

*Oslo Børs og makroøkonomiske variabler – langsiktige
likevektsforhold gjennom to tiår*

En masteroppgave i Finansiering og Investering

–

BE305E

Bodø, 2013

Tommy Liavik

Remi Andorsen

Abstract

John Maynard Keynes early work suggests that the public liquidity preference can be controlled by two invisible factors: expectations regarding the future and uncertainty. If the times are bright and we experience economic growth, the public becomes more willing regarding placing their capital in more insecure investments and if the economy is suffering from recession and high unemployment, the uncertainty will rise and people tend to keep their capital to their chest in less risk filled investments such as bank deposits or government bonds.

The following thesis is under the assumption that these two factors can be quantified through the financial market, more precisely Oslo Stock Exchange Benchmark Index. This leads us to believe that the same factors expectations regarding the future and uncertainty can be measured through the stock exchange and other channels such as unemployment rate, credit growth and the industrial production.

Our econometric analysis suggest that an increase in the stock market induce an reduction in unemployment rate, and increase in credit growth and an increase in industrial production for both periods 1990 – 2000 and 2001 – 2012. We have therefore concluded that our vector error correction models indicate long-term equilibrium relationships between the stock market and our variables. The expectations and uncertainty which can be observed through the stock market also is transferred to the macroeconomic variables which makes the unemployment rate, credit growth and industrial production suitable indicators for the expectations and uncertainty in the economic market.

It also sees reasonable to believe that the stock market is the driver in the models, but through our analysis we also observe a rejection in variable exogenous characteristics in the stock market for the period 1990 – 2000, but our models accepts exogenous characteristics regarding the stock market for the period 2001 – 2012.

To conclude we accept that there exist and long term equilibrium relationship between the stock market and the three variables, but the stock market appears to only be the decisive force in the models for 2000 – 2012, while the industry production seems to be the decisive force in models where it is included for the period 1990 – 2000.

Forord

Denne oppgaven er vårt siste bidrag i kursretningen Master of Science in Business og avslutter vår spesialisering innen investering og finansiering våren 2013. Målet med oppgaven har vært å øke innsikten i forholdet mellom aksjemarkedet og makroøkonomien, de mekanismene som eksisterer sett i et makroøkonomisk perspektiv så vel som å se på hvilke rolle aksjemarkedet spiller i vår økonomiske hverdag og i hvilken grad denne rollen har endret seg over tid.

Ved å velge investering og finansiering som vår spesialisering hadde vi naturligvis interesse for faget, men vi har hatt stort utbytte gjennom hele oppgaven hva gjelder læring.

Vi ønsker først og fremst å rekke en stor takk til vår veileder Øystein Gjerde for konstruktiv kritikk og støtte gjennom vår masterutredning. Videre føler vi at det er på sin plass å rekke en takk til førsteamanuensis ved HHB Svein Oskar Lauvsnes for tilgang til RATS og fagstoff rundt multivariat kointegrasjon da dette var utgått av pensum for vårt kull.

Som kommende siviløkonomer takker vi herved for 5 år ved Handelshøgskolen i Bodø.

Handelshøgskolen i Bodø, 22. mai 2013

Remi Andorsen

Tommy Liavik

Sammendrag

Som tittelen indikerer har vi i denne oppgaven valgt å se på likevektsforholdet mellom Oslo Børs og tre makroøkonomiske variable og hvordan aksjemarkedets rolle i denne konteksten har utviklet seg gjennom tiden. Vi har valgt å dele opp analysene gjennom to tidsperioder; 1999 – 2000 og 2001 – 2012. Dette for å se om det eksisterer store forskjeller mellom nevnte perioder.

De makroøkonomiske variablene som er benyttet i denne oppgaven er arbeidsledigheten, kredittveksten og industriproduksjonen. Våre analyser har i størst grad bestått av Oslo Børs og en eller flere av de nevnte variabler, men analyse mellom kredittveksten og industriproduksjonen er også gjort da forholdet mellom Oslo Børs og industriproduksjonen virker å være noe svakt.

Som vi vet har internetts inntog i våre hverdager rundt 2000 spilt en stor rolle for handel av aksjer og det faktum at det er lettere for småinvestorer å handle på børs. Tidligere hvor man for å handle i aksje måtte ha et såkalt ”sete” på børsen ble dette fjernet og eksterne meglerhus kunne tilby kjøp og salg av aksjer. Fra 2000 til 2001 så kunne 14 meglerhus tilby kjøp og salg av aksjer på internett.

Resultatene som vi sitter igjen med etter våre bivariante og multivariate analyser indikerer at Oslo Børs i større grad i dag opptrer eksogent, altså som en driver i de modellene som vi har estimert. Oppsiktsvekkende var det at våre modeller indikerte at Oslo Børs i perioden 1990 - 2000 ikke hadde eksogene egenskaper noe som igjen vil si at Oslo Børs også opptrådte som en justeringsvariabel ved avvik fra likevektene og ikke som en driver av modellene for den perioden. Vi ser også at industriproduksjonen i større grad før 2001 hadde eksogene egenskaper og justerte seg ikke tilbake til likevekten. Industriproduksjonen opptrådte altså som driver i de modellene den inngikk for perioden 1990 - 2000, men vi ser at disse driveregenskapene i større grad er tatt over av Oslo Børs for perioden 2001 – 2012.

Innholdsfortegnelse

Abstract.....	II
Sammendrag.....	IV
1. Innledning og motivasjon	1
1.1 Problemstilling.....	3
1.2 Oppgavens oppbygning.....	4
2. Aksjemarkedet.....	5
2.1 Aksjemarkedets funksjon	5
2.1.1 Oslo Børs	6
2.2 Forventning og usikkerhet.....	8
2.3 Markedseffisiens og rasjonelle markeder	9
2.3.1 Svak effisiens.....	10
2.3.2 Halvsterk effisiens	11
2.3.3 Sterk effisiens.....	12
2.4 Adferdsfinans.....	14
2.5 Er prisdannelsen i markedet rasjonell?	15
3. Investeringssteori.....	17
3.1 Avkastningskrav	17
3.2 Kapitalverdimodellen – CAPM.....	18
3.3 Kritikk	19
3.4.1 Kontantstrøm til EK	22
3.4.2 Pris/ bok-modellen.....	23
4. Makroøkonomi	27
4.1 Innledning	27
4.2 Utvalgte makroøkonomiske variabler	32
4.2.1 Arbeidsledighet.....	32
4.2.2 Kredittvekst	33
4.2.3 Industriproduksjon	33
4.3 Ytterligere relevante makroøkonomiske størrelser.....	34
4.3.1 Oljepris.....	34
4.3.2 Inflasjon.....	34
4.3.3 Valutakurs.....	35
4.3.4 Pengemengde	36
4.3.5 Internasjonale Aksjemarkeder.....	37
4.3.6 Rente.....	37
5. Metode.....	39
5.1 Innledning	39
5.2 Ontologisk og epistemologisk standpunkt.....	39

5.3 Økonometriske metoder	40
5.3.1 Tidsseriens residualkrav	40
5.3.1.1 Stasjonære tidsserier:.....	40
5.3.1.2 Normalitet	46
5.3.2 Kointegrasjon.....	48
5.3.3 VAR (Vector Autoregressive Model).....	50
5.3.4 VECM (Vector Error Correction Model)	51
5.4 Datainnsamling.....	53
5.4.1 Våre data:.....	53
5.4.2 Dummyvariabler	61
5.5 Reliabilitet og Validitet	62
5.5.1 Reliabilitet	62
5.5.2 Validitet.....	63
6. Dataanalyse.....	65
6.1 Fremgangsmåte ved analyser basert på VECM.	66
6.2 Markovkjeder og Oslo Børs	71
6.3 Oslo Børs og arbeidsledighet	74
6.3.1 1990 – 2000	75
6.3.2 2001 – 2012	78
6.4 Oslo Børs og kredittvekst.....	80
6.4.1 1990 – 2000	80
6.4.2 2001 – 2012	82
6.5 Oslo Børs og industriproduksjon.....	84
6.5.1 1990 – 2000	84
6.5.2 2001 – 2012	86
6.6 Kredittvekst og industriproduksjon	89
6.6.1 1990 – 2000	89
6.6.2 2001 – 2012	91
6.7 Oslo Børs, arbeidsledighet og kredittvekst	93
6.7.1 1990 – 2000	93
6.7.2 2001 – 2012	95
6.8 Oslo Børs, kredittvekst og industriproduksjon	97
6.8.1 1990 – 2000	97
6.9 Oslo Børs, arbeidsledighet, kredittvekst og industriproduksjon	100
6.9.1 2001 – 2012	100
7. Oppsummering.....	102
7.1 Konklusjon.....	106
7.2 Forslag til videre forskning	108
Litteratur	109

Figurliste

Figur 2.1 – Korrelasjon mellom OSEAX og OSEBX	7
Figur 4.1: Aggregert tilbudskurve	29
Figur 5.1: Ikke-stasjonær variabel med random walk	41
Figur 5.2: Ikke-stasjonær variabel med random walk, naturlig logaritme	41
Figur 5.3: Stasjonær variabel.....	42
Figur 5.4: Normalfordeling vs. ikke normalfordeling.....	47
Figur 5.5: Kointegrerte variabler	48
Figur 5.6: BNP prosentvis avvik fra trend.....	53
Figur 5.7 Oslo Børs hovedindeks. Naturlig logaritme.....	54
Figur 5.8: Arbeidsledighet. Naturlig logaritme.	55
Figur 5.9: Oslo Børs - Arbeidsledighet.....	56
Figur 5.10: Arbeidsledighetsvekst (4 mnd glidende gjennomsnitt).....	56
Figur 5.11: Kredittvekst. Naturlig logaritme.....	57
Figur 5.12: Oslo Børs - Kredittvekst	58
Figur 5.13: Kredittindikator 3 vekstrate.....	58
Figur 5.14: Industriproduksjon. Naturlige logaritme.....	59
Figur 5.15: Oslo Børs - Industriproduksjon	59
Figur 5.16: Industriproduksjonens vekstrate	60
Figur 6.1: Oslo Børs og markovkjeder.....	73
Figur 6.2: Kredittvekst – Industriproduksjo (1990– 2000).....	89
Figur 6.3: Kredittvekst – Industriproduksjon (2001 – 2012)	91

Tabelliste

Tabell 6.1: Unit root, variabel X	66
Tabell 6.2: Residualkrav, variabel X og Y	67
Tabell 6.3: Tracetest, variabel X og Y	68
Tabell 6.4: VECM, variabel X og Y.....	69
Tabell 6.5: Tracetest: Oslo Børs – Arbeidsledighet. (1990 - 2000).....	75
Tabell 6.6: VECM, Oslo Børs – Arbeidsledighet (1990 - 2000).....	76
Tabell 6.7: Tracetest: Oslo Børs – Arbeidsledighet (2001 - 2012).....	78
Tabell 6.8: VECM, Oslo Børs – Arbeidsledighet (2001 - 2012).....	78
Tabell 6.9: Tracetest: Oslo Børs – Kredittvekst (1990 - 2000)	80
Tabell 6.10: VECM, Oslo Børs – Kredittvekst (1990 - 2000)	80
Tabell 6.11: Tracetest: Oslo Børs – Kredittvekst (2001 - 2012)	82
Tabell 6.12: VECM, Oslo Børs – Kredittvekst (2001 - 2012)	82
Tabell 6.13: Tracetest: Oslo Børs – Industriproduksjon (1990 – 2000).....	84
Tabell 6.14: VAR, Oslo Børs – Industriproduksjon (1990 – 2000)	85

Tabell 6.15: VECM, Oslo Børs – Industriproduksjon (1990 - 2000)	86
Tabell 6.16: Tracetest: Oslo Børs – Industriproduksjon (2001 - 2012)	87
Tabell 6.17: VECM, Oslo Børs – Industriproduksjon (2001 - 2012)	87
Tabell 6.18: Tracetest: Kredittvekst - Industriproduksjon (1990 - 2000)	89
Tabell 6.19: VECM, Kredittvekst – Industriproduksjon (1990 – 2000).....	90
Tabell 6.20: Tracetest: Kredittvekst - Industriproduksjon (2001 - 2012)	91
Tabell 6.21: VECM, Kredittvekst – Industriproduksjon (2001 – 2012).....	92
Tabell 6.22: Tracetest: Oslo Børs – Arbeidsledighet - Kredittvekst (1990 – 2000).....	93
Tabell 6.23: VECM, Oslo Børs – Arbeidsledighet - Kredittvekst (1990 - 2000)	94
Tabell 6.24: Tracetest: Oslo Børs – Arbeidsledighet - Kredittvekst (2001 - 2012)	95
Tabell 6.25: VECM, Oslo Børs – Arbeidsledighet - Kredittvekst (2001 - 2012)	95
Tabell 6.26: Tracetest: Oslo Børs – Kredittvekst – Industriproduksjon (1990 – 2000)	97
Tabell 6.27: VECM: Oslo Børs – Kredittvekst - Industriproduksjon (1990 – 2000).....	98
Tabell 6.28: Tracetest: Oslo Børs – Arbeidsledighet – Kredittvekst – Industriproduksjon (2001 - 2012)	100
Tabell 6.29: VECM: Oslo Børs – Arbeidsledighet – Kredittvekst - Industriproduksjon (2001 – 2012)....	101
Tabell 6.30: VECM: Oslo Børs – Arbeidsledighet – Kredittvekst - Industriproduksjon (2001 – 2012)....	102

Oversikt over vedlegg

VEDLEGG 1: Stasjonære tidsserier (1990 – 2000)	112
VEDLEGG 2: Stasjonære tidsserier (2001 – 2012) Oslo Børs:	116
VEDLEGG 3: Oslo Børs – Arbeidsledighet (1999 – 2000)	120
VEDLEGG 4: Oslo Børs – Arbeidsledighet (2001 - 2012)	121
VEDLEGG 5: Oslo Børs – Kredittvekst (1990 – 2000)	122
VEDLEGG 6: Oslo Børs – Kredittvekst (2001 - 2012).....	123
VEDLEGG 7: Oslo Børs – industriproduksjon (1990 - 2000).....	124
VEDLEGG 8: Oslo Børs – industriproduksjon (2001 - 2012).....	125
VEDLEGG 9: Kredittvekst – Industriproduksjon (1990 - 2000).....	126
VEDLEGG 10: Kredittvekst – Industriproduksjon (2001 - 2012).....	127
VEDLEGG 11: Oslo Børs – Arbeidsledighet - Kredittvekst (1999 – 2000).....	128
VEDLEGG 12: Oslo Børs – Arbeidsledighet - Kredittvekst (2001 - 2012)	129
VEDLEGG 13: Oslo Børs – kredittvekst - industriproduksjon (1990 – 2000)	130
VEDLEGG 14: Oslo Børs – Arbeidsledighet – Kredittvekst -Industriproduksjon (2001 - 2012).....	131

Forkortelser:

AD-AS – Aggregated Demand/ Aggregated Supply
ADF – Augmented Dickey-Fuller
AKU – Arbeidskraftundersøkelsen
APT – Arbitrage Pricing Theory
ARCH – Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
ARMA – Autoregressive Moving Average model
CATS – Cointegration Analysis of Time Series
CAPM – Capital Asset Pricing Model
CF – Cash Flow
DCF – Discounted Cash Flow
DF – Dickey-Fuller
DIP – Førstedifferansen for industriproduksjon
DW – Durbin-Watson
EMH – Efficient Market Hypothesis
EK – Egenkapital
ERM – Exchange Rate Mechanism
HML – High Minus Low
IS-LM – Investment Savings/ Liquidity Preference Money Supply
IP – Industriproduksjon
KPI – Konsumprisindeksen
KPI-JAE – Konsumprisindeksen justert for endring i energipriser og avgifter
LM – Lagrange multiplier
OLS – Ordinary Least Squares
OSEAX – Oslo Børs All-share Index
OSEBX – Oslo Børs Stock Exchange Benchmark Index
P/E-METODEN – Price/Earnings-metoden
RATS – Regression Analysis of Time Series
ROE – Egenkapitalrentabiliteten
SMB – Small Minus Big
TK – Totalkapital
TV – Terminalverdi
UVAR – Unrestricted Vector Autoregressive model
VAR – Vector autoregressive model
VECM – Vector error correction model
WACC – Weighted Average Cost of Capital

1. Innledning og motivasjon

I følgende studie vil fokus være rettet mot forholdet mellom aksjemarkedet og makroøkonomiske variabler og dette forholdet over tid. Hvor stor innflytelse har egentlig aksjemarkedet på vår økonomi generelt? I hvilken grad eksisterer deg likevektsforhold mellom aksjemarkedet og makroøkonomiske variabler? Hvordan har økonomien og disse sammenhengene endret seg med tiden? Dette er nyttige spørsmål i dagens økonomi. Ikke bare for å lære seg hvordan aksjemarkedet og makroøkonomien fungerer i lag, men også noe for å kunne hvordan det økonomiske markedet drives. Det vil også fungere som en bidragsyter dersom vi ønsker å se fremover i tid. Vil en reduksjon i arbeidsledigheten påvirke aksjemarkedet? Eller er det kanskje aksjemarkedet som forårsaker endringer i arbeidsledigheten?

Prognoser av slik karakter vil være et hjelpsomme indikatorer for investorer så vel som for beslutningstakere. Analytikere er daglig avhengig av korrekte estimater for å utføre tilstrekkelige analyser og prognoser. Ikke nødvendigvis opp mot aksjemarkedet, men også ofte for å måle temperaturen i økonomien og dermed publikums sinnsstemning. Norge er en velutviklet økonomi og vi ser på det som trygt å kunne benytte oss av Oslo Børs som indikatoren på Norsk økonomi. Gjennom vår oppgave vil våre antakelser være at publikums underliggende psykologi være driveren til dette økonomiske markedet. Vi tenker spesielt på to faktorer; publikums forventning til fremtiden og usikkerhet. Gjennom å presentere teori og relevante modeller basert på markovkjeder ønsker vi også å illustrere at nettopp disse forventningene og usikkerheten som ikke kan observeres, men som eksisterer i økonomien kan illustreres gjennom aksjemarkedet. Disse faktorene vil vi presentere nærmere i kapittel 2.

Som følger av finanskrisen var den norske økonomien inne i en langvarig resesjon. Dette rammet naturligvis USA i større grad som enda sliter etter den finansielle krisen i 2008. Dette kjent som lavkonjunktur kjennetegnes typisk av en nedgang i et lands samlede verdiskapning (BNP), stigende arbeidsledighet og reduserte husholdningsinntekter. Når en økonomi er i lavkonjunktur leder dette ofte til pessimisme og finansmarkedet er preget av usikkerhet hvor investorer forventer nedgang i priser og dermed også avkastning på investeringer da inntjeningene til bedrifter vil reduseres. På motsatt side har vi når økonomien er inne i en høykonjunktur. I dette tilfellet er markedet ofte preget av optimisme og høyere forventninger rundt at priser skal stige, og investorer øker sin avkastning på investeringer, flere prosjekter blir lønnsomme.

Som tidligere utredninger ved Handelshøgskolen i Bodø Gleditsch og Vollan (2012), Graffer og Sandvik (2011) og Eliassen og Vik (2010) har vi valgt å benytte oss av feilkorreksjonsmodeller for å se hvorvidt det eksisterer langsiktige likevektsforhold mellom utvalgte makroøkonomiske variabler og Oslo Børs, men vi har valgt å se på disse forholdene over tid for å se hvordan disse forholdene har utviklet seg over og se om kanskje noen variabler opptrer forskjellig i dag enn det de gjorde før innenfor de samme modeller. Analysene strekker seg over 24 år og baserer seg på to tidsperioder: 1990 – 2000 og 2001 – 2012.

I oppgaver av denne type tar man for seg og analyserer spørsmål knyttet til makroøkonomien, finansmarkedet med aksjemarkedet herunder og hvordan man prissetter aksjene i et selskap og vi anser dette som empiri som er nyttig for en hver person som ønsker å vite mer om hvordan sammenhengen mellom makroøkonomi og aksjemarkedet fungerer. Ikke minst for å lære hvor stor rolle aksjemarkedet egentlig spiller i vår økonomi og dagligdagse hverdag.

Analysene er utført i økonometriske programpakker kalt RATS (Regression Analysis of Time Series) med tilleggspakken CATS (Cointegration Analysis of Time Series). RATS fikk vi tilgang til gjennom skolelisens, men vi valgte å kjøpe CATS for å kunne kjøre analyser på privat datamaskin.

1.1 Problemstilling

Som vi har nevnt innledningsvis og vil komme tilbake til så er idéen bak denne oppgaven knyttet til Keynes (1936) teori knyttet til publikums likviditetspreferanser. Tanken er at økonomien styres av to psykologiske faktorer forventning til fremtiden og usikkerhet; gode tider er preget av høy forventning og dårligere tider er preget av høy usikkerhet. Vi har også valgt å benytte oss av aksjemarkedet som vi anser som den mest solide indikasjon på den norske økonomien. Våre analyser strekker seg over to tidsperioder: 1990 – 2000 og 2001 – 2012. Grunnen til at vi har valgt å dele våre analyser opp i disse to periodene er i hovedsak fordi vi ønsker å se nærmere på i hvilken grad tusenårsskiftet og de endringer knyttet aksjehandel har endret den rollen børsen spiller i norsk økonomi og for å se om avdekkede likevektsforhold avviker mellom periodene.

Gjennom oppgaven vår har vi valgt å definere problemstillingen slik:

”Eksisterer det langsiktige likevektsforhold mellom Oslo Børs og tre utvalgte makroøkonomiske variabler og hvordan endrer dette forholdet karakter gjennom to definerte tidsperioder?”

Når det gjelder de makroøkonomiske variablene har vi valgt å benytte oss av arbeidsledigheten, kredittveksten og industriproduksjonen i våre modeller. Dersom aksjemarkedet gir uttrykk for den forventning og usikkerhet som eksisterer i markedet har vi grunn til å tro at disse latende faktorene videre kan komme til uttrykk gjennom de utvalgte makroøkonomiske variablene.

I lys av vår problemstilling og de valgte variabler finner vi det også naturlig å definere 3 hypoteser som vil hjelpe oss å besvare vår problemstilling:

H_{0.1}: Det eksisterer et langsiktig negativt likevektsforhold mellom Oslo Børs og Arbeidsledigheten.

H_{0.2}: Det eksisterer et langsiktig positivt likevektsforhold mellom Oslo Børs og Kredittveksten.

H_{0.3}: Det eksisterer et langsiktig positivt likevektsforhold mellom Oslo Børs og industriproduksjon.

1.2 Oppgavens oppbygning

Gjennom første og innledende kapittel ønsker vi å gi forståelse rundt valgt problemstilling, motivasjon og presentere ytterlige hypotese vi ønsker å teste i forbindelse med problemstillingen. Vi har i hovedsak valgt å dele vårt teoretiske grunnlag opp i 3 kapittel hvor vi i **kapittel 2** i hovedsak gå inn på valgt teoretisk fundament knyttet til finansmarkedet slik at man på en slik måte kan danne seg en forståelse av de underliggende tanker som ligger bak studien. Her vil vi presentere aksjemarkedet med Oslo Børs som annenhåndsmarked og relevant teori knyttet til markedets adferd. I **kapittel 3** vil vi gå videre inn i investeringsteori, herunder kravsetting gjennom kapitalverdimodellen før vi gjennom to modeller illustrerer hvordan en verdsettelse av aksjer utføres. I **kapittel 4** vil teori knyttet til det makroøkonomiske perspektivet presenteres. Her vil vi også presentere de valgte variabler, men også greie ut om ytterlige aktuelle variabler.

Kapittel 5 vil inneholde det metodiske rundt vår oppgave hvor vi vil gjøre rede for datainnsamlingen av variablene, det økonometriske perspektiv vil presenteres hvor oppgavens validitet og reliabilitet vil bli diskutert avslutningsvis. I **kapittel 6** vil vi legge frem de analyser og funn som er gjort hvor dette til slutt legges frem som oppsummering og konklusjon i **kapittel 7**.

2. Aksjemarkedet

Da studiet i høy grad omhandler makroøkonomi og aksjemarkedet vil etterfølgende kapittel omhandle hva vi mener er relevant teori knyttet til aksjemarkedet, begrunne valget av indeks og i hvilken grad prissettingen i markedet skjer rasjonelt. Dersom vi ikke kan konkludere med at prissettingen skjer rasjonelt vil det være stor sannsynlighet for at våre resultater og konklusjoner ender opp med å være misvisende og spuriøse.

2.1 Aksjemarkedets funksjon

I et aksjemarkedet om det er i Norge eller i et hvilket som helst annet land er hvor investorer og næringslivet møtes for kjøp og salg av aktiva.

Gjennom finansdepartementets sider er det listet opp fem av aksjemarkedets hovedoppgaver i forhold til samfunnsøkonomien som vi har kortet ned:

- Tilfører bedriftene egenkapital gjennom sparing i aksjer.
- Velutviklede aksjemarkeder stimulerer positiv økonomisk vekst ved å kanalisere tilført kapital til de investeringsprosjektene med høyest avkastning.
- Gjøre det mulig for investor å spre risiko ved å diversifisere slik at man på den måten reduserer usystematisk risiko.
- Aksjemarkedet gjør det mulig å spre kunnskap og kunnskap mellom de forskjellige aktørene.
- Bidra til økt likviditet i bedrifter ved at bedriftene emitterer aksjer på grunnlag av realaktiva som de da konverterer til likvide midler.

(Finansdepartementet, I)

Det norske finansmarkedet er delt opp i flere delmarkeder. Aksjemarkedet som vil være hovedfokus i dette studiet er et delmarked under kapitalmarkedet som igjen er et delmarked under førstnevnte. Når vi snakker om aksjemarkedet er det naturlig å skille mellom første og annenhåndsmarkedet.

Førstehåndsmarkedet omhandler utstedelser av nye aksjer. Vi hører ofte snakk om emitting av aksjer eller kapitalutvidelse. Dette skjer ofte når bedrifters behov for lånekapital øker. Kort fortalt er dette en måte for bedrifter å tilføre frisk kapital til bedriften.

Ved at bedriftene utsteder eierandeler kan investorer kjøpe disse eierandelene i form av aksjer

og transaksjonen skjer i form av "quid pro quo". Som kompensasjon vil bedriften i enkelte tilfeller utbetale andeler av eventuelt overskudd til aksjonærene. Det som ikke blir betalt ut i dividende blir som nevnt reinvestert i selskapet.

På andre siden har vi annenhåndsmarkedet som på sin side fungerer som et marked for aksjer som allerede har blitt utstedt. Her blir kjøpere og selgere koplet i det som også kalles et sekundærmarked. For en tryggere handel vil ofte investorer trekke til regulerte markeder hvor i dag Oslo Børs er det eneste markedet som er regulert for handel av verdipapirer.

Media og internett har også spilt sin rolle for aksjemarkedet der disse i de senere år har stimulert markedets symmetrisk informasjon som for øvrig også er en forutsetning for et velfungerende marked i den stand at alle har tilgang til lik informasjon til samme tid. Ifølge Børsdirektør Bente A. Landsnes (Oslo Børs: 2011) er *"Et velfungerende verdipapirmarked er svært viktig for et hvert moderne samfunn. En sentral oppgave er å bidra til at næringslivet får tilgang til kapital slik at det kan utvikle seg til beste for eiere og samfunn."*

Aksjemarkedet har blitt en integrert og viktig del av vårt moderne samfunn, og kan sies å være fundamentet i mange lands økonomi og økonomiske utvikling. Som følge av den økte internasjonale handelen og investeringer som gjøres på tvers av landegrensene kan eksempelvis økonomiske kriser som oppstår i et land ha ringvirkninger som strekker seg over mesteparten av verden. Dette gjør at det er viktig å ha kunnskap og kompetanse også med fokus på aksjemarkedet for å kunne styre unna og igjennom slike krisetilfeller og samtidig bevare likevekten i markedet.

2.1.1 Oslo Børs

Grunnlagt i 1819 kom Christiania Børs til verden som da ble til Oslo Børs 1925. I starten var dens funksjon valuta og handelsvarer. I senere tid har imidlertid Oslo Børs gått bort fra fysiske varer og valutahandelen er flyttet til Norges Bank. Derimot er en rekke andre verdipapirer innført som obligasjoner, aksjer, derivater, sertifikater, grunnfondsbevis, warrants, opsjoner og terminer. (Oslo Børs, I)

Oslo Børs som et regulert annenhåndsmarked ansees som et av de tryggere markeder å omsette verdipapirer på da dette er tilstrekkelig regulert gjennom lov.

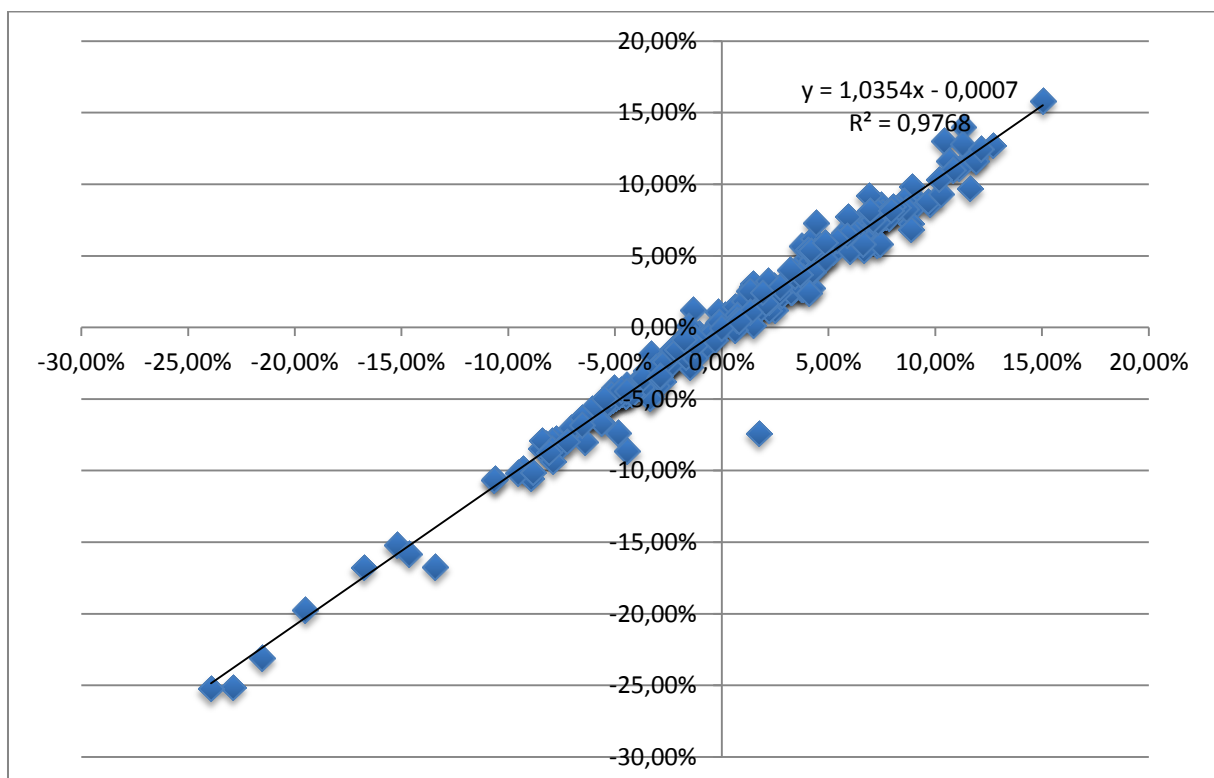
Oslo Børs består av flere indekser som deler selskapene inn i kategorier. Her i hovedsak grad av likviditet og sektor. Det er spesielt to indekser vi ønsker å trekke frem og som vil være aktuell i studiet; OSEBX (Oslo Stock Exchange Benchmark Index) og OSEAX (Oslo Børs

All-share Index). OSEBX er hovedindeksen og består per dags dato (18.04.13) av 55 representative aksjer på Oslo Børs som revideres hvert halvår.

”Oslo Børs Hovedindeks skal være en investerbar indeks som inneholder et representativt utvalg av alle noterte aksjer på Oslo Børs. OSEBX revideres på halvårlig basis og endringene implementeres 1 desember og 1 juni. Verdipapirene i OSEBX er friflytjustert. I perioden mellom revideringsdatoene holdes antall aksjer for hvert indeksmedlem fast, med unntak av kapitaljusteringer med utvanning for eksisterende aksjonærer. OSEBX er justert for utbytte.”
(Oslo Børs, OSEBX)

OSEBX på sin side er definert som en investerbar indeks. Dette impliserer at samtlige av aksjene i indeksen er likvide i den forstand at kjøp og salg går effektivt med henholdsvis lave transaksjonskostnader.

Gjennom 276 månedlige observasjoner har vi beregnet at 97,68 % av variansen i avkastningen til OSEAX kan forklares ved variansen i avkastningen til OSEBX.



Figur 2.1 – Korrelasjon mellom OSEAX og OSEBX¹

¹ Laget av oss Excel hjelp av tidsseriedata fra 1990 - 2012 fra Oslo Børs.

Dersom sammenhengen mellom OSEAX og OSEBX i fremtiden er lik den sammenhengen som vi har observert her så vil OSEBX typisk stige med 1,0354 % dersom OSEAX stiger med 1 %.

OSEAX (Oslo Børs All-share Index) på sin side inkluderer alle noterte aksjer på Oslo Børs. Da OSEBX er justert for utbytte, og friflytjustert vil det si at aksjer som ikke anses tilgjengelige i markedet er fjernet. Som vi har sett fra figur 2.1 er korrelasjonen mellom disse to indeksene meget høy som indikerer at disse typisk sett vil bevege seg likt over lengre perioder. Av de 55 aksjene OSEBX inneholder utgjør 25 av disse 85 % av den totale markedsverdien på børsen. Vi føler da at disse 55 aksjene totalt sett utgjør et godt bilde av utviklingen i den norske økonomien og som representerer den forventning og usikkerhet som eksisterer i markedet.

Januareffekten er en kjent kalenderanomali vi vil komme nærmere inn på senere. Kort oppsummert er januareffekten en anomali hvor små aksjer gir høyere avkastning enn ytterligere aksjer i januar måned. Ved å benytte oss av OSEBX minimerer vi dermed også risikoen for skjevhet i datamaterialet som grunn av kalenderanomali som januareffekten og vi føler derfor at OSEBX er den beste indikator på norsk økonomi.

2.2 Forventning og usikkerhet

John Maynard Keynes var tidlig og erkjente av den økonomiske utviklingen var sterkt drevet av de to psykologiske faktorene; forventning og usikkerhet. Disse er hva vi kan kalle latente variabler som best synliggjøres ved å kople teorien opp mot aksjemarkedet, her vil Oslo Børs være en god indikator i denne sammenheng. Latente variabler er variabler som ikke direkte kan observeres, men som kan uttrykkes gjennom andre observerbare variabler og tilstrekkelige modeller. Også vil vi vise dette gjennom modeller basert på markovkjeder, men dette vil komme senere i oppgaven.

Lauvsnes (2011) hevner at forholdet mellom forventning og usikkerhet er inverst. Enkelt forklart betyr dette at de beveger seg motsatt av hverandre som ikke unaturlig å anta. Banalt sett kan vi si at dersom tidene er gode vil forventningene om fremtiden gå opp og usikkerheten reduseres og vice versa. Dette er arbeid med røtter i likviditetspreferanseteorien utledet av Keynes (1936). Likviditetspreferanseteorien er utledet på grunnlag av aktørens forhold til likvide midler i opp- og nedgangstider.

I dårlige tider ønsker aktørene i markedet å holde på sine aktiva i form av likvide midler. Mye av dette skyldes økende usikkerhet relatert til fremtiden og trangen til en buffer

blir større. Enkelte investorer vil kanskje være nølende med å binde sin kapital i aksjer når økonomien er inne i en dårlig periode, og fortjenesten ved eventuelle salg vil kunne være mindre enn ønsket. Dersom investorer ønsker å selge sine aksjer i dårlige tider vil det også ofte medføre høye transaksjonskostnader. Det er naturlig med bakgrunn i denne teori at for investorer ved lavkonjunkturer og ellers dårlige tider vil vekte usikkerhet tyngre enn forventningene til fremtiden. Det er naturlig med bakgrunn i denne teori at for investorer ved lavkonjunkturer og dårligere tider, vil vekte usikkerhet tyngre enn forventninger til fremtiden og vi vil typisk oppleve at investorer holder tilbake kapitalen eller heller invester i sikre aktiva som bankinnskudd eller statsobligasjoner. Vi sier ofte at dårlige tider øker konsumentens marginale sparetilbøyelighet og senker konsumentens konsumtilbøyelighet så vel som den marginale investeringstilbøyeligheten.

I gode tider er ikke aktørers likviditetsbehov like stort og investeringsvilligheten øker. Ved høykonjunktur vil vi typisk se at vekten av forventning til fremtiden veier mer enn usikkerhet og terskelen til å investere i mer usikker aktiva som aksjer, mer risikable obligasjoner og ellers risikabel aktiva er lavere. Her reduseres normalt den marginale sparetilbøyeligheten der den marginale konsum- og investeringstilbøyeligheten øker. Dette er også noe vi ønsker å se nærmere på i vår oppgave. Gjennom relevant teori ønsker vi senere også å argumentere for hvordan et de utvalgte makroøkonomiske variablene kan fungere som indikatorer på disse samme faktorene, forventning og usikkerhet.

2.3 Markedseffisiens og rasjonelle markeder

Da utredningen dreier seg om eventuelle langsiktige forhold mellom Oslo Børs og makroøkonomiske variabler føler vi at det er på sin plass å greie ut for teorier om hva de respektive aksjenes pris representerer. Med dette tenker vi spesielt på den informasjon som aksjeprisen representerer.

Mossin (1986: 16) definerer markedseffisiens som *”at informasjon om en aksje, selskapet som har utstedt aksjen eller en hvilken som helst annen informasjon av potensiell betydning for vurdering av aksjen er lett og hurtig tilgjengelig i markedet, og at derfor slik informasjon hurtig reflekteres i aksjens pris”*

Dette ønsker vi også å beskrive ved å innføre teorien rundt hypotesen om effisiente markeder eller EMH (efficient market hypotesis).

Dette vil altså si at aksjens pris gjenspeiler all informasjon slik at ekstraordinær avkastning ikke kan oppnås ved investorer som prøver å utnytte informasjon til sin fordel. Dette fordi denne informasjonen lett er tilgjengelig for alle slik at ingen kan utnytte potensiell asymmetrisk informasjon. Dersom dette er tilfelle vil aksjens pris kun bli påvirket av tilførselen av ny informasjon.

De vil være vesentlig at tilførsel av informasjon til markedet er helt uavhengig av neste tilførsel av informasjon slik at det ikke på noen måte skal kunne forutsees. Dersom dette kan forutsees vil informasjonen ikke være reflektert i prisen og vi har dermed ikke et effisient marked.

