

Langsiktige likevektsforhold mellom Oslo Børs og utvalgte makrovariabler

Masteroppgave i
BE305E 003 – Finansiering og investering

Bodø, vår 2010

Raimond
Eliassen

Håvard
Vik

Abstract

Our objective for this master thesis has been to identify long term equilibriums between the Norwegian stock market and four chosen macro variables. By using error correction models, we conclude that three out of the four macro variables exist in such an equilibrium with the stock market. We find that credit growth relates positively to the stock market, while both the interest spread and savings have an inverse relation to the stock prices. Concerning our fourth macro variable – Standard & Poor’s 500 (a proxy for the state of international economy), we are not able to identify a significant relation with the Norwegian stock market.

The rise and fall of the stock market is a clear indicator of an economy’s expectations and uncertainty towards the future. By finding a link between the stock market and the credit growth, interest spread and savings respectively, we can conclude that also these three macro variables can give the same indications as the stock market.

By its relation with the stock market, an increase in credit growth is indicative to increased expectations and reduced uncertainty in the economy. On the other hand, both an increase in the interest spread and savings will result in reduced expectations and increased uncertainty concerning the future.

Forord

Dette er en masteroppgave som utgjør 30 studiepoeng, og er en avsluttende del av studiet *Master of Science in Business* ved Handelshøgskolen i Bodø. Oppgaven er skrevet på bakgrunn av spesialiseringskurset finansiering og investering.

Arbeidet med denne oppgaven har bydd på mange og spennende utfordringer. Man sitter gjerne på forhånd med en konkret plan for hvordan undersøkelsen skal gjennomføres. Dog har vi erfart at en slik oppgave er en kontinuerlig læringsprosess, noe som har medført at struktur, forutsetninger og fokus har endret seg noe underveis. Spesielt har selve dataanalysen, og herunder metodikken, vært meget tidkrevende. Selv om vi tidligere har hatt økonomiske fag, krevde oppgaven at vi satt oss ytterligere inn i emnet.

Vi vil rette en meget stor takk til førsteamanuensis Svein Oskar Lauvsnes ved Handelshøgskolen i Bodø, for uvurderlig hjelp i forbindelse med dataanalysen og mer teoretiske aspekter av oppgaven.

I tillegg ønsker vi å takke vår veileder Professor Øystein Gjerde ved Norges Handelshøyskole, for gode råd og veiledning underveis i oppgaven.

Handelshøgskolen i Bodø, 19. mai 2010

Raimond Eliassen

Håvard Vik

Sammendrag

Vi har med denne masteroppgaven hatt som formål å identifisere langsiktige likevektsforhold mellom Oslo Børs og fire utvalgte makrovariabler. Ved hjelp av feilkorreksjonsmodeller finner vi en positiv likevekt mellom aksjemarkedet og kredittvekst, mens Oslo Børs forholder seg inverst til både rentespreaden og pengesparing. Rentespreadens inverse sammenheng med aksjemarkedet er ikke kun en realitet i Norge, da vi også i USA finner den samme relasjonen. Vi presiserer at tilleggsbruken av amerikanske data kun gjelder for rentespreaden og aksjemarkedet, og at de to andre likevektene således kun kan sies å være gjeldende for norsk økonomi.

De identifiserte likevektene mellom aksjemarkedet og makrovariablene bekreftes også indirekte av innbyrdes sammenhenger mellom makrovariablene. Vi finner at kredittvekst forholder seg inverst til pengesparing, mens pengesparing relaterer seg positivt til rentespreaden.

Vår fjerde variabel – Standard & Poor's 500, virker ikke å eksistere i en likevekt med Oslo Børs. Selv om den amerikanske aksjeindeksen ikke direkte kan ses på som en makrovariabel, argumenterer vi for at indeksen fungerer som en indikator for den amerikanske makroøkonomien, og dermed i stor grad også for verdensøkonomien. Likevel finner vi ikke en sammenheng mellom de to indeksene.

Vi anser utviklingen i aksjemarkedet for å være en sterk indikator for markedssaktørenes *forventninger* og *usikkerhet* vedrørende økonomiens fremtidsutsikter. Høye forventninger og lav usikkerhet, vil dermed manifestere seg gjennom stigende aksjekurser, og følgelig motsatt når forventningen er lav og usikkerheten er høy. Således vil de identifiserte likevektene mellom Oslo Børs og makrovariablene, implisere en videre sammenheng mellom henholdsvis forventning og usikkerhet, og våre utvalgte makrovariabler.

Våre funn innebærer at en økende kredittvekst er et tegn på at forventningen øker og at usikkerheten faller, og vice versa når kredittveksten faller. Både rentespreaden og pengesparing har imidlertid en motsatt effekt på forventning og usikkerhet, da en økning i begge variabler indikerer fallende forventninger og økende usikkerhet blant individene i økonomien.

I tillegg til å identifisere likevektsforhold, har vi også hatt et ønske om å avdekke variablenes driveregenskaper. I den positive likevekten mellom aksjemarkedet og kredittvekst, viser flere modeller at Oslo Børs er driveren, mens kredittvekst kun justerer seg inn mot denne relasjonen. Hvorvidt rentespreaden opptrer som eksogen eller endogen, i likevekten med aksjemarkedet, er noe mer usikkert. Vi finner motstridende funn på norske og amerikanske data, samt innbyrdes tvetydigheter blant de norske modellene. Den negative likevekten mellom pengesparing og Oslo Børs virker imidlertid å drives kun av aksjemarkedet.

Innhold

1	Innledning.....	1
1.1	Introduksjon.....	1
1.2	Metodikk.....	1
1.3	Problemstilling.....	2
1.4	Oppgavens oppbygging.....	3
2	Teori.....	5
2.1	Innledning.....	5
2.2	Oslo Børs.....	6
2.3	Markedseffisiens.....	8
2.3.1	Svak effisiens.....	9
2.3.2	Halvsterk effisiens.....	11
2.3.3	Sterk effisiens.....	11
2.3.4	Adferdsfinans.....	12
2.3.5	Våre forutsetninger.....	14
2.4	Verdsettelsesmodeller.....	14
2.4.1	Kontantstrømmetoden.....	14
2.4.2	Dividendemodeller.....	16
2.5	Hva bestemmer selskapets avkastningskrav?.....	18
2.5.1	CAPM.....	19
2.5.2	APT.....	21
2.6	Utvalgte makrovariabler.....	23
2.6.1	Kredittvekst.....	24
2.6.2	Standard & Poor's 500.....	26
2.6.3	Rentespread.....	30
2.6.4	Pengesparing.....	37
2.7	Andre vurderte makrovariabler.....	42
2.7.1	Olje.....	42
2.7.2	Innenlands aktivitetsnivå.....	44
2.7.3	Valuta.....	46
3	Metode.....	49
3.1	Innledning.....	49
3.2	Filosofi.....	50
3.3	Datainnsamling.....	52
3.3.1	Generelt om prosessen.....	52
3.3.2	Vårt datamateriale.....	53

3.3.3	Våre dummyvariabler	54
3.4	Økonometrisk teori	57
3.4.1	Univariate tidsserier	58
3.4.2	Vektor autoregressive modeller (VAR)	59
3.4.3	Stasjonaritet	60
3.4.4	VECM – kointegrasjon.....	67
3.5	Reliabilitet og validitet	76
3.5.1	Reliabilitet	76
3.5.2	Validitet	77
4	Dataanalyse	79
4.1	Innledning	79
4.2	Kredittvekst og Oslo Børs	80
4.2.1	Modellspeifikasjon	81
4.2.2	Tracetest	81
4.2.3	VECM	82
4.2.4	Oppsummering	83
4.3	Rentespread og Oslo Børs	84
4.3.1	Modellspeifikasjon	85
4.3.2	Tracetest	85
4.3.3	VECM	86
4.3.4	Oppsummering	87
4.4	Kredittvekst, rentespread og Oslo Børs	88
4.4.1	Modellspeifikasjon	88
4.4.2	Tracetest	89
4.4.3	VECM	89
4.4.4	Oppsummering	92
4.5	Amerikansk rentespread og Standard & Poor's 500	92
4.5.1	Modellspeifikasjon	93
4.5.2	Tracetest	93
4.5.3	VECM	94
4.5.4	Oppsummering	95
4.6	Amerikansk rentespread, Standard & Poor's 500 og Oslo Børs	96
4.6.1	Modellspeifikasjon	97
4.6.2	Tracetest	97
4.6.3	VECM	98
4.6.4	Oppsummering	100
4.7	Pengesparing og Oslo Børs.....	101

4.7.1	Modellspesifikasjon	102
4.7.2	Tracetest	103
4.7.3	VECM	104
4.7.4	Oppsummering	105
4.8	Kredittvekst, pengesparing og Oslo Børs	106
4.8.1	Modellspesifikasjon	106
4.8.2	Tracetest	106
4.8.3	VECM	107
4.8.4	Oppsummering	110
4.9	Pengesparing og rentespread	111
4.9.1	Modellspesifikasjon	112
4.9.2	Tracetest	112
4.9.3	VECM	113
4.9.4	Oppsummering	115
5	Resultater.....	117
5.1	Kredittvekst og Oslo Børs	117
5.2	Rentespread og Oslo Børs	117
5.3	Standard & Poor's 500 og Oslo Børs	118
5.4	Pengesparing og Oslo Børs.....	119
6	Konklusjon	121
7	Videre implikasjoner	123
	Litteratur.....	125
	Vedlegg 1: Inndata	131
	Vedlegg 2: Stasjonaritetstester	134
	Vedlegg 3: Diverse tabeller – KVEKST og LNOB	135
	Vedlegg 4: Diverse tabeller – SPREAD og LNOB.....	137
	Vedlegg 5: Diverse tabeller – KVEKST, SPREAD og LNOB	139
	Vedlegg 6: Diverse tabeller – US_SPREAD og LN500.....	141
	Vedlegg 7: Diverse tabeller – US_SPREAD, LN500 og LNOB.....	143
	Vedlegg 8: Diverse tabeller – M og LNOB	145
	Vedlegg 9: Diverse tabeller – KVEKST, M OG LNOB	148
	Vedlegg 10: Diverse tabeller – M og SPREAD	151

Figuroversikt

Figur 2.1: Akkumulert andel av Oslo Børs.	7
Figur 2.2: Eksport fra Norge i 2008 (SSB, 2009).	27
Figur 2.3: Import til Norge i 2008 (SSB, 2009).....	28
Figur 3.1: Homoskedastiske tendenser (Wikipedia, 2009).	61
Figur 3.2: Heteroskedastiske tendenser (Wikipedia, 2009).	61
Figur 3.3: Ingen autokorrelasjon	62
Figur 3.4: Negativ autokorrelasjon.....	62
Figur 3.5: Positiv autokorrelasjon	62
Figur 3.6: R^2 for 1000 regresjoner mellom uavhengige og ikke-stasjonære variabler (Brooks, 2008:319).	63
Figur 3.7: Random Walk med og uten drift (Brooks, 2008:324).....	65
Figur 3.8: En trendstasjonær modell (Brooks, 2008:325).....	66
Figur 3.9: Normalfordeling, kurtose og skjevhet (TNstate, 2009).....	70
Figur 3.10: Skjerm bilde (EViews) av mulige modeller i tracetesten.	73
Figur 3.11: Eksempel på VECM-utskrift i EViews.	76
Figur 4.1: Kredittvekst og Oslo Børs.	81
Figur 4.2: Kointegrasjonsrelasjon mellom KVEKST og LNOB.	84
Figur 4.3: Rentespread og Oslo Børs.	85
Figur 4.4: Kointegrasjonsrelasjon mellom SPREAD og LNOB.....	88
Figur 4.5: Kointegrasjonsrelasjoner (vektor 1 og 2).	92
Figur 4.6: Amerikansk rentespread og S&P 500.....	93
Figur 4.7: Kointegrasjonsrelasjon mellom US_SPREAD og LN500.....	96
Figur 4.8: Standard & Poor's 500 og Oslo Børs.	97
Figur 4.9: Kointegrasjonsrelasjon mellom US_SPREAD, LN500 og LNOB.	100
Figur 4.10: Pengesparing og Oslo Børs.	101
Figur 4.11: Pengesparing og invertert Oslo Børs.	101
Figur 4.12: Stasjonære tendenser - førstedifferansen av pengesparing.....	102
Figur 4.13: Kointegrasjonsrelasjon mellom M og LNOB.....	105
Figur 4.14: Kointegrasjonsrelasjon mellom KVEKST, LNOB og M.....	111
Figur 4.15: Pengesparing og rentespread.	112
Figur 4.16: Kointegrasjonsrelasjon mellom M og SPREAD.	115

Tabelloversikt

Tabell 4.1: Tracetest (alle modeller) mellom KVEKST og LNOB.	81
Tabell 4.2: Tracetest (modell 4) mellom KVEKST og LNOB.	82
Tabell 4.3: VECM mellom KVEKST og LNOB.	83
Tabell 4.4: Tracetest (alle modeller) mellom SPREAD og LNOB.	85
Tabell 4.5: Tracetest (modell 4) mellom SPREAD og LNOB.	86
Tabell 4.6: VECM mellom SPREAD og LNOB.	87
Tabell 4.7: Tracetest (alle modeller) mellom KVEKST, SPREAD og LNOB.	89
Tabell 4.8: Tracetest (modell 4) mellom KVEKST, SPREAD og LNOB.	89
Tabell 4.9: VECM mellom KVEKST, SPREAD og LNOB.	91
Tabell 4.10: Tracetest (alle modeller) mellom US_SPREAD og LNSP500.	94
Tabell 4.11: Tracetest (modell 3) mellom US_SPREAD og LNSP500.	94
Tabell 4.12: VECM mellom US_SPREAD og LNSP500.	95
Tabell 4.13: Tracetest (alle modeller) mellom US_SPREAD, LNSP500 og LNOB.	98
Tabell 4.14: Tracetest (modell 3) mellom US_SPREAD, LNSP500 og LNOB.	98
Tabell 4.15: VECM mellom US_SPREAD, LNSP500 og LNOB.	100
Tabell 4.16: Tracetest (alle modeller) mellom M og LNOB.	103
Tabell 4.17: Tracetest (modell 3) mellom M og LNOB.	104
Tabell 4.18: VECM mellom M og LNOB.	105
Tabell 4.19: Tracetest (alle modeller) mellom M, KVEKST og LNOB.	107
Tabell 4.20: Tracetest (modell 4) mellom M, KVEKST og LNOB.	107
Tabell 4.21: VECM (rang =1) mellom M, KVEKST og LNOB.	109
Tabell 4.22: Restriksjonstest - $B(1,1)=0$	110
Tabell 4.23: Restriksjonstest - $B(1,2)=0$	110
Tabell 4.24: Restriksjonstest - $B(1,3)=0$	110
Tabell 4.25: Tracetest (alle modeller) mellom M og SPREAD.	113
Tabell 4.26: Tracetest (modell 4) mellom M og SPREAD.	113
Tabell 4.27: Tracetest (alle modeller) mellom M og SPREAD, med kritisk verdi lik 10 prosent.	113
Tabell 4.28: VECM mellom M og SPREAD.	115

Oversikt over forkortelser

ADF	Augmentet Dickey-Fuller
APM	Arbitrage pricing model
APT	Arbitrage pricing theory
AR	Autoregressive
ARCH	Autoregressive conditionally heteroscedastic
BNP	Brutto nasjonalprodukt
CAPM	Capital asset pricing modell
CV	Cointegrating vector
DIV	Dividende
FTSE-100	Financial Times and Stock Exchange (de 100 største selskapene på London Stock Exchange)
IMF	International Monetary Fund
K2	Kredittindikatoren 2 (størrelsen på publikums innenlandske bruttogjeld)
LM	Lagrange multiplier
MA	Moving average
NASDAQ	National Association of Securities Dealers Automated Quotations
NIBOR	Norwegian Inter Bank Offered Rate
NOK	Norske kroner
NYSE	New York Stock Exchange
OLS	Ordinary least squares
OSEAX	Oslo Stock Exchange All-share Index
OSEBX	Oslo Stock Exchange Benchmark Index
SSB	Statistisk Sentralbyrå
S&P 500	Standard & Poor's 500 (de 500 største selskapene på NASDAQ og NYSE)
USD	United States Dollar
UVAR	Unrestricted vector autoregressive
VAR	Vector autoregressive
VECM	Vector error correction model (vektor feilkorreksjonsmodell)

1 Innledning

1.1 Introduksjon

Gode tider tas ofte for gitt, mens dårlige tider alltid motiverer til refleksjon over hva som gikk galt. Derfor har finanskrisen vi har vært vitne til – og til dels ennå er vitne til, utvilsomt påvirket vårt valg av tema for denne oppgaven. Dette impliserer ikke at vi vil forsøke å predikere neste store resesjon eller høykonjunktur, eller redegjøre for hendelsesforløpet til finanskrisen. Krisen har dog gitt oss et ønske om å forstå noen instrumentale dynamikker i den norske økonomien.

Utviklingen i økonomien tror vi beror seg på utviklingen i to uobserverbare variabler – *forventning* og *usikkerhet*. Vi anser Oslo Børs for å være en sterk indikator for hvilken forventning og usikkerhet som til en hver tid eksisterer blant aktørene i den norske økonomien. Et stigende aksjemarked vil således indikere en økende forventning og en fallende usikkerhet til fremtidsutsiktene. Følgelig vil en fallende aksjeindeks reflektere reduserte forventninger og økt usikkerhet.

Også gjennom endringene i makroøkonomiske nøkkeltall, ser vi muligheten for at disse uobserverbare variablene kan ha et talerør. Hvis vi kan identifisere en sammenheng mellom aksjemarkedet og et sett makrovariabler, vil dette dermed være et bevis for at makrovariablene også beskriver hvilken grad av forventning og usikkerhet som er til stede i økonomien. For å finne denne sammenhengen har vi tenkt å anvende feilkorreksjonsmodeller.

1.2 Metodikk

Gitt en økonometrisk metodikk, er det flere fordeler med feilkorreksjonsmodeller, sammenlignet enklere regresjonsanalyser. Hvis formålet med oppgaven hadde vært å beskrive utviklingen på Oslo Børs, ville en flerfaktormodell med aksjemarkedet som endogen variabel og et sett med (antatt) forklaringsvariabler, sikkert kunne bære frukter. Dog anser vi en slik oppgave for å være mindre interessant, da vi for det første ikke er interessert i å forklare all variasjon på Oslo Børs. For det andre vil en slik modell være forutinntatt, da årsaks- og effektforhold blir avgjort på forhånd. Hva hvis aksjemarkedet faktisk driver ”forklaringsvariablene”?

Kapittel 1

Ved å anvende feilkorreksjonsmodeller behøver vi ikke på forhånd å ta stilling til slike årsaks- og effektforhold. Vi får imidlertid svar på disse forholdene når modellene er ferdigestimerte. I tillegg kan vi med feilkorreksjonsmodeller identifisere langsiktige likevektsforhold mellom variablene våre. Dette innebærer at variablene i perioder kan avvike fra likevekten, men at de på sikt samvarierer. Ved et eventuelt avvik, vil modellene også gi oss svar på hvor lang tid det vil ta før variablene igjen er i likevekt. Med en slik tilnærming håper vi å kunne avdekke mer komplekse sammenhenger, enn hva tilfellet hadde vært med enklere modeller.

1.3 Problemstilling

Følgelig blir problemstillingen vår: *Eksisterer det langsiktige likevektsforhold mellom Oslo Børs og utvalgte makrovariabler?*

Våre utvalgte makrovariabler er i denne sammenheng: *kredittvekst*, *rentespread*, *pengesparing* og *Standard & Poor's 500*. De fleste vil akseptere de tre førstnevnte variablene av typen *makrovariabler*, mens kanskje den siste hever noen øyenbryn. Dog forutsetter vi at den amerikanske aksjeindeksen er en proxy for tilstanden i den amerikanske økonomien, og således også for temperaturen i verdensøkonomien. Alternativet til å anvende den amerikanske aksjeindeksen, hadde vært å bruke flere internasjonale makrotall i analysen. Dette ville imidlertid økt kompleksiteten i modellene ytterligere, samt konsumert av frihetsgrader.

Som det vil fremgå av teorikapitlet, har vi helt klart forventninger til hvilke forhold vi skal finne mellom aksjemarkedet og våre makrovariabler. Vi vil argumentere for hvordan makrovariablene burde forholde seg til de uobserverbare størrelsene *forventning* og *usikkerhet*, og således hvilke relasjoner som burde eksistere mellom makrovariablene og aksjemarkedet. Det eksisterer imidlertid ikke, for uten om mellom de to aksjemarkedene, en a priori hypotese på hvilke(n) av variablene som driver en eventuell likevekt. Dette spørsmålet vil dog besvares sammen med de respektive arbeidshypotesene.

På bakgrunn av dette kan vi presentere våre fire arbeidshypoteser:

- P_1 : Oslo Børs inngår i et positivt og langsiktig likevektsforhold med kredittvekst.
- P_2 : Oslo Børs inngår i et inverst og langsiktig likevektsforhold med rentespreaden.
- P_3 : Oslo Børs inngår i et positivt og langsiktig likevektsforhold med Standard & Poor's 500, hvor det amerikanske aksjemarkedet driver likevekten.

- P₄: Oslo Børs inngår i et inverst og langsiktig likevektsforhold med pengesparing.

1.4 Oppgavens oppbygging

Selve oppgaven er delt inn i 7 hovedkapitler: 1) Innledning, 2) Teori, 3) Metode, 4) Dataanalyse, 5) Resultater, 6) Konklusjon og 7) Videre implikasjoner. De mest sentrale hovedkapitlene (teori, metode og dataanalyse) vil ha en innledning, hvor kapitlets formål, samt strukturen i resten av kapitlet forklares. For teorikapitlet vil vi gjennomgå teori vi anser som relevant for vår type oppgave. Metodekapitlet vil fungere som en oppskrift for å trygge de endelige konklusjonene vi kommer fram til. Dataanalysen vil vi anvende til å presentere funn fra de forskjellige modellene vi estimerer, samt kommentere kort hva disse funnene innebærer. I kapittel 5 vil vi svare på våre fire arbeidshypoteser, mens kapittel 6 tar for seg å svare på hovedproblemstillingen. I det siste kapitlet vil vi diskutere videre implikasjoner av våre funn – for oss selv og for andre.

2 Teori

2.1 Innledning

Vi har en antagelse om at det eksisterer en sammenheng mellom Oslo Børs og utvalgte makroøkonomiske variabler. I vår undersøkelse ønsker vi å fokusere på de underliggende faktorene – *forventning og usikkerhet*. Disse faktorene anser vi for å være grunnleggende for hvilke verdier vi observerer i alle makrovariabler, og således vil variablene gjenspeile den generelle stemningen i økonomien. Den samme forventningen og usikkerheten er også grunnleggende for prising av et aksjemarked, noe som tilsier at sammenhenger mellom makrovariabler og aksjemarkedet burde være et faktum.

Med utgangspunkt i John Maynard Keynes' likviditetspreferanseteori, vil man kunne hevde at det er en invers sammenheng mellom forventning og risikovurdering (Lauvsnes, 2009). Begrunnelsen for dette henger sammen med den psykologiske effekten på markedet, i gode versus dårlige tider. I gode tider er usikkerheten lav, og dermed også kravet til risikokompensasjon. Dette kan videre føre til at markedet går enda bedre som følge av økt investerings- og konsumtilbøyelighet blant publikum. Dette kan lede oss inn i en spiral, hvor økt investering manifesterer seg i et stigende aksjemarked, som igjen øker forventningen og reduserer usikkerheten. Dette påvirker igjen vår likviditetspreferanse, og tilbøyeligheten for å investere og konsumere styrkes ytterligere. Denne spiralen vil ha motsatt effekt i dårlige tider, hvor økt usikkerhet fører til at likviditetspreferansen øker, og man velger i større grad å allokere formuen til likvide midler som eksempelvis bankinnskudd. Når penger på denne måten trekkes ut av omløp, vil det ha en negativ effekt på aksjemarkedet, noe som igjen øker usikkerheten, og likviditetspreferansen øker ytterligere.

Gitt at slike spiraler er en realitet, vil man kunne hevde at forholdet mellom forventning og risikovurdering er av invers karakter. Vi antar at den positive stemningen i et stigende aksjemarked har en positiv psykologisk effekt på individenes forventninger til fremtiden, og virker dempende på usikkerheten. Dette påvirker videre vår likviditetspreferanse, og kan resultere i at vi vurderer prosjekter annerledes enn vi ville gjort i dårlige tider.

Utover disse grunnleggende antagelsene vil vi styrke vårt teoretiske fundament, ved å først gjennomgå markedseffisiens, som gir oss innsikt i hvilke forutsetningen som ligger til grunn i

Kapittel 2

et rasjonelt marked. Dersom man ikke kan forutsette at markedet er rasjonelt, vil eventuelle sammenhenger med makrovariabler trolig være spuriøse. Det er viktig å presisere at et rasjonelt marked, ikke er motbevis for hypotesen om sammenhengen mellom forventning og usikkerhet, noe vi også vil presisere i diskusjonen vedrørende effisiens. For en grundigere forståelse av prisingen av aktiva, og dermed også prising av aksjemarkedet, tar vi for oss en del verdsettelsesteori. Videre vil vi også ta for oss to ulike modeller for estimering av avkastningskrav. I den forbindelse kommenterer vi noen av forutsetningene til modellene, samt hvilke styrker og svakheter som knytter seg til disse. Hovedtyngden i dette kapitlet knytter seg imidlertid til drøftingen rundt de variablene vi inkluderer i dataanalysen. Her gjennomgår vi også hvilke empiriske funn som er gjort på de ulike variablene i tidligere undersøkelser. Avslutningsvis diskuterer vi også noen makrovariabler, som av hensyn til oppgavens omfang ikke ble inkludert i analysen.

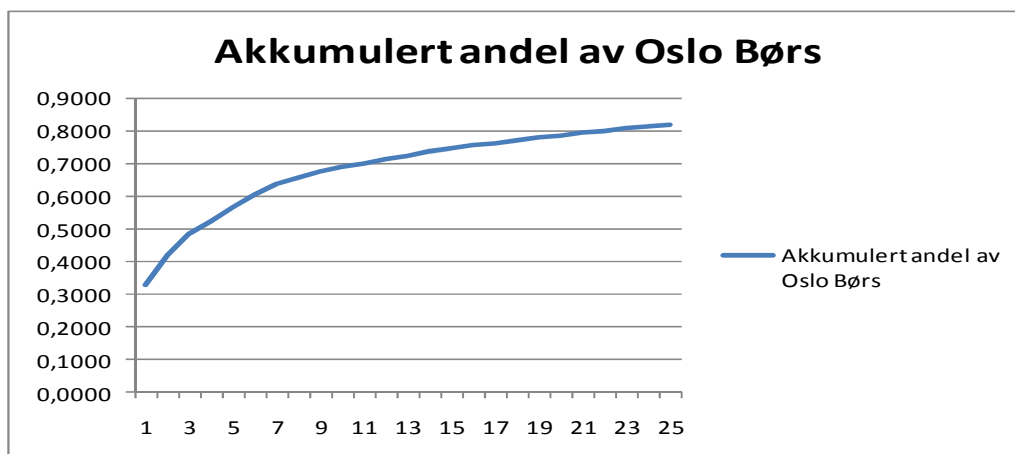
2.2 Oslo Børs

Første gang vi åpnet børslokalene i Norge var i april 1819, og da ble det bestemt at børsens åpningstid skulle være mellom 11.00-13.00 hver mandag og torsdag, noe man mente var tilstrekkelig for å betjene alle handler. Siden den gang har børsen naturligvis utviklet seg, og i dag foregår det handel mandag til fredag mellom 09.00-17.30.

Når det gjelder aktiviteten på Oslo Børs, skal man ikke langt tilbake i tid før man observerer verdier i en helt annen størrelsesorden, enn hva som nå er tilfellet. Mens årlig omsetningsvolum beløp seg til 3230 milliarder i 2007, var tilsvarende tall 370 millioner i 1980 (Oslo Børs, 2007 og Næs, Skjeltorp og Ødegaard, 2008). Dersom vi ser på markedsverdien av alle selskaper på børsen relativt til årlig BNP, utgjorde dette bare 5 prosent i 1980, mot 90 prosent i 2006. Med andre ord er aktiviteten og verdiene i dag vesentlig større, sammenlignet med begynnelsen av 80-tallet.

Et kjennetegn ved Oslo Børs, er at den domineres av relativt få men store selskaper. Eksempelvis utgjør StatoilHydro alene så mye som 32,7 prosent (i skrivende stund) av den totale markedsverdien av alle selskaper. Vi definerer da total markedsverdi som summen av alle de 188 selskaper som er inkludert i OSEAX. Videre utgjør de 10 største selskapene ca. 69 prosent av den totale markedsverdien, og dersom vi utvider til de 25 største, er vi oppe i ca 82 prosent. Dette har vi illustrert i figur 2.1 under, hvor y-aksen viser de 25 største selskaperens akkumulerte andel av total markedsverdi. I denne sammenhengen kan det stilles

spørsmålsteget om hvorvidt hovedindeksen kan ses på som en veldiversifisert portefølje. Kan det tenkes at StatoilHydro alene representerer en så stor andel, at bedriftsspesifikke forhold gir utslag på markedsporteføljen? Dette kan være et potensielt problem i koblingen mellom Oslo Børs og makroøkonomiske variabler. For å avgrense omfanget av oppgaven vil vi i det videre arbeidet ikke behandle dette som et problem, og bak senere drøftinger ligger det en forutsetning om at Oslo Børs ansees for å være veldiversifisert.



Figur 2.1: Akkumulert andel av Oslo Børs.

Oslo Børs klassifiserer alle noterte selskaper innen ulike bransjer. Klassifiseringssystemet ble innført i 1997, men i arbeidet til Næs et al. (2008) har de brukt de samme bransjekodene og klassifisert selskaper manuelt i perioden 1980-97. Det viser seg da at mens børsens markedsverdi på 80-tallet var dominert av selskaper innen industri og finans, har energisektoren tatt over og blitt dominerende i løpet av 2000-tallet. Dette skyldes i hovedsak noteringen av Statoil i 2001, samt omklassifisering av Norsk Hydro i 2002.

I dag tilbyr Oslo Børs handel i aksjer, egenkapitalbevis, derivater, rentepapirer og fond. Dagens handel skjer via elektroniske systemer, noe som gir effektiv behandling av ordrer, og setter dermed ingen begrensning for hvor mange handler som kan gjennomføres på en dag. Internasjonalt er Norge et lite aksjemarked, men likevel oppnår Oslo Børs anerkjennelse både gjennom interesse fra utenlandske investorer, samt utenlandske selskaper som ønsker notering (Oslo Børs, 2009).

2.3 Markedseffisiens

Vi vil her gå gjennom de ulike formene for markedseffisiens, samt forklare hvilke implikasjoner disse typene medfører i undersøkelser mellom Oslo Børs og makrovariabler. Vi vil også gi en kort beskrivelse av adferdsfinans som motsetning til effisiente markeder. Dersom vi kan ha tiltro til at markedet er effisient, vil dette øke styrken i slike undersøkelser. Her tenker vi at et rasjonelt marked vil vise til flere langsiktige likevektsforhold enn hva tilfellet ville vært i et irrasjonelt marked. I dette kapitlet er de teoretiske referansene i stor grad basert på Bodie, Kane og Marcus (2009), mens de øvrige referansene er markert på vanlig måte.

Et relevant spørsmål er om markedets avkastning lar seg predikere på bakgrunn av studier av historisk utvikling i avkastningen. Er det slik at vi kan sammenligne trender i for- og etterkant av tidligere nedgangs- eller oppgangskonjunkturer for så å gi presise spådommer om hva som vil skje i fremtiden? I 1953 gjorde Maurice Kendall en undersøkelse som tydet på at så ikke er tilfellet. Han konkluderte med at aksjeprisene tilsynelatende hadde lik sannsynlighet for oppgang som nedgang på hvilken som helst dag. Han fant altså ingen forutsigbare mønstre i aksjekursene. Dette er et funn som kan tolkes på ulike måter, og det ble først tatt som en bekræftelse på markedets irrasjonalitet, mens man senere tolket det som et tegn på et velfungerende og effisient marked.

At aksjeprisene er predikerbare og således en gullgruve av dimensjoner, er noe vi kan stille spørsmålstegn ved. Hvis markedet har signaler om at en aksje skal stige 10 prosent om x antall dager, og dette er kjent for investorene, vil det resultere i et umiddelbart sprang på 10 prosent. Ingen av dagens eiere av aksjen vil nemlig være villig til å selge aksjen i dag, uten å legge til verdiøkningen som man vet vil komme i fremtiden. Spørsmålet er da om alle investorer sitter på samme informasjon, eller kan det tenkes at enkelte personer er i stand til å tolke signaler på en måte som gir dem et forsprang, sammenlignet med resten av markedet? I drøftingen rundt markedseffisiens blir spørsmålet da, hvor mye informasjon har investorene tilgjengelig, ergo hvor mye informasjon reflekteres i aksjekursene?

Nerva (2009) skriver relativt utfyllende om markedseffisiens i sin masteroppgave. Han påpeker at dersom vi tror på markedseffisiens, vil vi ikke kunne finne over- eller underprisede aksjer fordi prisene allerede reflekterer all tilgjengelig informasjon. Avkastningen man får er

dermed som fortjent, gitt den risikoen man har pådratt seg. Dersom man vil oppnå mer enn gjennomsnittlig avkastning, må man også pådra seg mer enn gjennomsnittlig risiko.

For vår del er markedseffisiens viktig fordi vi må kunne stole på at eventuelle statistiske sammenhenger vi finner, faktisk skyldes de makrovariablene vi har inkludert i modellene. Vi estimerer jo modeller hvor vi, med teoretisk begrunnelse, anser det som sannsynlig at utvalgte makrovariabler skal relatere seg positivt eller negativt til Oslo Børs på lang sikt. Dersom markedet ikke oppfyller noen av kravene til effisiens, vil man trolig ikke kunne identifisere likevektsforhold, fordi relevant informasjon vedrørende makroforhold ikke vil reflekteres i aksjeprisene. Dette betyr videre at eventuell samvariasjon mellom variablene vil være tilfeldig. Relatert til diskusjonen om forventning og usikkerhet, er det viktig å presisere at den psykologiske effekten på investorers likviditetspreferanse, ikke er bevis på et irrasjonelt marked. Dersom man kommer inn i en spiral hvor gjentatte endringer i makrovariabler reflekteres i gjentatte reaksjoner i aksjemarkedet, er nettopp dette et tegn på at markedet prosesserer informasjonen som tilkommer. Et effisient marked er med andre ord ikke et motbevis på hypotesen om en invers sammenheng mellom forventning og risikovurdering.

Hvis vi antar at markedet *er* effisient. Vil da en estimert modell som bare viser insignifikante koeffisienter være et signal, eller bevis mot markedseffisiens? Svaret er nei. Dersom vi legger markedseffisiens til grunn og likevel ikke finner signifikante faktorer, er det heller et tegn på at vi har valgt irrelevante variabler i modellen. Det kan nemlig være andre variabler som har signifikant påvirkning, men som vi har oversett. Løsningen på dette vil da være å respesifisere modellen, med nye og forhåpentligvis mer relevante forklaringsvariabler.

Emnet markedseffisiens er bredt nok til å være tema alene i oppgavesammenheng. Vi ser oss dog nødt til å avgrense drøftingen til å omfatte de viktigste momentene innen hver form for effisiens.

2.3.1 Svak effisiens

Svak markedseffisiens innebærer at aksjeprisene reflekterer all historisk informasjon om aksjen. Dette omfatter historiske kursfluktasjoner, handlevolum og shortposisjoner. Dersom vi tror på denne formen for effisiens, vil man ikke kunne oppnå ekstraordinær avkastning ved bruk av eksempelvis teknisk analyse. Fordi informasjonen som trengs ved slik analyse er tilgjengelig for alle investorer, vil aksjen allerede være analysert opp og ned. Dersom tekniske

Kapittel 2

signaler tilsier kjøp av aksjen vil dette være kjent for alle, og resultatet blir et umiddelbart prishopp.

Vi vet derimot at teknisk analyse er svært utbredt både på det norske og flere internasjonale aksjemarkeder. I tillegg til at teknisk analyse utføres av profesjonelle analytikere, tilbyr også enkelte nettstedet teknisk analyse. Et eksempel på dette er Netfonds, hvor man på enkeltaksjer kan finne trendkanaler, relativ styrke og en mengde andre mål på aksjens prestasjoner. Det faktum at teknisk analyse er et utbredt fenomen kan tolkes på ulike måter. For det første kan det være et tegn på at markedet ikke er effisient og at det dermed kan hentes gevinst ved å analysere markedet og enkeltaksjer. Denne tolkningen må nødvendigvis enkelte tro på. Dersom ingen hadde trodd at gevinst kunne hentes gjennom en slik analyse, ville man heller ikke betalt analytikerne for å gjøre den jobben de gjør. For det andre impliserer hyppig analyse av et aksjemarked at vi nærmer oss effisiens, noe man kan begrunne med *effisiensparadokset*. En av forutsetningene bak et effisient marked, er at tilstrekkelig mange tror at markedet ikke er effisient. Dersom ingen bruker informasjon til analyse, vil heller ikke aksjeprisene reflektere den tilgjengelige informasjonen. Vedrørende svak effisiens trengs det dermed et visst antall personer, som bruker historisk informasjon om aksjen i et forsøk på å generere risikojustert meravkastning.

Testing for svak effisiens kan gjøres ved å studere tidsrekker over en aksjes utvikling. Man kan da avsløre hvorvidt det eksisterer signifikant autokorrelasjon i tidsrekken, noe som indikerer et brudd på hypotesen om svak markedseffisiens. Næs, Skjeltop og Ødegaard (2008) skriver om såkalte momentumstrategier hvor det kan dokumenteres risikojustert meravkastning. Strategien går ut på å kjøpe aksjer som har hatt høy avkastning de siste 3-12 måneder, og selge aksjer som har hatt lav avkastning i samme periode. Artikkelen refererer til tre undersøkelser som har funnet støtte for lønnsomme momentumstrategier, men felles for alle er at datamaterialet er nokså gammelt, da den ferskeste undersøkelsen kun har datamateriale frem til 1995. Det er da et spørsmål om denne typen strategi også i senere tid kan vise til meravkastning, og ikke minst, om dette er tilfellet ved Oslo Børs.

Vi må anta at denne strategien er velkjent for profesjonelle kapitalforvaltere, og spørsmålet blir da om man fremdeles kan generere meravkastning ved bruk av denne typen strategi. Nyhus (2006) kommenterer også noe rundt denne strategien, men fokuserer i sin artikkel på kognitiv psykologi som forklaringskraft i aksjemarkedet, noe vi skal komme mer inn på når vi

senere tar opp adferdsfinans. Hun peker på at forventningene om en momentumeffekt i markedet kan bli selvoppfyllende dersom mange nok tror på den, og at det således kan danne seg spekulative bobler som før eller siden vil sprekke. Hvis så er tilfellet vil det også være et motbevis for effisienshypotesen, men testing av hvorvidt dette er en realitet vil være nokså komplisert.

2.3.2 Halvsterk effisiens

I tillegg til historisk prisinformasjon, reflekterer aksjeprisen fundamental informasjon om selskapets produkter, ledelse, patenter, regnskapsprinsipper, etc. Denne typen informasjon fremkommer gjerne via bedriftenes kvartalsrapporter, årsrapporter og hjemmesider. Dette medfører at aksjekursen justerer seg i det ny offentlig tilgjengelig informasjon tilfaller markedet.

En måte å teste for halvsterk markedseffisiens, er å se på aksjenes unormale avkastning i forbindelse med offentliggjøring av informasjon. Dersom aksjekursen gjør et byks opp eller ned ved tilførsel av ny informasjon, og man ikke observerer en signifikant momentum eller reversering i etterkant, har vi et signal på at hypotesen holder. Dersom man observerer unormal avkastning i perioden frem mot offentliggjøring, kan det være et signal på at det eksisterer asymmetrisk informasjon i markedet. Det kan da tenkes at enkelte investorer besitter innsideinformasjon, og at dette er med på å drive kursen opp eller ned, før resten av markedet får tilgang på informasjonen. Dette alene vil ikke være et brudd på hypotesen om svak eller halvsterk effisiens, men derimot et brudd på hypotesen om sterk effisiens som omtales i det følgende.

2.3.3 Sterk effisiens

Sterk effisiens innebærer at aksjekursene også reflekterer informasjon fra innsidere i selskapet. Dette impliserer perfekt symmetrisk informasjon blant alle investorene, noe Bodie et al. (2009) omtaler som en nokså ekstrem forutsetning. Det må antas at ledelsen i selskapene besitter kurssensitiv informasjon som det potensielt kan gjøres profitt av. Dette har vi riktignok lover mot, jf. Verdipapirloven, som blant annet sier at ingen kan misbruke innsideinformasjon i investeringsøyemed.

Dersom man skal teste denne hypotesen må man undersøke hvorvidt såkalte innsidere oppnår unormal avkastning. Selv om det er reguleringer på at innsidere ikke kan utnytte sensitiv

Kapittel 2

informasjon til egen vinning, har de likevel lov å kjøpe aksjer i eget selskap, men dette skal skje på tidspunkter hvor de ikke er i besittelse av kurssensitiv informasjon. Man kan da teste hvorvidt det oppnås unormal avkastning ved å følge insidernes transaksjoner.

Det kan også tenkes at profesjonelle investorer som fondsforvaltere, analytikere og investeringsselskap besitter informasjon som ikke resten av markedet har tilgang på, og dersom det kan påvises at disse oppnår unormalt høy avkastning, har vi signal på at sterk markedseffisiens ikke er tilfellet.

2.3.4 Adferdsfinans

Temaet adferdsfinans kunne vært utledet nesten i det uendelige, da det er meget komplekst og omfatter en hel del psykologi. Vi må nødvendigvis begrense tid og plass rundt dette tema, og presenterer derfor bare noe av materien som en motsetning til et rasjonelt marked.

Vi kan hevde at rasjonell adferd vil være umiddelbare reaksjoner når det tilkommer ny informasjon som tilsier reaksjoner i markedet. Hvis det kommer ny informasjon om eksempelvis Norsk Hydro, som i skrivende stund omsetter for ca. 37 kroner, vil det være rasjonelt å prosessere denne informasjonen gjennom en eller flere av verdsettelsesmodellene, som vi senere skal ta for oss. Dersom svaret da tilsier at aksjen bør være verdt 40 kroner, er det ingen grunn til at markedet skal vente i tre dager før den korrekte prisen observeres. Det er heller ingen ting som tilsier at vi skal observere 42 kroner som følge av den positive informasjonen, dersom vi forutsetter et rasjonelt marked.

Det finnes dog ulike eksempler på at markedet ikke alltid opptrer rasjonelt. Nyhus (2006) never i en artikkel ulike eksempler på dette. Hun refererer til nobelprisvinner i økonomi, Herbert Simon, som påpeker at folk ikke alltid prøver å optimere, men de satisfierer. Dette betyr at man ikke alltid velger det beste alternativet, men velger det som er godt nok. Hun nevner eksempelvis at enkelte ikke gidder å selge andeler i fond som viser dårlig avkastning, til fordel for fond med høyere avkastning. Vår kritikk av dette er at hun ikke nevner noe om risiko i denne sammenhengen. Dersom fondene hun refererer til har omtrent lik risiko, kan vi være enig om at det er irrasjonelt å sitte på fond med lav avkastning. Dersom det derimot er forskjell på risikoksporingen i fondene, kan det være fullstendig rasjonelt å velge fond med lav avkastning, gitt investors risikoholdning.

En annen forklaring på irrasjonalitet som fremkommer i samme artikkel, er at folk har begrenset informasjonskapasitet. Man blir kontinuerlig stilt overfor mengder av både relevant og irrelevant informasjon, og det kan være vanskelig å vurdere hva som er relevant eller ikke. Dette kan lede oss til å overse informasjon av betydning, noe som igjen kan ha negativ konsekvens for avkastning på investeringen (Nyhus, 2006).

Bodie et al. (2009) nevner blant annet *overconfidence* som én forklaring på at informasjon prosesseres feil. Dette innebærer at de overvurderer sin presisjon i forbindelse med forecasting, samt at man overvurderer sine evner i forbindelse med investeringer. En kjapp titt på diverse aksjerelaterte forum på internett viser at det finnes mildt sagt mange selvutnevnte eksperter, hvor man kan ha misstanke om overdreven selvtillit.

Videre trekkes konservatisme frem som et fenomen. Dette innebærer at markedet reagerer for tregt på ny informasjon, og at det dermed tar tid før aksjeprisene reflekterer all relevant informasjon. Dette gir opphav til mulige momentumstrategier. Feil i forecasting kan også være årsak til manglende rasjonalitet. Forecastingsfeil kan komme av at investorene legger for stor vekt på nylig inntrufne hendelser, og for lite vekt på hendelser med opphav lenger tilbake i tid. Dersom man har mottatt negative nyheter for et selskap en tid tilbake, og man i dag hører positive nyheter, er det altså fare for at dagens nyhet blir tillagt en uforholdsmessig stor vekt. I slike tilfeller kan det oppstå overreaksjoner, før kursen etter hvert korrigerer seg inn mot "korrekt" nivå.

I artikkelen til Nyhus (2006) tas også opp det som kalles ekstrapolasjonsskjevhet, noe som ligner en del på forecastingsfeil.

"Ekstrapolering av forventninger betyr at man forventer at utviklingen fremover vil være lik utviklingen man har observert i den nærmeste fortid – at historisk utvikling er representativ for fremtidig utvikling." (Nyhus, 2006:sidetall ikke tilgjengelig).

Dette gir også opphav til momentumstrategier fordi investorer vil være positive i stigende markeder og pessimistisk i fallende markeder. Dersom man tester en tidsrekke for signifikant autokorrelasjon, kan man finne signaler på om dette er tilfellet eller ikke.

2.3.5 Våre forutsetninger

"We conclude that markets are very efficient, but that rewards to the especially diligent, intelligent, or creative may in fact be waiting." (Bodie et al., 2009:375).

Som vi ser av sitatet ovenfor kan det være ekstraordinær avkastning å hente i markedet, men at de generelt virker å være effisiente. Det sies derimot ingen ting om hvilken *grad* av effisiens som preger markedene, og ikke minst – hvilken grad av effisiens kan hevdes å være gjeldende for Oslo Børs? I vår videre drøfting, må vi imidlertid ta en forutsetning hva gjelder nettopp dette.

Vi ser på Oslo Børs som en veldiversifisert portefølje, hvor gjenværende risiko relaterer seg til endringer i makroforhold. Vi legger videre til grunn at historisk informasjon vedrørende børsens svingninger, ikke kan brukes til å predikere fremtidige svingninger. Børsen tilfredsstillende med andre ord kravene til svak markedseffisiens. Vi forutsetter også at hovedindeksen reflekterer offentlig tilgjengelig informasjon, og i denne sammenheng tenker vi på informasjon knyttet til makrotall. Dette betyr at børsen også tilfredsstillende kravene til halvsterk effisiens. Gitt at disse kravene tilfredstilles, samt at vi inkluderer variabler som er teoretisk forankret, kan det med dette som bakgrunn gjøres gyldig inferens mellom makrovariabler og aksjemarkedet.

2.4 Verdsettelsesmodeller

Vi mener det er viktig å ta for oss teori vedrørende verdsettelse av selskaper, da disse metodene må ta til følge den generelle utviklingen i økonomien. Dette er tilfellet da den makroøkonomiske utviklingen nødvendigvis må påvirke selskapenes fremtidige inntjeningssevne (her spiller naturligvis bedriftsspesifikke forhold også inn), og således selve verdien av selskapene. Videre vil det jo være den akkumulerte verdsettelsen av alle børsens aksjer, som faktisk driver utviklingen på Oslo Børs. Nedenfor vil vi gjennomgå to sentrale verdsettelsesmodeller – kontantstrøm- og dividendemodeller.

