemploymentrate" for Norge. Denne er sesongjustert og beregnet ut fra antall registrert arbeidsledige i prosent av total arbeidsstyrke basert på en "Labour Force Survey" (LFS). Rapporteres på månedlig basis.

Oljepris

Det finnes variasjoner i oljepris basert på hvor oljen kommer fra, svovelinnhold osv., men variasjonene er små og høyt korrelerte. Vi ønsker å bruke den prisen som best svarer til inntektsgrunnlaget for norsk oljeindustri, og valget faller derfor på London Brent Crude Oil Index. Indeksen er kjent under flere navn som Brent Blend, London Brent og Brent Petroleum. Den handles på det elektroniske råvaremarkedet IntercontinentalExchange (ICE). Dette er en indeksert råoljepris som rapporteres i USD/fat og består av olje fra Brentfeltet i Nordsjøen med en bestemt kvalitet. Indeksen består av spot-, forward- og futures-markedet for Brent råolje og brukes som grunnlag for prising av to tredjedeler av den internasjonale handelen i råolje (www.theice.com). Datamaterialet er hentet fra Datastream, vi bruker månedlige sluttobservasjoner.

Valutajustering av oljepris

Olje omsettes i amerikanske dollar (USD) på verdensmarkedet, og det kan derfor virke naturlig at prisen bør justeres for endringer i dollarkursen når vi studerer norske selskap. Svaret er imidlertid ikke så krystallklart. De norske oljeselskapene har størstedelen av sin inntekt i USD, noe som taler for en justering. Men det som er relevant, er hva selskapet bruker inntekten til. Det meste av inntektene går ut igjen i form av kostnader, og dersom kostnadene i hovedsak også er i USD, blir det feil å justere oljeprisen for valutakursen. I praksis vil en da bare justere inntektene og ikke kostnadene til selskapene og dermed innføre en skjevhet i analysen. De fleste norske oljeselskap har imidlertid størstedelen av sin operative drift i Norge, hvilket medfører at lønnskostnadene stort sett er i norske kroner. Samtidig er også skatte- og avgiftsnivået i Norge svært høyt for oljesektoren med en marginalskattesats på 78 % (Finansdepartementet). En stor del av overskuddet går derfor til den norske stat i form av NOK. Totalt sett betyr dette at de norske oljeselskapene har majoriteten av sine inntekter i form av USD, samtidig som en overveiende del av kostnadene er i NOK. Valutakursen NOK/USD vil dermed påvirke resultatene til selskapene.

Som StatoilHydro ASA skriver i sin årsrapport for 2007: ”Resultatene våre påvirkes i stor grad av en rekke faktorer, hovedsakelig de som påvirker prisene vi mottar i norske kroner for produktene vi selger. Disse faktorene omfatter spesielt prisnivået på råolje og naturgass, utviklingen i valutakursen på US-dollar, som råoljeprisene vanligvis er notert i, og norske kroner som våre regnskaper rapporteres i, og som en betydelig andel av våre kostnader påløper i [...]”

Selv om valuta er en faktor selskapene i noen grad kan jevne ut med ulike sikringsinstrumenter eller ved å ta opp gjeld i USD, er dette en faktor vi ønsker å se effekten av å justere for. Vi velger derfor å inkludere både oljepris i USD og justert for valutakursen NOK/USD i vår analyse. Disse to variablene vil naturligvis være høyt korrelert, og vi vil ikke kunne bruke begge variablene i samme regresjon.

Internasjonale finansmarkeder

Basert på diskusjonen i kapittel 4.1.5 kan vi ikke avgjøre bestemt hvilken av S&P500 og FTSE100 som bør inngå i analysen. Vi ønsker derfor å ta med begge variablene videre. Grunnet høy korrelasjon mellom disse er det ikke ønskelig å inkludere begge i samme regresjon. Datamaterialet er for begge månedlige sluttobservasjoner hentet fra Datastream.

Valuta

Av samme grunn som for internasjonale finansmarkeder velger vi her å ta med to variabler. USD er godt etablert i tidligere studier. Vi ønsker i tillegg å teste hvordan en handelsvektet indeks for den norske kronen er i sammenligning. Siden dollar står for en stor del av norsk utenrikshandel, vil vi heller ikke her inkludere begge variablene i samme regresjon. Valutaene er hentet fra Datastream og er månedlige sluttobservasjoner.

4.2.4 Notasjoner

Videre i oppgaven vil følgende notasjoner bli brukt om de aktuelle variablene:

Realverdi Oslo Børs Benchmark Index	OSEBX
Inflasjon	KPI
Effektiv 3 måneders real NIBOR	RR_eff
Industriproduksjon	IP
Consumer Confidence Index	CCI
Spread BRIX – ST4X	SBS
Arbeidsledighet	AL
Oljepris i USD	BRENT
Oljepris i NOK	BRENT_NOK
S&P500	SP500
FTSE100	FTSE100
Valutakurs NOK/USD	USD
Handelsvektet indeks for NOK	NOK_TW

Tabell 4-1 Notasjoner

Vi vil eksplisitt markere med toppskrift de variablene som er på nivåform, i nominelle verdier eller på andre måter avviker fra de variabler som til slutt inkluderes i analysen. Variabler uten toppskrift referer til variabelen på naturlig logaritmisk endringsform som definert i kapittel 5.2.

4.3 Hypoteser

Basert på diskusjonen i kapittel 4.1 presenteres her våre hypoteser om hvilken påvirkning de ulike variablene har:

Variabel	H_0	H_1
Effektiv realrente	$\beta_{RR_{eff}} = 0$	$\beta_{RR_{eff}} < 0$
Industriproduksjon	$\beta_{IP} = 0$	$\beta_{IP} > 0$
Consumer Confidence Index	$\beta_{CCI} = 0$	$\beta_{CCI} > 0$
Arbeidsledighetsrate	$\beta_{AL} = 0$	$\beta_{AL} < 0$
Spread BRIX-ST4X	$\beta_{SBS} = 0$	$\beta_{SBS} < 0$
Konsumprisindeksen	$\beta_{KPI} = 0$	$\beta_{KPI} < 0$
Oljepris i USD	$\beta_{BRENT} = 0$	$\beta_{BRENT} > 0$
Oljepris i NOK	$\beta_{BRENT_NOK} = 0$	$\beta_{BRENT_NOK} > 0$
S&P500	$\beta_{SP500} = 0$	$\beta_{SP500} > 0$
FTSE100	$\beta_{FTSE100} = 0$	$\beta_{FTSE100} > 0$
Valutakurs NOK/USD	$\beta_{USD} = 0$	$\beta_{USD} > 0$
Handelsvektet NOK	$\beta_{NOK_TW} = 0$	$\beta_{NOK_TW} > 0$

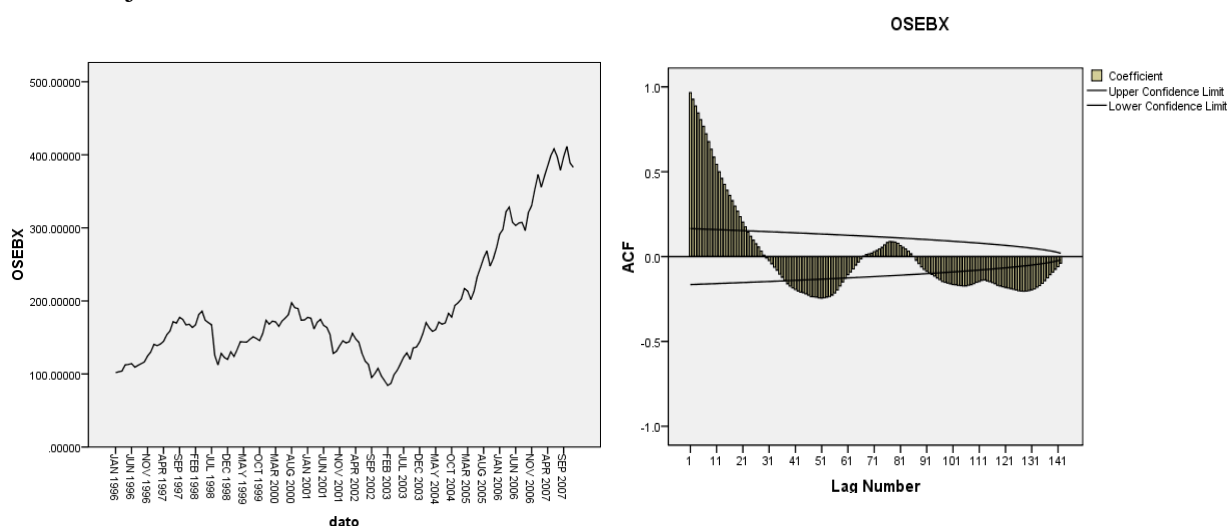
Tabell 4-2 Hypoteser

5. Presentasjon av datamaterialet

I dette kapitlet vil vi først teste stasjonaritetsegenskapene for variablene. Normalt kan en forvente at én differensiering av tidsseriene er nødvendig og tilstrekkelig, siden de fleste økonomiske tidsserier er integrert av første orden. Vi differensierer og tester variablene til vi med sikkerhet kan forkaste hypotesen om enhetsrøtter før vi fortsetter presentasjonen med deskriptiv statistikk og korrelasjonsmatriser.

5.1 Testing for stasjonaritet på nivåform

Som vi har beskrevet i metodekapitlet, er det viktig at de tidsseriene som inngår i en regresjonsanalyse har stasjonære egenskaper. Økonomiske tidsserier er som regel ikke-stasjonære på nivåform, men blir stasjonære ved en differensiering. Vi vil her undersøke om dette også er tilfellet for de variablene som inngår i vår regresjonsanalyse. En kan ofte få et bilde av hvilke egenskaper en tidsserie har ved å undersøke tidsplott og ACF-plott for variabelen. Figur 5-1 viser et tidsplott og et ACF-plott for OSEBX på nivåform. En kan tydelig se ut fra tidsplottet at det her er en positiv trend, og ACF-plottet viser store systematiske svingninger utenfor konfidensgrensene. Dette indikerer at OSEBX ikke er stasjonær på nivåform. Tidsplott og ACF-plott for de andre forklaringsvariablene på nivåform, finnes henholdsvis i appendiks A og C. Som forventet viser også disse tegn til ikke-stasjonaritet.



Figur 5-1 Tidsplott og ACF-plott for OSEBX på nivåform

Som en mer formell sjekk foretar vi en ADF-test for å teste for enhetsrøtter som beskrevet tidligere. Denne testen er gjennomført i programmet EViews 6, og resultatene fra testen

finnes i appendiks E. Resultatene fra ADF-testene på nivåform viser at vi ikke kan forkaste H_0 for noen variabler på 5 % nivå. Vi har dermed bevis for minst én enhetsrot og ikke-stasjonaritet for alle variabler, og transformering er derfor nødvendig.

5.2 Transformasjon av variablene

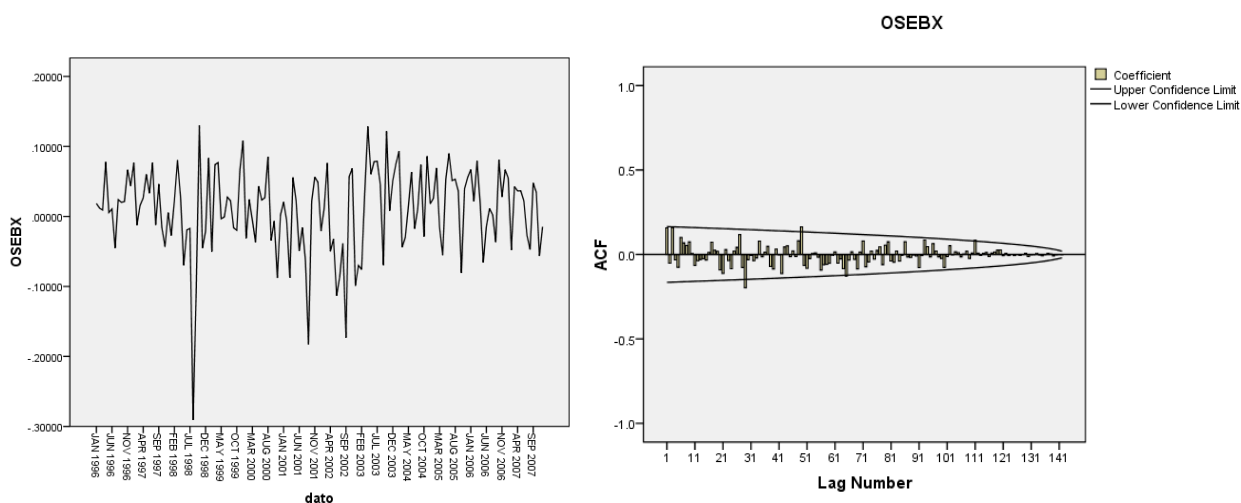
Siden variablene ikke er stasjonære på nivåform, transformerer vi dem til naturlig logaritmisk endringsform etter følgende metode:

$$5-1 \quad X_t = \ln\left(\frac{X_t^{\text{nivå}}}{X_{t-1}^{\text{nivå}}}\right)$$

Dette har også den fordelen at vi får en geometrisk avkastningsserie som vil gi mindre skjevhet i dataseriene enn en aritmetisk avkastningsserie og bedre statistiske egenskaper.

5.3 Testing for stasjonaritet på naturlig logaritmisk endringsform

Vi foretar samme prosedyre for testing for stasjonaritet som på nivåform. En kan se av tidsplottet og ACF-plottet i Figur 5-2 at det virker som OSEBX variabelen er stasjonær på differensiert form. ACF-plottet viser ikke store systematiske svingninger utenfor konfidensgrensene, og tidsplottet svinger jevnt rundt nullinjen og ser ikke ut til å inneholde noen trend.



Figur 5-2 TidsploTT og ACF-plott for OSEBX på naturlig logaritmisk endringsform

Tidsplott og ACF-plott for forklaringsvariablene på endringsform finnes henholdsvis i appendiks B og D. Disse indikerer at det kun er arbeidsledighetsvariabelen som viser tegn til å ikke være stasjonær etter transformeringen av tidsseriene. ADF-testene på transformerte data i appendiks E ser derimot ut til å konkludere med at alle variablene nå er stasjonære på 1 % nivå ved to lag, og at vi kan forkaste H_0 . Vi antar derfor at våre tidsserier er stasjonære på naturlig logaritmisk endringsform og bruker disse videre.

5.4 Deskriptiv statistikk

I Tabell 5-1 presenteres en del deskriptiv statistikk for variablene med fokus på henholdsvis minimum-, maksimum- og gjennomsnittsverdier samt standardavvik og normalfordelingsegenskaper.

Descriptive Statistics									
	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
OSEBX	144	-0.29053	0.13018	0.00933	0.06173	-1.176	.202	3.518	.401
RR_eff	144	-0.02623	0.02657	0.00000	0.00630	.133	.202	4.572	.401
IP	144	-0.09618	0.10661	-0.00021	0.03036	.093	.202	1.760	.401
CCI	144	-0.19561	0.27704	-0.00063	0.06180	.183	.202	3.407	.401
AL	144	-0.00262	0.00175	-0.00018	0.00078	.051	.202	.394	.401
SBS	144	-0.14808	0.12651	0.01056	0.04524	-.360	.202	1.217	.401
KPI	144	-0.00934	0.02120	0.00172	0.00357	.996	.202	7.677	.401
BRENT	144	-0.31340	0.29263	0.01140	0.09212	-.204	.202	.609	.401
BRENT_NOK	144	-0.36024	0.27861	0.01032	0.09069	-.366	.202	1.458	.401
SP500	144	-0.15759	0.09232	0.00603	0.04239	-.698	.202	1.099	.401
FTSE100	144	-0.12736	0.08487	0.00389	0.03840	-.844	.202	1.272	.401
USD	144	-0.08483	0.08531	-0.00108	0.02854	-.118	.202	.489	.401
NOK_TW	144	-0.03648	0.05787	-0.00049	0.01565	.689	.202	1.513	.401
Valid N (listwise)	144								

Tabell 5-1 Deskriptiv statistikk

Negativ skewness betyr at venstrehalen i fordelingen er lengre enn den høyre og at ”massen” i fordelingen er konsentrert på høyre side av fordelingen. OSEBX har en høy negativ skewnessverdi. Dette kommer av at ekstremutslagene er størst og flest i negativ retning. Fordelingen er da noe venstreskjev, dette er vanlig for aksjemarkeder da de største utslagene her generelt sett vil være negative.

Kurtosis er et mål på hvor ”spiss” fordelingskurven for en variabel er. Høyere kurtosis betyr at mer av variansen skyldes få ekstreme avvik istedenfor mange moderate avvik fra gjennomsnittet. En distribusjon med en høy kurtosis har en spissere topp og tykkere haler

enn det en distribusjon med lav kurtosis har. En distribusjon med null kurtosis kalles mesokurtic. Et eksempel på en slik distribusjon er normaldistribusjonen. Vi ser av Tabell 5-1 at våre kurtosisverdier alle er over null, og dermed er distribusjonen for våre variabler mer preget av ekstremobservasjoner enn det en normalfordelingsdistribusjon skulle tilsi. Dette er normalt for økonomiske data og vil ikke skape problemer.

5.5 Korrelasjonsanalyse

Korrelasjonsanalyser er nært relatert til regresjonsanalyser, men likevel veldig forskjellig og gir, som forklart i metodekapitlet, et mål på lineær samvariasjon mellom to variabler. En undersøkelse av korrelasjonen mellom de ulike variablene som inngår i analysen, kan være et godt utgangspunkt før en foretar en regresjonsanalyse. Korrelasjonsmatriser kan gi informasjon om forventet parvis utvikling for ulike variabler over tid. I appendiks H finnes korrelasjonsmatriser for de variablene vi velger å inkludere i analysen basert på hele tidsperioden samt delperiodene 1996-2001 og 2002-2007. Variablene som inngår i korrelasjonsmatrisene, er på naturlig logaritmisk endringsform og er de stasjonære tidsseriene som inngår i våre regresjonsmodeller.

Vi ser av korrelasjonsmatrisen at for perioden sett under ett, er FTSE100, SP500, KPI, CCI, BRENT og BRENT_NOK signifikant korrelerte mot OSEBX for en ensidigtest på 5 % signifikansnivå, og de har fortegn som forventet. Dersom en ser på korrelasjonsmatrisene for de ulike tidsperiodene, kan en se at samvariasjonen mellom ulike variabler endrer seg over tid. Fra korrelasjonsmatriser kan en få nyttig informasjon i forhold til om den parvise korrelasjonen mellom forklaringsvariablene er så høy at en kan få problemer med multikollinearitet. Ved å se på korrelasjonen mellom de ulike forklaringsvariablene, kan en se at flere av dem har en signifikant korrelasjon seg i mellom. Den høyeste korrelasjonen mellom forklaringsvariabler som inkluderes i samme regresjon, finner vi mellom KPI og RR_eff som har en parvis korrelasjon på -0,661 sett over hele perioden. Selv om KPI og RR_eff er sterkt negativ korrelert, er ikke denne korrelasjonen av en slik størrelse at vi bør forvente alvorlige problemer med multikollinearitet basert på tommelfingerreglene i metodekapitlet.

6. Analyse

Målet med analysen er å belyse sammenhengen mellom underliggende realøkonomi og det norske aksjemarkedet. Vi bruker variabler basert på økonomisk teori som presentert i variabeldiskusjonen. Datamaterialet analyseres både i sin helhet og delt i to delperioder. Målet med å dele opp tidsserien er å kartlegge forskjeller mellom de to periodene, hvordan utviklingen har vært og hvordan delperiodeanalysen ser ut i forhold til hele perioden. Ved å bruke samme tilnærming til hver tidsperiode kan vi få et innblikk i utviklingen av hvilke faktorer som gir best forklaring. For at analysen skal være så oversiktlig som mulig, deler vi den inn i tre individuelle analyser, en for hver tidsperiode. Analyse 1 dekker hele tidsperioden fra januar 1996 til desember 2007, analyse 2 dekker første delperiode fra januar 1996 til desember 2001 og analyse 3 dekker siste delperiode fra januar 2002 til desember 2007.

Fra variabeldiskusjonen er det tre variabler der vi er usikre på i hvilken form variabelen skal inngå i analysen. Dette gjelder oljepris (i USD eller NOK), internasjonale finansmarkeder (S&P500 eller FTSE100) og valuta (USD eller handelsvektet NOK). Begge versjonene av disse variablene kan i teorien tenkes å påvirke det norske markedet, men grunnet svært høy korrelasjon er det ikke ønskelig å ta med begge i samme regresjon. Vi ønsker derfor å teste disse mot hverandre for å se hvilken av de som best passer dataene og om de i det hele tatt skal være med. Dette gir oss en utvalgsmodell som lar oss bestemme beste variabel ut ifra dataene. Utvalgsmodellen vil være utgangspunktet for hver av de tre analysene.

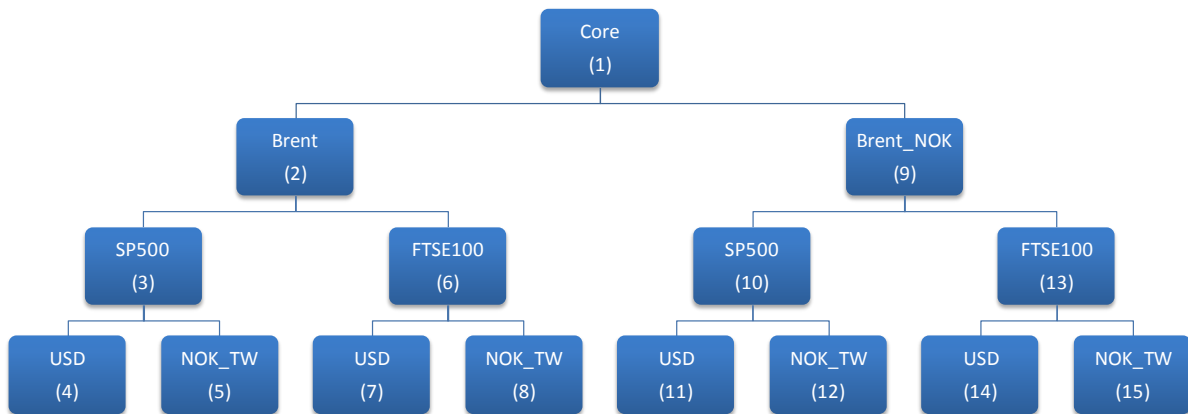
I presentasjonen av analysen vil vi holde kommentarene til resultatene på et minimum. Vi gjør dette for å holde kapitlet oversiktlig og for å kunne gi en sammenhengende diskusjon av resultatene i kapittel 7.1.

6.1 Modellspesifikasjon

Gitt valget om å bruke tre av variablene i to ulike versjoner, får vi en kjernemodell (Core) som inneholder de faste variablene og tre variabler som opptrer i to ulike versjoner. Dette gir oss følgende generelle regresjonsmodell:

$$\begin{aligned}
 \text{6-1} \quad OSEBX_t = & \beta_0 + \beta_{RR_eff} RR_eff_t + \beta_{IP} IP_t + \beta_{CCI} CCI_t + \beta_{AL} AL_t + \beta_{SBS} SBS_t + \beta_{KPI} KPI_t \\
 & + \beta_{BRENT} BRENT_t + \beta_{BRENT_NOK} BRENT_NOK_t + \beta_{SP500} SP500_t + \beta_{USD} USD_t \\
 & + \beta_{FTSE100} FTSE100_t + \beta_{NOK_TW} NOK_TW_t
 \end{aligned}$$

Vi foretar regresjoner basert på hvert ”steg” i denne modellen, det vil si core + alle kombinasjoner av de andre variablene. Dette gir oss 15 regresjonsmodeller som vi vil gjennomføre for hver av de tre analysene. Oppsettet er vist i Figur 6-1 med nummererte modeller. Modellene består av alle variabler over den aktuelle modellen i hierarkiet. For eksempel vil modell 4 bestå av Core + Brent + SP500 + USD. Vi vil videre i analysen referere til modellnummer.



Figur 6-1 Variabelhierarki for utvalgsmodell

For hver analyse vil resultatene av disse modellene presenteres i et sammendrag. Som standard vil dette vise signifikansnivået til de ulike variablene, R^2 , justert R^2 , standardfeil, Durbin Watson verdi og F-verdi. Interessante variabler markeres som følgende: signifikant på 10 % nivå markeres blått, signifikant på 5 % nivå markeres grønt, for de andre målene markeres høyeste og laveste verdi med henholdsvis grønt og rødt, og utvalgt modell fremheves med blå bakgrunn. Basert på denne ”seleksjonsmodellen” vil vi velge ut den modellen med høyest forklaringsgrad basert på justert R^2 . Resultatene for den utvalgte modellen presenteres så i mer detalj. For første modell i analyse 1 presenterer vi også resultatene fra en kontroll i forhold til om forutsetningene for OLS er oppfylt. Alle modeller kontrolleres for brudd på forutsetningene, men kontrollen rapporteres ikke for senere modeller med mindre en eller flere forutsetninger brytes.