Dersom vi konkluderer med en periodes tilførsel av informasjon er uavhengig av neste periodens tilførsel av informasjon vil det si at utviklingen i aksjens pris følger "random walk" som kan tolkes som at en periodes pris er uavhengig av en ny periodes pris (etter tilgang til ny informasjon).

Dersom vi skal kunne fastslå at en variabel X bidrar til endring i variabel Y og vice versa er forutsetningen at markedet til en viss grad er effisient, og at dette ikke skyldes markedets irrasjonelle oppførsel. Simonsen (2012) konkluderer med et svakt effisient marked i perioden 2003 – 2010 samt Bjørnmyr og Bolstad (2008) i perioden 2003 – 2007. Dette styrker vår tro i at markedet i det minste er svakt effisient.

Videre vil vi også skille mellom tre forskjellige typer effisiens; svak effisiens, halvsterk effisiens og sterk effisiens som initialt ble utledet av Eugene F. Fama (1970).

2.3.1 Svak effisiens

Hypotesen om svak effisiens tilsier at aksjeprisen fullt ut representerer aksjens historiske prisutvikling. Dette vil si at en investor ikke kan studere aksjens historiske prisutvikling for å oppnå ekstraordinær avkastning. I så fall kan en investor benytte seg av tekniske analyser hvor vedkommende analyserer aksjen og leter etter mønster i aksjens pris. Bodie et al. (2011) argumenterer for at dersom svak effisiens holder så vil det være bortkastet å prøve å utnytte historiske prisutviklinger for å oppnå ekstraordinær avkastning fordi denne informasjonen allerede er reflektert i prisen. Dette grunnet det faktum at historisk informasjon er lettvin, offentlig og relativt kostnadsfritt å få tak i.

Bjørnmyr og Bolstad (2008) og Simonsen (2012) har i tidligere studier konkludert med at det norske markedet hvert fall er svakt effisient gjennom tidsperiodene; 2003 – 2007 og 2003 – 2010.

Fama (1970) knytter hovedsakelig svak effisiens opp mot litteratur rundt ”random-walk” som tidligere nevnt vil si at en periodes prisendring er uavhengig av neste periodes prisendring slik at dette ikke på noen måte kan forutsees av aktører i markedet.

Dersom hypotesen holder så vil signaler om prisstigning gjennom tekniske analyser være tilgjengelig for alle. Dette vil medføre at aksjens eier ikke tillater å selge aksjen til en lavere pris enn hva aksjen er verdt eller kommer til å bli og investorer i markedet vil dermed presse prisen opp til ekvilibrium hvor prisen når det indikerte nivå til eventuelt hold-signaler sendes ut.

Fama (1998) viser til at ny og meget viktig informasjon ikke alltid er evaluert 100 % korrekt og momentant slik at prisene noen ganger blir overvurdert som undervurdert. Selv om dette er tilfelle viser han til tydelig empiri på at hypotesen rundt ”random-walk” og svak effisiens holder.

Markedet har ingen hukommelse!

2.3.2 Halvsterk effisiens

Den andre graden for effisiens går noe dypere enn svak effisiens og tilsier at prisene representerer samme informasjon som ved svak effisiens, men i tillegg informasjon som kan avdekkes av offentligheten. Herunder faller informasjon relatert til ledelsen, kvartalsrapporter, årsrapporter, nyheter på aviser/ TV og ellers analyser som foretas av spesialister. Dette gjelder spesielt for mer modne markeder som for eksempel Norge der aktører i markedet raskt og relativt kostnadsfritt har denne informasjonen tilgjengelig.

Aktører med ønske om å teste for denne formen for effisiens kan benytte seg av fundamental analyse hvor man inntjening, dividende, risiko og tanker om fremtiden for å fastslå aksjeprisen.

“Once again, the efficient market hypothesis predicts that most fundamental analysis also is doomed to failure. If the analyst relies on publicly available earnings and industry

information, his or her evaluation of the firm's prospects is not likely to be significant more accurate than those of rival analysts." Bodie et al. (2011:378)

Vi ser altså at dersom investorer benytter fundamentale analyser (gitt at hypotesen om et halvsterkt effisient marked holder) så vil ikke dette gi ekstraordinær avkastning fordi informasjonen man benytter seg av er tilgjengelig for alle aktørene i markedet. Det vil være vanskelig for en gjennomsnittlig investor å motbevise hypotesen rundt halvsterk effisiens, men det vil imidlertid være naturlig å anta at aktører i markedet som spesialisere seg på enkelte sektorer og bransjer vil ha en fordel i markedet som kan gi dem ekstraordinær avkastning over tid.

Det kan også diskuteres om "high-frequency trading" som kjent logaritmetrading kan oppnå ekstraordinær avkastning gjennom deres evne å prosessere informasjon og kursendringer raskere enn en gjennomsnittlig investor.

Aktører med tilgang til innsideinformasjon vil naturligvis ofte kunne bruke den til sin fordel noe vi skal utdype i neste avsnitt som omhandler hypotesen om sterk markedseffisiens.

2.3.3 Sterk effisiens

I hypotesen om sterk effisiens gjenspeiler aksjeprisen fullt ut all informasjon om selskapet. Herunder faller også innsideinformasjon.

Dette medfører at dersom hypotesen holder vil aktører som handler på grunnlag innsideinformasjon som enda ikke er kjent for eksterne aktører heller ikke ha mulighet til å oppnå høyere avkastning enn markedet. Dette vil være fordi at denne asymmetriske informasjonen allerede vil være gjenspeilet i prisen.

Som Bodie et al. (2011) hevder vil ikke hypotesen kunne aksepteres da det udiskuterbart alltid vil finnes personer internt i bedrifter som vil inneha mer informasjon enn offentligheten i såpass lang tid før informasjonen går offentlig, og på den måten oppnå høyere avkastning enn markedet generelt.

Innsideinformasjon defineres gjennom verdipapirhandelloven § 3-2:

(1) Med innsideinformasjon menes presise opplysninger om de finansielle instrumentene, utstederen av disse eller andre forhold som er egnet til å påvirke kursen på de finansielle instrumentene eller tilknyttede finansielle instrumenter merkbart, og som ikke er offentlig tilgjengelig eller allment kjent i markedet.

(2) Med presise opplysninger menes opplysninger som indikerer at en eller flere omstendigheter eller begivenheter har inntruffet eller med rimelig grunn kan ventes å ville inntreffe og som er tilstrekkelig spesifikke for å trekke en slutning om den mulige påvirkningen av disse omstendighetene eller begivenhetene på kursen til de finansielle instrumentene eller de tilknyttede finansielle instrumentene.

(3) Med opplysninger som er egnet til å påvirke kursen til finansielle instrumenter eller tilknyttede finansielle instrumenter merkbart, menes opplysninger som en fornuftig investor sannsynligvis vil benytte som en del av grunnlaget for sin investeringsbeslutning.

(4) Med innsideinformasjon om varederivater menes presise opplysninger som ikke er offentlig tilgjengelige eller allment kjent og som direkte eller indirekte angår ett eller flere varederivater og som deltakere på markedet der varederivatene omsettes ville forvente å motta i samsvar med det Finanstilsynet anser som akseptert markedspraksis på det aktuelle markedet. Med opplysninger som deltakerne ville forvente å motta, menes opplysninger som normalt gjøres tilgjengelig for deltakere på markedet eller opplysninger som skal offentliggjøres som følge av lov, forskrift eller annen regulering, herunder privatrettslig regulering og praksis på det aktuelle varederivatmarkedet eller det underliggende varemarked. Departementet kan i forskrift fastsette nærmere regler om innsideinformasjon i tilknytning til varederivater og akseptert markedspraksis.

(Lovdata, I)

Det vil være urimelig å anta at bedriftsspesifikk informasjon som ikke er gjort kjent for allmenheten allerede gjenspeiles i aksjeprisen som igjen medfører at innsideaktører ikke gjør det mulig for investorer å oppnå ekstraordinær avkastning. I Norge og de fleste andre modne markeder er innsidehandel regulert av regler og lover slik at aktører i et selskap og deres nærmeste ikke skal kunne "slå" markedet ved å bruke innsideinformasjon fra eget selskap. Fama (1970) sier selv at hypotesen rundt sterk effisiens er ekstrem og gir ikke et korrekt bilde av verden.

Selv ser vi at det vil være meget kontroversielt å anta at hypotesen om sterk markedseffisiens holder, altså er det rimelig å anta at hypotesen ikke holder!

2.4 Adferdsfinans

Da vi har introdusert markedseffisiens føler vi at å introdusere dens antipode, adferdsfinans også er en naturlighet. Som vi har utredet over ser vi at EMH argumenterer for rasjonelle aktører i markedet. Adferdsfinans er noe nyere teori som retter fokus på at aktørene faktisk heller er irrasjonelle. Denne teorien er del opp i to deler: hvordan aktørene prosesserer informasjon og at aktører tar ikke-optimale avgjørelser og systematiske feil selv om første del er gjort korrekt. Bodie et al. (2011) deler informasjonsprosessering inn i fire deler:

- Feil i prognoser.
- Overdreven selvtillit.
- Konservatisme.
- Behandler små utvalg like representativt som store utvalg.

Selv om prosesseringen av informasjonen skjer på riktig vis er det ikke alltid aktørene tar de rette avgjørelsene. Bodie et al. (2011) viser til at aktører knyttet til adferdsfinans ofte vil være motvillig å selge aksjer med tap og viser til det faktum at aktører i markedet faktisk heller vil selge en aksje de har ikke-realisert gevinst på enn en aksje de har ikke-realisert tap på. Aktører vil ofte ha et ønske om at situasjonen skal snu for å kunne dekke inn eventuelle tap de måtte ha. En investors villighet til å ta risiko vil også spille inn i denne sammenheng. En investor kan investere tidligere realisert gevinst i høyrisikoaktiva en plass og samtidig investere sine barns sparepenger i aktiva med lav risiko. Bodie et al. (2011) trekker også frem at mentale faktorer som investors velstand og risikoaversjon som følge av tidligere tap spiller sine respektive roller innen adferdsfinans.

Hvorvidt teorien rundt adferdsfinans holder er en pågående debatt. Det er ingen tvil om at dette er reelle faktorer knyttet til menneskers evne å påvirke prisene grunnet irrasjonalitet som må tas hensyn til.

Mossin (1986) erkjenner at markedet inneholder sin del av irrasjonelle aktører og trekker frem at markedseffisiens vil gjøre det vanskelig å oppnå ekstraordinær avkastning i markedet.

Dersom markedet består av rasjonelle aktører så vel som irrasjonelle aktører mener han at det vil være mulig for en rasjonell aktør å utnytte andres irrasjonelle oppførsel, og på en slik oppnå ekstraordinær avkastning.

”Odd-lot teorien” er en teknisk analyse som går ut på at små-investorer er irrasjonelle og stadig gjør feil i markedet med en lav grad av risikoaversjon. Dersom disse små-investorene selger impliserer teorien at det er tid for å kjøpe. Brealey (1971) viser til at empiriske tester motbeviser denne teorien i det at metoden viser seg å være ineffektiv.

”The explanations of efficient market anomalies do not give guidance as to how to exploit any irrationality. For investors, the question is still whether there is money to be made from mispricing, and the behavioral literature is largely silent on this point.” (Bodie et al., 2011:419)

2.5 Er prisdannelsen i markedet rasjonell?

Bodie et al. (2011) konkluderer avslutningsvis at dagens markeder generelt sett er effisiente, men at belønninger ligger ute for de årvåkne, intelligente og kreative aktører i markedet.

Fama (1970) argumenterer for at hypotesen om svak form for effisiens oftest vil holde, spesielt gjennom at prisutviklingen følgen er ”random-walk” som forklart tidligere.

Selv om vi har tro for at prisdannelsen i markedet skjer rasjonelt kommer vi ikke unna visse anomalier. Januareffekten er en av de mest kjente kalenderanomaliene hvor gjennomsnittsavkastningen på små aksjer stiger mer enn ytterligere aksjer. Siegel (1998) viser til at i januar perioden 1925 – 1997 var gjennomsnittsavkastningen på aksjeindeksen S&P500 lik 1,6 %, hvor de små aksjene på samme tidspunkt hadde en gjennomsnittsavkastning lik 6,2 %. Årsaken til denne effekten er imidlertid ikke helt klar, men Siegel (1998) viser til at flere teorier knyttet til dette, blant annet skatte-sensitive investorer som ser seg nødt til å selge ved årets slutt og realisere skattefordeler ved tap. Gjennom tilgjengelige skattefordeler og bonuser ved årets start blir disse tilgjengelige midlene reinvestert ved årets start i små aksjer som igjen bidrar til at prisen stiger. Det skal også sies at denne oftere er funnet signifikant for amerikanske markeder, men vi tar det som en forhåndsregel for å eliminere uhendige skjevheter i vårt datasett som baserer seg kun på det norske markedet.

Momentumeffekt og reverseringseffekt er to motstridende anomalier i aksjemarkedet.

Førstnevnte vil si at høy aksjeavkastning i periode t medfører høy aksjeavkastning i periode $t + 1$ og reverseringseffekt vil si at høy aksjeavkastning i periode t medfører lavere aksjeavkastning i periode $t + 1$ Jegadeesh og Titman (1993), Fama(1998).

Utover nevnte anomalier eksisterer det også mindre kjente anomalier som september-effekten, som er basert på den historisk lave avkastningen i september måned i forhold til andre

måneder, og "The Equity Premium Puzzle" som er et begrep brukt for å beskrive den unormalt høye realavkastningen på aksjer i forhold til statsobligasjoner. Equity premium beregnes som (aksjeavkastning - statsobligasjonsavkastning) Fama og French (2002). Disse to anomalier vil vi her ikke gå nærmere inn på, men er eksempler på at det eksisterer en rekke anomalier som vil kunne ha innvirkning på prisdannelsen i markedet.

Med bakgrunn i moderne finansteori ville det vært vanskelig å akseptere slike anomalier da effisiente markeder ikke ville tillatt slik ekstraordinær avkastning.

Hypotesen om sterk effisiens er naturligvis ikke holdbar. Dersom hypotesen holdt ville ikke aksjenes pris blitt påvirket av ny informasjon om selskapene, da denne informasjonen allerede ville vært reflektert i prisen på aksjen.

Utover dette mener Santomero og Babbel (2001) at bevisene knyttet til hypotesen om halvsterk effisiens derimot er noe tvetydig, men at beviser foreligger for at hypotesen til en viss grad aksepteres. Selskaper som skal investere legger stor innsats i analyser og analytikere i forkant av investeringen, og det vil være vanskelig å tro at all denne innsatsen er forgjeves.

Avslutningsvis ønsker vi å nevne effisiensparadokset som Mossin (1986) definerer som et tankekors. Dette paradokset er videre definert som:

"for at markedet skal være effisient, må det være tilstrekkelig mange investorer som tror at det ikke er det." (Mossin, 1986: 134)

Gjennom EMH har vi forklart hvordan prisene gjenspeiler all relevant informasjon. Dersom samtlige investorer i markedet tror at markedet er effisient, så er det ingen som vil forsøke å utnytte informasjon for å oppnå ekstraordinær avkastning. Det må tilstrekkelig med investorer til som ønsker å utnytte den relevante informasjonen for at denne informasjonen skal være gjenspeilet i aksjeprisen.

Vi føler med hensyn til tilgjengelig teori rundt markedets adferd og tidligere empirisk arbeid at markedet er til dels halvsterkt effisient, og med bakgrunn i dette kan vi si at dersom sammenhenger mellom Oslo Børs og de respektive makroøkonomiske størrelsene er avdekket, så vil dette kunne skyldes markedets rasjonalitet foran irrasjonalitet.

3. Investeringssteori

I følgende kapittel vil vi gå inn i teori knyttet investors kravsetting og hvordan denne skjer. Ut over dette ønsker vi å presentere noen modeller for verdsettelse av aksjer med noe ulikt perspektiv.

3.1 Avkastningskrav

Vi kan definere avkastningskravet for en virksomhet som "*den forventede avkastningen kapitalmarkedet tilbyr på plasseringer med samme risiko som selskapet*" (Gjesdal og Johnsen, 1999:18).

Denne definisjonen av Gjesdal og Johnsen (1999) legger vekt på fire forskjellige faktorer:

Forventet avkastning: Avkastningskravet er en fremtidig avkastning som er ukjent i dag.

Basert på et forventningsbasert anslag av de framtidige kontantstrømmene som tar utgangspunkt i forventningsverdier, oftest et gjennomsnitt av optimistiske og pessimistiske anslag, som danner grunnlag for den forventede avkastningen. Disse vil i mange tilfeller ikke reflektere muligheten for såkalte katastroferisiko utfall.

Alternative plasseringer: Kravet er en alternativkostnad og skal kompensere investorer for hva de ellers ville kunne tjent på tilsvarende risikable plasseringer. Dette er viktig for å sikre kapitaltilførsel i fremtiden, det er dessuten en forutsetning at avkastningskravet tilfredsstilles for å unngå uvennlige oppkjøp.

Avkastningskravet bestemmes av lønnsomheten for risikomessig sammenlignbare markedsplasseringer. Dette forutsetter at markedet reflekterer investorens alternativavkastning, som fordrer et åpent, integrert og effektivt kapitalmarked.

Kapitalmarkedet: Forutsatt at markedet reflekterer investors alternativavkastning, altså at markedet er effektivt, åpent og integrert, så vil avkastningskravet bestemmes av lønnsomheten for risikomessig sammenlignbare markedsplasseringer. I den grad illikviditet og irreversibilitet påvirker kontantstrømmenes variabilitet, så vil dette være indirekte reflektert i avkastningskravets risikotillegg. Dette som følge av at kapitalmarkedet sprer prosjekter over mange investorer som hver holder en likvid plassering i disse prosjektene.

Samme risiko: Avkastningskravet avhenger av selskapets eller prosjektets risiko. En risikoavers investor vil kreve høyere forventet avkastning som kompensasjon for større risiko, men bare for risiko som også preger andre plasseringer, altså markedsrisiko.

3.2 Kapitalverdimodellen – CAPM

Kapitalverdimodellen ble utviklet av Sharpe, Lintner og Mossin rundt midten av 60-tallet og har sitt grunnfundament fra Markowitz sin porteføljeteori fra 1952 (Bodie et al, 2011).

Med utgangspunkt i kapitalverdimodellen vil en investor være risikoavers og velge å fordele sine investeringer i to deler, hvor en del består av markedsporteføljen, og den andre delen er en andel risikofritt. Markedsporteføljen forsøker å kopiere sammensetningen av børsens totalindeks, og uttrykker en forventet avkastning R_M , mens risikofri rente tydes som en mellomlang statsrente og betegnes R_f . Som vi har nevnt tidligere vil en risikoavers investor kreve kompensasjon for den risiko han påtar seg, og dermed vil han for markedsporteføljens avkastningsrisiko kompenseres med en risikopremie, betegnet MP som også refereres til som markedspremie. Dermed kan vi framstille avkastningskravet med representativ markedsrisiko som likning 3.1 illustrerer:

$$(3.1) \quad R_M = R_f + MP.$$

Videre skaleres risikotillegget avhengig av om det er høyere eller lavere risiko, opp eller ned med en betarisiko β , også betegnet som systematisk risiko. Beta gir investeringens relative markedsrisiko, altså risikoen som gjenstår når investeringen inkluderes i markedsporteføljen (Gjesdal og Johnsen, 1999). Ved hjelp av CAPM kan vi uttrykke en aksjes forventede avkastning slik:

$$(3.2) \quad E(r_i) = r_f + [E(r_m) - r_f] * \beta_i$$

Hvor $[E(r_m) - r_f]$ er markedets risikopremie, r_f er risikofri rente, $E(r_m)$ er den forventede avkastningen på markedsporteføljen, og β_i er aksjens beta som forteller oss noe om sensitiviteten overfor verdiendringer i markedsporteføljen. Markedsporteføljen er summen av alle investorenes samlede porteføljer. med CAPM lagt til grunn vil investorer som forsøker å optimalisere sine porteføljer alle ende opp med den samme porteføljen, med vektorer på hver eiendel lik de i markedsporteføljen (Bodie et al., 2011). Dette betyr at porteføljene er sammensatt av en felles liste hvor all relevant informasjon er tilgjengelig, og at investorer ikke behøver å gjennomføre analyser, altså at markedet er effisiens og at simpelthen holde markedsporteføljen for å ha en effektiv markedsportefølje.

Siden vi i vår oppgave vil diskontere fremtidige kontantstrømmer til egenkapitalen har vi valgt å benytte CAPM for å forklare sammenhengen mellom våre utvalgte makrovariabler og markedsavkastningen. Dersom oppgaven derimot hadde vært å diskontere fremtidige kontantstrømmer til totalkapitalen ville det også vært nødvendig å beregne avkastningskravet til totalkapitalen ved hjelp av eksempelvis WACC (weighted average cost of capital) eller ved å beregne beta for totalkapitalen.

3.3 Kritikk

CAPM i likhet med alle andre modeller baserer seg på simplifikasjoner som gjør oss i stand til å forstå og formulere teorier om kompliserte virkeligheter. Dette gjør at modellen bygger på en rekke forutsetninger som ikke nødvendigvis er en helt korrekt gjenspeiling av den virkelige verden.

CAPM forutsetter at transaksjonskostnader og skatt er ikke eksisterende, og at investeringer dermed blir priset slik at de ligger på kapitalmarkedslinjen. Men dette er ikke tilfellet, mange investeringer har relativt store transaksjonskostnader, eksempelvis ved oppkjøp av en bedrift hvor det er mange utslagsgivende faktorer som bidrar til økte kostnader. CAPM forutsetter at investeringer er skattefrie og at avkastningen ikke blir påvirket av skatter. Men vi vet at mange transaksjoner rundt investeringer er påvirket av skatteforhold, som dermed bidrar til å øke investeringskostnadene. Skatter påvirker den forventede avkastningen og dermed også prisingen på en investering, samtidig vil det være forskjell i beskatning på eksempelvis et pensjonsfond versus en enkelt investor, og dermed skape forskjellig prising på like eiendeler. En annen forutsetning er at alle investorer har samme investeringshorisont, men dette vil bare være tilfellet om alle investorer har samme homogene forventninger, dersom de har heterogene forventninger vil investorer tilsynelatende ha forskjellig investeringshorisont. Homogeniteten impliserer at markedet er effisient, at det er mange små investorer som er pristakere og risikoavers, og som alle sitter med samme informasjon og de samme forventningene. Roll (1977) er kjent for sin kritikk rettet mot empiriske tester av CAPM, med likningen nevnt tidligere (3.1.2) som utgangspunkt. Han påpeker blant annet at CAPM er tautologisk dersom markedet er antatt å være gjennomsnittsvarians effisient. Gitt en proxy for markedsporteføljen vil testing av CAPM være tilsvarende det å teste gjennomsnittsvarians for porteføljen. Roll peker også til at markedsporteføljen i praksis vil inkludere en hver eiendel, eiendom, edle metaller, smykker, bøker, alt som har verdi. Avkastningen på alle mulige

investeringsmulighetene er uobserverbare, kobler vi dette sammen med det førstnevnte utsagnet så vil validiteten av CAPM være tilsvarende at markedet er gjennomsnittsvarians effisient i forhold til investeringsmulighetene. Dermed vil det uten å observere alle investeringsmuligheter ikke være mulig å teste hvor vidt denne eller noen annen portefølje er gjennomsnittsvarians effisient, og som følge av dette vil det heller ikke være mulig å teste CAPM. CAPM er altså som alle andre modeller bygget på forutsetninger, og har derav sine begrensninger. Like fullt gir CAPM investorer en innsiktsfull metodikk for å påvise forholdet mellom risiko og avkastning rundt finansielle beslutninger.

3.4 Verdsettelse av aksjer

Da oppgaven vår i aller høyeste grad omhandler aksjemarkedets svingninger ønsker vi å greie ut om hvordan disse verdiene faktisk kan fastsettes. Vi vil også vise til hvordan makroøkonomi er grunnleggende for verdsettelse av aksjer.

I følgende kapittel vil vi dermed gi noe innsikt i de vanligste modellene for å verdsette aksjeselskaper i et forsøk i å gi mest mulig innsikt i hvordan et aksjeselskaps pris påvirkes av makroøkonomiske faktorer så vel som bedriftens rentabilitet.

Thoresen (2006) anbefaler at verdidriverne må defineres slik at vi får et grunnlag for å verdsette bedriften basert på fremtidige aktiviteter. Disse driverne kan fordeles inn i tre kategorier: makroøkonomi, bransje og selskap.

Det finnes utallige modeller man kan benytte seg av for å verdsette selskaper. Dersom dette hadde vært et litteraturstudie basert på ren verdsettelse ville det falt naturlig å utredet for flere modeller for å kunne se potensielle avvik mellom de forskjellige tilnærmingene.

Boye og Dahl (1997) skiller hovedsakelig mellom to forskjellige metoder for å verdsette et selskap: Balansebaserte metoder og inntjeningsbaserte metoder:

Balansebaserte metoder:

- Matematisk verdi/ bokført egenkapital.
- Substansverdi/ verdijustert egenkapital.
- Likvidasjonsverdi.

Inntjeningsbaserte metoder:

- Dividendemodeller

- Kontantstrømsbaserte modeller.
 - o Kontantstrøm til EK
 - o Kontantstrøm til TK
- Resultatmodeller
 - o Normalresultatmetode
 - o P/E-metoden
 - o Price/ ”cash flow”-metoden

Ut over de modeller som er nevnt er det også aktører som benytter seg av modeller som baserer seg på multipler der vi senere skal komme inn på en av disse.

I vår studie spiller investors perspektiv spille en vesentlig rolle. En investor som ønsker å kjøpe aksjer i et selskap ønsker ideelt sett størst mulig avkastning, dermed vil det være viktig for investor at mest mulig overskudd til tilfaller EK. Her vil kontantstrømmodellen være en naturlig å bruke, herunder kontantstrøm til egenkapital.

Utover dette vil vi gå inn i en multippel modell med sin fokus rettet mot forholdet mellom pris og bok. Pris/bok-modellen kan gjennom gitte forutsetninger som vi skal vise til senere koples mot både dividendemodellen og pris/fortjeneste-modellen.

Dividendemodellene er i større grad benyttet i USA. Disse modellene tar i tillegg som forutsetning at det faktisk betales ut dividende. Da dividendeutbetalinger ikke alltid er faktum og mange bedrifter ønsker å reinvestere eventuelle overskudd velger vi å heller belyse noen av de andre modellene knyttet til en investors prising av aksjene. Derfor har vi funnet det naturlig å gå nærmere inn på pris/ bok-modellen med sitt tydelige fokus på verdiskapning.

Den verdi man så vil få uavhengig av hvilken modell man benytter seg av vil ofte være en relativ verdi som ofte vil være preget av den konteksten og de forventninger som verdsetteren har til bedriften og fremtiden.

Det vil derfor være viktig at aktører som skal benytte seg av andres estimater ikke tar dette for gitt og stiller seg kritisk til verdsettelsen. Subjektivitet vil ofte være innlemmet i estimatet.

Av dette følger: *”Som investor bør du ikke være optimist og heller ikke pessimist, men realist.”* (Thoresen, 2006: 60)

3.4.1 Kontantstrøm til EK

Kontantstrømmodellen er også populært kalt DCF (Discounted cash flow) og tar hensyn til fremtidige kontantoverskudd, enten til egenkapital eller til total kapital, diskontert med hensyn til dens respektive avkastningskrav.

Over har vi forklart hvordan avkastningskravet til egenkapitalen bestemmes av kapitalverdimodellen som vil være nødvendig ved diskontering av kontantstrømmer til egenkapitalen.

For å beregne den respektive periodes kontantstrøm kan vi bruke et oppsett fra Boye og Dahl (1997), *tall for den enkelte periode t*:

Resultat etter skatt + avskrivninger – investeringer – økning omløpsmidler + økning rentefri gjeld + økning rentebærende gjeld = CF_t

$$(3.3) \quad V_0 = \sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+k)^t} + \frac{TV_T}{(1+k)^T}, \text{ hvor terminalverdi (TV) finnes ved: } \frac{CF_{T+1}}{(k-g)}$$

Uttrykk 3.3 viser det generelle uttrykket for kontantstrømmodellen. Dagens verdi finnes ved å summere et endelig antall fremtidige kontantstrømmer, hvor (t) uttrykker hver aktuelle periode og (T) uttrykker antall perioder i den eksplisitte perioden. Disse kontantstrømmene blir diskontert med det aktuelle avkastningskravet, hvor vi til slutt legger til den aktuelle terminalverdi. $(1+k)^t$ og CF^t uttrykker den respektive periodens avkastningskrav og kontantstrøm. Vi kan se at terminalverdien er gitt ved Gordons formel som forutsetter evig vekst. Dette er en måte å slippe unna å måtte summere en uendelig rekke diskonterte kontantstrømmer, noe som ikke ville vært hensiktsmessig.

På den måten kan vi estimere dagens verdi basert på budsjetterte tall angående fremtiden hvor vi uttrykker perioden frem til konstant vekst som den eksplisitte perioden.

Terminalverdien er da uttrykt ved TV som kort fortalt er nåverdien av alle kontantstrømmene etter den eksplisitte perioden.

Etter den eksplisitte perioden er det ofte normalt å anslå en konstant fremtidig vekst. 2,5 % vil være et edruelig estimat for å tilsvare nasjonal inflasjon.

$$(3.4) \quad V_0 = \frac{CF_t}{k}$$

Dersom vi forutsetter at både kontantstrømmene og avkastningskravet er konstante og bruker en uendelig tidshorison vil vi kunne estimere verdien ved hjelp av uttrykk 3.4 som er en forenklet versjon av kontantstrømmodellen.

$$(3.5) \quad V_0 = \frac{CF_t}{k-g}$$

Likning 3.5 er i likhet som de to førstnevnte en variant av kontantstrømmodell hvor vekst i fremtiden er introdusert. Her forutsetter vi i tillegg til uendelig tidshorison forutsettes det i tillegg at kontantoverskuddene vil vokse med en fast prosent hvert år. Som vi nevnte tidligere er dette Gordons formel som vi også benytter for å beregne terminalverdien.

Dersom vi forventer en vekst som er høyere enn forventet inflasjon kaller man gjerne dette realvekst, men det er meget vanskelig å budsjettere høyere vekst enn inflasjonen 5-15 år frem i tid. Vi ser også at vi ikke kan beregne høyere vekst enn avkastningskravet. I så fall vil modellen ikke holde. Dersom vi belager oss på lange budsjetteringsperioder vil også den største delen av selskapets verdi ligge ytterst i tidshorisonen.

En vesentlig kritikk av kontantstrømmodellen med endelig tidshorison er nettopp at den største delen av verdien i modellen kommer i fra terminalbeløpet som igjen er den verdien knyttet til høyest durasjonsrisiko. Dette vil igjen si at selskapets verdi i dag er i stor grad knyttet til forventninger om fremtiden som oftest vil være den mest usikre verdien. Dette viser at verdierestimer basert på kontantstrømmodellen avhenger i stor grad av den forventning til fremtiden og usikkerhet.

Videre må det også nevnes at kontantstrømmodeller generelt tar den forutsetning at det faktisk er et kontantoverskudd hver budsjetterte periode frem i tid, og vi ser av likning 3.4 og 3.5 at avkastningskravet er konstant for hver periode.

Bodie et al. (2011) viser til at analytikere alltid må ta forenklerende forutsetninger som går på hvor lang tid før bedriften når konstant vekst, hvordan man skal behandle avskrivninger og det beste estimatet for avkastning på egenkapitalen (ROE). Hvordan man behandler disse vil alltid få betydning for sluttresultatet.

3.4.2 Pris/bok-modellen

Ved å benytte oss av pris/bok-modellen kan vi estimere forholdet mellom en bedrifts bokførte egenkapital pr. aksje og aksjens markedsverdi. Multiplikatoren vi får ved P_0/B_0 forteller oss om og i så fall hvilken grad det skapes verdier i selskapet. Dette er altså dagens aksjekurs dividert på dagens bokførte verdi på egenkapitalen. Dersom det genereres avkastning over avkastningskravet vil det medføre at jo dess større andeler av overskuddet som holdes tilbake i selskapet desto større vekst vil det medføre.

Veksten g er gitt som $g = R * b$, hvor R uttrykker rentabiliteten og b uttrykker det som reinvesteres i selskapet. Dette er altså den rentabiliteten vi får gjennom det som reinvesteres i selskapet, og da ikke betales ut i form av dividende til aksjonærene.

Boye og Dahl (1997) tolker multiplikatoren $P_0/B_0 > 1$ som tilfeller hvor den respektable aksjens markedsverdi er høyere enn egenkapitalens bokførte verdi. Dette er også tilfeller hvor rentabiliteten er høyere enn avkastningskravet. Ved tilfeller hvor $P_0/B_0 = 1$ er forholdet mellom aksjens markedsverdi og bokført egenkapital den samme og det kan uttrykke verdibevaring i selskapet hvor rentabiliteten tilsvarer avkastningskravet. $P_0/B_0 < 1$ uttrykker tilfeller hvor aksjens markedsverdi er lavere enn egenkapitalens bokførte verdi.

$$(3.6) \quad P_0 = B_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{(R_t - k) * B_{t-1}}{(1+k)^t}$$

Uttrykk 3.6 representerer det generelle uttrykket for pris/ bok-modellen hvor vi tar utgangspunkt i bedriftens substansverdi (B_0) altså bedriftens bokførte egenkapital summert med eventuell verdiskapning ($R > k$), verdibevaring ($R = k$) eller verdisløsning ($R < k$) diskontert med periodens respektive avkastningskrav.

$$(3.7) \quad P_0/B_0 = 1 + \frac{R-k}{k-g} * \left[1 - \left(\frac{1+g}{1+k} \right)^T \right]$$

Dersom vi tar den forutsetning at bedriften har vekst g frem til tidspunkt T vil det gi oss uttrykk 3.7 som forutsetter at rentabiliteten er lik avkastningskravet deretter. Avkastning ut over avkastningskrav $\pi_t = (R - k) * B_t$. Dette vil gi $R = k \rightarrow \pi_t = 0$ etter periode T .

$$(3.8) \quad P_0/B_0 = 1 + \frac{R-k}{k-g} \rightarrow P_0 = B_0 + B_0 * \left(\frac{R-k}{k-g}\right)$$

Under forutsetning at selskapet vil ha evig vekst hvor verdiene er konstantene kan vi uttrykke pris/bok-modellen som likning 3.8 Denne kan vi bruke til å vise modellens tydelig fokus på verdiskapning og hvordan vi videre kan kople modellen mot henholdsvis dividendemodellen og pris/fortjeneste-modellen.

$$(3.9) \quad P_0 = \frac{k}{k} * B_0 + \frac{(R-k)}{k} * B_0 + \frac{(R-k)}{(k-g)} * \frac{g}{k} * B_0$$

Dersom vi og multipliserer med den bokførte verdi av egenkapitalen vil vi kunne dekomponere modellen som vil gi oss et tydeligere innblikk i modellens verdidrivere. Likning 3.9 illustrerer hvordan verdiskapningen skjer i bedriften gjennom tre uttrykk.

$\frac{k}{k} * B_0$ forteller oss noe om hvordan verdibevaring skjer gjennom eksisterende aktiva.

$\frac{(R-k)}{k} * B_0$ illustrerer hvordan eksisterende aktiva genererer verdier da $\frac{(R-k)}{(k-g)} * \frac{g}{k} * B_0$

inkluderer vekst og gir uttrykk for hvordan verdiskapning skjer gjennom nye aktiva.

Overskuddet i periode 1 (E_1) tilsvarer egenkapitalens bokførte verdi B_0 multiplisert med rentabiliteten, R . Dersom bedriften betaler ut 40 % til aksjonærene uttrykker vi det normalt ved $d = 0,4$. Her vil gjenværende som reinvesteres i bedriften uttrykkes som $b = 0,6$ hvor vi typisk sier at utdelingsforholdet $= 1 - b$. Altså $d = 1 - b$ og uttrykker det som blir tildelt aksjonærene i dividende. Med dette vil man kunne se den relative koplingen mellom pris/bok-modellen, dividendemodellen så vel som P/E-modellen.

Boye og Dahl (1997) uttrykker dividendemodellen som $P_0 = \frac{D_1}{k-g}$ med forutsetning om konstant og evig fremtidig vekst. Dersom vi forutsetter at selskapets avkastning i evig fremtid vil tilsvare avkastningskravet vil $R = k$ og dermed $g = k * b$. Dermed kan dividendemodellen uttrykkes som $P_0 = \frac{E_1(1-b)}{k-k*b} \rightarrow \frac{E_1(1-b)}{k(1-b)} \rightarrow \frac{E_1}{k}$

Dersom vi ser nærmere på likning 3.9 ser vi også at denne kan linkes opp mot dividendemodellen ved konstant og evig fremtidig vekst pluss verdiskapning som kommer av nye aktiva i selskapet, første og andre ledd:

$$\frac{B_0 * k + R * B_0 - B_0 * k}{k} \rightarrow \frac{R * B_0}{k} \rightarrow \frac{E_1}{k}$$

På samme måte kan P/E-modellen knyttes opp mot pris/bok-modellen som er gitt ved

$$P_0/E_1 = \frac{1-b}{k-g} \rightarrow P_0 = \frac{E_1(1-b)}{k-g} \text{ som igjen gir samme uttrykk som over.}$$

Vi kan tydelig se at pris/bok-modellen har en kopling mot både dividendemodellen så vel som P/ E-modellen samtidig som fokuset på verdiskapning er meget tydelig.

Faktorer som av gjør modellen uttrykkes også som verdidrivere.

Veksten (g) drives at intern faktor, R * b så vel som eksterne faktorer som nyemisjon. For avkastningskravet gjelder markedets risikofrie rente samt risikotillegget. For avkastningen gjelder forholdet mellom direkte inntekter og kapital som også uttrykkes som ROE (return on equity) eller egenkapitalavkastning.

Gjennom flere varianter av pris/bok-modellen har vi sett på hvordan våre forutsetninger avgjør hvordan modellen vil se ut.

Sistnevnte er også en grunn for at vi anbefaler at man benytter seg av flere tilnærminger ved verdierestimering for et mest korrekt resultat.