2.4.1 Kontantstrømmetoden

Kontantstrømmmodeller kan verdsette et selskap ved hjelp av forskjellige kontantstrømmer, alt etter hvilken kapitalbase som ønskes verdsatt. Fra aksjonærenes ståsted, vil det være av størst interesse å fange opp strømmen av kontanter som tilfaller egenkapitalen, da det er de fremtidige tilskuddene til denne kapitalen som avgjør hvor høyt investorene priser sine aksjer.

Men det er altså ikke noe i veien for å verdsette eksempelvis totalkapitalen eller den sysselsatte kapitalen. Forskjellen i verdsettelse av de respektive kapitalbasene, vil naturlig nok avhenge av hvilke kontantstrømmer som tilfaller den aktuelle kapitalen, samt hvilket avkastningskrav denne kapitalen krever, noe vi kommer tilbake til i kapittel 2.5.

De tre ligningene nedenfor kan anvendes til å prise selskapets fremtidige kontantstrømmer som tilfaller egenkapitalen – altså selskapets markedsverdi. CF_t er kontantstrømmen som tilfaller egenkapitalen om t antall år. Videre avspeiler k aksjonærenes avkastningskrav. Det som avviker mellom ligning 2.1 og 2.2, er tidshorisonten. I ligning 2.1 antar man at selskapets tidshorisont er endelig, mens i ligning 2.2 er tidshorisonten uendelig. Samtidig forutsetter man i ligning 2.2 at neste års kontantstrøm er lik konstantstrømmen i år to, år tre, år fire, etc. Hvis det imidlertid forventes at selskapets fremtidige kontantstrømmer vil vokse med en konstant prosentandel av fjorårets kontantstrøm, kan man anvende Gordons vekstformel (ligning 2.3) for å estimere dagens verdi av en uendelig rekke kontantstrømmer, gitt et vekstledd (g).

$$(2.1) \quad V_0 = \sum_{t=1}^n \frac{CF_t}{(1+k)^t}$$

$$(2.2) \quad V_0 = \frac{CF_1}{k}$$

$$(2.3) \quad V_0 = \frac{CF_1}{k-g}$$

Men hvor presis er kontantstrømmetoden? For det første må de fremtidige kontantstrømmene budsjetteres, noe som det kan vise seg å være både tid- og kostnadskrevende, da det eksisterer en god del usikkerhet rundt hvilke strømmer som vil tilfalle selskapet i fremtiden. Hvem kan predikere hvilke kontantstrømmer som bedriften skal motta om for eksempel 20, 30 eller 40 år? Bedriftens økonomiske omgivelser kan i løpet av meget kort tid endres, noe som medfører at estimerte fremtidige kontantstrømmer ikke lenger holder mål.

Ved å gjennomføre kontinuerlige analyser av makroforhold, bransje- og bedriftsspesifikke forhold, er dog muligheten stor for at bedriftens inntjeningspotensial, i nærmeste fremtid, kan avdekkes med betryggende sikkerhet. I tillegg vil størrelsen på kontantstrømmer langt frem i tid ikke tilegnes like stor betydning på dagens markedsverdi – som tilfellet er for kontantstrømmer nærmere nåtid, da disse beløpene må neddiskonteres over en lengre periode.

Kapittel 2

Derfor vil evnen til å predikere den nærmeste fremtiden være av størst betydning, når man ønsker å finne markedsverdien som gjenspeiler selskapets virkelige verdi i best mulig grad.

Relatert til de uobserverbare adferdsvariablene – forventning og usikkerhet, er dette variabler som opptrer i henholdsvis teller og nevner. Når forventningene for fremtiden endrer seg, har dette betydning for hvilke kontantstrømmer man tror vil tilfalle selskapet. Dersom usikkerheten vedrørende forventede kontantstrømmer øker eller faller, vil dette reflekteres i et økende eller fallende avkastningskrav. Hvis vi i tillegg tror at sammenhengen mellom forventning og usikkerhet er invers, forstår vi at endringer i disse variablene vil få dobbel effekt på aktivumet som skal verdsettes. Hvis så er tilfellet, vil eksempelvis økte forventninger, ikke bare øke størrelsen på CF, men også redusere k , slik at verdien på selskapet blir påvirket i dobbel forstand. Det må understrekes at ikke alle økninger i CF, nødvendigvis resulterer i reduksjon i avkastningskravet, og vice versa. Formålet med å nevne adferdsvariabler i denne sammenhengen, er bare å vise hvilke kanaler disse variablene virker gjennom, når psykologiske effekter inntreffer på investorene.

Det må videre presiseres at usikkerheten til bedriftens fremtidige inntjening ikke kun er en realitet i forbindelse med bruk av kontantstrømmetoden, men vil sågar eksistere uavhengig av verdsettelsesmetode. Således kan ikke denne usikkerheten være en kritikk av metoden i seg selv, men heller fungere som en påminnelse om at man aldri vil kunne finne den perfekte verdsettelsesmetoden, da det nettopp eksisterer usikkerhet hva gjelder fremtiden.

2.4.2 Dividendemodeller

Verdien av en aksje kan også finnes ved å neddiskontere fremtidige kontantstrømmer som tilfaller aksjonærene i form av utbytte. Boye og Dahl (2002) mener at verddivurderinger ved hjelp av dividendemodeller i all hovedsak har vært et amerikansk fenomen. Forfatterne innrømmer dog at norske selskaper i større grad, nå enn tidligere, utbetaler en større andel av overskuddet sitt i dividende. Dette taler for at en slik verdsettelsesmodell med tiden kan få større innflytelse på verdsettelsen av norske selskaper.

Ligning 2.4 viser hvordan aksjeverdien fremkommer som resultat av en endelig rekke med dividendeutbetalinger, samt prisen på aksjen ved tidspunkt n . Alternativt kan aksjeverdien finnes ved hjelp av ligning 2.5. Gitt at man verdsetter samme selskap med disse to formlene, vil verdien naturlig nok bli den samme. Dette er tilfellet da prisen på aksjen i år n , kun er en

neddiskontering av en uendelig rekke dividendebetalinger til tidspunkt n . Hvis vi neddiskonterer denne aksjeprisen i n år til, vil likheten mellom de to ligningene bli åpenbare. Dette innebærer dog at alle års dividender i ligning 2.4 er lik DIV_1 . Ligning 2.5 er en noe forenkling av virkeligheten, da det her forutsettes at vekstfaktoren i selskapet er lik null. Dette impliserer at kontantstrømmen som tilfaller egenkapitalen, i det fulle og hele blir utbetalt som dividende. Samtidig forutsettes det i ligning 2.5 en konstant rentabilitet, da fremtidige dividender er lik DIV_1 .

$$(2.4) \quad V_0 = \sum_{t=1}^n \frac{DIV_t}{(1+k)^t} + \frac{V_n}{(1+k)^n}$$

$$(2.5) \quad V_0 = \frac{DIV_1}{k}$$

Som oftest vil selskaper som betaler dividende, holde tilbake deler av årsresultatet, noe som medfører at verdien av selskapets egenkapital kan finnes ved ligning 2.6. Størrelsen g er andelen av rentabiliteten (overskuddet) som holdes tilbake i selskapet – altså selskapets vekstfaktor. Ligningen impliserer at så lenge rentabiliteten (ρ) er lik avkastningskravet (k), vil utdelingsforholdet (d) være irrelevant for verdien av selskapets egenkapital. Aksjonærene vil naturlig nok være indifferent mellom å reinvestere sin andel av overskuddet i det gjeldende selskapet eller en annen plass, da forventet avkastning ikke vil variere ved dette valget.

$$(2.6) \quad V_0 = \frac{DIV_1}{k-g}, \quad \text{hvor } DIV_1 = \rho \times d \times B_0 \quad \text{og} \quad g = \rho \times (1-d)$$

Hvis rentabiliteten derimot er høyere enn avkastningskravet, vil det være av interesse å reinvestere mest mulig i selskapet – noe som impliserer et lavt utdelingsforhold. Dette virker rimelig, siden man nå vil oppnå en høyere avkastning ved å reinvestere sin kapital i det gjeldende selskapet, enn alternativt å investere til ρ lik k en annen plass. Hvis selskapets rentabilitet er lavere enn kravet fra aksjonærene, vil det imidlertid være gunstigere å dele ut hele årsresultatet som utbytte. Aksjonærene kan altså oppnå høyere avkastning ved å reinvestere en annen plass. Det kan videre spekuleres i hvorvidt selskapet har "livets rett", da det i dette tilfellet ikke klarer å tilfredsstille aksjonærenes krav til avkastning.

Kapittel 2

Dog virker det noe urimelig at selskapets rentabilitet i evig tid skal være konstant, og samtidig eventuelt avvike fra avkastningskravet. Det er nok mer realistisk at selskapet makter å prestere bedre enn forventet i et gitt antall år, før inntjeningen normaliserer seg. Dette impliserer at dividendemodellen må utbedres, slik denne rentabilitetsutviklingen kan tas til etterretning. Dette gjør ligning 2.7, da den innfører restriksjoner for hvor lenge (T år) rentabiliteten skal eksempelvis ligge konstant over avkastningskravet. Her kan det videre tas forutsetninger vedrørende hvor lang tid det skal ta før rentabiliteten blir lik avkastningskravet. Det kan antas at rentabiliteten etter år T sakte konvergerer mot avkastningskravet, eller at selskapets rentabilitet direkte faller ned til avkastningskravet i år $T+1$. Den første muligheten vil naturlig nok medføre en høyere selskapsverdi, enn hva tilfellet er ved den siste muligheten, da dess lenger selskapet produserer merverdier ($\rho > k$), desto mer attraktivt er selskapet i aksjonærenes øyne. Hvorvidt rentabiliteten sakte konvergerer, eller faller brått ned til avkastningskravet, kan bestemmes ut fra størrelsen på DIV_{T+1} .

$$(2.7) \quad V_0 = \frac{DIV_1}{k - g_1} \times \left[1 - \left(\frac{1 + g_1}{1 + k} \right)^T \right] + \frac{DIV_{T+1}}{(1 + k)^T \times (k - g_2)}$$

For å oppsummere dividendemodeller som verdsettelsesmetode, eksisterer det her de samme usikkerhetsmomentene som gjelder for kontantstrømmetoden. Dette vil altså ikke være et resultat av dividendemodellen i seg selv, men heller den usikkerheten som eksisterer ved alle verdsettelsesmodeller som baserer seg på fremtidig inntjening. Vi diskuterte imidlertid at den største usikkerheten eksisterer for de kontantstrømmene/dividendebetalingene som tilfaller aksjonærene langt frem i tid, og siden disse størrelsene skal neddiskonteres over flere år, får de mindre betydning på dagens markedsverdi, enn hva som er tilfellet for de størrelsene som ligger nærmere i tid. I tillegg presiserer vi på nytt at dividendemodeller er mye anvendt i USA, noe som burde vise til modellens styrke i verdsettelsesøyemed.

2.5 Hva bestemmer selskapets avkastningskrav?

Vi vil nedenfor ta for oss to av de mest anerkjente modellene for estimering av aktivumets avkastningskrav. Relatert til temaet for denne oppgaven, vil en gjennomgang av dette være av betydning, da begge modellene forutsetter at en aksjes avkastningskrav beror seg på dets eksponering for systematisk risiko. Systematisk risiko er også i høyeste grad aktuelt, med tanke på at de makrovariablene som vi senere skal analysere opp mot Oslo Børs, nettopp er systematiske risikofaktorer. Med andre ord skal vi undersøke hvorvidt utvalgte systematiske

risikofaktorer opptrer i et likevektsforhold med aksjemarkedet. I likhet med kapittel 2.3, har vi også her hovedsakelig anvendt teori fra Bodie et al. (2009). Vi nevner imidlertid disse forfatterne (og andre) der vi finner det nødvendig i selve teksten.

2.5.1 CAPM

Kapitalverdimodellen ble av Sharpe, Litner og Treynor introdusert på 60-tallet, som svar på hvilket avkastningskrav aksjonærene skulle kreve for sin investering. Nedenfor viser ligning 2.8 sammenhengen mellom forventet avkastning til enkeltaksjen, risikofri rente, markedsporteføljens risikopremie, samt aksjens eksponering for systematisk risiko – β . Når vi nevner CAPM i denne sammenhengen, er ikke hensikten å gi en teknisk gjennomgang av alle sider ved modellen, men vi tar sikte på å bruke CAPM som utgangspunkt for å forklare sammenhengen mellom markedsavkastningen og våre makrovariabler.

$$(2.8) \quad E(r_i) = r_f + [E(r_m) - r_f]\beta_i$$

Forventet avkastning på enkeltaksjen er ekvivalent med aksjens avkastningskrav, og som vi ser består dette av risikofri rente, pluss markedets risikopremie multiplisert med aksjens beta. Sistnevnte representerer aksjens sensitivitet overfor verdiendringer i markedsporteføljen, og kan alternativt uttrykkes som aksjens marginalbidrag til markedsporteføljens risiko. Når man akkumulerer alle aksjers risikobidrag, ender man opp med total markedsrisiko, og siden markedsporteføljens risiko er gitt ved dens sensitivitet overfor verdiendringer i seg selv, må markedsporteføljen per definisjon har betaverdi lik 1,0.

Vi kan med rimelighet forutsette at investorer er risikoavers, og dermed vil man ønske å diversifisere. Ved å spre investeringen over flere enkeltaktiva, vil bedriftsspesifikk risiko reduseres, ved at en negativ intern hendelse i et selskap viskes ut av en positiv hendelse i et annet. Dersom man blander inn mange nok aktiva i porteføljen, vil til slutt all bedriftsspesifikk risiko elimineres, og den gjenværende risiko representeres da ved systematiske risikofaktorer. Utviklingen i denne porteføljen vil dermed påvirkes av den generelle utviklingen i økonomien. Hvor mange aktiva som trengs for å eliminere bedriftsspesifikk risiko, fins det ikke et eksakt svar på, men generelt vil mesteparten være diversifisert bort i en portefølje bestående av 15-20 aktiva.

Kapittel 2

Dersom vi akkumulerer verdiendringen til samtlige aktiva, ender vi til slutt opp med markedsporteføljen. Under forutsetning at det er symmetrisk informasjon mellom alle investorer, burde alle holde denne porteføljen (Brealey, Myers og Allen, 2006). Begrunnelsen er at denne porteføljen gir høyest avkastning per enhet risiko, og har dermed det høyeste Sharpe-forholdet. Ulik grad av risikoaversjon kan tilsi at enkelte investorer ønsker å påta seg mer risiko, og vurderer dermed andre porteføljer med høyere avkastning og risiko. Det er naturligvis ingen ting som hindrer oss i å gjøre dette, men det kan ikke påstås å være en rasjonell handling. Ved å ta opp risikofritt lån, og deretter plassere i markedsporteføljen, øker investor sin risikoeksponering, men får samtidig bedre betalt, sammenlignet med en annen portefølje med samme risiko. På samme måte kan man redusere risikoeksponeringen ved å investere en andel w i markedsporteføljen og en andel $(1-w)$ risikofritt.

Den praktiske tilnærmingen vil være at markedsporteføljen representeres av en aksjeindeks – i vårt tilfelle Oslo Børs. Vi har tidligere vært innom problemet med at få, men store selskap utgjør en betydelig andel av verdiene på børsen, og at det således kan være innslag av usystematisk risiko. For å få frem poenget i den kommende diskusjonen, behandler vi imidlertid ikke dette som et problem. I vår undersøkelse representerer dermed Oslo Børs markedsavkastningen i henhold til CAPM-terminologi. Spørsmålet som da reiser seg, er hvilke forklaringsfaktorer som ligger bak markedsavkastningen. Isolert sett er markedsavkastningen summen av verdiendringene for alle enkeltaktiva, men vi bør reflektere over hva som ligger bak dette igjen.

Grunntanken i verdsettelse er at dagens verdi av et aktivum, avhenger av forventet avkastning og risiko. Prisen på eksempelvis en aksje vil da være en konsensus mellom alle investorers forventninger og risikovurdering – man har ulike oppfatninger om hva fremtiden vil bringe, men kommer til ”enighet” om en korrekt pris. Det vil imidlertid være umulig å få innblikk i samtlige investorers forventninger og risikovurdering, og vi trenger derfor substitutter i form av observerbare variabler som har innvirkning på avkastning og risiko. For en enkeltaksje vil dette være alle variabler som har betydning for selskapets videre inntjening. Når man omtaler faktorer som påvirker den totale markedsavkastningen, er makrovariabler nettopp et slikt substitutt, som gir informasjon om den generelle utviklingen i økonomien. Fordi markedsporteføljen er veldiversifisert, skal ikke faktorer som er av unik betydning for enkelte selskap, ha innvirkning på avkastningen. Slik som CAPM er modellert opptrer da

makrovariablene som eksogene variabler, og påvirker markedsavkastningen som altså er endogen. Med andre ord er makrovariablene forklaringsfaktorer bak markedsavkastningen.

Det er liten tvil om at både markedsavkastningen og makroøkonomiske variabler avhenger av de underliggende faktorene, forventning og risiko, og vi forventer derfor at aksjemarkedet og makrovariabler også er nært relatert (Lauvsnes, 2009). Ett moment i vår undersøkelse er hypotesen om at Oslo Børs kan ha påvirkningskraft på makrovariablene – en hypotese som CAPM ikke åpner for. Dersom aksjemarkedet er først ute til å reflektere endringer i publikums forventninger og risikovurdering, vil dette kunne resultere i at Oslo Børs opptrer som en ledende indikator for andre variabler. Dette vil ikke CAPM kunne identifisere, da det forutsettes at aksjemarkedet kun besitter endogene egenskaper. Den samme forutsetningen medfører også at det ikke kan eksistere gjensidig påvirkning mellom variablene, noe vår modellering derimot vil kunne identifisere, i form av signifikante justeringskoeffisienter. Hvordan slike sammenhenger fremkommer i analysen, vil vi beskrive mer inngående i kapittel 3.

2.5.2 APT

*”The capital asset pricing theory begins with an analysis of how investors construct efficient portfolios. Stephen Ross’ **arbitrage pricing theory**, or **APT**, comes from a different family entirely.”* (Brealey et al., 2006:199).

Bodie et al. (2009) sier at det ligger tre hovedforutsetninger bak APT:

1. Avkastning på aktiva kan beskrives ved hjelp av en faktormodell.
2. Det er tilstrekkelig med verdipapirer til å diversifisere bort usystematisk risiko.
3. Velfungerende verdipapirmarkeder tillater ikke vedvarende arbitrasjemuligheter.

CAPM måler den systematiske risikoen gjennom verdiendringen på markedsporteføljen, som i empiriens verden er børsindeksen. Med aksjemarkedets varians som kilde for systematisk risiko, impliserer imidlertid CAPM at hver enkelt aksjes relative påvirkning fra de underliggende makroøkonomiske faktorene (som driver børsindeksen) er lik. Dette hevder Bodie et al. (2009) er en feil forutsetning å ta, da det med rimelighet kan sies at det motsatte er tilfellet. Forståelsen av at alle aksjer ikke kan påvirkes i like stor grad av alle de underliggende makrofaktorene, er utgangspunktet for utviklingen av APT.

Kapittel 2

En APT flerfaktormodell forsøker å forklare enkeltaksjen avkastning, ved hjelp av aksjens sensitivitet overfor flere forskjellige makrofaktorer. I stedet for én betaverdi (CAPM), tildeles altså enkeltaksjen like mange betakoeffisienter, som det eksisterer makrovariabler med forklaringskraft i modellen. Ved å estimere disse koeffisientene, avdekker man aksjens eksponering for den systematiske risikoen, som et bidrag fra forskjellige makrofaktorer. Dette har en merverdi i seg selv, da en slik modell, i større grad enn CAPM, beskriver risikolandskapet som omringer bedriften.

APT forutsetter at det eksisterer én eller flere faktorporteføljer (avhengig av hvor mange faktorer som kan sies å påvirke økonomien), som hver lar seg beskrive av én bestemt faktor. Dette lar seg gjøre da faktorporteføljene er veldiversifiserte (null usystematisk risiko), samt at korrelasjonen med andre makrofaktorer er lik 0. Markedsporteføljen i CAPM har en betasensitivitet til den systematiske risikoen på 1,0. Tilsvarende har en faktorportefølje en betasensitivitet til den underliggende faktoren på 1,0. Faktorporteføljen må naturlig nok ha en risikopremie. Denne premien er som i CAPM, differansen mellom markedsporteføljens/faktorporteføljens forventede avkastning og risikofri rente.

Videre kan investor konstruere en portefølje, med ulik eksponering for de underliggende makrofaktorene. Dette gjøres ved å kombinere de forskjellige faktorporteføljene. Ved å bestemme vektene på de respektive faktorporteføljene, kan investor styre risiko og avkastning langs den multifaktorbaserte kapitalallokeringslinja. Siden det forutsettes i APT at arbitrasjemuligheter ikke får eksistere i lang tid, må nettopp alle veldiversifiserte porteføljer ligge langs denne linja.

Men hvordan kommer vi frem til enkeltaksjen avkastningskrav? CAPM forutsetter at avkastnings- og betaforholdet også må holde for enkeltaksjene. APT forutsetter nesten det samme, da teorien antyder at forholdet må holde for de fleste aktiva i økonomien. Avkastningskravet til enkeltaksjen finnes derfor, som for CAPM, ved å estimere hvilken betasensitivitet aksjen har for systematisk risiko. Det som her imidlertid skiller CAPM og APM er det faktum at aksjen ikke kun tildeles én betaverdi, men heller like mange betaverdier som det eksisterer faktorporteføljer (se ligning 2.9).

$$(2.9) \quad r_i = E(r_i) + \beta_{i1}F_1 + \dots + \beta_{in}F_n + e_i$$

Arbitrasjeteori fremstår som en mer presis måte å estimere enkeltaksjers avkastningskrav på, sammenlignet med CAPM. De to modellene deler imidlertid en svakhet, nemlig forutsetningen om at det kun eksisterer énsidig påvirkning mellom makrofaktorer og markedsavkastningen. Nå vil det sjeldent være relevant å vurdere enkeltaksjers påvirkning overfor de ulike faktorene, men at den aggregerte markedsavkastningen har innvirkning på de ulike faktorene, ser vi ikke på som usannsynlig.

2.6 Utvalgte makrovariabler

Vurderingen rundt hvilke variabler som kan modelleres sammen med aksjemarkedet, ser vi på som noe av det mest avgjørende for oppgaven. En ting er å gjennomføre undersøkelser ved hjelp av klassisk regresjonsanalyse (OLS), VAR-modeller, VECM, eller andre statistiske metoder. Resultatene fra disse undersøkelsene blir derimot svekket, dersom de ikke kan forankres til teoretiske standpunkter, enten i form av støtte, tvil eller motbevis. Det er for eksempel ingen praktiske hindringer for at vi kan kjøre en regresjon, hvor vi forsøker å forklare svingninger i aksjemarkedet ved hjelp av temperaturen i Oslo og Bodø Glimts plassering på tabellen. Ved hjelp av en god porsjon flaks, kan det sågar komme signifikante koeffisienter ut av denne regresjonen, men vi sliter når det kommer til teoretisk begrunnelse.

Vi vil i dette delkapitlet ta for oss de variablene, som med høy frekvens (med unntak av pengesparing) inngår hos forskere som forsøker å beskrive dynamikken i et aksjemarked. Her vil vi trekke frem undersøkelser gjort både på Oslo Børs, og på utenlandske børser. For strukturens skyld, deler vi delkapitlet inn i underdeler, som hver tar for seg forskning gjort på én spesifikk variabel, av de vi har valgt å inkludere i vår analyse. Vi ønsker på denne måten å belyse i hver underdel, hvorvidt signifikante funn gjort på de utenlandske børsene, kan sies å være gjeldende for Oslo Børs. Samtidig kan det tenkes at insignifikante koeffisienter på de utenlandske børsene, likevel er signifikante på Oslo Børs. Som vi har nevnt tidligere, vil vi innskrenke vår dataanalyse til fire spesifikke variabler, som vi mener kan ha et langsiktig likevektsforhold til Oslo Børs. Vi vil imidlertid i kapittel 2.7 drøfte noen andre variabler, som meget godt kunne ha vært inkludert i dataanalysen, men som dog ble ofret da de fire variablene skulle velges.

I drøftingen av makrovariabler, legger vi størst vekt på hvilke resultater som er funnet på Oslo Børs, da disse må sies å være av størst interesse for vårt tema. Imidlertid er det gjort adskillig flere undersøkelser på hva som driver de store utenlandske børsene. Det kan således tenkes at

Kapittel 2

man ikke har testet implikasjonene av alle disse undersøkelsene fullt ut på det norske aksjemarkedet, noe som kan være av interesse å gjøre. Videre kan det hende at visse variabler har en noe tvetydig forklaringskraft, da forskjellig forskning på samme børs (det være seg innlands eller utenlands), har kommet frem til motstridende konklusjoner. I slike tvilstilfeller, vil det kunne være av interesse å finne ut hvilke konklusjoner vi kan komme frem til.

2.6.1 Kredittvekst

Kredittveksten i Norge kan være en interessant størrelse å sammenligne med utviklingen på Oslo Børs. Denne veksten måler endring i finansinstitusjonenes utlånsmengde fra en periode til en annen. Et konkret mål for kredittvekst, er endringen i K2, hvor K2 defineres som ”(...)hvor stor innenlandsk bruttogjeld publikum (husholdninger, ikke-finansielle foretak og kommuneforvaltningen) har i norske kroner og utenlandsk valuta (...)” (SSB, 2009).

Hvis kredittveksten øker, vil dette være et tegn på at ikke-finansielle foretak og husholdningene tar opp større lån, og/eller at generelt flere tar opp lån. Siden lån gjerne tas opp for å finansiere investerings- og konsumbehov, vil en økning i låneaktiviteten være et tegn på optimisme for fremtidig økonomisk vekst. Dette virker rimelig, da publikum ikke vil påføre seg økte finanskostnader og avdrag, uten en formening om at man vil klare å betjene denne økningen. En slik optimisme om fremtidig vekst, impliserer videre forventninger om høyere inntjening for bedriftenes del, noe som nødvendigvis må reflekteres i en stigende aksjeindeks. Dette resonnementet kan også vinkles motsatt vei.

En verdiøkning på Oslo Børs vil medføre at investorenes kjøpekraft også øker. Dette vil resultere i at husholdningene vil etterspørre flere varer og tjenester, samt investere ytterligere i realkapital. En slik økning i konsum- og investeringsaktiviteten, vil videre måtte delfinansieres med ytterligere låneopptak, som igjen øker kredittveksten. Sett fra bedriftenes side, vil høye aksjekurser motivere til ytterligere låneopptak til nyinvesteringer, da prospektet for fremtiden ser mer lovende ut (Heimdal, 2006). Det virker på bakgrunn av ovenstående resonnementer at det med rimelighet kan eksistere et langsiktig og positivt likevektsforhold mellom kredittvekst og utviklingen på Oslo Børs. Hvilken av disse to variablene som er henholdsvis endogen og eksogen, eller hvorvidt det eksisterer en tosidig påvirkning, er imidlertid noe vanskeligere å tenke seg til. Hva kom først – høna eller egget?

Motivasjonen for at vi antyder en positiv sammenheng mellom aksjemarkedet og kredittvekst kan også utvides litt. Hvis kredittveksten er økende, må dette være et tegn på at både utlåner og lånetaker anser sannsynligheten for mislighold av lånet som fallende. For det første er det rimelig å tro at både bankene og publikum er interessert i å oppfylle sin del av avtalen, da mislighold for begge parter vil skape problemer. Når det gjelder for eksempel boliglån, har naturlig nok banken pant i eiendommen, men det er av åpenbare grunner ikke ønskelig for banken å besitte eiendom framfor penger. Bankene lever av å låne ut penger, og med store deler av egenkapitalen bundet opp i eiendom, vil bankenes likviditet svekkes. For lånetaker, vil konsekvensen ved mislighold medføre at kredittverdigheten faller, samt at bostedet i verste fall mistes. Derfor vil en økning i kredittveksten være et resultat av en rasjonell vurdering fra både de finansielle foretak og fra publikum, om at utsiktene for fremtiden ser lovende ut. Disse utsiktene burde også materialisere seg i et voksende aksjemarked. Dog finnes det også eksempler på irrasjonelle aktører i markedene (jamfør subprime-krisen).

I Lauvsnes (2009) sin doktorgradsavhandling omtaler han det Keynes kaller *conventional valuation*. Begrepet hentyder til en konsensus om at fremtiden ser oversiktelig ut, og at "status quo" derfor kan forventes å vare i uoverskuelig framtid. Det er denne tilstanden vi sikter til i avsnittet ovenfor, hvor aktørenes rasjonalitet trekkes inn som forklaring på økende kredittvekst. Hvis *conventional valuation* eksisterer i en periode med stor vekst i økonomien, vil dette motivere til økende låneopptak og stigende aksjekurser, da aktørene forventer at oppgangskonjunkturen skal fortsette. Dog kan *conventional valuation* bryte sammen, noe som resulterer i større usikkerhet blant aktørene i økonomien. Større usikkerhet skaper dermed et behov for å konsumere mindre i dag, for i det hele tatt å kunne konsumere i fremtiden. En slik vridning i etterspørselen etter varer og tjenester, vil resultere i at kredittveksten faller, da det ikke lenger er behov for å finansiere konsum og investeringer i dag. Denne usikkerheten burde også kunne identifiseres i et fallende aksjemarked, noe som bekrefter vår antakelse om en positiv sammenheng mellom aksjemarkedet og kredittvekst.

Funn gjort i avhandlingen til Lauvsnes (2009), antyder at Oslo Børs er i en langsiktig og positiv relasjon med kredittvekst. I denne sammenhengen er det aksjemarkedet som viser eksogene egenskaper, mens kredittvekst kun justerer seg inn mot likevekten. I samme avhandling er også kredittveksten i USA modellert opp mot det amerikanske aksjemarkedet. Som for Norge, identifiseres det et positivt likevektsforhold mellom variablene, men her virker det samtidig å være tegn til tosidig endogenitet. Lauvsnes presiserer imidlertid at

Kapittel 2

justeringskoeffisientenes størrelse og signifikans kan endre karakter, hvis flere variabler inkluderes i modellen. Dette impliserer at man må ta et forbehold hva gjelder innbyrdes endogene og eksogene relasjoner mellom aksjemarkedet og kredittvekst, før man eventuelt har testet dette i en utvidet multivariat modell.

Av studentarbeider finner både Dyrnes (2006) og Heimdal (2006) at K2 har en positiv forklaringskraft på Oslo Børs. Dog er ikke disse undersøkelsene basert på feilkorreksjonsmodeller.

Oppsummert er dette en variabel som ikke byr på stor usikkerhet hva gjelder hvilken sammenheng det burde eksistere med Oslo Børs. Vi har imidlertid hatt vansker med å finne tidligere arbeider (med unntak av Lauvsnes), som har forsket på det langsiktige forholdet mellom aksjemarkedet og kredittvekst i Norge. Dette gjør at vi ønsker å undersøke hvorvidt et slikt forhold eksisterer i vårt datamateriale.

2.6.2 Standard & Poor's 500

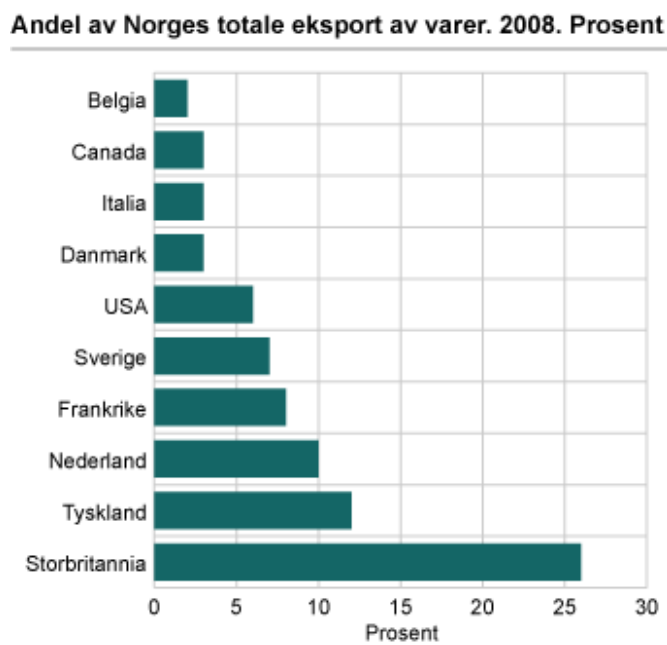
Det å anvende et annet lands aksjemarked som forklaringsvariabel til Oslo Børs, kan kanskje sies å være en selvmotsigelse, da vi i utgangspunktet ønsker å finne sammenhenger mellom børsutviklingen i Norge og *makrofaktorer*. Dog kan eksempelvis S&P 500 være en god indikator på utviklingen i den amerikanske makroøkonomien (Bodie et al., 2009). Tatt i betraktning størrelsen på den amerikanske økonomien, ville man ikke bli overrasket dersom denne har betydning for andre lands økonomi. Når vi velger å inkludere en internasjonal faktor i vår undersøkelse, kunne vi fremfor S&P 500, valgt et stort antall amerikanske og internasjonale makrovariabler. Dette ville imidlertid gjort omfanget av undersøkelsen mektig både med hensyn til datainnsamling og analyse. Med tanke på at vi ikke kan ta med et ubegrenset antall variabler, vil således et annet lands aksjemarked kunne fungere som et substitutt for mer underliggende internasjonale makroøkonomiske faktorer, som igjen kan bidra til å forklare utviklingen på Oslo Børs.

”Oslo Børs falt bredt store deler av onsdag, men etter en sterk sluttspurt endte hovedindeksen bare ned 0,1 prosent til 348,98. Markedet fikk drahjelp fra Wall Street (...)”(Hegnar Online, 2009).

”Oslo Børs hoppet fra 299 poeng til 302 poeng på direkten da fredagens arbeidsmarkedsrapport viste at det er tegn til klar bedring i det amerikanske arbeidsmarkedet.” (DN, 2009).

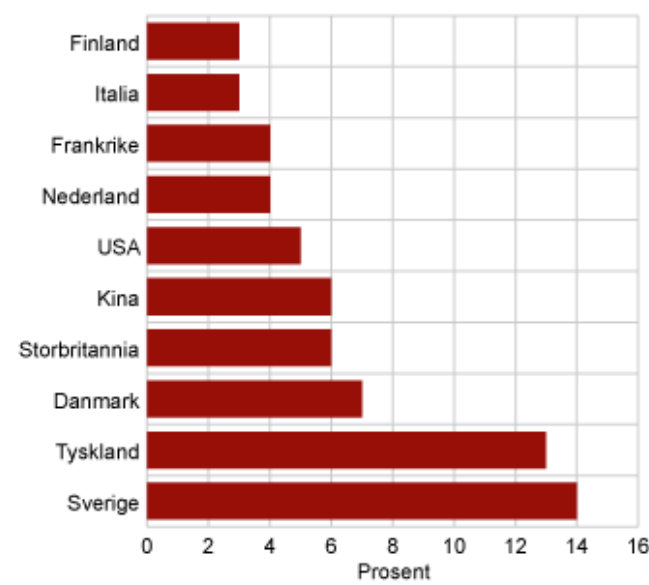
Sitatene ovenfor er kun to av et utall utsagn fra norske finansaviser, hvor den amerikanske økonomien tilegnes forklaringskraft på Oslo Børs. Påstanden virker heller ikke urimelig, da en andel på nesten 24 prosent av verdens BNP i 2008, gjør USA til verdens desidert største økonomi (IMF, 2009). Likevel kan det være vanskelig å se den direkte sammenhengen mellom den amerikanske økonomien, og utviklingen på Oslo Børs, dersom man legger handelsaktiviteten mellom landene til grunn. I 2008 (SSB, 2009) utgjorde både Norges eksport til, og import fra USA, kun ca. 5 prosent av vår totale eksport og import (se figur 2.2 og 2.3). Dette impliserer at vi besitter handelsrelasjoner med en rekke andre land, som er av større omfang, enn hva som er tilfellet med USA.

Som vi nevnte tidligere er dog USA verdens største økonomi, og således vil endringer i denne likevel kunne påvirke Oslo Børs indirekte. Med indirekte, mener vi gjennom eksempelvis andre lands børser, hvor våre handelsrelasjoner står sterkere. Som figur 2.2 viser, utgjør eksport til Storbritannia over 25 prosent av den totale eksporten fra Norge. Hvis det videre eksisterer sterke sammenhenger mellom den amerikanske og den britiske økonomien, kan det altså hende at Oslo Børs likevel lar seg forklare av børsutviklingen i USA.



Figur 2.2: Eksport fra Norge i 2008 (SSB, 2009).

Andel av Norges totale import av varer. 2008. Prosent



Figur 2.3: Import til Norge i 2008 (SSB, 2009)

En direkte analyse mot S&P 500 kan derimot tenkes å fjerne noe av denne sammenhengen, da vi er mest følsomme overfor de endringer fra USA, som påvirker Storbritannia i størst grad. Hvis dette er tilfellet, vil det kanskje være av større interesse å anvende FTSE-100 som én av forklaringsvariablene til Oslo Børs. Eller enda bedre – en mengde makrovariabler fra USA. Det førstnevnte er en reell mulighet, mens det siste imidlertid vil stjele fra oss sårt trengte frihetsgrader i estimeringen.

Det er gjort flere undersøkelser på hvilken forklaringskraft aksjemarkedet i USA har på både Oslo Børs, og på andre utenlandske børser. Mathur og Subrahmanyam (1990) undersøkte det amerikanske aksjemarkedets eksogenitet på de nordiske børsene, samt endogene og eksogene forhold innbyrdes i de nordiske landene. Deres konklusjoner er at kun den danske børsen lar seg forklare av det amerikanske aksjemarkedet, samt at den svenske børsen har en viss forklaringskraft på børsene i Norge og Finland. Datamaterialet fra denne undersøkelsen er dog relativt gammelt, da det stammer fra perioden 1974-1985.

Foreløpig virker det altså som om vi heller burde se mot Sverige, for å finne sammenhenger med Oslo Børs. Gjerde og Sættem (1995) fatter imidlertid til dels motstridende konklusjoner. De finner blant annet at det amerikanske aksjemarkedet har signifikant påvirkningskraft på alle de europeiske børsene, med unntak av aksjemarkedet i Italia. Samtidig konkluderes det med at Sverige ikke har noen signifikant innflytelse på børsene i de andre skandinaviske

landene. Vi nevnte tidligere muligheten for også å trekke inn det britiske aksjemarkedet som en mulig forklaringsvariabel på Oslo Børs. Her bekrefter Gjerde og Sættem (1995) at FTSE-100 faktisk påvirker det norske aksjemarkedet. Dog virker ikke denne effekten å være av like stor betydning, som påvirkningen fra det amerikanske aksjemarkedet.

Fraser og Oyefeso (2001) fant ved kointegrasjon, signifikante langsiktige likevektsforhold mellom aksjemarkedet i USA og flere europeiske børser (deriblant Storbritannia). Selv om Norge ikke var en del av utvalget, er kanskje disse resultatene overførbare. Forskerne konkluderer videre med at Storbritannias innflytelse på de andre europeiske landene virker å ha avtatt noe, sammenlignet med tidligere studier. Det antydes at dette er et resultat av at det amerikanske og det britiske aksjemarkedet virker å ha fått en sterkere korrelasjon over tid, noe som gjør at andre europeiske land, mer enn tidligere, også lar seg forklare av aksjemarkedet på den andre siden av Atlanteren.

I tillegg er det gjort en god del studentarbeider på området. Heimdal (2006), Bruland og Dalehaug (2008) og Hysing-Dahl (2009), finner alle signifikante sammenhenger mellom Standard & Poor's 500 og Oslo Børs. Disse funnene, samt de tidligere nevnte undersøkelser, gjør at vi anser det amerikanske aksjemarkedet som er spennende variabel å ta med i vår analyse. Hvis man ser litt overordnet på det, så er dette en variabel som representerer den internasjonale økonomiens forhold til det norske aksjemarkedet.

I motsetning til hva som er tilfellet for de andre variablene, har vi her en ganske klar a priori hypotese med hensyn til eksogenitet/endogenitet. Selv om Norge har en betydelig formue takket være oljen, må vi i den store sammenhengen regne oss for å være en liten økonomi. Dersom det eksisterer et likevektsforhold mellom det norske og det amerikanske aksjemarkedet, noe vi sterkt mistenker det gjør, er det rimelig å anta at Oslo Børs fremstår som endogen, mens S&P 500 besitter eksogene egenskaper.

Vi finner det med andre ord lite naturlig at den norske økonomien skal ha signifikant påvirkningskraft på det amerikanske aksjemarkedet. Det mest åpenbare eksemplet på at Oslo Børs påvirkes av amerikansk økonomi er finanskrisen, som man mener hadde opphav i USA. Norge var, med unntak av noen få kommuner, ikke direkte involvert i de finansielle instrumentene som falt dramatisk i verdi. Likevel opplevde Oslo Børs en nedgang på mer enn 60 prosent, hvis vi sammenligner før krisen, hvor indeksen (OSEAX) lå på omkring 600, og

bunnen i august 2008. Spørsmålet om hvilken variabel som påvirker den andre, virker i denne sammenhengen nokså godt besvart.

2.6.3 Rentespread

Generelt om renter

Før vi går inn på rentespreadens antatte sammenheng i forbindelse med aksjemarkedet, vil vi først ta for oss rentens generelle effekt på norsk økonomi, og dermed også aksjemarkedet. Det er dog viktig å presisere at vi her snakker om partielle effekter ved endringer i renten, noe som gjør at de mekanismer vi nedenfor foreslår eksisterer, ikke nødvendigvis er like enkle å identifisere i virkeligheten. Det er naturlig nok flere underliggende faktor som driver den norske økonomien, samtidig som forskjellige deler av økonomien reagerer ulikt på renteendringer. Dette er noe som må tas til etterretning når vi diskuterer pengepolitikken potensielle konsekvenser. Det må videre presiseres at styringsrenten ikke er en bestanddel i vår rentespread. Dog påvirker foliorenten økonomien gjennom dens effekt på NIBOR, som igjen i stor grad vil diktere de markedsrentene som til en hver tid er tilgjengelig for publikum (Norges Bank, 2010). Av denne grunn er det ikke nødvendig å skille mellom foliorenten, NIBOR og de kortsiktige markedsrentene i diskusjonen under, da disse utvilsomt henger tett sammen.

Norges Bank styrer pengepolitikken i landet, og er således det organet som setter styringsrenten (foliorenten). Renten er et viktig hjelpemiddel, blant annet for å holde regjeringens inflasjonsmål på 2,5 prosent årlig. Hvis prisstigningen i Norge tenderer mot å skyte over dette målet, kan Norges Bank øke styringsrenten, for slik å redusere inflasjonen. En økning i renten, vil medføre at investeringsaktiviteten hos bedriftene reduseres, da kapitalkostnaden ved nye lån blir større. I tillegg vil finanskostnadene på eksisterende lån også stige (gitt flytende rente), noe som vil bidra til enda lavere økonomisk aktivitet. Lavere investeringsaktivitet impliserer videre forventninger om svakere inntjening, noe som igjen medfører en fallende etterspørsel etter humankapital.

Siden usikkerheten i arbeidsmarkedet nå er blitt større, samtidig som at avkastningen ved sparing har økt, vil husholdningene preferere å konsumere mindre og spare mer. Investeringer i realkapital – som for eksempel boligkjøp, vil avta, da lånekostnadene til husholdningene også øker. Som for bedriftene, vil også husholdningene oppleve at eksisterende lån blir dyrere å betjene, noe som naturlig nok også vil redusere husholdningenes konsum av varer og

tjenester ytterligere. Ved å sette opp styringsrenten, kan altså Norges Bank, gjennom de ovenstående reaksjonene fra publikum, roe ned aktiviteten i økonomien, slik at inflasjonen ikke kommer ut av kontroll.

Når Norges Bank setter ned styringsrenten, vil dette som oftest være motivert av et ønske om å stimulere økonomien. Dette har vi vært vitne til under finanskrisen, da styringsrenten i oktober 2008 ble senket for første gang siden mars 2004 (Norges Bank, 2010). På hvert rentemøte etter november 2008 ble renten senket ytterligere, helt til foliorenten nådde bunnen i september 2009. Men hvordan kan pengepolitikken stimulere til høyere økonomisk aktivitet? Ved en rentenedgang, vil økonomien reagere motsatt av det som er tilfellet ved en renteoppgang. For husholdningenes del vil en lavere rente medføre at det ikke lenger er like attraktivt å spare, noe som kan motivere til høyere konsum. En reduksjon i styringsrenten gjør det videre rimeligere for publikum å ta opp nye lån, samtidig som at eksisterende lån blir billigere å betjene (gitt flytende rente). Lavere finanskostnader vil også bety at både bedriftene og husholdningene får frigjort kapital, som videre øker etterspørselen etter varer og tjenester ytterligere. Når ekstern kapital blir billigere, samtidig som konsumetterspørselen øker, vil investeringstilbøyeligheten til bedriftene stige, noe som igjen medfører flere arbeidsplasser.

Som av diskusjonen ovenfor antyder, vil renteendringer få en direkte effekt på bedriftenes inntjening. Det er nettopp bedriftenes fremtidige inntjeningspotensial som ligger til grunn for de aksjepriser som til en hver tid eksisterer på markedsplassen. Hvis renten settes opp, nevnte vi at kapitalkostnadene til bedriftene vil stige, noe som reduserer bedriftenes inntjening. Dette vil igjen forplante seg i bedriftenes aksjepriser, da en verdsettelse av et selskap nødvendigvis må inneholde et estimat hva gjelder fremtidige kontantstrømmer. Ved høyere rente, blir kontantstrømmene lavere, og dermed vil netto nåverdi av neddiskonterte kontantstrømmer bli lavere – altså akseprisen synker. Vi kan også se på rentens påvirkning på selskapet gjennom CAPMs teori. En økning (reduksjon) i risikofri rente, vil medføre at avkastningskravet til selskapets interessenter øker (reduseres), noe som for aksjonærenes del medfører at verdien på aksjen går ned (opp). Siden endringer i verdien på Oslo Børs stammer fra den akkumulerte verdiendringen til hvert enkelt selskap på børsen, vil derfor aksjemarkedet måtte påvirkes av en forventet renteendring. Vi vil videre sikte oss inn på vår inkluderte variabel – nemlig rentespreaden.

Rentespreaden

En rentespread er ganske enkelt differansen mellom to forskjellige renter. Det er ikke gitt hvilke renter som skal inngå i en spread, men det er vanlig å anvende én lang og én kort rentestørrelse som bestanddeler i spreaden. I vårt tilfelle definerer vi rentespreaden som differansen mellom 10-års statsobligasjonsrente og 3-mnd. NIBOR. Som man kan utlede fra navnet, bestemmer den førstnevnte rentestørrelsen yielden på norske statsobligasjoner – med løpetid på 10 år. Den sistnevnte renten er avkastningen som oppnås når de norske bankene låner kapital av hverandre. Differansen mellom den lange og den korte renten kan også si oss noe om rentens terminstruktur. Hvis differansen er positiv, er dette et tegn på en stigende terminstruktur – altså at renten med lang løpetid er høyere, enn renten med kort løpetid. Dette betyr at en negativ differanse mellom den lange og korte renten, indikerer en fallende terminstruktur.