Vi presenterer først resultater fra modellen uten noen form for modifikasjoner. Basert på disse resultatene vil vi kontrollere hvor robuste resultatene er ved å inkludere en dummyvariabel for de mest ekstreme observasjonene. Dummyvariabelen er en tidsserie som vil ha verdien 0 for alle observasjoner unntatt de vi vil justere for, der den vil ha verdien 1. Dette lar oss justere for ekstreme observasjoner uten å endre noe i datasettet. Det er vanskelig å gi et generelt svar på når en bør eller ikke bør justere for en observasjon. Dette er derfor en diskusjon vi vil ta i hvert enkelt tilfelle. Etter å ha sikret at modellen er robust, vil vi konstruere en ny regresjonsmodell ved å innføre restriksjoner som utelukker variabler som ikke er signifikante på 10 % nivå. Denne modellen testes så mot modellen uten restriksjoner i en F-test. For analyse 1 vil vi også presentere resultater fra modellen med restriksjoner for hver delperiode, slik at vi kan sammenligne disse med resultatene i analyse 2 og 3.

6.2 Hypoteser

Hypotesene for hver variabel er omtalt i variabelkapitlet og oppsummert i Tabell 4-2. Det rapporterte signifikansnivået i SPSS er for en tosidig test. Et signifikansnivå på 10 % vil derfor være det samme som 5 % i en ensidig test. Når hypotesetestingen vår er ensidig, betyr det at signifikansnivået er halvparten av det SPSS rapporterer (gitt at β -verdien har samme fortegn som alternativhypotesen).

6.3 Analyse 1: januar 1996 – desember 2007

Tabellen under viser sammendraget av de 15 regresjonsmodellene for hele tidsperioden.

Modell	CORE							BRENT				NOK_		R ²	ADJ. R ²	Std.Error	DW	F
	Constant	RR_eff	IP	CCI	AL	SBS	KPI	BRENT_NOK	SP500	FTSE100	USD	TW						
1	0,002	0,002	0,623	0,003	0,131	0,412	0						0,194	0,159	0,05662	2,026	5,499	
2	0,002	0,004	0,606	0,003	0,107	0,359	0	0,042					0,218	0,178	0,05596	2,06	5,429	
3	0,037	0,012	0,568	0,02	0,242	0,717	0,001	0	0				0,596	0,572	0,04039	2,129	24,888	
4	0,032	0,01	0,645	0,022	0,301	0,701	0	0	0	0,207			0,601	0,574	0,04030	2,131	22,401	
5	0,033	0,009	0,578	0,019	0,232	0,736	0	0	0		0,441		0,598	0,571	0,04045	2,106	22,124	
6	0,028	0,004	0,746	0,03	0,197	0,357	0,003	0,007	0	0			0,594	0,57	0,04046	2,145	24,733	
7	0,026	0,004	0,702	0,032	0,225	0,352	0,002	0,005	0	0,488			0,596	0,569	0,04054	2,148	21,954	
8	0,023	0,003	0,732	0,029	0,182	0,379	0,002	0,004	0		0,223		0,599	0,572	0,04039	2,133	22,232	
9	0,002	0,004	0,561	0,003	0,122	0,349	0	0,021					0,225	0,185	0,05572	2,075	5,645	
10	0,031	0,01	0,641	0,021	0,295	0,7	0	0	0				0,601	0,577	0,04015	2,131	25,389	
11	0,032	0,01	0,645	0,022	0,301	0,701	0	0	0	0,974			0,601	0,574	0,04030	2,131	22,401	
12	0,033	0,012	0,642	0,022	0,297	0,7	0	0	0		0,964		0,601	0,574	0,04030	2,133	22,401	
13	0,024	0,004	0,688	0,032	0,229	0,351	0,002	0,005	0				0,596	0,572	0,04040	2,146	24,87	
14	0,026	0,004	0,702	0,032	0,225	0,352	0,002	0,005	0	0,838			0,596	0,569	0,04054	2,148	21,954	
15	0,022	0,003	0,683	0,031	0,225	0,366	0,002	0,006	0		0,547		0,597	0,57	0,04049	2,136	22,043	

Tabell 6-1 Sammendrag utvalgmodell for analyse 1

Modell 10 har høyest R^2 , justert R^2 og F-observator samt lavest standardfeil. Vi bruker derfor denne modellen videre.

Modell 10:

$$6-2 \quad OSEBX_t = \beta_0 + \beta_{RR_eff} RR_eff_t + \beta_{IP} IP_t + \beta_{CCI} CCI_t + \beta_{AL} AL_t + \beta_{SBS} SBS_t + \beta_{KPI} KPI_t + \beta_{BRENT_NOK} BRENT_NOK_t + \beta_{SP500} SP500_t$$

Resultatene for modell 10 er som følger:

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.775 ^a	.601	.577	.04014727	2.131

a. Predictors: (Constant), SP500, RR_eff, AL, IP, SBS, CCI, BRENT_NOK, KPI

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-2 Sammendrag modell 10

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.327	8	.041	25.389	.000 ^a
	Residual	.218	135	.002		
	Total	.545	143			

a. Predictors: (Constant), SP500, RR_eff, AL, IP, SBS, CCI, BRENT_NOK, KPI

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-3 ANOVA modell 10

Coefficients ^a							
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.009	.004		2.179	.031		
RR_eff	-1.934	.741	-.197	-2.610	.010	.518	1.932
IP	-.053	.114	-.026	-.467	.641	.949	1.054
CCI	.131	.056	.131	2.334	.021	.937	1.067
AL	-4.591	4.363	-.058	-1.052	.295	.973	1.028
SBS	.029	.076	.021	.386	.700	.960	1.041
KPI	-4.749	1.310	-.275	-3.625	.000	.515	1.942
BRENT_NOK	.151	.038	.222	3.929	.000	.928	1.077
SP500	.940	.083	.645	11.269	.000	.902	1.109

a. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-4 Koeffisienttabell modell 10

Modellen har en justert R^2 på 57,7 % som må sies å være god forklaringsgrad over en så lang tidsperiode, F-observatoren er på 25,389 og signifikant på 1 % nivå. Det er verdt å merke seg at signifikansnivået for variablene er enten meget høyt eller meget lavt. VIF-verdiene er alle lave, men vi ser at verdiene for RR_eff og KPI stikker seg noe ut. Dette er som ventet da disse variablene er litt høyere korrelert enn resten.

6.3.1 Kontroll av modellforutsetninger

Forutsetning 1

Forutsetningen om linearitet i parametrene er oppfylt gjennom modellspesifikasjonen siden alle regresjonsparametere er av 1.orden.

Forutsetning 2

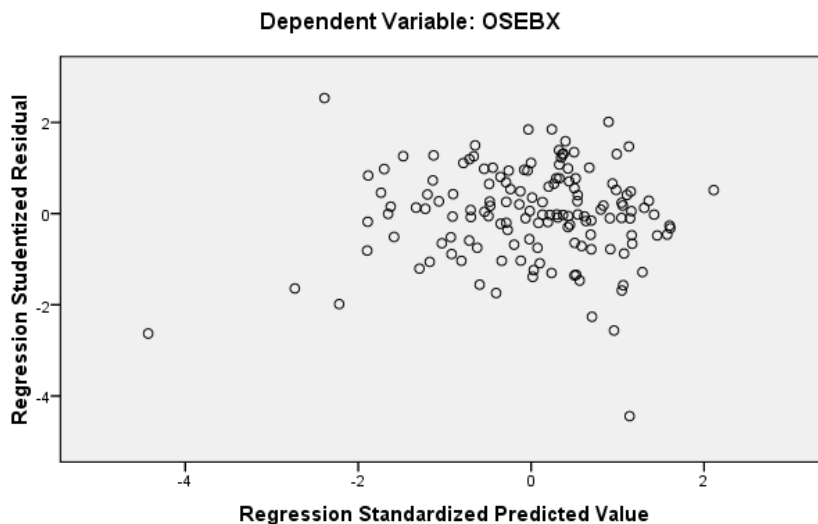
Siden vi bruker økonomiske tidsserier der forklaringsvariablene følger en stokastisk prosess, er ikke denne forutsetningen aktuell. Selv om denne forutsetningen ikke er oppfylt, vil ikke dette skape problemer for OLS estimatorene så lenge forklaringsvariablene er ukorrelerte med feilleddene, slik som beskrevet i forutsetning nummer 6.

Forutsetning 3

Forutsetningen om at feilleddene har forventet verdi lik null, vil være oppfylt dersom en inkluderer et konstantledd. Når vi har med et konstantledd i vår regresjonsmodell, antar vi at denne forutsetningen er oppfylt.

Forutsetning 4

Forutsetningen om homoskedastisitet kontrollerer vi med residualplott der de studentiserte residualene er plottet mot predikerte verdier av den avhengige variabelen. Figur 6-2 viser et slikt residualplott for de studentiserte residualene plottet mot de predikerte verdiene av OSEBX.

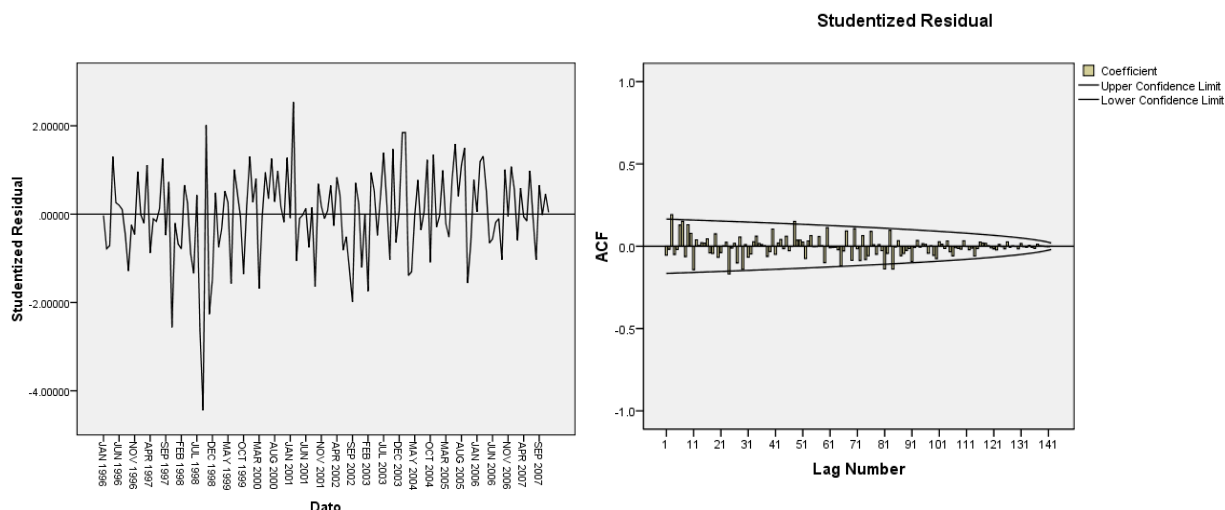


Figur 6-2 Scatterplott studentisert residual mot predikert verdi av OSEBX

Dette plottet ser ikke ut til å antyde noe systematisk mønster mellom de studentiserte residualene og de predikerte verdiene av den avhengige variabelen. Dette betyr at det ikke ser ut til å være noen systematiske trekk som tilsier at variansen for feilleddene endres i forhold til predikerte verdier av OSEBX.

Forutsetning 5

For å sjekke forutsetningen om ingen autokorrelasjon i feilleddene, ser vi først på et tidsplott og et ACF-plott for residualene. Disse gir oss en indikasjon på om tidsseriene er autokorrelerte. Tidsplott og ACF-plott for de studentiserte residualene er gjengitt i Figur 6-3.



Figur 6-3 Tidsplokk og ACF-plott for studentisert residual

Av tidsplokket ser vi at residualene svinger forholdsvis jevnt rundt nullinjen, og det ser ikke ut til at det er noe systematisk mønster i de studentiserte residualene. For ACF-plottet ser vi at de estimerte autokorrelasjonene er lave og at det ikke er noe systematisk svingmønster med store utslag utenfor konfidensgrensene. Dermed gir ingen av disse plottene noen indikasjon på at vi har problemer med autokorrelasjon i tidsseriene.

Vi foretar også her to mer formelle tester for å undersøke om denne forutsetningen er oppfylt. En Durbin Watson-test tester for første ordens autokorrelasjon. Observert DW verdi for vår regresjon er 2,131. En DW-test på 5 % signifikansnivå, med 144 observasjoner og ni variabler (inkludert konstantledd) gir grenseverdiene $d_L = 1,61220$ og $d_U = 1,84609$. Dette gir et intervall på $DW \in [1,84609, 2,15391]$ der H_0 ikke forkastes (se Figur 3-4). H_0 forkastes derfor ikke, og vi har ingen bevis for første ordens autokorrelasjon på 5 % signifikansnivå.

Box-Ljung test:

Utdrag fra Box-Ljung test i SPSS over de 15 første lags er vist i Tabell 6-5. Laveste p-verdi er 0,046 ved 11 lags. Vi har dermed ingen indikasjoner på at det er problemer med autokorrelasjon i datamaterialet.

Autocorrelations

Series: Studentized Residual

Lag	Autocorrelation	Std. Error ^a	Box-Ljung Statistic		
			Value	df	Sig. ^b
1	-.054	.082	.433	1	.511
2	-.018	.082	.483	2	.786
3	.192	.082	5.973	3	.113
4	-.051	.082	6.358	4	.174
5	-.019	.081	6.414	5	.268
6	.129	.081	8.935	6	.177
7	.152	.081	12.459	7	.086
8	-.063	.080	13.081	8	.109
9	.131	.080	15.742	9	.072
10	.078	.080	16.695	10	.081
11	-.143	.080	19.932	11	.046
12	.039	.079	20.173	12	.064
13	.004	.079	20.176	13	.091
14	.022	.079	20.252	14	.122
15	.019	.078	20.312	15	.160

a. The underlying process assumed is independence (white noise).

b. Based on the asymptotic chi-square approximation.

Tabell 6-5 Box-Ljung test

Forutsetning 6

For å teste denne forutsetningen undersøker vi kovariansen mellom forklaringsvariablene og den studentiserte residualen. Som en ser av Tabell 6-6 er kovariansene tilnærmet null og ingen av forklaringsvariablene er signifikant korrelert med de studentiserte residualene. Dette indikerer at denne forutsetningen er oppfylt.

		RR_eff	IP	CCI	AL	SBS	KPI	BRENT_ NOK	SP500
Studentized Residual	Pearson Correlation	-0,006	0,007	0,004	0	0,005	-0,002	-0,003	0,012
	Sig. (2-tailed)	0,94	0,936	0,964	0,997	0,95	0,983	0,971	0,889
	Sum of Squares and Cross-products	-0,006	0,03	0,034	0	0,035	0	-0,041	0,072
	Covariance	0	0	0	0	0	0	0	0,001
	N	144	144	144	144	144	144	144	144

Tabell 6-6 Korrelasjon og kovarians mellom studentisert residual og forklaringsvariablene

Forutsetning 7

Forutsetningen om at vi må ha flere observasjoner enn det antall parametere vi skal estimere er åpenbart oppfylt når vi har 144 observasjoner og åtte parametere som estimeres.

Forutsetning 8

Vi kan ut fra Tabell 6-7 se at forutsetningen om at ingen av forklaringsvariablene i utvalget kan være konstante, er oppfylt siden ingen av dem har en varians lik null.

	RR_eff	IP	CCI	AL	SBS	KPI	BRENT_NOK	SP500
Std.avvik	0,0062983	0,0303564	0,0618001	0,0007801	0,0452391	0,0035712	0,0906858	0,0423900
Varians	0,0000397	0,0009215	0,0038193	0,0000006	0,0020466	0,0000128	0,0082239	0,0017969

Tabell 6-7 Standardavvik og varians for forklaringsvariablene

Forutsetning 9

I metodekapitlet beskrev vi noen punkter en bør passe på for at regresjonsmodellen skal være korrekt spesifisert. Det å utvikle en empirisk perfekt modell for å forklare utviklingen for OSEBX er tilnærmet umulig, men det er viktig å unngå åpenbare feil slik at modellen blir best mulig. Det finnes ikke noe fasitsvar på hvordan en skal gå frem her. Vi har prøvd å gjøre vår modell best mulig ved å velge våre forklaringsvariabler basert på økonomisk teori. Dermed unngår vi å inkludere irrelevante variabler. Vi henter våre tidsserier fra antatt sikre kilder. Vi har også sammenlignet de tidsseriene vi bruker i analysen med data fra andre kilder for å unngå at det er noen feilrapporteringer i tidsseriene. Det er viktig at datasettet er korrekt og av høy kvalitet siden det danner grunnlaget for kvaliteten på analysen.

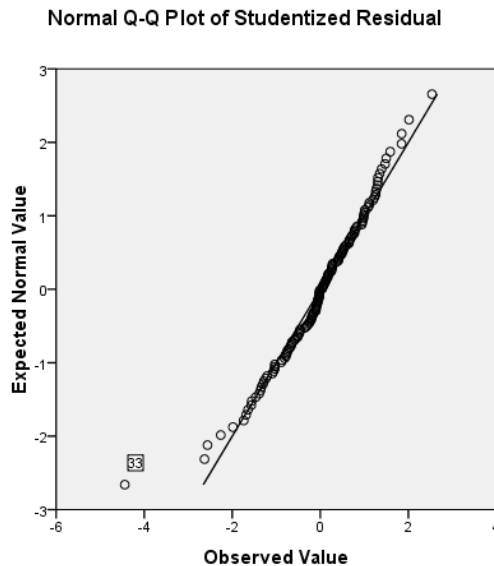
Dersom en utelater en viktig relevant forklaringsvariabel fra modellen, vil effekten av denne fanges opp av feilledet i modellen. Ofte er forklaringsvariabler korrelerte, noe som vil gi en korrelasjon mellom feilledet og de forklaringsvariablene som er korrelert med den utelatte variabelen. Dermed kan vi få informasjon om vi har utelatt en viktig forklaringsvariabel fra scatterplott der vi plotter den studentiserte residualen mot verdiene for forklaringsvariablene. Disse scatterplottene er lagt i appendiks F. Plottene viser ingen tegn til systematisk mønster og gir dermed ingen indikasjon på at vi har utelatt noen viktig relevant forklaringsvariabel. Vi mener derfor at vi har unngått direkte åpenbare feil ved spesifiseringen av vår regresjonsmodell, og antar at denne forutsetningen herved er tilstrekkelig oppfylt.

Forutsetning 10

Forutsetningen om ingen perfekt multikollinearitet er oppfylt når SPSS klarer å estimere en unik løsning for alle regresjonskoeffisientene. Vi har også lave VIF-verdier for de enkelte forklaringsvariablene vi har med i regresjonen. Det virker derfor ikke som multikollinearitet er et problem i denne regresjonsmodellen.

Forutsetning 11

For å kontrollere den siste forutsetningen om normalfordelte feilledd, ser vi på et QQ-plott. Figur 6-4 viser et QQ-plott for de studentiserte residualene.



Figur 6-4 QQ-plott for studentisert residual

QQ-plottet viser ikke vesentlige avvik fra den rette linjen med unntak av observasjon 33 som er september 1998. I samsvar med skewness verdien i Tabell 5-1, viser plottet en noe venstreskjev fordeling. Den avvikende observasjonen for september 1998 skyldes den finansielle krisen i Russland på dette tidspunktet. Vi kommer tilbake til denne under avvikende observasjoner. Med unntak av denne observasjonen ser det ikke ut til å være noen vesentlige avvik fra normalfordelingen.

6.3.2 Hypotesetesting

Som vi ser av Tabell 6-4 er tre variabler signifikante på 1 % nivå, KPI, BRENT_NOK og SP500, og to variabler signifikante på 5 % nivå, RR_eff (marginalt over 1 %) og CCI. Vi forkaster derfor nullhypotesen for disse variablene. De tre variablene IP, AL og SBS er ikke signifikante, og vi kan derfor ikke forkaste nullhypotesen. Betaverdiene for både IP og SBS har ulikt fortegn fra det som er forventet, men begge avvikene er mindre enn en standardfeil, og vi kan derfor ikke konkludere noe fra dette. For AL, som er den mest signifikante av de tre, er fortegnet for betaverdien som forventet, men grunnet en høy standardfeil er heller ikke denne signifikant på et akseptabelt nivå.

6.3.3 Avvikende observasjoner

For å få en indikasjon på om en skal utelate noen avvikende observasjoner i modellen, bør en undersøke leverage- og residualverdier. En kan finne informasjon om disse i en residualstatistikk som vist i Tabell 6-8.

Residuals Statistics ^a					
	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation	N
Predicted Value	-0.20261	0.11040	0.00933	0.04785	144
Std. Predicted Value	-4.42945	2.11250	0.00000	1.00000	144
Standard Error of Predicted Value	0.00419	0.02223	0.00957	0.00303	144
Adjusted Predicted Value	-0.16371	0.10508	0.00950	0.04700	144
Residual	-0.17041	0.09867	0.00000	0.03901	144
Std. Residual	-4.24461	2.45766	0.00000	0.97163	144
Stud. Residual	-4.44230	2.53599	-0.00196	1.01282	144
Deleted Residual	-0.18665	0.10506	-0.00018	0.04250	144
Stud. Deleted Residual	-4.78971	2.58900	-0.00505	1.02956	144
Mahal. Distance	0.56300	42.86780	7.94444	6.43955	144
Cook's Distance	0.00000	0.34007	0.01045	0.03467	144
Centered Leverage Value	0.00394	0.29977	0.05556	0.04503	144

a. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-8 Residualstatistikk

Av Tabell 6-8 kan en se at høyeste leverageverdi er 0,29977. I følge Hoaglin og Welsch (1978) er anbefalt inspeksjonsgrense for leverageverdi gitt av ligning 3-37. Dermed blir vår inspeksjonsgrense 0,111, og vår høyeste leverageverdi overstiger klart denne inspeksjonsgrensen. Denne observasjonen er fra august 1998. Når det gjelder denne observasjonen, har OSEBX en sterk negativ endring på nesten 30 %. Den kraftige nedgangen skyldes problemene i Russland som misligholdt sin obligasjonsgjeld og devaluerte rubelen, noe som videre førte til konkurs for flere russiske banker og skapte frykt i vestlige finansmarkeder. SP500 falt nesten 16 %, og FTSE100 falt i overkant av 10 % denne måneden, noe som viser at dette var et sjokk med globale følger. En forklarende faktor på Russlands problemer er den globale nedgangskonjunkturen etter Asia-krisen i 1997 som stort sett rammet finansmarkedene over hele verden.

Observasjonen med størst studentisert residualavvik på -4,44230, tilhører september 1998. Denne store residualverdien kommer av at OSEBX faller 10,7 % selv om utviklingen for flere av de forklarende faktorene i vår modell skulle tilsi en annen utvikling basert på regresjonens betaverdier. Det ser dermed ut til at den store nedgangen i august har skapt stor frykt og usikkerhet i det norske markedet selv om SP500 henter seg inn en del fra måneden før. Det er vanskelig å gi en rasjonell forklaring på dette ut fra vår modell da en stor, positiv

endring i både oljepris og SP500, ifølge vår modell, skal ha en sterk positiv effekt på OSEBX.

En kan få en viss oversikt over hvilke variabler i modellen som skaper store studentiserte residualer for en observasjon, ved å se på et scatterplott der en plotter den avhengige variabelen mot forklaringsvariablene. I appendiks G finnes slike plott. En kan ut fra plottene for BRENT_NOK og SP500 se at endringene i disse variablene i forhold til utvikling på OSEBX forklarer mye av grunnen til den store studentiserte residualen for observasjon 33 som er september 1998. For august 1998, som er observasjon 32, kan en se uvanlige størrelser på forklaringsvariablene for RR_eff og SP500. Dette kan forklare den store leverageverdien for denne observasjonen.

I vårt utvalg har vi kun én observasjon som skiller seg markant ut med tanke på studentisert residualverdi. Denne observasjonen er, som omtalt tidligere, september 1998. Ser vi derimot på leverageverdier for de ulike observasjonene, er det flere observasjoner enn august 1998 som stikker seg ut. I tillegg til august 1998, har både januar og april 2003 leverageverdier som overstiger 0,2. For å undersøke hvordan disse fire observasjonene påvirker resultatene for våre regresjonsmodeller, vil vi se hvilken effekt det har å inkludere dummyvariabler for disse observasjonene.

Vi ønsker først å se hvordan modellen påvirkes av å inkludere en dummyvariabel for august og september 1998, siden begge disse avvikende observasjonene kan forklares av den samme hendelsen, nemlig situasjonen i Russland. Resultatene er at justert R^2 stiger til 65 % og at rentevariabelen ikke lenger er signifikant på 10 % nivå. Vi har også sett nærmere på hva som skjer når en innfører en dummyvariabel for observasjon august 1998 og september 1998 enkeltvis, og dette ser ut til å gi en forklarende dekomponering av denne endringen. Som forventet skyldes mye av økningen i justert R^2 at vi velger å inkludere en dummyvariabel for september 1998, som har den klart største studentiserte residualen i utvalget. Innføringen av en dummyvariabel for august 1998 fører til en ikke-signifikant rentevariabel på 10 % signifikansnivå. Det at vår modell ikke er mer robust i forhold til rentevariabelens påvirkning, er overraskende sett i lys av funn fra tidligere studier og det sterke teoretiske fundamentet som ligger til grunn for denne variabelen. Vi har også undersøkt hvordan dummyvariabler for januar og april 2003 påvirker vår modell, men dette gir bare marginale endringer i regresjonsresultatene.