4. Makroøkonomi

4.1 Innledning

Da vi i vår oppgave ønsker å utrede forskjeller/likheter mellom ulike makrovariablers tilknytning til Oslo børs under fortrinnsvis to perioder, den ene fra 1990 til 2000 og den andre perioden fra 2000 til 2012. Det vil da være naturlig å legge til grunn noen makroøkonomiske modeller for og nærmere forklare forskjellene mellom disse to tidsperiodene og hvordan de ulike variablene påvirkes av hverandre samt Oslo børs og økonomien generelt. Det hersker stor uenighet blant forskere om hva som er årsak til, og hva som er virkning av konjunktursvingningene da modeller ofte bare viser til korrelasjoner mellom makroøkonomiske størrelser (Steigum, 2008). Transmisjonsmekanismen er de strukturelle forholdene i økonomien som gjør at endringer i de makroøkonomiske variablene overføres til økonomien. Det finnes flere varianter av transmisjonsmekanismer, men totalt sett kan man samle de ulike kanalene i transmisjonsmekanismen under henholdsvis; etterspørselskanalen, forventningskanalen og valutakanalen. Mishkin (2010) Beskriver transmisjonsmekanismen med i alt ni kanaler, som fordeles mellom de tre overordnede kanalene; rentekanalene, prisseffekt fra andre aktiva og kredittkanalen. Gjennom disse kanalene eller transmisjonsmekanismene blir endringer i eksempelvis renter overført til økonomien, som er med på å påvirke den totale etterspørselen etter varer og tjenester. For eksempel, så vil en økning i renten i_r føre til at folk ønsker å spare mer og bruke mindre, investeringer går ned, den norske kronen vil styrke seg mot utenlandsk valuta og etterspørselen etter norske varer og tjenester vil gå ned. Et annet eksempel vil være dersom etterspørselen etter arbeidskraft er høyere enn tilbudet, dette vil kunne bidra til å drive lønnskostnadene opp, som igjen vil føre til økte priser ut mot konsumentene. Markedets forventninger til den fremtidige utviklingen av den kortsiktige renten er med på å påvirke den lange og mellomlange renten. Forventninger rundt inflasjon er med på å påvirke prisnivået på varer og tjenester i Norge, som igjen er med på å påvirke konsumet.

AD-AS er kort for aggregert etterspørsel og aggregert tilbud, og er en modell som tar for seg effekten av pengepolitikken på produksjon og priser. Den aggregerte etterspørselen består her av fire komponenter; konsumentenes etterspørsel etter varer og tjenester; bedrifters planlagte investeringer på maskiner, produksjonslokaler og andre kapitalgoder; offentlig konsum og

netto eksport. Dette vil være en høyst relevant modell for å forklare blant annet hvordan endringene i industriproduksjon, sysselsetting og kredittvekst er med på å påvirke etterspørselen i økonomien og dermed også Oslo børs. Den aggregerte etterspørselen kan fremstilles på følgende måte:

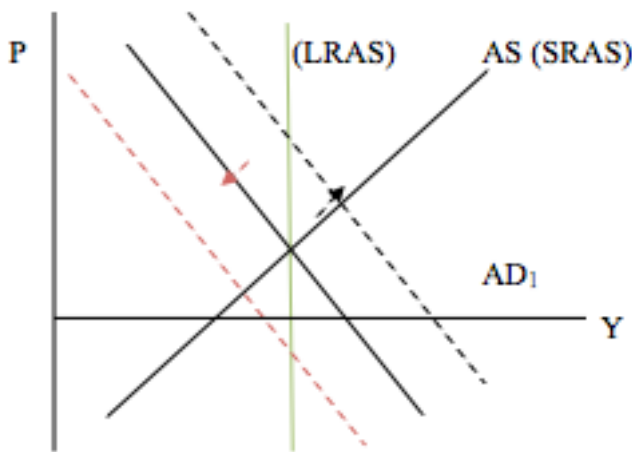
$$(4.1) \quad Y^{ad} = C + I + G + NX$$

hvor, C - privat konsum, I - investeringer, G - offentlig konsum og NX - netto eksport. AD kurven vil helle nedover som følge av at et lavere prisnivå (P), dersom pengemengden (M) er konstant, som vil føre til at (M/P) går opp. En lavere rente (i) vil stimulere investeringer (I) som direkte påvirker (Y^{ad}) og medfører at den øker. På samme måte vil vi gjennom internasjonal handel og netto eksport kunne påvise endring i den aggregerte etterspørselen gjennom reduksjon i renten (i) og dermed en reduksjon i valutakursen (E) som gir økt eksport (NX) og igjen gir økt (Y^{ad}). Faktorer som er med på å skifte AD kurven mot høyre er:

En reduksjon i skatter (T), en økning i offentlig konsum (G), en økning i netto eksport (NX) og økt privat konsum (C), samt investeringer (I).

AS kurven forteller oss noe om forholdet mellom prisnivået og produksjonsmengden. Denne kurven varierer avhengig av hvilken tidshorisont man ser på og vil variere på kort og lang sikt. Produksjonsmengden på lang sikt avgjøres av mengden kapital som er tilgjengelig, tilgjengelig teknologi og sysselsettingen. På lang sikt vil arbeidsledigheten veie mot den naturlige eller strukturelle arbeidsledigheten. kurven for den langsiktige aggregerte tilbudskurven betegnes som (LRAS), og er en vertikal linje som følge av at økonomien vil tilpasse seg et produksjonsnivå hvor arbeidsledigheten er lik den naturlige arbeidsledigheten uavhengig av prisnivå. På kort sikt vil AS kurven (SRAS) være en stigende kurve som følge av at det tar tid før lønn og priser tilpasser seg i økonomien, En økning i produksjonskostnadene vil skifte AS kurven mot venstre. Stramheten i arbeidsmarkedet er med på å skifte AS kurven, dersom arbeidsmarkedet er stramt, dvs. $Y > Y_n$ så vil arbeidsgivere ha vanskeligere for å finne ansatte med den rette kompetansen. Dette som følge av at etterspørselen etter arbeidskraft er større enn tilbudet, noe som gjør at lønningene stiger og dermed også produksjonskostnadene, som fører til mindre profitt, AS kurven skifter mot venstre. På samme måte vil forventninger rundt prisnivå og prisstigningen påvirke kurven, dersom prisnivået stiger vil en konsument kunne kjøpe mindre av goder og tjenester med sin disponible inntekt. Dermed vil konsumenten etterspørre en høyere inntekt for å kompensere

for økningen i prisnivået. En økning i prisnivået vil altså medføre et skift i AS kurven mot venstre. Det finnes også en rekke faktorer som ikke er relaterte til lønn som er med på å skifte AS kurven, eksempelvis vil teknologiske endringer og fremskritt kunne være med å bidra til lavere produksjonskostnader som igjen ville skiftet AS kurven mot høyre. Et annet eksempel er kostnadsendringer i forbindelse med råmaterialer, eksempelvis olje, dersom tilgangen på olje reduseres vil prisen på olje øke, dette vil igjen påvirke produksjonskostnadene (øke), og skifte kurven mot venstre. I Norge vil mye regn bety fulle vannmagasiner og lavere strømpriser, produksjonskostnadene for enkelte vil reduseres, konsumentene får mer kapital tilgjengelig og AS kurven vil skifte mot høyre.



Figur 4.1: Aggregert tilbudskurve

Kort oppsummert kan vi definere AD og AS kurven på følgende måte:

AD kurven viser oss mengden av varer og tjenester som etterspørres ved et gitt prisnivå (P). AS kurven viser oss hvor mye som tilbys ved et gitt prisnivå (P), altså hvor mye bedrifter er villig til å produsere. AS kurven skilles også ut i Langsiktig (LRAS) og kortsiktig (SRAS). SRAS gir uttrykk for hvor stor produksjon som tilbys ved et gitt prisnivå (P), og LRAS gir uttrykk for produksjonen ved full sysselsetting (naturlig arbeidsledighet) og er representert med en vertikal linje. Likevekten i AD-AS modellen finner vi der hvor AD kurven krysser henholdsvis SRAS og LRAS kurvene, som representerer henholdsvis kortsiktig og langsiktig likevekt.

IS-LM

IS-LM modellen ser i likhet med AD-AS modellen på hvordan pengepolitikken kan påvirke den samlede økonomiske aktiviteten. Modellen forklarer hvordan rentene og GDP fastsettes gitt et fast prisnivå (som ikke er en urimelig forutsetning på kort sikt).

IS kurven viser likevektspunkter i godsmarkedet, i denne sammenhengen den kombinasjonen av produksjon og renter hvor den samlede produksjonen er lik den samlede etterspørselen.

Det er altså endringer i godsmarkedet, AS-AD kurvene, som skaper et skift i likevektspunktet til IS kurven og dermed skift i IS kurven. Faktorer som skifter IS kurven er;

1. Endringer i autonome konsum utgifter
2. Endringer i investeringsaktiviteten som ikke er relatert til renter
3. Endringer i offentlige utgifter
4. Endringer i skatter
5. Endringer i netto eksport som ikke er relatert til renter

Ved endringer relatert til renter beveger vi oss bare langs IS kurven. IS kurven skifter ved endringer i såkalt autonome faktorer, altså faktorer som er uavhengige av den samlede produksjonen. Eksempelvis vil man kunne forestille seg at konsumentene blir mer optimistiske til den økonomiske utviklingen når det annonseres nye og store funn av olje på norsk sokkel, som gjør at det autonome konsumet stiger og skifter IS kurven mot høyre.

Bedrifter vil på samme måte bli mer optimistiske og ha større tro på lønnsomme prosjekter og som følge av dette investere mer. Dette fører til at den samlede etterspørselen (AD) får et skift oppover, likevektspunktet for den samlede produksjon stiger og vi får et skift i IS kurven mot høyre. Det samme vil skje ved økt offentlig konsum, AD kurven skifter oppover og IS kurven får et skift mot høyre. En reduksjon i skatter vil gjennom økt konsum skifte AD kurven oppover, og vi får samme effekt som nevnt ovenfor, IS kurven skifter mot høyre. Det samme vil også skje ved en autonom endring i netto eksporten, urelatert til renter. Dersom eksempelvis dresser designet i Norge ble mer populær utenlands ville dette skapt et skift oppover i AD kurven som igjen skifter IS kurven mot høyre.

LM kurven beskriver likevektspunkter i pengemarkedet, altså den kombinasjonen av produksjon og renter hvor pengemengden som etterspørres er lik pengemengden som tilbys.

Det er to faktorer som kan skape et skift i LM kurven:

1. Autonome endringer i etterspørselen etter penger.
2. Endringer i tilbudet av penger.

En økning i den tilbudte pengemengden skifter LM kurven til høyre. For å illustrere dette kan vi se på hva som skjer med renter når pengemengden tilbudt øker, gitt at vi holder produksjonen konstant. En økning i pengemengden vil skifte tilbudskurven for pengemengden mot høyre, gitt at produksjon er konstant, vil dette føre til at renten (likevektsrenten) reduseres og skifte LM kurven mot høyre. For et hvert produksjonsnivå vil likevektsrenten reduseres ved en økning i den tilbudte pengemengden.

Autonome endringer i etterspørselen etter penger er endringer som ikke kommer av endring i prisnivå, produksjon eller renter. Eksempelvis vil en økning i volatiliteten til obligasjonsavkastninger føre til at obligasjoner er mer risikofylt enn penger, og dermed føre til at etterspørselen etter penger øker, uavhengig av prisnivå, renter eller produksjon. Dette vil skifte LM kurven mot venstre som følge av at renten (likevektsrenten) øker og skaper en ny likevekt.

Disse to modellene danner et teoretisk rammeverk for å beskrive hvordan de ulike makroøkonomiske variablene påvirker hverandre og den overordnede utviklingen i økonomien generelt, og vil tjene som et fundament i utredningen og sammenligningen av våre utvalgte makroøkonomiske variabler og Oslo børs. Vi kan eksempelvis gjennom IS-LM modellen se hvordan renteendringer påvirker kredittveksten, gjennom økt eller redusert etterspørsel etter kreditt. På samme måte kan vi gjennom AD-AS modellen se på hvordan endringer i arbeidsledigheten er med på å påvirke industriproduksjonen, dersom etterspørselen etter arbeidskraft er høyere enn tilbudet, vil lønnskostnadene stige, tilgjengelig kapital reduseres og vi får en reduksjon i industriproduksjonen.

4.2 Utvalgte makroøkonomiske variabler

I vår oppgave har vi i hovedsak lagt vekt på tre makroøkonomiske variabler som vi anser som særlig relevante for denne oppgaven: arbeidsledighet, kredittvekst og industriproduksjon. Dette betyr imidlertid ikke at bare disse er relevante i denne type forskning så vi vil senere også gjøre greie for ytterligere variabler som vi ser på som relevante, men grunnet oppgavens arbeidsomfang har besluttet å ekskludere fra denne analysen.

4.2.1 Arbeidsledighet

Arbeidsledighet oppstår som følge av en miss match mellom tilbud og etterspørsel av arbeidsplasser og oppstår når det er et større tilbud av arbeidere enn det er etterspørsel etter dem. Over tid vil høy arbeidsledighet føre til et redusert BNP, og svært høy arbeidsledighet vil også føre til at personer som er i arbeid blir usikre rundt sine egne jobber i fremtiden (Steigum, 2008).

I hovedsak skiller man mellom strukturell og konjunktorell arbeidsledighet. Strukturell arbeidsledighet eller naturlig arbeidsledighet er den gjennomsnittlige arbeidsledigheten i et land målt som en trend over lengre perioder. Mens konjunktorell arbeidsledighet kommer som følge av konjunkturbevegelser, i en høykonjunktur vil arbeidsledigheten være lav mens den motsatt i en lavkonjunktur vil være høy. Konjunkturledigheten måles dermed som et avvik i den strukturelle arbeidsledigheten.

I en høykonjunktur vil typisk produksjonen øke som fører til at etterspørselen etter arbeidskraft stige, og arbeidsledigheten dermed falle. Økt arbeidskraft til bedriftene som følger av høyere produksjon vil i mange tilfeller tilsi en økt inntjening som gir økte fremtidige kontantstrømmer og dermed en økning i verdien på aksjen. Samtidig vil en lavkonjunktur gi motsatt effekt å redusere verdien. Dette vil igjen være med på å påvirke markedet og Oslo børs.

Lauvsnes (2009) avdekket i sin doktorgradsutredning at det eksisterte et langsiktig inverst likevektsforhold mellom OSEAX og arbeidsledigheten. Han avdekket også at begge variablene i modellen justerte seg inn mot likevekten. Da vi har benyttet oss av OSEBX og en noe annen tidshorison forventer vi ikke at resultatene skal bli like, men som vi har definert en av våre arbeidshypoteser antar vi at det skal eksistere et langsiktig inverst likevektsforhold mellom OSEBX og arbeidsledigheten.

4.2.2 Kredittvekst

Når vi i media hører om kredittvekst ser vi ofte at det er snakk om mengden utlån fra bankene, eller andre kredittinstitusjoner. Kredittvekst forteller oss altså noe om endringene i utlån eller kreditt gitt av disse institusjonene, ofte fra en periode til en annen. Dersom vi som konsumenter for eksempel ønsker å kjøpe et hus eller en ny bil, vil det ikke være uvanlig å finansiere dette helt eller delvis gjennom lån. Dersom vi er inne i en periode hvor økonomien går godt, vil man kunne anta at flere ønsker å låne penger, enten for kjøp av goder eller investeringer, og vi får en økning i kredittveksten. På den andre siden så vil man dersom økonomien går dårlig eller har forventninger om renteøkning være mindre villig til å ta opp lån, og heller være mer sparsommelig, som medfører en reduksjon i kredittveksten.

Vi kan skille mellom tre indikatorer for kredittvekst; K1, K2 og K3. K1 er konsumentenes samlede bruttogjeld i norske kroner til norske kreditorer, K2 er konsumentenes samlede bruttogjeld til norske kreditorer i både norsk og utenlandsk valuta og K3 er konsumentenes bruttogjeld til både norske og utenlandske kreditorer i både norsk og utenlandsk valuta. Tidligere masteroppgaver har benyttet seg av K2 som en indikator for kredittveksten og funnet at det eksisterer en positiv langsiktig likevektsforhold mellom kredittvekst og Oslo børs, Eliassen og Vik (2010), Gleditsch og Vollan (2011) og Graffer og Sandvik (2011). De har videre vist at Oslo børs her opptrer som en eksogen variabel og er driveren i dette forholdet.

4.2.3 Industriproduksjon

Industriproduksjon forteller oss noe om nivået på produksjonen i industribransjen. Fra 2. til 3. kvartal i 2012 gikk industriproduksjonen i Norge opp med 1.7 %, som blant annet forklares ved en økning i ordreserver og sysselsettingen i disse næringene, fra september 2011 til september 2012 har økningen vært 2.4 % viser statistikk fra statistisk sentralbyrå.

En økning i industriproduksjon vil nødvendigvis påvirke bedriftenes kontantstrømmer og være medvirkende til økt verdiskapning for bedriftene og industrien generelt, noe som igjen vil være med på å påvirke Oslo Børs. Dersom vi eksempelvis ser på en generell økning i industriproduksjonen i Norge, vil dette sannsynligvis medføre forventninger om økonomisk vekst som gjør at optimismen øker og at vi derav for en økning i konsum og investeringer, aksjeprisene vil stige. På en annen side kan man si at industriproduksjonen vil kunne øke som

følge av økte forventninger og positivisme rundt utviklingen i aksjemarkedet, eksempelvis gjennom en økning i aksjekurser. Dermed ser det tilsynelatende ut til at det her ikke eksisterer noe kausalt forhold mellom industriproduksjon og aksjemarkedets forventninger og usikkerhet, men likefullt et positivt forhold mellom industriproduksjon og aksjemarkedet. Gjerde og Sættem (1999) påpeker et positivt men forsinket forhold mellom aksjeavkastningen og reell industriproduksjon. Dyrnes (2006) viser i sin masteravhandling til en svak men positiv sammenheng mellom industriproduksjon og avkastningen i aksjemarkedet, og påviser også at avkastningen i perioder ser ut til å reagere forsinket på endringer i industriproduksjonen, som er i tråd med Gjerde og Sættem (1999) funn.

4.3 Ytterligere relevante makroøkonomiske størrelser

4.3.1 Oljepris

Norge er en oljenasjon, og mesteparten av Norges eksportinntekter kommer fra olje og gass. Dette gjør at oljepriser vil ha stor innvirkning på ikke bare norsk økonomi men verdensøkonomien generelt. Ser vi tilbake i tid til 1979-1980, oppsto det et oljeprissjokk som førte til konjunkturedgang i både USA og Europa, som for Europa ga langvarige utslag og økt strukturledighet. Samtidig vil bruken av oljeinntektene (gjennom statsbudsjettet) kunne føre til høykonjunktur med etterspørselspress (Steigum, 2008).

Endringer i oljepris vil påvirke inntjeningen til de oljebaserte selskapene og dermed også selskaper som leverer tjenester til disse selskapene. eksempelvis vil en økning i oljepris øke inntjeningen, avhengig av hvor mye oljeprisen påvirker forbruket av oljerelaterte produkter, bensin og lignende. Oljeprisen har også en helt klar innvirkning på Oslo Børs da store deler av Oslo Børs er sammensatt av oljeselskaper og selskaper som leverer oljerelaterte tjenester. Vi kan ofte også lese om hvordan oljefunn og endringer i oljeprisen har påvirket Oslo Børs. Senest 04.04.2013 kunne man på E24.no lese om en stigning i oljeprisen, som resulterte i å sende hovedindeksen på Oslo Børs opp 0,6 %.

4.3.2 Inflasjon

Inflasjon er et mål på den prosentvise endringen i pris (prisstigning) på varer og tjenester i en økonomi over tid. Det er altså en vedvarende prisstigning i et lands økonomi, målingen av

inflasjon skjer i form av et veid gjennomsnitt av den totale prisstigningen i økonomien, da enkelte varer og tjenester kan ha en større prisstigning enn andre. Det mest brukte målet i denne sammenheng er konsumprisindeksen (KPI) som betegnes som gjennomsnittet av prisene på varer og tjenester som konsumeres i en gjennomsnittlig husholdning (Davidsen, 2012).

I Norge har vi et inflasjonsmål på 2,5 %, hvor Norges Bank og en aktiv pengepolitikk har som mål å holde opprettholde dette. Inflasjonsstyringen benytter en korrigert inflasjonsrate kalt KPI-JAE som er konsumprisindeksen justert for endringer i energipriser og avgifter.

Denne kalles også kjerneinflasjon. Det finnes flere teorier om hva som er årsaken til inflasjonen, to av disse er etterspørselssjokk og kostnadssjokk. Etterspørselssjokk vil påvirke den aggregerte etterspørselen og dermed nivået på nasjonalproduktet, ved positive etterspørselssjokk tenderer inflasjon til å øke og det motsatte skjer ved et negativt sjokk.

Kostnadssjokk vil kunne oppstå gjennom økte olje- og råvarepriser, disse prisøkningene vil slå ut på en rekke forskjellige varer, og dermed øke inflasjon, et annet eksempel er dersom arbeidstakerne klarer å fremforhandle høyere lønnsøkninger enn hva som er anslått. Dette vil føre til at inflasjon øker uten at det kan forklares ved et økt etterspørselspress i økonomien.

En tredje ting som kan være av betydning er forventninger, det er en del uenighet rundt i hvilken grad forventninger er med på å påvirke inflasjon (Davidsen, 2012), men de fleste er enige om at aktører har forventninger til inflasjon, og at dette er tatt i betraktning når de gjør sine økonomiske tilpasninger. dersom den forventede inflasjonen viser seg å variere fra den faktiske, vil aktørene etterjustere eller "korrigere" for dette, som vil kunne føre til høyere kostnader for aktørene som gir utslag i økte priser og dermed en økning i inflasjon.

Inflasjon er altså en størrelse vi ikke vil vite før i etterkant, for en investor vil det være nødvendig å gjøre en vurdering eller et anslag på hvor høy inflasjonen vil bli for å kunne regne seg fram til hvilken avkastning han vil ha på sine investeringer. og det er dermed rimelig å anta at inflasjon eller forventet inflasjon vil ha en viss innvirkning på markedet og Oslo børs.

4.3.3 Valutakurs

De fleste land har egen valuta, men det finnes også land som benytter en felles valuta, som for eksempel EU-landene. I dagens samfunn er det normalt både for bedrifter og privatpersoner å drive handel på tvers av landegrensene. Når man skal kjøpe noe fra et annet land er det

nødvendig å finne et vekslingsforhold mellom disse valutaene, dette forholdet blir betegnet som valutakurs. Videre kan vi definere valutakursen på to forskjellige måter; den første blir ofte betegnet som kronekursen, og blir definert som:

$$D = \frac{\text{utenlandsk valuta}}{\text{Norske kroner}}$$

den gir uttrykk for prisen på NOK i utenlandske valuta, altså antall enheter utenlandske valuta man må betale for én norsk krone.

Den andre definisjonen er sett fra motsatt hold, med utgangspunkt i vårt lands valuta, og definerer hvor mange NOK vi må betale for en enhet utenlandsk valuta. Dermed blir brøken ovenfor snudd og vi får denne definisjonen:

$$E = \frac{\text{Norske kroner}}{\text{utenlandsk valuta}}$$

Og det er ofte denne definisjonen vi betegner som valutakurs. Slik vi har definert valuta- og kronekurs her kan vi se at ved vekslingsforhold mellom samme sett av valutaer vil kronekursen være den inverse av valutakursen (Davidsen, 2012).

Endringer i valutakursen vil påvirke inntjeningen til bedrifter som driver med internasjonal handel gjennom økt eller redusert eksport. Dersom valutakursen øker, svekkes den norske kronen, og det blir dermed billigere for norske varer og tjenester og konkurranseevnen til norske bedrifter går opp, eksporten øker og bedriftenes inntjening vil øke. På samme måte vil det ved en redusert valutakurs føre til dyrere varer og tjenester, redusert konkurranseevne, som igjen gir redusert eksport og reduserte inntjening. Det foreligger altså en viss risiko ved handel i valuta som følge av valutaendringer, her er det likevel mulig for bedrifter å redusere den risikoen gjennom ulike metoder, eksempelvis valutaderivater og valutaplasseringer.

4.3.4 Pengemengde

Pengemengde er et beholdningsbegrep som omfatter all formue som enten direkte eller indirekte kan brukes til kjøp av varer og tjenester, altså formue som er likvid. Det kan være vanskelig å skille mellom hva som er en likvid formue og hva som ikke er det, derfor opererer sentralbankene ofte med flere pengemengdebegreper (Steigum, 2008).

I Norge er det tre pengemengdestørrelser; basispengemengden (M0), det smale pengemengdebegrepet (M1) og det brede pengemengdebegrepet (M2).

Basispengemengden holdes av publikum(husholdninger, ikke-finansielle foretak og kommuner) samt forretnings- og sparebanker og består av sedler, mynt og innskudd i Norges bank. Basispengemengden kan styres direkte gjennom Norges bank.

M1, det smale pengemengdebegrepet holdes bare av publikum og består av penger som er i omløp utenfor Norges bank og banksystemet. og består av pengeholdende sektors beholdning av sedler og mynt samt sektorens inntestående på transaksjonskonti i bankene, dette er bankinnskudd som umiddelbart kan konverteres til sedler og mynt, eller som det kan foretas betalinger med uten at det påløper andre kostnader enn transaksjons- og etableringsgebyrer. M1 kan ikke direkte påvirkes gjennom Norges Bank som følge av at den påvirkes av bankenes og publikums adferd.

M2 defineres som summen av M1 og pengeholdende sektors øvrige bankinnskudd inklusive deres beholdninger av banksertifikater (Steigum, 2008). Bundne innskudd, premiefond pensjonssparing i bank og boligsparing for ungdom inngår ikke da disse ikke kan brukes på kort sikt. En økning i pengemengden, eksempelvis gjennom økt produksjon av sedler og mynt, og dermed økt sirkulering av penger vil kunne føre til prisstigning gjennom økt etterspørsel etter varer og tjenester da konsumentene har mer penger tilgjengelig jfr. kvantitetsteorien. Dette igjen vil kunne påvirke lønnsomhet og resultat hos bedrifter og investeringer, som igjen vil være med på å påvirke aksjemarkedet og Oslo Børs.

4.3.5 Internasjonale Aksjemarkeder

Kjøp og salg av finansielle objekter på tvers av landegrensene betegnes som internasjonale kapitalbevegelser, herunder inngår eksempelvis investering i utenlandske verdipapirer, eller lån i utenlandske banker. kapitalbevegelsene vil være et resultat av de pengeplasseringene utenlandske og innenlandske investorer foretar seg, og noe av grunnen investorer gjøre disse plasseringene er for å oppnå høyest mulig avkastning på sine investeringer (Davidsen, 2012). Ettersom at enkelte bedrifter foretar slike plasseringer i andre internasjonale markeder og at enkelte bedrifter også er notert på utenlandske børser, vil det kunne tenkes at Oslo Børs også i noen grad vil kunne være påvirket av internasjonale aksjemarkeder.

4.3.6 Rente

Sentralbanken har ansvar for å realisere et lands forhåndsbestemte inflasjonsmål, som i Norge er 2,5 %. Et av de viktigste virkemidlene i den sammenhengen er renten, nærmere definert styringsrenten, som er renten på bankenes innskudd på foliokonto i sentralbanken. Gjennom en økning i styringsrenten, vil pengemarkedsrenten,(renten på kortsiktige lån mellom

bankene) også øke og dermed også føre til økt utlånsrente, som er den renten som betales av konsumentene og bedrifter på lån fra bankene. Dette vil føre til at konsumentene vil ønske å forbruke mindre og spare mer, antall boliglån vil eksempelvis reduseres som følge av høyere renter og eksisterende lån vil bli dyrere å betjene for konsumenten, så fremst de ikke har bundet renten. I likhet med konsumentene vil også bedriftene påvirkes av økt rente, eksempelvis vil bedrifters investeringer reduseres som følge av økte kostnader ved lån og dermed vil også bedriftenes inntjening reduseres. Tar vi utgangspunkt i dividendemodellen kan vi se at en endring i renten vil kunne gi utslag for bedriftenes fremtidige dividendeutbetalinger og dermed også verdien av aksjen i selskapet som igjen gir utslag på Oslo Børs.

5. Metode

5.1 Innledning

Følgende kapittel vil greie ut for hvordan vi har valgt å besvare tidligere presenterte problemstilling.

Som problemstillingen antyder så har vi ansett at økonometriske modeller er hva som passer vår oppgave best. Før vi går gjennom de økonometriske aspekter rundt oppgaven vil vi fortelle litt om vårt syn slik at dette bidrar til å skape en forståelse for hvorfor vi har valgt vår problemstilling og ytterligere tilnærminger som er gjort gjennom oppgaven. I vårt økonometriske kapittel vil vi presentere det rammeverk og de modeller vi har benyttet oss av for å kunne besvare vår problemstilling og ta stilling til våre arbeidshypoteser på en redelig måte. Vi vil også i forkant av presentasjon av våre analyser illustrere hvordan vi går frem for å tolke analysene og vil forhåpentligvis på den måten avdekke eventuelle uklare momenter som kan dukke opp underveis.

5.2 Ontologisk og epistemologisk standpunkt

Ontologi og epistemologi er to sentrale filosofiske begreper innenfor forskningsmetodikk. Ontologi omhandler spørsmål angående eksistens og virkelighet, altså om noe er virkelig eller bare en illusjon. Epistemologi omhandler hvordan en best mulig kan få tilgang til informasjon og innsikt i hvordan et fenomen utarter seg, man kan si at epistemologi er studiet om hva som er kunnskap. Forskere har ofte ulike ontologiske og epistemologiske forutsetninger lagt til grunn ved oppbyggingen av deres forskningsmetoder, som eksempelvis kan være påvirket av deres egne holdninger til studiet, det de skal forske på, eller den opplæringen de har fått. Det eksisterer i hovedsak fire ontologiske og epistemologiske innfallsvinkler, vi skal her ikke gå nærmere inn på hver enkelt av dem, men med bakgrunn i vår egen studie gjøre kort rede for våre epistemologiske og ontologiske holdninger, og dermed innsikt i vår metode.

I vår studie ønsker vi å se nærmere på forholdet mellom Oslo Børs og utvalgte makrovariabler, og om forholdet endres avhengig av aksjemarkedets tilstand. Dette mener vi er en virkelighet som alt tatt i betraktning, eksisterer utenom menneskers egne oppfatninger. Dette er i tråd med en såkalt realistisk ontologisk tilnærming og representerer vår ontologiske holdning i denne studien. Vårt epistemologiske standpunkt er subjektivt, med dette menes at

observasjoner alltid vil være påvirket av den som driver forskningen, og dermed at det ikke er mulig å betrakte et fenomen objektivt. Vi mener vår forskning vil være påvirket av den kunnskapen vi har tilegnet oss gjennom studiet og at bidrag fra veiledere er med på å forme hvordan informasjon bearbeides og at vi dermed har en subjektiv epistemologisk tilnærming.

5.3 Økonometriske metoder

5.3.1 Tidsseriens residualkrav

5.3.1.1 Stasjonære tidsserier:

Når vi arbeider med tidsserier og multivariate modeller er det en del betingelser som må oppfylles før vi kan konkludere med hvilke modeller vi ønsker å benytte oss av. Dersom feilmodell blir benyttet på grunnlag av feilaktige konklusjoner vil det påvirke vår datas reliabilitet negativt. Derfor ønsker vi først å greie litt ut om stasjonære og ikke-stasjonære tidsserier, hvordan vi kan teste om våre data er stasjonære og tiltak som kan gjøres dersom ikke-stasjonær data avdekkes.

Brooks (2008) definerer stasjonære tidsserier som:

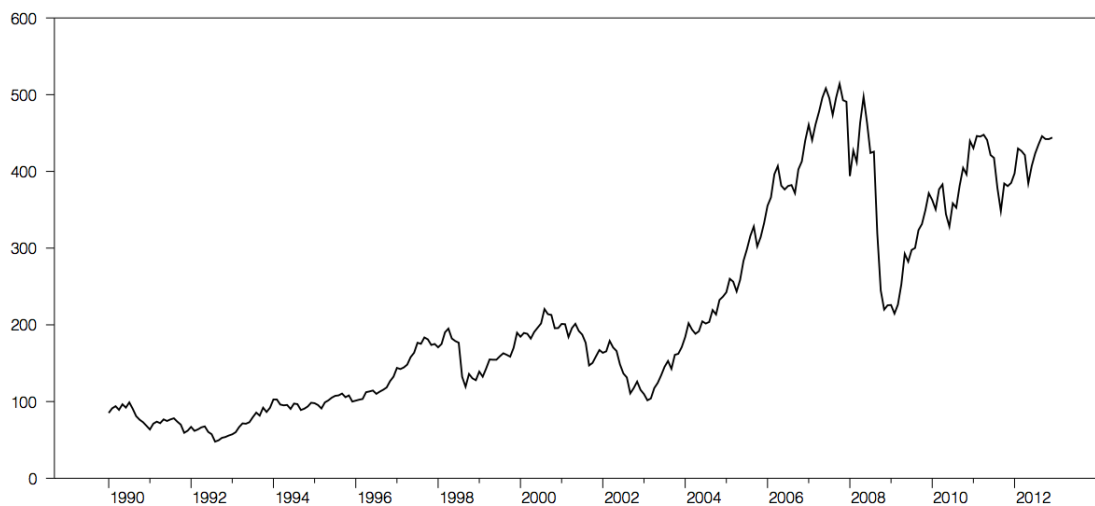
- Har et konstant gjennomsnitt.
- Har konstant varians (homoskedastisk)
- Har konstant autokovarians for hver periode (ingen autokorrelasjon)

Data som ikke er stasjonære følger ikke vanlig t-distribusjonen og kan dermed gjøre våre konklusjoner med tanke på forkastelse av nullhypoteser feilaktige som igjen vil medføre at regresjonens resultater blir upålitelige.

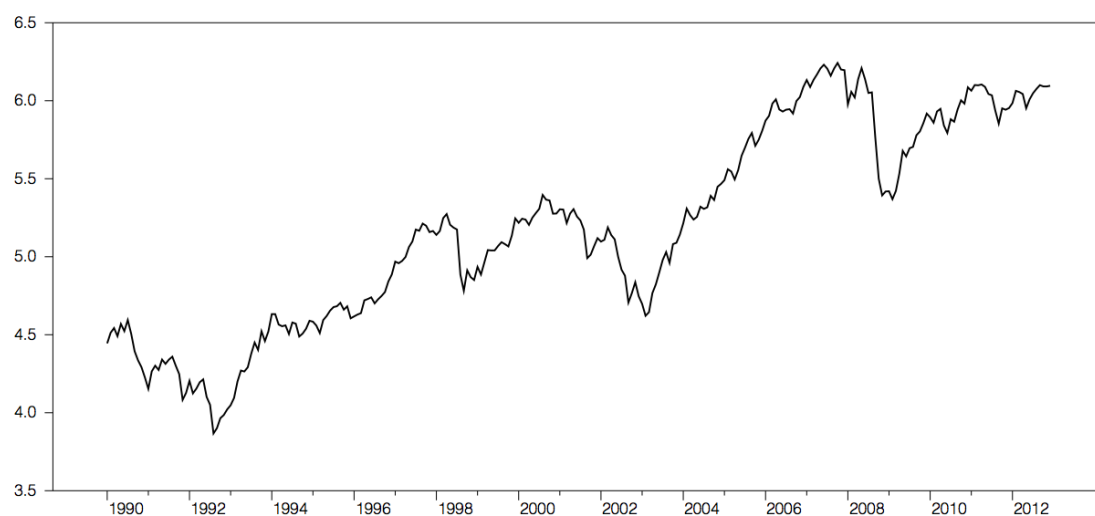
I oppgaver av denne typen vil det være naturlig å anta at finansielle data ikke vil være stasjonære. Dette vil selvfølgelig avhenge mye av hvilke data det er snakk om. Det vil ofte være nødvendig å foreta transformasjoner av dataene for at vi kan konkludere med at disse er stasjonære og på en slik måte gir oss troverdige resultater.

Da våre data er analysert i to perioder vil det være nødvendig å teste for enhetsrøtter for hele tidsserien fra 1990 – 2000 og for 2001 – 2012.

Ved å ta logaritmen til hovedindeksen flater vi den ut og de sjokk dataene blir utsatt for blir ikke like utslagsgivende som de ellers ville ha blitt. Nedenfor kan man se henholdsvis figur 5.1 og figur 5.2, hvor figur 5.1 illustrer en gitt variabels faktiske utvikling og figur 5.2 illustrerer samme variabel som figur 5.1, men som naturlig logaritme.



Figur 5.1: Ikke-stasjonær variabel med random walk²



Figur 5.2: Ikke-stasjonær variabel med random walk, naturlig logaritme³

Både figur 5.1 og figur 5.2 illustrerer Oslo Børs hovedindeks utvikling fra 1990 – 2012, hvor vi kan se at figur 5.2 ikke har like store sprang som figur 5.1. Dette vil vi kun illustrere for OSEBX, men vi ser at ved å ta variabelens naturlige logaritme vil de sjokk som variabelen

² Utviklet i RATS ved hjelp av reelle data for OSEBX.

³ Utviklet i RATS ved hjelp av reelle data for OSEBX.

blir utsatt for reduseres og sannsynligheten for at variabelen består de residuale krav som settes av våre modeller senere øker.

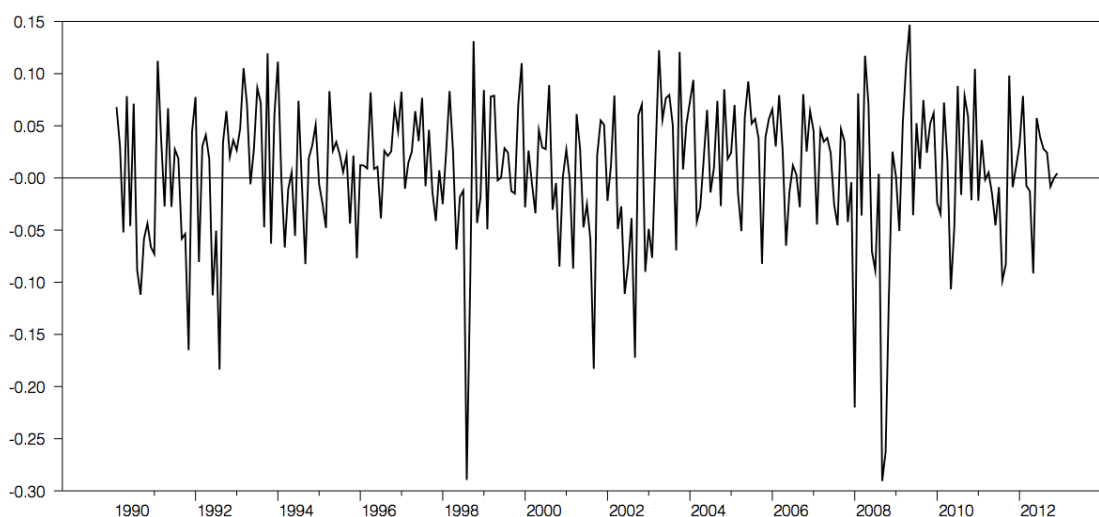
Vi kan tydelig se at dataene ikke er stasjonære, men kan ofte si at denne følger random-walk prosess som vi har nevnt tidligere. Denne er gitt ved $Y_t = Y_{t-1} + u_t$. Vi er at verdien for denne perioden vil tilsvare verdien for forrige periode + u_t , som tilsvarer periodens "hvitt støy" også kalt feilledet.