I følge forventningshypotesen for terminstrukturen, kan rentespreaden fortelle oss noe om forventningene til de fremtidige korte rentene. Rent matematisk kan man definere sammenhengen mellom den lange renten (r_3) – yielden på en toårs statsobligasjon, dagens ettårs rente (r_1) og forventningen til neste års ettårs rente (r_2), som vi har gjort i ligning 2.10 under. Ligningen impliserer altså at den lange renten er et produkt av dagens korte rente, samt en forventning om hva den fremtidige korte rente skal være (Bodie, et al., 2009). Denne sammenhengen støttes også av Estrella og Hordouvelis (1991:555) som sier at ”(...) *empirical work on the term structure of interest rates confirms that changes in the slope of the yield curve predict the correct direction of future changes in spot rates (...)*”.

$$(2.10) \quad (1 + r_3)^2 = (1 + r_1) \times (1 + E(r_2))$$

Hvis en økende og positiv rentespread er en realitet, vil dette med andre ord skape forventninger om en renteøkning på sikt. En slik økning vil kunne påvirke aksjemarkedet i negativ favør, da vi tidligere har argumentert for at aksjemarkedet vil falle i verdi, hvis fremtidige renter forventes å stige mye. Lauvsnes (2010) sin hypotese vedrørende denne mekanismen, er som vi tidligere har foreslått. Hvis fremtidige renter forventes å stige mye, så vil dette redusere aktiviteten hos publikum hva gjelder konsum av varer og tjenester, opptak av nye lån og investeringer i realkapital. En forventet nedgang i konsum- og investeringsaktiviteten, vil måtte manifestere seg i fallende aksjekurser, siden bedriftenes fremtidige inntjening nødvendigvis må ta til følge nedgangen i publikums etterspørsel etter

varer og tjenester. I tillegg vil obligasjonseiere med kort investeringshorisont frykte verditap på sine plasseringer, da yielden på sikt vil stige. I så henseende vil disse investorene føle en større trygghet ved å plassere sin kapital i bankene, framfor i obligasjoner. Dette vil således skape et salgspres på obligasjonene, noe som igjen kan presse den lange renten ytterligere opp, og dermed også spreaden høyere opp. Lauvsnes fortsetter resonneringen med å nevne at det også kan være markedsrentene som faller fra et unormalt høyt nivå, og dette på grunn av meget lav aktivitet i økonomien. Det er dette scenarioet vi har vært vitne til under den siste finanskrisen, hvor en ekspansiv pengepolitikk (økende rentespread), fulgte etter det enorme fallet i aksjemarkedet.

På bakgrunn av dette virker det rimelig å tro at det kan finnes et inverst og langsiktig likevektsforhold mellom aksjemarkedet og rentespreaden. Den korte renten øker (avtagende spread), for slik å nå forventningen om en økende fremtidig rente. Denne forventningen kan være motivert av prediksjoner om høyere realaktivitet, og dermed høyere inflasjon, noe vi kommer tilbake til senere. Dermed tolker aksjeindeksen renteoppgangen som et positivt tegn for fremtidig økonomisk aktivitet, og således observerer vi at aksjemarkedet stiger i verdi.

Denne veksten fortsetter, helt til aksjemarkedet mottar signaler om at utsiktene til bedriftenes fremtidige inntjening ikke ser lovende ut. Disse signalene kan for eksempel komme fra svake kvartalsrapporter og/eller bedriftenes tomme ordrebøker. På dette tidspunktet begynner aksjekursene å falle. Som respons på nedgangen i aksjemarkedet, faller den korte renten (spread øker), for slik å forsøke å stimulere økonomien igjen. Uavhengig om renten eller aksjemarkedet anses som den eksogene variabelen, impliserer begge disse tilfellene en negativ sammenheng mellom aksjemarkedet og spreaden. Norges Bank er i skrivende stund allerede i gang med å øke foliorenten i større takt, enn hva som er tilfellet med utviklingen i den lange renten. Dette medfører at vår positive rentespread ikke er økende, men heller avtagende, noe som går hånd i hånd med dagens stigende aksjekurser.

Maysami, Howe og Hamzah (2004) sitt arbeid vedrørende langsiktige likevektsforhold mellom utvalgte makrovariabler og aksjemarkedet i Singapore, har gitt opphav til mange interessante funn. Dette vil vi senere relatere til rentespreadens antatte forhold til aksjemarkedet, men først vil vi diskutere forfatterens konkrete funn. Arbeidet fra Singapore finner blant annet et signifikant og negativt (positivt) forhold mellom aksjemarkedet og den lange (korte) renten. Som forklaring på den negative sammenhengen mellom aksjemarkedet

Kapittel 2

og den lange renten, antar Maysami et al. (2004) at det med rimelighet er den lange renten som fungerer som en bestanddel i avkastningskravet ved selskapsverdsettelse (jamfør CAPM). Dette funnet impliserer dermed at en økning (reduksjon) i den lange renten, burde resultere i en reduksjon (økning) i selskapsverdien. Denne logikken stemmer også overens med det vi diskuterte innledningsvis om den generelle effekten av en renteendring på selskapsverdien. Gjesdal og Johnsen (1999) bidrar til dels til en bekreftelse av denne antakelsen, da de anser en mellomlang statsrente (3 år) som et passende mål for risikofri rente. Også Lauvsnes (2010) anser det som en reel mulighet at den lange renten fungerer som en proxy for risikofri rente i selskapenes avkastningskrav, og at det derfor burde eksistere en invers sammenheng mellom den lange renten og aksjeavkastningen. Chen, Roll og Ross (1986) finner også en slik negativ sammenheng mellom lange renter og det amerikanske aksjemarkedet.

Maysami et al. (2004) sine konklusjoner vedrørende den korte rentens sammenheng med aksjemarkedet, stemmer overens med observasjoner gjort i etterkant av finanskrisen, hvor fallet på Oslo Børs resulterte i et fall i den korte renten. Etter hvert som aksjeindeksen begynte å stige igjen, kunne vi også observere økende markedsrenter. Den økonomiske forklaringen på denne positive sammenhengen, kan være den korte rentens relasjon med inflasjon. I gode tider, med en stigende aksjeindeks, kan det også antas at inflasjonen er høy. Denne påstanden støttes av ytterligere funn gjort av Maysami, et al. (2004), som finner et signifikant og positivt langsiktig likevektsforhold mellom inflasjon og aksjemarkedet. De forsvarer dette funnet blant annet med hypotesen om at inflasjonsforventninger kan være et tegn på høyere fremtidig realaktivitet, og at denne aktiviteten burde gå hånd i hånd med en stigende aksjeindeks. Et annet argument som forfatterne i denne sammenheng kommer med, er hypotesen om at investorene anvender aksjemarkedet til å hedge seg mot inflasjon. Bodie, et al. (2009) støtter dette resonnementet, da de foreslår at aksjeavkastningen vil kompenseres, hvis forventningene om fremtidig inflasjon øker. Dette er tanker som er motstridende til den negative sammenhengen som Chen et al. (1986) og James, Koreisha og Partch (1985) finner mellom inflasjon og aksjemarkedet på amerikansk data. Dog er de to siste arbeidene basert på et mye eldre datamateriale.

Siden undersøkelsen fra Singapore finner en positiv sammenheng mellom aksjemarkedet og henholdsvis den korte renten og inflasjon, burde altså dette indikere en positiv sammenheng mellom den korte renten og inflasjon. En slik sammenheng virker rimelig, og kan også være

gjeldende i Norge, da renteøkninger fra Norges Bank sin side er et viktig virkemiddel for å motvirke inflasjonen. Således virker det positive forholdet mellom den korte renten og aksjemarkedet meget plausibelt, når vi tar i betraktning den korte rentens samspill med inflasjon. Muradoglu, Metin og Argac (2001) finner i Tyrkia også et positivt likevektsforhold mellom den korte rente og aksjemarkedet. Dog eksisterer denne sammenhengen kun i én av sub-periodene som analyseres, mens den for hele observasjonsperioden er insignifikant.

Det negative (positive) likevektsforholdet mellom den lange (korte) renten og aksjemarkedet, er noe som Nasseh og Strauss (2000) også finner til å stemme for Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Sveits og Storbritannia. Feilkorreksjonsmodelleringen gjort på aksjemarkedet i Singapore og i de øvrige nevnte landene, medfører dermed at vi kan gjøre noen partielle antakelser hva gjelder terminstrukturen og aksjemarkeder. Hvis den lange renten øker (faller), impliserer dette at spreaden øker (faller), noe som igjen indikerer et negativt forhold mellom spreaden og aksjemarkedet. Hvis den korte renten øker (faller), så vil dette resultere i en fallende (økende) spread, noe som gjør at man igjen kan konkludere med en negativ sammenheng mellom spreaden og aksjemarkedet. Vår hypotese om et inverst forhold mellom aksjemarkedet og rentespreaden er med andre ord ivaretatt.

Lauvsnes (2009) har i en eksamensoppgave modellert spreaden opp mot flere interessante økonomiske variabler. Han finner blant annet en ivers sammenheng mellom rentespreaden og aksjemarkedet i USA, hvor spreaden faktisk opptrer som eksogen variabel. Dog må det presiseres at justeringsegenskapene til variablene kan endre seg, hvis flere variabler trekkes inn i analysen. Han finner i samme oppgave også et inverst og langsiktig forhold mellom spreaden og sysselsetting i USA, og vi får dermed indirekte støtte for et inverst forhold mellom aksjemarkedet og rentespreaden. Dette er tilfellet, da det er rimelig å anta at sysselsetting og aksjemarkedet inngår i en positiv relasjon, noe som for øvrig også bekreftes i samme undersøkelse. Chen et al. (1986) og Lovatt og Parikh (2000) beskriver henholdsvis det amerikanske og det britiske aksjemarkedet, hvor rentespreaden er én av forklaringsvariablene. Deres konklusjoner støtter opp under det vi har diskutert ovenfor – nemlig at en økende rentespread impliserer redusert forventet avkastning i aksjemarkedet.

På bakgrunn av disse argumentene, skulle man tro at en ekstremt stor reduksjon i spreaden – altså at spreaden blir negativ, vil føre til enda høyere aksjepriser. En negativ spread indikerer en svært fallende terminstruktur, og at dette burde implisere forventninger om en stor

Kapittel 2

rentereduksjon i framtiden. Dette er dog ikke nødvendigvis tilfellet. Estrella og Mishkin (1996) har forsket på blant annet rentespreadens samspill med det amerikanske aksjemarkedet og utviklingen i BNP. Deres studie hadde ikke som mål å finne langsiktige likevektsforhold mellom de nevnte variablene, men heller å predikere – ved hjelp av rentespreaden, hvorvidt en resesjon kan forventes i nærmeste fremtid. Forskerne definerer resesjon som to kvartaler på rad med negativ vekst i BNP. Deres funn indikerer at en meget negativ rentespread (-2,40 prosentpoeng), medfører at økonomien ett år fram i tid, vil med 90 prosent sannsynlighet være i resesjon. Hvis forfatterne sine funn stemmer, vil det være rimelig å tro at når spreaden er nok negativ, så vil også aksjemarkedet gå kraftig ned i verdi, hvis vi antar at aksjemarkedet er en ledende indikator for fremtidig vekst i BNP.

Bernard og Gerlach (1996) avdekker også bevis for at terminstrukturen kan si oss noe om et lands fremtidige økonomiske utvikling. Deres arbeid omhandler rentespreadens prediksjonsevne for resesjon i Belgia, Canada, Frankrike, Tyskland, Nederland, Japan, Storbritannia og USA. For alle disse landene konkluderer forfatterne med at når rentespreaden blir nok negativ, så er sannsynligheten for resesjon stor. Forfatterne prøver videre å forklare hvorfor en negativ spread skal kunne påvirke den økonomiske aktiviteten i et land i negativ retning. De foreslår at det eksisterer to konkurrerende hypoteser. Den første hypotesen er at den negative sammenhengen har sin rot i pengepolitikken. Hvis Norges Bank er kontraktiv i sin pengepolitikk, vil publikums forventninger om fremtidige korte markedsrenter øke med mindre, enn hva som er tilfellet med dagens kortsiktige rente. Dette kan ses i sammenheng med at publikum anser en stram pengepolitikk for å være forbigående, noe som burde implisere en mer ekspansiv pengepolitikk i framtiden. Disse forventningene vil kunne medføre at dagens lange renter også øker med mindre, sammenlignet med dagens korte renter, noe som medfører en fallende terminstruktur. Forfatterne avslutter resonnetet med å si at siden:

” (...) monetary policy affects output with a lag of one to two years, the argument continues, the tightening of policy is associated with a reduction of future growth and an increased probability of a recession.” (Bernard og Gerlach, 1996:9).

Den andre hypotesen som forfatterne foreslår er som følger. Hvis resesjonsforventninger begynner å få forfeste hos publikum, vil dette kunne skape forventninger om en reduksjon i de fremtidige korte rentene, da inflasjon i en økonomi med lav vekst, som oftest også er lav.

Dette impliserer at den lange renten faller, noe som kan resultere i en fallende terminstruktur. En slik struktur vil altså kunne indikere en fremtidig resesjon.

Lauvsnes (2009) tanker vedrørende rentespreadens prediksjonsevne på resesjon, passer fint inn med ovenstående hypoteser og arbeider. Når usikkerheten i økonomien blir meget stor, anser publikum bankene som usikre, og ønsker heller å investere i trygge statsobligasjoner. Dette skaper et kjøpspress i obligasjonsmarkedet, noe som presser prisene opp og yielden ned. Samtidig ønsker ikke bankene å låne ut penger til hverandre, noe som presser de korte markedsrentene opp. Dette vil resultere i en fallende og negativ spread, samtidig som aksjemarkedet faller i verdi.

Det som imidlertid er viktig å trekke frem fra arbeidene til Estrella og Mishkin (1996) og Bernard og Gerlach (1996), er det faktum at det her ikke konkluderes med en konstant og positiv sammenheng mellom spreaden og BNP, men heller at det i ekstremtilfeller (en meget negativ spread), kan eksistere en positiv sammenheng mellom økonomisk utvikling og rentespreaden.

Avslutningsvis konkluderer vi med at både eldre og nyere studier antyder en negativ sammenheng mellom rentespreaden og aksjemarkedet. Mange av de studiene vi har diskutert, baserer seg imidlertid på rene rentestørrelsers modellering opp mot børsene. Således er det ikke spreaden i seg selv som analyseres. Dog har vi også nevnt arbeider som har undersøkt spreadens forhold til aksjemarkedet. Felles for de fleste arbeider vi har gjennomgått, er det faktum at det burde eksistere et inverst likevektsforhold mellom Oslo Børs og rentespreaden.

2.6.4 Pengesparing

Av variabler som kan ha relasjoner med aksjemarkedet, er bruttonasjonalprodukt (BNP) og dets bestanddeler interessant å nevne. Vi vil i kapittel 2.7 komme nærmere inn på BNP som mål på innenlands aktivitet. Av elementene i BNP vil vi her dreie fokuset mot konsum. Som overskriften indikerer vil vi undersøke hvorvidt det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom Oslo Børs og pengesparing. I drøftingen av hvorfor det kan være en sammenheng mellom disse to variablene, vil det være relevant å relatere diskusjonen til nettopp konsum.

Det er rimelig å anta at en eventuell statistisk signifikant sammenheng mellom konsum og aksjemarkedet vil være positiv. Argumentasjonen er at økt konsum medfører høyere aktivitet i

Kapittel 2

næringslivet fordi publikum bruker mer penger, noe vi antar vil gjenspeile seg i stigende aksjekurser. Høyt konsum kan også tyde på at publikum har positive forventninger til den videre økonomiske utviklingen. Tatt i betraktning at aksjekurser baserer seg på forventningsverdier vil vi anta at disse vil stige når fremtidsutsiktene er lyse. Men hva skjer hvis konsumet faller?

Et fall i konsum kan være et tegn på at fremtidsutsiktene i økonomien har blitt mer usikre. Gitt publikums risikotoleranse, vil forventningene til fremtiden ha betydning for hvordan man disponerer inntektene. Vår antagelse er da at publikum i større grad søker mot sikre plasseringer når usikkerheten øker, og pengesparing vil da være et slikt alternativ. Det virker rimelig at en økning i pengesparing vil trekke penger ut av sirkulasjon, og det allokeres dermed mindre til konsum og investeringer, som aksjemarkedet er avhengig av. Slik vi ser det, er en negativ sammenheng mellom konsum og sparing nokså opplagt, og tidligere har vi antydnet at konsum og aksjemarkedet korrelerer positivt. Med andre ord vil sammenhengen mellom Oslo Børs og pengesparing være negativ dersom den er statistisk signifikant. Hvis flere sparer mer, vil det konsumeres mindre, noe som trolig vil påvirke utviklingen på Oslo Børs i negativ forstand. Men hvordan måle sparing?

Lauvsnes (2009) definerer pengesparing som $M = \ln\left(\frac{M_2}{M_1}\right)$, hvor M_1 og M_2 defineres av SSB (2009) som henholdsvis:

- M_1 : *sedler og mynt, samt innskudd på transaksjonskonti.*
- M_2 : $M_1 + \text{andre innskudd} + \text{banksertifikater} + \text{andeler i pengemarkedsfond}$

Det som skiller M_1 og M_2 er enkelt sagt innskudd som impliserer visse restriksjoner for sparer. Et eksempel på slike innskudd, kan være publikums sparekontoer i bankene. Her vil man oppnå høyere avkastning, enn hva tilfellet er ved innskudd på brukskonto, dog blir man belastet med gebyrer ved for høy uttakfrekvens. Visse sparekontoer har også et minimumskrav på hvor mye som må plasseres der, før man eventuelt kan nyte godt av en høyere rente. Dette impliserer at en større andel av sparers formue må skytes inn, noe som naturlig nok reduserer sparers konsummuligheter betraktelig. Et annet eksempel på innskudd med restriksjoner, er det Bodie et al. (2009) kaller *Certificates of Deposit*. Dette er innskudd på høyrentekontoer i bankene, hvor utgående transaksjoner ikke kan gjennomføres, før en viss

tid har gått. Med andre ord forplikter sparer seg til å la innskuddene stå urørt over en lengre tidsperiode.

Investeringer i pengemarkedsfond er også en bestanddel som kun inngår i M_2 .

Pengemarkedsfond er rentefond som kun kan investere i kortsiktige rentepapirer. Uttak fra slike fond kan gjøres uten at sparer blir belastet med gebyrer, dog krever fondsforvalterne et forvaltningshonorar. Finansportalen (2009) antyder at slike plasseringer som oftest vil prestere litt bedre eller like bra som bankenes høyrentekontoer.

Hvis differansen mellom M_2 og M_1 øker, så vil dette være et tegn på at publikums spareaktivitet øker. Når publikum velger å plassere sin formue, der hvor terskelen for uttak er større enn normalt, kan dette være et signal om at utsiktene for fremtiden ikke ser lovende ut. Hvis konsumvilligheten er stor, vil ikke publikum velge å "låse" fast pengene sine i plasseringer som ikke tillater (eller straffer) hyppige transaksjoner, men heller plassere midler hvor de er lett tilgjengelige. Det vi antyder er altså at en økt spareaktivitet, impliserer en nedgang i etterspørselen etter varer og tjenester, noe som igjen kan manifestere seg gjennom lavere aksjepriser. Vi må imidlertid innrømme at det er gjort meget lite forskning på differansen mellom M_2 og M_1 tidligere, og på grunn av dette er det lite empiri å støtte seg på.

Vi kan dog trekke inn Keynes og hans tanker vedrørende *inaktive balanser*. I sin tolkning av Keynes hevder Caridi (2002) at en viktig komponent i inaktive balanser er pengebeløp som publikum holder som langsiktig aktiva i kommersielle banker. Vi kan naturligvis tenke oss at enkelte velger å legge sparepengene under madrassen, noe som gjør måling av pengesparing til en umulig oppgave. Dette tror vi imidlertid gjelder de færreste, og det er dermed naturlig å definere pengesparing som de langsiktige innskuddene i bank. Dette er med andre ord penger som trekkes ut av sirkulasjon, og derav begrepet inaktiv balanse. Hun presiserer videre at dette er penger som er utilgjengelig for konsum i dag, med andre ord er pengene underlagt restriksjoner, noe som stemmer overens med pengesparing i den forstand vi har nevnt tidligere.

I utgangspunktet kunne man tro at økt sparing er positivt for økonomien, fordi det gir bankene økte midler til å drive utlånsvirksomhet.

Kapittel 2

” Typically, the willingness of wealthholders to hold time and savings deposits as a longrun store is viewed as an economic good that promotes the ability of the banking sector to funnel finance to the productive sector.” (Caridi, 2002:2).

Det kan med andre ord tenkes at publikums reduksjon i konsum som følge av sparing, veies opp av økte lånefinansierte investeringer, og at temperaturen i økonomien dermed holdes ved like. Dette resonnementet virker tilsynelatende meget plausibelt, men i henhold til Caridi (2002) sin tolkning av Keynes er det bare delvis korrekt, noe som kan illustreres ved følgende poeng.

Den inaktive balansen kan sees på som et gap mellom publikums konsumetterspørsel og entreprenørers tilbud av varer og tjenester. En økning i denne størrelsen i periode t vil altså innebære at publikum sparer mer. Sparingen er et resultat av at individer velger å utsette sitt konsum til periode $(t+1)$, $(t+2)$ eller $(t+k)$. Vi foreslo tidligere at dette var en mulighet for bankene til å øke sine utlån, og på den måten stimulere økonomien. Hvem skulle i så tilfelle være bankenes motpart i denne sammenhengen? Innbyrdes lån mellom bankene vil ikke stimulere økonomien fordi pengene er fremdeles inaktive i den forstand at de ikke påvirker konsum eller investeringer. Publikum har allerede valgt å sette til side en andel av disponibel inntekt, og dermed utsette noe av konsumet. Da virker det urimelig at de samtidig velger å låne penger fra banken, fordi de allerede har gitt signal om at konsum- og investeringstilbøyeligheten er redusert. Alternativt kan entreprenørene være motpart, noe som vil være en stimulering av tilbudssiden i markedet. Dette hevder Keynes ikke vil være et effektivt virkemiddel, siden økt tilbud i seg selv ikke kan generere økt etterspørsel. Med andre ord risikerer man at gapet mellom tilbud og etterspørsel i markedet blir enda større som følge av økte utlån til entreprenørene.

Det virker som at pengesparing som negativt fenomen lar seg vanskelig motvirke. Når usikkerheten i økonomien er stor og publikum søker sikre plasseringer, forventer vi altså et nedadgående aksjemarked. Dersom det hadde eksistert enkle hjelpemidler for å motvirke den negative effekten som sparing har på økonomien, ville vi anta at disse ble tatt i bruk og at en negativ sammenheng ikke hadde eksistert. Et spørsmål som vi søker svar på i analysen er da hvilke egenskaper Oslo Børs og pengesparing besitter med hensyn på eksogenitet/endogenitet. Vi har tidligere nevnt at både sparing og aksjekurser er variabler som påvirkes av forventninger. I et likevektsforhold mellom disse er det dog vanskelig å ha en a priori

hypotese om hvilken av variablene som justerer seg inn mot likevekten (endogenitet), eventuelt om begge besitter denne egenskapen.

Lauvsnes (2009) har tidligere brukt pengesparing i blant annet en eksamensoppgave, og finner at pengesparing i USA er inverst relatert til det amerikanske aksjemarkedet. I denne oppgaven var imidlertid pengesparing ikke modellert som $M = \ln\left(\frac{M_2}{M_1}\right)$, men som summen av innskudd på sparekonti. Dette resultatet ønsker vi å etterprøve på norske data, men med pengesparing modellert slik som vist ovenfor. Med vårt datamateriale som strekker seg frem til november 2009, blir det interessant å se om de voldsomme svingningene i forbindelse med finanskrisen kan medføre samme resultat, eventuelt om likevektforholdet har endret seg. Videre konkluderer han i samme oppgave med en invers sammenheng mellom sysselsetting og sparing, samt en positiv likevekt mellom sysselsetting og aksjemarkedet i USA. Med andre ord finner han både direkte og indirekte tegn til at pengesparing og aksjemarkedet relaterer seg negativt til hverandre på lang sikt.

I sin doktorgradsoppgave har imidlertid Lauvsnes (2009) anvendt log-differansen av pengemengdene som mål på pengesparing. Dog er ikke pengesparing modellert i samme vektor som aksjemarkedet. Vi kan likevel også her trekke indirekte konklusjoner hva gjelder et potensielt likevektsforhold mellom sparing og aksjemarkedet, ved å kommentere andre funn i doktoravhandlingen hans. I en modell med to vektorer (amerikansk data), indikeres det at aksjer besitter et langsiktig og positivt likevektsforhold med konsum, samtidig som konsum inngår i en invers relasjon med pengesparing. Justeringsegenskapene til variablene i denne modellen er mindre interessante å kommentere her, da aksjer og sparing ikke eksisterer i samme vektor. Dog finner vi altså indirekte bevis for at det er en invers sammenheng mellom aksjemarkedet og pengesparing i USA.

Den samme oppgaven inneholder også norske modeller, og vi finner nok en gang indirekte tegn til en negativ relasjon mellom pengesparing og aksjer. Her konkluderes det med et positivt forhold mellom aksjemarkedet og konsum (begge er endogene), samt et negativt forhold mellom aksjer og arbeidsledighet (begge er endogene). Hvis det forutsettes at konsum og sparing også i Norge er negativt relatert, samt at arbeidsledighet og sparing har en positiv relasjon, er dette nok et tegn på en negativ sammenheng mellom aksjer og sparing. Begge disse forutsetningene er rimelige, da vi tidligere har argumentert for at hvis det spares mer, så

Kapittel 2

konsumeres det mindre. Samtidig antar vi at publikum er mer tilbøyelig til å sette av mer midler til fremtidig konsum (økende sparing), hvis arbeidsmarkedet virker mer usikkert (økende arbeidsledigheten). Disse forutsetningene antyder dermed et inverst forhold mellom aksjer og sparing.

Oppsummert virker pengesparing som en meget interessant variabel å måle opp mot aksjemarkedets utvikling. Vi finner altså både direkte og indirekte bevis (både i USA og i Norge) for at det burde eksistere en negativ sammenheng mellom aksjer og sparing. Det faktum at denne variabelen heller ikke har blitt forsket så mye på tidligere, gjør det enda mer spennende å lete etter eventuelle sammenhenger mellom sparing og Oslo Børs.

2.7 Andre vurderte makrovariabler

I dette delkapitlet vil vi ta for oss noen variabler som vi anser som interessante å sammenligne med utviklingen på Oslo Børs, men som ikke havnet blant de fire variablene vi til slutt valgte for vår analyse. Som det fremkommer av diskusjonen under, virker det rimelig at de fleste av disse variablene kan besitte langsiktige likevektsforhold med Oslo Børs, og at de derfor fint kunne inngått i vår analyse. Våre argumenter for å utelate disse variablene fra analysen, beror seg derfor ikke på en manglende teoretisk sammenheng med aksjemarkedet, men heller på grunn av at vi må begrense antall variabler i analysen. Feilkorreksjonsmodellering er en omfattende prosess, noe som medfører at for mange valgte variabler ville resultert i en for stor arbeidsmengde.

2.7.1 Olje

Vi hører stadig omtale i media som tyder på at svingninger i oljeprisen gir utslag på Oslo Børs. Overskrifter som: ”*Oljen sendte Oslo Børs til værs*” og ”*Oljeprisen la en demper på Oslo Børs*” er ikke uvanlig å observere. Dette er intuitivt ikke overraskende med tanke på at olje er Norges desidert største eksportvare. Oljerelaterte selskaper utgjør også en betydelig del av den totale markedsverdien på Oslo Børs. StatoilHydro alene utgjør i skrivende stund så mye som 32,7 prosent av markedsverdien, og legger man til andre selskaper som relaterer seg til oljebransjen stiger tallet ytterligere. Dette var vi også innom da vi kommenterte bransjesammensetning i kapittel 2.2. Der kunne vi konstatere at energisektoren, hvor olje er tungt representert, utgjør en dominerende andel av markedsverdiene på Oslo Børs. Dette øker vår tro på at endringer i oljeprisen vil gi utslag på det norske aksjemarkedet.

Tidligere undersøkelser er imidlertid delt i spørsmålet om hvorvidt oljeprisen har signifikant påvirkning på aksjemarkedet. Her må vi naturligvis skille mellom oljens betydning for det norske og de utenlandske aksjemarkedene. Chen et al. (1986) testet blant annet oljeprisens påvirkning på det amerikanske aksjemarkedet, men fant ingen signifikante sammenhenger her. Nå kan det tenkes at olje vil ha større innvirkning på det norske markedet, nettopp av den nevnte årsak at oljerelevante selskaper utgjør en så stor del av det norske aksjemarkedet.

Carlsen, Hagland og Ruth (1990) fant ved hjelp av tverrsnittsregresjoner at oljepris hadde signifikant og positiv innvirkning på det norske aksjemarkedet i perioden 1980-89. I tillegg har Park og Ratti (2008) estimert en VAR-modell hvor de fant statistiske bevis på at sjokk i oljeprisen har innvirkning på aksjemarkedet i USA, samt 13 europeiske land, i perioden 1986-2005. Effektene ved oljeprissjokk er enten umiddelbar, og/eller synlig i de påfølgende månedene. For Norge viser de til en signifikant og positiv effekt på aksjeavkastningen ved oppgang i oljeprisen. Videre har Gjerde og Sættem (1999) tatt med oljeprisen som én av variablene i en VAR-modell, og finner der støtte for at det norske aksjemarkedet reagerer rasjonelt på endringer i oljeprisen. Med rasjonelt menes det her at markedet reagerer positivt på en økning i oljeprisen.

Også Bjørnland (2009) har inkorporert oljeprisen og det norske aksjemarkedet i en VAR-modell, og finner at en 10 prosent oppgang i oljeprisen etterfølges av en 2,5 prosent oppgang på Oslo Børs. Utenom aksjemarkedet påpeker hun at effektene på landets økonomi kan være todelt ved endringer i oljeprisen. For det første medfører en høyere oljepris umiddelbar overføring av velstand fra oljeimportør til eksportør. På lengre sikt avhenger effekten imidlertid av hva denne velstanden brukes til. Dersom den ekstra inntekten benyttes til kjøp av egne varer og tjenester, vil det gi positiv effekt på innenlands økonomi. Videre gir inntektene mulighet for nye investeringer i energisektoren, som igjen øker etterspørselen etter arbeidskraft og kapital. På den andre side, medfører en økt oljepris redusert kjøpekraft for importørene, noe som kan redusere etterspørselen etter andre varer og tjenester fra oljeeksporterende land.

Næs et al. (2008) har også tatt oljeprisen med som forklaringsvariabel i aksjemarkedet. De finner som forventet at oljeprisen er knyttet til endringer i aksjeprisene. Dog kan de ikke konkludere med at oljeprisen er en systematisk risikofaktor for børsen. Det kan dermed argumenteres for at oljeprisen kun er en bedriftsspesifikk risikofaktor for selskapene i

Kapittel 2

energisektoren, og spørsmålet blir da om vi skal utelate variabelen og ta en forutsetning om at all bedriftsspesifikk risiko elimineres gjennom diversifisering.

Oppsummert sitter vi igjen med et inntrykk at oljeprisen har en såpass stor betydning, at den bør anses som en potensiell underliggende faktor for utviklingen på Oslo Børs. Vi ser at flere tidligere undersøkelser har funnet en signifikant sammenheng mellom utviklingen i oljeprisen og det norske aksjemarkedets avkastning.

2.7.2 Innenlands aktivitetsnivå

Næs et al. (2008) trekker frem BNP som en av variablene som påvirker investorers fremtidige konsummuligheter. En annen variabel som går igjen i flere undersøkelser er industriproduksjon. For sistnevnte er det funnet sammenhenger i flere undersøkelser, blant annet Chen et al. (1986) som finner en signifikant og positiv sammenheng mellom industriproduksjon og aksjeavkastning.

Et interessant spørsmål vedrørende aktivitetsmål er lead-/lagforholdet mellom variablene. Aksjepriser bygger som kjent på forventninger, noe som kan tilsi at aksjemarkedet er en ledende indikator for hvilke tall vi i fremtiden vil se på for eksempel industriproduksjon. Hvis markedet mottar informasjon som tilsier høyere produksjon i tiden fremover, vil det, dersom teorien om markedseffisiens stemmer, gi umiddelbar reaksjon i aksjeprisene. Selve tallet på hvor høy produksjonen har vært, vil man ikke kunne observere før den er en realitet. Denne argumentasjonen underbygges av en undersøkelse av Schwert (1990) som har testet forholdet mellom realaktivitet og aksjeavkastning. Undersøkelsen er gjort over en meget lang periode (1889-1988) og han konkluderer med at fremtidig vekstrater innen produksjon kan forklare en stor andel av variasjonen i aksjemarkedet. Blant undersøkelser som er gjort på norske data, hevder Gjerde, Knivsflå og Sættem (1997) at det ikke eksisterer et forhold mellom aksjemarkedet og reell aktivitet. Vårt resonnement ovenfor virker altså ikke å få støtte i denne undersøkelsen, da resultatene tyder på at aksjemarkedet ikke har en lead-effekt på reell aktivitet.

En annen mulig vinkling er å se på Norges handelspartnere, og undersøke hvorvidt deres makrotall har betydning for det norske aksjemarkedet. Det kan for eksempel tenkes at vekst i BNP eller andre aktivitetsmål gir signaler om økt kjøpekraft for handelspartnere, noe som igjen kan komme Norge til gode i form av økt eksport. I en undersøkelse gjort av Kamsvåg

(1993) fremkommer det en positiv sammenheng mellom innenlands aktivitetsnivå og aksjemarkedet, mens aktivitetsnivået for handelspartnere ikke kan vise til slike signifikante sammenhenger.

Som mål på innenlands aktivitet kan vi også trekke inn variabler som konsum, arbeidsledighet, sysselsetting og andre. I forbindelse med den negative utviklingen i internasjonal økonomi som vi nettopp har vært vitne til, hører vi også om stadig økning i arbeidsledighet, spesielt i USA. Sammenhengen mellom økonomisk utvikling og arbeidsledighet er, om ikke en sannhet, i hvert fall en troverdig hypotese. Spørsmålet er om vi kan bevise en statistisk sammenheng mellom Oslo Børs og arbeidsledigheten i Norge. Dersom Oslo Børs og arbeidsledighet kointegrerer, vil vi anta at det er en invers sammenheng. Lauvsnes (2009) har estimert VECM på disse faktorene, og har i Norge funnet nettopp en invers sammenheng mellom aksjemarkedet og arbeidsledigheten. I dette tilfellet var begge variablene endogene, det vil si at når avvik oppstår, justerer både aksjemarkedet og arbeidsledigheten seg inn mot det langsiktige likevektsforholdet. Han har også gjort undersøkelser på amerikanske data, og finner der et positivt forhold mellom aksjemarkedet og sysselsetting, hvor aksjer opptrer som eksogen og sysselsetting som endogen. I begge undersøkelsene må det understrekes at variablenes eksogenitet/endogenitet kan endre seg når man utvider modellen med flere variabler.

Dersom det ikke finnes en sammenheng mellom eksempelvis Oslo Børs og arbeidsledighet, på tross av vår antagelse om at arbeidsledigheten øker i takt med nedgang i aksjemarkedet, må man se seg om etter andre forklaringer. Én mulighet er at staten øker investeringene i dårlige tider, og dermed at økt sysselsetting i offentlig sektor bidrar til å holde sysselsettingen på et mer stabilt nivå. De mye omtalte ”krisepakken” som regjeringen har bevilget i forbindelse med finanskrisen er nettopp et slikt middel som reduserer veksten i arbeidsledigheten.

I forbindelse med valg av mål på innenlandsk aktivitet, må man være observant på faren ved å ha korrelerte forklaringsvariabler. Dette problemet omtales også som multikollinearitet. Eksempelvis vil det selvsagt være en (nær) perfekt negativ korrelasjon mellom arbeidsledighet og sysselsetting. Riktignok reduseres problemet når man reparametriserer fra en VAR- til en VECM, da korrelasjonen mellom differanser er mindre enn korrelasjonen mellom nivå (Lauvsnes, 2009).

Kapittel 2

Når det kommer til hvordan man skal definere et aktivitetsnivå, er det vanskelig å utpeke en klar "vinner". I de tidligere undersøkelsene vi har sett på, ser det ut som at industriproduksjon opptrer med høyest frekvens.

2.7.3 Valuta

Vi vet at Norge regnes for å være en eksportnasjon, noe som bekreftes av tall fra SSB (2009). Eksempelvis hadde vi i 2008 en total eksport på mrdNOK ca. 1226, og et netto eksportoverskudd på mrdNOK ca. 494. Med tall i denne størrelsesorden forstår vi at endringer i valutakursene har betydning, både for eksport- og importnæringen. Hvilken effekt endringer i valutakurser får, avhenger naturligvis av hvilken type valuta de børsnoterte selskapene handler i. Vi har tidligere hevdet at olje er en faktor av betydning for Oslo Børs, og siden olje normalt handles i dollar, har vi en antakelse om at forholdet mellom NOK/USD også er av betydning.

De ulike faktorene som driver valutakursen er mange, men i bunn og grunn er det et spørsmål om tilbud og etterspørsel av de ulike valutaene. Som vi nevner vedrørende rente, er den av betydning både for selskapers kontantstrømmer og avkastningskrav. I tillegg vil en renteendring f. eks i Norge ha betydning for etterspørselen etter NOK. Tanken er da at en økt rente vil øke etterspørselen, ved at det blir mer attraktivt å plassere penger i NOK, og følgelig forventer man at NOK appresierer. Det er viktig å understreke at dette er partielle effekter, og vi må være klar over at svingninger i valutakurser avhenger av flere faktorer. For øvrig er resonnetet ovenfor i strid med udekket renteparitet, som sier at en høy innenlands rente medfører forventning om depresiering av hjemmevalutaen (Sercu og Uppal, 1995).

Av tidligere undersøkelser ser vi at blant annet Kamsvåg (1993) har funnet en signifikant og positiv sammenheng mellom dollarkursen og delindeksene i det norske aksjemarkedet. Tolkningen er altså at en appresiering av valutakursen (depresiering av kronekursen) har positiv effekt i aksjemarkedet. Her kan det argumenteres med at en styrket dollar isolert sett gir flere norske kroner i inntekt for hver dollar vi mottar. I tillegg kan en sterkere dollar være tegn på en sterkere amerikansk økonomi, noe som kan øke etterspørselen etter importvarer fra Norge (Dyrnes, 2006).

Oppsummert kan det virke som om at valutakurser kan være med å påvirke utviklingen på Oslo Børs. Som vi nevnte tidligere, kan en sterk USD være et tegn på en sterk amerikansk

økonomi. Dog tror vi at den amerikanske økonomiens utvikling, bedre lar seg forklare med S&P 500 – enn USD, og dette er en av grunnene til at vi valgte å utelate valutakursen i vår analyse.

3 Metode

3.1 Innledning

Hovedproblemstillingen vår er ganske avslørende hva gjelder hvilken type metode vi skal anvende i denne oppgaven. Langsiktige likevektsforhold impliserer bruken av økonometri, og herunder feilkorleksjonsmodeller. Således begir vi oss ut på en kvantitativ studie, hvor metodelitteraturen setter klare premisser for hvordan oppgaven skal løses. Til tross for at litteraturen gir oss svar på hvilke forutsetninger, spilleregler og estimater som må følges, er likevel tidligere empiri på vårt forskningsområdet langt i fra uttømmene. Med dette mener vi at metoden rundt hvordan vi skal finne våre svar er gitt, mens det samme ikke kan sies for hvilke svar vi burde forvente å finne. Derfor anser vi denne oppgaven for å være av en viss eksplorativ art.

Som det fremkommer av teorikapitlet, eksisterer det definitivt arbeider som omhandler langsiktige likevektsforhold mellom aksjemarkeder og makrovariabler. Dog er dette for det første arbeider som hovedsakelig er gjort utenfor Norges grenser, samtidig som våre utvalgte makrovariabler ikke er de hyppigste anvendte i slike analyser. Vi har imidlertid klare antakelser hva gjelder hvilke positive og negative relasjoner som burde eksistere mellom Oslo Børs og våre makrovariabler, og disse antakelsene kan vi teste ved hjelp av feilkorleksjonsmodeller. Programvaren som anvendes i dataanalysen er statistikkprogrammet EViews. Dette er en programvare som vi tidligere har anvendt i kurset EK302E - *økonometriske metoder*.

Vi vil strukturere dette kapitlet ved først å knytte undersøkelsen opp mot vårt filosofiske ståsted. Videre tar vi for oss datainnsamlingsprosessen, og noe problematisering rundt denne. Vi presenterer også datamaterialet vårt her, samt de dummyvariablene vi har anvendt. Neste punkt på agendaen blir en presisering av hvilke økonometriske forutsetninger som må ligge til grunn ved undersøkelser av denne typen, samtidig som vi tar en gjennomgang av hvilke analysemetoder vi kommer til å bruke. Til slutt i dette kapitlet vil vi drøfte hvorvidt validitet og reliabilitet lar seg ivareta i oppgaven.

3.2 Filosofi

Dette er på mange måter den vanskeligste delen av oppgaven å skrive, da våre filosofiske holdninger ikke like lett lar formulere, som våre a priori hypoteser vedrørende hvilke langsiktige likevektsforhold som burde eksistere mellom våre variabler. Dog finnes det redskaper for å strukturere og kategorisere våre holdninger, slik at disse blir begripelige for andre. Behovet for å kunne kategorisere blir større, dess mer abstrakt diskusjonsnivået er. Derfor ønsker vi å anvende Johnson og Duberley (2000) sin oversikt over noe som i utgangspunktet er ganske uoversiktlig – nemlig filosofiske retninger innenfor sosialvitenskapen. De nevnte forfatterne kategoriserer de forskjellige filosofiske retningene etter hvilke *ontologiske* og *epistemologiske* holdninger forskeren har.

Ontologi kan enklest forklares med hvordan mennesket oppfatter virkeligheten. Hvis antagelsen er at virkeligheten er noe eksternt, adskilt fra individets kognitive kreasjoner, så besitter man en dualistisk ontologi. Ekvivalent kan vi si at forskeren innehar en objektiv ontologisk tankegang. Hvis det motsatte er tilfellet, vil man se på virkeligheten som et resultat av menneskets kognitive prosess, og at virkeligheten således er relativ og iterativ. Vi føler selv at vi hører mest hjemme i den objektive delen av synet på virkeligheten, og således har vi allerede avgrenset antall mulige teorier vi kan ha en tilhørighet til. Videre må vi stille oss spørsmålet: Hva er kunnskap, og hvordan kan denne finnes?

Nå er vi over på våre epistemologiske holdninger. Også her kategoriserer Johnson og Duberley (2000) retningene innenfor henholdsvis en objektiv og en subjektiv epistemologi. Det klareste skillet mellom disse to kategoriene er hvorvidt man aksepterer eksistensen av et teorinøytralt observasjonsspråk. Kort fortalt impliserer en slik aksept at forskeren anser det som mulig å stå på "sidelinjen" og observere sine omgivelser, uten å påvirke det han observerer. Forskeren opptrer således i en subjektiv-objektiv dualisme, hvor individet (subjektet) objektivt observerer fenomenet. Denne beskrivelsen tilhører følgelig den objektive epistemologien, og impliserer også en objektiv ontologi. Ontologiens objektivitet er gitt, da eksistensen av et teorinøytralt språk ikke kan være en realitet, hvis virkeligheten oppfattes som en ren kognitiv skapelse.

Med både en objektiv ontologi og epistemologi, havner vi blant teorier som *positivismen* og *neopositivismen*. Innenfor denne kategorien føler vi størst tilhørighet til Karl Poppers

nytenkning av positivismen, som resulterte i et skift fra en verifiseringsmetodikk, til en falsifiseringstankegang. Dog tror vi nødvendigvis ikke på et teorinøytralt språk, da vi erkjenner vår egen påvirkning på det vi observerer, og at virkeligheten er kontekstuell betinget til tid, sted og kultur. Gitt vår objektive ontologi, er den eneste muligheten å plassere oss i en teori som ligger i den subjektive epistemologiske delen. Forfatterne anser da kun to teorier som aktuelle, og én av disse er *kritisk teori*.

Habermas – en av de ledende skikkelsene innenfor kritisk teori, ser på moderne og kapitalistiske samfunn som irrasjonelle (Easterby-Smith, Thorpe og Jackson, 2008). Irrasjonell i den forstand at enkeltindividets ønsker og behov ikke er et resultat av iboende følelser, men heller som effekt av en ekstern og manipulativ påvirkning. Noen ganger kan denne tankegangen virke rimelig, hvis vi reflekterer over det overforbruket som eksisterer i dagens samfunn. Det er de færreste goder vi faktisk behøver, men som vi likevel påvirkes til å etterspørre. Hovedformålet til kritisk teori er nettopp å kritisere status quo, hvis denne tilstanden er induisert av uheldige maktbalanser, som forårsaker at noen få får styre ønsker og behov til majoriteten.

I vår oppgave går vi inn i et dypere tankesett, enn kun det å identifisere langsiktige likevektsforhold mellom aksjemarkedet og våre makrovariabler. Vi antyder også at det eksisterer noen uobserverbare variabler – *forventning og usikkerhet*, som er linken mellom den antatte sammenhengen mellom våre analysevariabler. Disse uobserverbare variablene reflekterer nettopp rasjonelle systemer, i det Habermas kaller irrasjonelle og kapitalistiske samfunn. Hvis vi hadde tilhørt positivismen, ville vi vært fornøyd med kun å identifisere disse likevektene, uten å diskutere hva som ligger bak dem – det er vi imidlertid ikke. Vi tar likevel ikke på oss oppgaven med å kritisere verken kapitalismen eller de sammenhengene vi eventuelt måtte finne innenfor dette systemet. Dog er vi inneforstått med at våre funn ikke nødvendigvis er den universale sannheten, men heller en kontekstuell sannhet, gitt den kulturen, det samfunnet og den tiden vi lever. Vi mener at bruken av økonometri ikke er i konflikt med dette synet, og således føler vi en tilhørighet til kritisk teori.

3.3 Datainnsamling

3.3.1 Generelt om prosessen

”Forskning skiller seg fra hverdagslig synsing ved at det må samles inn dokumentasjon, eller data som gjenspeiler den virkeligheten som undersøkes.” (Johannessen, Kristoffersen og Tufte, 2004:38)

Det går et prinsipielt skille mellom *kvalitative* og *kvantitative* data, hvor vanlige måter å samle inn kvalitative data er gjennom observasjon, intervjuer og fokusgrupper. Kvantitative data samles vanligvis inn ved hjelp av strukturerte spørreundersøkelser, men også denne metoden kan være en måte å hente inn kvalitative data på, gjennom mer åpne tekstspørsmål i spørreskjemaet. Felles for disse datatypene er at de klassifiseres som primærdata, ved at de kommer direkte fra respondenten og er direkte knyttet til forskningens tema og problemstilling.

Spørsmålet vi må stille oss er hvilke data som best egner seg til å belyse vår problemstilling. Vi finner det naturlig å fokusere på kvantitative data, og da i form av sekundærdata som hentes inn fra kilder som for eksempel Oslo Børs, Statistisk Sentralbyrå og Norges Bank. Vår forskning tar sikte på å finne sammenhenger mellom ulike makroøkonomiske variabler og Oslo Børs, og dermed er det verdien til nettopp disse variablene som utgjør vårt datamateriale. Fordelen med bruk av sekundærdata er at innsamlingen er relativt enkel, og påfører oss ikke høye kostnader eller høyt tidsforbruk.

Ulempen med denne typen data er at de ikke er samlet inn med vår problemstilling som formål, og dermed må man kritisk vurdere validiteten til datamaterialet. I den forbindelse er det vår oppgave å vurdere i hvilken grad tallmaterialet vi benytter, belyser relevante sider ved vårt tema. Dette er en utfordring vi er bevisst på, men anser det dog ikke for å være et stort problem. I vår oppgave benytter vi data i form av makroøkonomiske variabler og aksjeindekser, og da er det ingen mer naturlig plass å hente disse dataene fra enn de nevnte kildene.

Det kan også stilles et lite spørsmål til reliabiliteten i datamaterialet. Her kan det være snakk om eksempelvis tastefeil i de tilfeller hvor tallene blir punchet manuelt. Uten at vi har besitter

inngående kunnskaper om hvilke systemer Oslo Børs, SSB og Norges Bank benytter for å publisere sine tall, tar vi det for gitt at mesteparten av den manuelle punchingen hører fortiden til, og at den har blitt erstattet av automatiserte og pålitelige systemer. Et annet aspekt som øker vår tillit til datamaterialet er at disse tallene benyttes i utallige andre sammenhenger, og at eventuelle feilkilder således allerede vil være avdekket av andre brukere. Videre anser vi våre data for å være ”rene”, og med dette mener vi at tallene i liten grad er manipulert. Som vi snart kommer inn på, har vi imidlertid endret på deler av materialet vi samlet inn, noe som kan svekke påliteligheten til vårt datamateriale. Dog mener vi at disse endringene er gjort på en betryggende måte, og at det således ikke er fare for dataenes pålitelighet.