På generelt grunnlag er det ikke ønskelig å utelate reelle avvikende observasjoner på grunn av informasjonstap og at en kan gjøre utvalget mindre representativt for populasjonen. Med dette som utgangspunkt, virker det lite hensiktsmessig å legge inn dummyvariabler for januar og april 2003 grunnet de marginale endringene dette medfører. Derimot for observasjonene relatert til problemene i Russland, stiger forklaringsgraden markant og rentens påvirkning på OSEBX blir ikke lenger signifikant på 10 % nivå når vi legger inn dummyvariabler for august og september 1998. Det at en variabels påviste påvirkning er så kritisk avhengig av én avvikende observasjon, når tidsperioden inneholder 144 observasjoner, synes vi er en indikasjon på at det her er legitimt å foreta en korreksjon. Vi velger derfor å inkludere dummyvariabler for de avvikende observasjonene for august og september 1998.

6.3.4 Regresjon med dummyvariabel

Resultatet av å inkludere dummyvariabel for august og september 1998 vises i tabellene under:

Model Summary^a

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.820 ^a	.672	.650	.03654090	2.218

a. Predictors: (Constant), Dummy, KPI, AL, CCI, SBS, IP, BRENT_NOK, SP500, RR_eff

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-9 Sammendrag modell 10 med dummyvariabel

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.366	9	.041	30.460	.000 ^a
	Residual	.179	134	.001		
	Total	.545	143			

a. Predictors: (Constant), Dummy, KPI, AL, CCI, SBS, IP, BRENT_NOK, SP500, RR_eff

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-10 ANOVA modell 10 med dummyvariabel

Coefficients ^a							
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.009	.004		2.451	.016		
RR_eff	-.793	.707	-.081	-1.122	.264	.471	2.123
IP	-.016	.104	-.008	-.159	.874	.945	1.059
CCI	.127	.051	.127	2.476	.015	.937	1.068
AL	-4.737	3.971	-.060	-1.193	.235	.973	1.028
SBS	.010	.069	.007	.147	.884	.958	1.044
KPI	-3.491	1.215	-.202	-2.873	.005	.496	2.017
BRENT_NOK	.164	.035	.242	4.689	.000	.924	1.083
SP500	.896	.076	.615	11.730	.000	.891	1.122
Dummy	-.150	.028	-.285	-5.382	.000	.875	1.143

a. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-11 Koeffisienttabell modell 10 med dummyvariabel

Vi ser at R^2 stiger til 65 % og F-observatoren stiger til 30,46. Denne økningen er, som tidligere forklart, mest på grunn av at vi fjerner den observasjonen som har høyest residualverdi. Den viktigste endringen er at signifikansnivået til RR_eff endres kraftig slik at denne variabelen ikke lenger er signifikant på 10 % nivå. Vi kan derfor ikke forkaste H_0 for denne variabelen. Konklusjonen fra hypotesetestingen for de øvrige variablene er uendret.

6.3.5 Regresjon med restriksjoner

Basert på resultatene fra regresjonen med dummyvariabel, innfører vi nå følgende restriksjoner:

$$\beta_{RR_eff} = \beta_{IP} = \beta_{AL} = \beta_{SBS} = 0$$

Vi ekskluderer dermed de variablene som ikke er signifikante på 10 % nivå. Resultatet vises i tabellene under.

Modell 10 restricted:

$$6-3 \quad OSEBX_t = \beta_0 + \beta_{CCI} CCI_t + \beta_{KPI} KPI_t + \beta_{BRENT_NOK} BRENT_NOK_t \\ + \beta_{SP500} SP500_t + \beta_{Dummy} Dummy_t$$

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.816 ^a	.666	.653	.03634081	2.190

a. Predictors: (Constant), Dummy, KPI, CCI, BRENT_NOK, SP500

b. Dependent Variable: OSEBX

*Tabell 6-12 Sammendrag modell 10 med dummyvariabel og restriksjoner***ANOVA^b**

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.363	5	.073	54.929	.000 ^a
	Residual	.182	138	.001		
	Total	.545	143			

a. Predictors: (Constant), Dummy, KPI, CCI, BRENT_NOK, SP500

b. Dependent Variable: OSEBX

*Tabell 6-13 ANOVA modell 10 med dummyvariabel og restriksjoner***Coefficients^a**

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.009	.003		2.520	.013		
CCI	.135	.050	.135	2.694	.008	.963	1.038
KPI	-2.527	.882	-.146	-2.864	.005	.930	1.075
BRENT_NOK	.169	.034	.249	4.913	.000	.945	1.058
SP500	.911	.074	.626	12.242	.000	.928	1.078
Dummy	-.159	.026	-.302	-6.044	.000	.973	1.028

a. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-14 Koeffisienttabell modell 10 med dummyvariabel og restriksjoner

R^2 reduseres med 0,6 % til 66,6 % samtidig som justert R^2 øker med 0,3 % til 65,3 %, F-observatoren øker markant til 54,929. Dette indikerer at modellen gir en bedre forklaringsgrad når vi utelukker de ikke-signifikante variablene.

Modellen blir testet i forhold til forutsetningene for OLS på samme måte som den første modellen. Vi går ikke nærmere inn på disse testene en gang til, men konstaterer at det ikke ser ut til å være brudd på noen forutsetninger.

Signifikansnivået for CCI er noe bedret, ellers er verdiene relativt like de fra den første regresjonen, og konklusjonene fra hypotesetestene blir de samme.

6.3.6 F-test

For å avgjøre hvilken av de to modellene som best passer dataene, gjennomfører vi en F-test. Tesverdien beregnes fra ligning 3-21 i metodekapitlet og sammenlignes så med en kritisk F-verdi. Følgende hypoteser legges til grunn for testen:

$$H_0: \beta_{RR_eff} = \beta_{IP} = \beta_{AL} = \beta_{SBS} = 0$$

$$H_1: \beta_{RR_eff} < 0$$

$$\beta_{IP} > 0$$

$$\beta_{AL} < 0$$

$$\beta_{SBS} < 0$$

Resultatet er vist i tabellen under:

	RSS	T	k	m	F-verdi	p-verdi
Unrestricted	0.179	144	10			
Restricted	0.182	144	10	4	0.561453	0.864

Tabell 6-15 F-test

H_0 kan ikke forkastes på et akseptabelt signifikansnivå. Vi fester derfor lit til at modellen med restriksjoner er bedre enn modellen uten restriksjoner og bruker denne videre.

6.3.7 Delperiodeanalyse: januar 1996 – desember 2001

Vi undersøker nå hvordan modell 10 med dummyvariabel og restriksjoner ser ut når vi deler tidsserien i to. Tabellene under presenterer resultatene for modellen med første delperiode som estimeringsgrunnlag.

Model Summary^{b,c}

Model	R		R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson Statistic	
	YEAR <= 2001 (Selected)	YEAR > 2001 (Unselected)				YEAR <= 2001 (Selected)	YEAR > 2001 (Unselected)
1	.832 ^a	.817	.693	.669	.03640887	2.241	1.778

a. Predictors: (Constant), Dummy, KPI, SP500, CCI, BRENT_NOK

b. Unless noted otherwise, statistics are based only on cases for which YEAR <= 2001.

c. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-16 Sammendrag modell 10 med dummyvariabel og restriksjoner, første delperiode

ANOVA^{b,c}

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.197	5	.039	29.763	.000 ^a
	Residual	.087	66	.001		
	Total	.285	71			

a. Predictors: (Constant), Dummy, KPI, SP500, CCI, BRENT_NOK

b. Dependent Variable: OSEBX

c. Selecting only cases for which YEAR <= 2001

Tabell 6-17 ANOVA modell 10 med dummyvariabel og restriksjoner, første delperiode

Coefficients^{a,b}

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.003	.006		.556	.580		
CCI	.101	.089	.080	1.134	.261	.947	1.056
KPI	-.245	1.822	-.010	-.135	.893	.903	1.108
BRENT_NOK	.170	.046	.263	3.660	.001	.903	1.108
SP500	.715	.090	.554	7.933	.000	.954	1.048
Dummy	-.168	.027	-.440	-6.255	.000	.940	1.064

a. Dependent Variable: OSEBX

b. Selecting only cases for which YEAR <= 2001

Tabell 6-18 Koeffisienttabell modell 10 med dummyvariabel og restriksjoner, første delperiode

Justert R^2 stiger med 1,6 % i forhold til regresjon med restriksjoner for hele perioden, samtidig endrer signifikansnivået for CCI og KPI seg markant slik at vi ikke lenger kan forkaste H_0 for disse variablene. Vi noterer oss at F-observatøren halveres, men fremdeles er signifikant på 1 % nivå.

6.3.8 Delperiodeanalyse: januar 2002 – desember 2007

Tabellene under presenterer resultatene fra regresjon basert på model 10 med restriksjoner estimert på grunnlag av siste delperiode.

Model Summary^{b,c}

Model	R		R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson Statistic	
	YEAR > 2001 (Selected)	YEAR <= 2001 (Unselected)				YEAR > 2001 (Selected)	YEAR <= 2001 (Unselected)
1	.855 ^a	.703	.732	.716	.03212556	2.242	2.150

a. Predictors: (Constant), SP500, BRENT_NOK, CCI, KPI

b. Unless noted otherwise, statistics are based only on cases for which YEAR > 2001.

c. Dependent Variable: OSEBX

*Tabell 6-19 Sammendrag modell 10 med restriksjoner, andre delperiode***ANOVA^{b,c}**

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.189	4	.047	45.690	.000 ^a
	Residual	.069	67	.001		
	Total	.258	71			

a. Predictors: (Constant), SP500, BRENT_NOK, CCI, KPI

b. Dependent Variable: OSEBX

c. Selecting only cases for which YEAR > 2001

*Tabell 6-20 ANOVA modell 10 med restriksjoner, andre delperiode***Coefficients^{a,b}**

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.010	.004		2.329	.023		
CCI	.087	.055	.104	1.566	.122	.911	1.098
KPI	-2.374	.916	-.173	-2.592	.012	.894	1.118
BRENT_NOK	.198	.048	.274	4.126	.000	.911	1.098
SP500	1.370	.122	.787	11.201	.000	.811	1.234

a. Dependent Variable: OSEBX

b. Selecting only cases for which YEAR > 2001

Tabell 6-21 Koeffisienttabell modell 10 med restriksjoner, andre delperiode

Vi utelater her dummyvariabelen fra modellspesifikasjonen siden de hendelsene vi justerte for ligger utenfor analyseperioden. Dummyvariabelen er derfor ikke relevant som forklaringsvariabel i denne analysen.

Vi ser at forklaringsgraden får et løft med justert R^2 på 71,6 %. Signifikansnivået endrer seg for CCI slik at denne ikke lenger er signifikant på 10 % nivå, og vi kan derfor ikke forkaste H_0 for denne variabelen.

6.4 Analyse 2: januar 1996 – desember 2001

Vi starter nå fra begynnelsen igjen og ser utelukkende på første delperiode. Utvalgsmodellen brukes igjen for å bestemme beste modell, sammendraget er vist i tabellen under.

Modell	CORE							BRENT_					NOK_		R ²	ADJ. R ²	Std.Error	DW	F
	Constant	RR_eff	IP	CCI	AL	SBS	KPI	BRENT	NOK	SP500	FTSE100	USD	TW						
1	0.048	0	0.828	0.692	0.861	0.874	0.042								0.304	0.24	0.05521	2.066	4.735
2	0.033	0	0.725	0.718	0.761	0.745	0.021	0.097							0.334	0.261	0.05445	2.049	4.578
3	0.118	0	0.105	0.544	0.85	0.919	0.022	0.025	0						0.622	0.574	0.04136	2.2	12.937
4	0.137	0	0.122	0.628	0.859	0.941	0.021	0.021	0		0.549				0.624	0.569	0.04157	2.239	11.423
5	0.108	0	0.108	0.617	0.927	0.955	0.019	0.022	0			0.529			0.624	0.569	0.04155	2.175	11.434
6	0.1	0	0.501	0.787	0.735	0.76	0.028	0.029		0					0.629	0.582	0.04096	1.88	13.34
7	0.112	0	0.529	0.738	0.733	0.777	0.028	0.028		0	0.681				0.63	0.576	0.04123	1.907	11.721
8	0.087	0	0.502	0.688	0.641	0.812	0.022	0.023		0		0.367			0.634	0.581	0.04102	1.859	11.917
9	0.036	0	0.745	0.782	0.75	0.751	0.019	0.066							0.34	0.268	0.05419	2.086	4.712
10	0.13	0	0.116	0.616	0.858	0.939	0.02	0.02	0						0.624	0.576	0.04124	2.237	13.058
11	0.137	0	0.122	0.628	0.859	0.941	0.021	0.021	0		0.975				0.624	0.569	0.04157	2.239	11.423
12	0.127	0	0.12	0.659	0.898	0.962	0.02	0.021	0			0.733			0.625	0.57	0.04153	2.223	11.458
13	0.11	0	0.533	0.717	0.732	0.782	0.026	0.027		0					0.63	0.583	0.04091	1.914	13.392
14	0.112	0	0.529	0.738	0.733	0.777	0.028	0.028		0	0.894				0.63	0.576	0.04123	1.907	11.721
15	0.103	0	0.539	0.655	0.674	0.824	0.024	0.027		0		0.537			0.632	0.579	0.04111	1.899	11.831

Tabell 6-22 Sammendrag utvalgsmodell for analyse 2

Modell 13 har høyest justert R^2 , lavest standardfeil og høyest F-observator. Vi bruker denne videre.

Modell 13:

$$6-4 \quad OSEBX_t = \beta_0 + \beta_{RR_eff} RR_eff_t + \beta_{IP} IP_t + \beta_{CCI} CCI_t + \beta_{AL} AL_t + \beta_{SBS} SBS_t + \beta_{KPI} KPI_t + \beta_{BRENT_NOK} BRENT_NOK_t + \beta_{FTSE100} FTSE100_t$$

Forskjellen fra modell 10 som vi benyttet for hele perioden, er at FTSE100 velges fremfor S&P500. Dette gir en bedre forklaringsgrad i denne tidsperioden.

Resultatene fra modell 13 presenteres i tabellene under:

Model Summary^a

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.794 ^a	.630	.583	.04091119	1.914

a. Predictors: (Constant), FTSE100, AL, BRENT_NOK, IP, SBS, CCI, KPI, RR_eff

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-23 Sammendrag modell 13

ANOVA ^a						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.179	8	.022	13.392	.000 ^a
	Residual	.105	63	.002		
	Total	.285	71			

a. Predictors: (Constant), FTSE100, AL, BRENT_NOK, IP, SBS, CCI, KPI, RR_eff

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-24 ANOVA modell 13

Coefficients ^a							
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.012	.007		1.619	.110		
RR_eff	-5.285	1.127	-.476	-4.690	.000	.570	1.755
IP	-.136	.217	-.052	-.627	.533	.847	1.181
CCI	-.039	.106	-.030	-.364	.717	.849	1.177
AL	-2.249	6.532	-.027	-.344	.732	.959	1.043
SBS	.027	.095	.023	.278	.782	.878	1.139
KPI	-5.803	2.553	-.229	-2.273	.026	.581	1.723
BRENT_NOK	.120	.053	.185	2.269	.027	.880	1.137
FTSE100	.870	.124	.558	7.019	.000	.931	1.074

a. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-25 Koeffisienttabell modell 13

En justert R^2 på 58,3 % gir en noe høyere forklaringsgrad enn modellen for hele perioden sett under ett uten dummyvariabel i analyse 1 (Tabell 6-2). F-observatoren på 13,392 er lavere enn tidligere, men fremdeles signifikant på 1 % nivå.

6.4.1 Hypotesetesting

Av tabell Tabell 6-25 ser vi at variablene enten er signifikante på 5 % nivå, eller langt ifra signifikante. Vi forkaster H_0 for RR_eff, KPI, BRENT_NOK og FTSE100. For IP, CCI og SBS har betaverdiene motsatt fortegn av det som var ventet, for AL er det som forventet. Ingen av disse variablene er signifikante så vi kan ikke forkaste H_0 for noen av dem, eventuelle antagelser fra betaverdiene blir derfor grunnløse.

6.4.2 Avvikende observasjoner

Basert på fremgangsmåten i første modell sjekker vi også her for avvikende observasjoner. Det er én leverageverdi som skiller seg ut, den er som ventet for august 1998. September 2001 har den største residualverdien. Denne observasjonen har også den tredje største

leverageverdien. Juli 2001 står for den nest høyeste leverageverdien, men det gir liten effekt å justere for denne. Bakgrunnen for avviket fra august 1998 er diskutert i kapittel 6.3.3. Den avvikende observasjonen i september 2001 skyldes i stor grad terrorangrepet på World Trade Center i New York 11. september 2001. Vi velger å justere for disse to observasjonene med en dummyvariabel siden dette er ekstreme hendelser.

6.4.3 Regresjon med dummyvariabel

Under presenteres resultatene fra modell 13 med dummyvariabel:

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.840 ^a	.705	.663	.03679087	2.119

a. Predictors: (Constant), Dummy, IP, BRENT_NOK, AL, SBS, CCI, KPI, FTSE100, RR_eff

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-26 Sammendrag modell 13 med dummyvariabel

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.201	9	.022	16.487	.000 ^a
	Residual	.084	62	.001		
	Total	.285	71			

a. Predictors: (Constant), Dummy, IP, BRENT_NOK, AL, SBS, CCI, KPI, FTSE100, RR_eff

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-27 ANOVA modell 13 med dummyvariabel

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.015	.007		2.239	.029		
RR_eff	-4.030	1.061	-.363	-3.797	.000	.520	1.924
IP	-.118	.195	-.045	-.605	.548	.846	1.181
CCI	-.110	.097	-.086	-1.135	.261	.820	1.219
AL	2.391	5.989	.029	.399	.691	.922	1.084
SBS	.026	.086	.022	.303	.763	.878	1.139
KPI	-4.634	2.315	-.183	-2.002	.050	.571	1.751
BRENT_NOK	.104	.048	.161	2.176	.033	.874	1.145
FTSE100	.695	.120	.445	5.799	.000	.806	1.240
Dummy	-.131	.033	-.341	-3.988	.000	.648	1.543

a. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-28 Koeffisienttabell modell 13 med dummyvariabel

Forklaringsgraden stiger og justert R^2 er nå 66,3 % samtidig som F-observatoren stiger til 16,487. Konklusjonene fra hypotesetestene er uendret. Største effekten av dummyvariabelen er at konstantleddet nå er signifikant og signifikansnivået for CCI bedrer seg noe, men er fremdeles ikke signifikant. Vi merker oss at rentevariabelen her er signifikant på 1 % nivå, en klar forskjell fra analyse 1.

6.4.4 Regresjon med restriksjoner

Basert på resultatene i Tabell 6-28, innføres følgende restriksjoner for ikke-signifikante variabler:

$$\beta_{IP} = \beta_{CCI} = \beta_{AL} = \beta_{SBS} = 0$$

Regresjonsmodellen blir da:

$$6-5 \quad OSEBX_t = \beta_0 + \beta_{RR_eff} RR_eff_t + \beta_{KPI} KPI_t + \beta_{BRENT_NOK} BRENT_NOK_t + \beta_{FTSE100} FTSE100_t + \beta_{Dummy} Dummy_t$$

Resultatene er vist i tabellene under:

Model Summary^a

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.835 ^a	.697	.674	.03616577	2.209

a. Predictors: (Constant), Dummy, KPI, BRENT_NOK, FTSE100, RR_eff

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-29 Sammendrag modell 13 med dummyvariabel og restriksjoner

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.198	5	.040	30.343	.000 ^a
	Residual	.086	66	.001		
	Total	.285	71			

a. Predictors: (Constant), Dummy, KPI, BRENT_NOK, FTSE100, RR_eff

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-30 ANOVA modell 13 med dummyvariabel og restriksjoner

Coefficients ^a							
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.014	.006		2.294	.025		
RR_eff	-3.740	.969	-.337	-3.859	.000	.602	1.661
KPI	-4.385	2.072	-.173	-2.116	.038	.689	1.452
BRENT_NOK	.101	.046	.156	2.180	.033	.892	1.121
FTSE100	.691	.117	.443	5.889	.000	.811	1.233
Dummy	-.122	.031	-.319	-3.936	.000	.700	1.430

a. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-31 Koeffisienttabell modell 13 med dummyvariabel og restriksjoner

Forklaringsgraden justert R^2 øker med 1,1 % til 67,4 % og F-observatoren doubles nesten til 30,343. Signifikansnivået er noe svakere for KPI, ellers relativt likt, og konklusjonene for hypotesetestene blir de samme.

6.4.5 F-test

Vi gjennomfører en F-test på samme måte som i analyse 1. Hypotesene er nå:

$$H_0: \beta_{IP} = \beta_{CCI} = \beta_{AL} = \beta_{SBS} = 0$$

$$H_1: \beta_{IP} > 0$$

$$\beta_{CCI} > 0$$

$$\beta_{AL} < 0$$

$$\beta_{SBS} < 0$$

Resultatene fra F-testen er vist under:

	RSS	T	k	m	F-verdi	p-verdi
Unrestricted	0.084	72	10			
Restricted	0.086	72	10	4	0.37	0.962

Tabell 6-32 F-test

Fra p-verdien ser vi at nullhypotesen ikke kan forkastes. Vi har dermed bevis for at modellen er best med restriksjoner.

6.5 Analyse 3: januar 2002 – desember 2007

Vi ser nå på siste delperiode og tar igjen utgangspunkt i utvalgsmodellen. Sammendrag av resultatene fra utvalgsmodellen presenteres i Tabell 6-33.

Modell	CORE							BRENT				NOK		R ²	ADJ. R ²	Std.Error	DW	F
	Constant	RR_eff	IP	CCI	AL	SBS	KPI	BRENT	_NOK	SP500	FTSE100	USD	TW					
1	0.031	0.923	0.708	0.007	0.169	0.283	0.055							0.253	0.184	0.05441	2.064	3.677
2	0.042	0.937	0.687	0.007	0.166	0.294	0.053	0.67						0.256	0.174	0.05476	2.093	3.138
3	0.111	0.583	0.669	0.126	0.119	0.672	0.054	0.002	0					0.721	0.686	0.03378	2.293	20.361
4	0.046	0.804	0.515	0.101	0.286	0.569	0.068	0.001	0		0.021			0.744	0.707	0.03262	2.248	20.034
5	0.094	0.662	0.689	0.109	0.148	0.736	0.058	0.001	0			0.208		0.728	0.689	0.03362	2.24	18.457
6	0.086	0.977	0.621	0.019	0.378	0.208	0.364	0.417		0				0.675	0.634	0.03644	2.482	16.391
7	0.044	0.788	0.507	0.015	0.62	0.168	0.414	0.268		0	0.074			0.692	0.647	0.03579	2.44	15.469
8	0.062	0.822	0.651	0.013	0.496	0.268	0.4	0.236		0		0.023		0.701	0.658	0.03523	2.46	16.188
9	0.041	0.993	0.635	0.006	0.182	0.291	0.048		0.321					0.265	0.184	0.05441	2.116	3.295
10	0.064	0.724	0.548	0.108	0.197	0.616	0.056		0	0				0.741	0.708	0.03257	2.288	22.499
11	0.046	0.804	0.515	0.101	0.286	0.569	0.068		0.001	0	0.368			0.744	0.707	0.03262	2.248	20.034
12	0.064	0.739	0.558	0.108	0.209	0.627	0.059		0	0		0.829		0.741	0.703	0.03282	2.276	19.702
13	0.079	0.903	0.559	0.017	0.424	0.2	0.35		0.155		0			0.682	0.642	0.03604	2.508	16.926
14	0.044	0.788	0.507	0.015	0.62	0.168	0.414		0.268		0	0.174		0.692	0.647	0.03579	2.44	15.469
15	0.051	0.799	0.619	0.013	0.538	0.244	0.408		0.235		0	0.051		0.702	0.658	0.03523	2.453	16.19

Tabell 6-33 Sammendrag utvalgsmodell for analyse 3

Modell 10 gir høyest justert R^2 , lavest standardfeil og høyest F-observator. Denne modellen velges derfor ut til videre analyse. Dette er samme modell som vi valgte for hele tidsperioden. Forskjellen fra analyse 1 er at vi nå fokuserer på siste delperiode med utgangspunkt i modellen uten restriksjoner.

Modell 10:

$$6-6 \quad OSEBX_t = \beta_0 + \beta_{RR_eff} RR_eff_t + \beta_{IP} IP_t + \beta_{CCI} CCI_t + \beta_{AL} AL_t + \beta_{SBS} SBS_t + \beta_{KPI} KPI_t + \beta_{BRENT_NOK} BRENT_NOK_t + \beta_{SP500} SP500_t$$

Resultatene for modell 10 estimert på siste delperiode presenteres i tabellene under:

Model Summary ^a					
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.861 ^a	.741	.708	.03256974	2.288

a. Predictors: (Constant), SP500, IP, SBS, AL, BRENT_NOK, KPI, CCI, RR_eff

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-34 Sammendrag modell 10

ANOVA ^a						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.191	8	.024	22.499	.000 ^a
	Residual	.067	63	.001		
	Total	.258	71			

a. Predictors: (Constant), SP500, IP, SBS, AL, BRENT_NOK, KPI, CCI, RR_eff

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-35 ANOVA modell 10

Coefficients ^a							
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.009	.005		1.884	.064		
RR_eff	-.312	.882	-.036	-.354	.724	.406	2.460
IP	.068	.113	.040	.604	.548	.933	1.072
CCI	.093	.057	.112	1.632	.108	.874	1.144
AL	-6.455	4.953	-.086	-1.303	.197	.938	1.066
SBS	.058	.115	.033	.504	.616	.972	1.029
KPI	-2.655	1.362	-.194	-1.949	.056	.416	2.406
BRENT_NOK	.196	.049	.271	3.992	.000	.892	1.121
SP500	1.350	.126	.775	10.753	.000	.792	1.263

a. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-36 Koeffisienttabell modell 10

Forklaringsgraden er høy, justert R^2 er 70,8 %, marginalt mindre enn det vi fikk i samme periode med restriksjoner i analyse 1 (Tabell 6-19).