Brooks (2008) viser til at dersom ikke-stasjonær variabel må tas differansen av "d" ganger vil det si at variablene er integrert i "d"-orden $\rightarrow y_t \sim I(d) \rightarrow \Delta y_t \sim I(0)$, hvor $I(0)$ er en stasjonær prosess uten enhetsrøtter. Dersom en variabel er integrert i første-orden; $I(1)$ betyr dette at vi må ta førstedifferansen av variabelen for å gjøre denne stasjonær. Dersom variabelen er integrert i andre orden; $I(2)$ betyr dette at vi må ta andredifferansen av denne eller førstedifferansen to ganger.

Tar vi førstedifferansen av variabelen på nivåform ender vi opp med den respektive variabels vekstrate som vi kan se fra figur 5.3.

Figur 5.3 illustrerer samme variabel som figur 5.2, men her har vi tatt førstedifferansen av variabelen for å oppnå stasjonaritet.

Denne variabelen beveger seg stort sett rundt et gjennomsnitt med unntak av noen spesielt store observasjoner 1998 og 2008. Her innfører vi typisk dummyvariabler for å håndtere ekstremobservasjonene, men dette kommer vi tilbake til senere.



Figur 5.3: Stasjonær variabel⁴

⁴ Figur utviklet i RATS ved hjelp av reelle tall transformert fra OSEBX

Spesielt i finansielle og makroøkonomiske variabler vil må vi utføre transformasjoner av dataene for å gjøre dem om fra ikke-stasjonære data til stasjonære data. Figur 5.3 viser en typisk stasjonær variabel hvor vi kan se den over hele perioden beveger seg rundt gjennomsnittet. Ved å trekke fra forrige periodes verdi fra denne perioders verdi er det mulig å Tidligere viste vi til $Y_t = Y_{t-1} + u_t$ som en ikke-stasjonær variabel som følger en random walk. Dersom vi trekker i fra forrige periodes verdi ender vi opp med $Y_t - Y_{t-1} = u_t$ og kan på den måten se endringen i variabelen. Dette uttrykkes også som førstedifferansen til variabelen som nevnt.

Heteroskedastisitet

Dersom variansen til feilleddet er konstant, sies det at denne er homoskedastiske, og det motsatte kaller vi for heteroskedastisitet.

Heteroskedastisitet oppstår når variansen til støy leddene ikke er like for alle observasjoner, altså at variansen endrer seg over tid. Dersom heteroskedastisitet er til stede vil OLS være en utilstrekkelig estimator og t og F tester vil være ugyldige. Vi kan teste for heteroskedastisitet ved hjelp av ulike statistiske tester, en metodene for dette er en såkalt Goldfeld-Quandt (1965) test. Denne tar utgangspunkt i at datautvalget deles i to hvor det så utføres en regresjon på hver av de to undergruppene. De to residualvariansene blir kalkulert på følgende måte:

$$(5.1) \quad s_1^2 = \hat{u}'_1 \hat{u}_1 / (T_1 - k) \text{ og } s_2^2 = \hat{u}'_2 \hat{u}_2 / (T_2 - k)$$

Hvor T er antall observasjoner, her delt i to, T_1 og T_2 . k er antall ubegrensede regresjoner, og \hat{u} representerer residualene.

Nullhypotesen i testen er som følger; $H_0 : \sigma^2_1 = \sigma^2_2$, altså at variansen av støy er like. Teststatistikken $CQ = s_1^2 / s_2^2$ er brøken eller raten av residual-variensene, hvor den største av de er satt som teller. Test statistikken er distribuert som $F(T_1 - k, T_2 - k)$ og H_0 blir forkastet dersom statistikken overskrider den kritiske verdien.

CQ testen er enkel men betinget av en bestemt og sannsynligvis vilkårlig deling av utvalget. Testen har større effekt dersom man legger et teoretisk grunnlag til grunn for hvor man splitter utvalget, eksempelvis gjennom å se på før og etter en viss begivenhet.

Nullhypotesen vil her være $H_0 : \sigma^2_1 = \sigma^2_2$, altså at variansen i de to gruppene er like.

Problemet man møter med denne testen er at den er betinget av en bestemt og sannsynligvis vilkårlig deling av utvalget.

Et annet alternativ er White's (1980) generelle test for heteroskedastisitet, som har få forutsetninger om formen til heteroskedastisiteten. Her kan man enten benytte seg av F-test rammeverket, eller man kan bruke en lagrange multipliser (LM) test, som sentrerer seg rundt verdien R^2 - som er en statistikk som forteller noe om hvor godt modellen passer til datasettet. Vi har i vår oppgave valgt å benytte oss av LM testen som vi utfører ved hjelp av CATS. LM testen blir gjennomført med en nullhypotese heteroskedastisitet ikke er til stede i våre residualer. Ingen heteroskedastisitet (=homoskedastiske residualer) som innebærer at man forutsetter at variansen i feilleddene er konstant. Også her vil vi forkaste H_0 som innebærer at våre data er homoskedastiske for p-verdier mindre eller lik 0,05.

Autokorrelasjon

Autokorrelasjon er en betegnelse brukt dersom residualene i en gitt modell skulle være korrelerte over tid. Med dette menes at verdien av for eksempel en variabel x , vil være avhengig eller bli påvirket av hvilken verdi(er) den har hatt tidligere. Derfor vil det når man skal teste for autokorrelasjon være nødvendig å undersøke nærmere hvorvidt det eksisterer noe forhold mellom dagens verdi av variabelen og noen av de tidligere verdiene av samme variabel.

Vi kan skille mellom positiv og negativ autokorrelasjon, dersom vi har en positiv autokorrelasjon vil verdien av x for nåværende periode (t) ha samme fortegn som foregående periode ($t-1$). Positiv verdi av x foregående periode ($t-1$) gir positiv verdi av x nåværende periode (t), negativ verdi av x foregående periode ($t-1$) gir negativ verdi av x nåværende periode (t). Ved negativ autokorrelasjon vil verdien av x for nåværende periode (t) ha motsatt fortegn enn foregående periode ($t-1$). Positiv verdi av x foregående periode ($t-1$) gir negativ verdi av x nåværende periode (t) og negativ verdi av x foregående periode ($t-1$) gir positiv verdi av x nåværende periode (t)

For å teste om residualene til en modell er autokorrelerte kan man benytte seg av en ren grafisk test, hvor en plotter inn verdier for \hat{u} , \hat{u}_{t-1} , \hat{u}_{t-2} , ... og på den måten grafisk utforske sammenhengen mellom verdiene. Det kan imidlertid være vanskelig å tolke disse grafene, og det vil derfor være hensiktsmessig med en statistisk test. I dette tilfellet vil det være hensiktsmessig å benytte oss av Durbin-Watson-testen, som er en test for første ordens

autokorrelasjon, som betyr at den bare tester residualene mot den nærmeste verdien $t-1$. Også i dette tilfellet vil Lagrange-Multiplier (LM) test teste våre data for autokorrelasjon. I dette tilfellet vil nullhypotesen være at autokorrelasjon ikke eksisterer. Denne forkastes imidlertid for p -verdier mindre eller lik 0,05.

Dickey-Fuller test (DF)

Dickey-Fuller testen anvendes for å teste om en regresjonsmodell innehar enhetsrøtter. Man tester dermed en nullhypotese om at $\phi = 1$ i regresjon mot et ensidig alternativ om at $\phi < 1$. Her sjekker man testverdiene opp mot de kritiske verdiene man finner i en såkalt Dickey-Fuller tabell, og forkaster eller aksepterer hypotesen avhengig av hvordan testverdiene måler seg opp mot verdiene i tabellen.

ADF testen er en "augmented" versjon av den opprinnelige Dickey-Fuller testen, at den er augmented betyr at man benytter seg av lags for å få bukt på eventuell autokorrelasjon. Dette er som følge av at DF testen forutsetter at feilleddet u_t er såkalt gausisk hvitt støy, som innebærer at residualene ikke er autokorrelerte og er normalfordelte. Testen brukes for å sjekke for stasjonaritet ved å sammenligne teststatistikken med de kritiske verdiene. Man tester variabelen for enhetsrøtter, og dersom den har en enhetsrot, er den ikke stasjonær og variabelen betegnes da $I(1)$. Vi kan illustrere denne testen gjennom likning 5.2:

$$(5.2) \quad \Delta y_t = \psi y_{t-1} + u_t$$

Nullhypotesen til ADF testen er at variabelen som testes ikke er stasjonær, $H_0: \psi = 0$. Vi forkaster nullhypotesen dersom test statistikken er større dvs. mer negativ enn den kritiske verdien den testes opp mot og aksepterer at våre data er stasjonære.

Dersom betingelsene for stasjonaritet derimot ikke er oppfylt, har vi en ikke-stasjonær tidsserie, og det eksisterer enhetsrøtter i tidsserien. Dette innebærer at modellen ikke vil være gyldig, og det vil da ikke være mulig å gjennomføre gyldige hypotesetester av regresjonsparameterne, noe som kan medføre en for høy R^2 , selv om variablene er ukorrelerte. Dette omtales som en spuriøs regresjon eller villedende resultater. I våre tester gjennom CATS vil vi forkaste at residualene har enhetsrøtter dersom testverdien er mer negativ enn kritisk verdi. Dette vil følgelig innebære at vi forkaster nullhypotesen som sier residualene ikke er stasjonære.

5.3.1.2 Normalitet

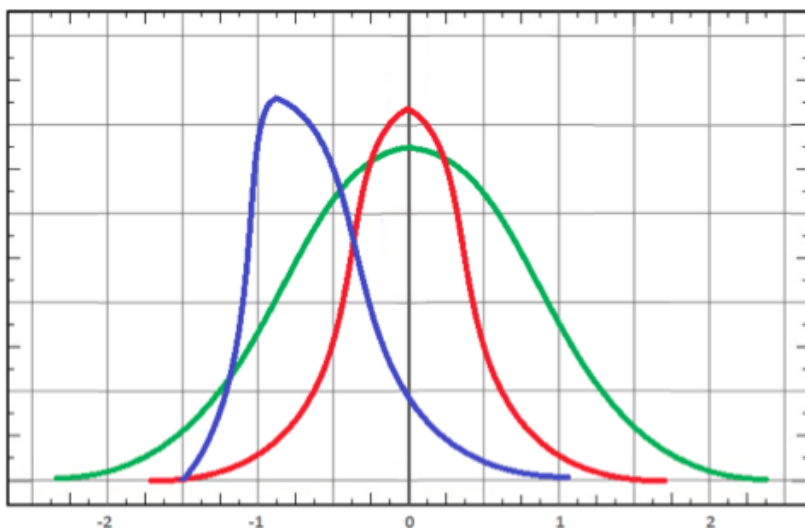
Krav til normalitet er også en faktor for å konkludere med tilfredsstillende residualegenskaper som ikke bidrar til spuriøse resultater. Normalitet er knyttet til i hvilken grad våre data er normalfordelt langs normalfordelingskurven. Dersom våre data ikke er normalfordelt vil ikke t-statistikene som baserer seg på normalfordelte data gi pålitelige residualer og kan føre til forkastelse når vi egentlig burde akseptere og vice versa.

Et kjennetegn med normalfordeling er at den har en bjelleformet og symmetrisk kurve. Dette kommer av at en normalfordelt variabel ofte vil ha en verdi lik middelverdien og sjelden verdier som avviker betydelig fra denne.

Forutsetningen om normalfordeling kan uttrykkes på følgende måte:

$$(5.3) \quad u_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Dette er et uttrykk for at feilleddet skal være normalfordelt for å kunne utføre hypotesetester om modellparametere. Da en variabel y_t er delvis avhengig av feilleddet vil denne variabelen kunne defineres som normalfordelt dersom feilleddet er det. Kjennetegnet med normalfordelingen er at den har en kurve med symmetriske haler, altså at kurven er lik på begge sider av toppunktet. Et datasett vil bevege seg nærmere en normalfordeling ettersom antall observasjoner øker, med andre ord blir det større sannsynlighet for at data er normalfordelt ved mange observasjoner. Skjevhet på den andre siden, vil kjennetegnes ved usymmetriske haler, altså at normalfordelingskurven har en hale som er lengre enn den andre. Ved normalfordeling vil skjevheten være lik 0, og bør være tilnærmet lik 0 dersom data er normalfordelt. Dersom skjevheten er negativ, tyder dette på at data skeier ut mot venstre, og ved positive verdier skeier den ut mot høyre. Kurtose baserer seg på hvilken form kurven har. Ved en normalfordeling vil man kunne se en jevn og avrundet topp på kurven rundt middelverdien, mens dersom det eksisterer kurtose vil være en mer spisset topp, så med høy kurtose vil kurven være spiss.



Figur 5.4: Normalfordeling vs. ikke normalfordeling

I figur 5.4 representerer normalfordelingen (grønn kurve), residualer med skjevhet (blå kurve) og residualer med indikert kurtose (rød kurve)

Ved normalfordeling vil residualenes kurtose være lik 3. Vi kan definere kurtose på følgende måte:

$$(5.4) \quad \frac{\sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{Y})^4}{(N-1)s^4}$$

Her er \bar{Y} gjennomsnittsverdien, s representerer standardavviket og N er antallet datapunkter. En av de vanligste måtene å teste for normalitet på, er gjennom Jarque-Bera testen. Denne sammenligner skjevhet og kurtose i datamaterialet opp mot det i normalfordeling. Jarque-Bera testen kan fremstilles på følgende måte; hvor K og S representerer kurtose og skjevhet, og n er antall observasjoner.

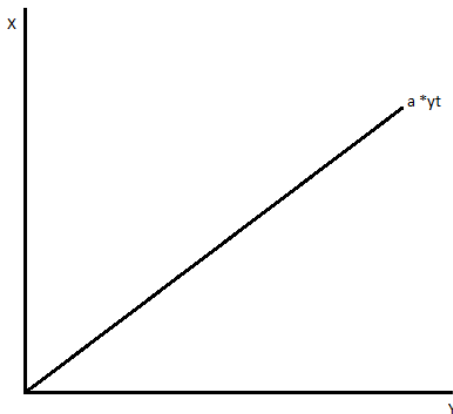
$$(5.5) \quad JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} (K - 3)^2 \right)$$

Dersom data kommer fra normalfordeling vil JB statistikken være asymptotisk og ha en kji-kvadrat fordeling med 2 frihetsgrader. Her vil det være en felles nullhypotese hvor skjevhet og overflødig kurtose er 0. Ved normalfordeling er det en forventet skjevhet på 0 og en overflødig kurtose på 0 (som vil være det samme som en kurtose på 3). CATS programvaren vi benytter tester våre data og vi får da en pekepinn på i hvilken grad våre data tilfredsstiller

de krav som settes. Når det gjelder normalfordeling vil nullhypotesen være at normalitet eksisterer. Dersom p-verdiene er mindre eller lik 0,05 forkaster vi H_0 : at normalitet eksisterer.

5.3.2 Kointegrasjon

Dersom vi ser på to ikke-stasjonære $I(1)$ variabler X og Y , vil det kunne tenkes at disse hver for seg har en stor spredning og ikke vender tilbake til likevekt. Skulle det derimot vise seg at det eksisterer en langsiktig sammenheng mellom dem, så vil det være mindre spredning og det sies at de har en felles stokastisk trend, Stock og Watson (1988). Figuren nedenfor forsøker å illustrere denne sammenhengen, her vil de to variablene X og Y samles og forme en lineær sammenheng $a \cdot y_t$, dersom disse er kointegrerte:



Figur 5.5: Kointegrerte variabler

Kravet for denne langsiktige sammenhengen kan fremstilles slik:

$$(5.6) \quad z_t = x_t - ay_t \sim I(0)$$

Hvor a representerer en kointegrasjonsparameter eller kointegrasjonsvektoren og Z_t er en stasjonær serie. Altså er variansen rundt $a \cdot y_t$ endelig, og viser at X_t og Y_t er kointegrerte. Dermed kan vi si at to $I(1)$ variabler er kointegrerte når den lineære sammenhengen mellom dem er stasjonær $I(0)$, og det er dette vi ønsker å se nærmere på gjennom kointegrasjonstester. Kointegrasjon kan ses på som et langsiktig fenomen på den måten at to variablers forhold vil kunne brytes opp på kort sikt, mens sammenhengen gjenopptas eller tilbakeføres på lengre sikt. Dette betyr at kointegrasjon ikke nødvendigvis behøver å være til stede på kort sikt, men vil kunne fremkomme dersom man ser på sammenhengen mellom variablene på lengre sikt.

Derfor vil det være viktig å ikke velge for korte tidsperioder, og vi har konkludert med at en tidshorisont på 10 år eller lengre er tilfredsstillende for våre modeller.

Kointegrasjonsrang er et uttrykk for hvor mange kointegrasjonsvektorer som eksisterer i en gitt modell, og som også kan omtales som hvor mange langsiktige likevektsforhold som eksisterer. Vi skiller mellom full, redusert, og null rang.

Null rang betyr at det ikke eksisterer noen kointegrasjonsvektorer, med andre ord eksisterer det i dette tilfellet ingen kointegrasjon mellom variablene og derav heller ingen langsiktige likevektsforhold. I dette tilfellet vil det i grunn ikke være hensiktsmessig å estimere en feilkorreksjonsmodell hvor vi heller vil benytte oss av en VAR-modell med variablene på nivåform.

Ved full rang er det like mange kointegrasjonsvektorer som variabler og vi har altså like mange likevektsforhold. Dette tyder på at variablene er stasjonære og det vil ikke være i vår beste interesser å estimere en feilkorreksjonsmodell, men heller estimere en VAR-modell med inkluderte variabler i førstedifferanser.

Redusert rang er når antallet kointegrasjonsvektorer er større enn null, men mindre enn antallet variabler i modellen. Dette betyr at det eksisterer kointegrasjon mellom variablene og det vil i dette tilfellet være aktuelt for oss å bruke VECM.

I vår oppgave har vi gjennom CATS brukt en trace-test basert på Johansen-metoden for å avdekke antall likevektsforhold i modellene. Tracestatistikken for hver enhetsrot i modellen Tracestatistikken for hver avdekkes gjennom likning 5.7 hvor τ_{p-r} indikerer tracestatistikken for hvert antall likevektsforhold. Dersom modellen inneholder 3 variabler vil vi teste $r = 0$ ($3 - 0 = 3$ enhetsrøtter), $r = 1$ ($3 - 1 = 2$ enhetsrøtter), $r = 2$ ($3 - 2 = 1$ enhetsrot) og $r = 3$ ($3 - 3 = 0$ enhetsrøtter)

$$(5.7) \quad \tau_{p-r} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Eigenverdiene λ tolkes av Juselius (2006) som den kvadrerte korrelasjonen mellom dagens verdi av en lineær kombinasjon i førstedifferanser og forrige periodes verdi av variabelen på nivåform. Vi kan se dette som den kvadrerte korrelasjonen mellom ΔX_t og X_{t-1} . Brooks (2008) viser til at rangen er lik antall karakteristiske enhetsrøtter (eigenvalues λ) som er signifikant forskjellig fra null. Jo større $\hat{\lambda}_i$ er desto mer negativ blir $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ som igjen vil medføre at teststatistikken blir større. Da nullhypotesen aksepteres eller forkastes avhengig av teststatistikkenes størrelse i forhold til kritisk verdi så vil jo dette si at desto større

teststatistikken er desto større sannsynlighet er det for at vi forkaster nullhypotesen og går videre med å definere ny nullhypotese.

Her vil det testes fra topp til bunn hvor første nullhypotese er at det eksisterer null likevektsforhold. Dersom tracestatistikken for $r = 0 >$ aktuell kritisk verdi vil vi forkaste og deretter definere en ny nullhypotese hvor $r = 1$. Dette vil vi gjøre til vi kan akseptere nullhypotesen. De tilhørende p-verdiene vil også gi oss en indikator på hvor sikre vi kan forkaste eller akseptere nullhypotesene. Fremgangsmåten vil vi også komme nærmere inn på senere.

5.3.3 VAR (Vector Autoregressive Model)

Da vi har valgt å benytte oss av feilkorreksjonsmodeller i våre analyser vil det være naturlig å greie ut om VAR-modellen da feilkorreksjonsmodellen bygger på førstnevnte. Da vi ønsker å teste residualenes egenskaper knyttet til stasjonaritet og normalitet vil det også være nødvendig å estimere en VAR-modell uten restriksjoner for å se om de aktuelle residualene i modellen består de krav som tidligere er gjort greie for.

Som også har nevnt vil det dersom tracetesten indikerer null eller full rang kunne være hensiktsmessig å heller benytte oss av VAR-modeller fremfor feilkorreksjonsmodeller.

Denne bivariate tilnærmingen består av et likningssystem og som navnet impliserer inneholder den to variabler. Modellen benytter et konstantledd og laggede verdier av begge variablene samt et feilledd for å beskrive utviklingen i y_t som vist i likning 5.8 med 1 lag ($k = 1$):

$$y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \alpha_{11}y_{2t-1} + u_{1t}$$

(5.8)

$$y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}y_{2t-1} + \alpha_{21}y_{1t-1} + u_{2t}$$

Modellen kan også uttrykkes på kompakt form som 5.9:

$$(5.9) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + u_t$$

En viktig egenskap med VAR modellen er at den er fleksibel og lett generaliserbar, man kan enkelt utvide modellen til å inkludere n antall variabler, y_{1t}, \dots, y_{nt} . Man kan også bygge videre på modellen ved å inkludere 'moving error terms' som vil kunne være en multivariat

versjon av ARMA modellen (VARMA). Den kan også utvides til å være en VECM modell ved å inkludere variabler som er integrerte av første orden $I(1)$, og som inngår i et kointegrasjonsforhold (Brooks, 2008). Fordelen med modellen er at man slipper å gjøre egne forutsetninger rundt hvorvidt variabler er endogene eller eksogene, noe som kan være vanskelig å definere for finansielle variabler. Lütkepohl og Krätzig (2004) henviser til at VAR-modeller ofte klassifiserer inkluderte variabler som endogene frem til det motsatte er bevist.

5.3.4 VECM (Vector Error Correction Model)

Vi har tidligere gått gjennom bruken av VAR-modeller og har forklart at disse kan utvides til en feilkorreksjonsmodell ved å inkludere $I(1)$ variabler som er eller antas å være kointegrerte. Vi vil spesifisere VECM modellen ved hjelp av Johansens VAR baserte teknikk, hvor vi får en VECM modell av følgende form (hvor g er antall variabler):

$$(5.10) \quad \Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t$$

Hvor $\Pi = (\sum_{i=1}^k \beta_i) - I_g$ og $\Gamma = (\sum_{j=1}^k \beta_j) - I_g$ er matriser.

Teorien som ligger til grunn for VECM modellen er at ikke-stasjonære variabler kan ha en stasjonær sammenheng. Det vil si at dersom vi kombinerer to variabler som i utgangspunktet er ikke-stasjonære, men som har samme stokastiske trend, så vil disse sammen kunne utgjøre en stasjonær sammenheng og vi sier at de er kointegrerte. Det som har gjort VECM til en svært nyttig modell i økonomisk sammenheng er at den tillater oss å studere likevektsforholdene mellom ulike variabler, og samtidig tillater avvik fra disse periodevise avvik for å studere i hvilken grad modellen er stabil over tid. Som vi nevnte under gjennomgangen av VAR modellen vil to variabler kunne bryte ut av likevekten i en periode for så å føres sammen igjen i neste periode. En vesentlig forskjell på VAR og VECM modellen er nettopp det at VAR forutsetter en konstant sammenheng mellom variablene, og på den måten ikke tillater dette avviket i likevektsforholdet. Dette gjør VECM til en nyttig modell da man kan anta at økonomiske variabler ikke har en konstant sammenheng mellom seg over tid, og VECM er i stand til å fange opp når variablene bryter ut av likevektsforholdet.

Lagt til grunn for bruk av VECM ligger en del forutsetninger som man må ta høyde for. VECM forutsetter blant annet at man benytter seg av ikke-stasjonære variabler, derfor vil det være ønskelig for oss å kunne fastslå hvorvidt våre variabler er ikke-stasjonære eller stasjonære. Dette vil være mulig å teste ved hjelp av en Augmented Dickey-Fuller test (ADF), det er forøvrig rimelig å anta at mange finansielle variabler er ikke-stasjonære. Skulle dette ikke være tilfellet ville det vært hensiktsmessig med bruk av en VAR modell.

Videre tar VECM som forutsetning at man benytter en såkalt "urestriktet VAR"-modell (UVAR), som betyr at vi ikke legger restriksjoner på betakoeffisientene. Vi tester så residualene til UVAR modellen opp mot residualkravene som er lagt til grunn for estimeringen av VECM modellen. Det å legge restriksjoner på betakoeffisientene vil vi komme tilbake på senere. Vi har da i hovedsak tre krav til residualene, som går på; normalitet, homoskedastisitet, og autokorrelasjon som vi har gått gjennom tidligere.

Når residualene er testet vil det siste steget før vi estimerer en VECM modell være å estimere en tracetest for å få en indikasjon for hvor mange langsiktige likevektsforhold eksisterer som i modellen, her omtales disse likevektsforholdene også som matrisens rang, og vi skiller som nevnt tidligere mellom full, redusert, og null rang.

Når vi har funnet antall likevektsforhold går vi så videre til å estimere feilkorreksjonsmodellen VECM ved hjelp av dataprogrammet CATS. Det vil imidlertid være nødvendig for oss å identifisere vårt system. Dersom dette ikke gjøres vil det ikke være mulig for CATS å estimere t-verdier og vi har dermed intet grunnlag å trekke konklusjoner fra. Identifisering av systemet skjer ved at vi legger restriksjoner på hver kointegrasjonsvektor. Dette vil kun være nødvendig for modeller hvor $r > 2$. Juselius (2006) viser til at kravet for å indentifisere systemet er gitt ved $r - 1$ restriksjoner på hver kointegrerende vektor. Dette medfører da at naturligvis at det ikke vil være nødvendig å innføre betarestriksjoner i bivariate modeller da $1 - 1 = 0$. I våre multivariate modeller har vi valgt å identifisere systemene gjennom å innføre eksklusjonsrestriksjoner i hver kointegrasjonsvektor. I modeller hvor vi har $r = 2$ (to likevektsforhold) vil det være nødvendig å innføre $2 - 1$ restriksjon i hver kointegrerende vektor og videre for $r = 3$ (3 likevektsforhold) vil det være nødvendig å innføre $3 - 1 = 2$ restriksjoner i hver kointegrerende vektor. Hvilke variabler det skal innføres eksklusjonsrestriksjoner på er ikke selvforklarende, men Juselius (2006) viser til at slike eksklusjonsrestriksjoner er motivert av teori. I vår oppgave hvor Oslo Børs spiller en sentral rolle har vi valgt å innføre restriksjonene på de makroøkonomiske variablene. Dette vil si at dersom en feilkorreksjonsmodell består av OSEBX, variabel 1 og variabel 2, hvor $r = 2$, har vi valgt å innføre eksklusjonsrestriksjoner for variabel 1 i første kointegrasjonsvektor og for

variabel 2 i andre kointegrasjonsvektor, men under den forutsetning at det da eksisterer en kointegrerende vektor under de restriksjoner som er innført.

5.4 Datainnsamling

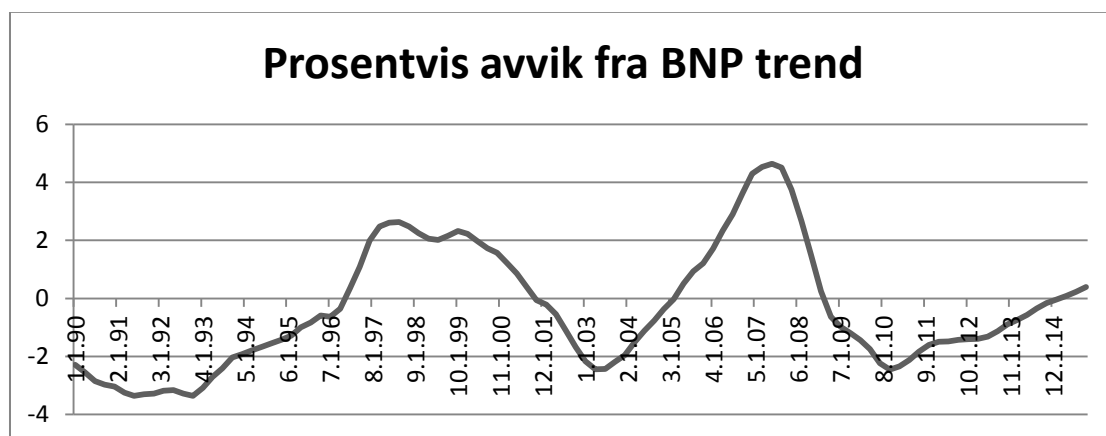
Uavhengig av hvilke problemstillinger en forsker ønsker å besvare vil det være helt essensielt å samle inn data. Easterby-Smith et al. (2012) skiller mellom to typer data: primærdata og sekundærdata. Primærdata er data som forskeren selv har samlet inn gjennom for eksempel intervjuer eller spørreundersøkelser.

Sekundærdata er data som eksisterer fra før og som en kan hente ut fra databaser eller publikasjoner. I denne studien benytter vi oss av sekundærdata. Gjennom datainnsamlingen har vi benyttet oss av Statistisk Sentralbyrå (SSB) og Thomson Reuters.

Når det gjelder selve datainnsamling og analyse har vi valgt å benytte oss av data fra tidsperioden 1990 til 2012. Dette tilsvarer 276 månedlige observasjoner fordelt på to perioder. Av representative årsaker har vi valgt å ikke gå særlig lengre tilbake enn 1990.

Særlige årsaker til dette er særlig økende globalisering. Mye har endret seg når det gjelder økonomi og aksjehandel de siste 50 årene og de sammenhenger som betingelser som var gitt tidligere gjelder ikke nødvendigvis i dag. Dette vil være interessant å se på, i hvilken grad dette kan observeres i våre modeller basert på de valgte perioder.

5.4.1 Våre data:



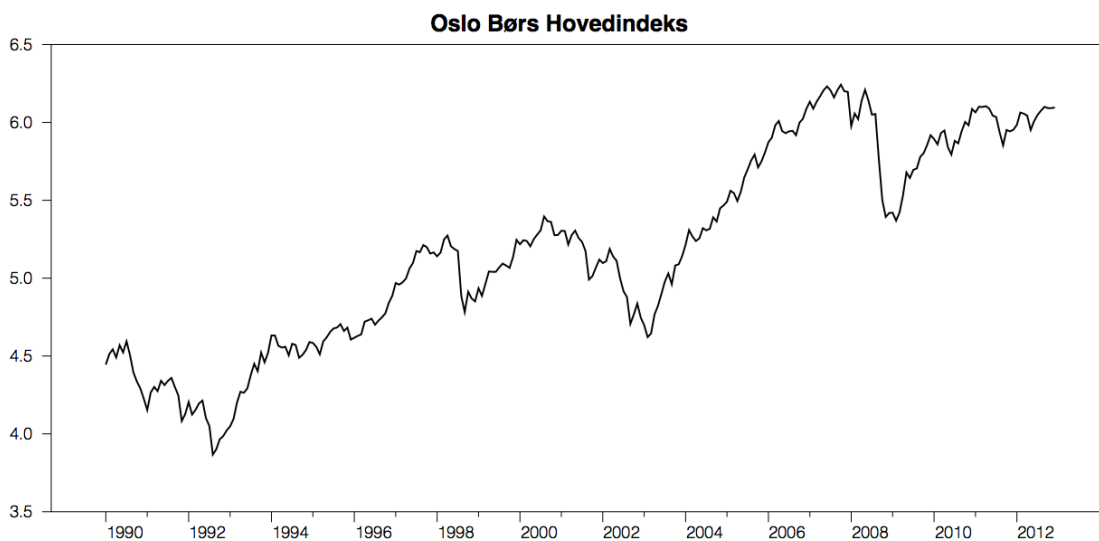
Figur 5.6: BNP prosentvis avvik fra trend

I figur 5.6 kan vi se hvordan Norge i perioden 1990 – 2015 har vært og vil være med hensyn til avvik fra BNP trend. Dette er en grov skissering av prosentavvik fra trend fra 01.01.1990

til og med 01.01.2015. Denne er forlenget frem til 2015 på grunnlag av prognoser utført av Statistisk Sentralbyrå. Her ser vi også hvordan vi har hatt høy –og lavkonjunkturer gjennom denne tidsserien avhengig av om prosentvis avvik fra BNP trend er positivt eller negativt. Som følger av finanskrisen gikk Norge inn i en langvarig og moderat lavkonjunktur, og vi kan se at vi opplevde konjunkturoppgang i 2010 som forventes å utvikle seg til høykonjunktur en gang i starten av 2015.

Dersom Norge ikke hadde vært preget av lavkonjunktur i perioden 2001 – 2012 kunne visse forskjeller i de realøkonomiske forhold kunne skyldes at Norge særlig i perioden 1990 – 1997 var i sterk lavkonjunktur noe som bidra til endringer i resultat. Da vi ser at begge periodene er preget av lavkonjunktur og høykonjunktur mener vi at store endringer ikke nødvendigvis trenger å skyldes konjunkturfasene.

Oslo Børs



Figur 5.7 Oslo Børs hovedindeks. Naturlig logaritme.

Vi begrunnet tidligere i oppgaven vårt bruk av OSEBX som indikator på forventning og usikkerhet i den norske økonomien.

På hjemmesidene til Oslo Børs er det mulig å spesifisere tidsperioden man ønsker data for, men det vil kun være mulig å laste ned indeksdata tilbake til juli 2003. Da vi ønsker å gå tilbake til 1990 fant vi at hele indeksen kunne lastes ned på Thomson Reuters.

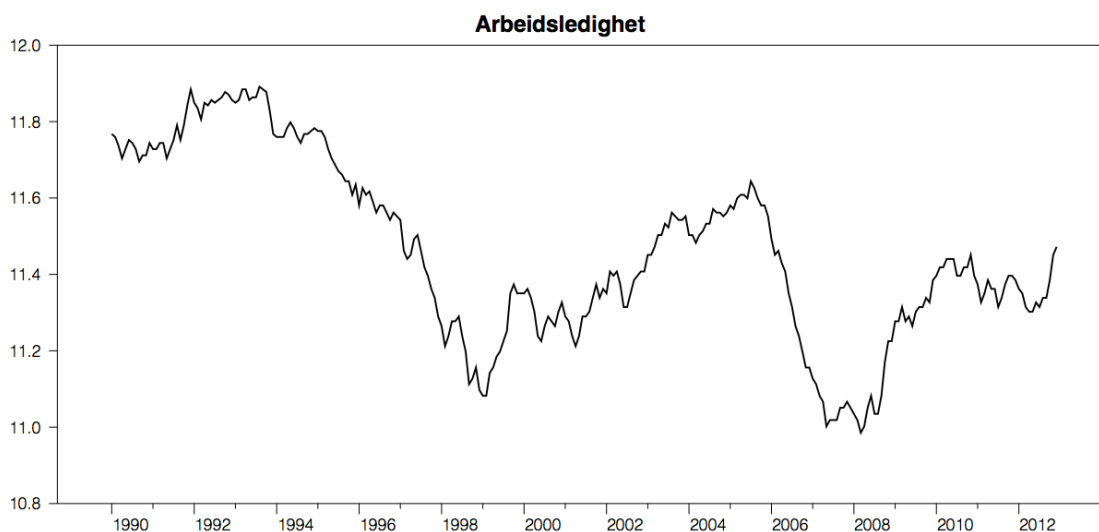
Tidligere så vi at 25 av de 55 mest omsatte selskapene består av 85% av den samlede markedsverdien på OSEBX. Det at disse aksjene består av de mest omsatte føler vi bidrar sterkt til at OSEBX burde utgjøre en solid indikator.

Utover det ønsker vi om mulig å redusere utliggerne som potensielle januareffekter og andre sesongbaserte anomalier som omfatter mindre selskaper.

Fra vedlegg 1 og 2 som gjelder begge periodene finner vi særlige bevis på at denne variabelen er integrert i første orden; $I(1)$, både for lav- og høykonjunktur. Det som kanskje ikke kommer som noen overraskelse er i hvor stor grad vekstraten til hovedindeksen ved Oslo Børs svinger mer ved lavkonjunktur enn ved høykonjunktur. OSEBX viser tydelige mer volatile tendenser og dette styrker vår tro for signifikante funn med hensyn til våre problemstillinger.

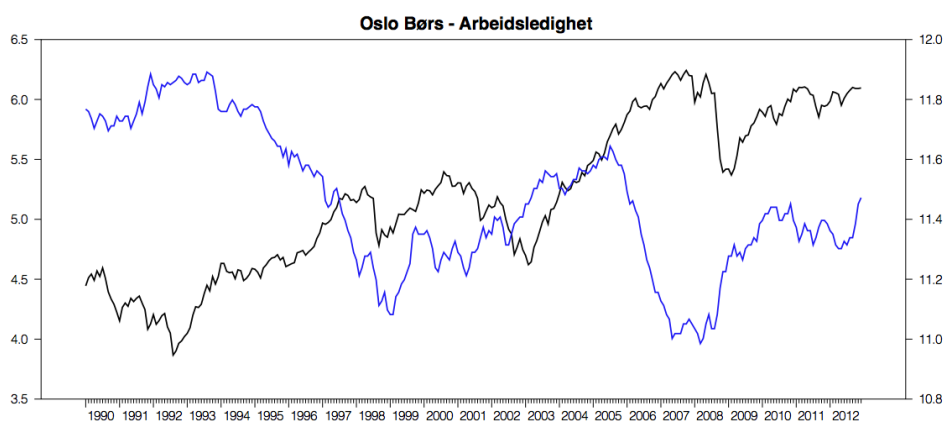
Vi mener det er ganske tydelig at OSEBX følger en random walk med en langsiktig positiv trend. Dette er også noe vi vil ta hensyn til i våre tester etter enhetsrøtter. Dette gjelder for begge konjunkturfaser.

Arbeidsledighet



Figur 5.8: Arbeidsledighet. Naturlig logaritme.

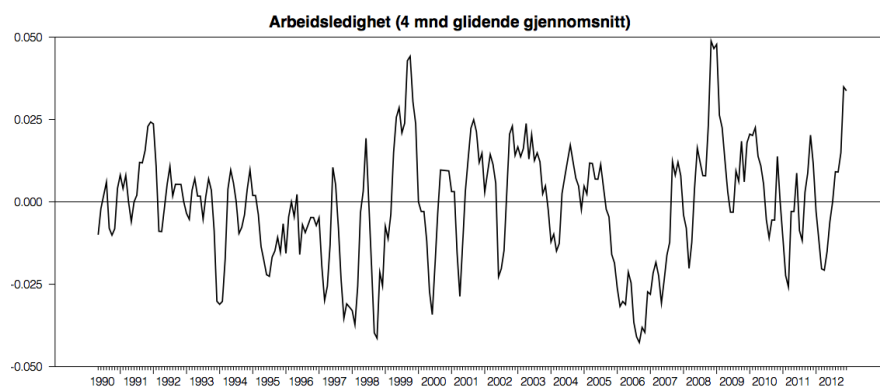
Når det gjelder data på arbeidsledigheten har vi benyttet oss av Statistisk Sentralbyrå for å samle inn disse. Vi har her benyttet oss arbeidsledigheten for begge kjønn, for en alder 15 – 74 år. Disse tallene er basert på arbeidskraftundersøkelsen (AKU) utført av Statistisk Sentralbyrå. Statistisk Sentralbyrå definerer variabelen som: *”Personer uten inntektsgivende arbeid som forsøkte å skaffe seg slikt arbeid i løpet av de siste 4 ukene, og som kunne ha påtatt seg arbeid i løpet av ca. 2 uker.”* (SSB, I)



Figur 5.9: Oslo Børs - Arbeidsledighet

I figur 5.9 kan vi se hvordan hovedindeksen og arbeidsledigheten beveger seg i forhold til hverandre. Det er dette tilsynelatende inverse forholdet vi ønsker å se nærmere på og hvordan det varierer fra 90-tallet til 20-tallet.