3.3.2 Vårt datamateriale

Vårt datamateriale strekker seg fra desember 1995 til november 2009, og består av 168 månedlige observasjoner av hver variabel (169 observasjoner for K2). De opprinnelige innsamlede variablene er OSEAX, K2, 10-årig statsobligasjonsrente (norsk og amerikansk data), 3-mnd NIBOR, 3-mnd obligasjonsrente (USA), S&P 500, M_1 og M_2 .

OSEAX er aksjeindeksen for samtlige selskaper på Oslo Børs. Datamaterialet ble hentet fra både Oslo Børs og Reuters Ecowin. Årsaken til dette er at Oslo Børs.no kun tilbyr noteringer for de fem siste årene, noe som gjorde at vi behøvde noteringer for perioden desember 1995 til november 2004. Med hjelp fra metodelærer ved HHB, Svein Oskar Lauvsnes, fikk vi tilgang til Reuters Ecowin sin database, og således var de manglende observasjonene til Oslo Børs på plass. Det opprinnelige nedlastede datamaterialet (fra Oslo Børs) inneholdt daglige observasjoner av sluttnoteringer på børsen. Siden vi ønsket en månedlig observasjonsfrekvens, medførte dette at vi kun tok vare på sluttnoteringer for den siste børsdagen i hver måned over hele perioden. Vi har videre tatt den naturlige logaritmen av aksjeindeksen, da dette bidrar til mer håndterlige residualer.

Kredittindikatoren (K2) ble hentet fra Statistisk Sentralbyrå (SSB), og var allerede i månedlige observasjoner. Variabelen som inngår i selve dataanalysen er $\ln(K2_t/K2_{t-1})$, og er i realiteten veksten i utlånsmengden.

De norske rentestørrelsene ble lastet ned fra Norges Bank sine sider, og er månedlige gjennomsnitt av daglige noteringer. Rentene var opprinnelig oppgitt pro anno, men ble omgjort til månedlige størrelser. Dette gjorde vi da vi anser det som mer logisk å

Kapittel 3

sammenligne månedlig avkastning på Oslo Børs med månedlige renter, framfor årlig. I tillegg var rentene oppgitt som for eksempel ”4,31”, noe som medførte at vi også måtte gjøre rentene om til prosentstørrelser. Regnestykket for begge disse transformasjonene er: $i_{mnd} = (I_{p.a.}/100)^{1/12} - 1$. Videre ble rentespreaden konstruert ved å ta differansen mellom den lange og den korte renten.

De amerikanske rentestørrelsene er hentet fra The Federal Reserve – sentralbanken i USA. Disse har gjennomgått de samme transformasjoner som gjelder for de norske rentestørrelsene.

Standard and Poor's 500 (S&P 500), er en indeks over de 500 største aksjeselskapene i USA, som enten er notert på NYSE eller NASDAQ. Datamaterialet ble lastet ned fra Yahoo Finance, og var i utgangspunktet i daglige observasjoner. Følgelig behandlet vi derfor materialet på samme måte som OSEAX ble behandlet. Som for Oslo Børs, har vi også her tatt den naturlige logaritmen av indeksen.

M_1 og M_2 er henholdsvis pengemengdene 1 og 2. Disse ble hentet fra SSB, og var allerede oppgitt i månedlige observasjoner. Vi tok deretter log-differansen, altså $M = \ln\left(\frac{M_2}{M_1}\right)$, for slik å få fram veksten i M_2 i forhold til M_1 . Vår motivasjon for denne transformasjonen er allerede forklart i teorikapitlet.

Se for øvrig vedlegg 1, hvor inndata av alle variablene er gjengitt. Vi presiserer at inndataen er de ferdig transformerte variablene, og ikke enkeltkomponenter (som for eksempel M_1 , M_2 , NIBOR, etc.).

3.3.3 Våre dummyvariabler

Vi velger her å kommentere de dummyvariablene vi i dataanalysen kommer til å anvende. Som det vil fremkomme senere i metodekapitlet, er viktigheten stor i å begrunne bruken av dummyvariabler. Derfor vil vi gjennomgå hvilke omstendigheter som resulterte i at vi i noen modeller har valgt å innføre én eller flere dummyvariabler på bestemte måneder i datamaterialet. Vi kommenterer dummyvariablene i kronologisk rekkefølge. Vi har også anvendt sentrerte sesongdummier i de modellene hvor pengesparing inngår. Disse kommenterer vi avslutningsvis.

Den første dummyvariabelen gjelder for *april 1997*. Denne variabelen inngår i kun én modell (mellom kredittvekst og Oslo Børs), og relaterer seg til at markedsrentene denne måneden var historisk lav. Dette stimulerte igjen til økt kredittvekst, noe som skapte en ”ekstremobservasjon” i vårt datamateriale.

Vår neste dummy – *august 1998*, er den mest anvendte, da den inngår i hele 7 modeller. Årsaken til at vi har unormale observasjoner i denne perioden kom av den økonomiske krisen i Asia og Russland. I årsmeldingen for 1998 hevder Kredittilsynet (1999) at uroen i verdipapirmarkedet skyldes erkjennelsen av at den økonomiske krisen i Sørøst-Asia var mer alvorlig enn først antatt, og at den japanske bankkrisen ikke hadde fått en endelig løsning. Da det russiske finansmarkedet i tillegg brøt sammen i august, ble nedgangen forsterket. I Norge opplevde man en rekke renteøkninger som følge av Norges Bank sitt forsøk på å styrke kronekursen, som i andre halvår av 1998 var meget svekket. Vi mener disse forholdene bør regnes for å være av unormal karakter, og dermed mener vi at bruken av en dummyvariabel for august 1998 kan forsvares. Vi har også brukt en dummyvariabel for *oktober 1998* i én modell, hvor Oslo Børs og norsk rentespread hadde et stort avvik. Bakgrunnen for bruk av dummy i dette tilfellet kommer av den samme situasjonen som vi nettopp har gjennomgått.

Den fjerde dummyvariabelen gjelder for *februar 2001*. Kort fortalt var dette en periode med meget sterk vekst i it-sektoren, og mange investorer så muligheten for god avkastning. Dog vet vi at ingenting vokser til himmelen, og veksten ble etterfulgt av en kraftig nedgang, og dermed har vi innført dummyvariabel for S&P 500 i februar 2001 (i én modell).

I *september 2002* havnet S&P 500 på det laveste nivået siden april 1997. Vi har innført en dummy på denne måneden i én modell. IMF (2002:1) sier følgende om perioden:

“Concerns that the overhang of corporate leverage and excess capacity would persist in an environment of sluggish growth in demand and earnings led investors to withdraw from mature equity markets. The U.S. and European markets declined to lows not seen since 1997, and the Japanese market fell to 1984 lows (...)”

Vi har hele 5 dummyvariabler for året 2008, noe som kanskje ikke kommer som en overraskelse. Spesielt månedene *januar* og *september* hadde ekstremobservasjoner, da vi i hele 6 modeller måtte innføre dummyvariabler for de nevnte månedene. Årsaken er

Kapittel 3

selvfølgelig finanskrisen, som i januar virkelig gjorde sitt inntok på Oslo Børs. Hegnar Online (2008) kan opplyse om et kraftig fall på Oslo Børs i denne måneden, som resultat av svake nøkkeltall fra USA. Tallet på antall sysselsatte utenfor den amerikanske jordbruksnæringen, ble blant annet mye lavere enn først forventet, noe som var med på å skape uroligheter i finansmarkedene.

I september gikk flere amerikanske banker konkurs. Blant disse var Lehman Brothers og Merrill Lynch (kjøpt opp). I tillegg nektet den amerikanske kongressen i samme måned å gjennomføre den finansielle hjelpepakken, som George W. Bush hadde lagt fram i representantenes hus. Nyheten om avslaget fikk store konsekvenser for aksjemarkedene i USA, da man i utgangspunktet hadde ansett redningspakken som eneste utvei fra en vedvarende resesjon (Wall Street Journal, 2008). Redningspakkens foreløpige fravær fikk dermed S&P 500 (og andre amerikanske indekser) til å falle ekstremt mye denne måneden. Ironisk nok er september 2008 en enda større outlier for Oslo Børs, enn hva som er tilfellet for S&P 500.

Også for månedene *oktober*, *november* og *desember* er det innført dummyvariabler i henholdsvis 2, 2 og 3 forskjellige modeller. Oktober var på mange måter én av de mest ekstreme børs månedene i manns minne, hvis vi skal tro på Grauwe, Iania og Kaltwasser (2008). Spesielt to børsdager trekkes av forfatterne frem som helt ekstraordinære – 13. oktober og 28. oktober, hvor daglig avkastning på *Dow-Jones Industrial Average* endte på henholdsvis 11,08 prosent og 10,88 prosent i fortjeneste. Avkastningen på våre data (S&P 500) var for disse dagene meget lik industriindeksen. Til tross for disse to dagene med unormal meravkastning, var avkastningen for hele måneden meget negativ. Faktisk er det den mest negative månedsavkastningen i hele perioden desember 1995 – november 2009. Finanskrisen er på dette tidspunktet utvilsomt en realitet.

De to siste månedene i 2008 er i all hovedsak den norske rentespreadens periode med store outliers (dummyvariabler er innført i 2 av 3 modeller hvor rentespreaden inngår). Årsaken til disse ekstremobservasjonene, var Norges Bank sin hyppige rentenedsettelse i perioden, noe som resulterte i en meget økende spread. Det skal legges til at desember 2008 også er en av de mest ekstreme observasjonene til den amerikanske rentespreaden. Til tross for dette, var det ikke nødvendig å innføre en dummyvariabel i de modellene hvor denne spreaden inngår, da

residualegenskapene responderte bedre på andre dummyvariabler – relatert til andre systemvariabler.

Februar 2009 er den siste måneden i vårt datamateriale, hvor vi har innført en dummyvariabel (i én modell). Ekstremobservasjonen gjelder spesielt for S&P 500, og representerer den laveste noteringen på indeksen siden 1996. På dette tidspunktet var finanskrisen på kanskje sitt aller verste – og spesielt for USA.

Sentrerte sesongvariabler

I alle modellene hvor pengesparing inngår, har vi anvendt *sentrerte sesongdummier*. Vi har brukt følgende algoritme for disse: $\text{ses}_m = @\text{seas}(m) - 1/12$. Ses_m representerer sesongdummiene for måned m . Ses_1 er dermed dummiene for januar, ses_2 for februar, etc.

Lauvsnes (2010:epost) sier følgende om dummiene:

"Hver dummy summeres til null, f.eks. vil sesong_1 være lik 0,916667 for januar-observasjoner og lik -0,083333 for øvrige måneder. Johansen (1995 s. 84) anbefaler slike centered seasonals. Disse påvirker da gjennomsnittsverdiene for hver måned, men påvirker ikke evt. trender."

Som det vil fremkomme av dataanalysen, vil vi kun innføre 11 av 12 mulige månedsdummier i de relevante modellene. Hvis det innføres en dummy på samtlige måneder, vil perfekt multikollinearitet oppstå, og dermed er faren for å finne spuriøse sammenhenger stor.

3.4 Økonometrisk teori

Som vi nevnte innledningsvis, er vi interessert i å finne langsiktige sammenhenger mellom Oslo Børs og våre makrovariabler. Denne sammenhengen kan vi finne ved hjelp av en feilkorleksjonsmodell. Men før begir oss ut på metoden rundt kointegrasjon, anser vi det som nødvendig å ta for oss mer grunnleggende tidsrekkemodeller og andre relevante tidsseriebegreper, siden disse har vært viktige bidragsytere til utviklingen av feilkorleksjonsmodellen. Vi må imidlertid presisere at omfanget av økonometrisk metodeteori er kolossalt, og at vi av denne årsak kun vil berøre overflaten av visse deler av teorien rundt tidsserier. Litteraturen som anvendes i forbindelse med denne gjennomgangen er i all hovedsak hentet fra boken *Introductory Econometrics for Finance* – skrevet av Chris Brooks

(2008). Vi nevner imidlertid Brooks (og andre) der vi finner det spesielt nødvendig i selve teksten også.

3.4.1 Univariate tidsserier

Mens undersøkelser gjort på tverrsnittsdata ønsker å forklare sammenhenger mellom variabler på et gitt tidspunkt, forsøker tidsrekkemodeller å forklare utviklingen i én eller flere variabler over tid. Den enkleste formen for tidsrekkemodeller, er univariate modeller. Dette er modeller som prøver å forklare en variabel, med tidligere observasjoner av samme variabel og/eller med tidligere observasjoner av variabelens feilledd.

Det er flere årsaker til at det kan være hensiktsmessig å beskrive en variabel, med variabelens tidligere historikk. I noen tilfeller vil ulik observasjonsfrekvens på den endogene og de antatte forklaringsvariablene være en realitet, slik at kun laggede verdier av den endogene variabelen er anvendelig. I andre tilfeller kan det rett og slett være vanskelig å frembringe troverdige teoretiske resonnementer, for hvilke forklaringsvariabler som driver den endogene variabelen. I begge tilfeller vil således modellering av en univariat tidsrekkemodell være løsningen.

De univariate tidsrekkemodellene kan enklest deles inn i tre hovedgrupper. Disse er *autoregressive (AR)*, *moving average (MA)* og en kombinasjon av de disse – nemlig *ARMA*-modeller¹. AR-modeller forsøker å predikere utviklingen i y , med tidligere observerte verdier av y , et konstantledd μ , samt et feilledd u_t (se ligning 3.1 under). Symbolet ϕ_i er koeffisienten som bestemmer hvor stor påvirkningskraft y_{t-i} skal ha på y_t , med andre ord hvor mye av tidligere sjokk som påføres y fra laggede verdier av variabelen. Symbolet p , står for hvilken *orden* AR-modellen er i. Med orden, menes det hvor mange tidligere verdier av y som er tatt med i modellen. En AR(3)-modell, har for eksempel tre laggede verdier av y .²

$$(3.1) \quad y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + u_t$$

MA-modeller (se ligning 3.2 under) er i utgangspunktet helt like AR-modellene, med unntak av at det nå er tidligere observerte verdier av variabelens feilledd som predikerer y . Ellers er

¹ Som nevnt er dette kun en kombinasjon av AR- og MA-modeller, og vi vil ikke gå noe mer teknisk inn på denne modelltypen.

² Valg av antall lag ved modellering, styres blant annet av residualenes autokorrelasjon. Dette er noe vi diskuterer i større detalj, når vi tar for oss modelleringen av en VECM.

det kun en annen notasjonsbruk for orden (q i stedet for p), samt for koeffisienten (θ i stedet for ϕ).

$$(3.2) \quad y_t = \mu + \sum_{i=1}^q \theta_i u_{t-i} + u_t$$

3.4.2 Vektor autoregressive modeller (VAR)

En VAR er et regresjonssystem som inneholder mer enn én endogen variabel. Den enkleste formen av VAR, er en bivariat VAR³. Dette er et ligningssystem som forsøker å predikere to endogene variabler med et konstantledd, laggede verdier av seg selv og den andre variabelen, samt et feilledd. I ligning 3.3 ser vi en bivariat VAR, med én tidligere verdi av hver variabel på høyresiden i hver del-ligning. β_{10} og β_{20} er konstantleddet i ligningen til henholdsvis y_1 og y_2 . β_{11} og β_{12} er koeffisientene som indikerer hvor mye av forrige periodes utvikling i y_1 og y_2 , som påvirker de samme variablene i den neste perioden, mens α_{11} og α_{12} viser hvor mye den laggede verdien av den andre variabelen driver utviklingen i henholdsvis y_1 og y_2 . Ligning 3.4 viser det samme ligningssystemet som ligning 3.3, dog på matriseform. Som det fremkommer av ligningene forutsetter ikke denne modellen et bestemt årsaks – og effektforhold mellom variablene. Dette medfører at selv om vi besitter en a priori hypotese om hvilken av variablene som forklarer den andre, påvirker ikke dette modellens oppbygging. Hvorvidt den ene variabelen påvirker den andre, eller om det eksisterer tosidig endogenitet, kan derimot testes ved en Granger kausalitetstest.

Her testes det hvorvidt koeffisientene til laggede verdier av den ene variabelen er signifikant i ligningen til den andre variabelen (og vice versa). Hvis laggede verdier av y_1 er signifikant i ligningen til y_2 , mens y_2 ikke har signifikante koeffisienter i ligningen til y_1 , kan vi konkludere med at y_1 Granger-forklarer y_2 . Hvis begge variabler har signifikante koeffisienter i den andre variabelens ligning, indikerer dette *bi-directional feedback* – altså tosidig påvirkning. Dog presiserer Brooks (2008) at Granger-kausaltet ikke må forveksles med vanlig kausalitet, da uttrykket kun skildrer korrelasjonen mellom en variabel og tidligere verdier av en annen variabel.

³ Det er ikke noe i veien for å introdusere flere enn to variabler i en VAR. Det har derimot ingen hensikt å gå nærmere inn på dette, da en bivariat VAR er mer enn nok forklarende for hva som beskriver en vektor autoregressiv modell.

$$(3.3) \quad \begin{aligned} y_{1t} &= \beta_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \alpha_{11}y_{2t-1} + u_{1t} \\ y_{2t} &= \beta_{20} + \beta_{21}y_{2t-1} + \alpha_{21}y_{1t-1} + u_{2t} \end{aligned}$$

$$(3.4) \quad \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \alpha_{11} \\ \alpha_{21} & \beta_{21} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}$$

3.4.3 Stasjonaritet

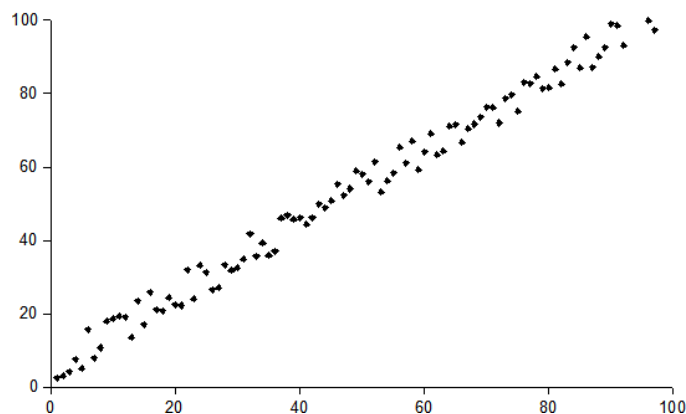
Stasjonaritet er et nøkkelbegrep i tidsrekke-teori. Grunnen til dette, er at variabler som inngår i en tidsserieregresjon må ha visse egenskaper, for at vi skal kunne stole på de konklusjoner vi til slutt ender opp med. En av disse egenskapene er nettopp stasjonaritet. Først vil vi forsøke å beskrive hvilke forutsetninger som ligger bak stasjonære variabler. Deretter tar vi for oss hvorfor variabelstasjonaritet er så essensielt i regresjoner på tidsseriedata, og hvordan ikke-stasjonaritet kan avdekkes. Til slutt diskuterer vi hvilke botemidler som finnes for ikke-stasjonaritet, og om det finnes positive sider ved denne egenskapen.

Forutsetninger for (svak) stasjonaritet

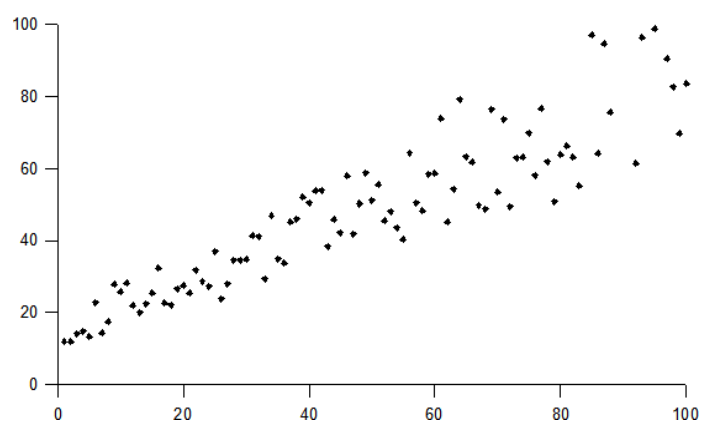
- (1) $E(y_t) = \mu$
- (2) $E(y_t - \mu)(y_t - \mu) = \sigma^2 < \infty$
- (3) $E(y_{t_1} - \mu)(y_{t_2} - \mu) = 0 \quad \forall t_1, t_2$

Forutsetning 1 impliserer at forventningsverdien til y_t må være konstant. Dette innebærer at variabelen varierer rundt et langsiktig og tidsuavhengig gjennomsnitt (Lauvsnes, 2009).

Forutsetning 2 illustrerer at variasjonen til forventningen skal være konstant, og dermed tidsuavhengig. Dette innebærer at variabelens residualer skal være homoskedastiske – altså at avvikene mellom observert og predikert verdi skal være tilfeldige, og ikke preget av tid. Hvis homoskedastisitet er til stede, vil observerte verdier av y se ut som i figur 3.1 under. Figur 3.2 viser tegn på det motsatte – nemlig heteroskedastisitet. Her ser vi at avvikene fra den imaginære regresjonslinjen blir større, dess lengre ut i tid vi kommer.



Figur 3.1: Homoskedastiske tendenser (Wikipedia, 2009).



Figur 3.2: Heteroskedastiske tendenser (Wikipedia, 2009).

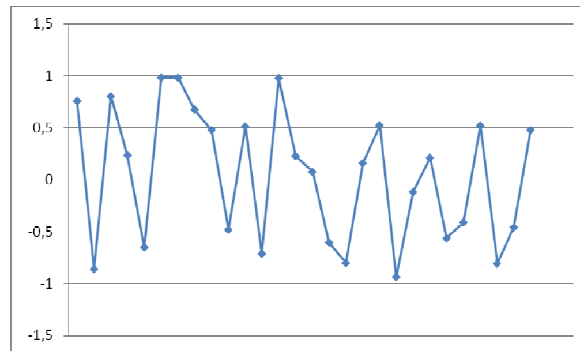
Forutsetning 3 indikerer at modellen skal ha en konstant autokovariansstruktur.

Autokovarians kan enklest forklares med hvordan y_t relaterer seg til tidligere verdier av seg selv (Brooks, 2008). Hvis senere verdier av variabelen, i stor grad korrelerer med tidligere verdier, er dette et tegn på en sterk autokorrelasjon, noe som igjen indikerer en ikke-stasjonær serie. For en stasjonær serie vil strukturen i autokorrelasjonen kun påvirkes av tidslag, og vil dø ut når laglengden økes. Eksempelvis vil en stasjonær AR(1)-modell ha signifikant autokorrelasjon ved lag 1, for deretter å dø ut. På samme måte vil en stasjonær AR(3)-modell ha signifikant autokorrelasjon ved de tre første laggene, før den dør ut.

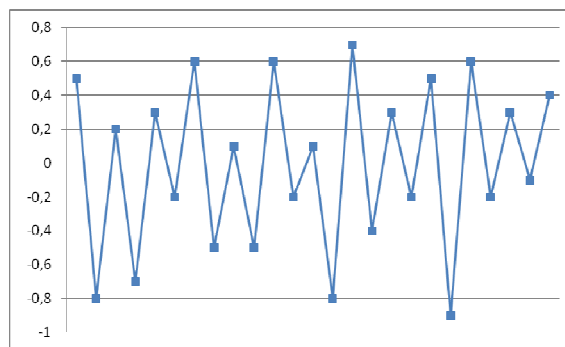
Nedenfor har vi konstruert tre forskjellige autokorrelasjonsplot i excel. Figur 3.3 viser at variabelen og dens laggede verdier over tid virker å opptre helt tilfeldig. Det er med andre ord ikke noe system i fortegnen på den påfølgende observasjonen, og derfor er autokorrelasjon ikke-eksisterende. Figur 3.4 skildrer et annet bilde, da vi her ser tydelig tegn til en negativ

Kapittel 3

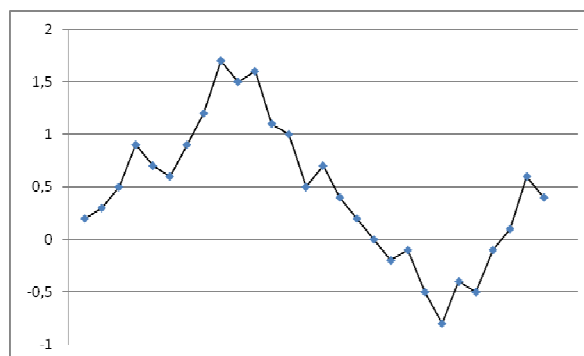
autokorrelasjon mellom variabelen og dens laggede verdier. En positiv verdi etterfølges av en negativ verdi, som igjen resulterer i en positiv verdi i neste periode. Figur 3.5 viser tegn til en positiv autokorrelasjon mellom observasjonene. Her ser vi at forrige periodes verdi, har en positiv effekt på den videre utviklingen i variabelen.



Figur 3.3: Ingen autokorrelasjon



Figur 3.4: Negativ autokorrelasjon



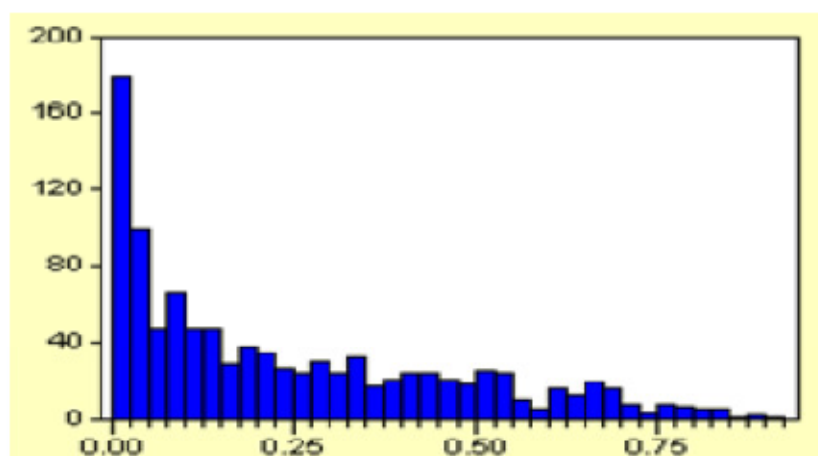
Figur 3.5: Positiv autokorrelasjon

Hvorfor er stasjonaritet viktig?

Viktigheten av stasjonaritet er stor, da bruken av ikke-stasjonære variabler kan gi spuriøse regresjoner. Med dette menes det at modellen kan besitte signifikante koeffisienter og en høy R^2 , selv om variablene som inngår i regresjonen er fullstendig urelaterte. Brooks (2008)

hevder at hvis to *tilfeldige* stasjonære variabler inngår i en regresjon, vil man måtte forvente at stigningskoeffisienten er insignifikant, og at R^2 er meget lav. Dette er nødvendigvis ikke tilfellet hvis variablene er ikke-stasjonære, og trender (tilfeldigvis) over tid. I så måte vil man kunne risikere at variablene viser en falsk sammenheng, som indikeres gjennom signifikante koeffisienter og høy R^2 . Figur 3.6 nedenfor, viser frekvensen (y-akse) av R^2 (x-akse) mellom to tilfeldige ikke-stasjonære variabler, som inngår i samme regresjon. Statistikken illustrer meget godt hvor stor faren for å finne spuriøse sammenhenger er. Kun 180 av 1000 regresjoner (18 prosent) viser en R^2 på tilnærmet null, mens omtrent like mange regresjoner gir en $R^2 \geq 0,5$.

Dette skaper problemer ved inferens, da man kan finne sammenhenger mellom variabler, som i realiteten ikke er til stede. Hvis en slik ugyldig inferens for eksempel relaterer seg til resultater av et medisinsk forskningsprosjekt, sier det seg selv at konsekvensene kan bli fatale. Derfor er det viktig å sjekke at forutsetningene bak stasjonaritet er oppfylt, før man eventuelt forsøker å generalisere forskningsresultater.



Figur 3.6: R^2 for 1000 regresjoner mellom uavhengige og ikke-stasjonære variabler (Brooks, 2008:319).

Hvordan avdekke stasjonaritet?

I ligning 3.5 nedenfor ser vi en AR(1)-modell uten konstantledd og hvor $\phi = 1$. Dette omtales også som en *random walk*. For at en modell skal være stasjonær, må alle røttene (z) være > 1 . Antall røtter bestemmes igjen av hvor mange lag modellen har, og vår random walk har følgelig kun én rot. Etter et par mellomregninger (ligning 3.6 og 3.7), kommer vi i ligning 3.8 fram til den karakteristiske ligningen. Som det fremkommer av ligningen, må roten i vår random walk være lik 1, slik at ligning 3.8 skal være lik 0. Dette impliserer at vår modell har

Kapittel 3

én enhetsrot – altså én rot som er ≤ 1 , og dermed at modellen er ikke-stasjonær. Random walk er også et ganske beskrivende navn for hvordan modellen opptrer – nemlig helt tilfeldig. Vår modell viser ingen tegn til *mean reversion* – altså hyppig tilbakevending til et konstant gjennomsnitt, og kan ”vandre” av gårde uten mål og mening.

Hva hvis $\phi = 0,5$? Ved å finne den karakteristiske ligningen (3.10) av ligning 3.9, ser vi at roten (z) må være lik $(1/0,5) = 2$, slik at ligningen skal være lik 0. Således har vi følgelig å gjøre med en stasjonær modell, da $z = 2 > 1$. Dette virker også logisk når vi vet at størrelsen på ϕ (jmfør diskusjon av ligning 3.1) indikerer hvor mye av tidligere sjokk som påvirker y_t – altså hvor persistent serien er. Jo mindre denne koeffisienten er, dess svakere er autokorrelasjonen, og dermed oppnår vi til slutt en stasjonær modell.

$$(3.5) \quad y_t = y_{t-1} + u_t$$

$$(3.6) \quad y_t = Ly_t + u_t, \text{ hvor } Ly_t = y_{t-1}$$

$$(3.7) \quad y_t(1 - L) = u_t$$

$$(3.8) \quad (1 - z) = 0$$

$$(3.9) \quad y_t = 0,5Ly_t + u_t$$

$$(3.10) \quad (1 - 0,5z) = 0$$

Det er naturligvis mulig å få en formening om hvorvidt en variabel er stasjonær eller ikke, ved kun å studere gjennomsnittet, homoskedastiske tendenser og autokorrelasjon i grafisk form. Dette kan dog være tidkrevende og lite presist. Det er derfor utviklet flere statistiske tester, som er langt mer presise og effektive, når det gjelder å avsløre stasjonaritet. Èn av disse testene er *augmented Dickey-Fuller* (ADF). Det er nettopp ϕ som testes ved ADF - eller mer korrekt så er det $\psi = \phi - 1$ som testes.

Teststatistikken til ADF-testen er: $\frac{\hat{\psi}}{SE(\hat{\psi})}$.

Denne teststatistikken følger ikke den vanlige t-fordelingen, da nullhypotesen til testen forutsetter ikke-stasjonaritet. Av denne grunn er de kritiske verdiene hentet fra komplekse simuleringseksperimenter. Hvis teststatistikken er mindre enn kritisk verdi, vil man ikke

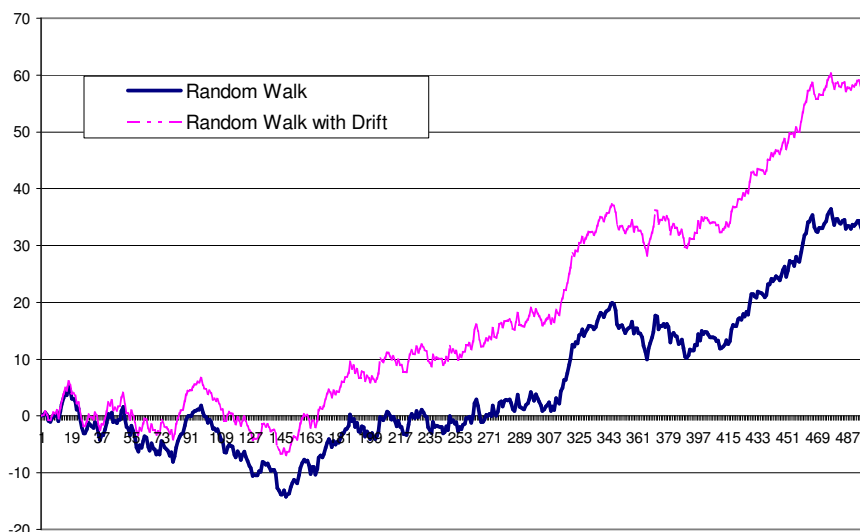
kunne forkaste nullhypotesen, og det må konkluderes med at *enhetsrøtter* er til stede, altså at $\phi = 1$.

Botemidler

Hvis ADF-testen avslører enhetsrøtter, er altså modellen ikke-stasjonær, og faren for spuriøs inferens er til stede. Hva kan i så fall gjøres for å rette på dette problemet? Svaret på dette vil avhenge av hvilken type ikke-stasjonaritet vi har med å gjøre. Vi har to typer ikke-stasjonaritet: *stokastisk*- og *deterministisk* ikke-stasjonaritet. Variabler som er stokastisk ikke-stasjonære, kan gjøres stasjonære ved differensiering. Vår tidligere nevnte random walk (uten drift), som er gjengitt i ligning 3.11, er ett eksempel på stokastisk ikke-stasjonaritet. I figur 3.7 er for øvrig en random walk (med og uten drift) også illustrert grafisk. I ligning 3.12 har vi tatt førstedifferansen av denne modellen, noe som gjør at vi ender opp med kun u_t på høyresiden. Siden feilleddet antas å være *Gaussisk hvit støy*⁴, er dermed modellen nå stasjonær. Hvis modellen vår hadde vært på formen $I \sim (2)$ – altså to enhetsrøtter, måtte vi ha tatt førstedifferansen to ganger, for slik å oppnå stasjonaritet.

$$(3.11) \quad y_t = y_{t-1} + u_t$$

$$(3.12) \quad \Delta y_t = u_t$$



Figur 3.7: Random Walk med og uten drift (Brooks, 2008:324).

Hvis vi kommer over en modell som er deterministisk ikke-stasjonær (ligning 3.13), vil også her differensiering medføre stasjonaritet (ligning 3.14). Dog vil man ved differensiering

⁴ Når residualene er hvit støy har de konstant forventning lik null, ingen autokorrelasjon og er normalfordelte.

Kapittel 3

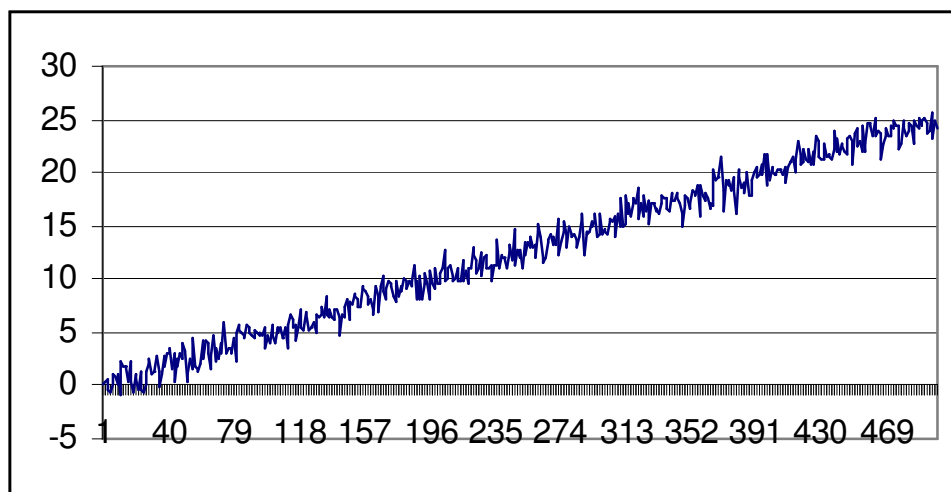
samtidig innføre en ikke-invertibel MA-struktur på modellen, som følgelig ikke kan uttrykkes som en AR-prosess. ”Thus the series, Δy_t , would in this case have some very undesirable properties.” (Brooks, 2008:323).

Dermed må andre tiltak iverksettes for å oppnå en stasjonær, og samtidig mer håndterlig modell. Figur 3.8 under, viser en modell som besitter mean reversion-egenskaper. Dog er ikke modellen stasjonær rundt et konstant gjennomsnitt, men heller rundt en trend. En deterministisk ikke-stasjonær modell, kan også kalles trend-stasjonær, da modellen er stasjonær rundt nettopp en slik trend. Hvis vi de-trender denne serien – altså hvis vi trekker i fra βt på begge sider av ligningen, oppnår man stasjonaritet (illustrert med ligning 3.15).

$$(3.13) \quad y_t = \beta t + u_t, \quad \text{og} \quad y_{t-1} = \beta(t-1) + u_{t-1}$$

$$(3.14) \quad \Delta y_t = \beta + u_t - u_{t-1}$$

$$(3.15) \quad y_t - \beta t = u_t$$



Figur 3.8: En trendstasjonær modell (Brooks, 2008:325).

Venn eller fiende?

Tidligere ble ikke-stasjonaritet sett på som en fiende, da modellering av stasjonære variabler som nevnt kan medføre spuriøse konklusjoner. Vanligvis ble dette løst ved differensiering eller de-trending av ikke-stasjonære variabler. Dog er det visse bakdeler ved å løse stasjonaritetsproblemet på denne måten, siden man går glipp av hvordan variabler forholder seg til hverandre på nivåform. Ved å differensiere mister man således viktig informasjon om det langsiktige forholdet mellom variabler, samt hvordan eventuelle avvik fra det langsiktige

forholdet rettes opp (Lauvsnes, 2009). Dette ble sett på som et stort problem, helt til *vector error corection model* (VECM) ble introdusert. Tankegangen bak denne modellen, er at selv om to variabler individuelt har enhetsrøtter, kan en lineær kombinasjon av de samme variablene utgjøre en stasjonær sammenheng. Siden mange finansielle variabler er ikke-stasjonære av natur, er utviklingen av VECM et viktig bidrag til forskning innen finans.

Én av hovedfordelene med feilkorreksjonsmodeller, er det faktum at modellen tillater variablene å forlate den identifiserte likevekten i perioder. I enkle regresjoner eller VAR-modeller, vil det kun identifiseres en sammenheng, som det forutsettes av variablene følger til en hver tid. Gitt at R^2 ikke er 1,0, vil det naturligvis være avvik mellom observert og predikert verdi, og da er det forståelig at de identifiserte sammenhengene ikke alltid holder. Men feilkorreksjonsmodeller aksepterer i større grad at slike avvik inntreffer, og har metoder for hvordan disse avvikene skal tolkes.

Hvis et eventuelt avvik fra den langsiktige likevekten skjer, har VECM estimerte koeffisienter som beskriver hvor lang tid det tar, før likevekten gjenopprettes. Slike koeffisienter finnes ikke i enklere regresjonsmodeller, og impliserer dermed at feilkorreksjonsmodeller kan gi et mer helhetlig bilde av forholdet mellom to eller flere variabler. Som tilfellet er for VAR-modeller, forutsetter heller ikke VECM hvilke variabler som skal behandles som henholdsvis eksogen og endogen. Dette fremkommer derimot av hvorvidt koeffisienten som indikerer justeringshastigheten (ved et avvik fra likevekten) er signifikant for de respektive variablene. Dette kommer vi nærmere inn på i kapittel 3.4.4.

3.4.4 VECM – kointegrasjon

Vi vil her gjennomgå prosedyren ved estimering av en vektor feilkorreksjonsmodell ved hjelp av *Johansen-teknikken* basert på VAR-modeller. Under har vi stilt opp en sjekkliste for hva som må gjennomføres, før man kan tolke de endelige resultatene fra modellen. For at man ikke skal gå i fellen, og komme med konklusjoner som bygger på spuriøse sammenhenger, er hvert punkt på denne listen like viktig.

1. Sjekk av integrasjonsorden for variablene.
2. Estimering av VAR på redusert form (UVAR).
3. Residualsjekk.
4. Eventuelle botemidler etter residualsjeck.
5. Tracetesten.

6. Estimering av VECM.

Integrasjonsorden

En feilkorreksjonsmodell forutsetter at man bruker ikke-stasjonære variabler (med én enhetsrot⁵). Dermed er det nødvendig å stadfeste at variablene har nettopp denne egenskapen, noe vi får frem i den tidligere nevnte ADF-testen. Hvis vi mot formodning skulle avdekke at alle variablene er stasjonære, vil man ikke ha behov for å spesifisere en feilkorreksjonsmodell. I dette tilfellet, vil vi kunne forklare sammenhengene ved å estimere en vanlig VAR på nivåform. Det er med andre ord ikke et mål i seg selv å modellere en VECM, men siden mange finansvariabler ofte opptrer med én eller flere enhetsrøtter, er det rimelig å tro at vi i denne oppgaven må estimere en feilkorreksjonsmodell, slik at vi ikke går glipp av eventuelle langsiktige likevektsforhold.

Estimering av UVAR

Denne modellen skal være på redusert form, noe som innebærer at man ikke har noen samtidige ledd på høyresiden av ligningen. At modellen er ”unrestricted” innebærer at vi ikke legger restriksjon på noen av betakoeffisientene. Å legge restriksjon betyr å sette én eller flere betakoeffisienter lik null, og motivasjonen for å gjøre dette illustrerer Brooks (2008) ved følgende eksempel. Vi tenker oss at vi estimerer en VAR(2), hvor vi inkluderer 8 lag på hver av de to variablene. Vi kan da for eksempel teste, ved å legge restriksjon på dem, hvorvidt koeffisientene foran lag 5-8 er simultant lik null. Deretter sammenlignes residualene i den restriktive modellen med residualene i den ikke-restriktive modellen. I vår prosess mot å estimere en feilkorreksjonsmodell, er det her viktig å påse at vi ikke har noen restriksjoner ved estimering av VAR.

Valg av laglengde i denne sammenheng beror på teoretisk begrunnelse, men dersom man ikke har en sterk formening om dette, foreslår teorien å inkludere to lag. Begrunnelsen er at to lag er tilstrekkelig for å beskrive komplekse og dynamiske mønstre i variablene. Videre argumenteres det med at økt laglengde gjør modellen mer kompleks i estimeringen, siden man får veldig mange parametre, og at resultatene dermed blir vanskelig å tolke (Juselius, 2006). Dessuten medfører en parameterøkning også et økende konsum av frihetsgrader, noe som igjen øker terskelen for å finne signifikante sammenhenger.

⁵ Det lar seg gjøre å utlede modeller hvor variabler også kan besitte to enhetsrøtter. Dette impliserer imidlertid bruk av mer komplekse modeller.

Residualsjekk

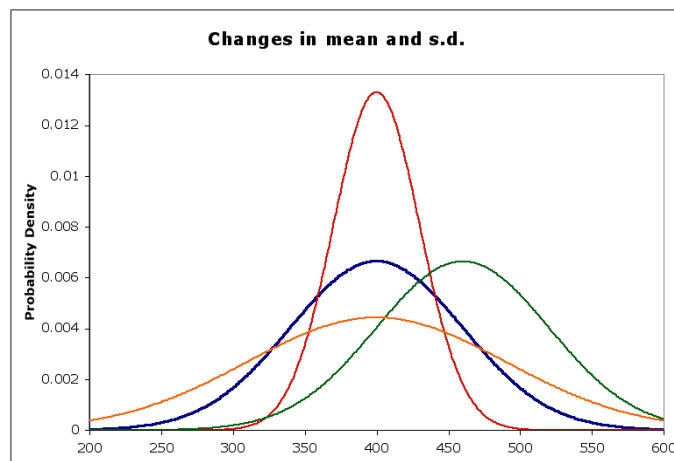
Etter å ha estimert en UVAR med to lag, må vi videre sjekke at residualene i denne modellen har de ønskede egenskapene. Det er tre ting som her er viktig, nemlig at residualene: (1) ikke er autokorrelerte, (2) er normalfordelte og (3) at de er homoskedastiske.

Eventuelle problemer med autokorrelasjon fremkommer i en *Lagrange multiplier* (LM) test. Hvis det viser seg at LM-testen forkaster nullhypotesen – som er at det *ikke* eksisterer autokorrelasjon opp til lag n , må tiltak iverksettes for slik å redusere autokorrelasjonen.

Ved å gjennomføre en Jarque-Bera joint test, kan vi sjekke hvorvidt residualene er tilnærmet normalfordelte. Denne testen sjekker både om residualene lider av skjevhet og kurtose. Skjevhet innebærer at residualene fordeler seg med tyngre venstre- eller høyrehaler i forhold til gjennomsnittet, og dette er det mest alvorlige bruddet på normalitet. I figur 3.9 nedenfor, illustrert med den grønne kurven, ser vi et eksempel på en fordeling med en tung høyrehale. I denne figuren er normalfordelingen representert ved den blå kurven.

For mye eller for lite kurtose innebærer at fordelingen av residualene er henholdsvis for spiss (rød kurve i figur 3.9 under) eller for flat (oransje kurve) sammenlignet med normalfordelingen. Brudd på den kurtosiske forutsetningen er imidlertid ikke like alvorlig som brudd på skjevhet. Dette medfører at i de tilfeller hvor joint testen forkaster nullhypotesen – om normalfordelte residualer, kan dette være forårsaket av svake kurtosiske egenskaper, og ikke at skjevheten svikter. Testmetoden gir oss imidlertid tilgang til tester gjort kun på skjevhet, og hvis disse er tilfredsstillende, vil forutsetningen om normalfordelte residualer være opprettholdt.

Til slutt må det gjennomføres en *White heteroscedasticity test*, hvor vi har som nullhypotese at residualene er homoskedastiske. Dersom vi får en forkastning av nullhypotesen, har vi et problem ved at variasjonen i variablene ikke er konstant over tid. Dersom for eksempel variasjonen øker med tiden, kan vi ikke lenger kalle residualene for et feilledd, men de blir i større grad en forklaringsvariabel i seg selv. Dette kan igjen være et tegn på at modellen er feilspesifisert, og at vi har utelukket relevante forklaringsvariabler.



Figur 3.9: Normalfordeling, kurtose og skjevhet (TNstate, 2009).

Botemidler

Dersom vi finner ut at residualene lider av autokorrelasjon, er én mulighet å øke laglengden, men som nevnt er dette noe man bør være forsiktig med, fordi modellen blir mye mer kompleks, og vanskeliggjør således koeffisienttolkningen ut fra et teoretisk perspektiv. Hvis vi for eksempel har g ligninger for g variabler og inkluderer k lag, vil vi måtte estimere $(g + kg^2)$ parametre. Hvis vi da tenker oss et ligningssystem med 4 variabler og 4 lag, medfører dette 68 estimerte parametre, så allerede her har vi en utfordring med tanke på høyt konsum av frihetsgrader. Én mulig kilde til autokorrelasjon, er at datasettet inneholder enkelte ekstreme observasjoner som forårsaker støy i estimeringen. Eksempler på dette for Oslo Børs vil være markedscrashet i 3. kvartal 1998, sprekken i IT-boblen, 11. September, etc. Her kan det argumenteres for at hendelsene var av en såpass unormal karakter, at de ikke burde være med i modellestimeringen. Løsningen på dette er å erstatte disse hendelsene med dummyvariabler som har verdien 1 når hendelsen inntraff og 0 ellers.

Innføring av dummyvariabler kan også være et botemiddel mot brudd på normalfordelingen. Det kan dog tenkes at datasettet inneholder relativt mange ekstremobservasjoner, og da må man spørre seg om observasjonene i det hele tatt kan kalles ekstreme, eller om vi må ta andre grep om modellen. Hvis man eksempelvis har 20 "ekstreme" observasjoner i et datasett på 100 obs., vil det være håpløst å innføre 20 dummyvariabler. En mulig årsak til mange ekstreme hendelser kan være at vi har utelatt en eller flere relevante forklaringsvariabler, som burde vært inkludert i modellen – altså at modellen er feilspesifisert. Da må det vurderes om flere forklaringsvariabler skal tas med, enten i tillegg, eller på bekostning av noen av tidligere inkluderte variabler.