6.5.1 Hypotesetesting

Som vi ser av Tabell 6-36, er det bare KPI, BRENT_NOK og SP500 som er signifikante på 10 % nivå, CCI er marginalt ikke-signifikant. Vi forkaster derfor H_0 for KPI, BRENT_NOK og SP500. I likhet med analyse 1 over hele tidsperioden med dummyvariabel (Tabell 6-11), er renten ikke signifikant.

6.5.2 Avvikende observasjoner

På samme måte som i de to andre analysene, sjekker vi for avvikende observasjoner i form av høye residual- eller leverageverdier. Det er ingen residualverdier som skiller seg nevneverdig ut i denne delen av utvalget. Vi har en leverageverdi som er markant høyere enn resten. Den er for januar 2003. Vi innfører en dummyvariabel for å justere for denne, men

finner som i analyse 1 at det ikke har noen nevneverdig effekt. Det innføres derfor ikke noen dummyvariabel i denne analysen.

6.5.3 Regresjon med restriksjoner

Basert på hypotesetestingen ekskluderer vi nå variabler som ikke er signifikante ved å innføre følgende restriksjoner:

$$\beta_{RR_eff} = \beta_{IP} = \beta_{CCI} = \beta_{AL} = \beta_{SBS} = 0$$

Regresjonsmodellen ser nå slik ut:

$$6-7 \quad OSEBX_t = \beta_0 + \beta_{KPI}KPI_t + \beta_{BRENT_NOK}BRENT_NOK_t + \beta_{SP500}SP500_t$$

Resultatene presenteres i tabellene under:

Model Summary^p

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.850 ^a	.722	.710	.03246709	2.194

a. Predictors: (Constant), SP500, BRENT_NOK, KPI

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-37 Sammendrag modell 10 med restriksjoner

ANOVA^p

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	.186	3	.062	58.844	.000 ^a
	Residual	.072	68	.001		
	Total	.258	71			

a. Predictors: (Constant), SP500, BRENT_NOK, KPI

b. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-38 ANOVA modell 10 med restriksjoner

Coefficients^a

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1 (Constant)	.009	.004		2.271	.026		
KPI	-2.462	.924	-.180	-2.665	.010	.898	1.114
BRENT_NOK	.201	.048	.278	4.159	.000	.913	1.096
SP500	1.422	.119	.817	11.935	.000	.873	1.145

a. Dependent Variable: OSEBX

Tabell 6-39 Koeffisienttabell modell 10 med restriksjoner

Alle variabler er nå signifikante på 1 % nivå. Forklaringsgraden justert R^2 øker noe, men er likevel lavere enn samme tidsperiode i analyse 1 (Tabell 6-19).

6.5.4 F-test

På samme måte som i de to foregående analysene, tester vi om regresjon med restriksjoner er bedre enn regresjon uten restriksjoner ved hjelp av en F-test. Hypotesene for F-testen er:

$$H_0: \beta_{RR_eff} = \beta_{IP} = \beta_{CCI} = \beta_{AL} = \beta_{SBS} = 0$$

$$H_1: \beta_{RR_eff} < 0$$

$$\beta_{IP} > 0$$

$$\beta_{CCI} > 0$$

$$\beta_{AL} < 0$$

$$\beta_{SBS} < 0$$

Resultatene fra F-testen er vist under:

	RSS	T	k	m	F-verdi	p-verdi
Unrestricted	0.067	72	9			
Restricted	0.072	72	9	5	0.94	0.611

Tabell 6-40 F-test

Fra p-verdien ser vi at nullhypotesen ikke kan forkastes. Vi har dermed bevis for at modellen er best med restriksjoner.

6.6 Prediksjoner

Basert på de estimerte betaverdiene gir vi her en grafisk fremstilling av hvordan de ulike modellene historisk ville predikert utviklingen i OSEBX, gitt utviklingen i de forklarende variablene, og sammenligner med observert utvikling. Vi presenterer den aritmetiske utviklingen i henhold til ligning 6-8.

$$6-8 \quad \widehat{OSEBX}_t = \widehat{OSEBX}_{t-1} * e^{\sum_0^S (\beta_s X_s)}$$

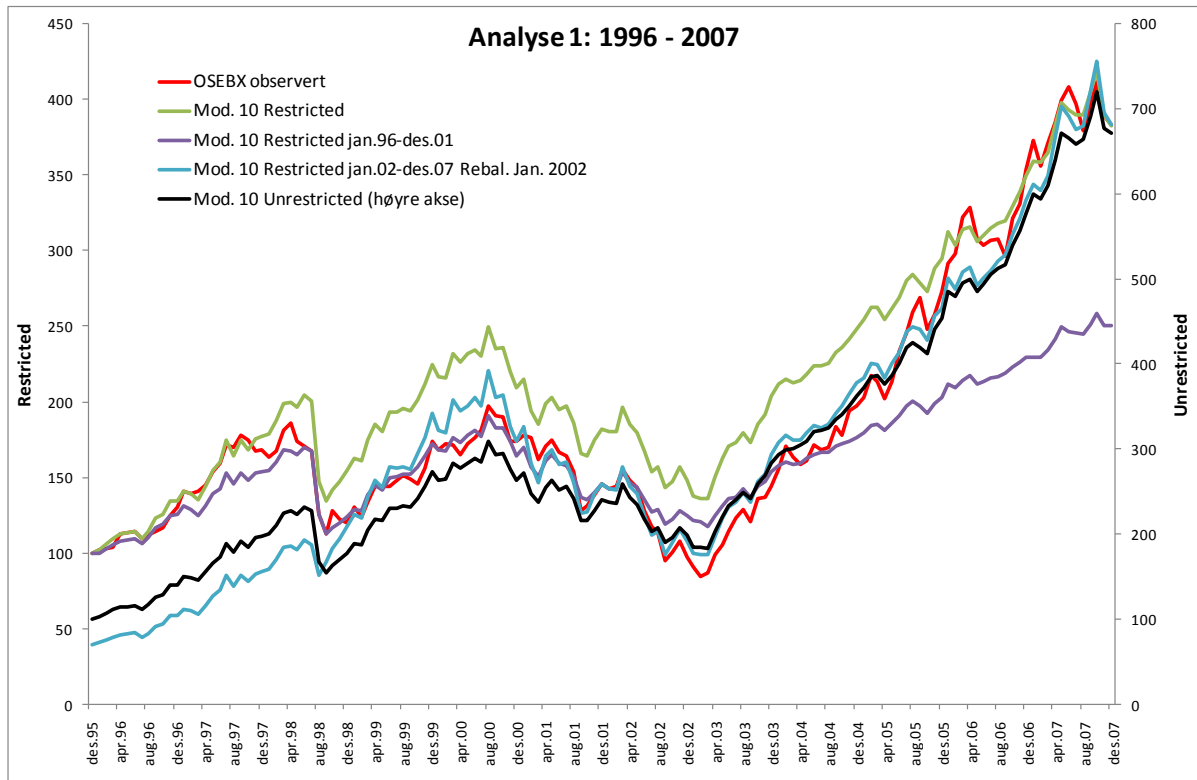
$$s \in [0, S]$$

For å unngå uoversiktlig notasjon er s her brukt som en stedfortreder for de totalt S ulike variablene (X).

Vi indekserer utviklingen til 100 i desember 1995 slik at vi er på samme nivå som OSEBX. Regresjoner som er basert på siste delperiode fra januar 2002 til desember 2007, rebalanseres i forhold til OSEBX i januar 2002. Dette gir en bedre visuell fremstilling av modellene da det viser avvik før og etter startpunktet på en måte som enkelt kan sammenlignes med utviklingen i OSEBX. Vi ser på realavkastning slik at verdien av OSEBX er uttrykt i januar 1996 kroner. Ved ekstrem utvikling i estimert verdi vil vi plote utviklingen på en sekundær akse slik at de periodene som samstemmer best, kan sammenlignes. Selv om estimert indeksutvikling kan bli langt over observert verdi, betyr ikke det at modellen er ekstremt feil, men kan komme av en overvurdering i enkelte perioder som vil gi en varig nivåøkning i estimert indeks. Modellene som presenteres er de mest robuste variantene, det innebærer at estimert utvikling fra modellene i analyse 1 og 2 er beregnet med dummyvariabler.

6.6.1 Analyse 1: januar 1996 - desember 2007

Basert på resultatene fra analyse 1, presenterer vi i Figur 6-5 hvordan de ulike modellene i analysen historisk ville predikert utviklingen av OSEBX gitt utviklingen i forklaringsvariablene.

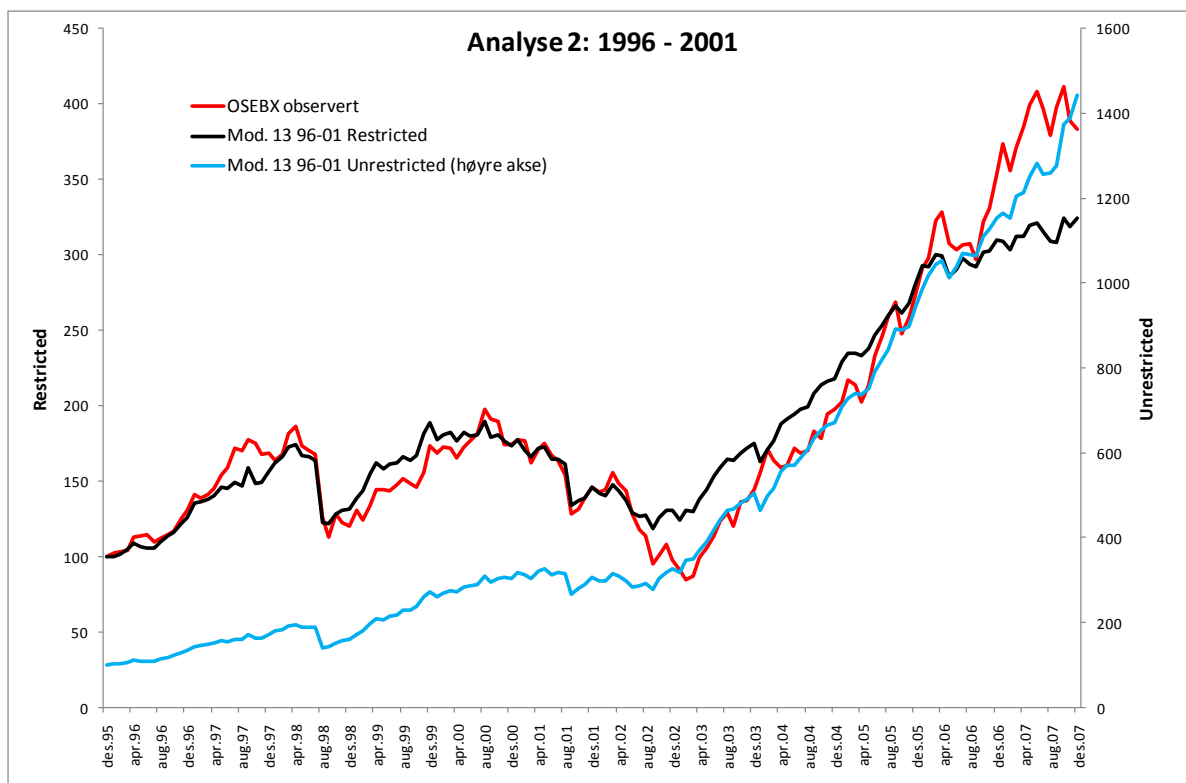


Figur 6-5 Estimert utvikling basert på resultatene fra analyse 1

Estimert utvikling fra modell 10 uten restriksjoner (unrestricted), må vi plote på høyre akse for å vise sammenhengen da denne har en høy utvikling i forhold til resten. Modellen med restriksjoner (restricted), produserer estimerer som er mer på nivå med observert verdi. Ser en bort fra de tre første årene (1996-1998) for modellen estimert på siste delperiode og siste tre år (2005-2007) for modellen estimert på første delperiode, gir modellene estimert på delperiodene en bedre tilnærming til observert verdi enn modellene som estimeres på hele tidsperioden.

6.6.2 Analyse 2: januar 1996 – desember 2001

Figur 6-6 presenterer historisk prediksjon basert på modellene i analyse 2.

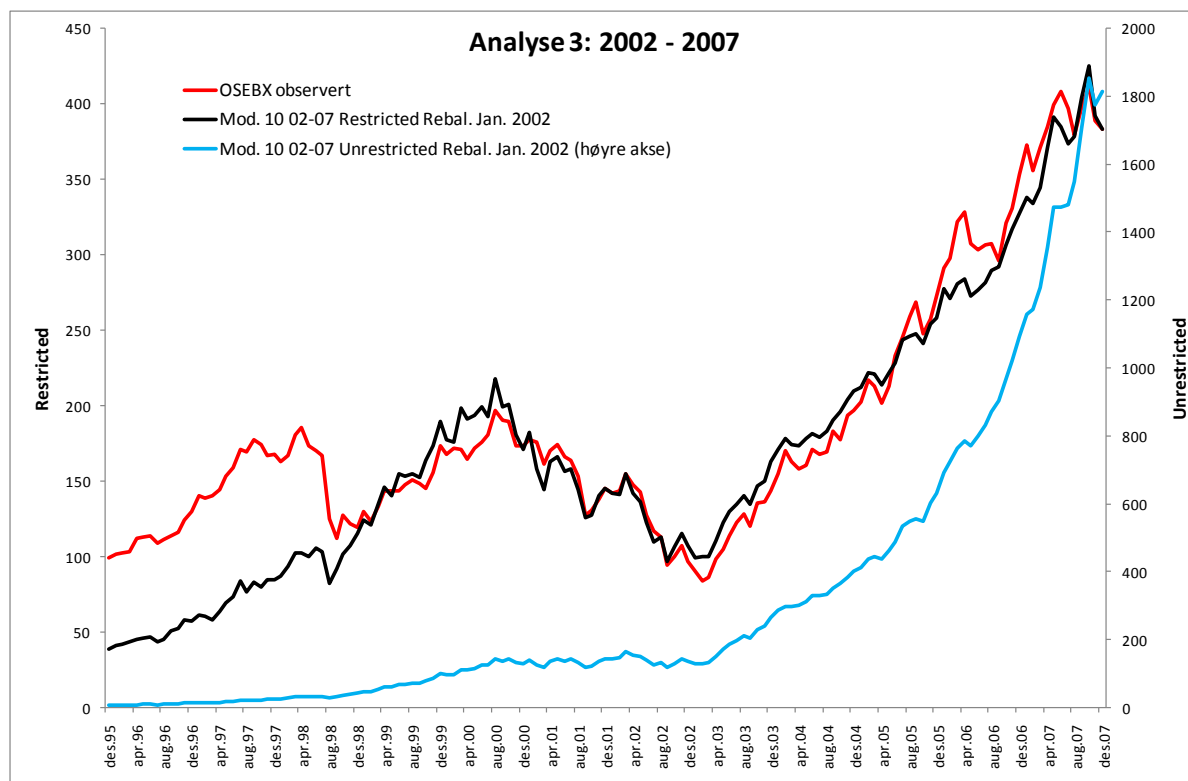


Figur 6-6 Estimert utvikling basert på resultatene fra analyse 2

Modell med restriksjoner ser ut til å gi en god forklaring på utviklingen i OSEBX bortsett fra de siste 18 månedene. For modellen uten restriksjoner er samsvaret bedre i siste del av tidsperioden, men vi måtte også her plote denne på høyre akse grunnet høy verdiutvikling.

6.6.3 Analyse 3: januar 2002 – desember 2007

I Figur 6-7 vises historisk prediksjon basert på modellene i analyse 3.



Figur 6-7 Estimert utvikling basert på resultatene fra analyse 3

Igjen må vi plote modellen uten restriksjoner på høyre akse. Denne ser heller ikke ut til å treffe observert utvikling i OSEBX i stor grad til tross for en rapportert R^2 i underliggende logaritmisk endring på 70,8 %. Med restriksjoner gir modellen et bra bilde av utviklingen fra rundt januar 1999.

6.6.4 Prediksjoner oppsummert

Alle modeller uten restriksjoner ser ut til å overvurdere veksten og dermed produsere estimater for OSEBX som er mye høyere enn observert verdi. Dette kommer først og fremst av at disse modellene inneholder flere ikke-signifikante variabler som tydeligvis gir en kraftig skjevhet oppover i estimatene. Samtidig vil en regresjonsmodell systematisk undervurdere ekstremutslag. I aksjemarkedet er ekstremutslagene vanligvis negative, og regresjonsmodellen vil derfor overvurdere utviklingen. Selv om vi i de to første analysene justerer for de største ekstremutslagene med dummyvariabler, vil rentesrenteeffekter føre til store utslag over tid selv ved små overvurderinger. Når vi innfører restriksjoner, gir modellene et mye bedre bilde av utviklingen. Samtlige av disse ser ut til å treffe godt i

perioden 1999-2005. Selv om modellene som er rebalansert er ”nullstilt” og dermed tilpasset OSEBX i januar 2001, viser de likevel en god forklaringsevne fremover og tildels bakover. Det er tydelig at modellene fra analyse 3 har størst problemer med å forklare det bratte fallet i markedet i august og september 1998. Dette er som ventet da disse modellene ikke inkluderer en dummyvariabel og slike ekstremobservasjoner vanskelig kan modelleres. Første delperiodeanalyse i analyse 1 og modellen fra analyse 2, som begge er basert på estimer fra første periode med restriksjoner, har en god estimeringsevne frem til utgangen av 2004 for analyse 1 og utgangen av 2005 for analyse 2. Estimert betaverdi for SP500 er mye lavere for første delperiodeanalyse i analyse 1 enn den er for de andre modellene. Dette gir en svakere vekst i denne modellen når SP500 stiger. For modell 13 i analyse 2 kan den plutselige stagnasjonen i vekst mot slutten av 2005 forklares av renten. Modell 13 er den eneste som har med renten som forklarende variabel etter restriksjoner, og med en tiltakende økning i renten fra 2005 og utover, ser dette ut til å veie opp for vekst fra andre variabler.

7. Avsluttende kommentarer og konklusjon

Forklaringsgraden (R^2 og justert R^2) i modellene våre er høy tatt i betraktning at vi ikke kan forventes å ha med alle variabler som markedet priser inn. Vi mangler, som tidligere nevnt, variabler for både BNP og driftsbalanse som ikke finnes på månedlig basis. I dette kapitlet ser vi nærmere på resultatene fra analysen og tolker disse før vi konkluderer og kommer med forslag til videre forskning.

7.1 Resultater fra analysen

Fra analysen er det spesielt to generelle resultat som er godt fundert i modellene. Det første er at verken industriproduksjon, arbeidsledighet eller kredittrisiko har beviselig påvirkning på OSEBX i noen av analysene. Resultat nummer to er at oljepris og internasjonale finansmarkeder beviselig har en påvirkning i alle analyser, selv om graden av påvirkning trolig varierer noe over tid. Tabell 7-1 viser et sammendrag over analyseresultatene.

	Analyse 1: 1996-2007						Analyse 2: 1996-2001			Analyse 3: 2002-2007	
	96-07 UR	96-07 UR dummy	96-07 R	96-01	02-07	UR	UR - dummy	R	UR	R	
Constant	Beta 0.009 Sign. 0.031	0.009 0.016	0.009 0.013	0.003 0.58	0.01 0.023	0.012 0.11	0.015 0.029	0.014 0.025	0.009 0.064	0.009 0.026	
RR_eff	Beta -1.934 Sign. 0.01	-0.793 0.264				-5.285 0	-4.03 0	-3.74 0	-0.312 0.724		
IP	Beta -0.053 Sign. 0.641	-0.016 0.874				-0.136 0.533	-0.118 0.548		0.068 0.548		
CCI	Beta 0.131 Sign. 0.021	0.127 0.015	0.135 0.008	0.101 0.261	0.087 0.122	-0.039 0.717	-0.11 0.261		0.093 0.108		
AL	Beta -4.591 Sign. 0.295	-4.737 0.235				-2.249 0.732	2.391 0.691		-6.455 0.197		
SBS	Beta 0.029 Sign. 0.7	0.01 0.884				0.027 0.782	0.026 0.763		0.058 0.616		
KPI	Beta -4.749 Sign. 0	-3.491 0.005	-2.527 0.005	-0.245 0.893	-2.374 0.012	-5.803 0.026	-4.634 0.05	-4.385 0.038	-2.655 0.056	-2.462 0.01	
BRENT_NOK	Beta 0.151 Sign. 0	0.164 0	0.169 0	0.17 0.001	0.198 0	0.12 0.027	0.104 0.033	0.101 0.033	0.196 0	0.201 0	
SP500	Beta 0.94 Sign. 0	0.896 0	0.911 0	0.715 0	1.37 0				1.35 0	1.422 0	
FTSE100	Beta Sign.					0.87 0	0.695 0	0.691 0			
Dummy	Beta Sign.	-0.15 0	-0.159 0	-0.168 0			-0.131 0	-0.122 0			
Justert R^2	57.7 %	65.0 %	65.3 %	69.3 %	71.6 %	58.3 %	66.3 %	67.4 %	70.8 %	71.0 %	
UR = Unrestricted R = Restricted											

Tabell 7-1 Sammendrag analyseresultater

Vi går nå gjennom resultatene for hver variabel og forsøker å forklare avvik fra hypoteser og utvikling mellom delperiodene. Til slutt oppsummerer vi og ser litt på Norge i forhold til utlandet, før vi går videre til konklusjon.

7.1.1 Rente

Renten er den variabelen som avviker mest fra våre forventninger. Det teoretiske fundamentet, i tillegg til tidligere studier, virket solid nok til at vi kunne være rimelig sikre på at denne variabelen skulle ha en signifikant påvirkning på OSEBX i alle tidsperioder.

I analyse 1 forkaster vi nullhypotesen til fordel for vår alternativhypotese basert på en regresjon uten restriksjoner over hele tidsperioden. Når vi kontrollerer for avvikende observasjoner, finner vi imidlertid at det rapporterte signifikansnivået for renten er kritisk avhengig av én enkelt observasjon og at renten ikke lenger er signifikant når denne observasjonen fjernes. Renten, som vi antok å være blant de mest robuste variablene, viser seg å ikke være robust ved endringer i modellen. I de to andre analysene er resultatene for renten langt mer robust etter kontroll for avvikende observasjoner, men resultatene spriker fra signifikant på 1 % nivå i analyse 2 til ikke-signifikant i analyse 3. Vi kan i analyse 2 bekrefte resultatene fra tidligere studier utført av mellom andre Gjerde og Sættem (1999).

En mulig forklaring på forskjellen mellom de to delperiodene finner vi i utviklingen av både markedet og pengepolitikken i Norge. Første delperiode er preget av turbulente markeder med flere store kriser som Asia-krisen i 1997, Russlands devaluering av rubelen i 1998, dotcom boblen som sprakk og terrorangrepene i New York i 2001. Andre delperiode er derimot preget av en global oppgangskonjunktur uten større kriser (med unntak av subprimekrisen mot slutten av 2007). Samtidig var det en viktig endring i pengepolitikken i Norge i 2001 med innføring av inflasjonsmålet.

Norges Bank følger en filosofi med høy grad av åpenhet rundt rentesettingen og legger selv til grunn at høyere tillit til rentesettingen fra markedet vil gjøre pengepolitikken mer effektiv (Gjedrem, 2001). Sentralbanksjef Svein Gjedrem sier i sin leder til Inflasjonsrapport nr.2 2005 "Vi vil heve renten i små, ikke hyppige steg", og fra slutten av 2005 publiserer Norges Bank sin egen renteprognose. Dette i kombinasjon med at renten nå er knyttet mot et eksplisitt inflasjonsmål, reduserer mye av usikkerheten rundt utviklingen i renten. Sett i lys av våre resultater for renten i andre periode, kan det kanskje argumenteres for at Norges Bank har gjort en god jobb i å bygge tillit, og på den måten gitt markedet mulighet til å prise inn renteendringer på forskudd. Med tanke på at det ikke har vært noen større kredittkriser i denne perioden (igjen med unntak av subprimekrisen), kan dette føre til at den direkte observerte effekten av renteendringer ikke blir så stor.

Den ekspansive pengepolitikken med lav og stabil rente i siste periode kan også tenkes å bygge opp under høy økonomisk vekst, uten at det gir seg utslag i regresjonsmodellen. En lav konstant rente er antatt å drive markedet oppover, men uten variasjon vil ikke denne forklaringskraften bli vektlagt i regresjonsmodellen. Den internasjonale oppgangskonjunkturen kan også føre til at effektene fra rentevariabelen ”drukner” i effekten fra andre variabler som for eksempel oljepris.

7.1.2 Inflasjon

Med unntak av første delperiode i analyse 1, er inflasjonen signifikant og har negativ påvirkning i alle modeller (Tabell 7-1).