Fra vedlegg 1 og 2 kan det ved første øyekast hva gjelder stasjonaritet tyde på at denne er integrert i første orden. Dette bekreftes også av ADF. Dette er derimot bare innenfor et visst antall lags.



Figur 5.10: Arbeidsledighetsvekst (4 mnd glidende gjennomsnitt)

Om vi studerer figur 5.10 på fire måneders glidende gjennomsnitt og kan vi se at arbeidsledighetens vekstrate over lengre perioder avviker fra gjennomsnittet, noe som kan indikere at arbeidsledigheten er $I(2)$. Dette støttes også av Lauvsnes (2009) som konkluderer at den kointegrerte vektoren kommer tydeligere frem ved $I(2)$ som vi også kan se fra vedlegg 3 og 4.

Graf over den kointegrerte vektoren som fremkommer i analysen avslører at å klassifisere arbeidsledigheten som $I(2)$ bidrar til en stasjonær kointegrert vektor. Dette bidrar til en stabil

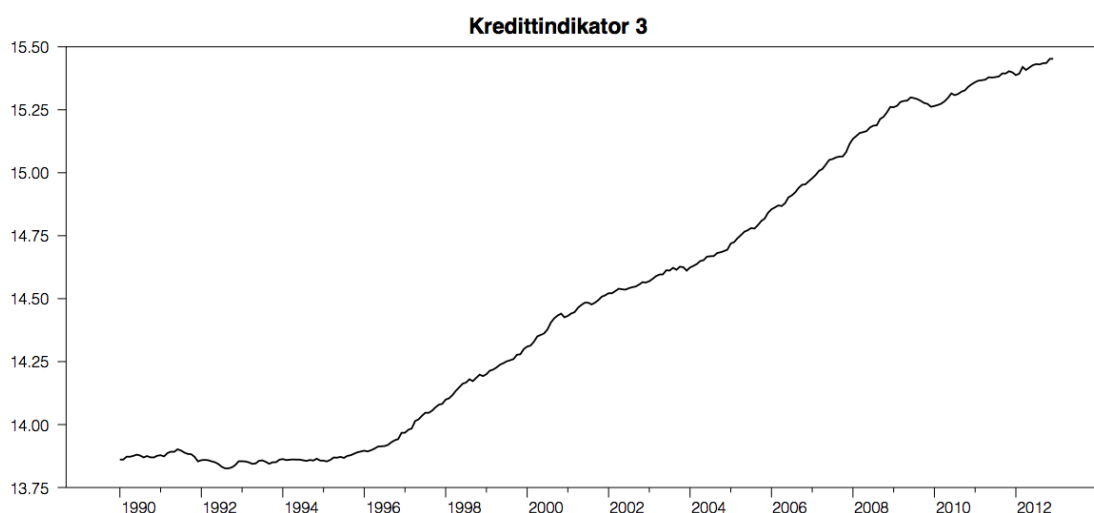
modell og et tydelig kointegrert forhold. Vi vil da benytte oss av arbeidsledighetens vekstrate i våre modeller, som gjelder i begge tidsperioder.

Ved å ta førstedifferansen av variabelen ender vi opp med arbeidsledigheten på vekstform, altså hvor store endringer i variabelen som oppstår fra periode 1 til periode 2. For å få variabelen $I(0)$ tar vi førstedifferansen av vekstraten igjen slik at vi ender opp med arbeidsledighetens akselerasjonsrate.

Videre vil vi betegne andredifferansen ($I(2)$) av den naturlige logaritmen og benytte oss av variabelen på vekstform i våre modeller.

Denne variabelen har vi gjennom analysene og våre modeller valgt å kalle AKU (arbeidskraftundersøkelsen).

Kredittvekst



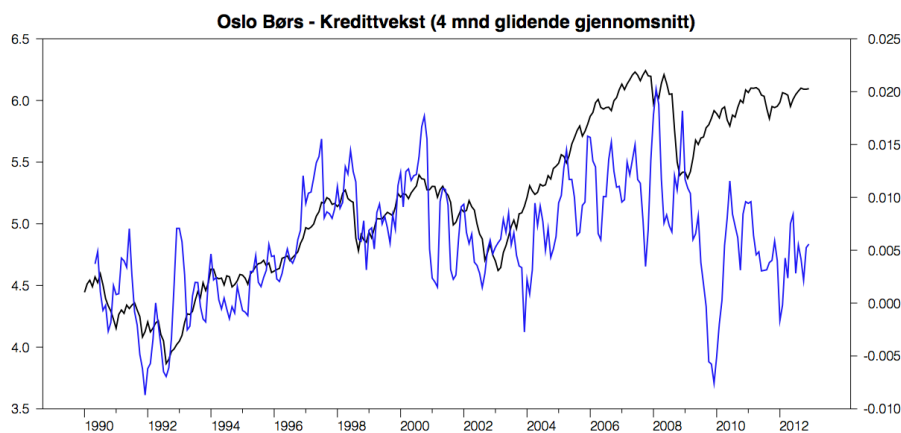
Figur 5.11: Kredittvekst. Naturlig logaritme.

Som vi har gjort rede for tidligere er det vanlig å skille mellom K1, K2 og K3.

Tidligere utredninger har både benyttet seg av K2 og K3. Lauvsnes (2009) avdekket et langsiktig positivt likevektsforhold mellom OBX og K3. Eliassen og Vik (2010), Graffer og Sandvik (2011) og Volla og Gleditsch (2012) avdekket et langsiktig positivt likevektsforhold mellom OSEAX og K2. Vi har valgt å benytte oss av K3 som er hentet fra Statistisk Sentralbyrå.

Det er ikke like tydelig som tidligere variabler, men figur 5.12 indikerer at Oslo Børs og kredittveksten beveger seg positivt i forhold til hverandre. Økning i den ene variabelen fører typisk til økning i den andre.

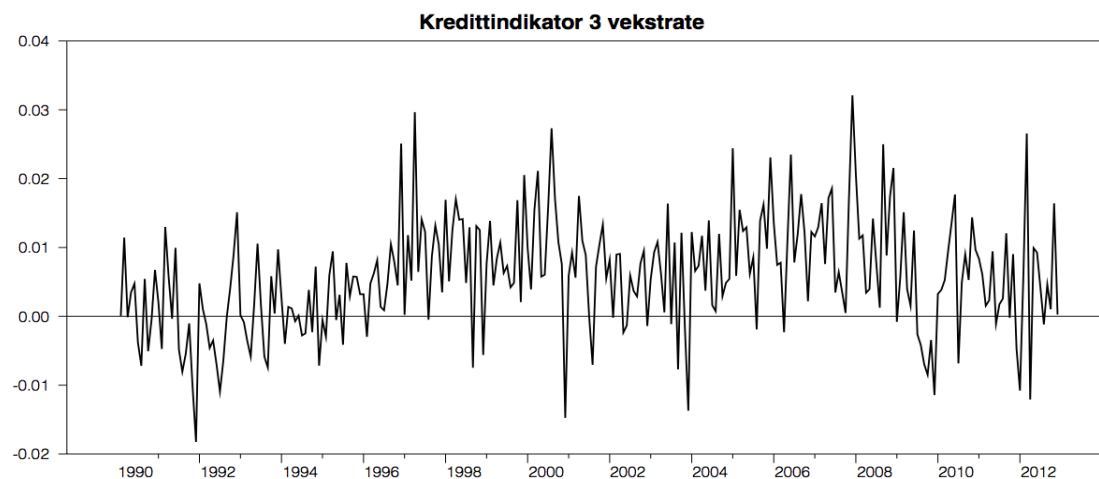
Ved første øyekast kan det også her mye tyde på at variabelen er $I(1)$, men ved å betrakte figur 5.13 og grafer for periodene hver for seg kan mye tyde på at denne også er integrert i andre orden slik at vi vil benytte den på vekstform i våre modeller og klassifiserer kredittveksten, $K3$ som $I(2)$.



Figur 5.12: Oslo Børs - Kredittvekst

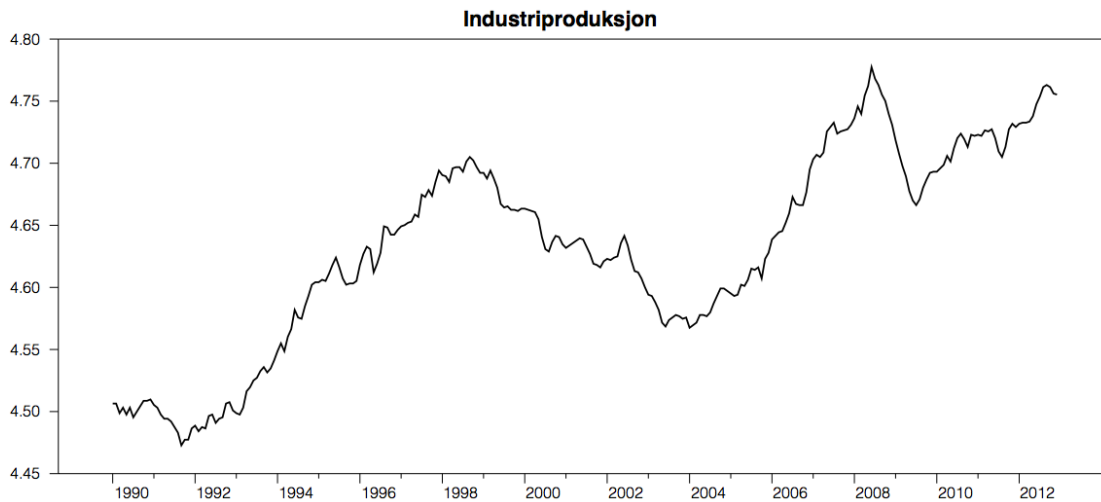
I våre bivariate modeller hvor kredittveksten er inkludert har vi også lagt ved graf over den kointegrerende vektoren hvor kredittveksten som $I(1)$ og $I(2)$. Som mye kan tyde på indikerer også denne at kredittveksten klassifisert som $I(2)$ skaper en stasjonær prosess i motsetning til variabelen som (1) så vi benytter variabelens førstedifferanser i våre modeller.

Gjennom modellene vil vi kalle variabelen for $K3$ slik at variabelen i førstedifferanser kalles $DK3$.



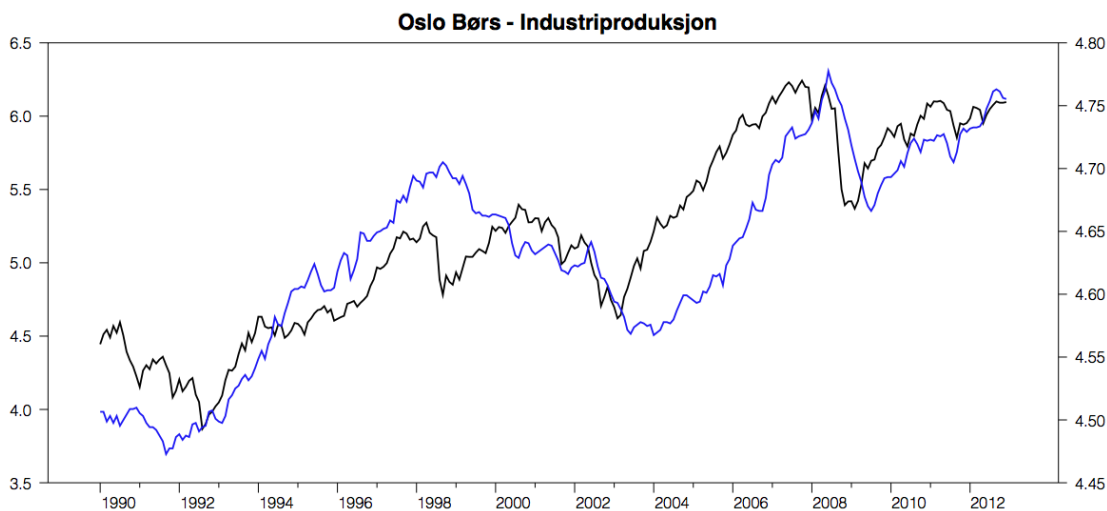
Figur 5.13: Kredittindikator 3 vekstrate

Industriproduksjon



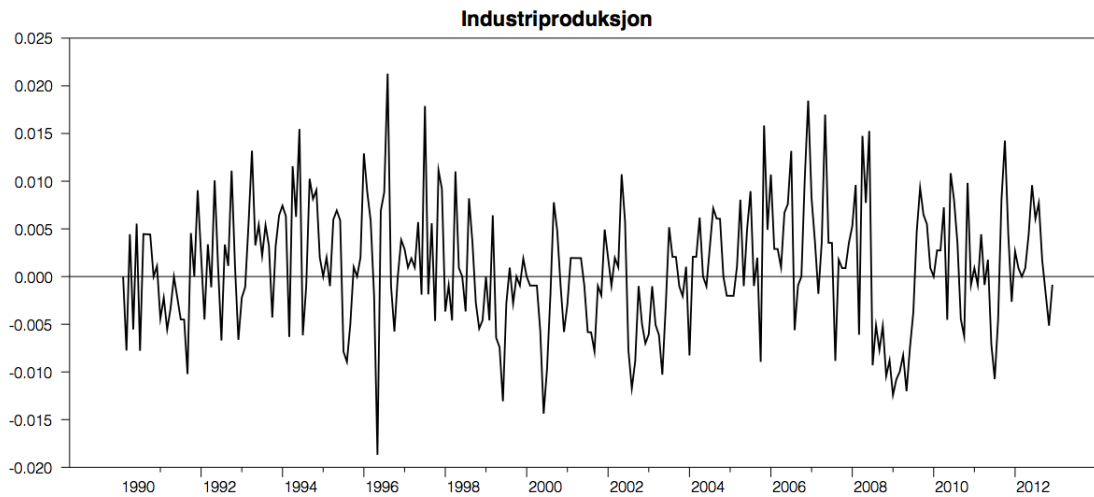
Figur 5.14: Industriproduksjon. Naturlige logaritme.

Industriproduksjonen har vi også lastet fra Statistisk Sentralbyrå. Våre tidlige antakelser er at denne beveger seg positivt med aksjemarkedet. Figur 5.15 støtter disse antakelsene.



Figur 5.15: Oslo Børs - Industriproduksjon

Vi har gjennom ADF-tester konkludert med at denne variabelen er $I(1)$, dette støttes også gjennom våre modeller og vi ser også at dette er tilstrekkelig for å skape en balansert modell.



Figur 5.16: Industriproduksjonens vekstrate

Vi ser at industriproduksjonens vekstrate ganske konsistent beveger seg rundt gjennomsnittet. ADF-testen indikerer også ganske tydelig stasjonaritet ved førstedifferansen så vi konkluderer med at $I(1)$ er rett klassifisering og benytter oss av variabelen på nivåform og våre feilkorreksjonsmodeller.

I våre modeller vil vi kalle variabelen for IP og førstedifferansen for DIP.

5.4.2 Dummyvariabler

I vår oppgave har vi totalt sett benyttet oss av 10 dummyvariabler. Grunnen til at vi ser oss nødt til å inkludere dummyvariabler i våre modeller er at enkelte hendelser som finansielle kriser og ustabile markeder forårsaker ekstremobservasjoner i vårt datasett. Disse ekstreme observasjonene kan virke medføre at våre data ikke består tester relatert til normalitet og kan medføre villedende og spuriøse resultater. Ved å innføre dummyvariabler for enkelte observasjoner fjerner vi disse utslagene fra vårt datasett.

Det er imidlertid viktig å bemerke seg at man ikke bør inkludere for mange dummyvariabler i sine modeller da dette kan skape lineære sammenhenger som ikke nødvendigvis representerer virkeligheten.

Ved å benytte CATS har vi avdekket de største ekstremobservasjonene hvor vi videre har sett behovet for å innføre dummyvariabler for noen av de største. Gjennom å fjerner vi de største ekstremobservasjonene fra datasettet og reduserer risikoen for skjevfordelte residualer.

Videre vil vi kronologisk presentere de dummyer som er inkludert i våre analyser:

Dum9201 og dum9206 – For januar og juni 1992 har vi valgt å innføre dummyvariabel. ERM-krisen (Exchange Rate Mechanism) i perioden 92 – 93 rammet flere av de nordiske landene. Her observerte vi ekstremobservasjoner på aksjemarkedet. Det kan også tenkes at krisen fikk forsterkende effekt grunnet sterk lavkonjunktur.

Dum9704 – For april 1997 har vi innført én dummyvariabel. 1994 – 1997 opplevde vi sterk vekst i kredittvariabelen, noe som bidro til en ekstremobservasjon for denne datoen. Denne inngår henholdsvis bare i to multivariat modeller og relaterer seg som sagt til kredittveksten.

Dum9808, dum9812 – Asiakrisen var en valutakrise som berørte mange land.

Dummyvariablene for august og desember 1998 er hovedsakelig innført for ekstremobservasjoner i aksjemarkedet.

Dum0109 – September 2001 har vi valgt å innføre en dummyvariabel. Ekstremobservasjon i aksjemarkedet da USA som vi kjenner til ble angrepet i et terrorangrep.

Dum0801, dum0804, dum0805, dum0809: Januar, april, mai og september 2008 og vi valgt å innføre dummyvariabler. Sub-primekrisen som startet i USA berørte mange internasjonale land. Dummy for januar, og september er hovedsakelig innført for ekstremobservasjoner i aksjemarkedet. Dummyvariabel for april er innført for ekstremobservasjon i industriproduksjonen og for mai, ekstremobservasjon i arbeidsledigheten.

5.5 Reliabilitet og Validitet

5.5.1 Reliabilitet

I forskning er det viktig at vi kan stole på våre data og de resultater vi kommer frem til fra utvalgte data. Derfor er reliabilitet et ofte diskutert tema. Når det kommer til selve innsamlingen har vi ingenting å utsette da de data samlet fra Statistisk Sentralbyrå, Oslo Børs og Thomson Reuters er gitte tall som uttrykker de faktiske forhold, gitt at disse er målt riktig. Vi har som tidligere nevnt benyttet oss av økonometriske metoder for analyser av våre data. I vårt tilfelle vil derfor reliabiliteten omhandle hvordan vi har behandlet våre data for å komme frem til de resultater som er oppnådd. En rett forståelse av de analyser som kreves og korrekte forutsetninger i forbindelse med disse vil være essensielle for høy reliabilitet.

Johannessen et. al. (2008) foreslår flere måter å teste datas reliabilitet:

- At en forsker gjentar samme undersøkelse flere ganger, såkalt test-retest reliabilitet. Dersom forskeren kommer frem til samme resultat kan en fastslå høy reliabilitet.
- Flere forskere undersøker samme problemstilling. På samme måte dersom samme resultat oppnås vil en kunne fastslå at høy reliabilitet. Dette kalles inter-rate-reliabilitet.

I slike oppgaver som dette kan det være at dataens reliabilitet står noe svakere da noen transformeringer av vårt datamateriale må gjøres. Det er visse krav som må oppfylles før man kan gjennomføre analysene samt log-transformasjoner som skjer for lettere å oppfylle de residualkrav som stilles.

For å øke vår reliabilitet har vi inkludert noen data som tidligere er benyttet i forbindelse med andre studier. Målet har også vært å benytte disse som kontrollvariabler så vel som vi anser disse som høyst relevant for oppgaven. Selv om tidsseriene ikke er de samme anser vi dette som en form for inter-rate-reliabilitet.

Vi mener imidlertid at våre data og de konklusjoner som er trukket er av tilfredsstillende karakter når det kommer til reliabilitet.

Når det gjelder transformasjoner av våre data føler vi at vi gjennom tidligere gjennomgått økonometrisk teori ikke står i fare for å tvile på våre datas reliabilitet.

5.5.2 Validitet

I forskning uavhengig av hvilke metoder som benyttes for å utforske et fenomen er det alltid viktig å fokusere på; ”hvor relevant er innsamlet data med hensyn til det fenomenet som forskes på?”

Det vil være viktig at de data som benyttes i forskningsprosessen på en best mulig måte representerer den problemstilling som er lagt til grunn. Vi velger ofte å skille begrepsvaliditet, intern og ekstern validitet.

Begrepsvaliditet:

Begrepsvaliditet handler om i hvilken grad den data som måles kan sies å representere eller gjenspeile det faktiske fenomenet vi ønsker å undersøke. Altså hvor vidt det vi ønsker å måle kan uttrykkes ved hjelp av våre utvalgte variabler. Dette er i vår oppgave særlig relevant i forhold til de to begrepene; forventning og usikkerhet. Vi har gjennom vårt teorikapittel argumentert for hvordan våre makroøkonomiske variabler kan knyttes til begrepene forventning og usikkerhet, og mener derav at vår oppgave har en sterk begrepsvaliditet.

Intern validitet

I denne type oppgaver vil det være vanskelig å påvise full intern validitet. Easterby-Smith et al. (2012) viser til maksimal intern validitet som eliminering av mulige alternative forklaringer når det kommer til forskjeller mellom grupper. Dersom det er mulig med en slik eliminering av mulige alternative forklaringer av forskjeller ville man kunne påvist kausalitet mellom variabler; dersom norsk arbeidsledighetsrate går opp vil dette påvirke Oslo Børs til å gå ned. Slike sammenhenger er ofte meget vanskelig å påvise da man i slike sammenhenger ikke bare vil ha to variabler hvor den ene er avhengig av den andre, men heller en rekke variabler som påvirker hverandre i et intrikat nettverk.

Ekstern validitet

Ekstern validitet dreier seg i hovedsak om å kunne generalisere resultatene

I vår oppgave vil tidsserien være den største trusselen mot generaliserbarheten.

Easterby-Smith et al. (2012) viser særlig til at faktorer som setting og historie er trusler mot ekstern validitet. Vil de resultater vi har funnet være lik for 1970 til 1995 eller fra 2012 – 2025. Eller vil de resultater vi finner også gjelde for USA, Sverige eller Tyskland? Slike spørsmål vil være vanskelige å besvare da vi ofte har forskjellige betingelser over forskjellige land og tidsserier. Når det gjelder våre variabler føler vi at disse på en god måte måler det vi faktisk skal måle og samtidig er særlig relevante opp i mot markedets forventning og usikkerhet så vel som høy –og lavkonjunkturer. Vi håper også dette tilstrekkelig har kommet til uttrykk gjennom vår teori.

I vår problemstilling hvor forventning og usikkerhet spiller en sentral rolle er det viktig at de data som benyttes på en best mulig måte representerer de sammenhenger som besvarer vår problemstilling. Her vil det være særlig relevant å først kartlegge data som fungerer som indikatorer på den forventning og usikkerhet som foreligger i Norsk økonomi så vel som andre variabler som tilstrekkelig kan knyttes opp mot teoretiske modeller knyttet til oppgavens problemstilling.

Gjennom tidligere gjennomgått teori har vi på en forsvarlig måte gjort rede for hvorfor akkurat de utvalgte data er relevante for vår problemstilling.

Vi føler at de data som er benyttet i vår oppgave på en god måte gjør at vi kan knytte den forventning og usikkerhet opp til aksjemarkedet og da videre til makroøkonomiske variabler. Dette kommer også frem i vår presentasjon av markovkjeder knyttet til Oslo Børs i kapittel 6.2.

6. Dataanalyse

I følgende kapittel vil vi gå gjennom de analyser som er gjort i forbindelse med vårt forskningsspørsmål og våre hypoteser. Vi har i hovedsak valgt å estimere 12 modeller som fordeler seg på de to tidsperiodene 1990 – 2000 og 2001 – 2012. Oslo Børs inngår i 10 av modellene. Det er ikke alltid like tydelig hvor stor laglengde som skal benyttes i en modell. Juselius (2006) anbefaler å starte med en VAR(2) med $k \text{ lags} = 2$ og jobbe seg derfra noe vi har valgt å gjøre i våre analyser. Vi ser imidlertid at det har vært nødvendig å benytte seg av VAR(4) med $k = 4$ lags i våre modeller som omfatter 1990 – 2000 med unntak av de modeller som har vært estimert uten trendledd. Mye av dette behovet for 4 lags kan komme av økonomiske kriser og langsiktig lavkonjunktur som har bidratt til ”frynsede” residualer, men det vil i så fall bli rene antakelser.

For hver tidsperiode vil vi først legge frem resultater fra våre bivariate modeller før våre multivariate modeller. Vi vil også legge frem analysen for perioden 1990 – 2000 før vi legger frem analysen for perioden 2001 – 2012. Dette gjelder da hvor vi har identiske modeller for de to tidshorisontene. Ved å estimere bivariate modeller i forkant vil dette understøtte våre resultater rettet mot de aktuelle multivariate modeller.

Vedlegg 1 og 2 og ut viser resultater fra residualtester og ytterligere output fra CATS som vi også vil kommentere underveis. Før vi går gjennom de analyser basert på

feilkorreksjonsmodeller ønsker vi å presenterer Oslo Børs i perspektiv av markovkjeder.

I kapittel 7 vil vi sammenfatte de resultater vi har gjennom analysene hvor vi også presenterer disse i lys av økonomisk teori.

6.1 Fremgangsmåte ved analyser basert på VECM.

Før vi presenterer analysene vil vi vise hvordan vi går fram fra tester rundt stasjonaritet, residualtester, tracetest og til slutt en tolkning av en bivariat analyse og hvordan vi tolker output.

Som vi har gått gjennom tidligere ønsker vi først og fremst å fastslå i hvilken orden våre variabler er integrert. Dersom førstedifferansen av variabelen gjør den stasjonær vil det si at variabelen skal oppgis på nivåform i vår feilkorleksjonsmodell.

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series LOGX

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.45578
5% (*)	-2.87220
10%	-2.57241

T-Statistic	-0.80275
-------------	----------

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series DLOGX

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.45587
5% (*)	-2.87224
10%	-2.57243

T-Statistic	-9.95169**
-------------	-------------------

Tabell 6.1: Unit root, variabel X.

Som vi kan se fra tabell 6.1 ser vi at vi har tatt den naturlige logaritmen av variabel X som igjen ikke er stasjonær da testverdien er mindre negativ enn de kritiske verdiene. Vi ser at variabel X derimot viser tegn til stasjonære egenskaper etter førstedifferansen er tatt og vi konkluderer med at variabelen er I(1). Da vi ønsker å illustrere fremgangsmåten for tolkning av output fra feilkorleksjonsmodeller ser vi ikke nødvendigheten med å vise tester for begge variablene i en bivariat analyse.

Etter at vi har testet hvilken orden variablene er integrert i går vi frem med å estimere en UVAR og residualtester. Alle modellene vil ligge spesifisert som vedlegg med residualtester og ytterligere informasjon.

Univariat statistikk:

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLOGX	-0.000	0.053	-0.347	2.866	0.113	-0.170
DDLOGY	0.000	0.007	0.145	3.578	0.023	-0.023
	ARCH(2)		Normality	R-Squared		
DLOGX	0.514 [0.773]		7.344 [0.025]	0.383		
DDLOGY	1.127 [0.569]		0.152 [0.760]	0.458		

Autokorrelasjon:

Ljung-Box(68):	ChiSqr(264) = 305.977 [0.390]
LM(1):	ChiSqr(4) = 3.581 [0.466]
LM(2):	ChiSqr(4) = 3.531 [0.473]

Normalitet:

Test for Normality:	ChiSqr(4) = 12.400 [0.015]
---------------------	----------------------------

Heteroskedastisitet:

Test for ARCH:	
LM(1):	ChiSqr(9) = 18.583 [0.529]
LM(2):	ChiSqr(18) = 21.921 [0.436]

Tabell 6.2: Residualkrav, variabel X og Y

Tabell 6.2 er en fremstilling av de residualtester som utføres i CATS. Først blir vi presentert univariate statistikker for hver variabel i modellen. I dette tilfellet ser vi at begge variabler er tilnærmet normalfordelt uten kurtose (2,866 og 3,579) slik at dette ikke vil skape problemer. Imidlertid kan vi se at variabel X er noe skjevfordelt (-0,347) noe som gjør at vi forkaster H_0 : at normalitet eksisterer for variabel X (p-verdi = 0,025 < 0,05). Univariat test for variabel Y aksepterer H_0 knyttet til normalitet (p-verdi = 0,760 > 0,05). De univariate residualtestene aksepterer derimot H_0 knyttet til at våre residualer er homoskedastiske for begge variabler som vi kan se fra ARCH (p-verdier = 0,773 og 0,569 > 0,05).

Videre presenteres tester knyttet til autokorrelasjon, normalitet og heteroskedastisitet for variablene samlet. Vi konsentrerer oss i hovedsak for LM(1) og LM(2). I dette tilfellet ser vi at vi kan akseptere H_0 : Ingen autokorrelasjon for begge (p-verdier = 0,466 og 0,473 > 0,05). Ljung-Box(68) ser vi bort i fra da denne inkluderer for mange lag til at den er relevant, men i dette tilfellet er den tilfredsstillende. Videre knyttet til tester rundt normalitet ser vi imidlertid at Jarque-Bera forkaster normalitet (p-verdi = 0,015 < 0,05) som skyldes at variabel X ikke er

normalfordelt og som vi har nevnt lider av noe skjevhet. Dette kan skyldes ekstremverdier og innføring av dummyvariabler kan være en løsning. Dersom man har mange observasjoner vil man også i mange tilfeller støtte seg på sentralgrenseteoremet. Sentralgrenseteoremet går grovt sagt ut på at dersom antallet observasjoner går mot uendelig så vil vi oppnå normalfordeling.

Avslutningsvis i tabell 6.2 presenteres tester knyttet til heteroskedastisitet i modellen. Til slutt kan vi se at vi aksepterer H_0 : Ingen heteroskedastisitet med p-verdier på 0,583 og 0,436 > 0,05.

Ved tilfredsstillende residualegenskaper vil vi videre kunne estimere Johansen tracetest og får en indikasjon på antall likevektsforhold i vår modell:

I(1)-ANALYSIS

p-r	r	Eig. Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
2	0	0.325	56.780	55.531	25.731	0.000	0.000
1	1	0.010	1.462	1.440	12.448	0.982	0.983

Tabell 6.3: Tracetest, variabel X og Y

I tracetesten som er presentert i tabell 6.3 tester vi for hvor mange kointegrasjonsvektorer som eksisterer i vår modell. I den bivariate modellen som vi har presentert mellom variabel X og Y vil vi kunne oppnå tre resultater i tracetesten, $r = 0, 1$ eller 2 . Vi starter med å teste $H_0: r = 0$ forkastes mot $H_1: 0 < r \leq 2$. Jo større summen av eigenverdiene er desto større blir tracestatistikken noe som vil si at sannsynligheten for forkastelse er større og vi aksepterer H_1 . Dersom H_1 aksepteres for $r = 0$ går vi i dette tilfellet videre å testen ny nullhypotese. Vi vil i dette tilfellet få $H_0: r = 1$ som forkastes mot $H_1: r = 2$. For $r = 1$ ser vi at summen av eigenverdiene er ganske lav noe som igjen gjør at tracestatistikken blir lav og hvor vi i dette tilfellet ikke lengre kan forkaste H_0 som igjen vil si at $H_0: r = 1$ aksepteres. Dersom testen forkaster $H_0: r = 1$ må vi gå videre med ny nullhypotese som i dette tilfellet vil si at vi må akseptere $H_0: r = 2$ og full rang. Dersom testen hadde indikert $r = 2$ hadde det ikke vært nødvendig med en feilkorleksjonsmodell, men heller en estimering av VAR på nivåform. Ved null rang vil det være hensiktsmessig å estimere en VAR i førstedifferanser. Her derimot går vi videre med å estimere en feilkorleksjonsmodell med $r = 1$ og dermed redusert rang.

BETA(transposed)	X	DY	TREND
Beta(1)	-0.010 (-4.330)	1.000 (.NA)	0.000 (2.681)
ALPHA	Alpha(1)		
DX	0.428 (0.355)		
DDY	-0.769 (-9.770)		
LAGGED DIFFERENCES:			
GAMMA(1)	DX{1}	DDY{1}	
DX	0.367 (2.825)	-1.061 (-1.002)	
DDY	0.003 (0.493)	-0.246 (-2.587)	

Tabell 6.4: VECM, variabel X og Y

Tabell 6.4 illustrerer en bivariat feilkorreksjonsmodell. Gjennom våre tolkninger av analysene deler vi denne opp i tre deler for best oversiktighet: betakoeffisient, alfa/ justeringskoeffisient og laggede deltaverdier. I dette tilfellet er det normalisert med hensyn på variabel Y.

Betakoeffisienten forteller oss da hvordan variabel Y beveger seg i forhold til variabel X. Her kan vi se at typisk dersom variabel X stiger med 1 % så vil variabel Y stige med 0,01 %.

Betakoeffisient med positivt fortegn indikerer et langsiktig inverst likevektsforhold, og et negativt fortegn indikerer et langsiktig positivt likevektsforhold. Dersom dette hadde vært en multivariat modell hadde det som tidligere nevnt vært nødvendig å innføre nullrestriksjoner på koeffisienten, men det vil ikke være nødvendig i en bivariat modell. Under gjennomgang av analysene vil vi nevne dette kort innledningsvis. Gjennom analysene vil vi også kommentere betakoeffisientens fortegn.

Videre tolker vi justeringskoeffisientens (alfa) størrelse, fortegn og signifikans. Dersom et langsiktig likevektsforhold skal eksistere må disse ha motsatt fortegn enn hva betakoeffisienten har for å indikere at det justeres inn om likevekten dersom avvik oppstår. I dette tilfellet har begge justeringskoeffisientene rett fortegn, men bare variabel Ys justeringskoeffisient er signifikant. Det indikerer at variabel X har eksogene egenskaper og da at variabel Y justerer tilbake mot likevekten dersom avvik oppstår som vi kan se ut i fra analysen og tabell 6.4. Dette bekreftes gjennom variabel Ys signifikante justeringskoeffisient med rett fortegn. Her er det også viktig å notere seg tilfeller hvor overshooting oppstår. Juselius (2006) viser til at overshooting oppstår når en av variablene i modellen har signifikant justeringskoeffisient med samme fortegn som variabelens betakoeffisient i den aktuelle vektor til tross for at variablene kointegrerer. Dette vil altså si at variabelen ikke

korrigerer når avvik fra likevekten oppstår, og av variabelen heller justerer bort i fra likevekten. I en bivariat modell, dersom variabel X har rett fortegn på sin justeringskoeffisient og variabel Y har feil fortegn på sin justeringskoeffisient, vil det langsiktige likevektsforholdet være stabilt så lenge størrelsen på justeringskoeffisient til variabel X er større en justeringskoeffisienten til variabel Y. Vi har ikke sett på dette som et stort problem i våre modeller.

Test for langsiktig svakt eksogene variabler vil også ligge som vedlegg for hver modell og vil da bekrefte funnene knyttet til justeringskoeffisientene. Justeringskoeffisienten kan vi tolke som den avvikkorrigeringen som oppstår i periode $t + 1$ dersom et avvik i periode t skjer. Den justeringskoeffisienten som er knyttet til normalisert variabel vil også kunne fortelle oss hvor mye av avviket som blir korrigert for i periode $t + 1$. I dette tilfellet ser vi at det langsiktige likevektsforholdet kan tyde på å være relativt stabilt da det korrigeres for omtrent 77 % i påfølgende periode.

Det vil også være interessant å se på laggede deltaverdier som fremkommer fra "lagged differences". Dette er kortsiktige påvirkninger i modellen. I dette tilfellet kan vi se at variabel X vekstrate påvirkes positivt og signifikant av tidligere høye verdier av den samme variabels vekstrate. Akselerasjonen i variabel Ys vekstrate påvirkes derimot negativt av egne laggede verdier. Dette kan tyde på momenteffekter i variabel X hvor høye verdier følges av høye verdier og en form for reverseringseffekt i variabel Y hvor negative verdier følges av negative verdier.

6.2 Markovkjeder og Oslo Børs

Dette kapittelet har som mål å illustrere i den grad nasjonale og internasjonale økonomiske kriser påvirker børsen og hvordan psykologiske faktorer som usikkerhet og forventning i markedet kan komme til uttrykk gjennom aksjemarkedet.

Innenfor aksjemarkedene definerer vi ofte psykologiske faktorer som optimisme og pessimisme som at aksjemarkedet er i bull –og beartilstander. Ved høykonjunktur og økonomisk vekst øker produksjonen og arbeidsledigheten. Dette fører til høyere forventninger blant investorer som speiles på aksjemarkedet som da klassifiseres som et bull-marked. I slike tilfeller reduseres typisk den marginale sparetilbøyeligheten hvor den marginale investeringstilbøyeligheten øker. Det motsatte lav økonomisk vekst eller nedgang fører til lavere produksjon og høyere arbeidsledighet. Dette fører til høy usikkerhet blant investorer og pessimisme noe som igjen speiles i aksjemarkedet. Aksjemarkedet er da inne i bear-tilstand. Gjennom tidligere teori vil det være naturlig å da kunne kople høy optimisme/ bull som forventninger som eksisterer i økonomien og hvor da pessimisme/ bear kan sees på som større usikkerhet i markedet. Typisk sett vil vi i et marked som klassifiseres som et bear-marked da oppleve mye høyere volatilitet som en følge av den usikkerheten og pessimismen som eksisterer i aksjemarkedet i motsetning til et marked som kan klassifiseres som et bull-marked hvor volatiliteten da er mindre, usikkerheten følgelig mindre og større optimisme i markedet. Modeller som baseres på markovkjeder tar utgangspunkt i at markedet kan befinne seg i flere tilstander. I følgende modell har vi spesifisert at markedet kan befinne seg i to tilstander, henholdsvis tilstand 1 og tilstand 2. Vi kommer nærmere til klassifisering av tilstandene fortløpende. Modellen kan innledningsvis presenteres som likning 6.1 til 6.4:

$$(6.1) \quad \text{sans}[S_t = 1 \mid S_{t-1} = 1] = p_{11}$$

$$(6.2) \quad \text{sans}[S_t = 2 \mid S_{t-1} = 1] = 1 - p_{11}$$

$$(6.3) \quad \text{sans}[S_t = 2 \mid S_{t-1} = 2] = p_{22}$$

$$(6.4) \quad \text{sans}[S_t = 1 \mid S_{t-1} = 2] = 1 - p_{22}$$

P_{11} viser sannsynligheten for at vi er i tilstand 1 gitt at vi var i tilstand 1 forrige periode og p_{22} viser sannsynligheten for at vi er i tilstand 2 gitt at vi var i tilstand 2 forrige periode.