Et botemiddel som kan bidra til å forbedre normalfordeling, samt eventuell heteroskedastisitet, er å foreta en transformasjon av forklaringsvariablene. Den vanligste formen for transformasjon er å ta logaritmen av variablene – man setter $x = \log(x)$ eller $\ln(x)$. Dersom residualene er skjevfordelt eller kurtosisk sammenlignet med normalfordelingen, vil en log-transformasjon bidra til at effekten av ekstreme hendelser blir mindre, og at residualene således nærmer seg normalfordelingen. Med tanke på å redusere heteroskedastisitet hjelper log-transformasjon ved at residualene blir dratt inn mot den imaginære regresjonslinjen (jf. figur 3.1 og 3.2), og således øker man sannsynligheten for at residualene består en heteroskedastisitetstest.

I tillegg foreslår Brooks (2008) at heteroskedastiske tendenser kan oppveies ved å anvende robuste standardavvik. Hvis heteroskedastisitet er til stede i modellen, vil standardavviket til stigningskoeffisienten påvirkes i ulik grad, alt etter som hvilken relasjon variasjonen i residualene har til den nevnte koeffisienten. Hvis variasjonen i residualene er positivt relatert til koeffisienten, vil standardavviket til koeffisienten være for lavt, mens det motsatte er tilfellet hvis relasjonen er negativ. De robuste standardavvikene har den effekten at de økes (i forhold til de ordinære standardavvikene) hvis det eksisterer en positiv relasjon, mens de reduseres hvis relasjonen er negativ. Slik opprettholdes tiltroen til standardavvikene, og dermed kan inferens på bakgrunn av stigningskoeffisientene la seg gjøre.

I mange modeller vil man oppleve at residualene ikke består alle testene, og de nevnte botemidlene blir dermed aktuelle. Som nevnt har disse midlene også negative aspekter ved seg, og man bør derfor vurdere nøye hvorvidt man skal ”manipulere” datasettet før man går videre i estimeringen. Av residualegenskapene er det autokorrelasjon og skjevhet som er viktigst å tilfredsstille. Med andre ord kan det være hensiktsmessig å gå videre i estimeringen, til tross for at noe kurtose og/eller heteroskedastisitet er til stede (Lauvsnes, 2009). Det blir dermed en avveining mellom ønsket om pene residualer, og de negative aspektene ved å innføre botemidler.

Tracetesten

Når vi har kontrollert at residualene i den estimerte UVAR-modellen har de ønskede egenskapene, nemlig at de er Gaussisk hvit støy, går vi videre og gjennomfører tracetesten. Bak tracetesten ligger det en del matriseregning, men vi føler at en utførlig gjennomgang av

Kapittel 3

de tekniske detaljene ikke er nødvendig for å få frem poenget, nemlig at testen identifiserer hvor mange langsiktige likevektsforhold r som eksisterer i modellen.

Antall likevektsforhold er ekvivalent med antall kointegrasjonsvektorer, og dette tallet omtales som matrisens *rang*. Dersom testen ikke identifiserer noen likevektsforhold sier vi at matrisen har null rang, og det eksisterer således ingen kointegrasjon mellom variablene. Hvis ingen kointegrasjon er til stede, medfører dette at variablene ikke har et langsiktig likevektsforhold, og at de derfor kan vandre vekk fra hverandre, uten noen sinne å nærme seg hverandre igjen (Brooks, 2008). I motsatt tilfelle – at testen viser full rang, dvs. at r er lik antall variabler g , har vi nok gjort en glipp tidligere i modelleringen. Full rang tilsvarer nemlig at den opprinnelige y_t er stasjonær, og således vil det ikke ha noen hensikt å estimere en feilkorleksjonsmodell. Da kan man like gjerne modellere variablene i en enkel VAR. Dog vil stasjonaritetstestene av hver enkelt variabel forhåpentligvis avdekke hvorvidt variablene er stasjonære, slik at full rang i tracetesten ikke vil inntreffe.

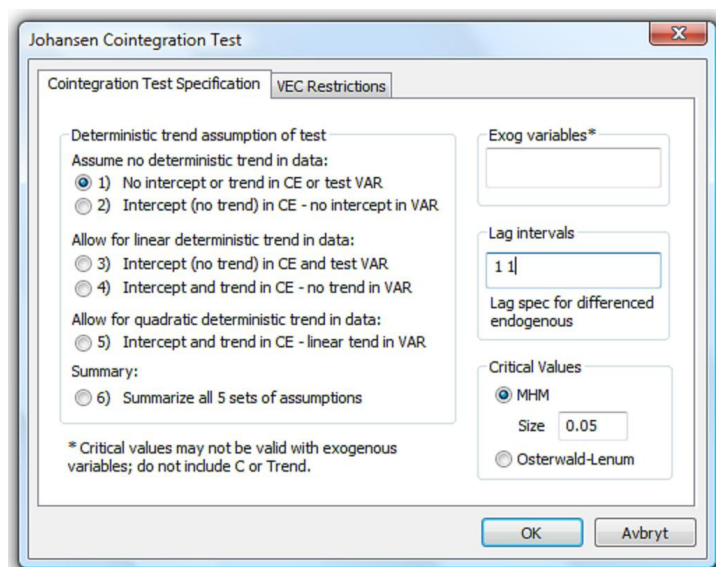
Det mest interessante resultatet fra tracetesten vil være at $1 \leq r < g$, og vi sier da at matrisen har redusert rang. Hvis vi for eksempel estimerer en UVAR med 4 variabler og finner at r er lik 2, har vi med andre ord to langsiktige likevektsforhold mellom de fire variablene. Redusert rang er et resultat vi håper å oppnå i dataanalysen, da det impliserer en videre tolkning som vil være interessant å relatere til økonomisk teori, i form av støtte eller motbevis.

EViews utfører tracetesten på bakgrunn av 5 forskjellige feilkorleksjonsmodeller, som vi beleilig kaller for henholdsvis modell 1, 2, 3, 4 og 5 (se figur 3.10 nedenfor). Valg av hvilken modell som skal anvendes for å estimere VECM, avgjøres av rang som hver modell anslås å ha i tracetesten, samt egenskapene til de forskjellige modellene. Vi skal ikke gå i detalj på hver enkelt modell, men grovt oppsummert består modellene av ulike kombinasjoner av konstantledd/ikke konstantledd og trend/ikke trend i VAR eller/og i selve kointegrasjonsvektoren (heretter også kalt CV).

På bakgrunn av disse kombinasjonene, er det ikke alle modellene som er like aktuelle å anvende. De fleste empiriske modeller behøver et konstantledd, for slik å kunne håndtere ulike målenivåer på variablene. Dette eliminerer modell 1. I tillegg er kvadratiske trender meget sjeldne, noe som gjør at vi også kan utelate modell 5. Dette impliserer at kun tre modeller gjenstår, og blant disse anser Lauvsnes (2009) modell 3 og 4 som mest aktuelle.

Modell 3 har konstantledd både i CV og VAR, samtidig som det er en lineær trend i variablene. Modell 4 har de samme egenskapene som modell 3, bare at det her også inkluderes en trend (restricted trend) i CV.

Gitt at både modell 3 og 4 indikerer redusert rang, vil vi først estimere modell 4 (med anbefalt antall rang), for slik å avdekke hvorvidt trenden i CV er signifikant. Hvis så er tilfellet, beholder vi modell 4 i den videre koeffisienttolkningen av VECM. Ved insignifikant trend, blir følgelig modell 3 valgt som endelig feilkorleksjonsmodell.



Figur 3.10: Skjerm bilde (EViews) av mulige modeller i tracetesten.

Estimering av VECM

Når tracetesten har gitt oss svar på om, og eventuelt hvor mange langsiktige likevektsforhold som eksisterer, kan vi endelig estimere feilkorleksjonsmodellen. Til nå har vi bare fått svar på om slike forhold eksisterer eller ikke, mens i feilkorleksjonsmodellen får vi svar på hvordan variablene relaterer seg til hverandre. Dette fremkommer gjennom kointegrasjonsvektoren som forteller hva det langsiktige likevektsforholdet mellom variablene er. I tillegg får vi oppgitt justeringskoeffisienter som forteller oss hvor mye av forrige periodes avvik fra det langsiktige likevektsforholdet som kompenseres i nåværende periode. Dette kan vi illustrere ved hjelp av et forenklet eksempel.

Vi antar at det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom prisen på epler og pærer. Da vil betakoeffisientene angi forholdet mellom de to variablene, og vi kan tenke oss at prisen på

Kapittel 3

epler er gitt ved 0,8 ganger prisen på pærer på lang sikt. La oss da tenke at forholdet mellom epler og pærer en dag avviker fra likevektsforholdet og vi på tidspunkt $t-1$ observerer at epleprisen utgjør 0,9 av pæreprisen. Vi har med andre ord et avvik på 0,10 fra likevekten. Da forteller justeringskoeffisienten hvor mye av avviket som blir kompensert på tidspunkt t . Dersom denne koeffisienten er lik $-0,5$ (og signifikant) for epler, betyr det at 50 prosent av avviket på tidspunkt $t-1$ blir kompensert gjennom epleprisen på tidspunkt t . Det forventes altså at forholdet skal være 0,85 på tidspunkt t , gitt at vi ikke opplever nye sjokk i modellen som fører til nytt avvik fra likevekten. Dermed vil det ta to perioder, før den langsiktige likevekten er gjenopprettet. Vi legger merke til at justeringskoeffisienten er negativ, noe som er logisk med tanke på at et positivt avvik (epleprisen er for høy i forhold til likevekten) må føre til en negativ justering i epleprisen. Motsatt må nødvendigvis et negativt avvik fra likevekten føre til en positiv justering i epleprisen.

Dersom bare én av to variabler har signifikant justeringskoeffisient, har vi en indikasjon på at denne variabelen er *langsiktig svak endogen*. Den andre variabelen som har en insignifikant justeringskoeffisient omtales da som *langsiktig svak eksogen*. Det er den eksogene variabelen som er ”driver” i modellen, og den endogene variabelen blir ”drevet” (Lauvsnes, 2009). Relatert til eksemplet vårt blir altså epleprisen drevet av prisen på pærer. I eksemplet som er gjennomgått nevnte vi ikke muligheten for at også pærer kan ha en signifikant justeringskoeffisient. Hvis dette er tilfellet, vil både eple- og pæreprisen justere seg mot den langsiktige likevekten – hvis avvik oppstår. Det er viktig å presisere at justeringskoeffisientene må tolkes *ceteris paribus*, altså alt annet like.

Når vi kommer til analysen vil vi gjentatte ganger kommentere fortegn på betakoeffisientene. I forbindelse med tolkning av utskriftene fra EViews, vil vi presisere at ”korrekt” fortegn til koeffisientene vil være motsatt av den virkelige sammenhengen. Med andre ord vil en positiv sammenheng mellom to variabler, fremkomme ved en negativ betakoeffisientkoeffisient til variabelen det ikke normaliseres på, og vice versa ved en antatt negativ sammenheng. Dette skyldes EViews sin måte å sette opp variablene på, og dersom fortegnet skal stemme overens med sammenhengen mellom variablene, må man normalisere på en av variablene og skrive ligningen fullt ut.

Vi vil også kommentere fortegn på justeringskoeffisientene som enten ”korrekt” eller ”feil”. Her er regelen ganske enkel: Justeringskoeffisienten (alfa) til en variabel skal ha motsatt

fortegn av sin egen betakoeffisient. Her er det viktig å presisere at vi kun kan tolke justeringshastigheten til alfakoeffisienten hvis variabel det normaliseres på. Med andre ord må vi endre på hvilken variabel det normaliseres på, dersom justeringshastigheten til begge koeffisienten (gitt at begge er signifikante) skal kommenteres. Dette induserer en del merarbeid, da vi i så fall må estimere like mange utskrifter som det er variabler til hver modell. Dette medfører dermed at vi kun kommenterer justeringshastigheter, gitt at alfakoeffisienten er signifikant og tilhører den normaliserte variabelen.

De laggede delta-leddene til variablene vil også være en del av feilkorreksjonsmodellen. Hvor mange delta-ledd som finnes i modellen, vil naturlig nok avhenge av hvor mange lag modellen estimeres med (ett lag mindre enn UVAR). Disse koeffisientene kan ses på som kortsiktige reaksjoner, i tillegg til den mer langsiktige justeringen som gjøres av alfakoeffisientene (Lauvsnes, 2009). Hvis de laggede verdiene av hver variabel forholder seg negativ til neste måneds verdi, er dette et tegn på en ytterligere korrigerende av et potensielt likevektsavvik. Hvis det motsatte er tilfellet, vil disse koeffisientene bidra til at avviket fra likevekten tar lenger tid å rette opp.

Nedenfor har vi estimert en feilkorreksjonsmodell (figur 3.11) mellom variablene X og Y (modell 4), hvor fargene representerer følgende koeffisienter:

- Betakoeffisienten til den normaliserte variabelen.
- Betakoeffisienten til variabelen det ikke normaliseres på.
- Trenden i vektoren (i modell 3 finner vi ikke denne trenden).
- Justeringskoeffisientene (alfakoeffisientene) i ligningen til X og Y.
- Laggede delta-ledd til X og Y

På bakgrunn av vår fortegnstolkning og fargemerkingen i figuren, kan vi kort kommentere disse "funnene". Modellen impliserer en positiv og signifikant likevekt mellom variablene, og har også en signifikant trend (meget høye t-verdier). Kun alfakoeffisienten til X er signifikant (og har rett fortegn), og vi konkluderer således med at Y er driver i denne likevekten, mens X justerer seg inn mot likevekten. De laggede delta-leddene antyder at forrige periodes verdi av X, har en negativ effekt på X, mens delta-leddet til Y har en positiv effekt på sin egen variabel.

Cointegrating Eq:		CointEq1	
■ X(-1)		1.000000	
■ Y(-1)		-0.006399 (0.00113) [-5.65946]	
■ @TREND(95M12)		4.77E-05 (1.2E-05) [3.97521]	
C		0.022687	
Error Correction:		D(X)	D(Y)
■ CointEq1		-0.781501 (0.10401) [-7.51359]	2.796910 (2.06334) [1.35552]
■ D(X(-1))		-0.128731 (0.07721) [-1.66739]	-0.666546 (1.53156) [-0.43521]
■ D(Y(-1))		-0.000215 (0.00388) [-0.05545]	0.254947 (0.07691) [3.31494]
C		1.51E-05 (0.00026) [0.05818]	0.006098 (0.00514) [1.18671]

Figur 3.11: Eksempel på VECM-utskrift i EViews.

3.5 Reliabilitet og validitet

Reliabilitet og validitet er to sentrale begreper innen forskning. Disse begrepene skal forsikre diverse interessenter i forskningsprosjektet, om at de konklusjoner, analyser og meninger som i prosjektet fremkommer, er til å stole på. Vi har gjennom oppgaven allerede vært innom disse begrepene, både direkte og indirekte. Vi føler imidlertid at begrepene utgjør to meget viktige momenter i forskning generelt, og av denne grunn har vi valgt å skrive et avsluttende kapittel, hvor vi sammenfatter våre tanker rundt reliabilitet og validitet.

3.5.1 Reliabilitet

”Reliabiliteten knytter seg til undersøkelsens data, hvilke data som brukes, den måten de samles inn på, og hvordan de bearbeides.”(Johannessen et al., 2004:46)

Hvor pålitelig er våre data og konklusjoner? Som vi nevner under *datainnsamling*, er våre data brukt av utallige forskere, til meget lignende formål. Vi konkluderte med at sekundærdata fra Oslo Børs, Norges Bank, SSB, Yahoo Finance og Reuters Ecwin, ikke er utsatt for nevneverdige reliabilitetsproblemer. Men reliabilitet omhandler også hvordan

dataene bearbejdes. Her må vi innrømme at reliabilitetsmålet kan stå i fare, da vi har transformert enkelte av variablene våre. Dette er motivert av at modellen vi lager, må besitte visse krav, for at inferens i det hele tatt kan gjennomføres.

Disse transformasjonene innebærer log-transformasjoner, fjerning av enhetsrøtter, innføring av dummyvariabler, etc. Dette er en potensiell feilkilde, da variabelenes evne til å fortelle sannheten kan forringes ved slike transformasjoner. *Data mining* er i denne sammenheng et viktig begrep (Brooks, 2008). Med dette mener vi at hvis man torturerer dataene lenge nok, vil de til slutt tilstå. Derfor er alle transformasjoner viktige å begrunne, for slik å opprettholde oppgavens reliabilitet. Vi føler også at vi har maktet å begrunne disse transformasjonene, noe som styrker oppgavens pålitelighet.

3.5.2 Validitet

”(...)Et sentralt spørsmål er da hvor godt, eller relevant, data representerer fenomenet. I forskningslitteraturen brukes begrepet validitet (validity = gyldighet). Det skilles mellom forskjellige former for validitet, blant annet begrepsvaliditet, intern validitet og ytre validitet.” (Johannesen et al., 2004:71)

Begrepsvaliditet

Nøkkelordet som hjelper å beskrive begrepsvaliditet, er *operasjonalisering*. Med operasjonalisering mener vi hvordan det vi ønsker å undersøke, kan uttrykkes ved hjelp av en eller flere variabler. Som eksempel, kan kundetilfredshet uttrykkes ved hjelp av variabelen *antall produktreklamasjoner*. Altså – vi antar at det er en sammenheng mellom hvor tilfredse kundene er, og antall reklamasjoner produsenten får på produktet. For å forsikre oss om at vi ikke blir halshugget av den hermenautiske fløyen (for så vidt den mer positivistiske også) av forskere, er det viktig å presisere at det her spiller flere variabel inn på å forklare kundetilfredshet. Men poenget er at det man velger til å beskrive fenomenet man ønsker å undersøke, må være logiske gjenspeilinger av dette fenomenet.

For å rette begrepet mot vår oppgave, står vi overfor de samme utfordringene. Vi vil forsøke å beskrive fenomenet *forventning* og *usikkerhet*, gjennom aksjemarkedet og våre makrovariabler. Det er ikke gitt at disse variablene er operasjonaliseringer av våre to uobserverbare variabler, og således kan den begrepsvaliditeten stå i fare. Dog har vi gjennom teorikapitlet forsøkt å argumentere for hvorfor våre variabler burde beskrive dette fenomenet,

Kapittel 3

og dette føler vi også vi har lyktes med. Således konkluderer vi med at vår oppgave besitter en sterk begrepsvaliditet.

Intern validitet

Intern validitet handler om å kunne påvise *kausale* forhold mellom to eller flere variabler (Johannessen et al., 2004). Å konkludere med kausale sammenhenger kan ikke gjøres i veldig mange arbeider – heller ikke i vår oppgave. Det å faktisk påvise at x forårsaker y, vil kun la seg gjøre i lukkede eksperimenter, hvor det er tatt høyde for alle påvirkningsvariabler. Her kommer forskjellen mellom det å akseptere, og det å *ikke* forkaste en hypotese inn (verifisering versus falsifisering). I vårt tilfelle ønsker vi å avdekke hvorvidt det eksisterer langsiktige likevektsforhold mellom aksjemarkedet og våre makrovariabler. Hvis vi aksepterer våre arbeidshypoteser, forutsetter vi samtidig at vi har funnet kausale sammenhenger, noe som i realiteten ikke lar seg gjøre. Hvis vi derimot forsøker å falsifisere arbeidshypotesen vår, og ikke makter å gjøre nettopp dette, innebærer det at vi ikke kan konkludere med at det *ikke* eksisterer langsiktige likevektsforhold mellom variablene. Resonnementet virker kanskje som ordspill, men det er en stor forskjell mellom det å akseptere og det å ikke forkaste. Således må vi konkludere med at vi ikke kan påberope oss en sterk intern validitet.

Ytre validitet

I korte trekk handler ytre validitet om oppgavens evne til å kunne generalisere funn fra nettoutvalget til populasjonen (Johannessen et. al, 2004). I vårt tilfelle er vi så privilegerte, at vårt nettoutvalg er en identisk kopi av vår populasjon. Grunnen til dette er at vi besitter avkastningstall for hele indeksen, og ikke kun et utvalg av selskaper. Dette medfører at datamaterialet vårt representerer nettopp hele populasjonen (Oslo Børs), og derfor vil muligheten for å kunne generalisere våre funn være stor.

4 Dataanalyse

4.1 Innledning

Dataanalysen er bygget opp rundt 8 forskjellige modeller. Vi har forsøkt å strukturere underkapitlene i analysen på samme måte som ”sjekklisten” vår i metodekapitlet, som omhandler hvordan å estimere VECM. Dog vil vi ta for oss verken stasjonaritetstester av hver enkelt variabel, selve estimeringen av UVAR eller residualtesting av UVAR i dette kapitlet. Dette er motivert av et ønske om å oppnå færrest mulig tabeller i selve teksten, da vi mener dette vil gi bedre flyt i oppgaven.

Vi kommenterer heller ikke på generell basis i hvor stor grad residualkrav i forbindelse med autokorrelasjon, normalfordeling og heteroskedastisitet er oppfylt. Dette unnlater vi å gjøre, for å unngå for mye oppramsing i analysen. I de modellene hvor residualegenskapene til UVAR ikke nevnes, er dette som følge av at residualene er tilfredsstillende, eller at brudd på residualkrav ikke er av en slik alvorlig art, at vi anser validiteten til modellen for å stå i fare. Her kommer vi inn på det vi i metodekapitlet omtaler som en avveining mellom laglengde, bruk dummyvariabler og noe ”forstyrrelser” i residualene. I de tilfeller hvor vi ikke oppnår residualegenskaper som er akseptable, vil vi imidlertid presisere dette underveis.

I tillegg er det viktig å påpeke at de tabellene vi presenterer i dataanalysen, er forenklinger av utskrifter fra analyseprogrammet EViews. Vi har med andre ord valgt å ”ribbe” tabellene for en del informasjon, i det øyemed å gjøre analysen mer leservennlig. Hver modell vi presenterer har imidlertid et tilhørende vedlegg, hvor fullstendige tabeller over residualtester, tracetester og feilkorreksjonsmodeller er å finne. I hvert underkapittel vil vi også henvise til aktuelle vedlegg.

Når det gjelder krav til ikke-stasjonaritet, er dette oppfylt for alle variabler som inngår i analysen. Variablene er alle integrert med én enhetsrot, med unntak av variabelen M – pengesparing, som i følge tester har to enhetsrøtter. Dog argumenterer vi i de kapitlene hvor denne variabelen inngår, hvorfor vi likevel anvender M , og ikke førstedifferansen av samme variabel. Se vedlegg 2 for oversikt over alle stasjonaritetstestene.

Kapittel 4

Det er også viktig å få fram at vi ikke diskuterer alle koeffisientene som inngår i VECM. Vi vil i all hovedsak kommentere fortegn, signifikans og betydning av kointegrasjons- og justeringskoeffisientene. Disse størrelsene benevnes også med henholdsvis beta- og alfakoeffisienter. I tillegg vil vi diskutere de laggede delta-leddenes påvirkning på modellene. Når vi kommenterer hvorvidt de ulike koeffisientene er signifikante eller ikke, har vi brukt 5 prosent nivå som grense. For alfa- og betakoeffisientene har vi på forhånd en klar formening om hvilket fortegn vi forventer, hvilket impliserer at vi bruker ensidig test. Kritisk verdi for ensidig test på 5 prosent nivå er ca. 1,65⁶. Vedrørende signifikans på delta-ledd har vi ikke nødvendigvis en formening om hva som er ”korrekt” fortegn, og følgelig bruker vi tosidig test på 5 prosent nivå, noe som gir kritisk verdi på ca. 1,96.

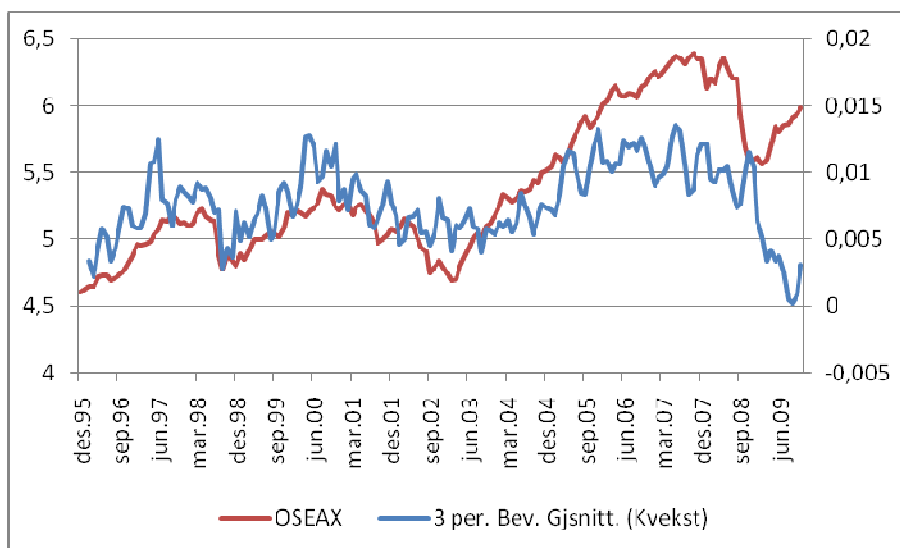
Dummyvariablene som brukes i de forskjellige modellene er fjernet fra de redigerte tabellene, men inngår selvfølgelig i de originale vedlagte utskriftene. Det kan tilføyes at alle dummyvariablene virker å være signifikant for én eller flere av ligningene som inngår i hver enkelt modell, og bidrar således til en mer robust modell.

Hvert delkapittel starter med en kort grafisk presentasjon av variablene som inngår i modellen. Strukturen videre blir som følger: 1) Spesifikasjon av modell, 2) Tracetest, 3) VECM-estimering og 4) Oppsummering av modell.

4.2 Kredittvekst og Oslo Børs

Figur 4.1 nedenfor levner liten tvil om at det burde eksistere en positiv sammenheng mellom kredittvekst og Oslo Børs. Vi har i denne figuren valgt å anvende et glidende gjennomsnitt av kredittveksten, da dette virker å illustrere sammenhengen til aksjemarkedet best. Se for øvrig vedlegg 3 for fullstendige tabeller av residualtester, tracetester og VECM.

⁶ Vi oppgir kritisk verdi som cirka, da den nøyaktige verdien vil avhenge av antall frihetsgrader i hver modell. Avvik fra 1,65 vil imidlertid være marginale i samtlige modeller. Dette gjelder naturligvis også for kritisk verdi av delta-leddene, som vil ligge på rundt 1,96 i alle modellene.



Figur 4.1: Kredittvekst og Oslo Børs.

4.2.1 Modellspesifikasjon

- Utvalg: Mnd. observasjoner fra desember 1995 til november 2009.
- Antall observasjoner: 168
- Systemvariabler: KVEKST: Differansen av den naturlige logaritmen mellom $K2_t$ og $K2_{t-1}$. LNOB: Den naturlige logaritmen av OSEAX.
- Dummyvariabler: dum97m4, dum98m8, dum08m1 og dum08m9.
- Antall lags i UVAR: 2

4.2.2 Tracetest

4 av 5 modeller foreslår rang = 1, altså at det finnes ett likevektsforhold mellom variablene (tabell 4.1). Men som vi nevner i metodekapitlet, er det kun modell 3 og 4 som er aktuelle å anvende. Fordi vi kanskje må innføre et trendledd i VECM, kjører vi tracetesten på nytt, men nå kun for modell 4. Vi ser i tabell 4.2 at denne tracetesten konkluderer med en meget signifikant kointegrasjonsvektor (p-verdi = 0,000). Vi estimerer videre VECM på bakgrunn av modell 4, for slik å finne ut om trendleddet er signifikant.

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	1	1	1	1

Tabell 4.1: Tracetest (alle modeller) mellom KVEKST og LNOB.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.251413	49.45326	25.87211	0.0000
At most 1	0.008308	1.384903	12.51798	0.9939

Tabell 4.2: Tracetest (modell 4) mellom KVEKST og LNOB.

4.2.3 VECM

I tabell 4.3 nedenfor ser vi en forenklet utskrift av feilkorleksjonsmodellen. Vi registrerer først at trenden er signifikant, og at vi derfor beholder modell 4. Når det kommer til betakoeffisienten til Oslo Børs, er også denne signifikant og med rett fortegn. Dette impliserer at vi har funnet et positivt likevektsforhold mellom kredittvekst og aksjemarkedet, og vi får dermed støtte for de antakelser vi gjør i den teoretiske drøftingen. Tolkningen av betakoeffisienten blir som følger: Når aksjemarkedet øker med én prosent, så vil kredittveksten øke med 0,006149 prosent.

Vi observerer videre at begge justeringskoeffisientene har rett fortegn, men at kun koeffisienten i ligningen til kredittvekst er signifikant. Dette innebærer at kredittvekst justerer seg inn mot likevekten, mens Oslo Børs er driveren av den samme likevekten. I tillegg er det interessant å kommentere selve størrelsen på den signifikante alfakoeffisienten til kredittvekst. Koeffisientens størrelse innebærer at 75 prosent av et eventuelt avvik fra likevekten, vil rettes opp i løpet av én periode, alt annet like. Dette medfører at våre to variabler ikke fluktuerer mye fra hverandre, før likevekten gjenopprettes.

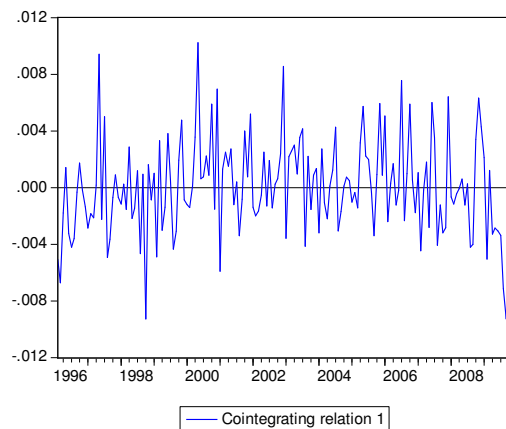
Til slutt er det verdt å legge merke til at variablenes tidligere verdier (laggede delta-ledd) kun påvirker den videre utviklingen i sine respektive variabler. Forrige måneds kredittvekst har en signifikant og negativ effekt på neste måneds utvikling i utlånsmengden, mens den laggede verdien av aksjemarkedet har en signifikant og positiv påvirkning på den videre børsutviklingen. Som vi nevner i metoden er disse koeffisientene å anses som kortsiktige reaksjoner, i tillegg til den mer langsiktige justeringen som skjer. Siden kredittvekst har et negativt delta-ledd til sin egen variabel, fungerer koeffisienten som en ekstra korrekt feilkorleksjon (Lauvsnes, 2009). En slik ekstra korrekt feilkorleksjon er dog ikke til stede for Oslo Børs.

Cointegrating Eq:	CointEq1	
KVEKST(-1)	1.000000	
LNOB(-1)	-0.006149 (0.00117) [-5.25058]	
@TREND(95M12)	4.37E-05 (1.2E-05) [3.52058]	
C	0.021673	
Error Correction:	D(KVEKST)	D(LNOB)
CointEq1	-0.753572 (0.10369) [-7.26735]	1.751321 (1.80761) [0.96886]
D(KVEKST(-1))	-0.157529 (0.07712) [-2.04262]	-1.118474 (1.34441) [-0.83195]
D(LNOB(-1))	-3.14E-05 (0.00380) [-0.00825]	0.228781 (0.06626) [3.45291]
C	-3.96E-05 (0.00026) [-0.15415]	0.010956 (0.00448) [2.44467]

Tabell 4.3: VECM mellom KVEKST og LNOB.

4.2.4 Oppsummering

Vi finner et positivt likevektsforhold mellom kredittvekst og Oslo Børs. Alfakoeffisientene tyder på at kredittvekst opptrer som endogen, mens Oslo Børs besitter eksogene egenskaper. Figur 4.2 under viser kointegrasjonsrelasjonen mellom variablene. Relasjonen er åpenbar stasjonær, da den har klar tendens til mean reversion.

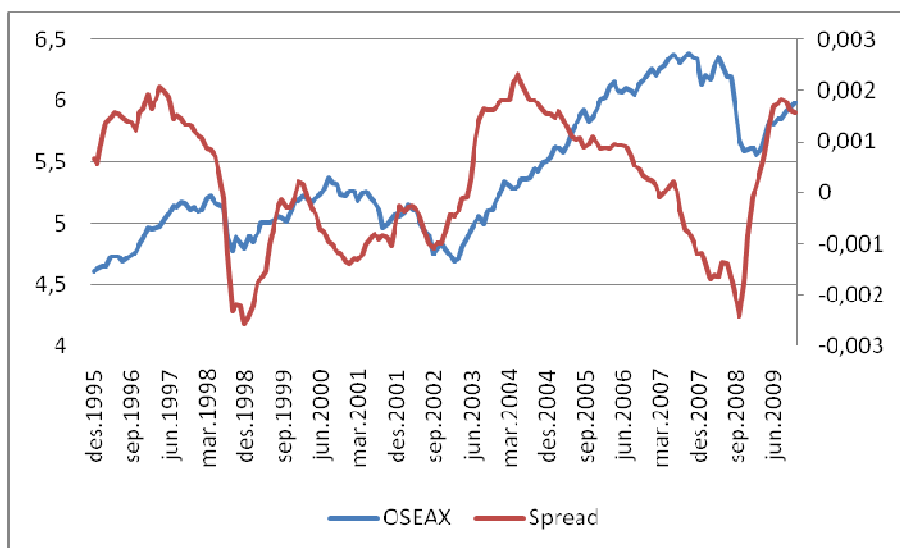


Figur 4.2: Kointegrasjonsrelasjon mellom KVEKST og LNOB.

4.3 Rentespread og Oslo Børs

Figur 4.3 nedenfor viser den grafiske sammenhengen mellom rentespreaden og Oslo Børs. Den inverse sammenhengen – som vi antar eksisterer, er imidlertid ikke her like enkel å identifisere. Hvis vi fokuserer på den siste halvdel av observasjonsperioden (fra 2003 til 2009), virker det dog som at en fallende spread, følger et stigende aksjemarked. Siden den første halvdel av observasjonsperioden er noe mer ”uryddig”, behøver vi utvilsomt støtte fra feilkorreksjonsmodellen, før eventuelle sammenhenger trygt kan stadfestes.

Til tross for innføring av fem dummyvariabler, har vi signifikant autokorrelasjon ved lag 1 og 2. Det er på forhånd vanskelig å vurdere hvilke konsekvenser dette får for modellen, men vi velger i utgangspunktet å være konservativ til de funn som fremkommer av denne estimeringen. Dersom eventuelle signifikante koeffisienter i denne modellen, også finnes i senere modeller hvor disse variablene inngår, kan vi feste større lit til at et likevektsforhold eksisterer. Vedlegg 4 inneholder fullstendige tabeller av residualtester, tracetesten og VECM.



Figur 4.3: Rentespread og Oslo Børs.

4.3.1 Modellspeifisering

- Utvalg: Mnd. observasjoner fra desember 1995 til november 2009.
- Antall observasjoner: 168
- Systemvariabler: SPREAD: Differansen mellom 10 års statsobligasjonsrente og 3 mnd. nibor. LNOB: Den naturlige logaritmen av OSEAX.
- Dummyvariabler: dum98m8, dum08m1, dum08m9, dum08m11 og dum08m12.
- Antall lags i UVAR: 2

4.3.2 Tracetest

Av våre to aktuelle modeller, konkluderer både modell 3 og 4 med rang = 1, altså at det finnes ett likevektsforhold mellom variablene (tabell 4.4). Siden innføring av trendledd i VECM kan bli aktuelt, kjører vi tracetesten på nytt, men nå kun for modell 4. I tabell 4.5 ser vi at denne tracetesten konkluderer med én meget signifikant kointegrasjonsvektor (p-verdi = 0,0083). Vi estimerer videre VECM på bakgrunn av modell 4.

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	2

Tabell 4.4: Tracetest (alle modeller) mellom SPREAD og LNOB.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.138593	31.71615	25.87211	0.0083
At most 1	0.041008	6.950851	12.51798	0.3497

Tabell 4.5: Tracetest (modell 4) mellom SPREAD og LNOB.

4.3.3 VECM

I tabell 4.6 nedenfor ser vi den estimerte feilkorrekasjonsmodellen. Innledningsvis bekrefter vi at trenden er signifikant, og at det derfor er unødvendig å estimere en modell uten trend.

Videre er betakoeffisienten til Oslo Børs signifikant, og har rett fortegn. Dette indikerer et inverst likevektsforhold mellom rentespreaden og aksjemarkedet, noe som vi også i den teoretiske drøftingen argumenterer for. Tolkningen av betakoeffisienten til børsen blir som følger: Når aksjemarkedet øker med én prosent, så vil rentespreaden falle med 0,004506 prosentpoeng – eller med 0,4506 basispunkter. Dette kan kanskje virke som en liten endring i rentespreaden, men vi presiserer at spreadens rentestørrelser er gjort om til månedlig avkastning.

Når det kommer til variablenes justeringskoeffisienter, er det kun i ligningen til spreaden at denne er signifikant. Koeffisienten har også rett fortegn, noe som innebærer at terminstrukturen drives av utviklingen i aksjemarkedet. Siden alfakoeffisienten i ligningen til Oslo Børs er insignifikant, er det derfor ingen tosidig påvirkning i denne modellen, og vi anser følgelig aksjemarkedet for å være en ren eksogen variabel i likevekten. Størrelsen på den signifikante alfakoeffisienten er imidlertid meget liten ($\approx 0,039$), noe som medfører at det vil ta lang tid, før et eventuelt avvik fra likevekten justeres tilbake. Kun 3,9 prosent av avviket rettes opp i den første perioden, alt annet like. Slike lagvarige og eventuelt store avvik fra likevekten, kan dermed være med på å forklare hvorfor det i figur 4.3 ovenfor, er vanskelig å se en direkte sammenheng mellom variablene.

Også i denne modellen har tidligere verdier av variablene en viss forklaringskraft på neste måneds utvikling. Rentespreadens laggede verdi har en signifikant og positiv effekt på den videre utviklingen i terminstrukturen, mens forrige måneds aksjeavkastning påvirker både rentespreaden og aksjemarkedet i positiv forstand.

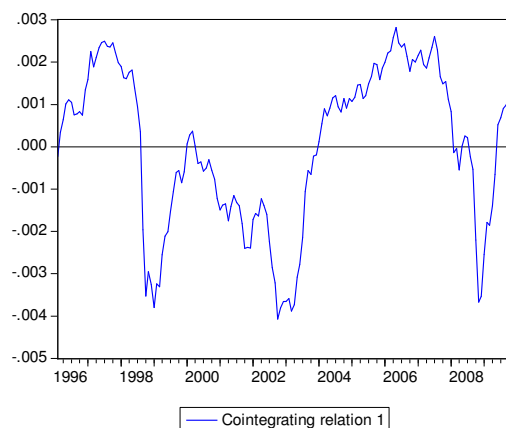
Cointegrating Eq:		CointEq1	
SPREAD(-1)		1.000000	
LNOB(-1)		0.004506 (0.00129) [3.50351]	
@TREND(95M12)		-3.43E-05 (1.4E-05) [-2.51749]	
C		-0.021575	
Error Correction:		D(SPREAD)	D(LNOB)
CointEq1		-0.038927 (0.00827) [-4.70520]	1.563988 (2.55676) [0.61171]
D(SPREAD(-1))		0.376292 (0.06052) [6.21770]	0.535098 (18.7031) [0.02861]
D(LNOB(-1))		0.000989 (0.00025) [4.01076]	0.191125 (0.07619) [2.50840]
C		-7.14E-06 (1.5E-05) [-0.48782]	0.011549 (0.00452) [2.55300]

Tabell 4.6: VECM mellom SPREAD og LNOB.

4.3.4 Oppsummering

Vi finner et inverst likevektsforhold mellom rentespreaden og Oslo Børs. På grunn av noe autokorrelasjon i residualene, fatter vi imidlertid ikke noen endelig konklusjon. Spreaden justerer seg inn mot likevekten, mens Oslo Børs opptrer som eksogen variabel.

Kointegrasjonsrelasjonen (figur 4.4) viser tegn til mean reversion, dog er tilbakevendingen mot gjennomsnittet ikke av høyeste frekvens. Dette kan kanskje forklare hvorfor justeringskoeffisienten til spreaden er såpass liten.



Figur 4.4: Kointegrasjonsrelasjon mellom SPREAD og LNOB.

4.4 Kredittvekst, rentespread og Oslo Børs

Vi har allerede estimert henholdsvis kredittvekst og rentespreaden opp mot aksjemarkedet i bivariate modeller. Videre vil vi estimere disse tre variablene i samme modell, for slik å se hvor stabile beta- og alfakoeffisientene er når modellen utvides.

Vedlegg 5 inneholder originale tabeller av residualtester, tracetester og VECM. Vi må her legge til at residualtestene til UVAR ikke er overbevisende. Vi konkluderer i det nevnte vedlegget med at residualegenskapene kun delvis er akseptable, da vi har litt for mye autokorrelasjon i modellen. Men siden autokorrelasjonen ikke er alt for signifikant, er det ikke sikkert at dette er av betydning. Hvis vi imidlertid skulle finne meget avvikende resultater i denne modellen, sammenlignet med i de to bivariate modellene vi nettopp har estimert, kan altså dette være forårsaket av svake residualegenskaper, og ikke av en bedre estimert modell. Hvis våre funn vedrørende alfa- og betakoeffisienter stemmer overens med de bivariate modellene, kan vi være mer trygge på at den lille autokorrelasjonen som her eksisterer, ikke medfører spuriøse konklusjoner.

4.4.1 Modellspesifikasjon

- Utvalg: Mnd. observasjoner fra desember 1995 til november 2009.
- Antall observasjoner: 168
- Systemvariabler: KVEKST: Differansen av den naturlige logaritmen mellom $K2_t$ og $K2_{t-1}$. SPREAD: Differansen mellom 10 års statsobligasjonsrente og 3 mnd. nibor. LNOB: Den naturlige logaritmen av OSEAX.

- Dummyvariabler: dum98m8, dum98m10, dum08m1, dum08m9, dum08m11 og dum08m12.
- Antall lags i UVAR: 2

4.4.2 Tracetest

Alle modellene i tracetesten indikerer to likevektsforhold (reduisert rang) mellom våre tre variabler, med unntak av modell 5, som foreslår full rang (tabell 4.7). Tracetesten utført på kun modell 4 viser videre at våre to likevektsforhold er rimelig signifikante (tabell 4.8). Vi estimerer dermed VECM med modell 4 først.

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	2	3

Tabell 4.7: Tracetest (alle modeller) mellom KVEKST, SPREAD og LNOB.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.245925	74.51793	42.91525	0.0000
At most 1 *	0.118146	27.66228	25.87211	0.0297
At most 2	0.040086	6.791296	12.51798	0.3668

Tabell 4.8: Tracetest (modell 4) mellom KVEKST, SPREAD og LNOB.

4.4.3 VECM

I feilkorleksjonsmodellen nedenfor (tabell 4.9) legger vi først merke til at trenden i begge likevektene er signifikant. Således ender vi opp med en modell, hvor både konstantledd og trend (utenfor kointegrasjonsvektoren) inkluderes.

Betakoeffisienten til Oslo Børs er i begge vektorene signifikant, og har rett fortegn.

Koeffisienten i den første vektoren indikerer en positiv likevekt mellom kredittvekst og aksjemarkedet, mens koeffisienten i den andre vektoren impliserer en invers sammenheng

Kapittel 4

mellom rentespreaden og aksjemarkedet. Dette er sammenfallende med funn gjort i de bivariate modellene, og det vi på forhånd har forventet å finne. Det er også interessant å observere at størrelsen på betakoeffisientene samsvarer i stor grad med dem vi finner i de bivariate modellene.

I den første vektoren er justeringskoeffisienten til kredittvekst signifikant, og har samtidig rett fortegn. Når det gjelder rentespreaden, kan vi i den andre vektoren konkludere med akkurat det samme. I tillegg stemmer størrelsen på begge alfakoeffisientene meget godt overens med koeffisientene i de bivariate modellene. Dette innebærer at kredittveksten justerer seg hurtig inn mot likevekten i den første vektoren, mens det går adskillig mer langsomt hva gjelder rentespreadens innjustering i den andre vektoren.

Det som imidlertid strider med funn gjort i de bivariate modellene, er det faktum at også Oslo Børs har en signifikant justeringskoeffisient i begge vektorene, og virker således å besitte endogene egenskaper til både kredittvekst og rentespreaden. Dog er det kun i den første vektoren at justeringskoeffisienten til aksjemarkedet har riktig fortegn. Dette gjør det litt vanskelig å konkludere med hvorvidt det eksisterer tosidig påvirkning i begge vektorene. Det er ikke et bra tegn at man oppnår feil fortegn på alfakoeffisienter med høye t-verdier. Dette kan indikere en noe ustabil modell (når det kommer til justeringsegenskaper), noe som også sår tvil om årsaks- og effektforhold også i vektor 1. Vi nevnte innledningsvis at residualegenskapene til denne modellen ikke er så bra som vi forventer, noe som kan være årsaken til at vi får noe ”støy” i justeringskoeffisientene.

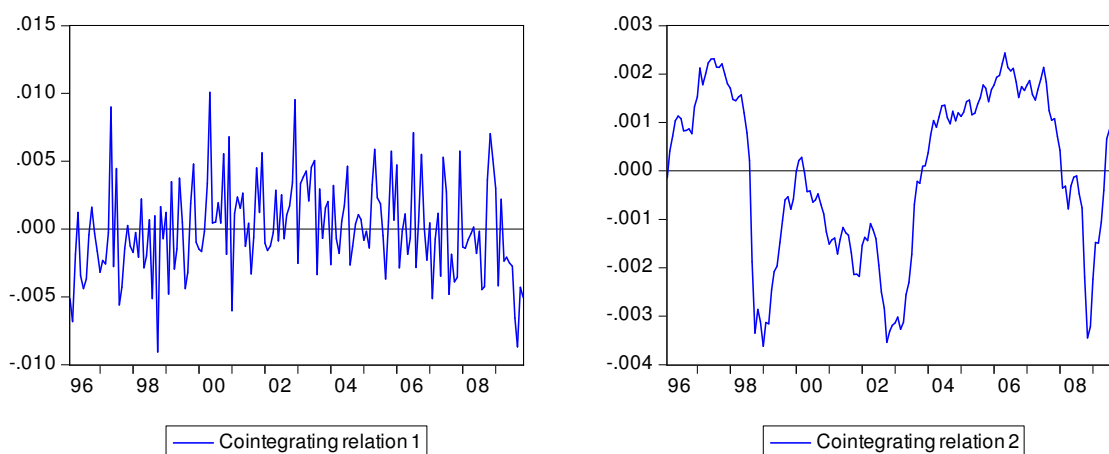
Det laggede delta-leddet til kredittvekst har ingen signifikant påvirkning i noen av ligningene i modellen. Delta-leddet til spreaden har kun signifikant påvirkning på sin egen variabel, og denne er i tillegg positiv. Førrige måneds verdi av aksjemarkedet har signifikant og positiv effekt både på sin egen verdi, og på den videre utviklingen i terminstrukturen. Mønsteret i hvilke laggede delta-ledd som er signifikante, stemmer således meget godt overens med våre funn i de bivariate modellene. Dog hadde kredittvekst, i den bivariate modellen, en negativ effekt på neste måneds utlånsmengde, mens denne effekten som nevnt er insignifikant her.

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2		
KVEKST(-1)	1.000000	0.000000		
SPREAD(-1)	0.000000	1.000000		
LNOB(-1)	-0.007907 (0.00135) [-5.85562]	0.003651 (0.00128) [2.85777]		
@TREND(95M12)	6.09E-05 (1.4E-05) [4.29463]	-2.75E-05 (1.3E-05) [-2.04637]		
C	0.029689	-0.017547		
Error Correction:	D(KVEKST)	D(SPREAD)	D(LNOB)	
CointEq1	-0.773778 (0.11281) [-6.85911]	0.002702 (0.00604) [0.44719]	3.867981 (1.85485) [2.08534]	
CointEq2	-0.217226 (0.17807) [-1.21987]	-0.035003 (0.00954) [-3.66999]	5.502376 (2.92790) [1.87929]	
D(KVEKST(-1))	-0.128784 (0.08175) [-1.57528]	-0.000912 (0.00438) [-0.20818]	-1.597926 (1.34420) [-1.18875]	
D(SPREAD(-1))	0.209743 (1.18817) [0.17653]	0.456683 (0.06364) [7.17618]	21.23587 (19.5360) [1.08701]	
D(LNOB(-1))	0.002145 (0.00455) [0.47166]	0.000963 (0.00024) [3.95204]	0.182522 (0.07479) [2.44041]	
C	-3.35E-05 (0.00027) [-0.12407]	-1.16E-05 (1.4E-05) [-0.80202]	0.010288 (0.00444) [2.31488]	

Tabell 4.9: VECM mellom KVEKST, SPREAD og LNOB.