Gjennomgående er betaverdiene, og dermed påvirkningen, for KPI høyest i første periode. Chen et al. (1986) finner at inflasjonen har mest påvirkning ved høy volatilitet i inflasjonen. Dersom en antar at denne observasjonen stemmer, kan det bety at inflasjonen i Norge er mindre volatil i andre periode enn i første. Vi vet at inflasjonen i Norge har vært lav i andre periode, samtidig kan innføringen av inflasjonsmålet ha ført til stabilitet i inflasjonen. Ved å undersøke tidsplottet for KPI, samt foreta en mer formell undersøkelse av forskjellene i standardavvik i KPI-serien mellom første og andre periode, finner vi imidlertid at dette ikke er tilfelle. Inflasjonen er lavere i snitt i andre periode, men mer volatil. Vi kan derfor ikke bekrefte resultatene fra Chen et al. (1986). Resultatet som avviker i analyse 1, kommer av at vi inkluderer en dummyvariabel for september 1998. Dette kan tolkes som et tegn på at resultatene for KPI i første periode ikke er så robuste som vi skulle ønske. De endelige resultatene for analyse 2 er imidlertid robuste i forhold til de observerte leverage- og residualverdiene i utvalget, men grunnet det avvikende resultatet i analyse 1 kan vi ikke forkaste resultatene fra Chen et al. uten videre. Resultatet blir derfor at vi ikke kan støtte, men heller ikke forkaste deres hypotese.

En interessant observasjon vi har merket oss i forbindelse med det avvikende resultatet for KPI i analyse 1, er en mulig sammenheng med rentevariabelen. Renten og KPI er negativt korrelert samtidig som de begge normalt har en stor og negativ betaverdi. Det kan se ut som det eksisterer et slags balanseforhold, der begge har en negativ påvirkning på markedet og på hverandre. En mulig hypotese er at dette balanseforholdet kan skape store betaverdier for begge to for å veie opp for en del av effekten den andre variabelen har på markedet. Dersom den ene variabelen fjernes fra analysen, vil dette medføre en reduksjon i den andres

betaverdi da balanseforholdet ikke lenger må opprettholdes. Størrelsen på reduksjonen i betaverdi, vil avhenge av den ekskluderte variabelens påvirkning på markedet.

Tabell 7-1 gir et innblikk i hypotesen, der en innføring av restriksjoner som ekskluderer rentevariabelen i analyse 1 og 3, reduserer betaverdien for KPI. Sammenligner vi første delperiode i analyse 1 med analyse 2 med restriksjoner, gir hypotesen en mulig forklaring på den ikke-signifikante KPI-variabelen i analyse 1. Analysene går over samme tidsperiode, hovedforskjellen er at renten ekskluderes i analyse 1. Vi ser i analyse 2 at når renten er med, har både KPI og renten store betakoeffisienter og er sterkt signifikante. I analyse 1 over første periode, har KPI en liten betaverdi som er langt fra signifikant. Grunnen til den ikke-signifikante KPI variabelen ser ut til å komme av at modellspesifikasjonen baseres på hele perioden og dermed ikke inkluderer rentevariabelen. Når både rente og KPI har en stor påvirkningskraft i analyse 2, ser det ut til at balanseforholdet oppheves når renten ekskluderes, og betaverdien for KPI faller markant i analyse 1. En sammenligning av andre delperiode i analyse 1 med analyse 3 med restriksjoner, støtter denne hypotesen. Her opprettholder begge modellene en høy beta for KPI når renten fjernes. Dette kommer av at renten i utgangspunktet har en liten påvirkning i denne perioden. Konklusjonen for denne hypotesen er at den ikke-signifikante KPI-variabelen i første delperiode skyldes at renten har en påvirkning i første delperiode som ikke observeres i analyse 1 grunnet restriksjonene i modellen. Dette er imidlertid en hypotese vi ikke har testet eksplisitt, men den fremlegges som en potensiell forklaring for den avvikende observasjonen for KPI i analyse 1.

Vi har også sjekket for mulige bevis i forhold til Famas ”proxy” hypotese. Industriproduksjon og inflasjon er svakt negativt korrelert, signifikant på 10 % nivå, for hele tidsperioden, men vi finner at dette forholdet ikke holder når vi deler tidsperioden i to. I første periode er korrelasjonen sterkt positiv og signifikant på 1 % nivå, mens den i andre periode snur til svakt negativ og ikke-signifikant. Vi har dermed i likhet med Gjerde og Sættem (1999), ingen bevis som kan underbygge denne hypotesen.

7.1.3 Oljepris

Oljeprisen har en positiv og signifikant påvirkning i alle våre modeller, men vi ser en tendens til at den har større påvirkning og sterkere signifikansnivå i siste delperiode. Denne utviklingen skyldes nok at i første delperiode har oljeprisen i NOK en økning på 60 % mot en økning på hele 177 % i siste delperiode. Dersom vi hadde benyttet oljepris i USD ville

nok denne effekten vært enda mer markert, da oljepris i USD har hatt en utvikling på henholdsvis 12 % og 361 % i første og andre delperiode. Basert på resultatene fra utvalgsmodellen vår har vi brukt oljepris i norske kroner i alle våre analyser. En ser likevel fra de innledende utvalgsmodellene at det ikke er stor forskjell i signifikansnivå mellom oljepris i dollar eller kroner.

7.1.4 Internasjonale finansmarkeder

Både S&P500 og FTSE100 har en stor innvirkning på Oslo Børs. Selv om FTSE100 velges foran S&P500 i analyse 2, er forskjellen fra modellen med S&P500 minimal. Dette gjelder også for analyse 1 der utfallet er motsatt. I siste perioden ser vi at S&P500 har en litt større forklaringskraft enn FTSE100. Det kan dermed se ut som om det amerikanske markedet, i forhold til det britiske, har betydd mer for utviklingen på Oslo Børs i siste periode. Ser vi på delperiodene i analyse 1, har påvirkningen fra SP500 økt fra første til andre delperiode, noe som indikerer en økt påvirkning. Betavertien til SP500 på 1,35 i analyse 3 betyr at OSEBX endrer seg overproportjonalt med det amerikanske markedet i siste delperiode. En endring i SP500 på 1 % gir en endring i OSEBX på 1,35 % alt annet likt. Som en effekt av dette vil OSEBX være mer volatil enn sin amerikanske motpart.

7.1.5 Valuta

Valutakursene utelates fra alle våre analyser siden de ikke inngikk i noen av modellene med høyest justert R^2 . Ser vi på oversikten over utvalgsmodellen i analyse 3, Tabell 6-33, er likevel valutakursene signifikante i noen modeller. USD er signifikant på 5 % nivå i modell 4 og på 10 % nivå i modell 7. Mye av grunnen til denne signifikante påvirkningen skyldes nok sammenhengen mellom oljepris og USD, i modell 4 og 7 er oljeprisen i USD. Som nevnt i kapittel 7.1.3 har oljeprisen målt i USD hatt en voldsom utvikling i siste delperiode. Denne økningen skyldes delvis en reell prisøkning, men en stor del av økningen kan nok tilskrives at dollaren har svekket seg kraftig i løpet av denne perioden. Valutakursen NOK/USD blir derfor signifikant som en korrigerende til den kraftige økningen i oljepris. Dette bekreftes av en positiv betaverdi for USD i denne modellen. Den handelsvektede valutaindeksen for NOK er signifikant på 5 % nivå i modell 8 og på 10 % nivå i modell 15. Det ser ut som denne variabelen er signifikant i andre delperiode når vi inkluderer FTSE100 i analysen. En del av denne effekten kan nok også forklares ut ifra endringene i oljeprisen. Økningen i oljepris og de økte eksportinntektene dette medfører, har økt USD-andelen i

utenrikshandelen. Dermed utgjør USD en større andel av NOK_TW i andre delperiode. Dette kan vi også se fra korrelasjonsmatrisene i appendiks H, der korrelasjonen mellom USD og NOK_TW øker i andre delperiode.

7.1.6 Consumer Confidence Index

CCI er signifikant for hele tidsperioden i analyse 1, men ikke i noen av delperiodene. Den er heller ikke signifikant i verken analyse 2 eller 3. Ser vi på oversikten fra utvalgsmodellen, er CCI signifikant i alle modeller for analyse 1 (Tabell 6-1), ikke signifikant i noen modeller i analyse 2 (Tabell 6-22) og signifikant så lenge SP500 ikke er med i analyse 3 (Tabell 6-33). Det kan dermed se ut som den har liten eller ingen påvirkning i første delperiode og i andre periode har en forklaringsgrad knyttet til SP500.

7.1.7 Kredittrisiko

Vi prøvde å tilnærme oss denne variabelen ved å måle spread mellom BRIX- og ST4X-indeksene på Oslo Børs. Resultatene støtter ikke opp rundt denne variabelen da vi ikke finner den signifikant i noen analyser. Variabelen har en marginalt større p-verdi i analyse 2, men vi kan ikke trekke noen antagelser fra dette. Vi hadde ventet en større forskjell mellom delperiodene grunnet en antatt forskjell i kredittrisiko. Første periode har, som tidligere nevnt, flere finansielle kriser. Andre periode har ingen større kriser, med unntak av subprimekrisen mot slutten av 2007 som vi ikke har sett noen direkte effekt av i obligasjonsindeksene.

7.1.8 Arbeidsledighet

Arbeidsledighet faller ut av alle modellene våre. Studerer vi utvalgsmoellene, ser vi likevel at arbeidsledighet nesten er signifikant på 10 % nivå for modell 2 i analyse 1 (Tabell 6-1) og modell 3 i analyse 3 (Tabell 6-33). Det går også klart frem at det er kun i andre delperiode den har noen grad av signifikans, da utvalgsmoellene for analyse 2 gir svake p-verdier i alle modeller. Arbeidsledigheten har sunket til rekordlave nivåer i siste delperiode, noe som kanskje kan forklare en sterkere p-verdi.

7.1.9 Industriproduksjon

I likhet med arbeidsledighet, faller industriproduksjon ut av alle modeller. Vi ser likevel i utvalgsmoellene for analyse 2 (Tabell 6-22) at variabelen nesten er signifikant på 10 % nivå

så lenge S&P500 inkluderes i modellen. Det er en interessant observasjon, men vi ser ikke noe forklaringsgrunnlag i denne sammenhengen.

7.1.10 Oppsummering av analyseresultater

Målt ved justert R^2 gir våre modeller med restriksjoner høyere forklaringsgrad enn modellene uten restriksjoner. En stor del av utviklingen på Oslo Børs ser derfor ut til å kunne forklares ut fra relativt få faktorer. Dette sammenfaller med Gehr (1975) og Roll og Ross (1980) sine tidlige undersøkelser av modeller som bygger på APT. Ser vi på våre resultater i forhold til tilsvarende studier fra andre land, får vi et bilde av hvordan Norge skiller seg ut internasjonalt. Sammenligner vi med for eksempel Chen et al. (1986) sine resultater fra USA, er den største forskjellen graden av internasjonal påvirkning. USA kan gjennom en ledende posisjon og dominerende størrelse i verdensøkonomien til en viss grad se bort fra internasjonale påvirkninger. Norge er på den andre siden svært avhengig av internasjonale påvirkninger. Dette slår ut i modellspesifikasjonen for analyser av det norske markedet. I motsetning vil analyser av det amerikanske markedet inneholde en større andel nasjonale faktorer. Et annet avvik fra det amerikanske markedet er industriproduksjonens påvirkning. Dette er imidlertid ikke et særnorsk fenomen, ifølge Gjerde og Sættem (1999) har det vært vanskelig å påvise en påvirkning fra industriproduksjon i europeiske studier.

I kapittel 4.1.10 nevner vi noen andre forklaringsvariabler som kunne vært aktuelle i analysen. Vi tar derfor ikke for gitt at vår modellspesifikasjon produserer den høyeste forklaringsgraden eller gir det beste bildet av hvilke faktorer som påvirker det norske aksjemarkedet. Det finnes mange potensielle variabler og enda flere måter å kombinere disse på. Å ta med alle i en analyse er dessverre ikke mulig.

7.2 Svakheter i analysen

En generell svakhet ved denne type analyser er at resultatene er svært sensitive overfor små endringer i datamaterialet og endringer i modellspesifikasjon. Det har derfor vært et mål for oss å presentere våre resultater og forklaringer fra analysen på en så ærlig og transparent måte som mulig. Alle justeringer og endringer vi har gjort, er beskrevet i analysekapitlet eller under definisjon av variablene. De justeringer som er foretatt, har vært for å fremme det mest representative og robuste resultatet.

En mulig svakhet i vår utvalgsmodell er at når vi velger modell basert på justert R^2 , vil dette favorisere den modellen med færrest variabler grunnet flere frihetsgrader. Dette kan for eksempel føre til at modellen med BRENT_NOK velges fremfor en modell med BRENT og USD, selv om forklaringsgraden egentlig er lik.

7.3 Konklusjon

Vi startet med ni ulike variabler; tre av disse i to ulike versjoner, og totalt antall variabler ble derfor 12. Fra disse variablene finner vi en robust påvirkning fra inflasjon, oljepris og internasjonale finansmarkeder. Påvirkningen fra disse variablene viser seg å holde stand mot endringer i markedet, noe som tyder på at dette kan være fundamentale påvirkninger på OSEBX. Disse resultatene er også godt fundamentert i tidligere undersøkelser av det norske markedet.

Fra industriproduksjon, arbeidsledighet, kredittrisiko og valutavariablene finner vi ingen beviselig påvirkningskraft i noen av analysene. Kredittrisikovariabelen var ny, og fra det vi har sett, er ikke den tidligere testet i det norske markedet. Vi konkluderer med at denne har liten betydning. Industriproduksjon er tidligere funnet signifikant i Norge av Gjerde og Sættem (1999) og Kamsvåg (1993). Dette er resultater vi ikke kan bekrefte i vår analyse. Vår utvalgsperiode er ulik de brukt i tidligere studier, og vi konkluderer derfor ut fra våre analyser at denne variabelen ikke har en robust påvirkningskraft eller at endringer i markedet har tatt bort grunnlaget for denne variabelens påvirkning. Arbeidsledighet har vi ikke sett testet i det norske markedet tidligere. Vi finner heller ingen bevis for at det er en direkte påvirkning fra denne variabelen. Det kan tenkes at arbeidsledighet er mer avhengig av utviklingen på børsen enn børsen er av utviklingen i arbeidsledighet. Alternativt kan det hende at denne variabelen burde måles som avvik fra en estimert strukturell ledighetsrate for Norge. Våre resultater tilsier at valutakursene ikke har noen direkte innvirkning på det norske markedet med unntak av en indirekte innvirkning gjennom å utdype påvirkningen fra oljepris.

Consumer Confidence Index variabelen var en ny og litt alternativ variabel. Vi har signifikante resultater for denne for hele perioden i analyse 1, men for delperiodene i analyse 1 samt analyse 2 og 3, er den derimot ikke signifikant. På bakgrunn av disse resultatene konkluderer vi med at denne har liten eller ingen påvirkning på det norske markedet.

Vi finner at realrentens påvirkning på det norske aksjemarkedet endres over tid. I første delperiode (analyse 2) bekrefter vi resultatene fra tidligere studier, men i andre delperiode (analyse 3) finner vi oppsiktsvekkende ingen beviselig påvirkning. Tidligere studier beror på data i hovedsak fra vår første delperiode, og vår analyse på siste delperiode er således ny. Vi har derfor ikke noe sammenligningsgrunnlag for resultatene i denne perioden. Basert på resultatene fra våre analyser konkluderer vi derfor at sammenhengen mellom renten og markedet ikke er så fundamental som tidligere antatt.

Utfallet av hypotesetestene er oppsummert i Tabell 7-2.

Hypoteser		Estimerings periode		
H_0	H_1	Analyse 1 1996-2007	Analyse 2 1996-2001	Analyse 3 2002-2007
$\beta_{RR_eff} = 0$	$\beta_{RR_eff} < 0$	H_0	H_1	H_0
$\beta_{IP} = 0$	$\beta_{IP} > 0$	H_0	H_0	H_0
$\beta_{CCI} = 0$	$\beta_{CCI} > 0$	H_1	H_0	H_0
$\beta_{AL} = 0$	$\beta_{AL} < 0$	H_0	H_0	H_0
$\beta_{SBS} = 0$	$\beta_{SBS} < 0$	H_0	H_0	H_0
$\beta_{KPI} = 0$	$\beta_{KPI} < 0$	H_1	H_1	H_1
$\beta_{BRENT} = 0$	$\beta_{BRENT} > 0$	-	-	-
$\beta_{BRENT_NOK} = 0$	$\beta_{BRENT_NOK} > 0$	H_1	H_1	H_1
$\beta_{SP500} = 0$	$\beta_{SP500} > 0$	H_1	-	H_1
$\beta_{FTSE100} = 0$	$\beta_{FTSE100} > 0$	-	H_1	-
$\beta_{USD} = 0$	$\beta_{USD} > 0$	-	-	-
$\beta_{NOK_TW} = 0$	$\beta_{NOK_TW} > 0$	-	-	-

Tabell 7-2 Utfall av hypotesetester

Vår hovedkonklusjon er at sammenhengen mellom realøkonomi og aksjemarked i Norge best kan beskrives som en kombinasjon av en negativ sammenheng med utviklingen i inflasjon, samt en positiv sammenheng med utviklingen i internasjonale finansmarkeder og oljepris. Andre faktorer kan være en del av forklaringen, men av de andre faktorene vi har

hatt med i vår analyse, er det ingen som har vist en vedvarende sammenheng gjennom hele analyseperioden.

7.4 Forslag til videre forskning

Sammenhengen mellom rente og aksjemarked har vært opplest og vedtatt i empiriske undersøkelser de siste 20 årene. Et naturlig forslag til videre forskning basert på våre resultater, er derfor en utdyping av utviklingen i sammenhengen mellom rente og aksjemarked, både i Norge og internasjonalt.

Industriproduksjon er også et interessant felt. Selv om vi ikke finner den signifikant, er dette en mye brukt variabel i utlandet. Det kan derfor være interessant å se nærmere på hvorfor vi ikke finner denne signifikant og hva forskjellen mellom det norske og utenlandske markedet er med hensyn til denne variabelen.

Vi ønsker ikke å uten videre avskrive arbeidsledighet som en faktor. Det kan være interessant å teste om avvik fra strukturell arbeidsledighet kan være en forklarende faktor. En test av kausalitetsforholdet mellom aksjemarked og arbeidsledighet kan også være interessant. Det kan for eksempel være at aksjemarkedet forklarer en del av arbeidsledigheten.

Kredittrisikovariabelen vår var lite signifikant i alle analyser. Likevel vil vi ikke avskrive dette som en relevant risikofaktor, men det finnes kanskje bedre tilnærminger enn den vi har brukt. Et annet mulig mål på kredittrisiko er å måle spread mellom 3-måneders nibor og foliorenten (styringsrenten). Dette vil gi et mål på den premie bankene må betale for kortsiktig finansiering og kanskje et bedre bilde av den kontinuerlige utviklingen i kredittrisikoen i markedet.

Litteraturliste

- Bankerød, C. og Knudsen, P. (2007). Sammenhengen mellom Makroøkonomiske Faktorer og Oslo Børs. Masterutredning ved Handelshøyskolen i Bodø.
- Banz, R. (1981). The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *The Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.
- Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *The Journal of Business*, 45, 444-455.
- Black, F. (1986). Noise. *The Journal of Finance*, 41, 529-543.
- Black, F., Jensen, M. C. og Scholes, M. (1972). The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, *Studies in the Theory of Capital Markets*. New York, NY: Praeger 79-124.
- Bodie, Z., Kane, A. og Marcus, A. J. (2005). *Investments*. McGraw-Hill.
- Brealey, R. A. og Myers, S. C. (2003). *Principles of Corporate Finance*, 7th edition. New York, NY: McGraw-Hill/Irwin.
- Brooks, C. (2004). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press.
- Carlsen, F., Hagland, I. og Ruth, P. A. (1990). Prising av makroøkonomiske faktorer i det norske aksjemarkedet. *Beta* 2.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W. og MacKinlay, A. C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*.
- Chen, N., Roll, R. og Ross, S. A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 59, 383-403.
- Chopra, N., Lakonishok, J. og Ritter, J. R. (1992). Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact? *The Journal of Financial Economics*, 31, 235-268.
- Conrad, J. og Kaul, G. (1998). Time-Variation in Expected Returns. *The Journal of Business*, 61, 409-425.
- DeBondt, W. F. M. og Thaler, R. (1985). Does the Stock Market Overreact? *The Journal of Finance*, 40, 793-805.
- Dhrymes, P. J., Friend, I. og Gultekin, N. B. (1984). A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, 39, 323-346.
- Dyrnes, L. H. (2006). *Makroøkonomiske Faktorer og det Norske Aksjemarkedet*. Masterutredning ved Norges Handelshøyskole.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25, 383-417.

-
- Fama, E. F. (1980). Inflation, Output and Money. Working paper no. 41, Center for Research in Security Prices, Graduate School of Business, Univ. Chicago, rev.
- Fama, E. F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *The American Economic Review*, 71, 545-565.
- Fama, E. F. og French, K. R. (1988). Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *The Journal of Political Economy*, 96, 246-273.
- Fama, E. F. og MacBeth, J. D. (1973). Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *The Journal of Political Economy*, 81, 607-636.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York, NY: Macmillan.
- Gehr, A. (1975). Some Tests of the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of the Midwest Finance Association*, 91-105.
- Geske, R. og Roll, R. (1983). The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation. *The Journal of Finance*, 38, 1-33.
- Givoly, D. og Palmon, D. (1985). Insider Trading and the Exploitation of Inside Information: Some Empirical Evidence. *The Journal of Business*, 58, 69-87.
- Gjerde, Ø. og Sættem, B. (1999). Causal Realtions among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small, Open Economy. *The Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9, 61-74.
- Grossman, S. J. (1995). Dynamic Asset Allocation and the Informational Efficiency of Markets. *The Journal of Finance*, 50, 773-787.
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics*, 4th edition. New York, NY: McGraw-Hill/Irwin.
- Heimdal, I. (2006). *Makroøkonomiske Faktorer og det Norske Aksjemarkedet*. Siviløkonomoppgave ved Handelshøyskolen i Bodø.
- Hoaglin, D. C. og Welsch, R. E. (1978). The Hat Matrix in Regression and ANOVA. *The American Statistician*, 32, 17-22.
- Jaffe, J. F. (1974). Special Information and Insider Trading. *The Journal of Business*, 47, 410-428.
- James, C., Koreisha, S. og Partch, M. (1985). A VARMA Analyses of the Causal Relations Among Stock Returns, Real Output and Nominal Interest Rates. *The Journal of Finance*, 40, 1375-1384.
- Jegadeesh, N. og Titman, S. (1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*, 48, 65-91.
- Jegadeesh, N. og Titman, S. (2001). Profitability of Momentum Strategies: An Evaluation of Alternative Explanations. *The Journal of Finance*, 56, 699-720.

-
- Jones, C. M. og Kaul, G. (1996). Oil and the Stock Markets. *The Journal of Finance*, 51, 463-491.
- Kamsvåg, B. L. (1993). Fundamental Factors on the Norwegian Stock Market. Høyereavdelingsoppgave ved Norges Handelshøyskole.
- Keim, D. B. (1983). Size Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12, 13-32.
- Kendall, M. G. (1953). The Analyses of Economic Time-Series, Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society*, 96, 11-25.
- Lintner, J. (1965a). Security Prices, Risk, and Maximal Gains From Diversification. *The Journal of Finance*, 20, 587-615.
- Lintner, J. (1965b). The Valuation of Risk Assets and the Selections of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
- Lee, B. (1992). Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation. *The Journal of Finance*, 47, 1591-1603.
- Lo, A. W. og MacKinlay, A. C. (1988). Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test. *The Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
- Markowitz, H. (1959). *Portfolio Selection*. New York, NY: Wiley.
- Miller, M. H. og Scholes, M. (1972). Rates of Return in Relation to Risk: a Reexamination of Some Recent Findings, in Jensen, M. (Eds), *Studies in the Theory of Capital Markets*, New York, NY: Praeger, 47-78.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34, 768-783.
- Norman, V. (1993). *Næringsstruktur og Utenrikshandel: i en Liten, Åpen Økonomi*. Gyldendal Norsk Forlag AS.
- Obstfeld, M. og Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Poterba, J. og Summers, L. (1988). Mean Reversion in Stock Prices: Evidence and Implications. *The Journal of Financial Economics*, 22, 27-59.
- Reinganum, M. R. (1983). The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January: Empirical Tests for Tax-Loss Effects. *The Journal of Financial Economics*, 12, 89-104.
- Roll, R. (1977). A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests Part I: On Past and Potential Testability of the theory. *The Journal of Financial Economics*, 4, 129-176.
- Roll, R. og Ross, S. A. (1980). An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory. *The Journal of Finance*, 35, 1073-1103.

Ross, S. A. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset pricing. The Journal of Economic Theory, 13, 341-360.

Shapiro, A. C. (2006). Multinational financial management. Hoboken, N.J.: Wiley.

Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. The Journal of Finance, 19, 425-442.

Treynor, J. L. (1962). Toward a Theory of Market Value of Risky Assets. Unpublished manuscript. Subsequently published as Chapter 2 of Korajczyk (1999).

Walsh, C. (2003). Monetary Theory and Policy, Cambridge MA: MIT Press, Second Edition.