Dersom vi forutsetter at markedet kan befinne seg i to tilstander kan vi estimere følgende modell i RATS basert på markovkjeder og hovedindeksens avkastning som gir oss følgende output:

Beta (konstant) i tilstand 1 og 2: **0,01987** og **-0,07447**

Residual varians i tilstand 1 og 2: **0,00254** og **0,00865**

Sannsynlighet for å være i tilstand 1 og for å bevege seg fra tilstand 1 til tilstand 2:
0,94179 og **0,33849**

Konstanten i hver tilstand kan tolkes som den gjennomsnittlige avkastningen i hver av tilstandene. I dette tilfellet ser vi at gjennomsnittsavkastningen har vært omtrent 2 % i tilstand 1 og 7,5 % i tilstand 2. Videre ser vi også at tilstand 2 har hatt mye høyere varians enn tilstand 1 noe som tyder på høyere volatilitet på børsen i denne tilstanden.

Dette gir oss følgende likninger:

$$(6.5) \quad S_t = 1: dose_t = 0.01987 + u(S_t = 1)$$

$$(6.6) \quad S_t = 2: dose_t = -0.07447 + u(S_t = 2)$$

Som vi kan se indikerer modellen at tilstand 1 er mer vedvarende enn tilstand 2 hvor sannsynligheten for at vi befinner oss i tilstand 1 etter en periode med tilstand 1 er over 94 % og sannsynligheten for at vi beveger oss fra tilstand 2 til tilstand 1 er 34 %. Dette gir oss følgende matrise basert på likning 6.1 til 6.4:

$$(6.7) \quad \begin{matrix} p_{11}: 0.94179 & p_{12}: 0.05821 \\ p_{21}: 0.33849 & p_{22}: 0.66151 \end{matrix}$$

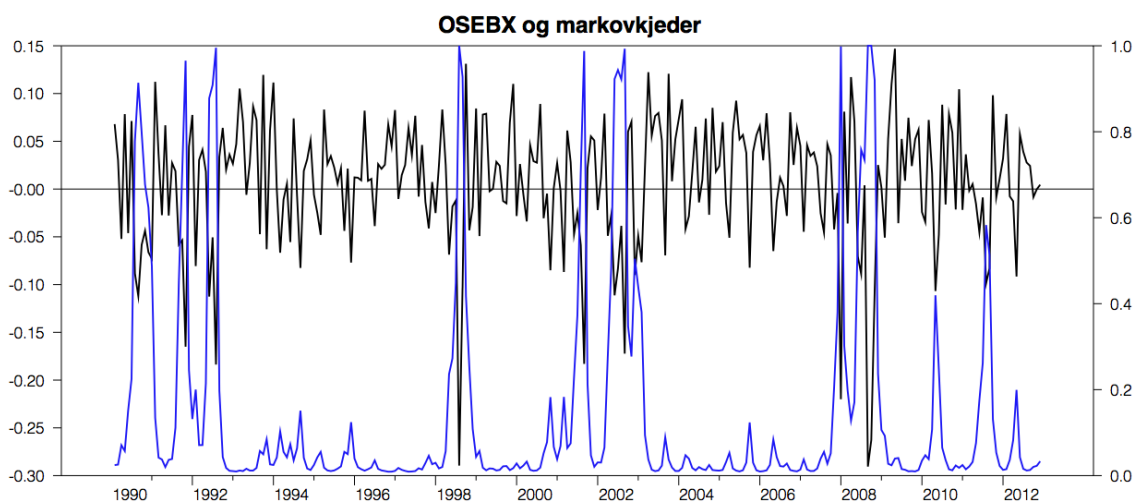
p_{11} : Sannsynligheten for at dersom markedet befinner seg i tilstand 1 i periode t så vil markedet i periode $t + 1$ fremdeles være i tilstand 1 – (~94 %).

p_{21} : Sannsynligheten for at dersom markedet befinner seg i tilstand 2 i periode t så vil markedet i periode $t + 1$ være i tilstand 1 – (~34 %).

p_{12} : Sannsynligheten for at dersom markedet befinner seg i tilstand 1 i periode t så vil markedet i periode $t + 1$ være i tilstand 2 – (~6 %).

p_{22} : Sannsynligheten for at dersom markedet befinner seg i tilstand 2 i periode t så vil markedet i periode $t + 1$ fremdeles være i tilstand 2 – (~66 %).

Vi ser at tilstand 1 tydelig er mer vedvarende enn tilstand 2 så det vil i dette tilfellet være naturlig å klassifisere tilstand 1 som henholdsvis bull-marked og tilstand 2 som bear-marked. Som vi nevnte innledningsvis vil det være naturlig å plassere bear-marked, pessimisme, usikkerhet og høy volatilitet sammen hvor bull-marked, optimisme, forventinger til fremtiden og lavere volatilitet sammen på motsatt side.



Figur 6.1: Oslo Børs og markovkjeder.

Den blå grafen i figur 6.1 viser sannsynligheten for at markedet befinner seg i tilstand. Svart graf illustrerer førstedifferansen av Oslo Børs hovedindeks. Sistnevnte viser endring i avkastning på månedlig basis fra 1990 – 2012.

Legger vi merke til de årstall hvor modellen indikerer at sannsynligheten er høyest for tilstand 2 og dermed bear-marked kan vi se at dette spesielt gjelder for tidlig 1990 - 1992, 1998, 2001 – 2002 og 2008 – 2009. Slik historien viser er det også disse tidsperiodene som hardest er rammet av finansielle kriser, som naturligvis er som forventet. 1990 startet endte med finanskrisen som følger av et deregulert lånemarked som igjen førte til en økning i den lånefinansierte aktiviteten.

I 1998 var Asiakrisen på topp og selv om denne krisen hovedsakelig rammet Asia og deres valuta, priser og børs ser vi hvordan tilsynelatende denne krisen rammer vår egen hovedindeks.

Asiakrisen ble fulgt av IT-boblen som sprakk rundt 2000 og som medførte vedvarende finanskrisen til omkring 2002. Sist, men ikke minst ser vi også tydelig høy volatilitet rundt

2008 – 2009 som signaliserer Lehman Brothers konkurs og subprime-krisen som for øvrig er den siste og en av de mest ødeleggende finanskrisene i vår tid.

Folk mister hjemmene sine, bunnsolide selskaper som Lehman Brothers går konkurs, og AIG redde på kanten av stupet av Federal Reserve for å nevne noen. Det vil være naturlig at slike episoder vil spre frykt, og ikke bare i USA, men også i andre land. Publikum vet ikke hvem de kan stole på eller hvor deres kapital er trygg noe som ganske tydelig viser at den underliggende psykologien (forventning og usikkerhet) kan indikeres gjennom aksjemarkedet. Finanskrisen førte til global resesjon som igjen økte usikkerheten knyttet til fremtiden og reduserer forventningene. Vi har også sett dette gjennom figur 6.1 som ganske klart viser de svingninger børsen utsettes for i slike krisetider og som understøtter våre antakelser om at markedet styres av disse psykologiske faktorene forventning og usikkerhet.

6.3 Oslo Børs og arbeidsledighet

6.3.1 1990 – 2000

Lauvsnes (2009) avdekket i sin doktorgradsavhandling et signifikant inverst forhold mellom Oslo Børs og arbeidsledigheten. Som vi har sett tidligere finner vi sterke indikatorer for eksistensen av et inverst forhold. I motsetning til et langsiktig positivt forhold antar vi at dersom Oslo Børs øker så vil det medføre en reduksjon i arbeidsledigheten.

Ved estimering av følgende modell har vi vært nødt til å benytte oss av 4 lags for å få bukt på autokorrelasjon og ellers få tilfredsstillende resultater. Fra vedlegg 3 kan vi se at alle residualenes krav er oppfylte. Vi ser at det ikke er noen signifikant autokorrelasjon til stede i vårt datasett. Videre ser vi også at våre data er normalfordelte og heteroskedastisitet er ikke til stede og vi fastslår at våre residualer viser tilfredsstillende egenskaper.

Som nevnt tidligere har vi sett indikasjoner på at arbeidsledighetsraten er integrert i første orden. Vi ser også at ved å definere førstedifferansen av arbeidsledigheten integrert i første orden så danner dette også en stasjonær kointegrert vektor mellom arbeidsledighetsraten og Oslo Børs. Dette ser vi i vedlegg 1. Tracetesten indikerer ett likevektsforhold hvor vi kan se at $H_0: r = 0$ forkastes mot $H_1: 0 < r \leq 2$. Neste $H_0: r = 1$ aksepteres og vi estimerer en VECM med $r = 1$.

I(1)-ANALYSIS

p-r	r	Eig. Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
2	0	0.222	42.430	40.404	25.731	0.000	0.000
1	1	0.080	10.592	10.122	12.448	0.104	0.124

Tabell 6.5: Tracetest: Oslo Børs – Arbeidsledighet. (1990 - 2000)

Feilkorreksjonsmodellen normaliserer med hensyn til arbeidsledighetsraten og som vi kan se fra tabell 6.6 har betakoeffisientene har de forventede fortegnene. Vi ser at modellen indikerer at det eksisterer et langsiktig negativt likevektsforhold mellom Oslo Børs og arbeidsledigheten.

Vi ser at dersom Oslo Børs stiger med 1 % vil normalt sett arbeidsledighetsraten reduseres med 0,073 %.

Feilkorreksjonsmodell

BETA(transposed)	LOGOSE	DAKU	TREND
Beta(1)	0.073 (3.992)	1.000 (.NA)	-0.001 (-4.068)
ALPHA	Alpha(1)		
DLOGOS	-0.928 (-3.862)		
DDAKU	-0.507 (-4.113)		
LAGGED DIFFERENCES:			
GAMMA(1)	DLOGOSE{1}	DDAKU{1}	
DLOGOS	0.105 (1.456)	0.579 (2.664)	
DDAKU	0.080 (2.157)	-0.122 (-1.090)	
GAMMA(2)	DLOGOSE{2}	DDAKU{2}	
DLOGOS	0.037 (0.479)	0.728 (3.728)	
DDAKU	-0.107 (-2.708)	-0.004 (-0.037)	
GAMMA(3)	DLOGOSE{3}	DDAKU{3}	
DLOGOS	0.131 (1.754)	0.121 (0.777)	
DDAKU	0.029 (0.760)	-0.312 (-3.889)	

Tabell 6.6: VECM, Oslo Børs – Arbeidsledighet (1990 - 2000)

Da dette er en bivariat modell og vi har kun én kointegrasjonsvektor vil det ikke være nødvendig å innføre restriksjoner på denne vektoren. I senere modeller hvor vi innfører flere enn tre variabler vil det imidlertid være nødvendig å innføre betarestriksjoner på hver vektor for å identifisere systemet.

Vi har her normalisert med hensyn på arbeidsledigheten og vi ser også fra tabell 6.6 at trendleddet er lite, negativt og signifikant. Vi retter ikke stor oppmerksomhet mot dette. Alfakoeffisientene har som vi kan se de forventede fortegn og de begge er signifikante. Begge variablene vil reagere negativt på positive avvik fra likevekten og vil justere seg rett vei mot likevekten som vi kan se her. I denne modellen kan vi se at begge variablene forklares endogent i modellen slik at begge variablene justerer seg ved avvik. Dette kan også bekreftes fra vedlegg 3 som forkaster at noen av variablene er langsiktig svakt eksogene. Som nevnt er det her normalisert med hensyn til arbeidsledighetsraten, som betyr at justeringskoeffisienten

til arbeidsledighetsraten forteller oss hvor mye av denne periodes (t) avvik fra likevekten som vil korrigeres for i neste periode ($t + 1$), og som vi kan se her korrigeres det for omtrent 50 %.

Når det gjelder de kortsiktige påvirkningene i modellen kan vi fra gammakoeffisientene se at dagens aksjeavkastning vil påvirkes positivt og signifikant av arbeidsledighetens akselerasjonsrate 1 og 2 perioder tilbake. Når det gjelder dagens verdi på arbeidsledighetens akselerasjonsrate vil påvirkes positivt av aksjeavkastningen 1 og 2 perioder tilbake hvor den første er positiv og den andre er negativ. Arbeidsledighetens akselerasjonsrate vil også påvirkes negativt av verdier av seg selv 3 perioder tilbake.

6.3.2 2001 – 2012

Vedlegg 4 viser også her at residualene har tilfredsstillende egenskaper og vi kan også se at å klassifisere arbeidsledighetens vekstrate I(1) utgjør en stasjonær kointegrert vektor så vi går frem med vår tracetest.

Tracetester viser at $H_0: r = 0$ forkastes mot $H_1: 0 < r \leq 2$, hvor vi da tester neste nullhypotese og aksepterer $H_0: r = 1$. Tracetesten indikerer ganske tydelig at vi har ett likevektsforhold så vi aksepterer (reduisert rang) for så å gå videre med å estimere VECM med ett likevektsforhold.

I(1)-ANALYSIS

p-r	r	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
2	0	0.273	46.651	45.644	25.731	0.000	0.000
1	1	0.012	1.684	1.650	12.448	0.973	0.974

Tabell 6.7: Tracetest: Oslo Børs – Arbeidsledighet (2001 - 2012)

Feilkorreksjonsmodell

BETA(transposed)	LOGOSE	DAKU	TREND
Beta(1)	0.036 (3.527)	1.000 (.NA)	-0.000 (-2.792)
ALPHA	Alpha(1)		
DLOGOS	-0.266 (-1.065)		
DDAKU	-0.755 (-6.881)		
LAGGED DIFFERENCES:			
GAMMA(1)	DLOGOSE{1}	DDAKU{1}	
DLOGOS	0.175 (2.434)	-0.012 (-0.064)	
DDAKU	-0.058 (-1.846)	-0.172 (-2.056)	

Tabell 6.8: VECM, Oslo Børs – Arbeidsledighet (2001 - 2012)

Feilkorreksjonsmodellen viser oss at betakoeffisienten har de forventede fortegn og vi kan se at også her indikerer kointegrasjonsvektoren at det eksisterer et negativt likevektsforhold mellom arbeidsledighetsraten og Oslo Børs. Dersom Oslo Børs stiger med 1 % vil typisk arbeidsledighetsraten reduseres med 0,036 %.

Justeringskoeffisientene har de rette fortegn med hensyn til et likevektsforhold og vil justere seg tilbake dersom et avvik skulle finne sted og vi kan se at omtrent 75 % av et avvik vil bli korrigeret for i påløpende periode. Vi ser med det at forholdet er relativt langsiktig stabilt. Det vi imidlertid merker oss er at Oslo Børs er driveren i denne modellen i forhold til forrige periode hvor begge variablene ville justere seg tilbake mot likevekten.

De laggede deltaverdiene viser oss at aksjeavkastningen vil reagere positivt og signifikant på tidligere verdier av seg selv. Akselerasjonen i arbeidsledighetens vekstrate påvirkes på sin side negativt og signifikant av tidligere verdier av seg selv.

Sammendrag

Som vi kan se indikerer feilkorreksjonsmodellene i begge perioder at det eksisterer et langsiktig inverst likevektsforhold mellom Oslo Børs og arbeidsledigheten. Vi ser at betakoeffisienten er noe mindre for perioden 2001 – 2012.

I motsetning til perioden for 2001 – 2012 indikerer modellen for 1990 – 2000 at begge variablene korrigerer for avvik fra likevekten noe som vil si at begge variablene har endogene egenskaper i perioden. Dette er i tråd med hva Lauvsnes (2009) avdekket, noe som styrker vår tro i at de funn som er gjort stemmer.

Videre ser vi at likevektsforholdet mellom Oslo Børs og arbeidsledigheten viser seg noe mer stabilt i perioden 2001 – 2012 enn for 1990 – 2000 (50 % < 75 %)

6.4 Oslo Børs og kredittvekst

6.4.1 1990 – 2000

Som nevnt tidligere har vi valgt å benytte oss av kredittindikator 3 som består av den totale bruttogjelden innenlands. Våre antagelser er at det eksiterer et langsiktig positivt likevektsforhold mellom Oslo Børs og kredittveksten.

I denne modellen har vi utelatt trendleddet da dette har vist seg å ikke være signifikant. Dette kan sees i vedlegg 5. Vi ser også at residualene innehar de tilfredsstillende egenskapene vi ønsker så vi går videre med å estimere tracetesten.

Tracetesten viser ganske tydelig at vi har ett likevektsforhold og vi estimerer videre en feilkorreksjonsmodell med $r = 1$.

I(1)-ANALYSIS

p-r	r	Eig. Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
2	0	0.402	67.705	66.448	20.164	0.000	0.000
1	1	0.011	1.435	1.407	9.142	0.873	0.878

Tabell 6.9: Tracetest: Oslo Børs – Kredittvekst (1990 - 2000)

Feilkorreksjonsmodell

BETA(transposed)	LOGOSE	DK3	CONSTANT
Beta(1)	-0.011 (-8.704)	1.000 (.NA)	0.048 (8.040)
ALPHA	Alpha(1)		
DLOGOS	4.065 (3.952)		
DDK3	-0.965 (-7.569)		
LAGGED DIFFERENCES:			
GAMMA(1)	DLOGOSE{1}	DDK3{1}	
DLOGOS	0.066 (0.895)	-2.886 (-4.051)	
DDK3	0.028 (3.044)	-0.008 (-0.095)	

Tabell 6.10: VECM, Oslo Børs – Kredittvekst (1990 - 2000)

Fra tabell 6.10 kan vi igjen se ”output” fra vår modell i CATS. Ut i fra våre antakelser og hva gjelder våre arbeidshypoteser ser vi at betakoeffisienten har det forventede fortegn.

Normalisert på kredittveksten viser betakoeffisienten at kredittvekstens forhold til Oslo Børs er et positivt likevektsforhold. Normal sett dersom Oslo Børs stiger med 1 % vil dette medføre at kredittveksten øker med 0,011 % og denne er meget signifikant.

Fra justeringskoeffisientene ser vi at begge alfakoeffisientene er signifikante med korrekt fortegn noe som vil si at både Oslo Børs og kredittveksten vil bidra til å korrigere for avvik fra likevekten. Fra vedlegg 5 kan vi se at verken Oslo Børs eller kredittveksten vil opptre langsiktig eksogent, altså de har endogene egenskaper og forklares i modellen. Dersom et avvik fra likevekten oppstår i denne perioden vil avviket korrigeres for 96 % i neste periode. Dette indikerer at det eksisterer et meget stabilt likevektsforhold i modellen og eventuelle avvik vil rimelig hurtig bli korrigert for.

Når det gjelder kortsiktige påvirkninger i modellen viser de laggede deltakoeffisientene at dagens aksjeavkastning påvirkes negativt og signifikant av forrige periodes verdi av kredittvekstens akselerasjonsrate. Vi ser også at kredittvekstens akselerasjonsrate påvirkes positivt og signifikant av forrige periodes verdi av aksjeavkastningen.

6.4.2 2001 – 2012

Vi har antatt at forholdet er langsiktig positivt og vi har sett indikatorer på dette fra gjennomgang av kredittveksten. Fra vedlegg 6 ser vi at samtlige av residualtester er tilfredsstillende. Tracetesten viser at vi har ett likevektsforhold, hvor vi estimerer en VECM med $r = 1$.

I(1)-ANALYSIS

p-r	r	Eig. Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
2	0	0.323	56.405	55.156	25.731	0.000	0.000
1	1	0.009	1.302	1.281	12.448	0.988	0.988

Tabell 6.11: Tracetest: Oslo Børs – Kredittvekst (2001 - 2012)

Feilkorreksjonsmodell

BETA(transposed)	LOGOSE	DK3	TREND
Beta(1)	-0.008 (-3.466)	1.000 (.NA)	0.000 (3.315)
ALPHA	Alpha(1)		
DLOGOS	0.938 (1.011)		
DDK3	-0.935 (-8.147)		
LAGGED DIFFERENCES:			
GAMMA(1)	DLOGOSE{1}	DDK3{1}	
DLOGOS	0.213 (2.958)	-0.309 (-0.468)	
DDK3	-0.017 (-1.886)	-0.022 (-0.275)	

Tabell 6.12: VECM, Oslo Børs – Kredittvekst (2001 - 2012)

Tabell 6.12 indikerer også her at det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom Oslo Børs og kredittveksten. Betakoeffisienten har altså det forventede fortegn og indikerer at dersom Oslo Børs stiger med 1 % vil kredittveksten øke med 0,008 %. Trendleddet viser seg også å være signifikant som vi hadde forventet da dette også støttes fra eksklusjonstesten i vedlegg 6, men dette er så lite at vi ser ikke poenget med å kommentere dette nærmere. Justeringskoeffisientene har også de rette fortegnene som tilsvarer et langsiktig positivt likevektsforhold hvor kredittveksten er den eneste koeffisienten som vil justere seg mot

likevekten. Som vi har nevnt tidligere indikerer dette at kredittveksten har endogene egenskaper og Oslo Børs innehar eksogene egenskaper. Dette bekreftes også i vedlegg 6 under test for langsiktig svakt eksogene variabler.

Vi ser også at omtrent 94 % av potensielle avvik korrigeres for i neste periode noe som gjør dette til et henholdsvis stabilt langsiktig forhold.

Med hensyn til kortsiktige påvirkninger i modellen ser vi at den eneste signifikante påvirkningen er aksjeavkastningen som påvirkes positivt av tidligere verdier av seg selv.

Sammendrag

Ved å betrakte de bivariate feilkorreksjonsmodeller hvor Oslo Børs og kredittvekst inngår ser vi tydelig at et langsiktig positivt likevektsforhold indikeres. Vi ser også at likevektsforholdet i stor grad er likt for begge periodene som også virker å være meget stabilt hvor store deler av avvikene som oppstår blir korrigeret for i påfølgende perioder.

Slik vi kunne se i våre bivariate modeller hvor arbeidsledighetens vekstrate inngikk tyder også modellen for 1990 – 2000 begge variablene korrigerer for avvik fra likevekten. Hvor mye som korrigeres for er også relativt likt for periodene. Dette vil si at vi ikke har noen eksplisitt driver i modellen, men at begge av våre variables indikeres å inneha endogene egenskaper som også bekreftes fra vedlegg 5 i test for langsiktig svakt eksogene variabler.

6.5 Oslo Børs og industriproduksjon

6.5.1 1990 – 2000

Som vi har gjort rede for tidligere har vi god grunn til å tro at aksjemarkedet opptrer i et langsiktig positivt likevektsforhold med industriproduksjonen.

Som vi kan se fra vedlegg 7 er alle residualkravene tilfredsstillende. Som vi kan se fra tabell 6.13 indikerer tracetesten at det ikke eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom Oslo Børs og industriproduksjonen i perioden 1990 – 2000. Som vi har nevnt tidligere trenger ikke dette bety at det faktisk ikke eksisterer da Johansen-metoden ikke tar hensyn til at markedet befinner seg i høykonjunktur eller lavkonjunktur. I inngangen av 1990 var Norge som kjent i en ganske kraftig lavkonjunktur som i tillegg endte med Asiakrisen i 1998.

Dersom det faktisk ikke eksisterer et langsiktig likevektsforhold og vi konkluderer med null rang vil det mest fornuftige være å estimere en VAR med variablene i førstedifferanser, men vi vil estimere en feilkorreksjonsmodell i tillegg for å se om disse funn kan støttes ytterligere i senere modeller. Feilkorreksjonsmodellen vil estimeres med konstantledd da trendleddet som med kredittveksten ikke er signifikant.

I(1)-ANALYSIS

p-r	r	Eig. Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
2	0	0.096	16.465	16.030	20.164	0.156	0.176
1	1	0.025	3.308	2.985	9.142	0.535	0.592

Tabell 6.13: Tracetest: Oslo Børs – Industriproduksjon (1990 – 2000)

Som vi kan se fra tabell 6.14 indikerer VAR-modellen ingen signifikante påvirkninger mellom variablene. Dette er som nevnt tidligere variabler på vekstform.

Dette styrker vår antakelse om at det faktisk eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom Oslo Børs og industriproduksjonen så vi velger som nevnt å estimere en feilkorreksjonsmodell.

Videre fra tabell 6.15 indikerer feilkorreksjonsmodellen at det faktisk eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom Oslo Børs og industriproduksjon. Den kointegrerende vektoren i vedlegg 7 indikerer også at de to variablene utgjør stasjonær vektor.

VAR-modell

Dependent Variable DOSE

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. DOSE{1}	0.0876	0.0897	0.976	0.330
2. DOSE{2}	-0.0266	0.0906	-0.2941	0.7691
3. DIP{1}	0.2065	0.8862	0.2331	0.8160
4. DIP{2}	0.4105	0.8810	0.4659	0.6420
5. Constant	0.0047	0.0057	0.8211	0.4131

F-Tests, Dependent Variable DOSE

Variable	F-Statistic	Signif
DOSE	0.4996	0.6079
DIP	0.1594	0.8528

Dependent Variable DIP

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. DOSE{1}	-0.0094	0.0090	-1.0449	0.2980
2. DOSE{2}	0.0024	0.0091	0.2644	0.7919
3. DIP{1}	0.1717	0.0897	1.9142	0.0578
4. DIP{2}	0.0258	0.0892	0.2892	0.7728
5. Constant	0.0008	0.0005	1.5265	0.1294

F-Tests, Dependent Variable DIP

Variable	F-Statistic	Signif
DOSE	0.5615	0.5717
DIP	2.0312	0.1355

Tabell 6.14: VAR, Oslo Børs – Industriproduksjon (1990 – 2000)

Vi ser at betakoeffisienten har rett fortegn og er meget signifikant. 1 % oppgang i Oslo Børs resulterer normalt sett i en økning på 0,17 % i industriproduksjonen. Når det gjelder justeringskoeffisientene ser vi at industriproduksjonens alfa har feil fortegn, men denne er i tillegg ikke signifikant så vi ønsker ikke å tilegne denne koeffisienten mye mer oppmerksomhet.

Feilkorreksjonsmodell

BETA(transposed)	LOGOSE	LOGIP	CONSTANT
Beta(1)	-0.172 (-6.139)	1.000 (.NA)	-3.766 (-28.627)
ALPHA	Alpha(1)		
DLOGOS	0.434 (3.704)		
DLOGIP	0.006 (0.395)		
LAGGED DIFFERENCES:			
GAMMA(1)	DLOGOSE{1}	DLOGIP{1}	
DLOGOS	0.093 (1.254)	-0.411 (-0.545)	
DLOGIP	-0.009(-0.993)	0.189 (2.099)	

Tabell 6.15: VECM, Oslo Børs – Industriproduksjon (1990 - 2000)

Som testen på eksogene egenskaper tilsier er det industriproduksjonen som driver modellen og Oslo Børs er en justeringsvariabel. Dette har vi imidlertid sett gjennom våre tidligere modeller så vi aksepterer dette som konsistent med tidligere funn. Vi ser imidlertid at industriproduksjonens justeringskoeffisient ikke har det forventede fortegn noe som kan tyde på overshooting som vi nevnte kort tidligere, men denne er ikke signifikant så vi anser ikke dette som et stort problem.

Når det gjelder kortsiktige påvirkninger fra laggede deltaverdier ble vi noe overrasket over at de laggede deltaverdiene faktisk har signifikant påvirkning. Dette gjelder industriproduksjonens vekstrates reaksjon på tidligere deltaverdier av seg selv. Denne påvirkningen er signifikant og positiv. Tilhørende p – verdi fra VAR-modellen er 5,7 % noe som tyder på at kanskje industriproduksjonens laggede verdi kanskje påvirker neste periodes verdi.

Ved nåværende tidspunkt ønsker vi ikke å trekke noen konklusjoner, men velger å se på hvordan industriproduksjonen opptrer i en multivariat modell for å kunne fastslå graden av resultatenes konsistens. Da dette er sagt kan mye tyde på at Oslo Børs inngår i et langsiktig positivt likevektsforhold med industriproduksjon selv om dette forholdet virker å være noe ustabil.

6.5.2 2001 – 2012

Residualene som vi kan se fra vedlegg 8 er tilfredsstillende. Vi ser det ikke er stor fare for spuriøse sammenhenger da krav til autokorrelasjon, heteroskedastisitet er oppfylt og residualene er normalfordelte.

Vi har imidlertid estimert modellen uten trendledd da dette viste seg å ikke være signifikant. Tracetesten forkaster $H_0: r = 0$ og indikerer at det eksisterer ett likevektsforhold så vi går videre med å estimere en VECM med $r = 1$.

I(1)-ANALYSIS

p-r	r	Eig. Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
2	0	0.168	31.012	29.987	20.164	0.001	0.001
1	1	0.034	4.952	4.140	9.142	0.299	0.404

Tabell 6.16: Tracetest: Oslo Børs – Industriproduksjon (2001 - 2012)

Feilkorreksjonsmodell

BETA(transposed)	LOGOSE	LOGIP	CONSTANT
Beta(1)	-0.153 (-8.843)	1.000 (.NA)	-3.814 (-39.124)
ALPHA	Alpha(1)		
DLOGOS	-0.108 (-0.817)		
DLOGIP	-0.061 (-5.346)		
LAGGED DIFFERENCES:			
GAMMA(1)	DLOGOSE{1}	DLOGIP{1}	
DLOGOS	0.179 (2.348)	0.632 (0.753)	
DLOGIP	-0.010 (-1.475)	0.299 (4.086)	

Tabell 6.17: VECM, Oslo Børs – Industriproduksjon (2001 - 2012)

Tabell 6.17 indikerer at det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom Oslo Børs og industriproduksjonen. Betakoeffisienten har det forventede fortegn og er meget signifikant. En oppgang i aksjemarkedet på 1 % vil normalt sett resultere i en økning i industriproduksjonen på rundt 0,15 %.

Når vi betrakter justeringskoeffisientene ser vi at også i dette tilfellet forklares Oslo Børs eksogent hvor industriproduksjonen justerer seg mot likevekten dersom avvik oppstår. Vi ser imidlertid at ca. 6 % av et avvik fra likevekten korrigeres for i påfølgende periode. Dette er en relativt liten korrigerende som indikerer at likevektsforholdet ikke er så stabilt som vi ført hadde trodd. Vi kan også se fra vedlegg 8 at den kointegrerende vektoren ikke virker å være like stasjonær som for våre andre modeller. På den andre siden kan dette også tyde på noe forsinkede reaksjoner. Gjerde og Sættem (1999) fant på sin side ut at det eksisterte et positivt forhold hvor aksjemarkedet reagerte forsinket med hensyn til endringer i industriproduksjonens aktivitet. Vi ser også at justeringskoeffisienten knyttet til Oslo Børs har feil fortegn i forhold til et likevektsforhold, men denne koeffisienten er ikke signifikant så vi ser ikke på dette som avgjørende for våre konklusjoner.

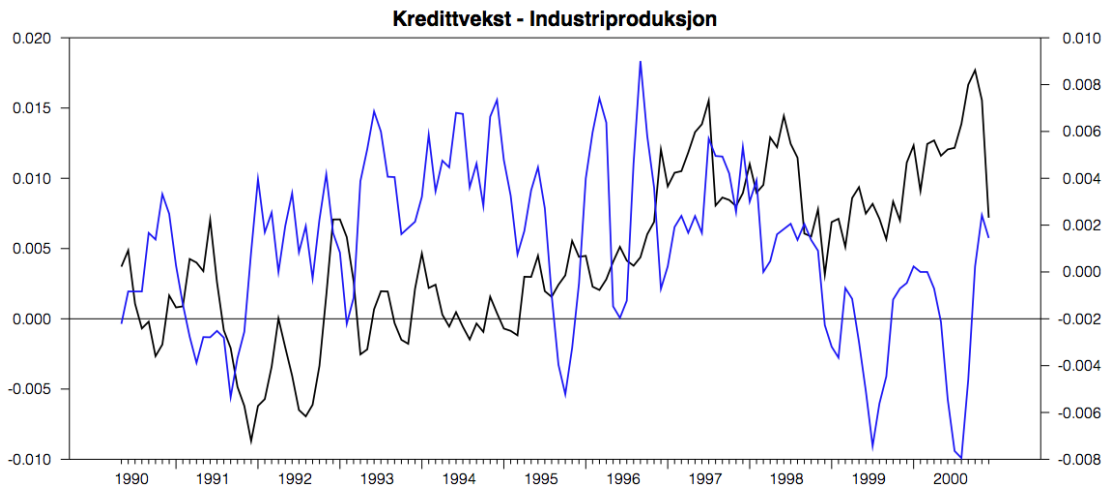
Når det gjelder laggede deltaverdier indikerer modellen at det kanskje eksisterer en form for momentumeffekt for begge variablene hvor aksjeavkastningen og industriproduksjonen reagerer positivt på tidligere verdier av seg selv.

Sammendrag

For begge periodene har vi sett at tracetestene og feilkorreksjonsmodellene indikerer at det eksisterer et langsiktig positivt likevektsforhold mellom Oslo Børs og industriproduksjonen. Vi ser her som for våre tidligere bivariate modeller at Oslo Børs opptrer endogent for perioden 1990 – 2000, hvor i dette tilfellet industriproduksjonen opptrer eksogent. Dette er ikke situasjonen for 2001 – 2012 hvor nå Oslo Børs forklares eksogent og industriproduksjonen endogent. Når det gjelder betakoeffisientene tyder disse på relativt like forhold hvor justeringskoeffisientene utgjør de største forskjellene mellom periodene. Til tross for at tracetesten for perioden 1990 – 2000 indikerte null rang estimerte vi en feilkorreksjonsmodell i tillegg til vår VAR-modell så videre modeller vil avgjøre i hvor stor grad disse funnene kan støttes.

6.6 Kredittvekst og Industriproduksjon

6.6.1 Første delperiode: 1990 – 2000



Figur 6.2: Kredittvekst – Industriproduksjo (1990–2000)

Som man kan se fra figur 6.2 indikerer den at det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom kredittveksten (svart graf) og industriproduksjonen (blå graf) selv om dette ikke komme like godt frem som for 2000 – 2012. Både figur 6.2 og 6.3 illustrerer variabelenes vekstrater basert på 4 måneders glidende gjennomsnitt for å oppnå best mulig illustrasjon. Vi kan også se indikasjoner på en forsinket reaksjon fra kredittvekstens side med hensyn til endringer i industriproduksjonen.

Vi estimerer en modell med konstantledd da trendleddet ikke er signifikant noe som også bekreftes av eksklusjonstesten i vedlegg 9. Vedlegg 9 viser også at residualene innehar tilfredsstillende egenskaper og vi går videre med å estimere tracetesten.

Tracetesten forkaster null rang, men aksepterer redusert rang så vi estimerer en feilkorreksjonsmodell med $r = 1$.

I(1)-ANALYSIS

p-r	r	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
2	0	0.329	55.251	54.073	20.164	0.000	0.000
1	1	0.029	3.752	3.694	9.142	0.462	0.471

Tabell 6.18: Tracetest: Kredittvekst - Industriproduksjon (1990 - 2000)

Feilkorleksjonsmodell

BETA(transposed)	DK3	LOGIP	CONSTANT
Beta(1)	1.000 (.NA)	-0.057 (-6.843)	0.259 (6.727)
ALPHA	Alpha(1)		
DDK3	-0.875 (-7.948)		
DLOGIP	-0.007 (-0.065)		
LAGGED DIFFERENCES:			
GAMMA(1)	DDK3{1}	DLOGIP{1}	
DDK3	-0.052 (-0.642)	-0.157 (-1.837)	
DLOGIP	0.047 (0.569)	0.198 (2.283)	

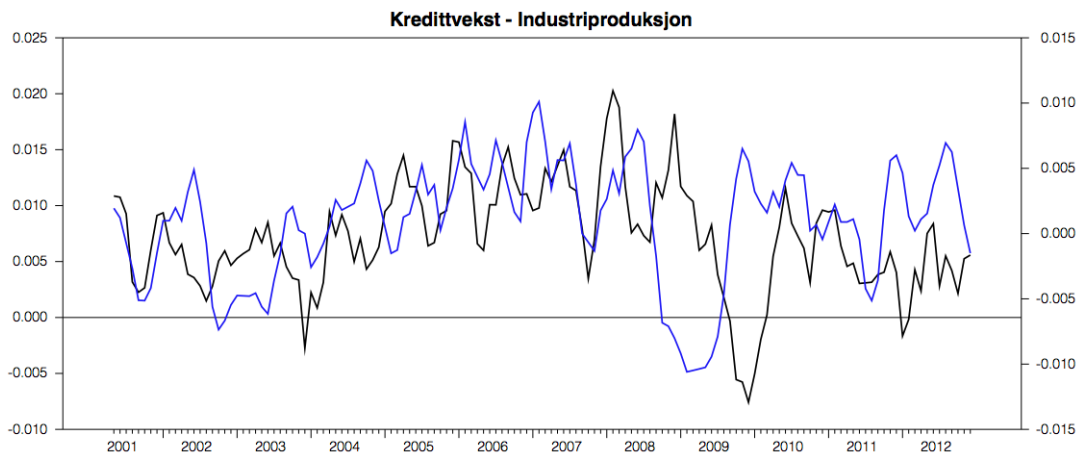
Tabell 6.19: VECM, Kredittvekst – Industriproduksjon (1990 – 2000)

Tabell 6.19 viser at betakoeffisienten har de forventede fortegn og vår modell indikerer at det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom kredittveksten og industriproduksjonen. Vi ser at en typisk økning i industriproduksjonen med 1 % vil resultere i en økning i kredittveksten på omtrent 0,06 %.

Når det gjelder justeringskoeffisientene er det bare den ene som har rett fortegn, igjen er det også den eneste som er signifikant noe som vil si at avvik fra likevekten vil bli justert riktig vei påfølgende periode. Vi ser også at forholdet er ganske stabilt hvor omtrent 88 % av avvikene fra likevekten vil korrigeres for i påfølgende periode. Også inneholder modellen vår en justeringskoeffisient med feil fortegn, men som i tidligere modeller er ikke denne signifikant og vi anser da ikke dette som et problem.

Når det gjelder kortsiktige påvirkninger er det kun industriproduksjonen som påvirkes signifikant. Vi ser at denne påvirkes positivt av laggede verdier av seg selv.

6.6.2 2001 – 2012



Figur 6.3: Kredittvekst – Industriproduksjon (2001 – 2012)

Også i figur 6.3 kan vi se tendenser på et positivt likevektsforhold og vi kan også se at reaksjonen fra kredittveksten (svart graf) er noe forsinket med hensyn til endringer i industriproduksjonen (blå graf). Dette kommer særlig frem i perioden 2008 – 2010 hvor først industriproduksjonen reduseres kraftig før kredittveksten følger etter.

Residual egenskapene er tilfredsstillende noe som inngående kan sees i vedlegg 10 og vi estimerer tracetesten som indikerer at vi har ett likevektsforhold; $r = 1$ som vi tar videre i estimering av feilkorreksjonsmodellen.