4.4.4 Oppsummering

Vi finner nok en gang tegn på at det eksisterer et positivt likevektsforhold mellom Oslo Børs og kredittvekst, samt en invers sammenheng mellom Oslo Børs og rentespreaden. I motsetning til funn i de bivariate modellene, er det tegn til tosidig påvirkning i vektoren mellom aksjemarkedet og kredittvekst, mens det er noe mer usikkert hvilke justeringsegenskaper aksjemarkedet besitter i vektoren med rentespreaden. Figur 4.5 nedenfor viser våre to kointegrasjonsrelasjoner. Her bekreftes det de bivariate modellene konkluderer med. Likevekten mellom kredittvekst og Oslo Børs har en klarere tendens til mean reversion, enn hva som er tilfellet for likevekten mellom rentespreaden og Oslo Børs. Våre funn i denne modellen er i all hovedsak i overensstemmelse med de bivariate modellene. Dette resulterer i at den bekymringen vi innledningsvis nevner vedrørende autokorrelasjon, ikke har fått for stor påvirkning på modellen.

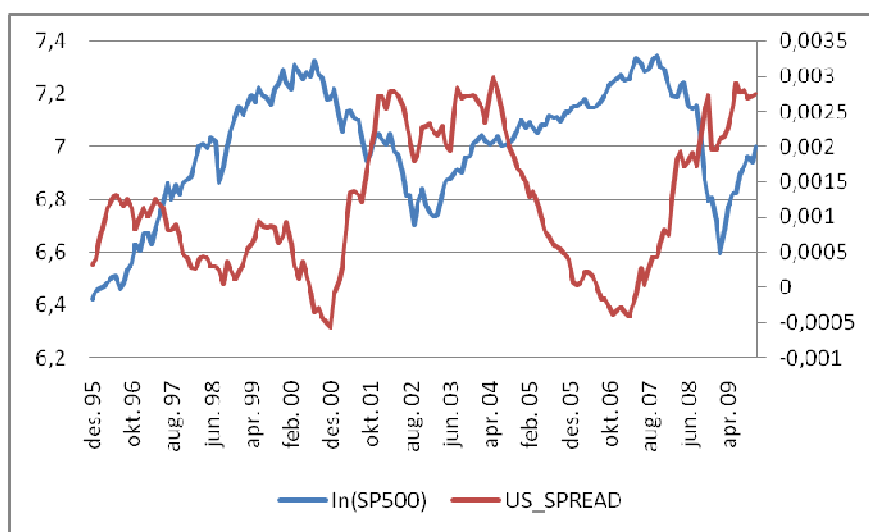


Figur 4.5: Kointegrasjonsrelasjoner (vektor 1 og 2).

4.5 Amerikansk rentespread og Standard & Poor's 500

I motsetning til den norske spreaden og Oslo Børs, er det enklere å se en grafisk sammenheng mellom den amerikanske spreaden og Standard & Poor's 500 (figur 4.6). Denne sammenhengens virker videre å være invers, noe som foreløpig støtter den inverse sammenhengens vi fant mellom spreaden og aksjemarkedet i Norge. Motivasjonen for å trekke inn denne modellen i dataanalysen er ganske enkel – vi ønsker å sammenligne våre funn i Norge med funn fra USA. Samtidig ønsker vi senere å anvende den amerikanske spreaden i en multivariat modell, hvor også det amerikanske og det norske aksjemarkedet skal modelleres. I vedlegg 6 er det en fullstendig tabelloversikt av residualtester, tracetester og

VECM. Der fremkommer det at modellen lider av noe autokorrelasjon ved lag 1 og 4, ergo kan vi ikke være skråsikre på konklusjoner som fattes.



Figur 4.6: Amerikansk rentespread og S&P 500.

4.5.1 Modellspesifikasjon

- Utvalg: Mnd. observasjoner fra desember 1995 til november 2009.
- Antall observasjoner: 168
- Systemvariabler: US_SPREAD: Differansen mellom statsrenter i USA med løpetid på henholdsvis 10 år og 3 mnd. LN5P500: Den naturlige logaritmen av Standard & Poor's 500.
- Dummyvariabler: dum98m8, dum01m2, dum02m9, dum08m10 og dum09m2.
- Antall lags i UVAR: 2

4.5.2 Tracetest

Modell 2, 3 og 5 identifiserer alle redusert rang i tracetesten (tabell 4.10). Dog er det kun én av disse modellene som er aktuell å anvende – nemlig modell 3. Tabell 4.11 viser tracetesten gjort på kun modell 3, og vi ser av p-verdien (0,0157) at vi har identifisert et likevektsforhold som er meget signifikant. Vi estimerer følgelig VECM på modell 3.

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	1	1	0	1

Tabell 4.10: Tracetest (alle modeller) mellom US_SPREAD og LNSP500.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.094893	18.73416	15.49471	0.0157
At most 1	0.013068	2.183667	3.841466	0.1395

Tabell 4.11: Tracetest (modell 3) mellom US_SPREAD og LNSP500.

4.5.3 VECM

I tabell 4.12 nedenfor er feilkorreksjonsmodellen mellom rentespreaden og aksjemarkedet i USA estimert. Betakoeffisienten til aksjemarkedet er signifikant, og har rett fortegn. Vi har således avdekket en invers sammenheng mellom rentespreaden og aksjemarkedet. Dette bekrefter de mekanismene vi diskuterer i teorien, samt de funn vi har gjort (bivariat og multivariat) på norske data for de samme variablene. Den økonomiske tolkningen av betakoeffisienten blir som følger: Ved å øke den amerikanske aksjeindeksen med én prosent, så vil rentespreaden i USA falle med 0,006591 prosentpoeng, eller med 0,6591 basispunkter.

Litt overraskende er det imidlertid at justeringskoeffisienten i ligningen til spreaden er insignifikant, mens justeringskoeffisienten i ligningen til aksjemarkedet er signifikant. Begge koeffisientene har rett fortegn, men siden kun koeffisienten til S&P 500 er signifikant, virker det dermed som at aksjemarkedet lar seg påvirke av utviklingen i terminstrukturen. Dette er motsatt av de justeringsegenskapene vi finner i Norge i den bivariante modellen, hvor rentespreaden drives av aksjemarkedet⁷. Den multivariate modellen på de norske variablene er imidlertid litt mer tvetydig, hva gjelder spreaden og aksjemarkedets alfakoeffisienter.

Ingen av de laggede delta-leddene i ligningen til aksjemarkedet er signifikante. I ligningen til rentespreaden, er det kun forrige måneds utvikling i nettopp rentespreaden som har en

⁷ Også Lauvsnes (2009) konkluderer med at den amerikanske spreaden opptrer som eksogen, mens den norske spreaden besitter endogene egenskaper til deres respektive aksjemarkeder (i bivariante modeller).

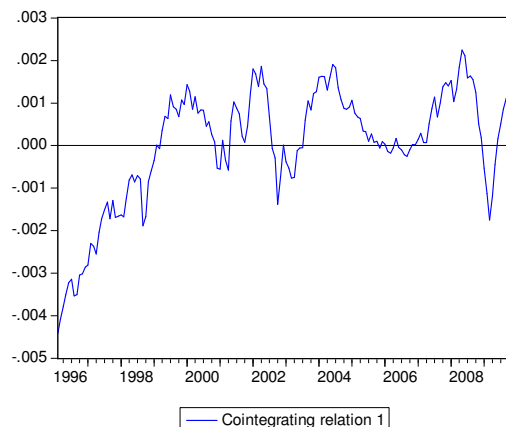
signifikant påvirkning. Fortegnet på denne koeffisienten impliserer at tidligere økninger i spreaden, har en positiv effekt på neste måneds terminstruktur. Denne sammenhengen er sammenfallende med den norske spreadens påvirkning på seg selv i andre modeller.

Cointegrating Eq:		CointEq1	
US_SPREAD(-1)		1.000000	
LNSP500(-1)		0.006591 (0.00155) [4.25872]	
C		-0.047360	
Error Correction:		D(US_SPREAD)	
		D(LNSP500)	
CointEq1		-0.012736 (0.01144) [-1.11289]	-8.581819 (2.23625) [-3.83759]
D(US_SPREAD(-1))		0.271601 (0.07686) [3.53360]	11.79222 (15.0200) [0.78510]
D(LNSP500(-1))		0.000136 (0.00034) [0.39731]	0.045740 (0.06685) [0.68427]
C		8.33E-06 (1.6E-05) [0.51785]	0.007273 (0.00314) [2.31320]

Tabell 4.12: VECM mellom US_SPREAD og LNSP500.

4.5.4 Oppsummering

Vi finner et inverst likevektsforhold mellom rentespreaden og aksjemarkedet i USA. Spreaden opptrer i denne modellen som eksogen variabel mot aksjemarkedet, mens aksjemarkedet opptrer endogent i likevekten. Kointegrasjonsrelasjonen (figur 4.7) viser tegn til en stasjonær sammenheng mellom variablene. Dog er det visse forstyrrelser i begynnelsen av perioden som svekker likevekten noe. Til tross for dette, bekrefter tracetesten at en likevekt er identifisert.

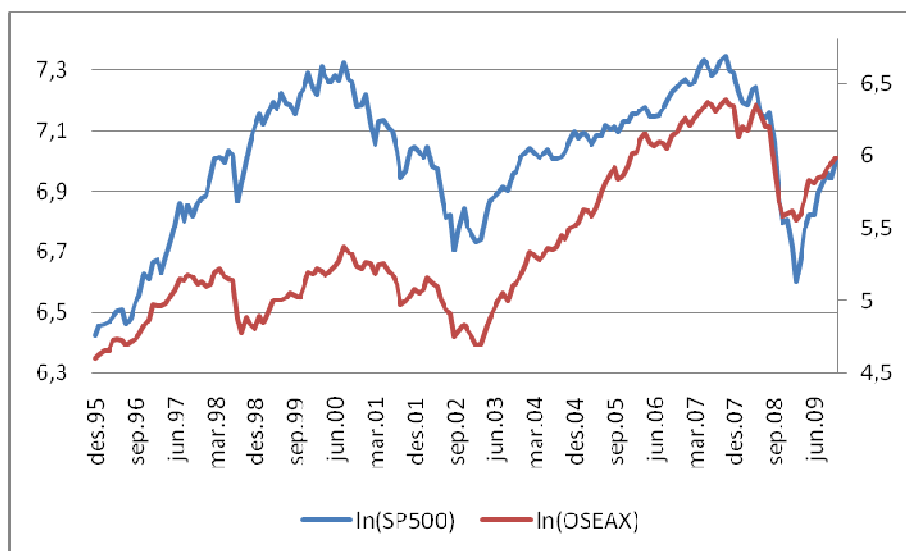


Figur 4.7: Kointegrasjonsrelasjon mellom US_SPREAD og LN500.

4.6 Amerikansk rentespread, Standard & Poor's 500 og Oslo Børs

Ved å studere figur 4.8 under, vil det ikke være urimelig å påstå at de to aksjeindeksene korrelerer positivt med hverandre. Denne illustrasjonen lover godt med tanke på at vi mistenker at det eksisterer et positivt likevektsforhold mellom variablene. Det skal imidlertid nevnes at selv om det visuelt sett ser ut til å eksistere et slikt forhold, kan man observere at Oslo Børs virker å være en del mer volatil, enn hva tilfellet er for aksjeindeksen i USA. Dette kan medføre at en eventuell likevekt lar seg vanskelig identifisere. Som overskriften avslører, har vi tenkt å modellere en tredje variabel sammen med aksjemarkedene.

Ved å ta med den amerikanske spreaden i modellen, vil dette forhåpentligvis medføre at vi slipper å inkludere like mange dummyvariabler, som ville vært nødvendig i en bivariat VECM. Deler av avviket som ikke kan forklares av en eventuell likevekt mellom aksjemarkedene, kan således plukkes opp av den amerikanske spreaden. Dette virker rimelig, da vi allerede har avdekket et likevektsforhold mellom spreaden og aksjemarkedet i USA. I denne modellen får vi i tillegg en mulighet til å bekrefte at denne likevekten er en realitet. Se vedlegg 7 for en fullstendig tabelloversikt av residualtester, tracetester og VECM.



Figur 4.8: Standard & Poor's 500 og Oslo Børs.

4.6.1 Modellspeifisering

- Utvalg: Mnd. observasjoner fra desember 1995 til november 2009.
- Antall observasjoner: 168
- Systemvariabler: US_SPREAD: Differansen mellom statsrenter i USA med løpetid på henholdsvis 10 år og 3 mnd. LN500: Den naturlige logaritmen av Standard & Poor's 500. LNOB: Den naturlige logaritmen av OSEAX.
- Dummyvariabler: dum98m8, dum08m1, dum08m9 og dum08m10.
- Antall lags i UVAR: 2

4.6.2 Tracetest

Alle modellene i tracetesten konkluderer med null rang (tabell 4.13). Dette kommer som en overraskelse, da vi allerede har funnet et likevektsforhold mellom spreaden og aksjemarkedet i USA i forrige modell. I det minste forventet vi at denne sammenhengen ville bli identifisert i en multivariat modell. Av tracetesten til bare modell 3 (tabell 4.14), er det med en p-verdi på 0,5269, heller ingen tvil om at det her ikke identifiseres redusert rang. Til tross for en noe nedslående tracetest, velger vi likevel å estimere VECM. Vi presiserer imidlertid at det ikke er å anbefale å estimere VECM uten støtte fra tracetesten. Dog er vi interessert i å sammenligne betakoeffisienten til S&P 500, i en vektor som normaliseres på den amerikanske spreaden, med koeffisienten vi fant i den bivariate analysen mellom de samme variablene. Samtidig kan vi på bakgrunn av fortegn på koeffisienten til Oslo Børs, få en indikasjon på om det kan eksistere en positiv sammenheng mellom de to børsene.

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	0	0

Tabell 4.13: Tracetest (alle modeller) mellom US_SPREAD, LN500 og LNOB.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.084519	18.53308	29.79707	0.5269
At most 1	0.019395	3.874394	15.49471	0.9134
At most 2	0.003747	0.623131	3.841466	0.4299

Tabell 4.14: Tracetest (modell 3) mellom US_SPREAD, LN500 og LNOB.

4.6.3 VECM

Som vi ser av tabell 4.15 nedenfor, har betakoeffisienten til S&P 500 rett fortegn, og er samtidig signifikant. Hvorvidt vi kan stole på denne signifikansen er en annen sak, da vi estimerer modellen uten ”tillatelse” fra tracetesten. Dog er det interessant at også denne modellen indikerer en invers sammenheng mellom rentespreaden og aksjemarkedet i USA. Vi ser videre at betakoeffisienten til den amerikanske indeksen er nokså lik koeffisienten vi fant i den bivariate modellen mellom de amerikanske variablene. Betakoeffisienten impliserer at én prosent økning i aksjemarkedet, medfører en reduksjon i rentespreaden på 0,464 basispunkter, kontra ca. 0,66 basispunkter i den bivariate modellen.

Betakoeffisienten til Oslo Børs er insignifikant, og inngår således ikke i denne likevekten. Dog er det for fristende til ikke å nevne at koeffisienten imidlertid har rett fortegn, hvis det antas at det eksisterer en invers sammenheng mellom Oslo Børs og den amerikanske rentespreaden. Med tanke på at begge aksjemarkedene forholder seg negativt til den amerikanske spreaden, impliserer dette at børsene må forholde seg positivt til hverandre. Dette gir støtte for de argumentasjonene vi gjør i teorikapitlet, men siden koeffisienten til Oslo Børs er meget insignifikant, kan vi altså ikke konkludere med at disse sammenhengene er en realitet.

Når det kommer til årsaks- og effektforhold, har alle alfakoeffisientene rett fortegn. Det er imidlertid kun justeringskoeffisienten til den amerikanske indeksen som er signifikant. Siden Oslo Børs ikke inngår i likevekten, impliserer dette at rentespreaden er den eneste eksogene variabelen i modellen. Dette stemmer overens med funn gjort i den bivariate modellen mellom rentespreaden og aksjemarkedet i USA.

Det laggede delta-leddet til den amerikanske spreaden har kun signifikant påvirkning på sin egen variabel, og er samtidig positiv. Dette stemmer også overens med tidligere modeller både i USA og i Norge, hvor rentespreadens laggede verdier, har en positiv effekt på neste måneds utvikling i terminstrukturen. Det laggede delta-leddet til S&P 500 har kun signifikant effekt på Oslo Børs. Denne sammenhengen virker også riktig, da vi i teoridrøftingen foreslår at aksjemarkedet i USA påvirker utviklingen på Oslo Børs i positiv forstand. Delta-leddet til Oslo Børs påvirker ikke neste måneds utvikling i noen av variablene. Dette kommer heller ikke som en overraskelse, da de færreste vil påstå at verken sentralbanksjef Ben S. Bernanke eller amerikanske aksjonærer, lar seg påvirke av utviklingen på Oslo Børs.

Cointegrating Eq:		CointEq1	
US_SPREAD(-1)		1.000000	
LN5P500(-1)		0.004640	
		(0.00164)	
		[2.83382]	
LNOB(-1)		0.000187	
		(0.00073)	
		[0.25550]	
C		-0.034700	

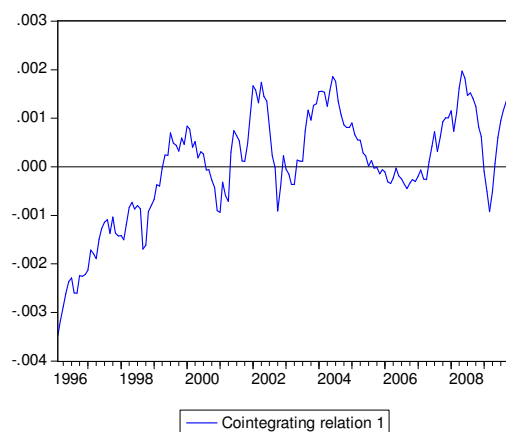
Error Correction:		D(US_SPREAD)		D(LN5P500)	D(LNOB)
CointEq1		-0.021976	-7.986040	-0.857405	
		(0.01415)	(2.96125)	(3.70508)	
		[-1.55260]	[-2.69684]	[-0.23141]	
D(US_SPREAD(-1))		0.302557	10.66160	-7.797661	
		(0.07528)	(15.7504)	(19.7067)	

	[4.01885]	[0.67691]	[-0.39569]
D(LNSP500(-1))	0.000132 (0.00047) [0.28400]	0.148889 (0.09744) [1.52806]	0.399379 (0.12191) [3.27598]
D(LNOB(-1))	-5.49E-05 (0.00034) [-0.15988]	-0.086540 (0.07182) [-1.20498]	-0.061277 (0.08986) [-0.68193]
C	6.21E-06 (1.6E-05) [0.38749]	0.006470 (0.00335) [1.92901]	0.013671 (0.00420) [3.25752]

Tabell 4.15: VECM mellom US_SPREAD, LNSP500 og LNOB.

4.6.4 Oppsummering

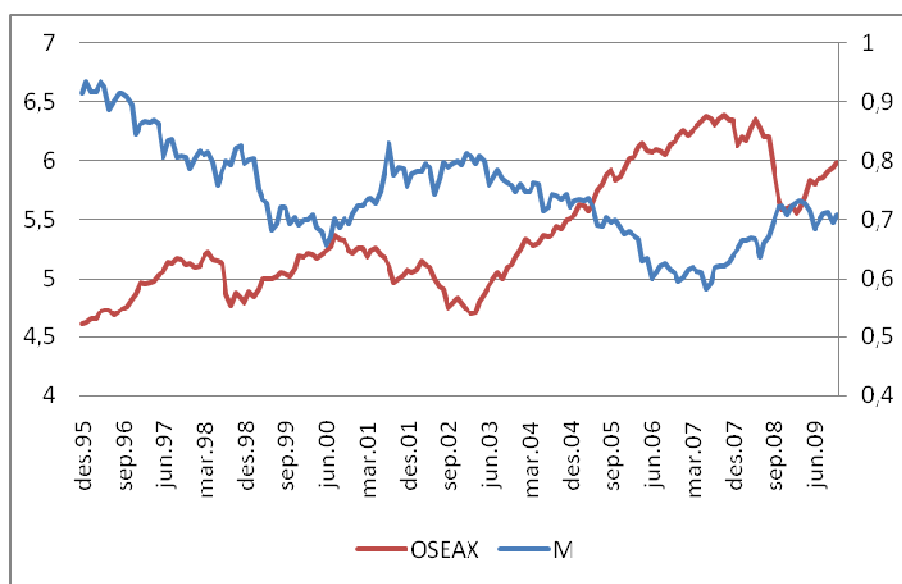
Vi avdekker ingen likevekter i følge tracetesten, men finner dog sterke indikasjoner på en invers likevekt mellom rentespreaden og aksjemarkedet i USA. På bakgrunn av fortegn på betakoeffisienten til Oslo Børs, antydes det en negativ sammenheng med den amerikanske rentespreaden, samt en positiv sammenheng med Standard & Poor's 500. Den amerikanske spreaden opptrer videre som eksogen variabel i sammenhengen med den amerikanske aksjeindeksen. Kointegrasjonsrelasjonen i figur 4.9 nedenfor gir et bilde av en noe uryddig likevekt. Det er sannsynligvis de første årene med observasjoner, som gjør at tracetesten ikke makter å identifisere en likevekt mellom våre tre variabler.



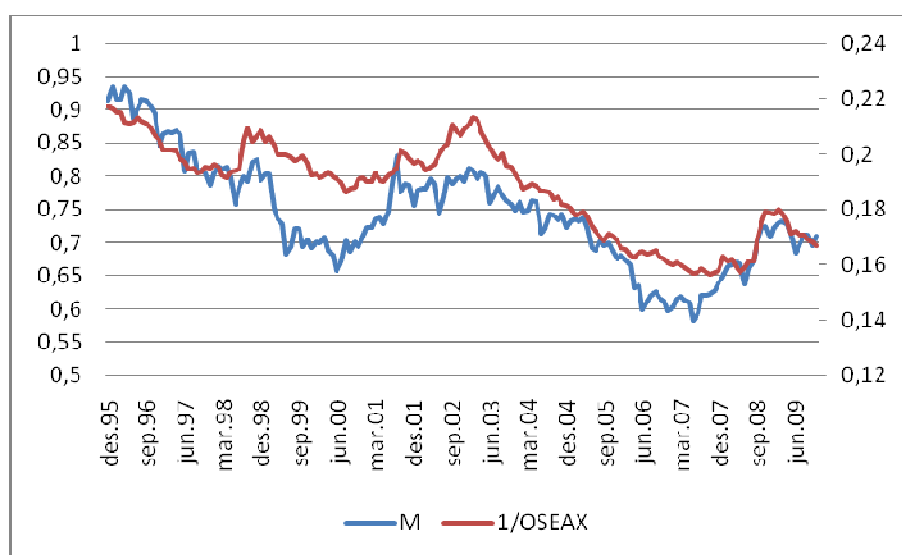
Figur 4.9: Kointegrasjonsrelasjon mellom US_SPREAD, LNSP500 og LNOB.

4.7 Pengesparing og Oslo Børs

Figur 4.10 nedenfor viser en klar invers sammenheng mellom pengesparing og Oslo Børs. For å illustrere dette forholdet ytterligere, har vi invertert Oslo Børs ($1/LNOB$) i figur 4.11 under. Her ser vi at pengesparing og det inverterte aksjemarkedet har en meget positiv samvariasjon, noe som støtter opp under vår antakelse om et langsiktig og inverst likevektsforhold mellom pengesparing og aksjemarkedet. I vedlegg 8 finnes en oversikt over de originale tabellene til residualtester, tracetester og VECM.



Figur 4.10: Pengesparing og Oslo Børs.



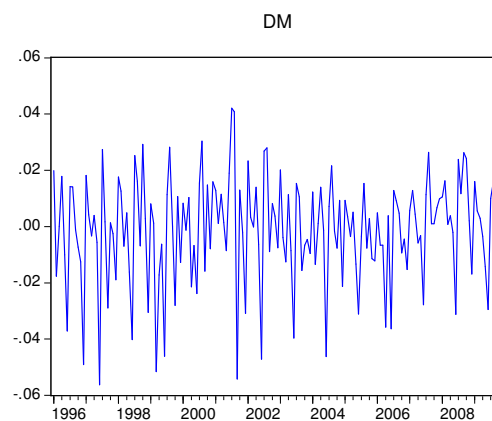
Figur 4.11: Pengesparing og invertert Oslo Børs.

Kapittel 4

Før vi går i gang med selve analysen, må vi presisere en forutsetning vi tar i forbindelse med variabelen *pengesparing* (M). Stasjonaritetstestene antyder at M har to enhetsrøtter (se vedlegg 2). Vi må altså ta førstedifferansen to ganger av M , for slik å oppnå en stasjonær prosess. Dette burde innebære at det er førstedifferansen av M (dM), som skal modelleres opp mot Oslo Børs, slik at begge variabler er integrert med én enhetsrot.

Dog finner vi sterke indikasjoner på at dM faktisk er stasjonær, og at M dermed kun har én enhetsrot. ADF-testen på dM gir en p -verdi på kun 0,1663. Dette innebærer at ADF-testen kun marginalt anser dM som ikke-stasjonær. Ved å studere figur 4.12 nedenfor, trygges vi i vår overbevisning om at dM er stasjonær. Førstedifferansen viser tydelig tegn til mean reversion, og at den således representerer en stasjonær prosess. Dog ser vi visse antydninger til variasjoner i gjennomsnittet, noe som sannsynligvis gjør at ADF-testen identifiserer én enhetsrot på dM . Ved å innføre sentrerte sesongvariabler, mener vi imidlertid at vi kan demme opp for noe av denne variasjonen, for slik å gi variabelen et enda større preg av stasjonaritet.

Av ovenstående argumenter forutsetter vi derfor at dM er stasjonær, og at M dermed er integrert med én enhetsrot. Denne forutsetningen gjelder ikke kun for denne modellen, men også for andre modeller i den videre dataanalysen, hvor pengesparing er en bestanddel.



Figur 4.12: Stasjonære tendenser - førstedifferansen av pengesparing.

4.7.1 Modellspefisikasjon

- Utvalg: Mnd. observasjoner fra desember 1995 til november 2009.
- Antall observasjoner: 168

- Systemvariabler: M: Differansen av den naturlige logaritmen mellom M_2 og M_1 .
LNOB: Den naturlige logaritmen av OSEAX.
- Dummyvariabler:
 - Impulsdummy: dum98m8, dum08m1 og dum08m9.
 - Sesongdummy: ses_1, ses_2, ses_3, ses_4, ses_5, ses_6, ses_7, ses_8, ses_9, ses_10 og ses_11.
- Antall lags i UVAR: 2

4.7.2 Tracetest

Resultatene av tracetesten er ikke direkte oppløftende (tabell 4.16). Alle modellene forslår null rang, noe som stiller tvil til hvorvidt det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom pengesparing og aksjemarkedet. Videre levner tracetesten, som kun gjelder for modell 3 (tabell 4.17), heller ingen usikkerhet om at null rang er et faktum (høye p-verdier).

Tracetesten har imidlertid meget ”strenge” kritiske verdier, og når variabler som inngår i tracetesten nærmer seg å besitte to enhetsrøtter (noe som er tilfellet for pengesparing), kan det være hensiktsmessig å estimere egne kritiske verdier (Lauvsnes, 2010).

En slik estimering ligger imidlertid litt over vårt økonometriske kompetansenivå, noe som tilsier at vi får ta vi til takke med tracetestens kritiske verdier. Til tross for at tracetesten konkluderer med null rang, velger vi likevel å estimere VECM, da det altså er en mulighet for at tracetesten i dette tilfellet stiller for strenge krav til modellen. Modell 4 har enda høyere p-verdi, og vi velger derfor å estimere VECM på bakgrunn av modell 3.

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	0	0

Tabell 4.16: Tracetest (alle modeller) mellom M og LNOB.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.040041	6.942663	15.49471	0.5843
At most 1	0.000958	0.159037	3.841466	0.6900

Tabell 4.17: Tracetest (modell 3) mellom M og LNOB.

4.7.3 VECM

Tabell 4.18 viser feilkorreksjonsmodellen mellom pengesparing (M) og Oslo Børs. Betakoeffisienten til aksjemarkedet er signifikant og har rett fortegn. Dette impliserer en invers sammenheng mellom pengesparing og Oslo Børs, noe som støtter det antatte forholdet mellom variablene. Den økonomiske tolkningen av koeffisienten blir som følger: Hvis aksjeindeksen øker med én prosent, så faller pengesparingen med 0,086 prosent.

Begge justeringskoeffisientene har rett fortegn, men kun koeffisienten i ligningen til M er signifikant. Dette innebærer at pengesparing opptrer som endogen variabel, mens aksjemarkedet driver denne likevekten. Som vi ser av størrelsen på den signifikante alfakoeffisienten, vil kun ca. 5 prosent av avviket fra likevekten justeres inn i løpet av den første måneden. Med andre ord vil det ta flere perioder (20 måneder) før et eventuelt avvik fra likevekten rettes opp, gitt at man ikke opplever nye sjokk i modellen.

Det laggede delta-leddet til Oslo Børs er signifikant i begge ligningene, men med forskjellig fortegn. Aksjemarkedet vil ha en negativ effekt på neste måneds pengesparing, og en positiv effekt på neste måneds aksjeavkastning. Det laggede delta-leddet til M er kun signifikant i ligningen til Oslo Børs, og innebærer videre at pengesparing påvirker neste måneds aksjeavkastning i negativ forstand.

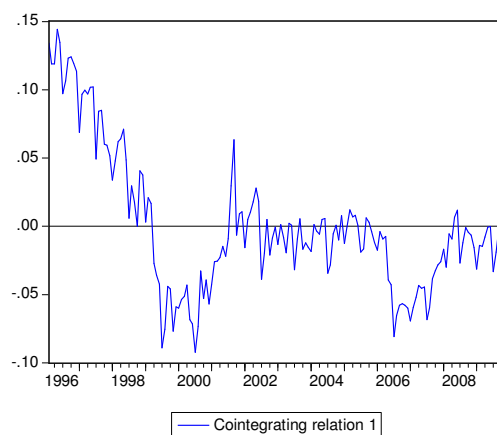
Cointegrating Eq:	CointEq1
M(-1)	1.000000
LNOB(-1)	0.086022 (0.03854) [2.23220]

	C	-1.204896
Error Correction:	D(M)	D(LNOB)
CointEq1	-0.049823 (0.02061) [-2.41793]	-0.032503 (0.09087) [-0.35770]
D(M(-1))	-0.025466 (0.07927) [-0.32125]	-1.036875 (0.34957) [-2.96612]
D(LNOB(-1))	-0.041006 (0.01530) [-2.68096]	0.175235 (0.06745) [2.59803]
C	-0.001242 (0.00100) [-1.24288]	0.009872 (0.00441) [2.23952]

Tabell 4.18: VECM mellom M og LNOB.

4.7.4 Oppsummering

Vi finner en invers likevekt mellom pengesparing og Oslo Børs, som dog ikke støttes av tracetesten. Oslo Børs fremstår som driveren, mens pengesparing kun justerer seg inn mot likevekten. Figur 4.13 nedenfor viser kointegrasjonsrelasjonen mellom variablene, som i utgangspunktet burde være stasjonær. Det er liten tvil om at det er tegn til mean reversion, men det er samtidig til dels store avvik fra gjennomsnittet. Her er det de første årene med observasjoner som i størst grad svekker identifiseringen av denne likevekten, i tillegg til perioden fra 2006 til 2007.



Figur 4.13: Kointegrasjonsrelasjon mellom M og LNOB.

4.8 Kredittvekst, pengesparing og Oslo Børs

I denne modellen har vi tatt med variablene kredittvekst, pengesparing og Oslo Børs. Vi har i to tidligere modeller funnet en likevekt mellom kredittvekst og Oslo Børs, og har således en gylden mulighet til nok en gang å sjekke stabiliteten til denne likevekten. Vi håper også at inklusjon av kredittvekst, kan hjelpe til med å identifisere en likevekt mellom pengesparing og Oslo Børs, noe som tracetesten i forrige modell ikke makter å finne. Det skal nevnes at residualene har tegn til autokorrelasjon ved lag 1 og 3, og følgelig bør eventuelle sammenhenger i denne modellen kryss-sjekkes via flere modeller, før vi kan feste lit til konklusjonene. Vedlegg 9 inneholder en fullstendig oversikt over residualtester, tracetester, VECM og restriksjonstester.

4.8.1 Modellspefisikasjon

- Utvalg: Mnd. observasjoner fra desember 1995 til november 2009.
- Antall observasjoner: 168
- Systemvariabler: M: Differansen av den naturlige logaritmen mellom M_2 og M_1 .
KVEKST: Differansen av den naturlige logaritmen mellom K_{2t} og K_{2t-1} . LNOB: Den naturlige logaritmen av OSEAX.
- Dummyvariabler:
 - Impulsdummy: dum98m8, dum08m1 og dum08m9.
 - Sesongdummy: ses_1, ses_2, ses_3, ses_4, ses_5, ses_6, ses_7, ses_8, ses_9, ses_10 og ses_11.
- Antall lags i UVAR: 2

4.8.2 Tracetest

Alle modellene i tabell 4.19 foreslår ett likevektsforhold. Redusert rang kan innebære både identifikasjon av én og to vektorer i denne sammenheng, men vi er ikke direkte overrasket over at kun én vektor identifiseres. Dette er et faktum, da vi ikke kan forvente at aksjemarkedet og pengesparing skal opptre i en vektor alene, når så ikke var tilfellet i den bivariate modellen. P-verdien til tracetesten på modell 4, viser også at det er liten usikkerhet vedrørende rang i modellen (tabell 4.20). Det er naturligvis ikke noe i veien for at alle tre variabler inngår i én likevekt, og således estimerer vi VECM med rang = 1.

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	1

Tabell 4.19: Tracetest (alle modeller) mellom M, KVEKST og LNOB.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.266698	59.64855	42.91525	0.0005
At most 1	0.040026	8.155700	25.87211	0.9797
At most 2	0.008248	1.374797	12.51798	0.9941

Tabell 4.20: Tracetest (modell 4) mellom M, KVEKST og LNOB.

4.8.3 VECM

Feilkorleksjonsmodellen (tabell 4.21 under) har en signifikant trend, og vi beholder derfor modell 4. Videre ser vi at kointegrasjonsvektoren har to signifikante betakoeffisienter, og begge med rett fortegn. Dette impliserer at kredittvekst forholder positivt til Oslo Børs og negativt til pengesparing. Indirekte kan vi også si at aksjemarkedet forholder seg negativt til pengesparing. Likevekten mellom kredittvekst og Oslo Børs stemmer godt overens med vår teoretiske drøfting, samt tidligere funn i analysen. Vår forrige modell maktet imidlertid ikke å identifisere en likevekt mellom pengesparing og Oslo Børs, og således er denne modellen den første bekreftelse på den likevekten vi i teorikapitlet antar eksisterer. Den inverse likevekten mellom kredittvekst og pengesparing er heller ingen overraskelse, da også denne sammenhengen fremkommer indirekte gjennom drøftingen i teorikapitlet.

Størrelsen på betakoeffisienten til Oslo Børs er imidlertid mye lavere, sammenlignet med de andre modellene hvor aksjemarkedet og kredittvekst inngår. Én prosent økning i aksjeprisene, impliserer en økning i kredittveksten på kun 0,0036 prosent. I de andre modellene er denne økningen på mellom 0,006 og 0,007 prosent. Dog er dette den første modellen hvor kredittvekst og aksjemarkedet inngår i en vektor sammen med en tredje variabel. Således er det ikke en bombe at koeffisientene har endret seg noe. Betakoeffisienten til pengesparing innebærer at én prosent økning i sparingen, medfører et fall i kredittveksten på 0,025 prosent.

Kapittel 4

Det er videre korrekt fortegn på alle justeringskoeffisientene, dog er kun koeffisientene til kredittvekst og sparing signifikante. Dette innebærer at aksjemarkedet driver utviklingen i de to andre variablene, mens kredittvekst og sparing kun justerer seg inn mot likevekten. Nok en gang registreres det at justeringskoeffisienten til kredittvekst er ca. 0,75, og tyder dermed på en rask justering inn mot likevekten, alt annet like.

Det er flere laggede delta-ledd som signifikant påvirker neste måneds utvikling i variablene. Det laggede delta-leddet til kredittvekst har en negativ effekt på sin egen variabel, mens den påvirker sparingen i positiv forstand. Dog er kredittvekst sin påvirkning på pengesparingen kun signifikant ved 10 prosent signifikansnivå, og ved ensidig testing. Vi nevnte innledningsvis at vi benytter tosidig test på delta-ledd, og følgelig anser vi denne koeffisienten som insignifikant.

Det laggede delta-leddet til aksjemarkedet er signifikant i ligningen til henholdsvis aksjemarkedet og pengesparing. Fortegn på disse signifikante koeffisientene er positivt for Oslo Børs og negativt for pengesparing. Som vi også har observert i tidligere modeller, påvirker altså laggede delta-ledd av aksjeindeksen, neste måneds børsutvikling i positiv forstand. Hvis forrige måneds aksjeavkastning var høy, vil imidlertid dette bidra til å justere ned pengesparingen i neste måned. Dette virker også rimelig, hvis vi anser aksjemarkedet for å være et optimismebarometer over økonomien – når økonomien går godt, velger publikum å konsumere fremfor å spare.

Laggede delta-ledd av pengesparing har kun signifikant effekt på de to andre variablene. Tidligere verdier av pengesparing påvirker kredittvekst i positiv forstand, mens neste måneds aksjeavkastning påvirkes i negativ retning.

Cointegrating Eq:	CointEq1
KVEKST(-1)	1.000000
LNOB(-1)	-0.003618 (0.00126) [-2.87378]
M(-1)	0.025104

	(0.00692)		
	[3.62996]		
@TREND(95M12)	5.36E-05		
	(1.0E-05)		
	[5.12316]		
C	-0.011412		
Error Correction:	D(KVEKST)	D(LNOB)	D(M)
CointEq1	-0.762082	0.522642	-1.102957
	(0.11142)	(2.13063)	(0.48406)
	[-6.83995]	[0.24530]	[-2.27855]
D(KVEKST(-1))	-0.203954	-0.430452	0.552066
	(0.07903)	(1.51125)	(0.34334)
	[-2.58080]	[-0.28483]	[1.60792]
D(LNOB(-1))	0.002226	0.176855	-0.050157
	(0.00362)	(0.06914)	(0.01571)
	[0.61574]	[2.55804]	[-3.19326]
D(M(-1))	0.051939	-1.046311	-0.031226
	(0.01832)	(0.35042)	(0.07961)
	[2.83444]	[-2.98591]	[-0.39223]
C	4.21E-05	0.009837	-0.001141
	(0.00023)	(0.00443)	(0.00101)
	[0.18179]	[2.22177]	[-1.13463]

Tabell 4.21: VECM (rang =1) mellom M, KVEKST og LNOB.

Restriksjoner

Siden tracetesten i den bivariate modellen mellom Oslo Børs og pengeparing ikke fant en likevekt, ønsker vi å sjekke robustheten til det faktum at alle tre variabler inngår i denne likevekten. Dette kan vi gjøre ved å sette restriksjoner på hver av de tre betakoeffisientene, for slik å avdekke hvilken av variablene som eventuelt ikke inngår i den ene likevekten som tracetesten identifiserer. Restriksjonene er $B(1,1) = 0$, $B(1,2) = 0$ og $B(1,3) = 0$, og gjelder for betakoeffisientene til henholdsvis kredittvekst, pengesparing og Oslo Børs.

Som vi ser av p-verdiene til restriksjonstestene (tabell 4.22, 4.23 og 4.24), støtter ikke modellen noen av disse restriksjonene. Dette innebærer at ingen av variablene kan tas ut av

modellen, da de alle inngår i likevekten. Dette gjør oss sikrere på at pengesparing faktisk inngår i en reell likevekt, som også aksjemarkedet er en del av.

Cointegration Restrictions:	
B(1,1)=0	
Convergence achieved after 8 iterations.	
Not all cointegrating vectors are identified	
LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(1)	44.47246
Probability	0.000000

Tabell 4.22: Restriksjonstest - B(1,1)=0.

Cointegration Restrictions:	
B(1,2)=0	
Convergence achieved after 4 iterations.	
Not all cointegrating vectors are identified	
LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(1)	7.344540
Probability	0.006727

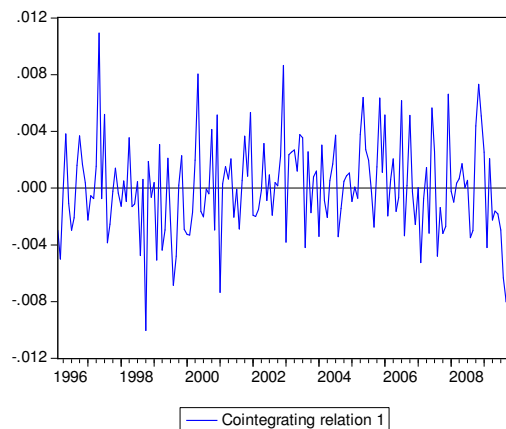
Tabell 4.23: Restriksjonstest - B(1,2)=0.

Cointegration Restrictions:	
B(1,3)=0	
Convergence achieved after 3 iterations.	
Not all cointegrating vectors are identified	
LR test for binding restrictions (rank = 1):	
Chi-square(1)	11.36805
Probability	0.000747

Tabell 4.24: Restriksjonstest - B(1,3)=0.

4.8.4 Oppsummering

Vi finner en invers likevekt mellom kredittvekst og pengesparing, samt en positiv likevekt mellom kredittvekst og Oslo Børs. Dette impliserer også at pengesparing forholder seg inverst til aksjemarkedet. Disse sammenhengene får vi også bekreftet gjennom restriksjonstestene, noe som styrker våre funn ytterligere. Aksjemarkedet opptrer som eksogen i likevekten, mens de to andre variablene kun justerer seg inn mot denne likevekten. Som vi ser av figur 4.14 under, er kointegrasjonsrelasjonen mellom de tre variablene meget stasjonær.



Figur 4.14: Kointegrasjonsrelasjon mellom KVEKST, LNOB og M.

4.9 Pengesparing og rentespread

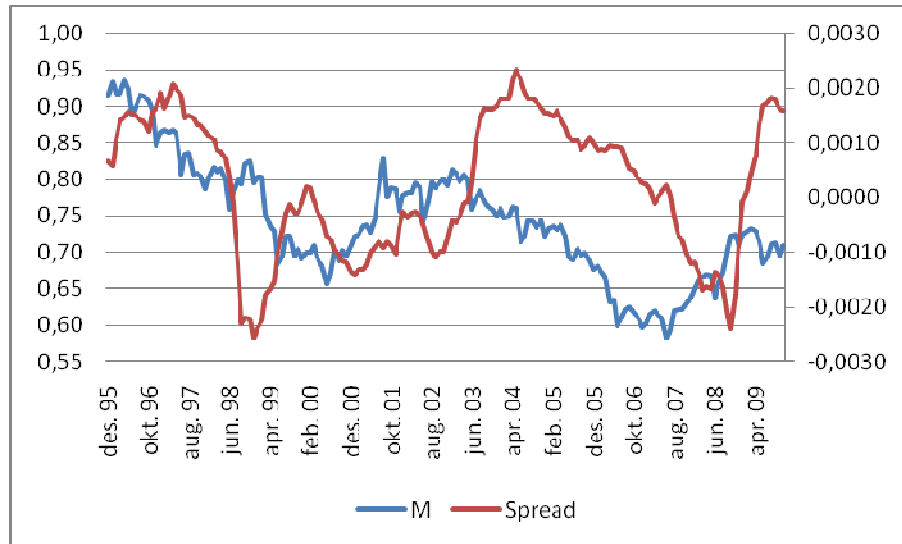
Vi har ikke satt av et eget delkapittel i teorien til å drøfte sammenhengen mellom pengesparing og rentespreaden. Dette er ikke gjort, da vi av strukturelle motiver har valgt å diskutere én og én makrovariabel opp mot børsen alene. Vi kan imidlertid kort antyde hvilken sammenheng vi forventer å finne mellom variablene. Vi tror at en økende rentespread vil motivere publikum til å spare mer. Dette er tilfellet da forventninger om en økning i markedsrentene gjør det mer attraktivt å spare, samtidig som en økende spread kan være et tegn på større usikkerhet i økonomien. Når usikkerheten øker, ønsker publikum å sette av mer midler til fremtidig konsum (økende sparing), og derfor tror vi at pengesparing inngår i en positiv relasjon med rentespreaden.

Selve motivasjonen for å estimere denne modellen, er at vi ønsker å finne en indirekte sammenheng mellom Oslo Børs og pengesparing. Hvis vi kan finne en langsiktig likevekt mellom pengesparing og rentespreaden, kan dette gjøre oss tryggere på de konklusjoner vi har fattet i tidligere modeller som gjelder pengesparing. Dette er en realitet, da vi allerede har funnet (i flere modeller) en likevekt mellom aksjemarkedet og rentespreaden, og hvis denne modellen kan gi oss en likevekt mellom pengesparing og rentespreaden, vil likevekten mellom aksjemarkedet og pengesparing få ytterligere empirisk støtte.

Som vi ser av figur 4.15 under, er det sterke tegn til en positiv sammenheng mellom pengesparing og rentespreaden. Det kan til og med virke som om at det er pengesparing som driver utviklingen i rentespreaden, da pengesparing både starter ned- og oppturer flere måneder før rentespreaden gjør de samme endringene. Dette er spesielt visibelt i den andre

Kapittel 4

halvparten av observasjonsperioden. Uavhengig av påvirkningsforhold, er det liten tvil om at en likevekt her kan finnes. Vedlegg 10 inneholder originale tabeller av residualtester, tracetester og VECM.



Figur 4.15: Pengesparing og rentespread.

4.9.1 Modellspesifikasjon

- Utvalg: Mnd. observasjoner fra desember 1995 til november 2009.
- Antall observasjoner: 168
- Systemvariabler: M: Differansen av den naturlige logaritmen mellom M_2 og M_1 .
SPREAD: Differansen mellom 10 års statsobligasjonsrente og 3 mnd. nibor.
- Sesongdummy: ses_1, ses_2, ses_3, ses_4, ses_5, ses_6, ses_7, ses_8, ses_9, ses_10 og ses_11.
- Antall lags i UVAR: 2

4.9.2 Tracetest

Av tracetesten virker det som om de forskjellige modellene har variert oppfatning hva gjelder rang (tabell 4.25). Kun modell 1 identifiserer redusert rang, dog er denne modellen ikke aktuell å anvende. De kritiske verdiene er på forhånd satt til 5 prosent signifikansnivå, noe som medfører at det ikke identifiseres redusert rang på p-verdier som overstiger dette nivået. Av tracetesten gjort på kun modell 4, ser vi at nullhypotesen om null rang kan forkastes med en sannsynlighet på 0,0518 (tabell 4.26). Denne sannsynlighet er så lav, at vi ikke frykter for å

gjøre type 1-feil⁸, og således har vi identifisert redusert rang. Når vi øker den kritiske verdien på tracetesten til 10 prosent (for alle modellene), identifiserer følgelig modell 4 redusert rang (tabell 4.27).

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	0	2	0	2

Tabell 4.25: Tracetest (alle modeller) mellom M og SPREAD.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.105544	25.74754	25.87211	0.0518
At most 1	0.042631	7.231982	12.51798	0.3209

Tabell 4.26: Tracetest (modell 4) mellom M og SPREAD.