Andre kilder:

Norges Bank: Inflasjonsrapport nr. 2 2001, nr.2 2005 og nr. 3 2005.

Norges Bank publiserte artikler: Gjedrem, S. (2001). Om Arbeidet med Rentesettingen. Finansavisen 9. november 2001.

StatoilHydro ASA årsrapport 2007.

Internettkilder:

www.eia.doe.gov (Energy Information Administration)

www.finansdepartementet.no

www.investopedia.com

www.oslobors.no

www.norges-bank.no

www.ssb.no

www.statoilhydro.com

www.theice.com

Datakilder:

Børsprosjektet ved Norges Handelshøyskole

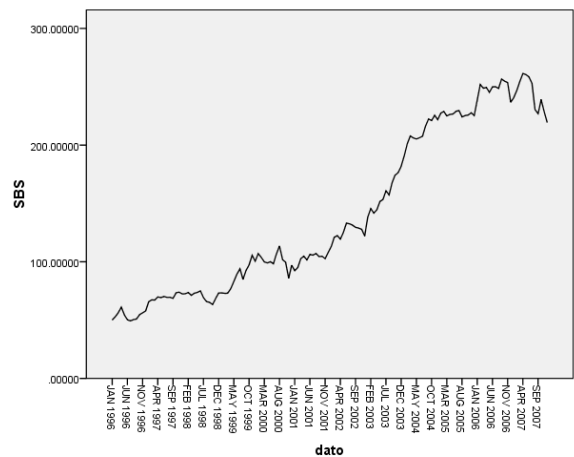
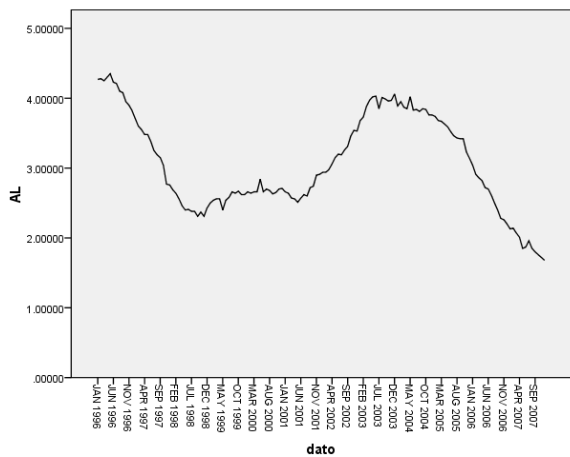
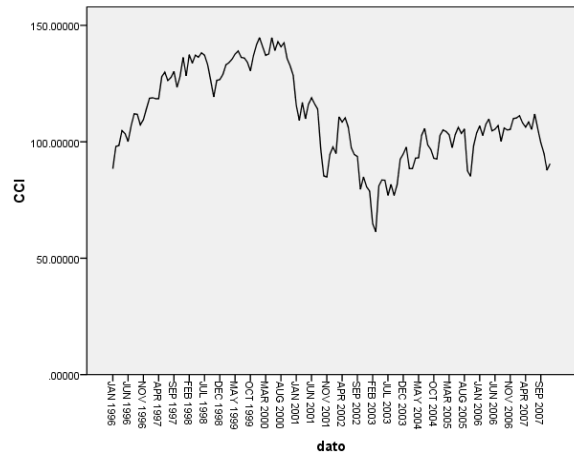
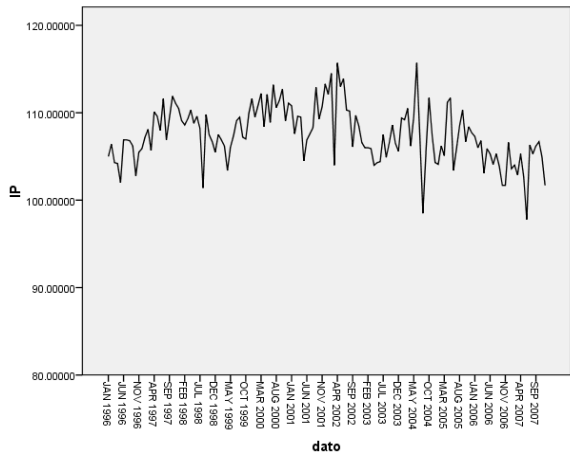
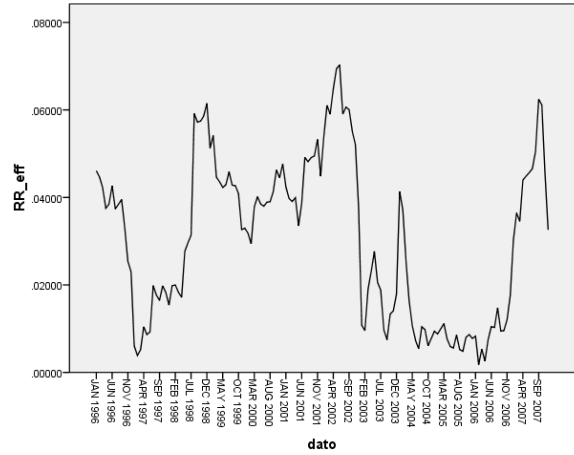
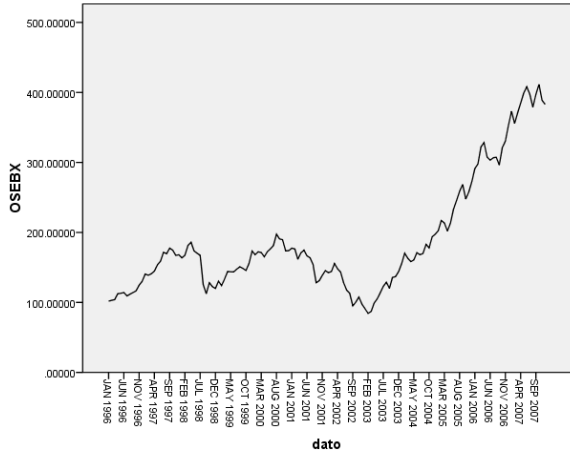
Norges Bank

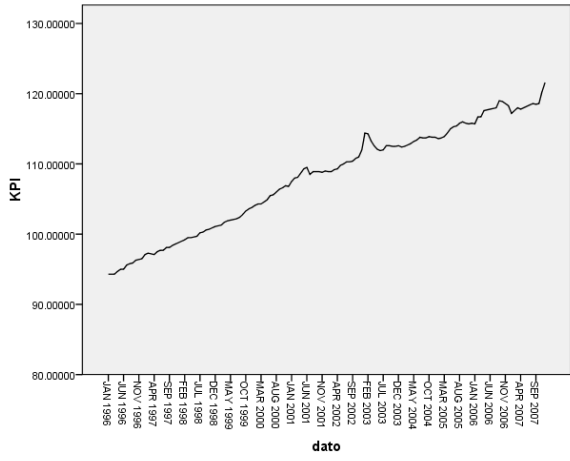
Statistisk Sentralbyrå

Thompson Datastream

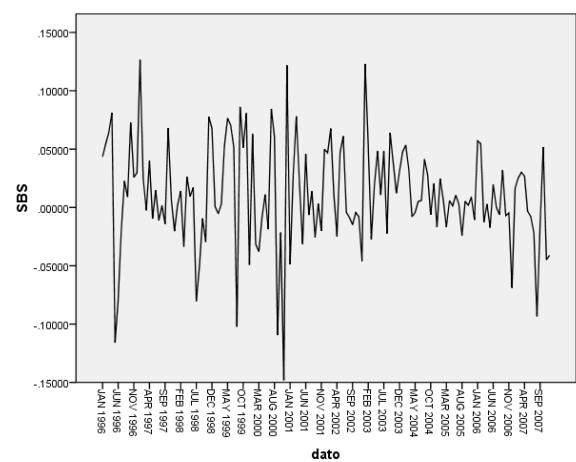
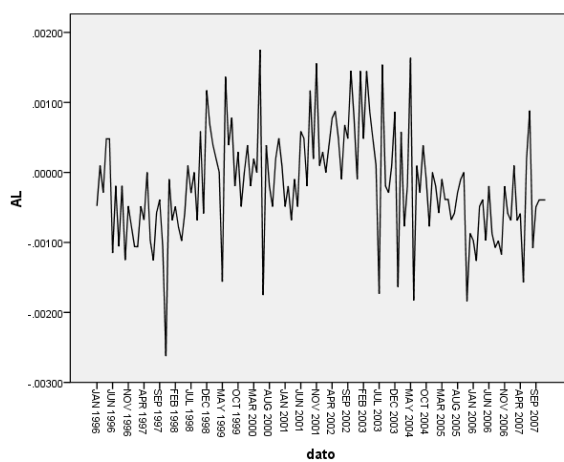
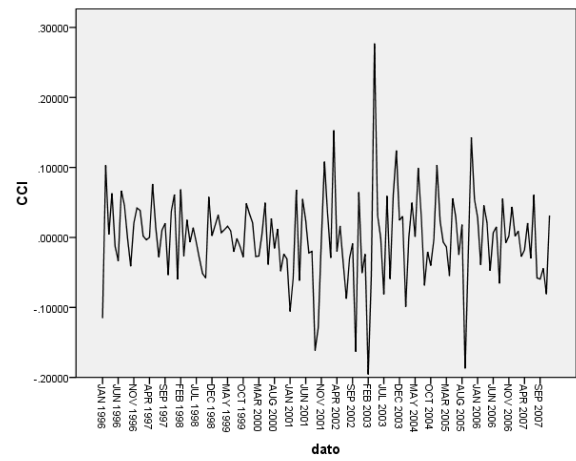
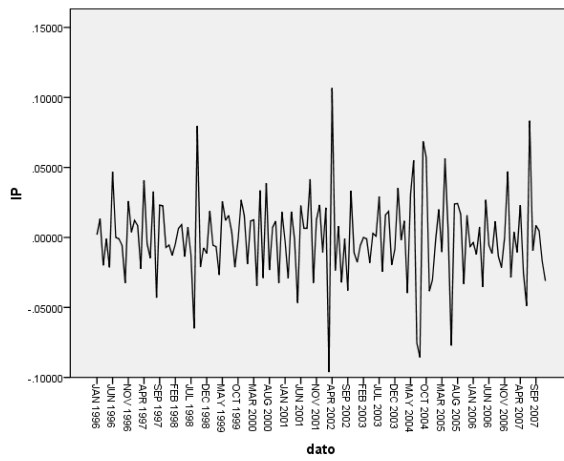
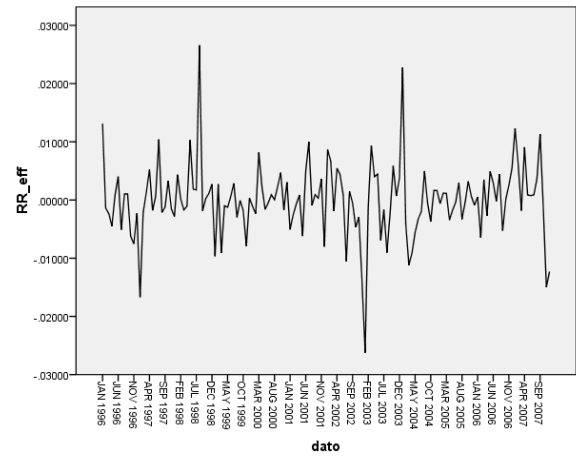
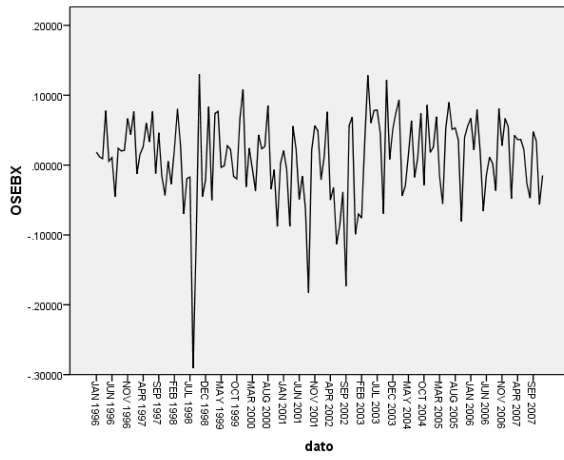
Appendiks

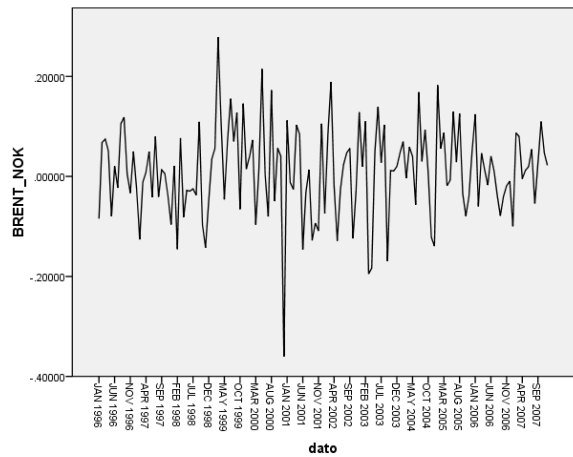
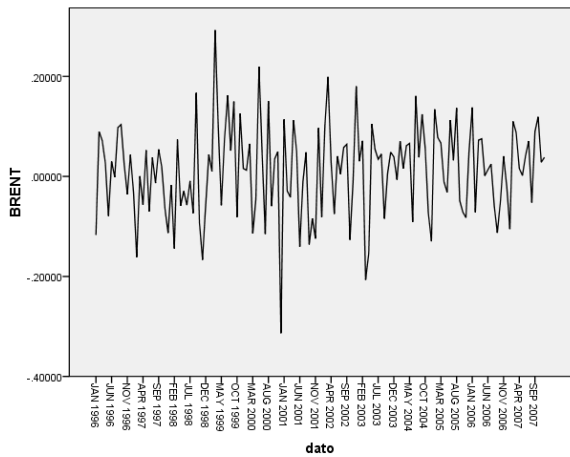
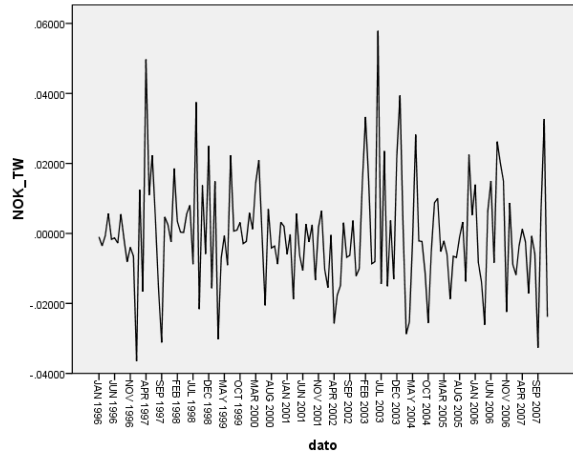
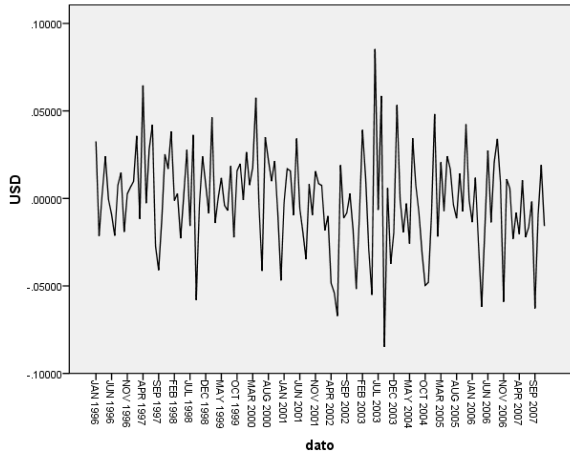
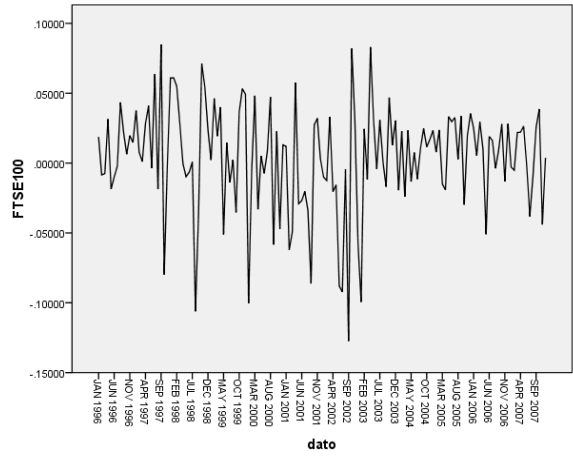
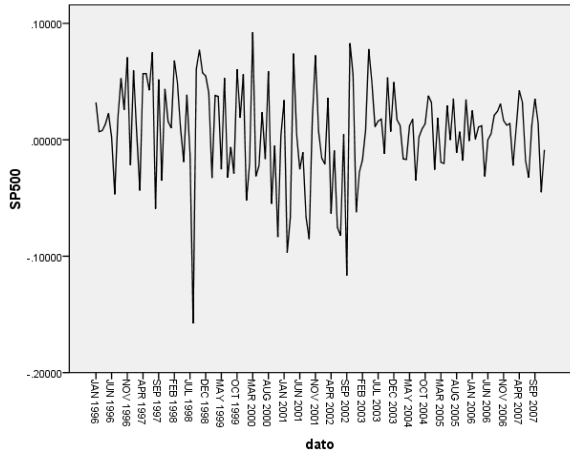
A. Tidsplott nivåådata

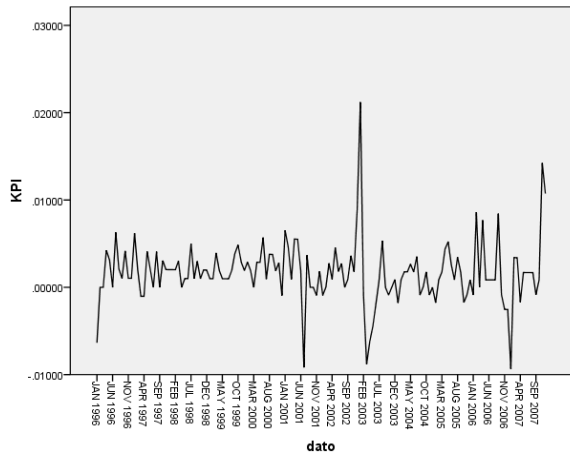




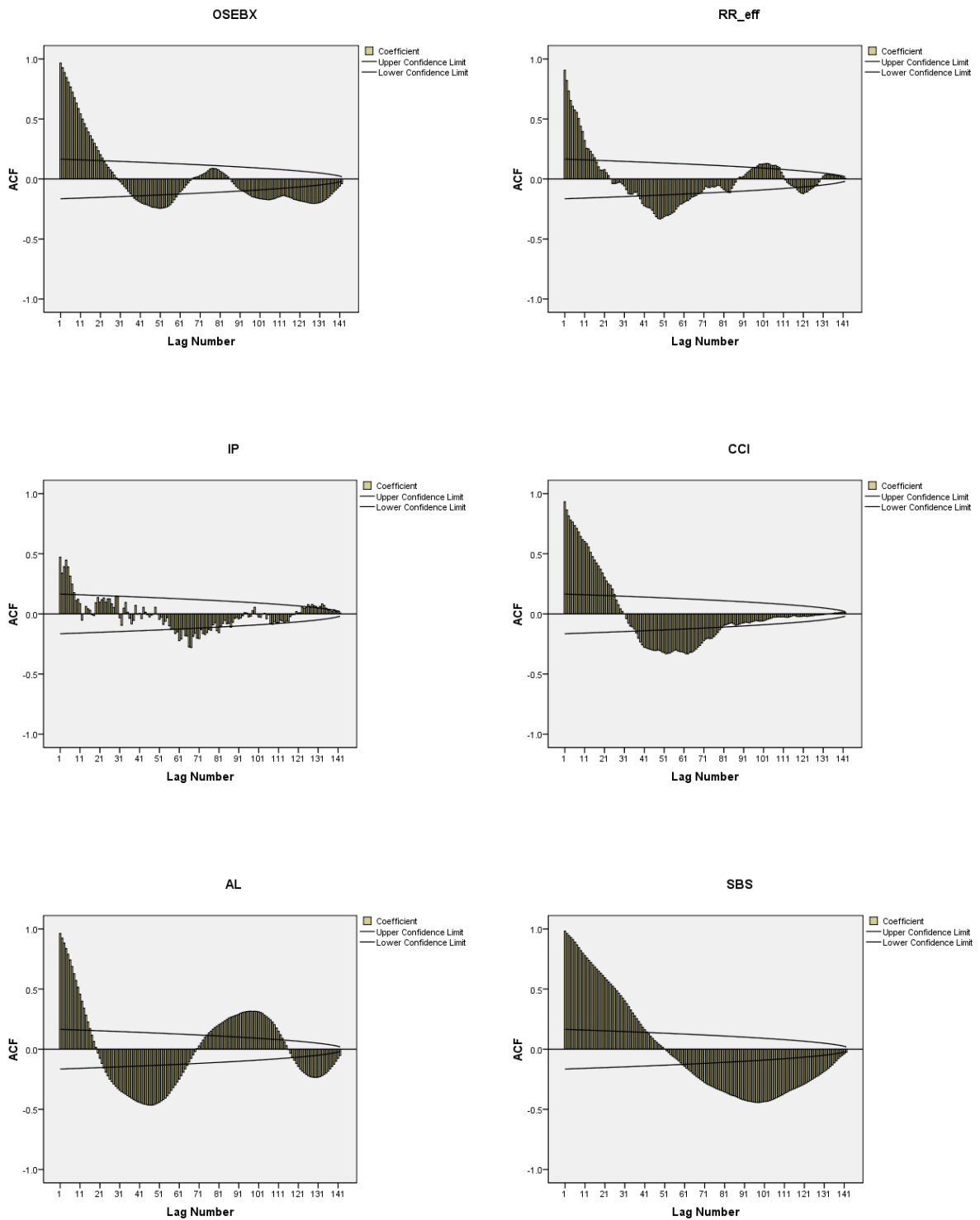
B. Tidsplott transformerte data

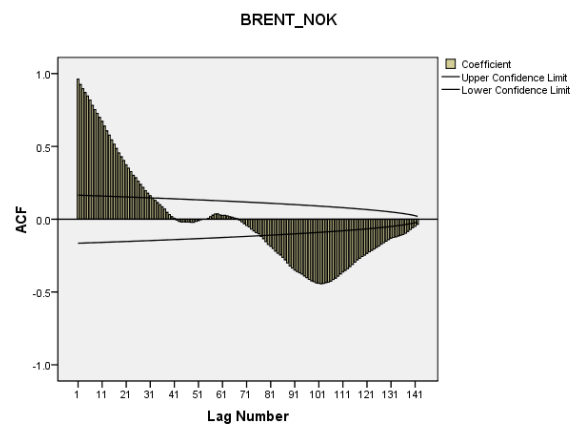
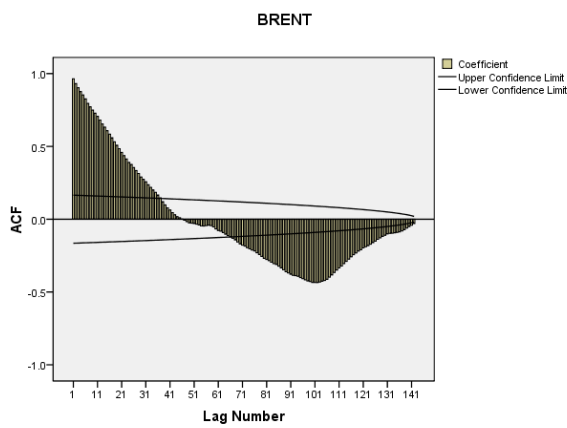
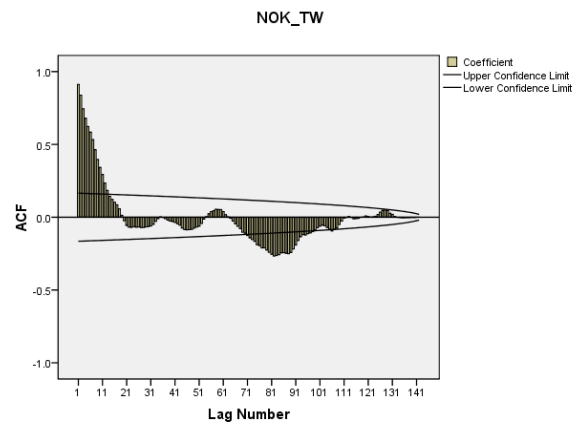
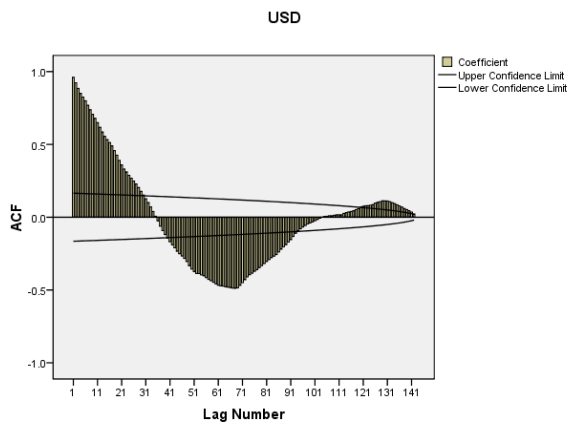
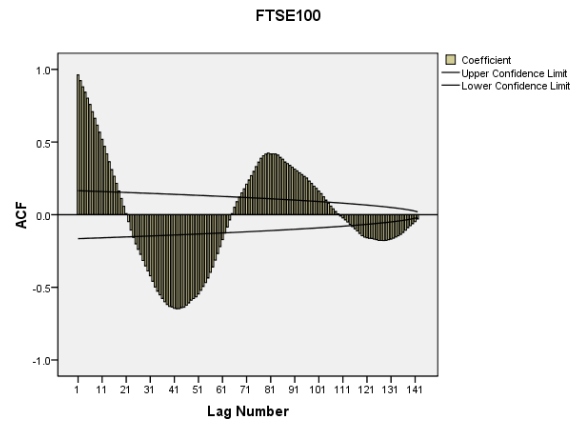
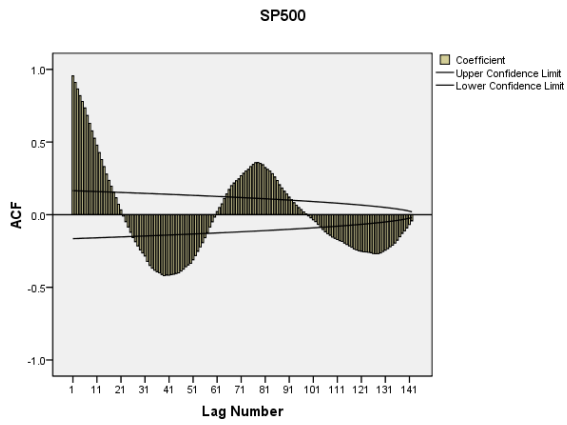