I(1)-ANALYSIS

p-r	r	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
2	0	0.291	55.281	53.588	25.731	0.000	0.000
1	1	0.046	6.706	6.554	12.448	0.387	0.404

Tabell 6.20: Tracetest: Kredittvekst - Industriproduksjon (2001 - 2012)

På neste side ser vi fra tabell 6.21 at det også her indikeres et langsiktig likevektsforhold mellom kredittveksten og industriproduksjonen. Dette forholdet er mye likt det vi fant for 1990 – 2000 hvor 1 % økning i industriproduksjonen normalt sett bidrar til omtrent 0,06 % økning i kredittveksten (0,059 % mot 0,058 %).

Begge justeringskoeffisientene har korrekt fortegn og indikerer at industriproduksjonen også i dette tilfellet har eksogene egenskaper hvor kun kredittvekstens alfa er signifikant. Dette støttes ytterligere fra vedlegg 10 under test for langsiktig svakt eksogene variabler.

Justeringskoeffisienten indikerer at omtrentlig 82 % av avvikene blir korrigert for i påfølgende periode som også her er relativt solid.

Feilkorreksjonsmodell

BETA(transposed)	DK3	LOGIP	TREND
Beta(1)	1.000 (.NA)	-0.058 (-2.629)	0.000 (2.709)
ALPHA	Alpha(1)		
DDK3	-0.815 (-7.287)		
DLOGIP	0.148 (1.811)		
LAGGED DIFFERENCES:			
GAMMA(1)	DDK3{1}	DLOGIP{1}	
DDK3	-0.065 (-0.755)	0.021 (0.208)	
DLOGIP	-0.039 (-0.624)	0.436 (5.909)	

Tabell 6.21: VECM, Kredittvekst – Industriproduksjon (2001 – 2012)

Laggede deltakoeffisienter viser at industriproduksjonen er den eneste variabelen som signifikant og positivt blir påvirket av tidligere verdier av seg selv.

Sammendrag:

Som vi har sett indikerer våre modeller at det eksisterer et langsiktig positivt likevektsforhold mellom kredittveksten og industriproduksjonen som er relativt stabilt. I disse to modellene har industriproduksjonen hatt eksogene egenskaper og vært driveren av modellen. Vi ser at forholdet ikke har endret seg mye gjennom 90-tallet og 20-tallet hvor forholdet virker tilsynelatende stabilt gjennom begge modellene og likevektsforholdene tyder på å være relativt lik.

Grafene indikerer at forholdet er noe forsinket og det kan ofte virke som at kredittvekstens reaksjon i forhold til industriproduksjonen reagerer forsinket. Dette kan være en indirekte påvirkning fra aksjemarkedets forhold til henholdsvis disse variablene isolert sett.

6.7 Oslo Børs, arbeidsledighet og kredittvekst

Som vi har sett gjennom våre bivariante modeller indikerer disse at det eksisterer langsiktige likevektsforhold mellom Oslo Børs og arbeidsledigheten og Oslo Børs og kredittveksten. Derfor forventer vi at en multivariat modell med disse variablene gir ytterligere støtte for våre antakelser. Fra vedlegg 11 konkluderer vi med tilfredsstillende residualegenskaper.

6.7.1 1990 – 2000

Som vi kan se fra tabell 6.22 indikerer tracetesten at det eksisterer redusert rang i vår modell og at vi dermed skal estimere en feilkorleksjonsmodell med to likevektsforhold, $r = 2$.

I(1)-ANALYSIS

p-r	r	Eig. Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
3	0	0.253	79.008	74.836	42.770	0.000	0.000
2	1	0.227	41.927	40.097	25.731	0.000	0.000
1	2	0.070	9.192	8.816	12.448	0.173	0.197

Tabell 6.22: Tracetest: Oslo Børs – Arbeidsledighet - Kredittvekst (1990 – 2000)

Tabell 6.23 på neste side støtter tidligere funn og indikerer også her langsiktige likevektsforhold mellom Oslo Børs og hver av de to variablene. Vi ser også fra vedlegg 11 at ingen av variablene kan ekskluderes for to likevektsforhold og redusert rang. Hva gjelder eksklusjonsrestriksjoner på beta har vi her ekskludert arbeidsledighetsraten fra vektor 1 og kredittveksten fra vektor 2. Vi ser at betakoeffisientene er konsistente med tidligere funn og indikerer langsiktige likevektsforhold. Vi ser at samtlige justeringskoeffisienter har de rette fortegnene som indikerer at en faktisk justering mot likevekten skjer ved avvik. I begge tilfellene justerer Oslo Børs ved avvik. Modellen indikerer også at kredittveksten reagerer negativt på positive likevektsfeil mellom Oslo Børs og arbeidsledighetsraten.

De laggede deltaverdiene viser at dagens aksjeavkastning påvirkes positivt og signifikant av akselerasjonen i arbeidsledighetsraten 1 og 2 perioder tilbake og negativt av akselerasjonen i kredittveksten 1 periode tilbake. Dagens akselerasjon i arbeidsledighetsraten påvirkes positivt og signifikant av aksjeavkastningen 1 periode tilbake og negativt og signifikant av aksjeavkastningen 2 perioder tilbake. Akselerasjonen i arbeidsledighetsraten påvirkes også

negativt og signifikant av seg selv 3 perioder tilbake. Når det gjelder dagens verdi på akselerasjonen i kredittveksten påvirkes denne positivt og signifikant både av laggede verdier av aksjeavkastningen og akselerasjonen i arbeidsledighetsraten én periode tilbake. Den påvirkes også positivt og signifikant av laggede verdier av seg selv tre perioder tilbake. Disse funnene er konsistente med våre tidligere modeller og vil dermed støtte opp om våre antakelser og senere konklusjoner.

Feilkorleksjonsmodell

BETA(transposed)				
	LOGOSE	DAKU	DK3	TREND
Beta(1)	-0.014 (-5.217)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	0.000 (1.190)
Beta(2)	0.073 (4.074)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-0.001 (-4.137)
ALPHA	Alpha(1)	Alpha(2)		
DLOGOS	3.771 (2.648)	-0.754 (-3.238)		
DDAKU	-0.302 (-0.396)	-0.531 (-4.270)		
DDK3	-0.940 (-5.471)	-0.090 (-2.913)		
LAGGED DIFFERENCES:				
GAMMA(1)	DLOGOSE{1}	DDAKU{1}	DDK3{1}	
DLOGOS	0.088 (1.280)	0.466 (2.228)	-2.628 (-2.130)	
DDAKU	0.084 (2.269)	-0.112 (-1.005)	-0.297 (-0.450)	
DDK3	0.026 (2.841)	0.058 (2.108)	0.079 (0.486)	
GAMMA(2)	DLOGOSE{2}	DDAKU{2}	DDK3{2}	
DLOGOS	0.014 (0.187)	0.613 (3.279)	-0.206 (-0.209)	
DDAKU	-0.100 (-2.503)	0.017 (0.166)	-0.549 (-1.042)	
DDK3	-0.001 (-0.053)	0.039 (1.566)	0.092 (0.703)	
GAMMA(3)	DLOGOSE{3}	DDAKU{3}	DDK3{3}	
DLOGOS	0.085 (1.157)	0.049 (0.327)	0.045 (0.067)	
DDAKU	0.027 (0.679)	-0.305 (-3.823)	-0.273 (-0.752)	
DDK3	-0.010(-1.052)	0.040 (2.018)	0.007 (0.076)	

Tabell 6.23: VECM, Oslo Børs – Arbeidsledighet - Kredittvekst (1990 - 2000)

6.7.2 2001 – 2012

Samtlige residualkrav når det gjelder normalitet, heteroskedastisitet og autokorrelasjon er tilfredsstillt. Dette kan vi se fra vedlegg 12 og vi går videre med å avdekke hvor mange likevektsforhold som eksisterer gjennom tracetest. Tracetesten indikerer ganske tydelig at det eksisterer 2 likevektsforhold i vår modell. Dette støtter våre tidligere funn da våre bivariate analyser har avdekket ett likevektsforhold mellom Oslo Børs og hver av de to variablene. Så med $r = 2$ går vi videre med redusert rang og estimerer en feilkorleksjonsmodell.

I(1)-ANALYSIS

p-r	Eig. Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
3 0	0.332	103.314	100.516	42.770	0.000	0.000
2 1	0.273	46.459	45.440	25.731	0.000	0.000
1 2	0.011	1.522	1.492	12.448	0.980	0.981

Tabell 6.24: Tracetest: Oslo Børs – Arbeidsledighet - Kredittvekst (2001 - 2012)

Feilkorleksjonsmodell

BETA(transposed)	LOGOSE	DAKU	DK3	TREND
Beta(1)	-0.009 (-3.587)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	0.000 (3.413)
Beta(2)	0.036 (3.604)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-0.000 (-2.847)
ALPHA	Alpha(1)	Alpha(2)		
DLOGOS	0.873 (0.948)	-0.262 (-1.050)		
DDAKU	-0.478 (-1.181)	-0.761 (-6.957)		
DDK3	-0.931 (-8.116)	0.015 (0.498)		
LAGGED DIFFERENCES:				
GAMMA(1)	DLOGOS{1}	DDAKU{1}	DDK3{1}	
DLOGOS	0.190 (2.599)	-0.008 (-0.041)	-0.237 (-0.361)	
DDAKU	-0.065 (-2.015)	-0.171 (-2.060)	0.256 (0.889)	
DDK3	-0.016 (-1.705)	-0.004 (-0.162)	-0.028 (-0.337)	

Tabell 6.25: VECM, Oslo Børs – Arbeidsledighet - Kredittvekst (2001 - 2012)

Fra eksklusjonstesten i vedlegg 12 indikerer denne at ingen av variablene er ekskluderbare for to kointegrasjonsvektorer.

Her har vi benyttet oss av samme de eksklusjonsrestriksjoner på beta som for modellen for 1990 – 2000. Betakoeffisientene i hver kointegrasjonsvektor har de forventede fortegnene, de er signifikante. Feilkorreksjonsmodellen indikerer at en positiv endring i Oslo Børs på 1 % normalt sett medfører en positiv endring i kredittveksten på 0,009 % og en reduksjon i kredittveksten på 0,036 %. Dette er konsistent med hva vi har sett tidligere. Også ser vi at omtrent 76 % av avviket mellom Oslo Børs og kredittveksten rettes opp i på følgende periode hvor 93 % rettes opp i avvik mellom Oslo Børs og arbeidsledighetsveksten.

Korrigerer skjær altså rett vei og likevektene blir opprettholdt. Disse er også konsistente med hva vi har sett tidligere.

Når det gjelder laggede deltaverdier ser vi at dagens aksjeavkastning påvirkes positivt og signifikant av egne laggede verdier. Dagens verdi på akselerasjonen i arbeidsledighetsraten påvirkes negativt av egne laggede verdier. Dette er også konsistent med tidligere funn.

Sammendrag

De multivariate modellene understøtter våre antakelser og de funn som er gjort tidligere i bivariate modeller. Igjen ser vi tydelig at Oslo Børs bidrar til en justering mot likevekten i vår modell fra 1990 – 2000 hvor den i perioden fra 2001 – 2012 opptrer eksogent.

Betakoeffisientene og alfakoeffisientene er konsistente og indikerer for hver periode at det eksisterer langsiktige likevektsforhold mellom Oslo Børs, arbeidsledighetsraten og kredittveksten.

6.8 Oslo Børs, kredittvekst og industriproduksjon

6.8.1 1990 – 2000

Noe overraskende var vi over at tracetesten mellom Oslo Børs og industriproduksjonen 1990 – 2000 indikerte null rang og hvor VAR i førstedifferanser ikke viste noen signifikante påvirkninger. Da vi til tross for dette estimerte en bivariat feilkorreksjonsmodell kunne det indikere at det faktisk eksisterte et langsiktig likevektsforhold mellom Oslo Børs og industriproduksjonen for denne perioden.

Da de bivariate feilkorreksjonsmodellene indikerer at det eksisterer langsiktige likevektsforhold mellom Oslo Børs og kredittveksten og kredittveksten og industriproduksjonen, ønsker vi å estimere en multivariat feilkorreksjonsmodell for å se om disse tre variablene kanskje inngår i et langsiktig likevektsforhold og at dette kanskje tydeligere indikeres gjennom en multivariat modell. Dette gjelder som sagt kun for 1990 – 2000 for å se om noen av våre tidligere funn er konsistente. Oslo Børs, kredittveksten og industriproduksjonen er de mest passende variablene i denne modellen da både kredittvekst og industriproduksjon tidligere har vist trendledd som ikke var signifikante. Fra eksklusjonstesten fra vedlegg 13 ser vi at trendleddet er ekskluderbart for $r = 1$ og $r = 2$ så vi har dermed valgt å ekskludere det i vår modell.

Som vi kan se videre fra vedlegg 13 er residualegenskapene tilfredsstillende og vi konkluderer med at vår modell ikke risikerer å avgi spuriøse resultater. Vår tracetest forkaster $H_0: r = 0$. Neste nullhypotese, $H_0: r = 1$ aksepteres på 1 % nivå, men forkastes på et 5 % nivå så vi går videre til neste nullhypotese, $H_0: r = 2$ som aksepterer redusert rang. Tracetesten indikerer altså $r = 2$ som vi tar videre for å estimere feilkorreksjonsmodellen.

I(1)-ANALYSIS

p-r r	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
3 0	0.414	91.227	88.165	35.070	0.000	0.000
2 1	0.132	22.262	21.474	20.164	0.024	0.032
1 2	0.031	4.006	3.796	9.142	0.423	0.455

Tabell 6.26: Tracetest: Oslo Børs – Kredittvekst – Industriproduksjon (1990 – 2000)

Feilkorreksjonsmodellen i Tabell 6.27 indikerer modellen et tydelig og meget signifikant likevektsforhold mellom Oslo Børs og hver av de to variablene. Dette bekrefter våre antakelser og støttes av våre bivariate modeller. Dette støtter våre tidligere antakelser om at tracetesten mellom Oslo Børs og industriproduksjonen for denne perioden som indikerer null rang er misvisende og at det faktisk eksisterer et langsiktig positivt likevektsforhold mellom disse.

Feilkorreksjonsmodell

BETA(transposed)

	LOGOSE	DK3	LOGIP	CONSTANT
Beta(1)	-0.176 (-8.359)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-3.756 (-37.919)
Beta(2)	-0.011 (-8.723)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.046 (8.036)
ALPHA	Alpha(1)	Alpha(2)		
DLOGOS	0.488 (4.008)	4.134 (4.229)		
DDK3	0.034 (2.332)	-0.946 (-7.994)		
DLOGIP	-0.002 (-0.125)	0.016 (0.125)		
LAGGED DIFFERENCES:				
GAMMA(1)	DLOGOSE{1}	DDK3{1}	DLOGIP{1}	
DLOGOS	0.076(1.086)	-2.995 (-4.429)	-0.561 (-0.802)	
DDK3	0.027 (3.199)	-0.014 (-0.166)	-0.125 (-1.472)	
DLOGIP	-0.008 (-0.948)	0.048 (0.549)	0.206 (2.292)	

Tabell 6.27: VECM: Oslo Børs – Kredittvekst - Industriproduksjon (1990 – 2000)

Her har vi lagt eksklusjonsrestriksjoner på kredittvekstens beta for vektor 1 og industriproduksjonens beta i vektor 2. Vi ser at dersom Oslo Børs stiger med 1 % så vil industriproduksjonen typisk stige med 0,176 % og kredittveksten vil stige med 0,011 %. Disse er meget konsistente med hva vi tidligere har sett fra våre bivariate modeller. Vi ser også at industriproduksjonen fremstår som en langsiktig svakt eksogen variabel noe som bekreftes i vedlegg 13. Vi ser at justeringskoeffisientene har de korrekte fortegn og at en justeringen mot likevekten vil skje dersom avvik oppstår. Et avvik fra likevekten mellom Oslo Børs og

veksten vil korrigeres for omtrent 95 % i påfølgende periode. Dette er konsistent med tidligere funn.

Da vi i beta 1 har normalisert på industriproduksjonen og det indikeres at samme variabel innehar eksogene egenskaper vil vi ikke kunne si noe om hvor mye av potensielle avvik som blir korrigert for på påfølgende periode, da industriproduksjonens justeringskoeffisienter har rette fortegn, men er ikke signifikante. Videre ser vi også at kredittveksten vil reagere positivt på positive likevektsfeil mellom Oslo Børs og industriproduksjonen. Oslo Børs innehar endogene egenskaper i begge vektorer.

Når det gjelder de kortsiktige effektene og de laggede deltaverdier ser vi at dagens aksjeavkastning reagerer negativt på tidligere verdier av akselerasjonen i kredittveksten. Vi ser også dagens verdi av akselerasjonen i kredittveksten reagerer positivt på laggede verdier av aksjeavkastningen. Til slutt ser vi at industriproduksjonsveksten påvirkes signifikant og positivt på laggede verdier av seg selv.

Sammendrag

Som vi har nevnt innledningsvis valgte vi å utelate arbeidsledighetsraten i denne modellen da vi har problemer med å estimere en modell for perioden 1990 – 2000. Mye av dette kommer av at trendleddet har fremstått som ikke signifikant.

Vi ser at betakoeffisientene er konsistente med tidligere funn. Dette styrker også våre antakelser om at en feilkorleksjonsmodell mellom Oslo Børs og industriproduksjonen er det rette valget og belyser tracetestens svakhet relatert til at den ikke tar hensyn til at koeffisientene er forskjellige i høy- og lavkonjunktur.

Når det gjelder justeringskoeffisientene ser vi at de har rett fortegn og er konsistente med tidligere funn. Vi kan vi heller ikke her si noe om hvor mye av avviket som blir korrigert for når det gjelder industriproduksjonen, men vi kan se at kredittvekstens justeringskoeffisient er konsistent med tidligere funn.

De laggede deltakoeffisientene forteller oss at dagens aksjeavkastning påvirkes negativt og signifikant av laggede verdier av kredittvekstens akselerasjon. Dagens verdi av kredittvekstens akselerasjon påvirkes positivt og signifikant av aksjeavkastningens laggede verdier. Veksten i industriproduksjonen påvirkes positivt og signifikant av laggede verdier av seg selv som vi har sett i tidligere modeller.

Vi ser at våre funn er konsistente med tidligere som øker nøyaktigheten i våre konklusjoner.

6.9 Oslo Børs, arbeidsledighet, kredittvekst og industriproduksjon

6.9.1 2001 – 2012

Som vi har sett i våre bivariate modeller så vel som multivariate har vi avdekket likevektsforhold mellom Oslo Børs og hver av de tre variablene. I denne modellen som omfatter alle fire variablene har vi benyttet oss av to tilnærminger. Vi har valgt å estimere to likevektsmodeller. Én som i hovedsak skal se på forholdet mellom Oslo Børs, arbeidsledigheten, kredittveksten og industriproduksjonen, og én multivariat modell som også skal belyse støtte tidligere funn mellom kredittveksten og industriproduksjonen. Som vi kan se fra vedlegg 14 er det ingen overhengende fare for brutte residualkrav og vi konkluderer disse med meget tilfredsstillende. Tracetesten videre viser at vi forkaster $H_0: r = 0$, $H_0: r = 1$, $H_0: r = 2$ hvor vi til slutt aksepterer $H_0: r = 3$. Testen indikerer altså at det eksisterer 3 likevektsforhold i vår modell.

I(1)-ANALYSIS

p-r r	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
4 0	0.346	139.961	133.284	63.659	0.000	0.000
3 1	0.275	80.003	76.413	42.770	0.000	0.000
2 2	0.163	34.737	33.229	25.731	0.002	0.004
1 3	0.066	9.587	8.183	12.448	0.150	0.244

Tabell 6.28: Tracetest: Oslo Børs – Arbeidsledighet – Kredittvekst – Industriproduksjon (2001 - 2012)

Fra feilkorreksjonsmodellen i tabell 6.29 har de signifikante betakoeffisientene de forventede fortegn i hver vektor. De som ikke har rett fortegn er imidlertid ikke signifikant så vi anser heller ikke her dette som et problem. Dette virker understøttende med hensyn til våre tidligere funn og antakelser. Her har vi ekskludert arbeidsledighetsratens og kredittvekstens beta i vektor 1, kredittveksten og industriproduksjonens beta i vektor 2 og arbeidsledighetsraten og industriproduksjonens beta i vektor 3.

Samtlige av justeringskoeffisientene justerer mot likeveksten med unntak av én. Denne ene er imidlertid ikke signifikant så vi tilegner ikke denne særlig oppmerksomhet. Når det gjelder de signifikante justeringskoeffisientenes størrelser ser vi at disse i høy grad gjenspeiler det vi har

sett tidligere hvor vi kan observere et meget solid likevektsforhold mellom Oslo Børs og kredittveksten. Et noe svakere likevektsforhold (men samtidig solid) mellom Oslo Børs og arbeidsledigheten, og avslutningsvis et noe svakt forhold mellom Oslo Børs og industriproduksjonen. Sistnevntes tilsynelatende ustabile likevektsforhold kan skyldes forsinkede reaksjoner, noe som også er avdekket fra tidligere utredninger. Vi har også sett tendenser på denne forsinkede reaksjonen indirekte gjennom kredittvekstens forhold til industriproduksjonen.

Vi kan også se at de laggede deltakoeffisientene er konsistente med hva vi har funnet tidligere med unntak av akselerasjonen i arbeidsledighetsraten som i denne modellen påvirkes negativt av høye tidligere verdier av industriproduksjonsraten.

Feilkorreksjonsmodell

BETA(transposed)

	LOGOSE	DAKU	DK3	LOGIP	TREND
Beta(1)	-0.113 (-4.830)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-0.000 (-1.557)
Beta(2)	0.027 (2.499)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-0.000 (-2.203)
Beta(3)	-0.010 (-3.924)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (3.734)

ALPHA

	Alpha(1)	Alpha(2)	Alpha(3)
DLOGOS	-0.218 (-1.360)	-0.080 (-0.320)	1.248 (1.374)
DDAKU	0.034 (0.482)	-0.781 (-7.104)	-0.573 (-1.441)
DDK3	-0.003 (-0.149)	0.016 (0.492)	-0.921 (-7.997)
DLOGIP	-0.074 (-5.156)	-0.003 (-0.139)	0.014 (0.170)

LAGGED DIFFERENCES:

GAMMA(1)	DLOGOSE{1}	DDAKU{1}	DDK3{1}	DLOGIP{1}
DLOGOS	0.155 (2.012)	-0.099 (-0.524)	-0.448 (-0.693)	0.484 (0.593)
DDAKU	-0.048 (-1.417)	-0.152 (-1.847)	0.282 (0.995)	-0.809 (-2.261)
DDK3	-0.016 (-1.610)	-0.004 (-0.177)	-0.035 (-0.430)	-0.079 (-0.762)
DLOGIP	-0.012 (-1.763)	-0.002 (-0.108)	0.009 (0.149)	0.317(4.321)

Tabell 6.29: VECM: Oslo Børs – Arbeidsledighet – Kredittvekst - Industriproduksjon (2001 – 2012)

Tabell 6.30 er basert på samme variabler som vi kan se i tabell 6.29 hvor vi i tabell 6.30 har valgt å innføre eksklusjonsrestriksjon på Oslo Børs og arbeidsledigheten i tredje vektor for å se om de funn som tidligere er gjort knyttet til likevektsforholdet mellom kredittveksten og industriproduksjonen videre kan støttes i en multivariat modell. Det er i hovedsak tredje kointegrasjonsvektor vi vil vie vår interesse til her. Kointegrasjonsvektor en og to er samme som for tabell 6.29. Det samme gjelder laggede deltaverdier.

BETA(transposed)

	LOGOSE	DAKU	DK3	LOGPROD	TREND
Beta(1)	-0.113 (-5.989)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-0.000 (-1.766)
Beta(2)	0.027 (2.534)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-0.000 (-2.223)
Beta(3)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-0.091 (-4.261)	0.000 (4.032)

ALPHA

	Alpha(1)	Alpha(2)	Alpha(3)
DLOGOS	-0.105 (-0.620)	-0.080 (-0.320)	1.248 (1.374)
DDAKU	-0.018 (-0.248)	-0.781 (-7.104)	-0.573 (-1.441)
DDK3	-0.087 (-4.064)	0.016 (0.492)	-0.921 (-7.997)
DLOGPR	-0.073 (-4.821)	-0.003 (-0.139)	0.014 (0.170)

Tabell 6.30: VECM Oslo Børs – Arbeidsledighet – Kredittvekst – Industriproduksjon (2001 – 2012)

Som vi kan se fra tabell 6.30 indikerer også denne at det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom kredittveksten og industriproduksjonen. Vi ser at betakoeffisienten er negativ og at dette indikerer et positivt likevektsforhold. Videre kan vi se at industriproduksjonen innehar endogene egenskaper i vektor en hvor det fremkommer at samme variabel opptrer eksogent i sitt forhold til kredittveksten. Dersom industriproduksjonen øker med 1 % ser vi at kredittveksten typisk øker med 0,09% noe som er en smule større enn for vår bivariate modell. Videre kan vi også se at dette forholdet tyder på å være meget stabilt hvor omtrent 92 % av likevektsavvik i periode t blir korrigert for i påfølgende periode $t + 1$. Det kan tenkes at industriproduksjonen opptrer i et langsiktig positivt likevektsforhold med Oslo Børs gjennom begge variablenes langsiktige og positive likevektsforhold med kredittveksten.

7. Oppsummering

Oslo Børs og Arbeidsledighet

Endringer i arbeidsledigheten kan som vi tidligere har gått gjennom forklares gjennom AS-AD modellen. Gode tider medfører lavere marginal sparetilbøyelighet og dermed høyere konsumtilbøyelighet. Dette medfører høyere etterspørsel. Alt annet like vil dette medføre et skift i etterspørselskurven mot høyre som over lengre sikt vil øke tilbudet og produksjonen. Dette medfører dermed at arbeidsledigheten reduseres.

Gjennom våre analyser indikerer samtlige resultater at det eksisterer et langsiktig negativt likevektsforhold mellom Oslo Børs og arbeidsledigheten. Når den økonomiske situasjonen i landet er god vil dette medføre høyere forventninger knyttet til fremtiden. kan igjen indikeres gjennom reduserte avkastningskrav. Et redusert avkastningskrav medfører økning i aksjenes verdi. Som vi innledningsvis nevnte fungerer arbeidsledigheten som et termometer hva gjelder et lands konjunkturrelle situasjon. I gode tider øker dette produksjonen som videre bidrar til økt behov for arbeidskraft. Ved dårlige tider så vil dette redusere produksjonen som igjen reduserer behovet for arbeidskraft. I gode (dårlige) tider med høyere (lavere) aksjeavkastning og hovedindeksen stiger (reduseres) ser vi at arbeidsledigheten synker (stiger). Vi har også observert at likevektsforholdet tilsynelatende er stabilt gjennom periodene.

Når det gjelder variablenes driveregenskaper ser vi at modellene indikerer at verken Oslo Børs eller arbeidsledighetsraten innehar eksogene egenskaper for perioden 1990 – 2000. For perioden 2001 – 2012 ser vi at Oslo Børs har eksogene egenskaper og er driveren i modellene. Dette gjelder for samtlige modeller. Arbeidsledigheten på sin side justerer tilbake til likevekten ved avvik for begge perioder. Vi da at modeller knyttet til perioden 2001 – 2012 i størst grad indikerer at den forventning og usikkerhet som eksisterer i markedet først kommer til uttrykk først gjennom Oslo Børs og dermed videre gjennom arbeidsledigheten.

Når det gjelder kortsiktige effekter knyttet til arbeidsledigheten kan vi se at modellene for perioden 1990 – 2000 indikerer at arbeidsledighetsratens akselerasjon reagerer positivt på høye verdier av aksjeavkastningen én periode tilbake, negativt av aksjeavkastningen to perioder tilbake og negativt av seg selv tre perioder tilbake.

Modellene knyttet til perioden 2001 – 2012 indikerer på sin side at akselerasjonen i arbeidsledighetsraten reagerer negativt på høye verdier av seg selv. Vi ser også at når

industriproduksjonen inkluderes i multivariat modell indikerer denne at de kortsiktige effektene knyttet til akselerasjonen i arbeidsledighetsraten på seg selv ikke er signifikante, men at denne heller reagerer negativt på tidligere høy verdier av industriproduksjonsveksten.

Oslo Børs og kredittvekst

Som vi har nevnt tidligere medfører gode tider økt investeringstilbøyelighet og redusert sparetilbøyelighet blant publikum som på sin side øker konsumtilbøyeligheten. Endringen i kredittveksten kan forklares gjennom IS-LM modellen hvor gode tider bidrar til økt kredittvekst. Gode økonomiske tider som igjen bidrar til lavere risiko, lavere avkastningskrav øker på bedriftens side aksjenes verdi og selskapets soliditet. Dette medfører lavere risiko for kredittinstitusjonene og høyere kredittvekst. Våre modeller antyder som vi forventet at den forventning og usikkerhet som eksisterer i markedet kan indikeres gjennom Oslo Børs før disse faktorene deretter indikeres gjennom kredittveksten. Dette indikeres tydeligere for perioden 2001 – 2012 hvor Oslo Børs innehar eksogene egenskaper og dermed driver av modellene. Typisk for markedet gjennom begge periodene ser vi at en økning (nedgang) i aksjemarkedet fører til en økning (nedgang) i kredittveksten.

Funnene virker å være konsistente fra de estimerte bivariate modellene til multivariate modeller. Forholdet virker også til å være meget stabilt for begge periodene hvor store deler av likevektsavvik blir korrigert i påfølgende periode.

Når det gjelder kortsiktige effekter indikerer knyttet til kredittveksten indikerer våre modeller at kredittvekstens akselerasjon påvirkes positivt og signifikant av høye verdier av aksjeavkastningen for perioden 1990 – 2000. Disse kortsiktige effektene er ikke signifikante for perioden 2001 – 2012.

Oslo Børs og industriproduksjon

Som vi har nevnt tidligere er økonomiske oppgangstider ofte knyttet til lavere risiko for investorer, lavere avkastningskrav som medfører høyere verdi på aksjene. Økonomiske oppgangstider er også knyttet til høyere investeringstilbøyelighet, etterspørsel som igjen fører til høyere tilbud av varer og tjenester.

Som en av våre arbeidshypoteser tilsier antok vi at det eksisterte et langsiktig positivt likevektsforhold mellom Oslo Børs og industriproduksjonen.

Tracetesten mellom variablene for perioden 1990 – 2000 indikerte imidlertid at det ikke eksisterte et likevektsforhold mellom variablene. VAR-modellen i førstedifferanser var ikke signifikant så vi valgte å estimere en feilkorreksjonsmodell i tillegg. Feilkorreksjonsmodellen indikerte imidlertid at det eksisterte et langsiktig positivt likevektsforhold mellom variablene. Tracetesten og feilkorreksjonsmodellen knyttet til vår multivariate modell hvor Oslo Børs, kredittvekst og industriproduksjonen inngikk indikerte også at det eksisterte et langsiktig likevektsforhold mellom Oslo Børs og industriproduksjonen

Når det gjelder driveregenskaper i modellene hvor industriproduksjonen inngår ser vi at både bivariat og multivariat modell indikerer på at industriproduksjonen innehar eksogene egenskaper for perioden 1990 – 2000. Modellene for 2001 – 2012 indikerer på sin side at Oslo Børs innehar eksogene egenskaper og dermed at industriproduksjonen justerer mot likevekten når avvik oppstår. Hva gjelder forventning og usikkerhet indikerer våre modeller at den forventning og usikkerhet som eksisterer i markedet i større grad først indikeres gjennom industriproduksjonen og deretter videre gjennom ytterligere variabler for perioden 1990 – 2000. For perioden 2001 – 2012 viser det seg som vi tidligere har sett at usikkerhet og de forventninger i markedet best kan indikeres gjennom aksjemarkedet før det deretter kan indikeres gjennom industriproduksjonen.

De kortsiktige effektene fra modellene indikerer at vekstraten i industriproduksjonen reagerer positivt på høye verdier av seg for seg selv for begge periodene. Dette kan indikere en form for momentumeffekt knyttet til industriproduksjonen hvor høye verdier fører til høye verdier i neste periode.

Som vi tidligere har nevnt indikerer også våre modeller at det eksisterer et langsiktig positivt likevektsforhold mellom kredittveksten og industriproduksjonen hvor industriproduksjonen innehar eksogene egenskaper for begge periodene. Dette forholdet er også meget stabilt i forhold til likevektsforholdet mellom Oslo Børs og industriproduksjonen. Det kan diskuteres om dette forholdet resulterer i et svakt langsiktig positivt likevektsforhold mellom Oslo Børs og industriproduksjonen, men vi har i vår oppgave valgt å ikke ta nærmere stilling til dette.

7.1 Konklusjon

For å kunne svare best mulig på vår problemstilling har vi valgt å ta stilling til arbeidshypotesene først. Når det gjelder våre arbeidshypoteser var de formulert slik:

H_{0.1}: Det eksisterer et langsiktig negativt likevektsforhold mellom Oslo Børs og Arbeidsledigheten.

H_{0.2}: Det eksisterer et langsiktig positivt likevektsforhold mellom Oslo Børs og Kredittveksten.

H_{0.3}: Det eksisterer et langsiktig positivt likevektsforhold mellom Oslo Børs og industriproduksjon.

Som våre modeller indikerer velger vi å akseptere samtlige av hypotesene. Det eksisterer et langsiktig inverst likevektsforhold mellom Oslo Børs og arbeidsledigheten, et langsiktig positivt likevektsforhold mellom Oslo Børs og kredittveksten, og et langsiktig positivt likevektsforhold mellom Oslo Børs og industriproduksjonen. Som nevnt vil man ikke kunne fastslå noen eksakt grunn for at Oslo Børs har gått fra å være en justerende variabel til å fungere som driver av de estimerte modellene, men det indikeres at de endringer som har skjedd spesielt med tanke på handelsrutiner, internett og globalisering har bidratt til at Oslo Børs i sammenheng med realøkonomiske variabler har fått større betydning i markedet og på slik måte vil fungere som en indikator på den forventning og usikkerhet som eksisterer i markedet hvor deretter de makroøkonomiske størrelsene i større grad påvirkes av endringer i ettertid.

Vår problemstilling kunne innledningsvis leses som følger:

”Eksisterer det langsiktige likevektsforhold mellom Oslo Børs og realøkonomiske variabler og hvordan har dette forholdet utviklet seg fra perioden 1990 – 2000 til 2001 – 2012?”

Som vi har illustrert tidligere eksisterer det liten tvil om at den forventning og usikkerhet som driver markedet kommer til uttrykk gjennom Oslo Børs. I samtlige av de 10 modellene som er estimert (hvor Oslo Børs inngår) indikerer våre modeller at det eksisterer langsiktige likevektsforhold mellom de utvalgte makroøkonomiske variabler og Oslo Børs. De største forskjellene ser vi imidlertid på variablenes eksogene egenskaper mellom tidsperiodene.

Hvorfor variabelenes driveregenskaper har endret seg med tiden er ikke lett å kunne svare bastant på. Mye kan tyde på at millenniumskiftet med de endringer som fulgte har resultert i signifikante endringer i forhold til Oslo Børs som en indikasjon på norsk økonomi og sammenhengene mellom denne makroøkonomien. Mye har nok dette også med at år 2000 var en milepæl for Oslo Børs i den grad at meglere ikke lengre måtte ha sete i børshuset og at handelen dermed kunne flyttes ut til eksterne meglere. Internettets inntog i private husholdningers hverdag er også av signifikant betydning for børsen i den grad det å kjøpe/selge aksjer ble mye enklere for den enkelte investor som i tillegg til at flere småinvestorer nå lettere kunne handle på børs. Våre modeller indikerer at det eksisterer en form for momentumeffekt for perioden 2001 – 2012 på Oslo Børs hvor høy aksjeavkastning resulterer i høy avkastning i påfølgende periode. Solheim og Jensen (2011) avdekket at det trolig eksisterte momentumeffekt på Oslo Børs i perioden 1997 – 2009, men at dette i hovedsak var gjeldende for de mest omsatte aksjene på Oslo Børs. Dette virker konsistent med våre funn da vi har benyttet OSEBX som vi tidligere har nevnt inneholder de mest omsatte aksjene på Oslo Børs.

Som nevnt tidligere indikeres det fra våre modeller at Oslo Børs har opptrådt endogent for perioden 1990 – 2000, hvor industriproduksjonen har innehatt eksogene egenskaper i de modellene denne variabelen har inngått. Dette sees også ut i fra de bivariate modeller mellom kredittveksten og industriproduksjonen for begge periodene.

Lauvsnes (2009) baserte sine modeller på til dels mange observasjoner fra 90-tallet og avdekket at det norske aksjemarkedet oppførte seg endogent i forhold til arbeidsledighetsraten i bivariat modell, og avdekket i tillegg at aksjemarkedet oppførte seg endogent i forhold til konsum i multivariat modell hvor Oslo Børs, konsum og boligprisveksten inngikk. Dette støtter mye av våre funn knyttet til driveregenskaper for perioden 1990 – 2000. Det er ingen tvil om at Oslo Børs i dag har større innflytelse på markedet i dag enn for 20 år siden.

7.2 Forslag til videre forskning

Det ville nok vært interessant å utføre liknende analyser for børser i andre land for å se i hvilken grad resultatene er generaliserbare. Ved å utvide modellene ved å innføre flere og/eller andre variabler vil man også se om de funn som her er avdekket ytterligere kan understøttes. Fra kapittel 4 har vi presentert flere aktuelle variabler som kan benyttes i analyser ved en senere anledning. Her vil det også være verdt å nevne at en multivariat modell med for mange variabler for perioden 1990 - 2000 vil gjøre modellene meget komplisert avhengig av mengden variabler. Det samme gjelder i grunn for perioden 2001 – 2012, men i mindre grad da vi observerer at residualene fort er mer ”samarbeidsvillig” for denne perioden. Vi har tidligere nevnt svakheter med Johansens tracetest og det kunne vært interessant å benytte seg av modeller som tar hensyn til forskjellige parametere i oppgang- og nedgangstider. Dette gjelder spesielt for 1990 – 2000 hvor det kunne vært mulig å benytte seg av en multivariat markovkjede-modell.