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	2	1	2

Tabell 4.27: Tracetest (alle modeller) mellom M og SPREAD, med kritisk verdi lik 10 prosent.

4.9.3 VECM

Vi observerer først at trenden er signifikant, og vi beholder dermed modell 4. Videre ser vi at betakoeffisienten til rentespreaden er signifikant, og at den har rett fortegn. Dette impliserer en positiv sammenheng mellom pengesparing og spreaden, noe som vi innledningsvis i dette delkapitlet også argumenterer for. Den økonomiske tolkningen av likevekten er som følger: Hvis rentespreaden øker med ett prosentpoeng, så øker pengeparingen med 60 prosent. Slike økninger virker imidlertid noe urealistisk, men vi må huske at rentespreaden er basert på rentestørrelsens månedlige avkastning, og ikke årlig. Vi kan alternativt si at en økning i rentespreaden på 25 basispunkter, resulterer i en økning i pengesparing på 15 prosent.

⁸ Type 1-feil er å forkaste en korrekt H_0 .

Kapittel 4

Vi antyder innledningsvis muligheten for at pengesparing driver denne likevekten. Dette får vi også til dels støtte for av justeringskoeffisientene. Kun alfaskoeffisienten i ligningen til rentespreaden har rett fortegn. Begge koeffisientene har t-verdier større enn 1,65, men grunnet feil fortegn konkluderer vi med at koeffisienten i ligningen til pengesparing er insignifikant. Man kan tenke seg at robustheten til justeringskoeffisienten til rentespreaden er mye sterkere, og at denne vil være stabil også i større modeller. Vi minner nok en gang om hvor ustabile signifikanser og fortegn på alfakoeffisientene kan være i bivariate modeller, og velger derfor ikke å legge for mye vekt på årsaks- og effektforhold i denne modellen.

Det laggede delta-leddet til pengesparing er verken signifikant i ligningen til sin egen variabel eller til spreaden. Laggede delta-ledd til rentespreaden er kun signifikant i ligningen til sin egen variabel, og denne sammenhengen er positiv. Dette virker heller ikke urealistisk, da pengepolitikken til Norges Bank ikke er tilfeldig. Som oftest øker markedsrentene (fallende spread) som en effekt av en kontraktiv pengepolitikk, før en mer ekspansiv pengepolitikk får rentene til å falle (stigende spread) igjen. Både kontraktiv og ekspansiv pengepolitikk skjer over en lengre periode, noe som gjør at den positive sammenhengen mellom rentespreaden og dets delta-ledd virker rimelig. Dette funnet er også en gjenganger i alle modeller hvor enten den amerikanske eller den norske rentespreaden inngår.

Vi har i andre modeller (ikke tatt med i oppgaven) endret normaliseringen på de to variablene, og får de samme konklusjoner som i denne modellen. Justeringskoeffisienten til pengesparing er da fremdeles insignifikant, noe som styrker troen på at det er pengesparing som er driveren i denne likevekten. I tillegg er justeringskoeffisienten til rentespreaden i disse modellene meget liten, noe som innebærer at innjusteringen fra en eventuell ulikevekt kan ta lang tid.

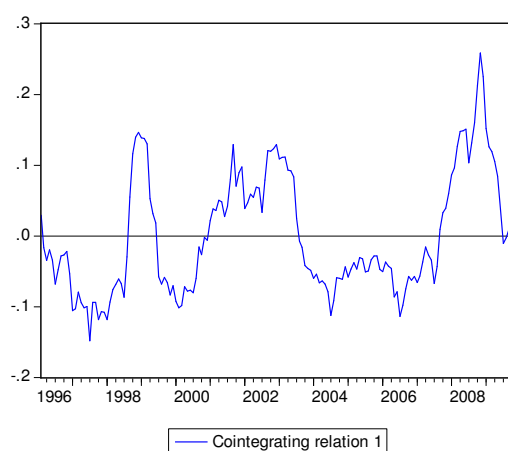
Cointegrating Eq:	CointEq1
M(-1)	1.000000
SPREAD(-1)	-60.17365 (15.2884) [-3.93589]
@TREND(95M12)	0.001718 (0.00039) [4.39293]

	C	-0.874638
Error Correction:	D(M)	D(SPREAD)
CointEq1	0.021777 (0.01311) [1.66099]	0.000752 (0.00021) [3.55275]
D(M(-1))	-0.072531 (0.08566) [-0.84670]	-0.000527 (0.00138) [-0.38143]
D(SPREAD(-1))	-4.696449 (4.16639) [-1.12722]	0.505695 (0.06726) [7.51887]
C	-0.001430 (0.00103) [-1.38958]	3.35E-06 (1.7E-05) [0.20155]

Tabell 4.28: VECM mellom M og SPREAD.

4.9.4 Oppsummering

Vi finner et positivt og langsiktig likevektsforhold mellom pengesparing og rentespreaden. Hva gjelder justeringsegenskaper, antyder vi at pengesparing er driveren i likevekten. Som vi ser i figur 4.16 under, er kointegrasjonsrelasjonen mellom variablene langt i fra perfekt. Likevel får vi støtte fra tracetesten på at likevekten er en realitet.



Figur 4.16: Kointegrasjonsrelasjon mellom M og SPREAD.

5 Resultater

I dataanalysen har alle variablene inngått i både bi- og multivariate modeller, i den hensikt å kryssjekke sammenhengene vi har funnet, og således kunne sette større lit til at forholdene er reelle. Dette har også medført at det har blitt mange koeffisienter å holde styr på, og vi vil derfor sammenfatte våre funn fra undersøkelsen, ved å strukturere resultatene etter hver makrovariabel opp mot Oslo Børs. Med utgangspunkt i modellene som er estimert, skal vi her svare konkret på arbeidshypotesene vi etablerte i hovedinnledningen. På bakgrunn av disse svarene, vil vi løfte konklusjonen opp til et mer abstrakt nivå i kapittel 6, hvor vi trekker inn *forventning* og *usikkerhet*, og svarer på hovedproblemstillingen.

5.1 Kredittvekst og Oslo Børs

Vi hadde følgende arbeidshypotese for disse variablene: P_1 : *Oslo Børs inngår i et positivt og langsiktig likevektsforhold med kredittvekst.*

Vi har modellert kredittvekst og Oslo Børs opp mot hverandre i én bivariat og to multivariate modeller. I alle modellene konkluderer vi med et positivt og langsiktig likevektsforhold mellom variablene. Dette medfører at den antatte sammenhengen mellom variablene blir bekreftet av samtlige modeller.

Når det kommer til hvilken av variablene som driver denne likevekten, har våre tre modeller litt forskjellig oppfatning. I vår bivariante modell fremstår Oslo Børs som driveren, mens kredittvekst kun justerer seg inn mot likevekten. I modellen hvor også rentespreaden inngår (dog i en annen vektor), ser vi tegn til at både kredittvekst og Oslo Børs justerer seg inn mot likevekten. I modellen hvor pengesparing også er en bestanddel av likevekten, opptrer Oslo Børs igjen som en ren eksogen variabel, mens kredittvekst tar tilbake rollen som endogen variabel. To av tre modeller konkluderer således med kredittveksten drives av aksjemarkedet.

Svaret på arbeidshypotesen ovenfor blir således at det eksisterer en positiv likevekt mellom variablene, og vi tror at denne likevekten i størst grad drives av Oslo Børs.

5.2 Rentespread og Oslo Børs

For disse variablene hadde vi følgende arbeidshypotese: P_2 : *Oslo Børs inngår i et inverst og langsiktig likevektsforhold med rentespreaden.*

Den norske rentespreaden inngår i to modeller sammen med Oslo Børs. Både i den bivariante og i den multivariate modellen konkluderes det med at disse to variablene eksisterer i en invers likevekt. Vi finner også en invers likevekt mellom den amerikanske spreaden og Standard & Poor's 500, noe som trykker de norske konklusjonene. Både funn fra Norge og USA stadfester dermed at vår a priori hypotese stemmer.

Justeringsegenskapene til de norske variablene er noe tvetydige. I den bivariante modellen besitter Oslo Børs eksogene egenskaper, mens vi i den multivariate modellen velger å ikke konkludere med hvilken av variablene (eventuelt begge) som driver likevekten. I den amerikanske modellen, opptrer imidlertid spreaden som eksogen variabel, mens aksjemarkedet justerer seg inn mot likevekten. Således er det vanskelig å konkludere med både hvilke justeringsegenskaper de norske variablene har, samt hvilke egenskaper som kan eksistere på generell basis.

Svaret på hypotesen blir følgelig at det eksisterer et inverst og langsiktig likevektsforhold mellom rentespreaden og Oslo Børs, men at det ikke kan konkluderes med en entydig driver (eller følger) av denne sammenhengen.

5.3 Standard & Poor's 500 og Oslo Børs

Arbeidshypotesen for disse variablene var som følger: P_3 : *Oslo Børs inngår i et positivt og langsiktig likevektsforhold med Standard & Poor's 500, hvor det amerikanske aksjemarkedet driver likevekten.*

Det norske og det amerikanske aksjemarkedet er kun modellert sammen én gang, og her er den amerikanske spreaden også med. Vi finner ikke et likevektsforhold mellom disse variablene, og makter dermed ikke empirisk å bekrefte den teoretisk antatte sammenhengen. Visuelt er det dog klare indikasjoner på en meget sterk og positiv samvariasjon mellom børsene (jamfør figur 4.8). Årsaken til dette kan skyldes større grad av volatilitet på Oslo Børs, noe vi også nevner i dataanalysen. Med våre modellspesifikasjoner, er ikke tracetestene i nærheten av å identifisere en likevekt. Vi har i det innledende forarbeidet til denne dataanalysen, imidlertid funnet kombinasjoner av laglengde og dummyvariabler, som har gitt lavere p-verdier i tracetestene. Dog identifiseres det fremdeles ikke et klart likevektsforhold mellom aksjemarkedene.

Med inklusjon av enda flere dummyvariabler, ville nok tracetesten ha vært mer medgjørlig i sine konklusjoner. Når det imidlertid kreves ekstremt mange dummyvariabler for å finne en likevekt, beskriver ikke modellen lenger en reel sammenheng, men heller en ønsket sammenheng. Ekstremobservasjonene til denne modellen er av et slikt omfang, at unntaket som skal bekrefte regelen, heller blir regelen i seg selv. Så mange avvik er ikke tilfeldig, men beskriver derimot en modell som mangler noe essensielt – nemlig flere forklaringsvariabler.

Selv om en likevekt ikke identifiseres mellom børsene, finner vi likevel en interessant sammenheng mellom variablene. For utenom én modell i dataanalysen, påvirker det laggede delta-leddet til Oslo Børs sin egen indeksutvikling i positiv retning. Den ene modellen hvor dette ikke er tilfellet, er nettopp modellen mellom aksjemarkedene og den amerikanske spreaden. Her er Oslo Børs sin påvirkning på seg selv insignifikant, mens Standard & Poor's 500 har en meget signifikant og positiv effekt på neste måneds utvikling på Oslo Børs.

På bakgrunn av dette blir svaret på arbeidshypotesen, at vi ikke finner signifikante bevis for at Oslo Børs inngår i en likevekt med S&P 500.

5.4 Pengesparing og Oslo Børs

Vi hadde følgende arbeidshypotese for disse variablene: P_4 : *Oslo Børs inngår i et inverst og langsiktig likevektsforhold med pengesparing.*

Pengesparing og Oslo Børs er modellert sammen i både en bivariat og multivariat modell. Vi konkluderer i den sistnevnte modellen med at pengesparing inngår i en likevekt med kredittvekst og Oslo Børs. Pengesparing forholder seg da inverst til både kredittvekst og aksjemarkedet. Dette er også noe som støtter vår a priori hypotese om hvilken sammenheng som burde eksistere mellom variablene. I den bivariate modellen får vi imidlertid ikke medhold fra tracetesten om at en slik likevekt er til stede. Vi estimerte likevel feilkorreksjonsmodellen, og finner dernest signifikante betakoeffisienter, som indikerer et inverst likevektsforhold mellom pengesparing og aksjemarkedet. Dog vektlegges ikke det sistnevnte funnet i for stor grad.

For å få ytterligere støtte for at et inverst forhold er en realitet, valgte vi derfor å modellere pengesparing opp mot rentespreaden. Vi har allerede stadfestet et inverst forhold mellom

Kapittel 5

spreaden og aksjemarkedet i to modeller, og således vil funn i denne modellen kunne gi oss nok en indikasjon på hvilken sammenheng som burde eksistere mellom pengesparing og aksjemarkedet. Feilkorreksjonsmodellen, med støtte fra tracetesten, finner et positivt likevektsforhold mellom rentespreaden og pengesparing. Dette var som forventet, og gir videre en indirekte støtte for at pengesparing og aksjemarkedet forholder seg negativt til hverandre.

Når det kommer til justeringsegenskapene til pengesparing og aksjemarkedet, konkluderer begge modeller med at Oslo Børs opptrer som eksogen variabel, mens pengesparing (bivariat) og kredittvekst og pengesparing (multivariat) besitter signifikante alfakoeffisienter.

Svaret på arbeidshypotesen blir dermed at Oslo Børs og pengesparing inngår i et inverst og langsiktig likevektsforhold, og at Oslo Børs ser ut til å være driver i denne likevekten.

6 Konklusjon

Den overordnede problemstillingen for undersøkelsen var: *Eksisterer det langsiktige likevektsforhold mellom Oslo Børs og våre utvalgte makrovariabler?*

Vi har en grunnleggende antagelse om at aksjemarkedet er en god proxy for de underliggende, og uobserverbare variablene – forventning og usikkerhet. Hvorvidt de samme variablene også er underliggende drivere for makrovariabler, er derimot ikke like innlysende. Gjennom den teoretiske drøftingen rundt makrovariabler har vi derfor etablert hypoteser om hvilke sammenhenger som burde eksistere mellom børs og de respektive variabler.

Analysen har videre gitt oss støtte for at Oslo Børs opptrer i likevekt med de utvalgte makrovariabler (med unntak av det amerikanske aksjemarkedet). Vi konkluderer med at modellene har gitt solide tegn på at Oslo Børs relaterer seg positivt til kredittvekst, og negativt til henholdsvis pengesparing og rentespread. Resultatene fra undersøkelsen har med andre ord støttet antagelsen om at de uobserverbare driverne for aksjemarkedet, også kan forklare utviklingen i kredittvekst, pengesparing og rentespread.

For pengesparing sitt vedkommende, drøftet vi tidligere muligheten for at økt sparing kan være et gode for banksektoren. Når beløpene på sparekonti øker, kunne disse midlene vært allokert til nye utlån, og følgelig ville man observert en positiv endring i kredittvekst. Dette scenarioet virker ikke urimelig i seg selv, men hvis vi snur argumentasjonen og tar utgangspunkt i kredittvekst, blir sammenhengen mindre plausibel. Når kredittveksten er høy, antar vi også at publikum bruker mer av sin disponible inntekt til konsum og investeringer, og dermed reduseres pengesparingen.

Når vi trekker inn fellesnevnerne, forventning og usikkerhet, som underliggende faktorer, blir det mer forståelig at sammenhengen mellom pengesparing og kredittvekst er negativ. En økende utlånsmengde må implisere at publikum anser fremtidsutsiktene som positive, da man ikke ønsker påføre seg ekstra kostnader i dårlige tider. Likeledes vil publikum ikke øke spareraten sin, hvis de anser sine jobber som trygge, og dermed også sitt fremtidige inntektsgrunnlag. Hvis fremtidsutsiktene derimot er mer usikre, vil man trolig sette av en større del av inntekten til fremtidig konsum, noe som induserer mer sparing og mindre konsum i dag. Dermed er et fall i kredittveksten i dette tilfellet overveiende sannsynlig.

Kapittel 6

Rentespreadens inverse sammenheng med aksjemarkedet virker også rimelig. Vi argumenterer med at en økende spread, indikerer en stigende terminstruktur. Dette påfører publikum en forventning om renteøkninger på sikt, noe som kjøler ned den økonomiske aktiviteten, gjennom en lavere investerings- og konsumaktivitet. I tillegg inducerer forventninger om renteøkninger mer sparing, noe som igjen kan svekke aksjeindeksen ytterligere.

Gjennom makrovariablenes sammenheng med aksjemarkedet, virker dermed våre variabler å reflektere nettopp den forventningen og usikkerheten, som også driver aksjemarkedet. Utviklingen i disse variablene er således ikke tilfeldige, da de er indikatorer for samme underliggende faktorer. En fallende kredittvekst indikerer derfor økt usikkerhet i økonomien, mens både en økende rentespread og en økt sparerate er indikatorer på den samme økningen i usikkerhet.

Hva angår driveregenskaper i modellene, har vi gjennom hele oppgaven presisert at justeringskoeffisientene kan være ustabile i modeller med få variabler. Derfor vil vi ikke gi entydige svar når det kommer til dette. På rentespreaden gir de ulike modellene motstridende signaler vedrørende variabelens eksogenitet/endogenitet til aksjemarkedet. Vi konkluderer imidlertid med at våre modeller gir *indikasjoner* på at Oslo Børs fremstår som driveren av kredittvekst og pengesparing. Dette kan være et tegn på at aksjemarkedet er den aller beste indikatoren på de uobserverbare variablene. Når aksjemarkedet i de fleste modellene opptrer som driver i likevektene, kan dette være indikasjon på at endringer i forventning og usikkerhet knyttet til fremtiden, først fanges opp av Oslo Børs, for deretter å påvirke makrovariablene.

Som følge av at noen av modellene har tegn til brudd på forutsetningene for å estimere VECM, har vi gjennomgående vært noe forsiktige med å gi entydige og bastante konklusjoner. Selv om konklusjonene i denne undersøkelsen ikke har de samme implikasjonene som eksempelvis medisinsk forskning, ønsker man ikke å komme med påstander som man ikke har statistisk belegg for. Likevel ønsker vi avslutningsvis å understreke at alle modellene bygger på hypoteser med solid teoretisk forankring, og at de empiriske resultatene i stor grad svarer til de forventninger vi hadde på forhånd. Vi mener derfor at det er overveiende sannsynlig at de sammenhengene vi har identifisert, også har rot i virkeligheten.

7 Videre implikasjoner

Det er flere interessante momenter i denne oppgaven som kunne motivere til videre forskning på området. Dette er den avsluttende oppgaven for vårt masterstudium, og således er vår akademiske karriere foreløpig over. Hvis så ikke var tilfellet, ville det vært naturlig å finne støtte for våre norske funn også i andre land. Vi har til dels allerede gjort dette, da vi finner den samme likevekten mellom rentespreaden og aksjemarkedet i USA og Norge. Dog ville det vært interessant å utvide sammenligningsgrunnlaget mellom landene, til å inkludere pengesparing og kredittvekst. På grunn av oppgavens omfang har vi også vært nødt til å begrense antall variabler. En naturlig videreføring av undersøkelsen vil dermed være å inkludere flere makrovariabler, og estimere større og mer komplekse modeller, for på den måten å utvide forståelsen for dynamikken i økonomien.

Også variablenes justeringsegenskaper ville vært interessant å undersøke i større og flere modeller. Vi fattet motstridene konklusjoner vedrørende justeringsegenskapene til rentespreaden og aksjemarkedet i USA og Norge. Er dette på grunn av ustabile alfakoeffisienter, eller kan makrovariabler og aksjemarkeder besitte forskjellige justeringsegenskaper, alt etter som hvilket land som studeres? Dette er kanskje ikke urimelig å anta, da et aksjemarkeds evne som ”temperaturmåler” på et lands generelle økonomi, langt i fra er gitt. Denne evnen vil henge sammen med grad av effisiens, statlig kontroll og selve omfanget av aksjemarkedene. I visse land, hvor store deler av økonomien ikke omsettes på børs, vil det sannsynligvis eksistere nasjonale makrovariabler, som i større grad enn børsene, makter å måle et lands økonomiske utvikling.

Feilkorreksjonsmodelleringer, er så vidt vi vet, lite anvendt blant masteroppgaver her til lands. Dette er heller ikke så underlig, da denne modellen er rimelig fersk, sett i sammenheng med mer etablerte metoder. Forhåpentligvis vil vår oppgave kunne inspirere til økt frekvens på denne type bruk av økonometri i studentarbeider. Det er alltid spennende å kunne sammenligne sine egne funn, med andre lignende arbeider, da dette kan øke oppgavens pålitelighet. Motstridende funn er like interessant, da dette vil skape videre diskusjoner og således enda mer arbeider og empiri. Hele prosessen i utredningen, fra idé til konklusjon, har utvilsomt utvidet vår forståelse for dynamikken i økonomien, og kan forhåpentligvis være av signifikant interesse for de med kunnskapshunger innen samme område.

Litteratur

- Bernard, B. og Gerlach, S. (1996). *Does the term structure predict recessions? The international evidence*. Bank for International Settlements, Monetary and Economic Department. Basel.
- Bjørnland, H. C. (2009). *Oil price shocks and stock market booms in an oil exporting country*. Scottish Journal of political economy. Årgang 56, nr. 2 (s. 232-254).
- Bodie, Z., Kane, A. og Marcus, A. J. (2009). *Investments*. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Boye, K. og Dahl, G.A. (2002). *Verdsettelsesmodeller*. Praktisk økonomi og finans. Årgang 18, nr. 1 (s. 83-102).
- Brealey, R. A., Myers, S. C. og Allen, F. (2006). *Corporate Finance*. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Bruland, K. A. og Dalehaug, N. (2008). *Realøkonomi og aksjemarket i Norge. Overordnet sammenheng og historisk utvikling, 1996-2007*. Masteroppgave ved Handelshøgskolen i Bodø.
- Caridi, C. H. (14. februar 2002). *Keynes' Inactive Balances, the Banking Sector and Effective Demand*. Center for Economic Policy Analysis, New School University. Nedlastet 2. februar 2010 fra <http://www.newschool.edu/cepa/papers/archive/cepa200207.pdf>.
- Carlsen, F., Hagland, I. og Ruth, P. A. (1990). *Prising av makroøkonomiske faktorer i det norske aksjemarkedet*. Beta. Årgang 4, nr. 2.
- Chen, N-F., Roll, R. og Ross S. A. (1986). *Economic Forces and the Stock Market*. The Journal of Business. Årgang 59, nr. 3 (s. 383-403).
- Dagens Næringsliv (5. juni 2009). *USA-tall ga norsk børshopp*. Nedlastet 7. oktober 2009 fra <http://www.dn.no/forsiden/borsMarked/article1683120.ece>.
- Dyrnes, L. H. (2006). *Makroøkonomiske faktorer og det norske aksjemarkedet*. Masteroppgave ved Norges Handelshøyskole.
- Easterby-Smith, M., Thorpe, R. og Jackson, P. R. (2008). *Management Research*. London: Sage Publication Ltd.
- Estrella, A. og Hardouvelis, G. (1991). *The term structure as a predictor of real economic Activity*. Journal of Finance. Årgang 46, nr. 2 (s. 555-576).
- Estrella, A. og Mishkin, F. S. (1996). *The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions*. Current Issues in Economics and Finance. Årgang 2, nr. 7 (s. 1-6).

- Finansportalen (ukjent dato). *Risiko og avkastning i pengemarkedsfond*. Nedlastet 30. oktober 2009 fra <http://www.finansportalen.no/Sparing/Risiko+og+avkastning>.
- Fraser, P. og Oyefeso, O. (2001). *The UK Stock Market's Relationship with US and European Stock Markets: Is the UK Stock Market Snuggling-Up to the US - or to Europe?* Department of Accountancy and Finance, University of Aberdeen.
- Gjerde, Ø., Knivsflå, K. H. og Sættem, F. (1997). *The Stock Market and Investment in the Small and Open Norwegian Economy*. SNF-rapport nr 55/00.
- Gjerde, Ø. og Sættem, F. (1995). *Linkages among European and world stock markets*. The European Journal of Finance. Årgang 1, nr. 2 (s. 165-179).
- Gjerde, Ø. og Sættem, F. (1999). *Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy*. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money. Årgang 9, nr. 1 (s. 61-74).
- Gjesdal, F og Johnsen, T. (1999). *Kravsetting, lønnsomhetsmåling og verdivurdering*. Oslo: Cappelen Akademisk Forlag.
- Grauwe, P. D., Iania, L. og Kaltwasser, P. R. (11. november 2008). *How abnormal was the stock market in October 2008?* Nedlastet 7. april 2010 fra <http://www.eurointelligence.com/article.581+M5f21b8d26a3.0.html>.
- Hegnar Online (15. januar 2008). *Vi snakker om en finanskris*e. Nedlastet 7. april 2010 fra <http://www.hegnar.no/okonomi/article245141.ece>.
- Hegnar Online (22. oktober 2009). *Det vil påvirke Oslo Børs torsdag*. Nedlastet 30. oktober 2009 fra <http://www.hegnar.no/analyser/article396939.ece>.
- Heimdal, I. (2006). *Makroøkonomiske faktorer og det norske aksjemarkedet*. Masteroppgave ved Handelshøgskolen i Bodø.
- Hysing-Dahl, A. (2009). *Makroøkonomiske faktorerers innvirkning på Oslo Børs*. Masteroppgave ved Handelshøgskolen i Bodø.
- IMF (17. desember 2002). *Global Financial Stability Report, December 2002*. Nedlastet 2. mai 2010 fra <http://www.imf.org/External/Pubs/FT/GFSR/2002/04/pdf/chp1.pdf>.
- IMF (ukjent dato). *World Economic Outlook report*. Nedlastet 10. november 2009 fra <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2009/02/weodata/index.aspx>.
- James, C., Koreisha, S. og Partch, M. (1985). *A VARMA Analysis of the Causal Relations Among Stock Returns, Real Output, and Nominal Interest Rates*. The Journal of Finance. Årgang 40, nr. 5 (s. 1375-1384).
- Johannessen, A., Kristoffersen, L. og Tufte, P.A. (2004). *Forskningsmetode*. Oslo: Abstrakt forlag.

- Johnson, P. og Duberley, J. (2000). *Understanding management research*. London: Sage Publication Ltd.
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model*. Dokument utdelt i forbindelse med lab-øving i EK302E (vår 2009), hvor det henvises til blant annet Juselius.
- Kamsvåg, B. L. (1993). *Fundamental Factors on the Norwegian Stock Market*. Høyereavdelingsoppgave ved Norges Handelshøyskole.
- Kredittilsynet (18. januar 1999). *Årsmelding 1998 – Aktuelle utviklingstrekk og analyser*. Nedlastet 10. februar 2010 fra <http://www.finanstilsynet.no/archive/Ekstra/vev03082001/aarsmeld98/analyser.html>.
- Lauvsnes, S. O. (2009). *Determinants of a shifting effective demand equilibrium. An explorative investigation into the nature of the interaction between psychological, financial and real factors*. PhD dissertation, Bodø Graduate School of Business.
- Lauvsnes, S. O. (2009). E-postkorrespondanse og samtaler.
- Lauvsnes, S. O. (2010). E-postkorrespondanse og samtaler.
- Lovatt, D. og Parikh, A. (2000). *Stock returns and economic activity: The UK case*. European Journal of Finance. Årgang 6, nr. 3 (s. 280-297).
- Mathur, I. og Subrahmanyam, V. (1990). *Interdependencies among the Nordic and U. S. Stock Markets*. The Scandinavian Journal of Economics. Årgang 92, nr. 4 (s. 587-597).
- Maysami, R. C., Howe, L. C. og Hamzah, M. A. (2004). *Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices*. Jurnal Pengurusan. Årgang 24 (s. 47-77).
- Muradoglu, G., Metin, K. og Argae, R. (2001). *Is there a long-run relationship between stock returns and monetary variables: evidence from an emerging market*. Applied Financial Economics. Årgang 7, nr. 6 (s. 641-649).
- Nasseh, A. og Strauss, J. (2000). *Stock prices and domestic and international macroeconomic activity: A cointegration approach*. Quarterly Review of Economics and Finance. Årgang 40, nr. 2 (s. 229-245).
- Nerva, Ø. (2009). *Aksjetrading ved bruk av teknisk swing- trade analyse; en test av svak effisiens på Oslo børs mellom 2004 og 2009*. Masteroppgave ved Handelshøgskolen i Bodø.
- Norges Bank (9. oktober 2007). *Oversikt over rentemøter og endringer i styringsrenten*. Nedlastet 15. februar 2010 fra http://www.norges-bank.no/templates/article____67652.aspx.

- Norges Bank (15. mars 2007). *Styringsrenten*. Nedlastet 15. februar 2010 fra http://www.norges-bank.no/templates/article____48208.aspx.
- Nyhus, E. K. (2006). *Småinvestorenes psykologi: Hvorfor blir ikke avkastning på aksjer som forventet?* Magma. Årgang 9, nr. 3. Nedlastet 27. oktober 2009 fra <http://www.sivil.no/magma.asp?FILE=2006/03/0107.html>.
- Næs, R., Skjeltorp, J. A. og Ødegaard, B. A. (desember 2008). *Bransjesammensetningen på Oslo Børs*. Nedlastet 29. oktober 2009 fra http://finance.bi.no/~bernt/papers/industristruktur_ob/bransjesammensetning_ob_dec_2008.pdf.
- Næs, R., Skjeltorp, J. A. og Ødegaard, B. A. (2008). *Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs?* Norsk Økonomisk Tidsskrift. Årgang 122, nr. 2 (s. 1-56).
- Oslo Børs (ukjent dato). *Handel på Oslo Børs*. Nedlastet 23. november 2009 fra <http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Handel>.
- Oslo Børs (13. mars 2008). *Årsrapport 2007*. Nedlastet 23. november 2009 fra <http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-oss/AArs-og-delaarsrapporter-fra-Oslo-Boers-Holding>.
- Park, J. og Ratti, R. A. (2008). *Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries*. Energy Economics. Årgang 30, nr. 5 (s. 2587-2608).
- Schwert, G. W. (1990). *Stock Returns and Real Activity: A century of Evidence*. The Journal of Finance. Årgang 45, nr. 4 (s. 1237-1257).
- Sercu, P. og Uppal, R. (1995). *International financial markets and the firm*. South-Western College Pub: Chapman and Hall.
- SSB (ukjent dato). *Andel av Norges totale eksport av varer. 2008. Prosent*. Nedlastet 27. oktober 2009 fra http://www.ssb.no/ur_ekonomi/fig05-eksport.gif.
- SSB (ukjent dato). *Andel av Norges totale import av varer. 2008. Prosent*. Nedlastet 27. oktober 2009 fra http://www.ssb.no/ur_ekonomi/fig04-import.gif.
- SSB (ukjent dato). *Fortsatt nedgang i foretakenes gjeldsvekst*. Nedlastet 30. oktober 2009 fra <http://www.ssb.no/k2/>.
- SSB (ukjent dato). *Nasjonalregnskap-Makroøkonomiske hovedstørrelser*. Nedlastet 15. oktober 2009 fra <http://www.ssb.no/nr/tab-01.html>.
- SSB (ukjent dato). *Om statistikken*. Nedlastet 30. oktober 2009 fra <http://www.ssb.no/m2/>
- The Wall Street Journal (30. september 2008). *Bailout Plan Rejected, Markets Plunge, Forcing New Scramble to Solve Crisis*. Nedlastet 7. april 2009 fra <http://online.wsj.com/article/SB122270285663785991.html>.

Tnstate (23. august 2006). Eksempler på *normalfordeling, kurtose og skjevhet*. Nedlastet 15. november 2009 fra

<http://www.tnstate.edu/ganter/BIO%20311%20Ch%204%20Normal.html>.

Wikipedia (ukjent dato). *Heteroskedastisk figur*. Nedlastet 20. november 2009 fra

<http://en.wikipedia.org/wiki/Heteroscedasticity>.

Wikipedia (ukjent dato). *Homoskedastisk figur*. Nedlastet 20. november 2009 fra

<http://en.wikipedia.org/wiki/Homoscedastic>.

Vedlegg 1: Inndata

obs	KVEKST	LNOB	LNSP500	M	SPREAD	US_SPREAD
1995M12	0.008553	4.605170	6.423133	0.914758	0.000662	0.000333
1996M01	0.001612	4.625659	6.455230	0.934584	0.000570	0.000397
1996M02	5.65E-05	4.650144	6.462140	0.916883	0.001063	0.000675
1996M03	0.004974	4.651863	6.470025	0.916925	0.001391	0.000927
1996M04	0.008583	4.723842	6.483367	0.934741	0.001470	0.001124
1996M05	0.003928	4.732684	6.505963	0.924655	0.001566	0.001257
1996M06	0.002897	4.730833	6.508218	0.887452	0.001545	0.001326
1996M07	0.003222	4.690430	6.461390	0.901620	0.001468	0.001239
1996M08	0.006615	4.715100	6.480029	0.915652	0.001412	0.001146
1996M09	0.008762	4.738914	6.532815	0.914494	0.001391	0.001256
1996M10	0.006974	4.766949	6.558581	0.907149	0.001215	0.001116
1996M11	0.006150	4.831668	6.629390	0.894602	0.001562	0.000816
1996M12	0.004877	4.873517	6.607650	0.845484	0.001643	0.000998
1997M01	0.006421	4.966683	6.667160	0.863642	0.001925	0.001115
1997M02	0.006025	4.959202	6.673070	0.867854	0.001632	0.001013
1997M03	0.008350	4.965429	6.629522	0.864559	0.001860	0.001114
1997M04	0.017629	4.978388	6.686285	0.868475	0.002067	0.001255
1997M05	0.006244	5.033896	6.743211	0.862916	0.001975	0.001193
1997M06	0.013690	5.069659	6.785746	0.806641	0.001874	0.001124
1997M07	0.004146	5.142949	6.860989	0.834036	0.001460	0.000816
1997M08	0.005342	5.135092	6.801806	0.835714	0.001511	0.000807
1997M09	0.008497	5.176997	6.853595	0.806754	0.001460	0.000895
1997M10	0.009978	5.162727	6.818509	0.808019	0.001324	0.000730
1997M11	0.008061	5.117095	6.862130	0.805408	0.001327	0.000476
1997M12	0.007611	5.129248	6.877739	0.786516	0.001211	0.000404
1998M01	0.008780	5.098341	6.887838	0.804131	0.001120	0.000286
1998M02	0.007038	5.114455	6.955917	0.816752	0.001066	0.000270
1998M03	0.011948	5.200649	7.004655	0.809768	0.000858	0.000389
1998M04	0.007000	5.224994	7.013691	0.814664	0.000839	0.000445
1998M05	0.007340	5.167297	6.994685	0.798538	0.000709	0.000405
1998M06	0.009810	5.148773	7.033365	0.758295	0.000389	0.000302
1998M07	0.003852	5.135269	7.021682	0.783566	-0.000112	0.000294
1998M08	0.007817	4.875274	6.864096	0.799703	-0.001220	0.000239
1998M09	-0.003061	4.777778	6.924622	0.792919	-0.002315	5.59E-05
1998M10	0.008452	4.885148	7.001856	0.822186	-0.002194	0.000369
1998M11	0.005605	4.833182	7.059300	0.825001	-0.002226	0.000240
1998M12	0.007238	4.799420	7.114143	0.794541	-0.002579	0.000120
1999M01	0.001864	4.891627	7.154334	0.802577	-0.002401	0.000216
1999M02	0.009735	4.845839	7.121519	0.803771	-0.002231	0.000351
1999M03	0.003815	4.918447	7.159580	0.752187	-0.001769	0.000526
1999M04	0.005909	5.003409	7.196821	0.734949	-0.001678	0.000615
1999M05	0.011070	5.002939	7.171534	0.728679	-0.001534	0.000725
1999M06	0.007734	5.000585	7.224542	0.682535	-0.001011	0.000938
1999M07	0.002955	5.024801	7.191971	0.693869	-0.000618	0.000875
1999M08	0.004379	5.057073	7.185698	0.722005	-0.000281	0.000850
1999M09	0.009259	5.041229	7.156730	0.721962	-0.000129	0.000874
1999M10	0.011902	5.018273	7.217392	0.693949	-0.000276	0.000864
1999M11	0.006638	5.085681	7.236275	0.704660	-0.000287	0.000634
1999M12	0.006954	5.198331	7.292507	0.691876	-0.000100	0.000728
2000M01	0.006608	5.183411	7.240263	0.700152	0.000210	0.000916
2000M02	0.008314	5.220140	7.219949	0.698850	0.000169	0.000623
2000M03	0.011629	5.203182	7.312273	0.709148	-7.12E-05	0.000316
2000M04	0.018043	5.169290	7.280993	0.687743	-0.000296	0.000134
2000M05	0.008626	5.207627	7.258835	0.680972	-0.000400	0.000355
2000M06	0.008880	5.235644	7.282486	0.657197	-0.000707	0.000190
2000M07	0.010521	5.271511	7.266010	0.672642	-0.000765	-7.10E-05
2000M08	0.009725	5.369335	7.324938	0.702980	-0.000966	-0.000355

2000M09	0.014483	5.333057	7.269972	0.687105	-0.001025	-0.000300
2000M10	0.006942	5.322620	7.265010	0.701918	-0.001156	-0.000434
2000M11	0.014865	5.237027	7.181554	0.694028	-0.001185	-0.000505
2000M12	0.001855	5.221382	7.185599	0.709898	-0.001356	-0.000555
2001M01	0.009276	5.263001	7.219649	0.722718	-0.001393	-0.000103
2001M02	0.010402	5.258224	7.122818	0.723777	-0.001308	7.17E-05
2001M03	0.008905	5.180209	7.056460	0.735253	-0.001326	0.000280
2001M04	0.010462	5.244495	7.130467	0.736724	-0.001239	0.000936
2001M05	0.006578	5.258536	7.135544	0.728189	-0.001009	0.001352
2001M06	0.007808	5.205270	7.110190	0.747172	-0.000900	0.001370
2001M07	0.003788	5.176432	7.099392	0.789220	-0.000811	0.001322
2001M08	0.005935	5.113673	7.033136	0.829962	-0.000919	0.001228
2001M09	0.009833	4.969605	6.947879	0.775811	-0.000815	0.001644
2001M10	0.006732	4.997618	6.965817	0.788811	-0.000884	0.001916
2001M11	0.011336	5.034352	7.038301	0.786551	-0.001034	0.002217
2001M12	0.004998	5.080907	7.045846	0.755629	-0.000539	0.002724
2002M01	0.004200	5.058218	7.030150	0.778878	-0.000258	0.002717
2002M02	0.004637	5.080037	7.009165	0.782097	-0.000378	0.002547
2002M03	0.006196	5.156581	7.045245	0.781899	-0.000282	0.002785
2002M04	0.008969	5.123071	6.981860	0.795819	-0.000260	0.002795
2002M05	0.004963	5.096324	6.972737	0.789440	-0.000317	0.002747
2002M06	0.007568	5.002939	6.897523	0.742290	-0.000497	0.002588
2002M07	0.003759	4.936702	6.815223	0.769076	-0.000782	0.002381
2002M08	0.005211	4.908603	6.820093	0.797062	-0.000982	0.002118
2002M09	0.004571	4.750222	6.703532	0.788193	-0.001088	0.001796
2002M10	0.006566	4.792148	6.786446	0.796351	-0.000984	0.001894
2002M11	0.012959	4.835409	6.841947	0.800049	-0.000991	0.002278
2002M12	0.000487	4.790238	6.779717	0.792485	-0.000751	0.002295
2003M01	0.005898	4.741186	6.751920	0.812550	-0.000424	0.002328
2003M02	0.005949	4.691531	6.734770	0.808690	-0.000463	0.002207
2003M03	0.006420	4.705920	6.743093	0.796102	-0.000345	0.002168
2003M04	0.004959	4.805086	6.821020	0.807422	-0.000107	0.002288
2003M05	0.007931	4.875197	6.870666	0.798834	-8.30E-05	0.002024
2003M06	0.008911	4.943427	6.881925	0.759271	0.000272	0.001954
2003M07	0.000985	5.012833	6.898018	0.774541	0.001082	0.002494
2003M08	0.007554	5.053759	6.915733	0.785124	0.001431	0.002830
2003M09	0.003390	4.995860	6.903717	0.769505	0.001632	0.002694
2003M10	0.006431	5.102789	6.957221	0.762854	0.001618	0.002727
2003M11	0.006958	5.117395	6.964325	0.758220	0.001610	0.002726
2003M12	0.002755	5.182008	7.013844	0.748674	0.001667	0.002735
2004M01	0.009090	5.253372	7.030972	0.760867	0.001804	0.002647
2004M02	0.005773	5.338931	7.043108	0.747417	0.001813	0.002558
2004M03	0.004400	5.308119	7.026613	0.748527	0.001815	0.002349
2004M04	0.006501	5.281883	7.009680	0.762447	0.002149	0.002758
2004M05	0.007719	5.303603	7.021691	0.761008	0.002329	0.002988
2004M06	0.011082	5.364339	7.039520	0.714724	0.002143	0.002790
2004M07	0.003674	5.356633	7.004628	0.721897	0.001949	0.002548
2004M08	0.005100	5.370266	7.006913	0.743488	0.001802	0.002257
2004M09	0.007294	5.445659	7.016233	0.741893	0.001809	0.001989
2004M10	0.007708	5.419295	7.030150	0.734282	0.001737	0.001875
2004M11	0.007926	5.501177	7.068019	0.743562	0.001629	0.001685
2004M12	0.006432	5.511693	7.099961	0.722267	0.001546	0.001627
2005M01	0.007271	5.543457	7.074345	0.731613	0.001539	0.001497
2005M02	0.006652	5.628592	7.093072	0.735070	0.001474	0.001285
2005M03	0.011122	5.614587	7.073770	0.731533	0.001589	0.001371
2005M04	0.013431	5.580409	7.053456	0.736648	0.001439	0.001210
2005M05	0.010264	5.639848	7.082968	0.723332	0.001278	0.001001
2005M06	0.010645	5.749934	7.082826	0.692190	0.001095	0.000775
2005M07	0.008661	5.808233	7.118162	0.688672	0.001041	0.000717
2005M08	0.005984	5.879806	7.106877	0.704030	0.001064	0.000595
2005M09	0.010507	5.921605	7.113802	0.696407	0.000878	0.000572
2005M10	0.014932	5.833845	7.095902	0.699219	0.000952	0.000538

2005M11	0.010041	5.867629	7.130483	0.687827	0.001102	0.000457
2005M12	0.014573	5.931661	7.129530	0.675646	0.000986	0.000401
2006M01	0.007591	6.016864	7.154678	0.680463	0.000864	6.41E-05
2006M02	0.010340	6.031286	7.155131	0.673798	0.000880	2.40E-05
2006M03	0.012205	6.114324	7.166166	0.667185	0.000854	7.19E-05
2006M04	0.009469	6.151817	7.178248	0.631469	0.000957	0.000215
2006M05	0.010054	6.084112	7.146843	0.635372	0.000932	0.000215
2006M06	0.017681	6.070876	7.146930	0.599064	0.000932	0.000151
2006M07	0.007898	6.098164	7.152003	0.611923	0.000916	7.96E-06
2006M08	0.011109	6.086275	7.173054	0.621107	0.000711	-0.000167
2006M09	0.015769	6.055073	7.197323	0.625796	0.000528	-0.000168
2006M10	0.010857	6.134742	7.228345	0.616376	0.000486	-0.000255
2006M11	0.008686	6.160281	7.244677	0.611910	0.000347	-0.000375
2006M12	0.011825	6.219359	7.257214	0.596557	0.000269	-0.000327
2007M01	0.006512	6.260271	7.271175	0.602198	0.000239	-0.000279
2007M02	0.010462	6.212173	7.249087	0.614987	0.000150	-0.000351
2007M03	0.012656	6.256129	7.259018	0.619354	-9.82E-05	-0.000415
2007M04	0.008241	6.293434	7.301397	0.613495	1.62E-05	-0.000255
2007M05	0.017269	6.334826	7.333428	0.610236	0.000107	-9.58E-05
2007M06	0.014977	6.374783	7.315451	0.582397	0.000226	0.000287
2007M07	0.007188	6.351515	7.282947	0.593816	4.20E-05	3.19E-05
2007M08	0.009725	6.307044	7.295728	0.620161	-0.000359	0.000280
2007M09	0.007991	6.354624	7.330897	0.621178	-0.000707	0.000425
2007M10	0.008530	6.388549	7.345610	0.622143	-0.000766	0.000425
2007M11	0.017497	6.350522	7.300567	0.628801	-0.000977	0.000645
2007M12	0.010342	6.345609	7.291901	0.638633	-0.001214	0.000831
2008M01	0.008466	6.128612	7.228788	0.649225	-0.001177	0.000744
2008M02	0.009628	6.205678	7.193408	0.665448	-0.001387	0.001274
2008M03	0.009720	6.168351	7.187430	0.666153	-0.001696	0.001819
2008M04	0.011051	6.283264	7.233881	0.670010	-0.001618	0.001931
2008M05	0.009622	6.353787	7.244499	0.667888	-0.001663	0.001722
2008M06	0.010635	6.285882	7.154615	0.636699	-0.001359	0.001793
2008M07	0.005624	6.203195	7.144707	0.660609	-0.001403	0.001909
2008M08	0.005767	6.202143	7.156824	0.672239	-0.001657	0.001739
2008M09	0.011454	5.928571	7.061643	0.698451	-0.002064	0.002071
2008M10	0.012852	5.686286	6.876007	0.722608	-0.002405	0.002548
2008M11	0.010149	5.585877	6.798208	0.724580	-0.001783	0.002737
2008M12	0.008009	5.599162	6.805999	0.707708	-0.000816	0.001970
2009M01	0.000894	5.613916	6.716449	0.723772	-9.23E-05	0.001968
2009M02	0.006763	5.557059	6.599993	0.729338	0.000135	0.002111
2009M03	0.002453	5.596524	6.681946	0.732288	0.000450	0.002137
2009M04	0.003467	5.697888	6.771718	0.728832	0.000768	0.002276
2009M05	0.004098	5.838057	6.823438	0.714588	0.001346	0.002551
2009M06	0.003546	5.808388	6.823634	0.685037	0.001679	0.002898
2009M07	1.36E-05	5.851078	6.895156	0.695049	0.001740	0.002769
2009M08	-0.002125	5.858111	6.928166	0.711515	0.001826	0.002802
2009M09	0.002660	5.915737	6.963266	0.712389	0.001787	0.002690
2009M10	0.002067	5.942206	6.943306	0.694870	0.001615	0.002724
2009M11	0.004661	5.983197	6.999085	0.709341	0.001582	0.002748

Vedlegg 2: Stasjonaritetstester

• KVEKST – $\ln(k2/k2(-1))$

Null Hypothesis: KVEKST has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.751554	0.4035
Test critical values:		
1% level	-3.470934	
5% level	-2.879267	
10% level	-2.576301	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(KVEKST) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.816005	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.471192	
5% level	-2.879380	
10% level	-2.576361	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

• LNOB – $\ln(oseax)$

Null Hypothesis: LNOB has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.274547	0.6409
Test critical values:		
1% level	-3.469933	
5% level	-2.878829	
10% level	-2.576067	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LNOB) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.06053	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.469933	
5% level	-2.878829	
10% level	-2.576067	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

• US_SPREAD (lang rente minus kort rente i US avkastning)

Null Hypothesis: US_SPREAD has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.605082	0.4777
Test critical values:		
1% level	-3.469933	
5% level	-2.878829	
10% level	-2.576067	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(US_SPREAD) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.473396	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.469933	
5% level	-2.878829	
10% level	-2.576067	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

• SPREAD (lang rente minus kort rente i Norge), mnd avkastning

Null Hypothesis: SPREAD has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.398714	0.1437
Test critical values:		
1% level	-3.469933	
5% level	-2.878829	
10% level	-2.576067	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(SPREAD) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.004856	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.469933	
5% level	-2.878829	
10% level	-2.576067	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

• LNSP500 – $\ln(\text{Standard \& Poor's 500})$

Null Hypothesis: LNSP500 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.112848	0.5345
Test critical values:		
1% level	-4.013946	
5% level	-3.436957	
10% level	-3.142642	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LNSP500) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.30861	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.014288	
5% level	-3.437122	
10% level	-3.142739	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

• M – $\ln(M2/M1)$

Null Hypothesis: M has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.316748	0.1680
Test critical values:		
1% level	-3.472813	
5% level	-2.880088	
10% level	-2.576739	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(M) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 11 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.322157	0.1663
Test critical values:		
1% level	-3.472813	
5% level	-2.880088	
10% level	-2.576739	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(M,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 10 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.113935	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.472813	
5% level	-2.880088	
10% level	-2.576739	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Vedlegg 3: Diverse tabeller – KVEKST og LNOB

Residualtest av UVAR (etter dummy)

Autokorrelasjon

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 03/02/10 Time: 17:45
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Lags	LM-Stat	Prob
1	3.473973	0.4818
2	3.008361	0.5564
3	3.108230	0.5399
4	0.598266	0.9633
5	7.056737	0.1329
6	7.309267	0.1204
7	8.404263	0.0778
8	4.997950	0.2875
9	1.779902	0.7762
10	5.678497	0.2245
11	5.937442	0.2039
12	10.61719	0.0312

Probs from chi-square with 4 df.