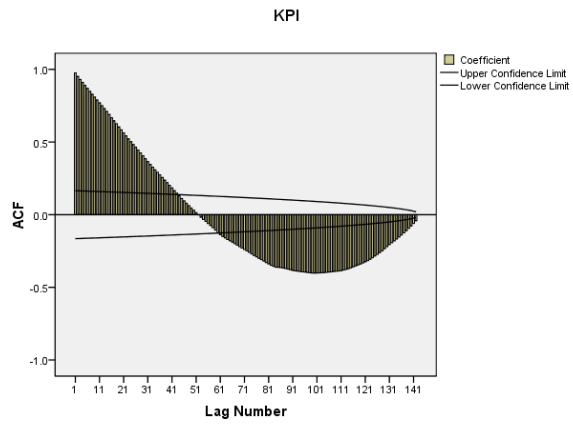




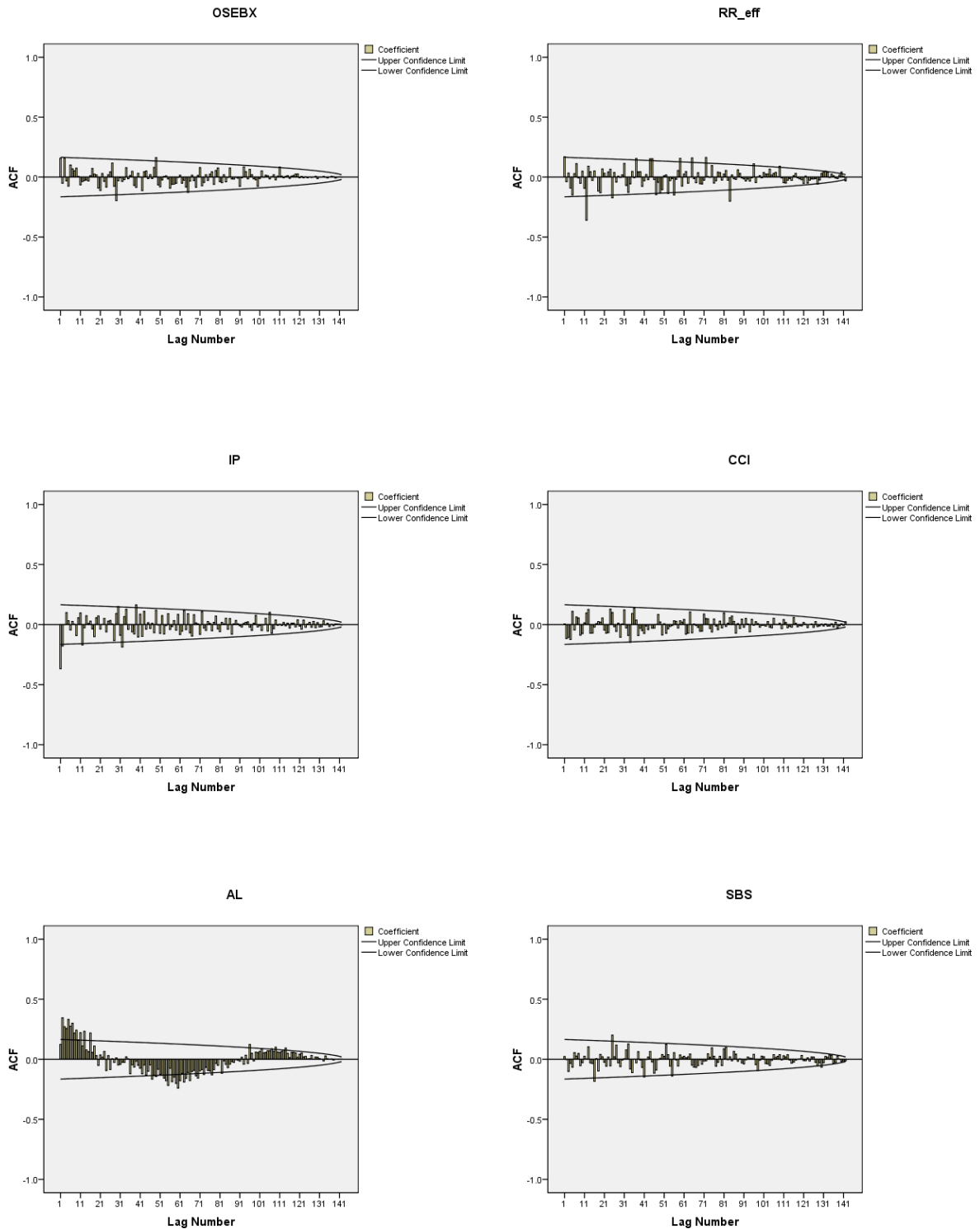
C.ACF-plott nivåådata

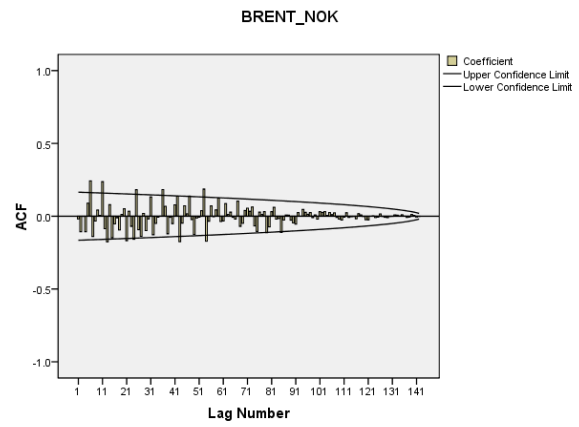
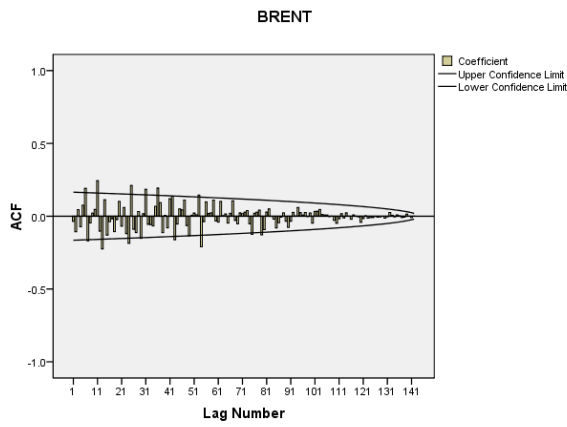
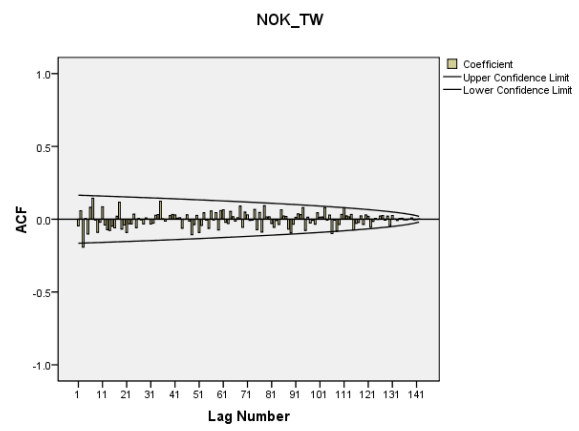
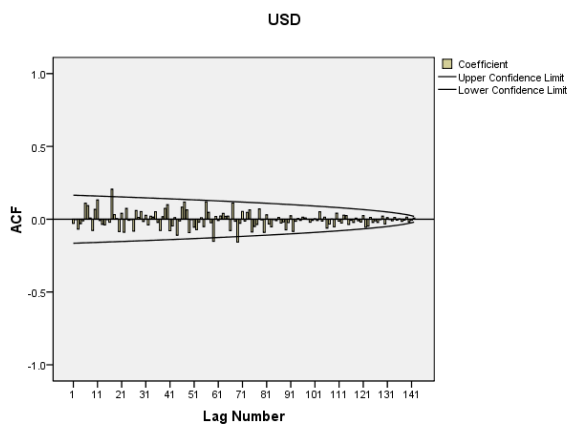
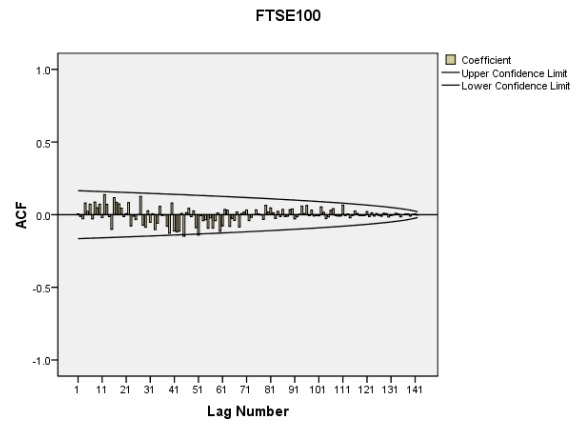
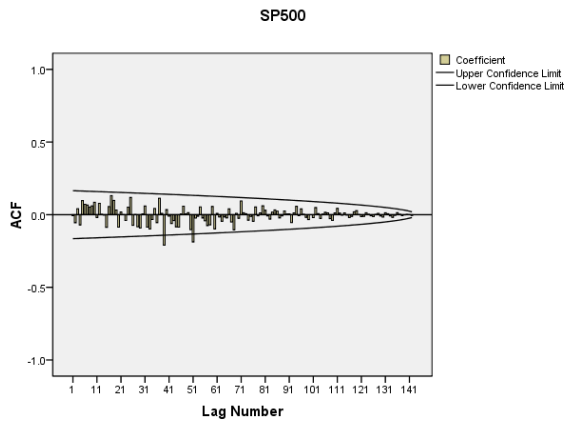


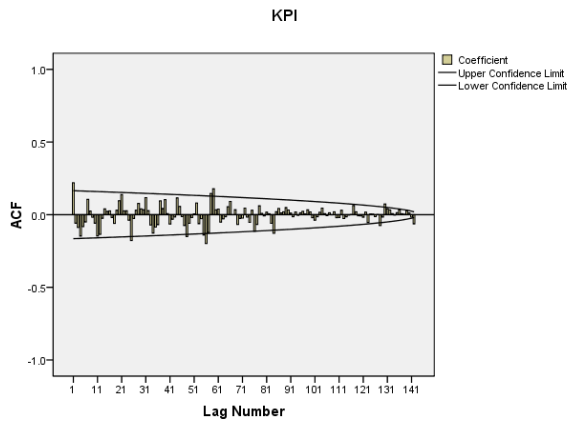




D.ACF-plott transformerte data







E. ADF-tester

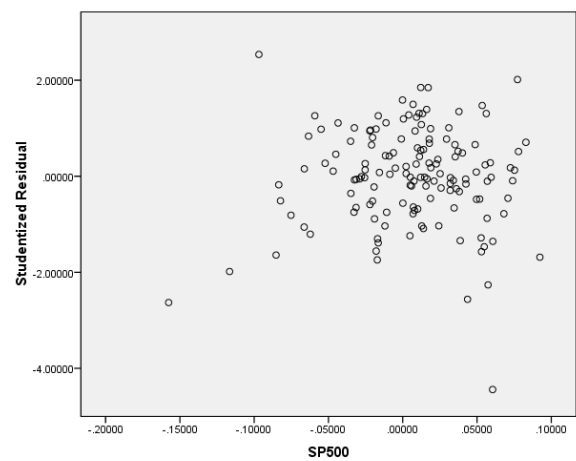
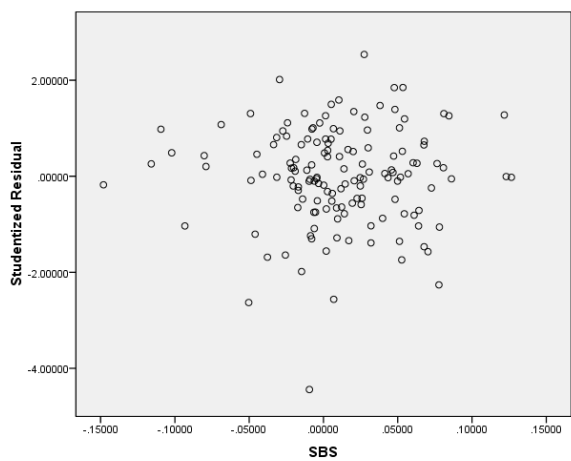
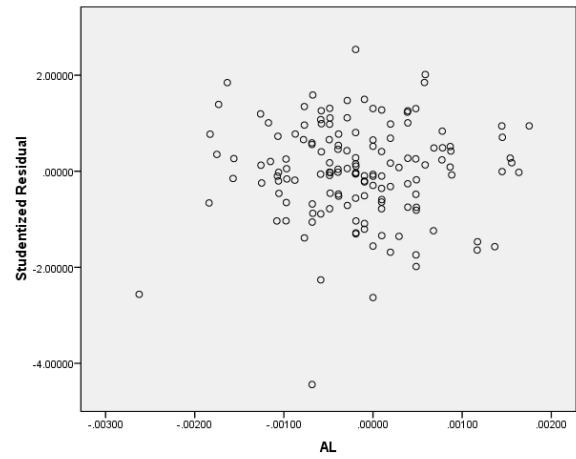
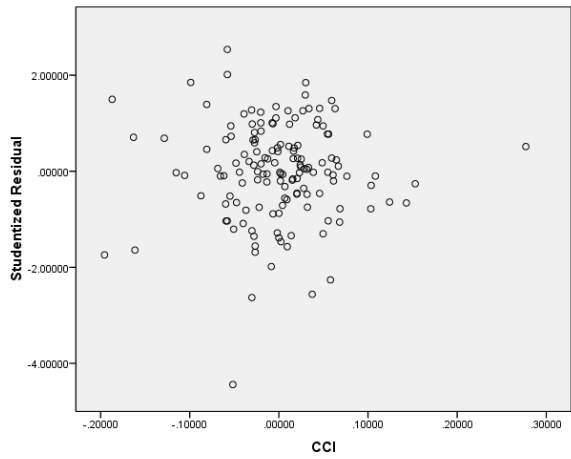
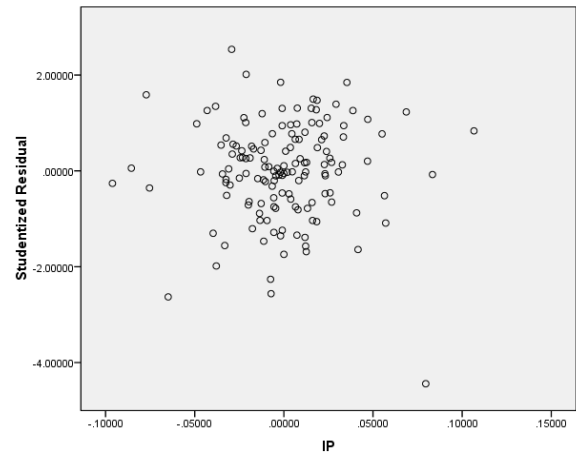
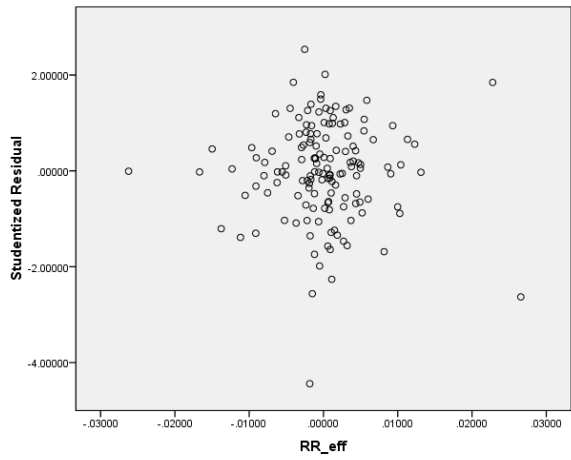
Nivådata

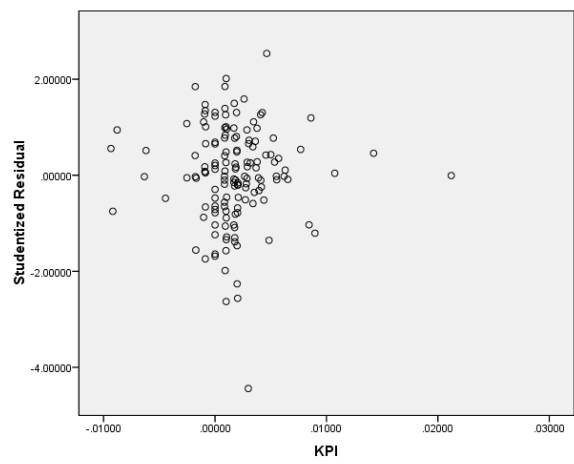
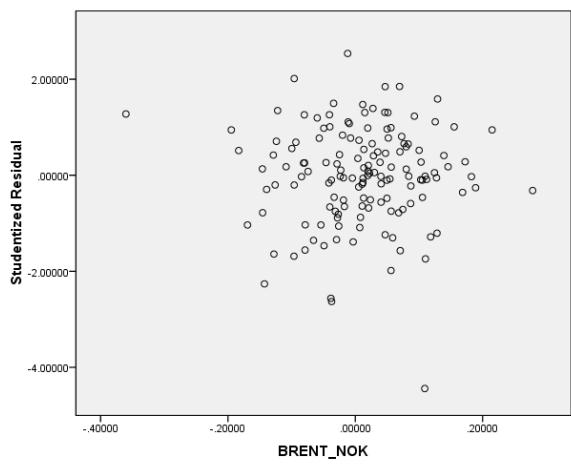
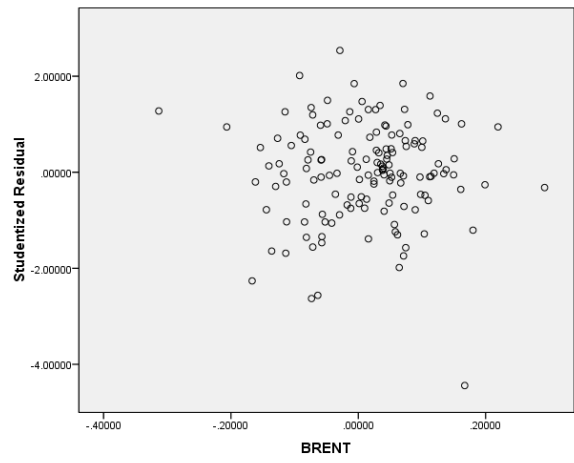
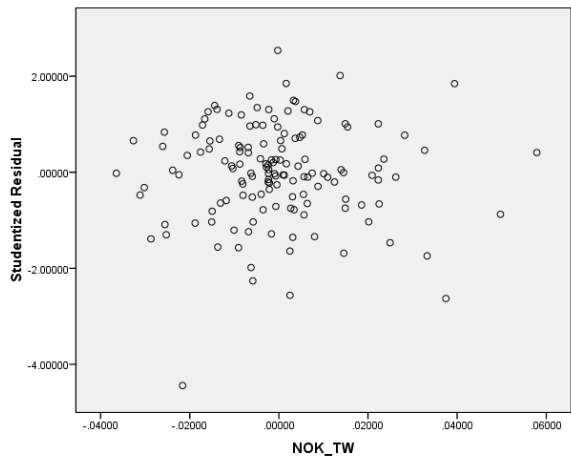
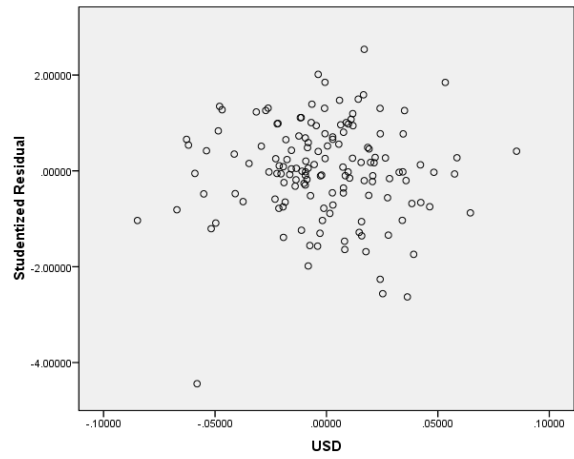
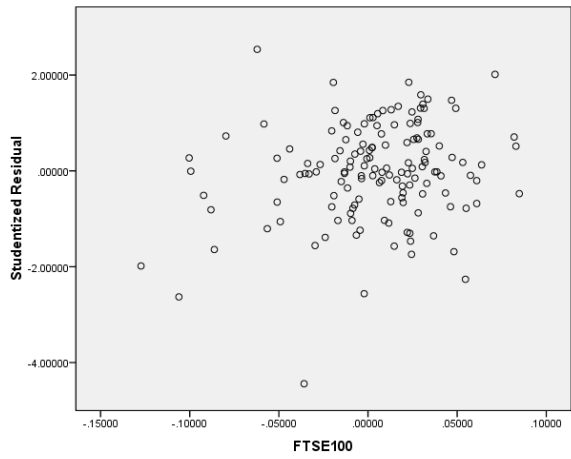
Series	Prob.	Lag	Max Lag	Obs
OSEBX	0.9983	0	13	144
NIBOR_3M_EFF	0.4694	2	13	142
RR_EFF	0.0866	1	13	143
IP	0.0971	3	13	141
CCI	0.3797	0	13	144
AL	0.1453	6	13	138
SBS	0.833	0	13	144
KPI	0.8941	1	13	143
BRENT	0.9991	0	13	144
BRENT_NOK	0.9537	0	13	144
SP500	0.3803	0	13	144
FTSE100	0.5248	0	13	144
USD	0.8344	0	13	144
NOK_TW	0.2379	0	13	144