Normalfordeling

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doomik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 03/02/10 Time: 17:46
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.098354	0.288789	1	0.5910
2	-0.261274	1.987991	1	0.1586
Joint		2.276780	2	0.3203

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.700944	0.307569	1	0.5792
2	2.502824	2.939909	1	0.0864
Joint		3.247478	2	0.1972

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.596357	2	0.7422
2	4.927900	2	0.0851
Joint	5.524258	4	0.2376

Heteroskedastisitet

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 03/02/10 Time: 17:46
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
48.36682	36	0.0816

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(12,153)	Prob.	Chi-sq(12)	Prob.
res1*res1	0.036648	0.485031	0.9212	6.083491	0.9118
res2*res2	0.170817	2.626576	0.0032	28.35557	0.0049
res2*res1	0.094712	1.333915	0.2047	15.72218	0.2043

Residualegenskaper til UVAR

- Autokorrelasjon: Kun signifikant autokorrelasjon ved lag 7 og 12 (p-verdi på henholdsvis 0,0778 og 0,0312) i LM-test. Økning av laglengde forbedrer ikke denne autokorrelasjonen.
- Normalfordeling: Jarque-Bera joint-test konkluderer med at residualene er normalfordelte (p-verdi = 0,2376).

- Heteroskedastisitet: White-test avslører at heteroskedastisitet er til stede, dog ikke signifikant på 5 prosent (p-verdi = 0,0816). Her er det LNOB som forårsaker en ikke-konstant variasjon i residualene.
- Konklusjon: Residualene er tilfredsstillende.

Tracetest

Date: 03/03/10 Time: 16:54
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166
 Series: KVEKST LNOB
 Exogenous series: DUM08M1 DUM97M4 DUM08M9 DUM98M8
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	1	1	1	1
Max-Eig	2	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Date: 03/02/10 Time: 17:48
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
 Series: KVEKST LNOB
 Exogenous series: DUM97M4 DUM08M9 DUM98M8 DUM08M1
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.251413	49.45326	25.87211	0.0000
At most 1	0.008308	1.384903	12.51798	0.9939

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.251413	48.06836	19.38704	0.0000
At most 1	0.008308	1.384903	12.51798	0.9939

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

VECM

Vector Error Correction Estimates
 Date: 03/02/10 Time: 17:49
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
KVEKST(-1)	1.000000	
LNOB(-1)	-0.006149 (0.00117) [-5.25058]	
@TREND(95M12)	4.37E-05 (1.2E-05) [3.52058]	
C	0.021673	
Error Correction:	D(KVEKST)	D(LNOB)
CointEq1	-0.753572 (0.10369) [-7.26735]	1.751321 (1.80761) [0.96886]
D(KVEKST(-1))	-0.157529 (0.07712) [-2.04262]	-1.118474 (1.34441) [-0.83195]
D(LNOB(-1))	-3.14E-05 (0.00380) [-0.00825]	0.228781 (0.06626) [3.45291]
C	-3.96E-05 (0.00026) [-0.15415]	0.010956 (0.00448) [2.44467]
DUM97M4	0.009829 (0.00326) [3.01530]	0.002842 (0.05683) [0.05001]
DUM08M9	0.002726 (0.00328) [0.82990]	-0.277103 (0.05725) [-4.83996]
DUM98M8	-0.000440 (0.00328) [-0.13400]	-0.266379 (0.05718) [-4.65825]
DUM08M1	-0.003467 (0.00329) [-1.05235]	-0.233661 (0.05744) [-4.06818]
R-squared	0.500365	0.326801
Adj. R-squared	0.478229	0.296975
Sum sq. resids	0.001664	0.505729
S.E. equation	0.003245	0.056576
F-statistic	22.60438	10.95716
Log likelihood	719.8194	245.3369
Akaike AIC	-8.576137	-2.859480
Schwarz SC	-8.426161	-2.709505
Mean dependent	1.84E-05	0.008178
S.D. dependent	0.004493	0.067475
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.36E-08
Determinant resid covariance		3.04E-08
Log likelihood		965.5039
Akaike information criterion		-11.40366
Schwarz criterion		-11.04747

Vedlegg 4: Diverse tabeller – SPREAD og LNOB

Residualtest av UVAR (etter dummy)

Autokorrelasjon

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 03/03/10 Time: 13:19
Sample: 1995M12 2009M11
Included observations: 166

Lags	LM-Stat	Prob
1	12.43312	0.0144
2	10.36066	0.0348
3	2.586471	0.6292
4	1.056105	0.9012
5	7.747116	0.1013
6	5.693920	0.2232
7	1.898557	0.7544
8	1.104269	0.8936
9	2.209880	0.6972
10	2.054805	0.7257
11	5.287867	0.2590
12	3.043185	0.5506

Probs from chi-square with 4 df.

Normalfordeling

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 03/03/10 Time: 13:19
Sample: 1995M12 2009M11
Included observations: 166

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.339481	3.293174	1	0.0696
2	-0.280520	2.281881	1	0.1309
Joint		5.575055	2	0.0616

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.933825	0.426622	1	0.5137
2	2.723872	1.074876	1	0.2998
Joint		1.501498	2	0.4720

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.719796	2	0.1557
2	3.356757	2	0.1867
Joint	7.076553	4	0.1319

Heteroskedastisitet

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 03/03/10 Time: 13:20
Sample: 1995M12 2009M11
Included observations: 166

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
96.34262	39	0.0000

Individual components:

Dependent	R-squared	F(13,152)	Prob.	Chi-sq(13)	Prob.
res1*res1	0.158178	2.196981	0.0121	26.25756	0.0157
res2*res2	0.327589	5.696334	0.0000	54.37983	0.0000
res2*res1	0.219842	3.294788	0.0002	36.49372	0.0005

Residualegenskaper til UVAR

- Autokorrelasjon: Insignifikant, med unntak for lag 1 og 2, som er signifikant på 5 prosents nivå. Å øke laglengden på UVAR til 3, forbedrer ikke denne autokorrelasjon.
- Normalfordeling: Jarque-Bera joint-test konkluderer med at residualene er normalfordelte (p-verdi = 0,1319). Dog er det signifikant (10 prosent) skjevhet på spread.

- Heteroskedastisitet: White-test avslører at heteroskedastisitet er til stede (p-verdi = 0,000). Her er det begge variablene som forårsaker en ikke-konstant variasjon i residualene.
- Konklusjon: Residualene er noe svake.

Tracetest

Date: 03/03/10 Time: 13:22
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166
 Series: SPREAD LNOB
 Exogenous series: DUM98M8 DUM08M9 DUM08M1 DUM08M11 DUM08M12
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	2
Max-Eig	1	1	1	1	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Date: 03/03/10 Time: 13:23
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
 Series: SPREAD LNOB
 Exogenous series: DUM98M8 DUM08M9 DUM08M1 DUM08M11 DUM08M12
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.138593	31.71615	25.87211	0.0083
At most 1	0.041008	6.950851	12.51798	0.3497

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.138593	24.76530	19.38704	0.0075
At most 1	0.041008	6.950851	12.51798	0.3497

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

VECM

Vector Error Correction Estimates
 Date: 03/03/10 Time: 13:24
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SPREAD(-1)	1.000000	
LNOB(-1)	0.004506 (0.00129) [3.50351]	
@TREND(95M12)	-3.43E-05 (1.4E-05) [-2.51749]	
C	-0.021575	
Error Correction:	D(SPREAD)	D(LNOB)
CointEq1	-0.038927 (0.00827) [-4.70520]	1.563988 (2.55676) [0.61171]
D(SPREAD(-1))	0.376292 (0.06052) [6.21770]	0.535098 (18.7031) [0.02861]
D(LNOB(-1))	0.000989 (0.00025) [4.01076]	0.191125 (0.07619) [2.50840]
C	-7.14E-06 (1.5E-05) [-0.48782]	0.011549 (0.00452) [2.55300]
DUM98M8	-0.000886 (0.00019) [-4.75864]	-0.269250 (0.05751) [-4.68161]
DUM08M9	-0.000324 (0.00018) [-1.75354]	-0.283951 (0.05704) [-4.97797]
DUM08M1	0.000170 (0.00018) [0.92435]	-0.228780 (0.05699) [-4.01460]
DUM08M11	0.000853 (0.00019) [4.42128]	-0.059724 (0.05963) [-1.00155]
DUM08M12	0.000702 (0.00019) [3.67698]	0.026128 (0.05904) [0.44252]
R-squared	0.540836	0.329753
Adj. R-squared	0.517439	0.295601
Sum sq. resids	5.27E-06	0.503510
S.E. equation	0.000183	0.056631
F-statistic	23.11570	9.655264
Log likelihood	1197.459	245.7017
Akaike AIC	-14.31878	-2.851828
Schwarz SC	-14.15006	-2.683106
Mean dependent	6.10E-06	0.008178
S.D. dependent	0.000264	0.067475
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.02E-10	
Determinant resid covariance	9.10E-11	
Log likelihood	1447.874	
Akaike information criterion	-17.19125	
Schwarz criterion	-16.79757	

Vedlegg 5: Diverse tabeller – KVEKST, SPREAD og LNOB

Residualtest av UVAR (etter dummy)

Autokorrelasjon

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 03/11/10 Time: 14:35

Sample: 1995M12 2009M11

Included observations: 166

Lags	LM-Stat	Prob
1	17.24765	0.0450
2	14.92749	0.0929
3	5.302885	0.8071
4	2.591628	0.9783
5	13.48125	0.1420
6	15.80056	0.0712
7	17.28667	0.0444
8	7.256398	0.6104
9	13.28622	0.1501
10	8.351090	0.4992
11	10.87006	0.2847
12	12.47671	0.1877

Probs from chi-square with 9 df.

Normalfordeling

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 03/11/10 Time: 14:35

Sample: 1995M12 2009M11

Included observations: 166

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.212714	1.330387	1	0.2487
2	0.310332	2.772794	1	0.0959
3	-0.171157	0.867194	1	0.3517
Joint		4.970376	3	0.1740

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.753998	0.448578	1	0.5030
2	2.710976	1.494201	1	0.2216
3	2.388872	3.233004	1	0.0722
Joint		5.175783	3	0.1594

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.778965	2	0.4109
2	4.266995	2	0.1184
3	4.100199	2	0.1287
Joint	10.14616	6	0.1186

Heteroskedastisitet

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 03/11/10 Time: 14:35

Sample: 1995M12 2009M11

Included observations: 166

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
136.5855	108	0.0329

Individual components:

Dependent	R-squared	F(18,147)	Prob.	Chi-sq(18)	Prob.
res1*res1	0.054515	0.470875	0.9667	9.049478	0.9586
res2*res2	0.106770	0.976186	0.4902	17.72389	0.4740
res3*res3	0.329105	4.006119	0.0000	54.63135	0.0000
res2*res1	0.195649	1.986450	0.0137	32.47778	0.0193
res3*res1	0.107890	0.987664	0.4771	17.90980	0.4616
res3*res2	0.090820	0.815784	0.6795	15.07607	0.6567

Residualegenskaper til UVAR

- Autokorrelasjon: Autokorrelasjon ved lag 1, 2, 6 og 7, som er signifikant på henholdsvis 5, 10, 10 og 5 prosents nivå. Denne autokorrelasjonen forbedres heller ikke ved å øke laglengden til 3.

- Normalfordeling: Nullhypotesen i Jarque-Bera joint test kan ikke forkastes (p-verdi = 0,1186), og således er residualene normalfordelte.
- Heteroskedastisitet: en p-verdi på 0,0329 indikerer at heteroskedastisitet er til stede.
- Konklusjon: Residualene har trekk av autokorrelasjon, noe som kan by på problemer. Dog er denne autokorrelasjonen ikke meget signifikant. Heteroskedastisiteten er ikke like bekymringsfylt, og med en bra normalfordeling, anser vi residualene som delvis akseptable.

Tracetest

Date: 03/11/10 Time: 14:36
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166
 Series: KVEKST SPREAD LNOB
 Exogenous series: DUM98M8 DUM08M11 DUM08M12 DUM98M10 DUM08M9 DUM08M1
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model					
Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	2	3
Max-Eig	2	2	2	2	3

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Date: 03/11/10 Time: 14:36
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
 Series: KVEKST SPREAD LNOB
 Exogenous series: DUM98M8 DUM08M11 DUM08M12 DUM98M10 DUM08M9 DUM08M1
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.245925	74.51793	42.91525	0.0000
At most 1 *	0.118146	27.66228	25.87211	0.0297
At most 2	0.040086	6.791296	12.51798	0.3668

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.245925	46.85565	25.82321	0.0000
At most 1 *	0.118146	20.87099	19.38704	0.0303
At most 2	0.040086	6.791296	12.51798	0.3668

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

VECM

Vector Error Correction Estimates
 Date: 03/11/10 Time: 14:37
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
KVEKST(-1)	1.000000	0.000000
SPREAD(-1)	0.000000	1.000000
LNOB(-1)	-0.007907 (0.00135) [-5.85562]	0.003651 (0.00128) [2.85777]
@TREND(95M12)	6.09E-05 (1.4E-05) [4.29463]	-2.75E-05 (1.3E-05) [-2.04637]
C	0.029689	-0.017547

Error Correction:	D(KVEKST)	D(SPREAD)	D(LNOB)
CointEq1	-0.773778 (0.11281) [-6.85911]	0.002702 (0.00604) [0.44719]	3.867981 (1.85485) [2.08534]
CointEq2	-0.217226 (0.17807) [-1.21987]	-0.035003 (0.00954) [-3.66999]	5.502376 (2.92790) [1.87929]
D(KVEKST(-1))	-0.128784 (0.08175) [-1.57528]	-0.000912 (0.00438) [-0.20818]	-1.597926 (1.34420) [-1.18875]
D(SPREAD(-1))	0.209743 (1.18817) [0.17653]	0.456683 (0.06364) [7.17618]	21.23587 (19.5360) [1.08701]
D(LNOB(-1))	0.002145 (0.00455) [0.47166]	0.000963 (0.00024) [3.95204]	0.182522 (0.07479) [2.44041]
C	-3.35E-05 (0.00027) [-0.12407]	-1.16E-05 (1.4E-05) [-0.80202]	0.010288 (0.00444) [2.31488]
DUM98M8	-0.000547 (0.00346) [-0.15789]	-0.000839 (0.00019) [-4.52614]	-0.248089 (0.05692) [-4.35866]
DUM08M11	0.002787 (0.00359) [0.77739]	0.000883 (0.00019) [4.59922]	-0.065200 (0.05895) [-1.10595]
DUM08M12	0.000935 (0.00357) [0.26214]	0.000663 (0.00019) [3.46961]	0.001518 (0.05866) [0.02587]
DUM98M10	0.002831 (0.00383) [0.74012]	0.000624 (0.00020) [3.04502]	0.174314 (0.06289) [2.77154]
DUM08M9	0.002330 (0.00344) [0.67790]	-0.000293 (0.00018) [-1.59183]	-0.257358 (0.05652) [-4.5346]
DUM08M1	-0.003625 (0.00343) [-1.05801]	0.000173 (0.00018) [0.94487]	-0.230051 (0.05633) [-4.08376]

R-squared	0.477193	0.564914	0.373931
Adj. R-squared	0.439849	0.533836	0.328569
Sum sq. resids	0.001741	5.00E-06	0.470774
S.E. equation	0.003363	0.000180	0.055290
F-statistic	12.77851	18.17754	8.340330
Log likelihood	716.0566	1201.929	251.2815
Akaike AIC	-8.482609	-14.33650	-2.882910
Schwarz SC	-8.257646	-14.11154	-2.657947
Mean dependent	1.84E-05	6.10E-06	0.008178
S.D. dependent	0.004493	0.000264	0.067475

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.07E-15
Determinant resid covariance	8.54E-16
Log likelihood	2173.231
Akaike information criterion	-25.65539
Schwarz criterion	-24.82852

Vedlegg 6: Diverse tabeller – US_SPREAD og LNSP500

Residualtest av UVAR (etter dummy)

Autokorrelasjon

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 04/09/10 Time: 15:51
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Lags	LM-Stat	Prob
1	8.363125	0.0791
2	2.669106	0.6146
3	1.905420	0.7531
4	11.53532	0.0212
5	0.830069	0.9344
6	1.134989	0.8887
7	6.935817	0.1393
8	4.650392	0.3251
9	4.944764	0.2930
10	1.527907	0.8217
11	3.788705	0.4354
12	3.680613	0.4510

Probs from chi-square with 4 df.

Normalfordeling

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 04/09/10 Time: 15:52
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.269086	2.105064	1	0.1468
2	-0.273216	2.168190	1	0.1409
Joint		4.273254	2	0.1181

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.545941	1.872006	1	0.1712
2	2.183512	9.168681	1	0.0025
Joint		11.04069	2	0.0040

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.977071	2	0.1369
2	11.33687	2	0.0035
Joint	15.31394	4	0.0041

Heteroskedastisitet

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 04/09/10 Time: 15:52
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
35.19085	39	0.6443

Individual components:

Dependent	R-squared	F(13,152)	Prob.	Chi-sq(13)	Prob.
res1*res1	0.055545	0.687643	0.7732	9.220457	0.7561
res2*res2	0.091959	1.184101	0.2960	15.26519	0.2911
res2*res1	0.080363	1.021745	0.4334	13.34033	0.4219

Residualegenskaper til UVAR

- Autokorrelasjon: Signifikant autokorrelasjon ved lag 1 og 4, med p-verdi på henholdsvis 0,0791 og 0,0212.
- Normalfordeling: Residualene er normalfordelte hva gjelder skjevhet.

- Heteroskedastisitet: White-test kan ikke forkaste nullhypotesen om homoskedastiske residualer (p-verdi=0,6443).
- Konklusjon: Residualene er akseptable.

Tracetest

Date: 04/09/10 Time: 15:55
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166
 Series: US_SPREAD LN5P500
 Exogenous series: DUM98M8 DUM01M2 DUM02M9 DUM08M10 DUM09M2
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None		Linear		Quadratic
	No Intercept	Intercept	No Trend	Intercept	Intercept
Trace	0	1	1	0	1
Max-Eig	0	1	1	0	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Date: 04/09/10 Time: 15:56
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: US_SPREAD LN5P500
 Exogenous series: DUM98M8 DUM01M2 DUM02M9 DUM08M10 DUM09M2
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.094893	18.73416	15.49471	0.0157
At most 1	0.013068	2.183667	3.841466	0.1395

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.094893	16.55049	14.26460	0.0214
At most 1	0.013068	2.183667	3.841466	0.1395

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

VECM

Vector Error Correction Estimates
 Date: 04/09/10 Time: 15:56
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
US_SPREAD(-1)	1.000000	
LN5P500(-1)	0.006591 (0.00155) [4.25872]	
C	-0.047360	
Error Correction:	D(US_SPREAD)	D(LN5P500)
CointEq1	-0.012736 (0.01144) [-1.11289]	-8.581819 (2.23625) [-3.83759]
D(US_SPREAD(-1))	0.271601 (0.07686) [3.53360]	11.79222 (15.0200) [0.78510]
D(LN5P500(-1))	0.000136 (0.00034) [0.39731]	0.045740 (0.06685) [0.68427]
C	8.33E-06 (1.6E-05) [0.51785]	0.007273 (0.00314) [2.31320]
DUM98M8	-7.01E-05 (0.00020) [-0.34392]	-0.170997 (0.03984) [-4.29176]
DUM01M2	4.10E-05 (0.00021) [0.19828]	-0.109966 (0.04039) [-2.72245]
DUM02M9	-0.000263 (0.00020) [-1.28405]	-0.123472 (0.04000) [-3.08674]
DUM08M10	0.000407 (0.00021) [1.95712]	-0.181733 (0.04065) [-4.47106]
DUM09M2	0.000133 (0.00021) [0.64486]	-0.129278 (0.04037) [-3.20202]
R-squared	0.124929	0.341115
Adj. R-squared	0.080339	0.307541
Sum sq. resids	6.47E-06	0.246998
S.E. equation	0.000203	0.039664
F-statistic	2.801746	10.16018
Log likelihood	1180.486	304.8162
Akaike AIC	-14.11429	-3.564051
Schwarz SC	-13.94557	-3.395329
Mean dependent	1.42E-05	0.003276
S.D. dependent	0.000212	0.047665
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.46E-11
Determinant resid covariance		5.78E-11
Log likelihood		1485.532
Akaike information criterion		-17.65701
Schwarz criterion		-17.28207

Vedlegg 7: Diverse tabeller – US_SPREAD, LN500 og LNOB

Residualtest av UVAR (etter dummy)

Autokorrelasjon

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 04/09/10 Time: 16:30
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Lags	LM-Stat	Prob
1	8.688185	0.4665
2	7.767662	0.5577
3	9.677273	0.3772
4	14.87511	0.0944
5	5.157002	0.8204
6	5.125812	0.8232
7	13.91251	0.1255
8	8.869411	0.4494
9	12.17775	0.2035
10	6.156908	0.7241
11	5.483099	0.7903
12	5.743383	0.7653

Probs from chi-square with 9 df.

Normalfordeling

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 04/09/10 Time: 16:30
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.208552	1.279788	1	0.2579
2	-0.244694	1.749762	1	0.1859
3	-0.168970	0.845441	1	0.3578
Joint		3.874991	3	0.2753

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.574374	2.691268	1	0.1009
2	2.841416	0.258825	1	0.6109
3	2.034502	10.54983	1	0.0012
Joint		13.49992	3	0.0037

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.971056	2	0.1373
2	2.008587	2	0.3663
3	11.39527	2	0.0034
Joint	17.37491	6	0.0080

Heteroskedastisitet

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 04/09/10 Time: 16:31
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
108.4096	96	0.1821

Individual components:

Dependent	R-squared	F(16,149)	Prob.	Chi-sq(16)	Prob.
res1*res1	0.074059	0.744835	0.7443	12.29378	0.7235
res2*res2	0.124709	1.326820	0.1879	20.70170	0.1903
res3*res3	0.071235	0.714254	0.7763	11.82499	0.7559
res2*res1	0.133182	1.430820	0.1345	22.10826	0.1397
res3*res1	0.158681	1.756430	0.0423	26.34107	0.0494
res3*res2	0.067881	0.678179	0.8120	11.26827	0.7926

Residualegenskaper til UVAR

- Autokorrelasjon: Kun signifikant autokorrelasjon ved lag 4 (p-verdi = 0,0944).

- Normalfordeling: Residualene er normalfordelte hva gjelder skjevhet. Joint-test på skjevhet gir p-verdi = 0,2753.
- Heteroskedastisitet: Residualene er homoskedastiske (p-verdi = 0,1821).
- Konklusjon: Meget tilfredsstillende residualer.

Tracetest

Date: 04/09/10 Time: 16:37
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166
 Series: US_SPREAD LN5P500 LNOB
 Exogenous series: DUM08M9 DUM98M8 DUM08M1 DUM08M10
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None		Linear		Quadratic
	No Intercept	Intercept	No Intercept	Intercept	Intercept
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Date: 04/09/10 Time: 16:37
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: US_SPREAD LN5P500 LNOB
 Exogenous series: DUM08M9 DUM98M8 DUM08M1 DUM08M10 DUM02M9
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.084519	18.53308	29.79707	0.5269
At most 1	0.019395	3.874394	15.49471	0.9134
At most 2	0.003747	0.623131	3.841466	0.4299

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.084519	14.65868	21.13162	0.3135
At most 1	0.019395	3.251263	14.26460	0.9286
At most 2	0.003747	0.623131	3.841466	0.4299

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

VECM

Vector Error Correction Estimates
 Date: 04/09/10 Time: 16:40
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
US_SPREAD(-1)	1.000000		
LN5P500(-1)	0.004640 (0.00164) [2.83382]		
LNOB(-1)	0.000187 (0.00073) [0.25550]		
C	-0.034700		
Error Correction:	D(US_SPREAD)	D(LN5P500)	D(LNOB)
CointEq1	-0.021976 (0.01415) [-1.55260]	-7.986040 (2.96125) [-2.69684]	-0.857405 (3.70508) [-0.23141]
D(US_SPREAD(-1))	0.302557 (0.07528) [4.01885]	10.66160 (15.7504) [0.67691]	-7.797661 (19.7067) [-0.39569]
D(LN5P500(-1))	0.000132 (0.00047) [0.28400]	0.148889 (0.09744) [1.52806]	0.399379 (0.12191) [3.27598]
D(LNOB(-1))	-5.49E-05 (0.00034) [-0.15988]	-0.086540 (0.07182) [-1.20498]	-0.061277 (0.08986) [-0.68193]
C	6.21E-06 (1.6E-05) [0.38749]	0.006470 (0.00335) [1.92901]	0.013671 (0.00420) [3.25752]
DUM08M9	0.000407 (0.00020) [2.00024]	-0.090479 (0.04257) [-2.12545]	-0.292267 (0.05326) [-5.48734]
DUM98M8	-7.75E-05 (0.00020) [-0.38327]	-0.170290 (0.04228) [-4.02753]	-0.270628 (0.05290) [-5.11564]
DUM08M1	-0.000123 (0.00020) [-0.60741]	-0.061484 (0.04241) [-1.44970]	-0.225063 (0.05306) [-4.24133]
DUM08M10	0.000395 (0.00022) [1.81727]	-0.195185 (0.04548) [-4.29175]	-0.231045 (0.05690) [-4.06033]
R-squared	0.141438	0.259031	0.421167
Adj. R-squared	0.097689	0.221275	0.391672
Sum sq. resids	6.35E-06	0.277769	0.434838
S.E. equation	0.000201	0.042062	0.052628
F-statistic	3.232978	6.860606	14.27941
Log likelihood	1182.067	295.0713	257.8721
Akaike AIC	-14.13334	-3.446642	-2.998459
Schwarz SC	-13.96461	-3.277919	-2.829737
Mean dependent	1.42E-05	0.003276	0.008178
S.D. dependent	0.000212	0.047665	0.067475
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.17E-13	
Determinant resid covariance		9.89E-14	
Log likelihood		1778.747	
Akaike information criterion		-21.06924	
Schwarz criterion		-20.50683	

Vedlegg 8: Diverse tabeller – M og LNOB

Residualtest av UVAR (etter dummy)

Autokorrelasjon

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 03/11/10 Time: 17:13
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.611014	0.3296
2	2.757834	0.5991
3	5.376930	0.2508
4	0.570209	0.9663
5	3.853295	0.4262
6	3.582942	0.4654
7	3.542248	0.4715
8	1.993837	0.7369
9	3.578460	0.4660
10	3.234173	0.5194
11	3.132125	0.5360
12	2.500382	0.6446

Probs from chi-square with 4 df.

Normalfordeling

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 03/11/10 Time: 17:13
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.275487	2.203246	1	0.1377
2	-0.141871	0.598161	1	0.4393
Joint		2.801407	2	0.2464

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.206102	8.288699	1	0.0040
2	1.705291	23.58168	1	0.0000
Joint		31.87038	2	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	10.49195	2	0.0053
2	24.17985	2	0.0000
Joint	34.67179	4	0.0000

Heteroskedastisitet

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 03/11/10 Time: 17:13
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
88.22538	66	0.0353

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(22,143)	Prob.	Chi-sq(22)	Prob.
res1*res1	0.101056	0.730704	0.8019	16.77525	0.7756
res2*res2	0.290528	2.661746	0.0003	48.22769	0.0010
res2*res1	0.137657	1.037604	0.4233	22.85105	0.4102

Residualegenskaper til UVAR

- Autokorrelasjon: Ingen signifikant autokorrelasjon

- Normalfordeling: Jarque-Bera joint-test forkaster nullhypotesen om normalfordeling. Joint-testen som kun omhandler skjevhet kan imidlertid ikke forkastes (p-verdi = 0,2464), noe som er betryggende.
- Heteroskedastisitet: Nullhypotesen om homoskedastiske residualer må forkastes (p-verdi = 0,0353). I dette tilfellet er det LNOB som forårsaker ikke-konstant variasjon i residualene.
- Konklusjon: Autokorrelasjon og skjevhet er meget tilfredsstillende, mens heteroskedastisitet og kurtose er noe skuffende. Vi anser imidlertid residualene som tilfredsstillende, da de strengeste kravene til residualene er mer enn nok oppfylt.

Tracetest

Date: 04/27/10 Time: 15:35
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166
 Series: M LNOB
 Exogenous series: DUM98M8 DUM08M1 DUM08M9 SES_1 SES_2 SES_3 SES_4
 SES_5 SES_6 SES_7 SES_8 SES_9 SES_10 SES_11
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 1

Selected
 (0.05 level*)
 Number of
 Cointegrating
 Relations by
 Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Date: 04/27/10 Time: 15:37
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: M LNOB
 Exogenous series: DUM98M8 DUM08M1 DUM08M9 SES_1 SES_2 SES_3
 SES_4 SES_5 SES_6 SES_7 SES_8 SES_9 SES_10 SES_11
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.040041	6.942663	15.49471	0.5843
At most 1	0.000958	0.159037	3.841466	0.6900

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.040041	6.783626	14.26460	0.5150
At most 1	0.000958	0.159037	3.841466	0.6900

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

VECM

Vector Error Correction Estimates
 Date: 04/14/10 Time: 23:18
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
M(-1)	1.000000	
LNOB(-1)	0.086022 (0.03854) [2.23220]	
C	-1.204896	
Error Correction:	D(M)	D(LNOB)
CointEq1	-0.049823 (0.02061) [-2.41793]	-0.032503 (0.09087) [-0.35770]
D(M(-1))	-0.025466 (0.07927) [-0.32125]	-1.036875 (0.34957) [-2.96612]
D(LNOB(-1))	-0.041006 (0.01530) [-2.68096]	0.175235 (0.06745) [2.59803]
C	-0.001242 (0.00100) [-1.24288]	0.009872 (0.00441) [2.23952]
DUM98M8	-0.002381 (0.01308) [-0.18204]	-0.256501 (0.05769) [-4.44635]
DUM08M1	-0.003394 (0.01326) [-0.25594]	-0.212716 (0.05848) [-3.63746]
DUM08M9	0.036246 (0.01306) [2.77469]	-0.264481 (0.05761) [-4.59116]
SES_1	0.028281 (0.00520) [5.43417]	-0.017394 (0.02295) [-0.75792]
SES_2	0.017728 (0.00498) [3.56205]	-0.000745 (0.02195) [-0.03396]
SES_3	0.012417 (0.00485) [2.55901]	-0.006088 (0.02140) [-0.28454]

SES_4	0.015774 (0.00486) [3.24872]	0.006897 (0.02141) [0.32212]
SES_5	0.010269 (0.00487) [2.10641]	-0.003971 (0.02150) [-0.18473]
SES_6	-0.017364 (0.00488) [-3.56024]	-0.030748 (0.02151) [-1.42963]
SES_7	0.030341 (0.00551) [5.50295]	-0.055369 (0.02431) [-2.27722]
SES_8	0.034887 (0.00513) [6.80222]	0.002232 (0.02262) [0.09867]
SES_9	0.005524 (0.00519) [1.06398]	-0.020326 (0.02290) [-0.88774]
SES_10	0.014696 (0.00492) [2.98471]	-0.021525 (0.02171) [-0.99134]
SES_11	0.015682 (0.00485) [3.23675]	-0.016568 (0.02137) [-0.77542]
R-squared	0.602428	0.394481
Adj. R-squared	0.556761	0.324928
Sum sq. resid	0.023391	0.454885
S.E. equation	0.012572	0.055440
F-statistic	13.19175	5.671673
Log likelihood	500.4483	254.1312
Akaike AIC	-5.812630	-2.844954
Schwarz SC	-5.475185	-2.507510
Mean dependent	-0.001357	0.008178
S.D. dependent	0.018883	0.067475

Vedlegg 9: Diverse tabeller – KVEKST, M OG LNOB

Residualtest av UVAR (etter dummy)

Autokorrelasjon

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 03/15/10 Time: 17:43
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Lags	LM-Stat	Prob
1	18.55999	0.0292
2	7.265411	0.6095
3	16.85650	0.0510
4	1.303906	0.9984
5	8.792897	0.4566
6	12.01404	0.2125
7	9.889145	0.3595
8	10.76389	0.2922
9	12.57564	0.1828
10	6.979611	0.6392
11	13.17467	0.1549
12	10.14101	0.3392

Probs from chi-square with 9 df.

Normalfordeling

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 03/15/10 Time: 17:43
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.272664	2.159699	1	0.1417
2	0.140834	0.589528	1	0.4426
3	-0.145689	0.630496	1	0.4272
Joint		3.379722	3	0.3367

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.018841	6.138499	1	0.0132
2	2.031457	10.09381	1	0.0015
3	1.593937	30.95527	1	0.0000
Joint		47.18758	3	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	8.298198	2	0.0158
2	10.68334	2	0.0048
3	31.58577	2	0.0000
Joint	50.56730	6	0.0000

Heteroskedastisitet

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
 Date: 03/15/10 Time: 17:43
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
175.1900	156	0.1396

Individual components:

Dependent	R-squared	F(26,139)	Prob.	Chi-sq(26)	Prob.
res1*res1	0.113886	0.687107	0.8676	18.90515	0.8404
res2*res2	0.153075	0.966276	0.5173	25.41048	0.4958
res3*res3	0.305471	2.351368	0.0008	50.70814	0.0026
res2*res1	0.174139	1.127278	0.3194	28.90709	0.3153
res3*res1	0.152688	0.963392	0.5212	25.34620	0.4995
res3*res2	0.168685	1.084809	0.3670	28.00177	0.3584

Residualegenskaper til UVAR

- Autokorrelasjon: Signifikant ved lag 1 og 3 på henholdsvis 5 og 10 prosents nivå.
- Normalfordeling: Joint test for skjevhet har p-verdi lik 0,3367, og således eksisterer det ingen skjevhet. Kurtosen er meget stor, og derfor forkaster Jarque-Bera joint test nullhypotesen om normalfordeling. Dog er det skjevheten som er viktigst å unngå, og dermed konkluderer vi med tilfredsstillende normalfordeling.

- Heteroskedastisitet: Nullhypotesen om homoskedastiske residualer kan ikke forkastes (p-verdi = 0,1396), og således er ikke-konstant variasjon i residualene fraværende.
- Konklusjon: Normalfordelte og homoskedastiske residualer. Dog er den lille autokorrelasjonen i et par lag litt urovekkende. Ved å øke laglengden, unngår vi denne autokorrelasjonen, men informasjonskriteriene ser ikke ut til å anbefale 3 lag i UVAR, og vi beholder derfor vi 2 lag i UVAR. Residualene er delvis akseptable.

Tracetest

Date: 03/15/10 Time: 17:44
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166
 Series: M KVEKST LNOB
 Exogenous series: SES_1 SES_2 SES_3 SES_4 SES_5 SES_6 SES_7 SES_8 SES_9
 SES_10 SES_11 DUM08M9 DUM98M8 DUM08M1
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None		Linear		Quadratic
	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Date: 03/15/10 Time: 17:51
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
 Series: M KVEKST LNOB
 Exogenous series: SES_1 SES_2 SES_3 SES_4 SES_5 SES_6 SES_7 SES_8 SES_9
 SES_10 SES_11 DUM08M9 DUM98M8 DUM08M1
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.266698	59.64855	42.91525	0.0005
At most 1	0.040026	8.155700	25.87211	0.9797
At most 2	0.008248	1.374797	12.51798	0.9941

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.266698	51.49285	25.82321	0.0000
At most 1	0.040026	6.780902	19.38704	0.9150
At most 2	0.008248	1.374797	12.51798	0.9941

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

VECM

Vector Error Correction Estimates
 Date: 03/15/10 Time: 18:27
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
KVEKST(-1)	1.000000
LNOB(-1)	-0.003618 (0.00126) [-2.87378]
M(-1)	0.025104 (0.00692) [3.62996]
@TREND(95M12)	5.36E-05 (1.0E-05) [5.12316]
C	-0.011412

Error Correction:	D(KVEKST)	D(LNOB)	D(M)
CointEq1	-0.762082 (0.11142) [-6.83995]	0.522642 (2.13063) [0.24530]	-1.102957 (0.48406) [-2.27855]
D(KVEKST(-1))	-0.203954 (0.07903) [-2.58080]	-0.430452 (1.51125) [-0.28483]	0.552066 (0.34334) [1.60792]
D(LNOB(-1))	0.002226 (0.00362) [0.61574]	0.176855 (0.06914) [2.55804]	-0.050157 (0.01571) [-3.19326]
D(M(-1))	0.051939 (0.01832) [2.83444]	-1.046311 (0.35042) [-2.98591]	-0.031226 (0.07961) [-0.39223]
C	4.21E-05 (0.00023) [0.18179]	0.009837 (0.00443) [2.22177]	-0.001141 (0.00101) [-1.13463]
SES_1	0.000201 (0.00123) [0.16386]	-0.016752 (0.02351) [-0.71266]	0.026975 (0.00534) [5.05096]
SES_2	0.000442 (0.00120) [0.36895]	0.000299 (0.02292) [0.01306]	0.014254 (0.00521) [2.73763]
SES_3	0.002170 (0.00116) [1.87343]	-0.004995 (0.02215) [-0.22550]	0.009018 (0.00503) [1.79183]

SES_4	0.003405 (0.00114) [2.99825]	0.007445 (0.02172) [0.34280]	0.013602 (0.00493) [2.75668]
SES_5	0.001596 (0.00113) [1.41384]	-0.003986 (0.02158) [-0.18467]	0.009316 (0.00490) [1.89969]
SES_6	0.003000 (0.00113) [2.64487]	-0.030999 (0.02169) [-1.42895]	-0.018419 (0.00493) [-3.73712]
SES_7	-0.000935 (0.00128) [-0.72908]	-0.053905 (0.02453) [-2.19730]	0.029787 (0.00557) [5.34429]
SES_8	-0.001855 (0.00127) [-1.46500]	0.003248 (0.02422) [0.13411]	0.032521 (0.00550) [5.91071]
SES_9	0.000966 (0.00128) [0.75211]	-0.018253 (0.02457) [-0.74286]	0.000722 (0.00558) [0.12937]
SES_10	0.002952 (0.00118) [2.51020]	-0.020094 (0.02249) [-0.89349]	0.011746 (0.00511) [2.29895]
SES_11	0.002846 (0.00113) [2.52271]	-0.015986 (0.02157) [-0.74109]	0.014454 (0.00490) [2.94945]
DUM08M9	0.003047 (0.00303) [1.00702]	-0.264001 (0.05786) [-4.56249]	0.035546 (0.01315) [2.70394]
DUM98M8	0.000889 (0.00303) [0.29382]	-0.257162 (0.05788) [-4.44298]	-0.005088 (0.01315) [-0.38689]
DUM08M1	-0.003016 (0.00310) [-0.97346]	-0.214720 (0.05925) [-3.62393]	0.000522 (0.01346) [0.03875]

R-squared	0.626446	0.394309	0.600822
Adj. R-squared	0.580704	0.320142	0.551943
Sum sq. resids	0.001244	0.455014	0.023486
S.E. equation	0.002909	0.055636	0.012640
F-statistic	13.69539	5.316546	12.29203
Log likelihood	743.9570	254.1076	500.1136
Akaike AIC	-8.734421	-2.832621	-5.796549
Schwarz SC	-8.378230	-2.476430	-5.440358
Mean dependent	1.84E-05	0.008178	-0.001357
S.D. dependent	0.004493	0.067475	0.018883
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.15E-12	
Determinant resid covariance		2.88E-12	
Log likelihood		1498.977	
Akaike information criterion		-17.32502	
Schwarz criterion		-16.18146	

Setter restriksjoner

- B(1,1)=0

Vector Error Correction Estimates
 Date: 03/15/10 Time: 18:29
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
 B(1,1)=0

Convergence achieved after 8 iterations.
 Not all cointegrating vectors are identified
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(1) 44.47246
 Probability 0.000000

Cointegrating Eq:	CointEq1
KVEKST(-1)	0.000000
LNOB(-1)	0.452116
M(-1)	4.020037
@TREND(95M12)	-0.001479
C	-5.291390

- B(1,2)=0

Vector Error Correction Estimates
 Date: 03/15/10 Time: 18:30
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
 B(1,2)=0

Convergence achieved after 4 iterations.
 Not all cointegrating vectors are identified
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(1) 7.344540
 Probability 0.006727

Cointegrating Eq:	CointEq1
KVEKST(-1)	423.8877
LNOB(-1)	0.000000
M(-1)	16.62486
@TREND(95M12)	0.016541
C	-17.01374

- B(1,3)=0

Vector Error Correction Estimates
 Date: 03/15/10 Time: 18:31
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
 B(1,3)=0

Convergence achieved after 3 iterations.
 Not all cointegrating vectors are identified
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(1) 11.36805
 Probability 0.000747

Cointegrating Eq:	CointEq1
KVEKST(-1)	411.0573
LNOB(-1)	-2.719236
M(-1)	0.000000
@TREND(95M12)	0.020728
C	9.707895

Vedlegg 10: Diverse tabeller – M og SPREAD

Residualtest av UVAR (etter dummy)

Autokorrelasjon

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 03/20/10 Time: 18:31

Sample: 1995M12 2009M11

Included observations: 166

Lags	LM-Stat	Prob
1	3.242410	0.5181
2	4.619722	0.3286
3	6.915642	0.1404
4	1.857961	0.7619
5	7.522975	0.1107
6	2.786026	0.5942
7	2.263615	0.6874
8	2.039408	0.7285
9	4.241042	0.3744
10	2.380115	0.6662
11	4.537928	0.3381
12	7.454838	0.1137

Probs from chi-square with 4 df.

Normalfordeling

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 03/20/10 Time: 18:31

Sample: 1995M12 2009M11

Included observations: 166

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.240237	1.688117	1	0.1938
2	0.272716	2.160496	1	0.1416
Joint		3.848613	2	0.1460

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.315423	10.41240	1	0.0013
2	3.312913	0.559105	1	0.4546
Joint		10.97151	2	0.0041

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	12.10052	2	0.0024
2	2.719602	2	0.2567
Joint	14.82012	4	0.0051

Heteroskedastitet

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 03/20/10 Time: 18:32

Sample: 1995M12 2009M11

Included observations: 166

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
77.04113	57	0.0397

Individual components:

Dependent	R-squared	F(19,146)	Prob.	Chi-sq(19)	Prob.
res1*res1	0.138754	1.237993	0.2352	23.03320	0.2359
res2*res2	0.223590	2.212891	0.0044	37.11591	0.0077
res2*res1	0.098030	0.835158	0.6624	16.27306	0.6390

Residualegenskaper til UVAR

- Autokorrelasjon: Ingen signifikant autokorrelasjon.
- Normalfordeling: Joint-test over skjevhet og kurtose konkluderer med at SPREAD er normalfordelt (p-verdi = 0,2567). M stryker på denne testen, men har insignifikant skjevhet (p-verdi = 0,1938), noe som reflekterer totalt sett meget sterk normalfordeling av residualene.

- Heteroskedastisitet: Insignifikant heteroskedastisitet på 1 prosents nivå (p-verdi = 0,0397).
- Konklusjon: Meget sterke residualer hva gjelder autokorrelasjon og normalfordeling. Litt heteroskedastisitet, men residualene er meget tilfredsstillende.

Tracetest (5%)

Date: 03/20/10 Time: 18:32
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166
 Series: M SPREAD
 Exogenous series: SES_1 SES_10 SES_11 SES_2 SES_3 SES_4 SES_5 SES_6 SES_7 SES_8 SES_9
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 1

Selected
 (0.05 level*)
 Number of
 Cointegrating
 Relations by
 Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	0	2	0	2
Max-Eig	1	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Tracetest (10%)

Date: 03/20/10 Time: 18:34
 Sample: 1995M12 2009M11
 Included observations: 166
 Series: M SPREAD
 Exogenous series: SES_1 SES_10 SES_11 SES_2 SES_3 SES_4 SES_5 SES_6 SES_7 SES_8 SES_9
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series
 Lags interval: 1 to 1

Selected
 (0.1 level*)
 Number of
 Cointegrating
 Relations by
 Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	2	1	2
Max-Eig	1	0	0	1	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Date: 03/20/10 Time: 18:33
 Sample (adjusted): 1996M02 2009M11
 Included observations: 166 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
 Series: M SPREAD
 Exogenous series: SES_1 SES_10 SES_11 SES_2 SES_3 SES_4 SES_5 SES_6 SES_7 SES_8 SES_9
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Eigenvalue	Trace	0.05	
No. of CE(s)		Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.105544	25.74754	25.87211	0.0518
At most 1	0.042631	7.231982	12.51798	0.3209

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Eigenvalue	Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)		Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0.105544	18.51555	19.38704	0.0666
At most 1	0.042631	7.231982	12.51798	0.3209

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

VECM

Vector Error Correction Estimates

Date: 03/20/10 Time: 18:35

Sample (adjusted): 1996M02 2009M11

Included observations: 166 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
M(-1)	1.000000
SPREAD(-1)	-60.17365 (15.2884) [-3.93589]
@TREND(95M12)	0.001718 (0.00039) [4.39293]
C	-0.874638

Error Correction:	D(M)	D(SPREAD)
CointEq1	0.021777 (0.01311) [1.66099]	0.000752 (0.00021) [3.55275]
D(M(-1))	-0.072531 (0.08566) [-0.84670]	-0.000527 (0.00138) [-0.38143]
D(SPREAD(-1))	-4.696449 (4.16639) [-1.12722]	0.505695 (0.06726) [7.51887]
C	-0.001430 (0.00103) [-1.38958]	3.35E-06 (1.7E-05) [0.20155]
SES_1	0.027660 (0.00530) [5.22150]	7.39E-05 (8.6E-05) [0.86402]
SES_10	0.015426 (0.00517) [2.98388]	-5.13E-05 (8.3E-05) [-0.61420]
SES_11	0.015234 (0.00509) [2.99165]	1.66E-05 (8.2E-05) [0.20169]
SES_2	0.018308 (0.00526) [3.47950]	-9.71E-05 (8.5E-05) [-1.14306]
SES_3	0.011684 (0.00508) [2.30130]	-2.98E-06 (8.2E-05) [-0.03637]
SES_4	0.014909 (0.00508) [2.93579]	2.66E-05 (8.2E-05) [0.32437]
SES_5	0.008941 (0.00508) [1.75861]	-3.18E-05 (8.2E-05) [-0.38704]
SES_6	-0.018310 (0.00510) [-3.59057]	-2.92E-05 (8.2E-05) [-0.35497]
SES_7	0.031340 (0.00574) [5.45813]	-7.31E-05 (9.3E-05) [-0.78882]
SES_8	0.036461 (0.00536) [6.80399]	-0.000126 (8.7E-05) [-1.45656]
SES_9	0.008527 (0.00537) [1.58655]	-0.000111 (8.7E-05) [-1.28418]

R-squared	0.555051	0.405849
Adj. R-squared	0.513798	0.350762
Sum sq. resids	0.026179	6.82E-06
S.E. equation	0.013167	0.000213
F-statistic	13.45465	7.367425
Log likelihood	491.1039	1176.067
Akaike AIC	-5.736191	-13.98876
Schwarz SC	-5.454988	-13.70756
Mean dependent	-0.001357	6.10E-06
S.D. dependent	0.018883	0.000264

Determinant resid covariance (dof adj.)	7.62E-12
Determinant resid covariance	6.30E-12
Log likelihood	1669.469
Akaike information criterion	-19.71650
Schwarz criterion	-19.09785