Transformerte data

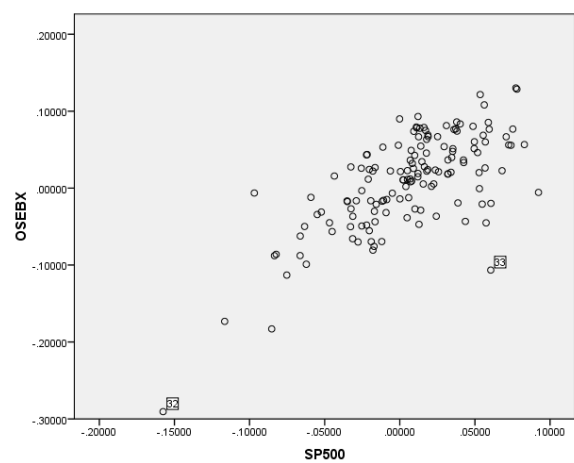
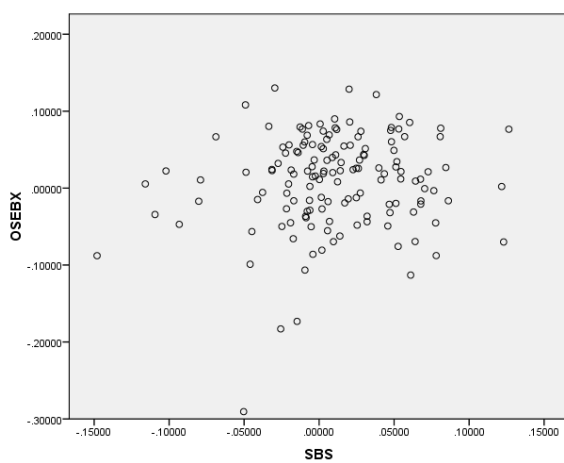
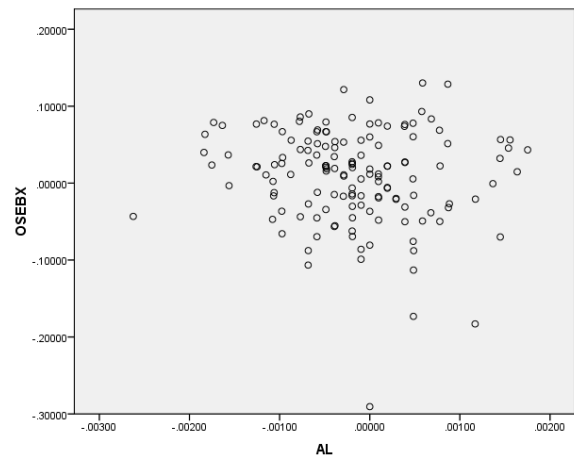
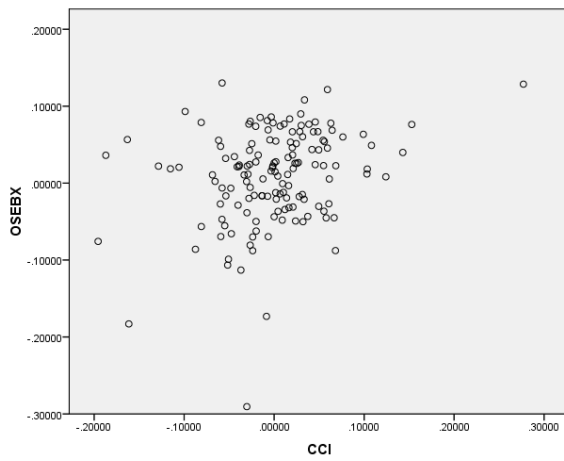
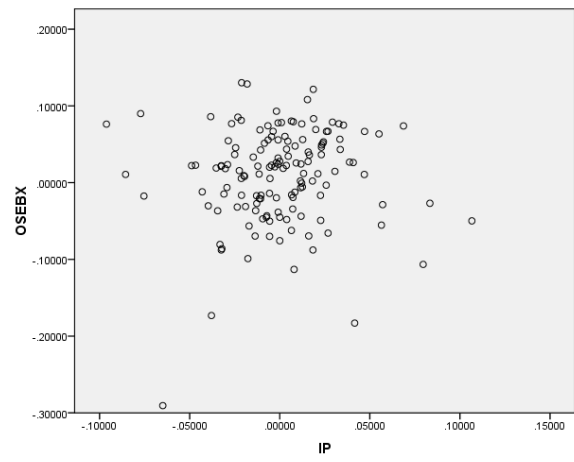
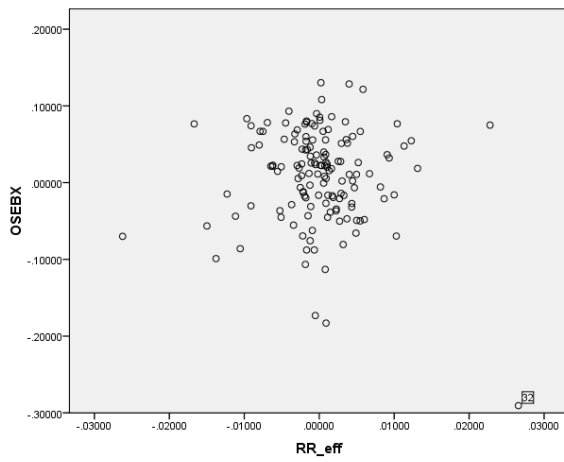
Series	Prob.	Lag	Max Lag	Obs
OSEBX	0	0	13	143
RR_EFF	0	0	13	143
IP	0	2	13	141
CCI	0	0	13	143
AL	0.0026	2	13	141
SBS	0	0	13	143
KPI	0	0	13	143
BRENT	0	0	13	143
BRENT_NOK	0	0	13	143
SP500	0	0	13	143
FTSE100	0	0	13	143
NOK_USD	0	0	13	143
NOK_TW	0	0	13	143

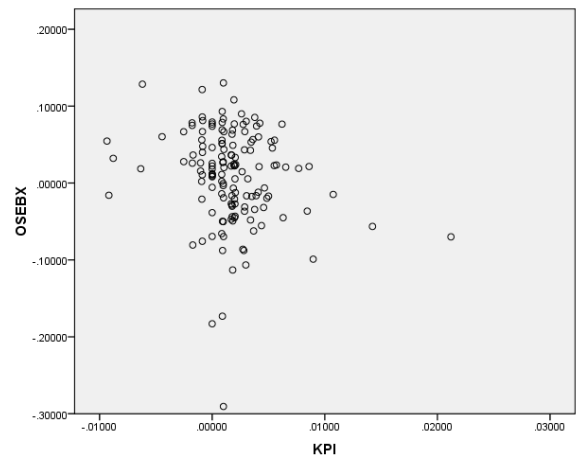
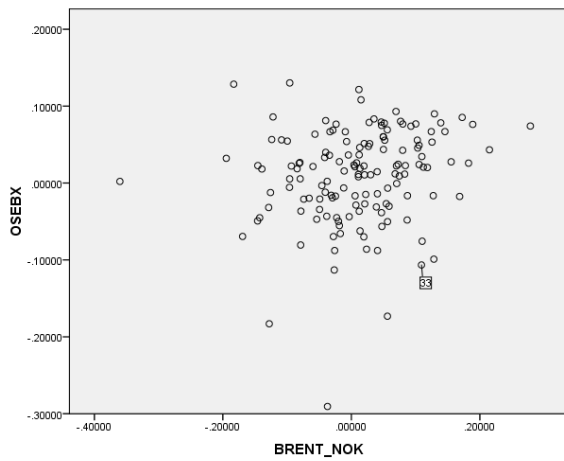
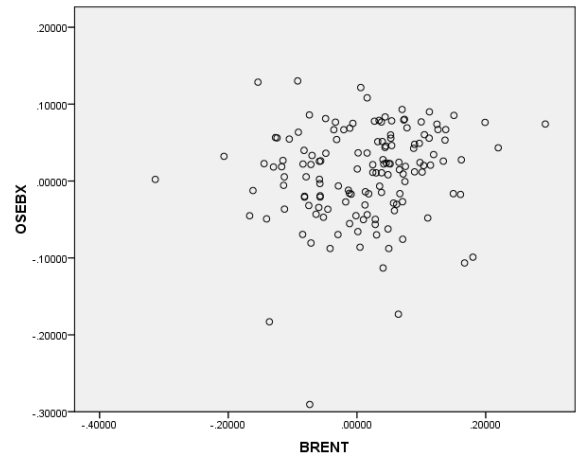
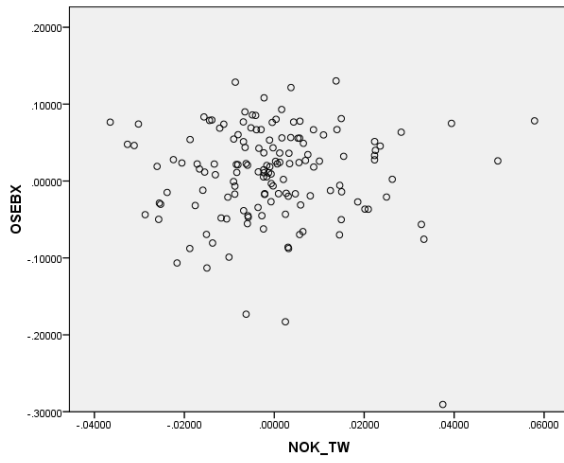
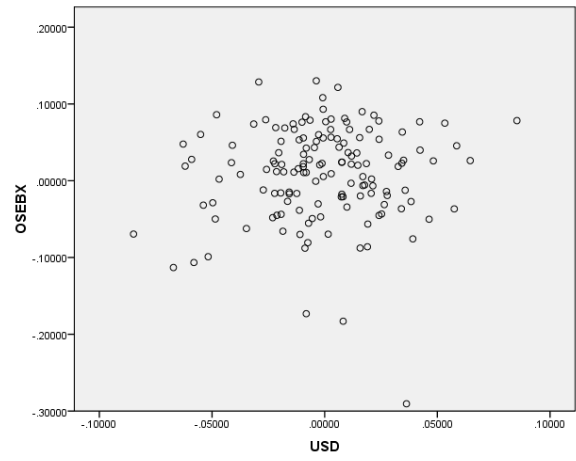
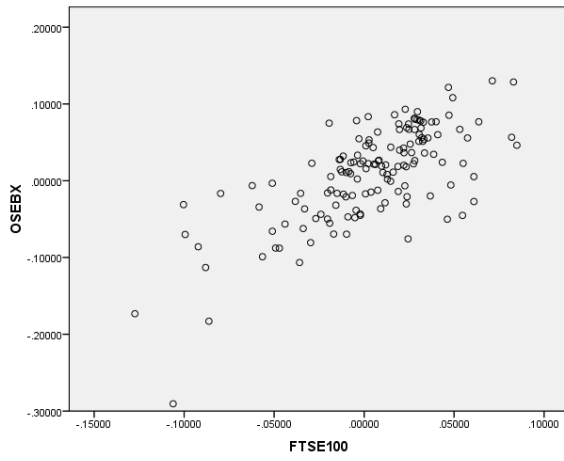
F. Scatterplot studentisert residual mot forklaringsvariabler





G.Scatterplot OSEBX mot forklaringsvariabler





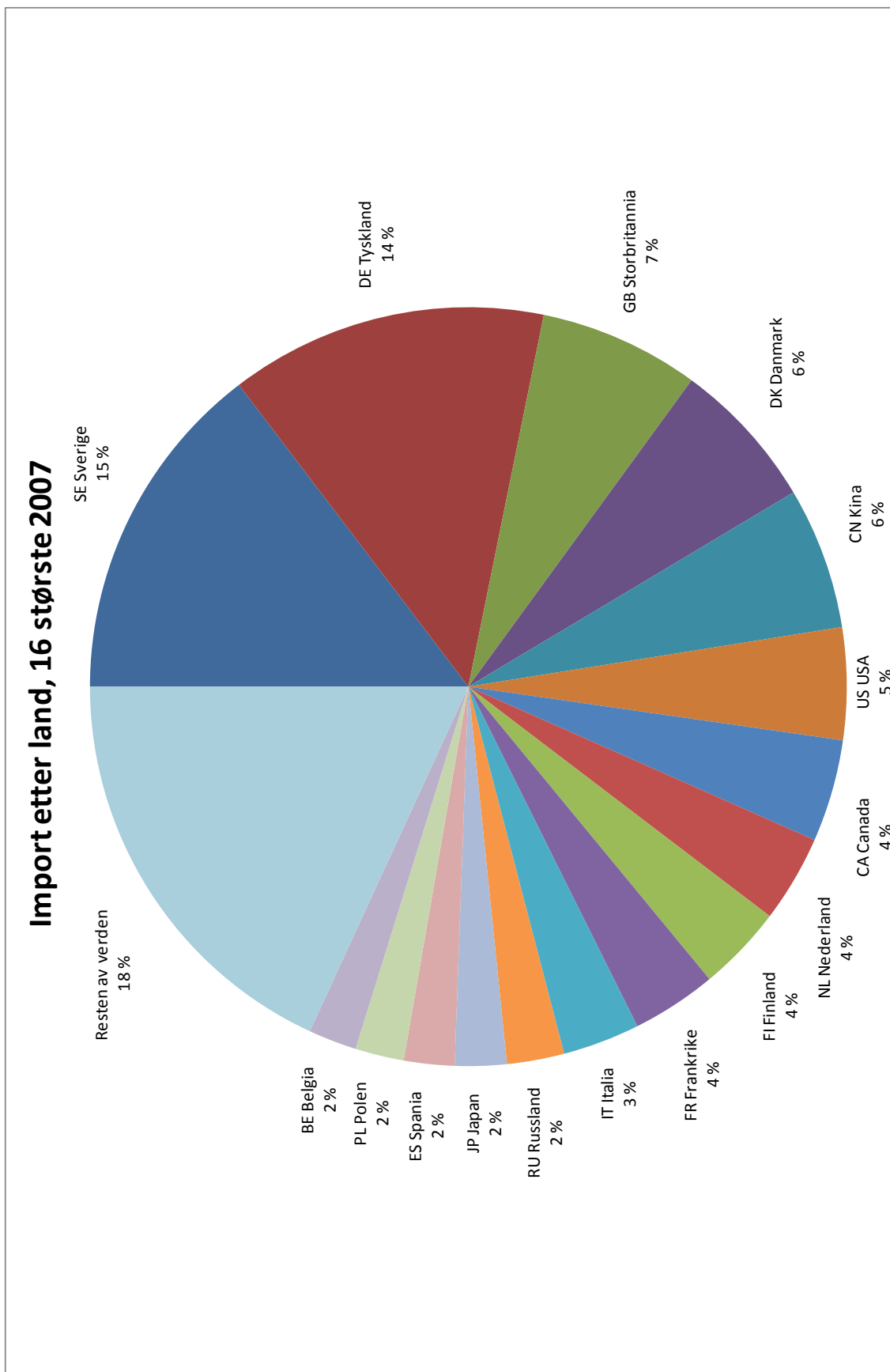
H. Korrelasjonsmatriser

Korrelasjonsmatrise transformerte data, 1996 - 2007												
	OSEBX	RR_eff	IP	CCI	AL	SBS	SP500	FTSE100	USD	NOK_TW	BRENT	KPI
Pearson Correlation	1	-0.078	0.056	0.283	-0.103	0.126	0.698	0.712	0.063	-0.02	0.141	-0.197
Sig. (2-tailed)		0.353	0.502	0.001	0.218	0.133	0	0	0.45	0.803	0.093	0.018
Pearson Correlation	-0.078	1	0.052	-0.054	-0.075	-0.113	-0.005	0.05	0.058	0.19	-0.252	-0.661
Sig. (2-tailed)	0.353		0.54	0.521	0.374	0.176	0.952	0.551	0.492	0.023	0.002	0
Pearson Correlation	0.056	0.052	1	-0.097	0.01	0.056	0.125	0.051	-0.085	-0.01	-0.037	-0.139
Sig. (2-tailed)	0.502	0.54		0.249	0.901	0.504	0.134	0.547	0.312	0.888	0.66	0.097
Pearson Correlation	0.283	-0.054	-0.097	1	-0.051	0.082	0.173	0.194	0.041	-0.04	0.021	0.034
Sig. (2-tailed)	0.001	0.521	0.249		0.546	0.331	0.038	0.02	0.627	0.669	0.801	0.683
Pearson Correlation	-0.103	-0.075	0.01	-0.051	1	-0.034	-0.09	-0.078	-0.121	0.005	0.055	0.017
Sig. (2-tailed)	0.218	0.374	0.901	0.546		0.69	0.282	0.354	0.148	0.952	0.516	0.838
Pearson Correlation	0.126	-0.113	0.056	0.082	-0.034	1	0.12	0.062	-0.01	0.006	-0.021	-0.024
Sig. (2-tailed)	0.133	0.176	0.504	0.331	0.69		0.153	0.462	0.903	0.941	0.806	0.773
Pearson Correlation	0.698	-0.005	0.125	0.173	-0.09	0.12	1	0.792	0.047	0.009	-0.09	-0.153
Sig. (2-tailed)	0	0.952	0.134	0.038	0.282	0.153		0	0.575	0.91	0.281	0.359
Pearson Correlation	0.712	0.05	0.051	0.194	-0.078	0.062	0.792	1	0.087	-0.03	-0.025	0.002
Sig. (2-tailed)	0	0.551	0.547	0.02	0.354	0.462	0		0.302	0.695	0.765	0.984
Pearson Correlation	0.063	0.058	-0.085	0.041	-0.121	-0.01	0.047	0.087	1	0.664	-0.205	0.107
Sig. (2-tailed)	0.45	0.492	0.312	0.627	0.148	0.903	0.575	0.302		0	0.014	0.203
Pearson Correlation	-0.021	0.19	-0.012	-0.036	0.005	0.006	0.009	-0.033	0.664	1	-0.2	-0.058
Sig. (2-tailed)	0.803	0.023	0.888	0.669	0.952	0.941	0.91	0.695	0		0.016	0.487
Pearson Correlation	0.141	-0.252	-0.037	0.021	0.055	-0.021	-0.09	-0.025	-0.205	-0.2	1	0.223
Sig. (2-tailed)	0.093	0.002	0.66	0.801	0.516	0.806	0.281	0.765	0.014	0.016		0.007
Pearson Correlation	0.163	-0.238	-0.064	0.034	0.017	-0.024	-0.077	0.002	0.107	0.006	0.951	1
Sig. (2-tailed)	0.051	0.004	0.444	0.683	0.838	0.773	0.359	0.984	0.203	0.947	0	0.008
Pearson Correlation	-0.197	-0.661	-0.139	-0.056	-0.008	0.004	-0.153	-0.207	-0.017	-0.06	0.223	1
Sig. (2-tailed)	0.018	0	0.097	0.508	0.927	0.963	0.067	0.013	0.839	0.487	0.007	0.008

Korrelasjonsmatrise transformerte data, 1996 - 2001													
	OSEBX	RR_eff	IP	CCI	AL	SBS	SP500	FTSE100	USD	NOK_TW	BRENT	BRENT_NOK	KPI
OSEBX		1	-0.499	0.04	0.122	-0.025	0.166	0.658	0.653	-0.049	-0.23	0.273	0.269
	Pearson Correlation		0	0.736	0.309	0.832	0.164	0	0	0.685	0.056	0.02	0.622
	Sig. (2-tailed)		1	-0.537	-0.117	0.07	-0.2	-0.238	-0.179	0.229	0.523	-0.313	-0.512
RR_eff				0	0.327	0.558	0.092	0.044	0.132	0.053	0	0.007	0
	Pearson Correlation		1	-0.084	-0.111	-0.039	0.052	-0.057	-0.104	-0.29	0.234	0.215	0.707
	Sig. (2-tailed)		0	0.484	0.355	0.746	0.663	0.634	0.383	0.012	0.048	0.069	0
IP		0.04		1	0.04	0.148	0.245	0.103	-0.119	-0.09	0.039	0.011	-0.253
	Pearson Correlation		-0.117	-0.084	0.741	0.213	0.038	0.389	0.32	0.436	0.744	0.925	0.032
	Sig. (2-tailed)		0.327	0.484	1	-0.097	-0.079	-0.006	-0.002	0.126	0.036	0.036	-0.151
CCI		0.309				0.415	0.511	0.959	0.986	0.292	0.767	0.764	0.205
	Pearson Correlation		0.07	0.04	0.741	1	0.141	0.101	0.033	-0.04	-0.058	-0.051	-0.057
	Sig. (2-tailed)		0.558	0.741	0.148	0.039	0.236	0.401	0.78	0.735	0.629	0.668	0.632
AL		0.832				0.245	0.236	0.401	0.78	0.735	0.629	0.668	0.632
	Pearson Correlation		-0.2	0.039	0.148	0.213	1	0.768	0.009	-0.1	0.034	0.037	-0.03
	Sig. (2-tailed)		0.092	0.746	0.213	0.415	0.236	0	0.942	0.407	0.774	0.754	0.804
SBS		0.658				0.245	0.236	0.401	0.78	0.735	0.629	0.668	0.632
	Pearson Correlation		0.044	0.663	0.038	0.511	0.236	0	0.942	0.407	0.774	0.754	0.804
	Sig. (2-tailed)		0.044	0.663	0.038	0.511	0.236	0	0.942	0.407	0.774	0.754	0.804
SP500		0				0.245	0.236	0.401	0.78	0.735	0.629	0.668	0.632
	Pearson Correlation		-0.179	-0.057	0.103	-0.006	0.101	0.768	1	0.078	-0.08	0.032	-0.038
	Sig. (2-tailed)		0.132	0.634	0.389	0.959	0.401	0	0	0.514	0.532	0.79	0.665
FTSE100		0				0.245	0.236	0.401	0.78	0.735	0.629	0.668	0.632
	Pearson Correlation		0.229	-0.104	-0.119	-0.002	0.033	0.009	0.078	1	0.557	-0.232	0.005
	Sig. (2-tailed)		0.053	0.383	0.32	0.986	0.78	0.942	0.514	0	0	0.05	0.968
USD		-0.049				0.245	0.236	0.401	0.78	0.735	0.629	0.668	0.632
	Pearson Correlation		0.523	-0.294	-0.093	0.126	-0.041	-0.099	-0.075	0.557	1	-0.253	-0.201
	Sig. (2-tailed)		0	0.012	0.436	0.292	0.735	0.407	0.532	0	0	0.032	0.296
NOK_TW		0.056				0.245	0.236	0.401	0.78	0.735	0.629	0.668	0.632
	Pearson Correlation		-0.313	0.234	0.039	0.036	-0.058	0.034	0.032	-0.232	-0.25	1	0.972
	Sig. (2-tailed)		0.007	0.048	0.744	0.767	0.629	0.774	0.79	0.05	0.032	0	0.302
BRENT		0.273				0.245	0.236	0.401	0.78	0.735	0.629	0.668	0.632
	Pearson Correlation		0.266	0.215	0.011	0.036	-0.051	0.037	0.052	0.005	-0.13	0.972	1
	Sig. (2-tailed)		0.023	0.024	0.069	0.764	0.668	0.754	0.665	0.968	0.296	0	0.288
BRENT_NOK		0.023				0.245	0.236	0.401	0.78	0.735	0.629	0.668	0.632
	Pearson Correlation		-0.512	0.707	-0.253	-0.151	-0.057	-0.03	-0.038	-0.095	-0.2	0.302	0.288
	Sig. (2-tailed)		0	0	0.032	0.205	0.632	0.804	0.754	0.43	0.09	0.01	0.014
KPI		0.622				0.245	0.236	0.401	0.78	0.735	0.629	0.668	0.632
	Pearson Correlation		0	0	0.032	0.205	0.632	0.804	0.754	0.43	0.09	0.01	0.014
	Sig. (2-tailed)		0	0	0.032	0.205	0.632	0.804	0.754	0.43	0.09	0.01	0.014

Korrelasjonsmatrise transformerte data, 2002 - 2007													
	OSEBX	RR_eff	IP	CCI	AL	SBS	SP500	FTSE100	USD	NOK_TW	BRENT	BRENT_NOK	KPI
OSEBX	1	0.291	0.017	0.344	-0.183	0.069	0.796	0.789	0.183	0.157	-0.043	0.027	-0.359
		0.013	0.887	0.003	0.124	0.562	0	0	0.124	0.187	0.719	0.822	0.002
RR_eff	0.291	1	0.146	0.106	-0.188	-0.014	0.266	0.263	-0.06	-0.03	-0.196	-0.215	-0.751
	0.013	0.146	0.221	0.375	0.115	0.907	0.024	0.026	0.637	0.779	0.099	0.07	0
IP	0.017	0.146	1	-0.166	-0.007	-0.035	0.021	0.011	-0.08	0.03	-0.095	-0.126	-0.099
	0.887	0.221	0.146	0.164	0.953	0.768	0.862	0.925	0.481	0.803	0.425	0.291	0.408
CCI	0.344	0.106	-0.166	1	-0.056	-0.059	0.29	0.225	0.015	-0.03	-0.048	-0.041	-0.135
	0.003	0.375	0.164	0.164	0.643	0.621	0.014	0.057	0.898	0.812	0.692	0.732	0.258
AL	-0.183	-0.188	-0.007	-0.056	1	0.06	-0.108	-0.153	-0.21	-0.09	0.075	-0.005	0.07
	0.124	0.115	0.953	0.643	0.06	0.615	0.366	0.198	0.081	0.477	0.532	0.969	0.56
SBS	0.069	-0.014	-0.035	-0.059	0.06	1	0.069	-0.006	-0.07	0.065	0.056	0.028	0.058
	0.562	0.907	0.768	0.621	0.615	0.768	0.567	0.963	0.542	0.585	0.638	0.816	0.626
SP500	0.796	0.266	0.021	0.29	-0.108	0.069	1	0.846	0.066	0.128	-0.291	-0.262	-0.29
	0	0.024	0.862	0.014	0.366	0.567	0.846	0	0.58	0.284	0.013	0.026	0.014
FTSE100	0.789	0.263	0.011	0.225	-0.153	-0.006	0.846	1	0.091	0.002	-0.098	-0.062	-0.336
	0	0.026	0.925	0.057	0.198	0.963	0	0.091	0.448	0.989	0.414	0.605	0.004
USD	0.183	-0.057	-0.084	0.015	-0.207	-0.073	0.066	0.091	1	0.739	-0.157	0.225	-0.003
	0.124	0.637	0.481	0.898	0.081	0.542	0.58	0.448	0	0	0.188	0.058	0.983
NOK_TW	0.157	-0.034	0.03	-0.029	-0.085	0.065	0.128	0.002	0.739	1	-0.15	0.133	0.002
	0.187	0.779	0.803	0.812	0.477	0.585	0.284	0.989	0	0	0.209	0.267	0.99
BRENT	-0.043	-0.196	-0.095	-0.048	0.075	0.056	-0.291	-0.098	-0.16	-0.15	1	0.927	0.21
	0.719	0.099	0.425	0.692	0.532	0.638	0.013	0.414	0.188	0.209	0	0	0.076
BRENT_NOK	0.027	-0.215	-0.126	-0.041	-0.005	0.028	-0.262	-0.062	0.225	0.133	0.927	1	0.207
	0.822	0.07	0.291	0.732	0.969	0.816	0.026	0.605	0.058	0.267	0	0	0.082
KPI	-0.359	-0.751	-0.099	-0.135	0.07	0.058	-0.29	-0.336	-0	0.002	0.21	0.207	1
	0.002	0	0.408	0.258	0.56	0.626	0.014	0.004	0.983	0.99	0.076	0.082	0.082

I. Norsk import 2007



J. Norsk eksport 2007