Litteratur

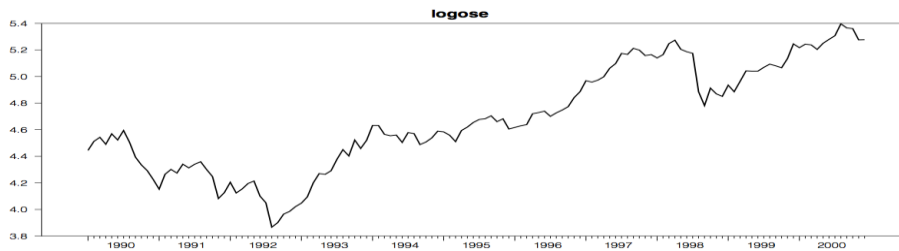
- Bjørnmyr, Ø. N. og Bolstad, L. (2008) *"Aksjetrading ved bruk av teknisk analyse : en test av svak effisiens på Oslo Børs."* Mastergradsavhandling ved Handelshøgskolen i Bodø.
- Black, F. (1993) *"Beta and Return"* Journal of Portfolio Management 20.
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2011) *Investments and Portfolio Management* (Ninth edition). McGraw-Hill/Irwin.
- Boye, K. og Dahl, G. A. (1997). *Verdsettelsesmodeller, Verdsettelse i teori og praksis.* Cappelen akademisk forlag. Oslo.
- Brealey, R.A. (1971) *"Security Prices in a Competitive Market."*, MIT Press.
- Brooks, C. (2008) *Introductory Econometrics for Finance.* 2. utg. Cambridge University Press, New York.
- Dahl, G.,A., Hansen, T., Hoff, R., & Kinserdal, A. (1997) Cappelen Akademisk Forlag. Oslo.
- Daidsen, B.I. (2012) *Makroøkonomi konjunktursvingninger, stabiliseringspolitikk og økonomisk vekst.* Akademika Forlag, Trondheim.
- Davis, J. L., Fama, E. F., French, K.R., *"Characteristics, Covariances, and Average Returns, 1929 to 1997,"* Journal of Finance 55, no. 1 (2000), pp 389-406.
- Dyrnes, L. H., (2006) *"Makroøkonomiske faktorer og det norske aksjemarkedet"*. Mastergradsavhandling ved Norges Handelshøyskole i Bergen.
- Easterby-Smith, M., Thorpe, R., & Jackson, P. R. (2012). *Management Research.* London: SAGE Publications Ltd.
- Eliassen, R. og Vik, H. (2010) *"Langsiktige likevektsforhold mellom Oslo Børs og utvalgte makrovariabler"* Mastergradsavhandling ved Handelshøgskolen i Bodø.
- Fama, E. F. (1970) *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work.* Journal of Finance, 25, s. 383-417
- Fama, E.F.(1998) *"Market Efficiency, long-term returns and behavioral finance"* Journal of Financial Economics. volume 49, no 3. s. 283-306.
- Fama, E. F., French, K.R., *"Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies,"* Journal of Finance 51 (1996), pp. 55-84.
- Fama, E. F., French, K.R., *"The Equity Premium"* Journal of Finance 57, no. 2 (2002)
- Finansdepartementet, I - Finansdepartementet:
<http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/nouer/1995/nou-1995-16/5/3/1.html?id=336719>
- Lastet: 06.11.12

- FNO: Om finansmarkedet: <http://www.fno.no/Hoved/Fakta/Verdipapirer-og-kapitalforvaltning/Faktaark-verdipapirer-og-kapitalforvaltning-A---A/Om-finansmarkedet/>
- Lastet: 06.11.12
- Gjerde, Ø., og Sættem, F. (1999) "Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, ss. 61-74.
- Gjesdal F. og Johnsen T. (1999) "Kravsetting, lønnsomhetsmåling og verdivurdering" Cappelen Akademisk Forlag, Oslo.
- Gleditsch, H, J. og Vollan, H, A. (2012) "Langsiktige likevektsforhold mellom aksjemarked og makroøkonomi i Norge og USA" Mastergradsavhandling ved Handelshøgskolen i Bodø, Bodø 2012.
- Goldfeld, S. M.; Quandt, R. E. (June 1965). "Some Tests for Homoscedasticity". *Journal of the American Statistical Association* 60 (310): 539–547.
- Graffer, E. og Sandvik, M, A, K. (2011) "Langsiktige likevektsforhold ved New York Stock Exchange og Oslo Børs" Mastergradsavhandling ved Handelshøgskolen i Bodø, Bodø 2011.
- Jegadeesh, N. and Titman, S. (1993), Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48: 65–91.
- Johannessen, A., Kristoffersen, L og Tufte, P. A. og. (2008) *Forskningsmetode for økonomisk-administrative fag*. Abstrakt Forlag, Oslo.
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR model: methodology and applications*. New York: Oxford University Press.
- Keynes, J.M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Macmillan St. Martin's Press. London.
- Lauvsnes, S.O. (2009) Determinants of a shifting effective demand equilibrium. An explorative investigation of the interaction between psychological, financial and real factors. Doktorgradsavhandling, Doktorgradsavhandling ved Handelshøgskolen i Bodø, Bodø 2009.
- Lovdata I, Lovdata: Verdipapirhandelloven: <http://www.lovdata.no/all/tl-20070629-075-005.html> - Lastet: 29.11.12
- Lütkepohl, E & Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. New York: Cambridge University Press
- Mishkin, F, S. (2010) "The Economics of Money, Banking and Financial Markets" 9. utgave

- Mossin, J. (1986) *Markedseffisiens: Finansmarkedslære for nøkterne investors*. Engers Boktrykkeri AS. Otta.
- Norli, K. "Oljeprisen løftet Børsen" 24.04.2013 <http://e24.no/boers-og-finans/boersrapport/oljeprisen-loeftet-boersen/20361724> - Lest 26.04.2013
- Oslo Børs, I - Oslo Børs: "Aksjer for alle", utgitt juli 2011. (<http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Produkter-og-tjenester/Publikasjoner/Aksjer-for-alle/%28tab%29/1>) - Lastet: 06.11.12
- Oslo Børs: OSEBX: *Kurser og marked: Aksjeindekser: Kursutvikling OSEBX*. http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt__ticker=OSEBX - Lastet 08.11.12
- Roll, R. (1977) "A critique of the asset pricing theory's tests Part I: On past and potential testability of the theory", *Journal of Financial Economics* volum 4 issue 2: 129–176
- Santomero, A. M. og Babbel, D. F. (2001) "Financial Markets, Instruments & Institutions. International Edition. McGraw-Hill/Irwin. New York.
- Siegel, J. J. (1998) "Stocks for the long run." McGraw-Hill. New York.
- Simonsen, L-S. (2012) "Er det norske aksjemarkedet effisient? En test av svak form for markedseffisiens gjennom bruk av en inter-dag strategi." Mastergradsavhandling ved Universitetet i Tromsø
- Sir John Templeton: <http://www.sirjohn templeton.org/default.asp>. Lastet: 07.12.12
- Solheim, M., & Jensen, B. C. (2011). Momentum i Norge - En empirisk undersøkelse av autokorrelasjon i aksjeavkastninger på Oslo Børs. Masteravhandling ved Norges Handelshøgskole, Oslo 2011.
- Steigum, E. (2008) "Moderne Makroøkonomi" 1 utg. 7. opplag, Gyldendal Norsk Forlag
- Stock, J.H. og Watson, M.W., (1988) "Testing for common trends", *Journal of the American statistical Association*, 83,1097-1107.
- Thoresen, O. (2006) "Verdsettelse av aksjer: En fullstendig introduksjon til kunsten å verdsette aksjeselskaper." Hegnar Media as. Oslo.
- White, Halbert (1980). "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity". *Econometrica* 48 (4): 817–838.

VEDLEGG 1: Stasjonære tidsserier (1990 – 2000)

Oslo Børs:



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **LOGOSE** (Naturlig logaritme på nivåform)

Regression Run From 1990:04 to 2000:12

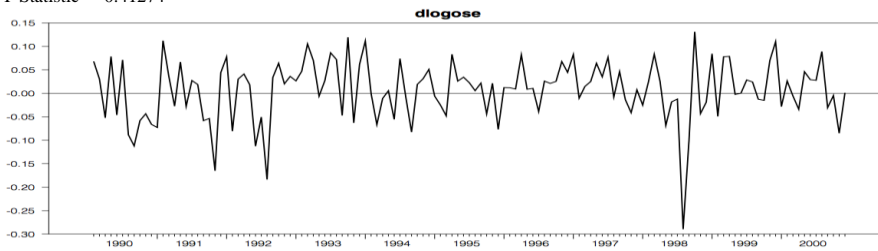
Observations 130

With intercept

Using fixed lags 2

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.48138
5% (*)	-2.88366
10%	-2.57843

T-Statistic -0.41274



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **DOSE** (logose i førstedifferanser)

Regression Run From 1990:05 to 2000:12

Observations 129

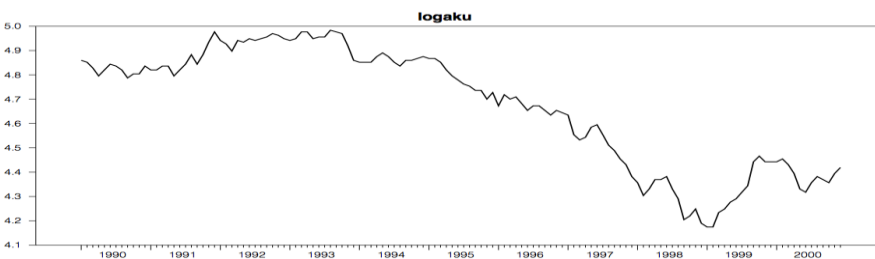
With intercept

Using fixed lags 2

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.48176
5% (*)	-2.88383
10%	-2.57852

T-Statistic -5.42665**

Arbeidsledighet:



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **LOGAKU** (Naturlig logaritme på nivåform)

Regression Run From 1990:04 to 2000:12

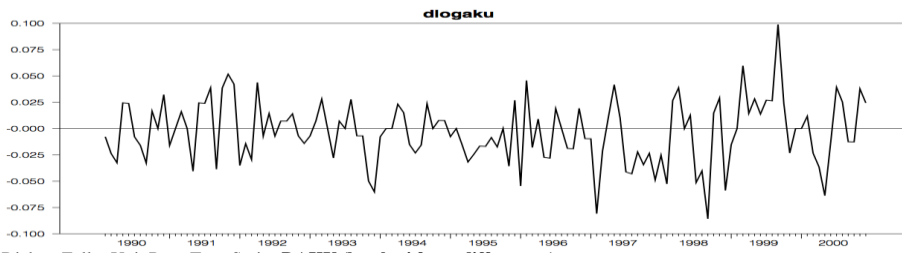
Observations 130

With intercept

Using fixed lags 2

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.48138
5% (*)	-2.88366
10%	-2.57843

T-Statistic -0.64025



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **DAKU** (logaku i førstedifferanser)

Regression Run From 1990:07 to 2000:12

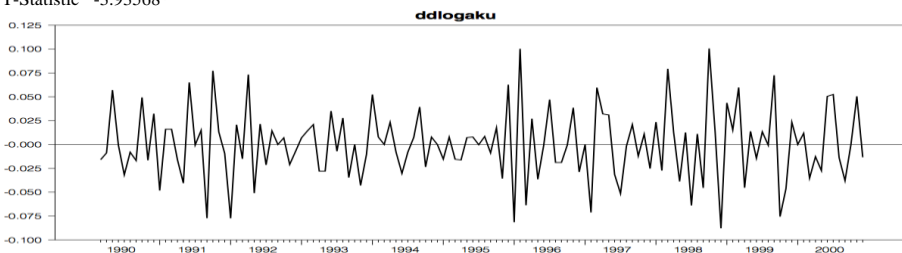
Observations 127

With intercept

Using fixed lags 4

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-4.03251
5% (*)	-3.44551
10%	-3.14741

T-Statistic -3.93568*



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **DDAKU** (logaku i andredifferanser)

Regression Run From 1990:07 to 2000:12

Observations 127

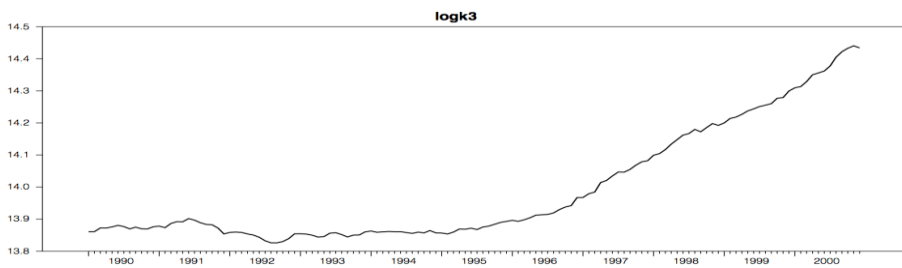
With intercept

Using fixed lags 3

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.4825
5% (*)	-2.8842
10%	-2.5787

T-Statistic -10.4849**

Kredittvekst:



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **LOGK3** (naturlig logaritme på nivåform)

Regression Run From 1990:04 to 2000:12

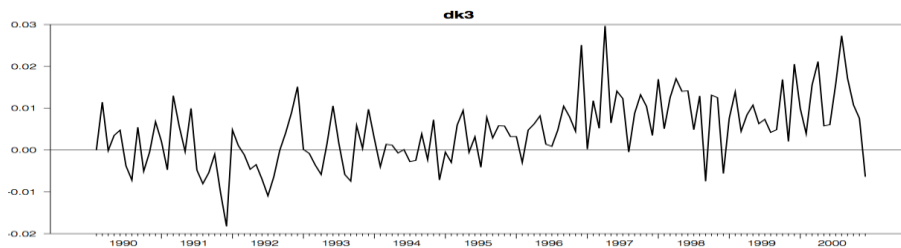
Observations 130

With intercept

Using fixed lags 2

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.48138
5% (*)	-2.88366
10%	-2.57843

T-Statistic 3.38969



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **DK3 (log3 i førstedifferanser)**

Regression Run From 1990:07 to 2000:12

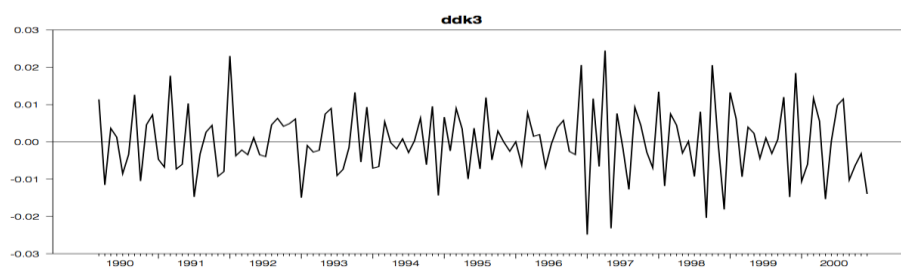
Observations 127

With intercept

Using fixed lags 4

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.48255
5% (*)	-2.88418
10%	-2.57870

T-Statistic -2.82681



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **DDK3 (log3 i andredifferanser)**

Regression Run From 1990:06 to 2000:12

Observations 128

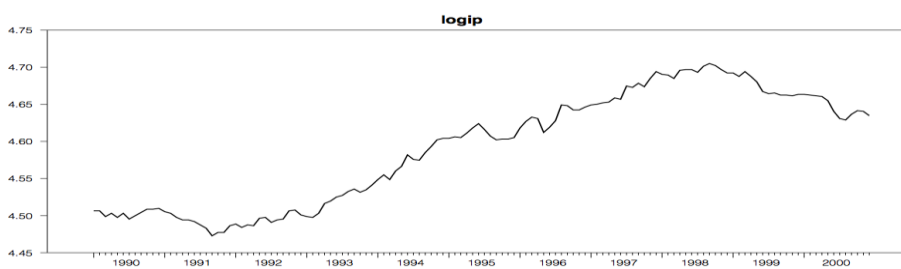
With intercept

Using fixed lags 2

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.4822
5% (*)	-2.8840
10%	-2.5786

T-Statistic -10.2442**

Industriproduksjon



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **LOGIP (Naturlig logaritme på nivåform)**

Regression Run From 1990:04 to 2000:12

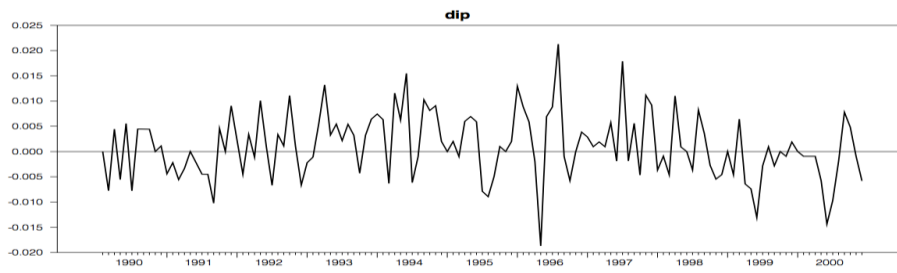
Observations 130

With intercept

Using fixed lags 2

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.48138
5% (*)	-2.88366
10%	-2.57843

T-Statistic -1.15622



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **DIP (log i første differanser)**

Regression Run From 1990:05 to 2000:12

Observations 129

With intercept

Using fixed lags 2

Sig Level Crit Value

1%(**) -3.48176

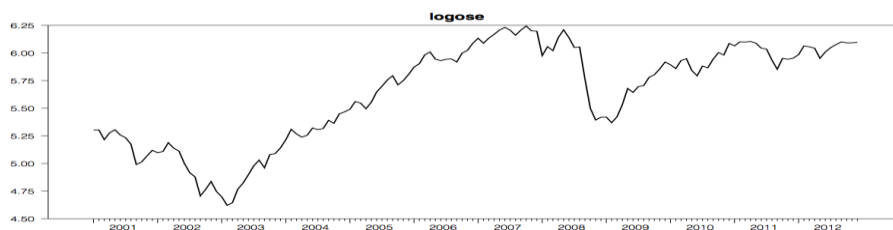
5%(*) -2.88383

10% -2.57852

T-Statistic -7.99744**

VEDLEGG 2: Stasjonære tidsserier (2001 – 2012)

Oslo Børs:



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **LOGOSE** (Naturlig logaritme på nivåform)

Regression Run From 2001:04 to 2012:12

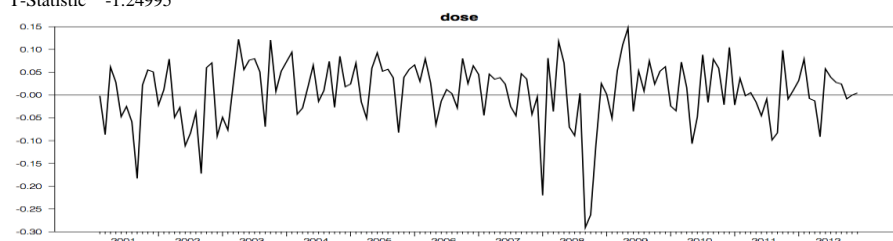
Observations 142

With intercept

Using fixed lags 2

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.47720
5% (*)	-2.88180
10%	-2.57745

T-Statistic -1.24995



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **DOSE** (logose i førstedifferanser)

Regression Run From 2001:05 to 2012:12

Observations 141

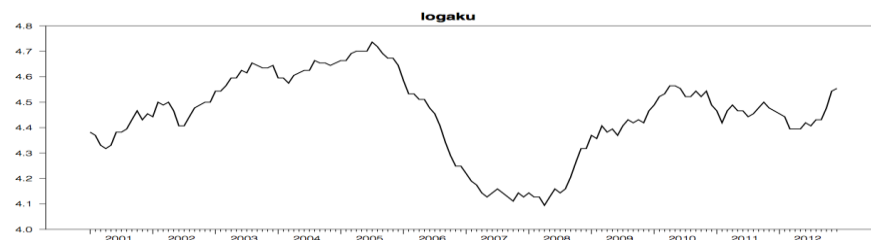
With intercept

Using fixed lags 2

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.47752
5% (*)	-2.88194
10%	-2.57752

T-Statistic -5.66651**

Arbeidsledighet



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **LOGAKU** (Naturlig logaritme på nivåform)

Regression Run From 2001:04 to 2012:12

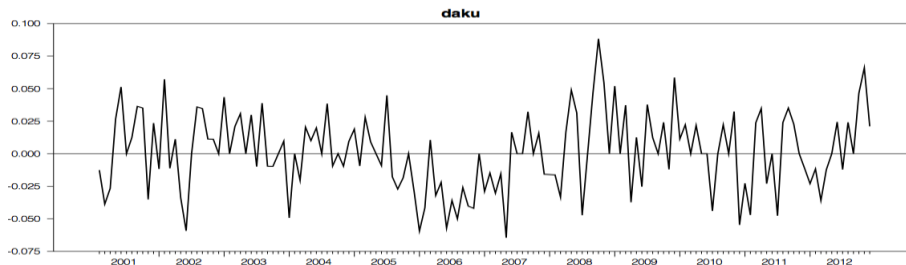
Observations 142

With intercept

Using fixed lags 2

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.47720
5% (*)	-2.88180
10%	-2.57745

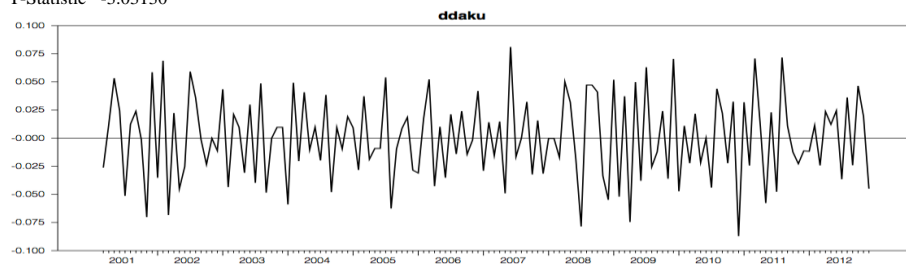
T-Statistic -1.71248



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **DAKU** (logaku i førstedifferanser)
 Regression Run From 2001:07 to 2012:12
 Observations 139
 With intercept
 Using fixed lags 4

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.47817
5% (*)	-2.88223
10%	-2.57768

T-Statistic -3.03130*

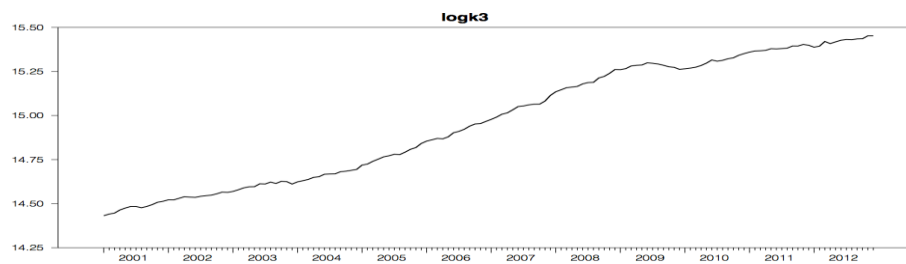


Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **DDAKU** (logaku i andredifferanser)
 Regression Run From 2001:07 to 2012:12
 Observations 139
 With intercept
 Using fixed lags 3

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.4782
5% (*)	-2.8822
10%	-2.5777

T-Statistic -11.3344**

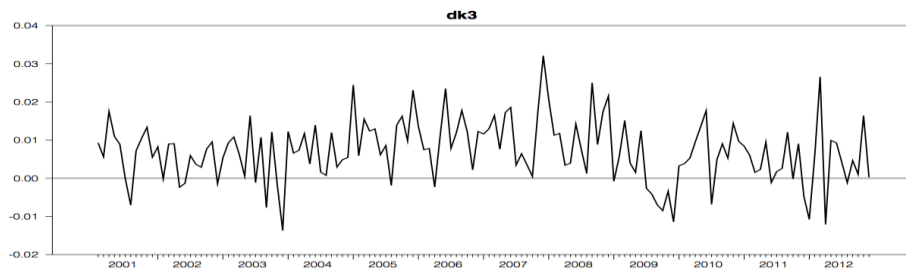
Kredittvekst



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **LOGK3** (Naturlig logaritme på nivåform)
 Regression Run From 2001:04 to 2012:12
 Observations 142
 With intercept
 Using fixed lags 2

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.47720
5% (*)	-2.88180
10%	-2.57745

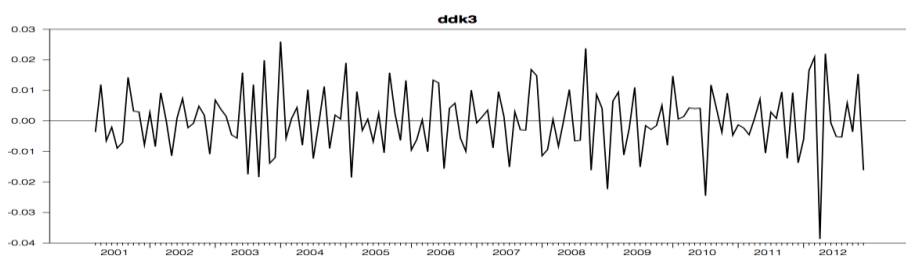
T-Statistic -0.78319



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **DK3 (log3 i førstedifferanser)**
 Regression Run From 2001:07 to 2012:12
 Observations 139
 With intercept
 Using fixed lags 4

Sig Level	Crit Value
1%(**)	-3.47817
5%(*)	-2.88223
10%	-2.57768

T-Statistic -4.58945**

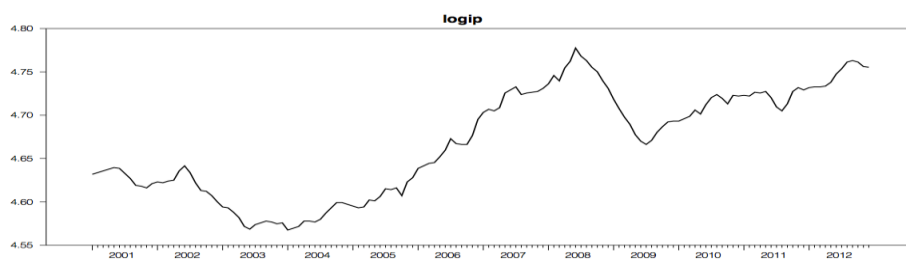


Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **DDK3 (log3 i andredifferanser)**
 Regression Run From 2001:06 to 2012:12
 Observations 140
 With intercept
 Using fixed lags 2

Sig Level	Crit Value
1%(**)	-3.4778
5%(*)	-2.8821
10%	-2.5776

T-Statistic -10.2979**

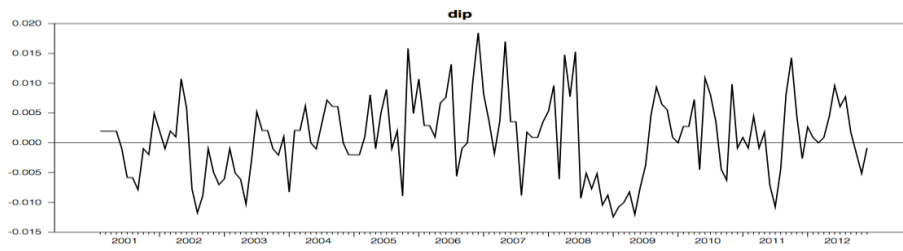
Industriproduksjon



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **LOGIP (Naturlig logaritme på nivåform)**
 Regression Run From 2001:04 to 2012:12
 Observations 142
 With intercept
 Using fixed lags 2

Sig Level	Crit Value
1%(**)	-3.47720
5%(*)	-2.88180
10%	-2.57745

T-Statistic -0.75832



Dickey-Fuller Unit Root Test, Series **DIP (log i første differenser)**

Regression Run From 2001:05 to 2012:12

Observations 141

With intercept

Using fixed lags 2

Sig Level Crit Value

1%(**) -3.47752

5%(*) -2.88194

10% -2.57752

T-Statistic -6.26436**

VEDLEGG 3: Oslo Børs – Arbeidsledighet (1999 – 2000)

Modellspesifisering

Sample:	1990:02 to 2000:12 (131 observations)
Effective Sample:	1990:06 to 2000:12 (127 observations)
Obs. - No. of Variables:	113
Model Variables:	LOGOSE DAKU
Dummy Series:	DUM9808{0} DUM9812{0} DUM9201{0} DUM9206{0}
Constant/Trend:	Restricted Trend
Lags in VAR:	4

Residualtester

Autokorrelasjon

Ljung-Box(31):	ChiSqr(108) = 81.306 [0.974]
LM(1):	ChiSqr(4) = 3.704 [0.447]
LM(2):	ChiSqr(4) = 2.302 [0.680]

Heteroskedastisitet

LM(1):	ChiSqr(9) = 2.108 [0.990]
LM(2):	ChiSqr(18) = 16.261 [0.574]

Normalfordeling

Test for Normality:	ChiSqr(4) = 4.323 [0.364]
---------------------	---------------------------

Univariat statistikk

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLOGOSE	-0.000	0.048	0.037	3.207	0.130	-0.127
DDAKU	-0.000	0.025	0.257	3.552	0.088	-0.066
		ARCH(4)	Normality	R-Squared		
DLOGOSE		2.333 [0.675]	1.019 [0.601]	0.397		
DDAKU		0.647 [0.958]	3.453 [0.178]	0.552		

Eksklusjonstest

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DAKU	TREND
1	1	3.841	10.083 [0.001]	15.080 [0.000]	9.987 [0.002]

Test for langsiktig svakt eksogene variabler

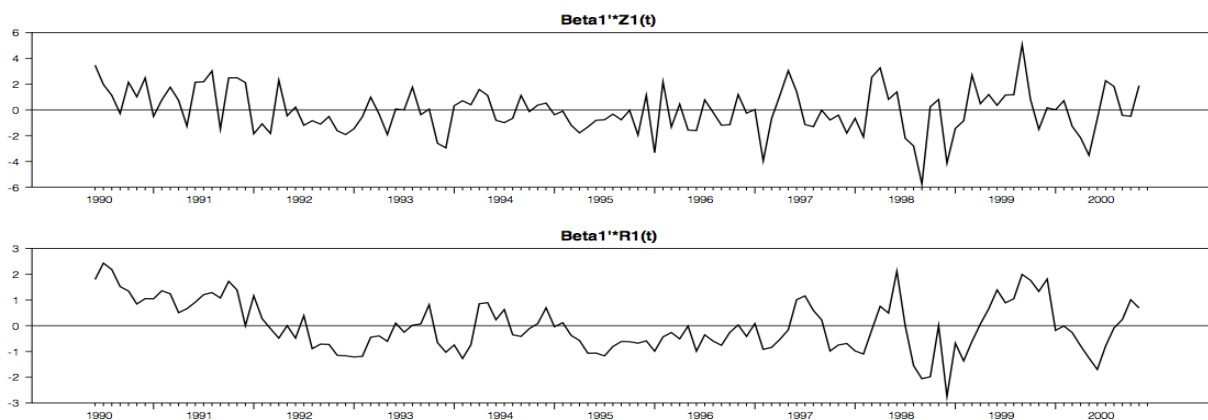
TEST OF WEAK EXOGENEITY LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DAKU
1	1	3.841	9.627 [0.002]	10.821 [0.001]

Dummyvariabler

	DUM9808{0}	DUM9812{0}	DUM9201{0}	DUM9206{0}
DLOGOS	-0.290 (-5.662)	-0.074 (-1.369)	0.102 (1.919)	-0.156 (-3.082)
DDAKU	-0.029 (-1.109)	-0.073 (-2.625)	-0.055 (-2.027)	0.008 (0.295)

Kointegrerende vektor



VEDLEGG 4: Oslo Børs – Arbeidsledighet (2001 - 2012)

Modellspesifisering

Sample:	2001:02 to 2012:12 (143 observations)
Effective Sample:	2001:04 to 2012:12 (141 observations)
Obs. - No. of Variables:	131
Model Variables:	LOGOSE DAKU
Dummy Series:	DUM0809{0} DUM0801{0} DUM0805{0} DUM0109{0}
Constant/Trend:	Restricted Trend
Lags in VAR:	2

Residualtester

Autokorrelasjon

Ljung-Box(35):	ChiSqr(132) = 157.997 [0.061]
LM(1):	ChiSqr(4) = 5.589 [0.232]
LM(2):	ChiSqr(4) = 7.691 [0.104]

Heteroskedastisitet

LM(1):	ChiSqr(9) = 1.873 [0.993]
LM(2):	ChiSqr(18) = 6.680 [0.993]

Normalfordeling

Test for Normality:	ChiSqr(4) = 6.570 [0.160]
---------------------	---------------------------

Univariat statistikk

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLOGOSE	-0.000	0.059	-0.504	3.380	0.115	-0.207
DDAKU	-0.000	0.026	0.043	2.880	0.065	-0.062
		ARCH(2)		Normality		R-Squared
DLOGOSE		0.450 [0.798]		5.993 [0.050]		0.309
DDAKU		2.341 [0.310]		0.062 [0.970]		0.490

Eksklusjonstest

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.					
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DAKU	TREND
1	1	3.841	9.177	43.268	6.419
			[0.002]	[0.000]	[0.011]

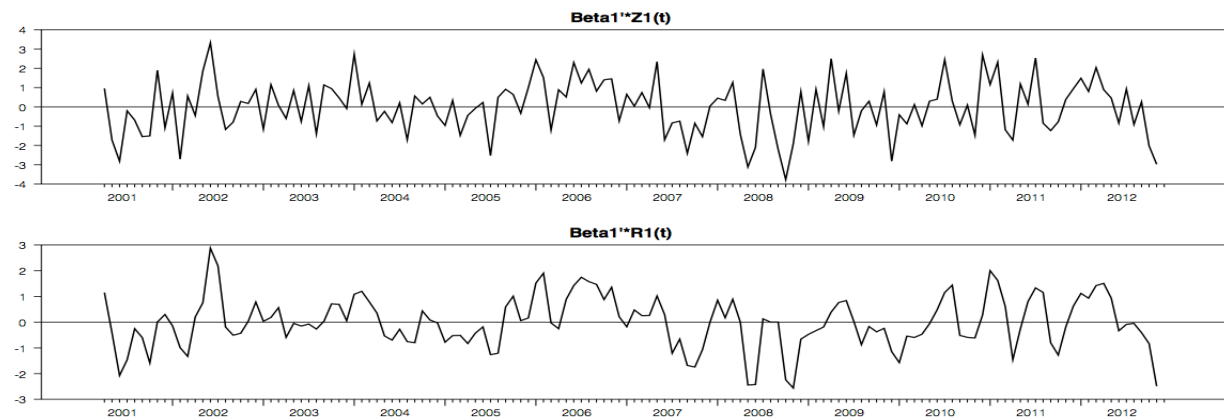
Test for langsiktig svakt eksogene variabler

TEST OF WEAK EXOGENEITY LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.					
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DAKU	
1	1	3.841	1.093	39.317	
			[0.296]	[0.000]	

Dummyvariabler

	DUM0809{0}	DUM0801{0}	DUM0805{0}	DUM0109{0}
DLOGOS	-0.292	-0.218	0.056	-0.177
	(-4.855)	(-3.611)	(0.927)	(-2.961)
DDAKU	0.061	-0.008	0.068	0.034
	(2.279)	(-0.291)	(2.531)	(1.272)

Kointegrerende vektor



VEDLEGG 5: Oslo Børs – Kredittvekst (1990 – 2000)

Modellspesifisering

Sample:	1990:02 to 2000:12 (131 observations)
Effective Sample:	1990:04 to 2000:12 (129 observations)
Obs. - No. of Variables:	121
Model Variables:	LOGOSE DK3
Dummy Series:	DUM9808{0} DUM9201{0} DUM9206{0}
Constant/Trend:	Restricted Constant
Lags in VAR:	2

Residualtester

Autokorrelasjon

Ljung-Box(32):	ChiSqr(120) = 137.352 [0.133]
LM(1):	ChiSqr(4) = 6.038 [0.196]
LM(2):	ChiSqr(4) = 7.414 [0.116]

Heteroskedastisitet

LM(1):	ChiSqr(9) = 8.751 [0.461]
LM(2):	ChiSqr(18) = 9.954 [0.933]

Normalfordeling

Test for Normality:	ChiSqr(4) = 6.221 [0.183]
---------------------	---------------------------

Univariat statistikk

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLOGOSE	0.000	0.052	0.025	3.016	0.144	-0.155
DDK3	-0.000	0.006	0.534	3.777	0.022	-0.015
		ARCH(2)	Normality	R-Squared		
DLOGOSE		0.916 [0.633]	0.286 [0.867]	0.312		
DDK3		1.339 [0.512]	6.445 [0.040]	0.517		

Ekksklusjonstest med trendledd

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DK3	TREND
1	1	3.841	13.936 [0.000]	52.404 [0.000]	0.289 [0.591]

Ekksklusjonstest uten trendledd

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DK3	CONSTANT
1	1	3.841	32.651 [0.000]	63.193 [0.000]	30.653 [0.000]

Test for langsiktig svakt eksogene variabler

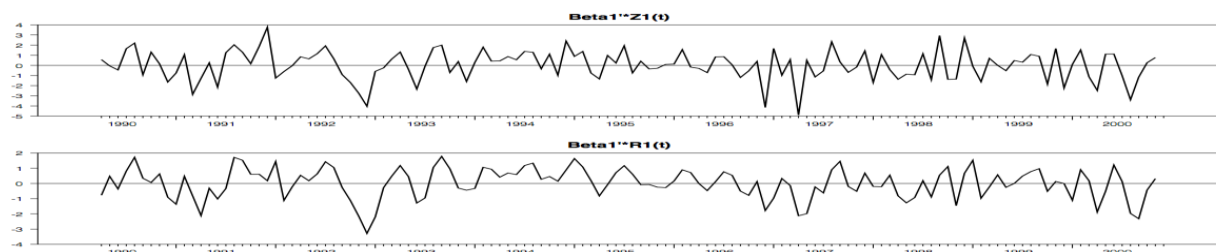
TEST OF WEAK EXOGENEITY LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DK3
1	1	3.841	14.483 [0.000]	46.457 [0.000]

Dummyvariabler

	DUM9808{0}	DUM9201{0}	DUM9206{0}
DLOGOS	-0.298 (-5.733)	0.116 (2.174)	-0.102 (-1.965)
DDK3	0.004 (0.649)	0.006 (0.958)	-0.006 (-0.939)

Kointegrerende vektor



VEDLEGG 6: Oslo Børs – Kredittvekst (2001 - 2012)

Modellspesifisering

Sample:	2001:02 to 2012:12 (143 observations)
Effective Sample:	2001:04 to 2012:12 (141 observations)
Obs. - No. of Variables:	132
Model Variables:	LOGOSE DK3
Dummy Series:	DUM0109{0} DUM0801{0} DUM0809{0}
Constant/Trend:	Restricted Trend
Lags in VAR:	2

Residualtester

Autokorrelasjon

Ljung-Box(35):	ChiSqr(132) = 144.651 [0.213]
LM(1):	ChiSqr(4) = 7.409 [0.116]
LM(2):	ChiSqr(4) = 6.041 [0.196]

Heteroskedastisitet

LM(1):	ChiSqr(9) = 12.078 [0.209]
LM(2):	ChiSqr(18) = 24.435 [0.141]

Normalfordeling

Test for Normality:	ChiSqr(4) = 8.760 [0.067]
---------------------	---------------------------

Univariat statistikk

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLOGOSE	-0.000	0.060	-0.516	3.521	0.125	-0.218
DDK3	0.000	0.007	0.085	3.449	0.023	-0.019
			ARCH(2)	Normality	R-Squared	
DLOGOSE	0.023 [0.988]		6.193 [0.045]		0.300	
DDK3	0.694 [0.707]		2.567 [0.277]		0.499	

Ekklusjonstest

TEST OF EXCLUSION			LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.		
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DK3	TREND
1	1	3.841	10.006	53.594	9.300
			[0.002]	[0.000]	[0.002]

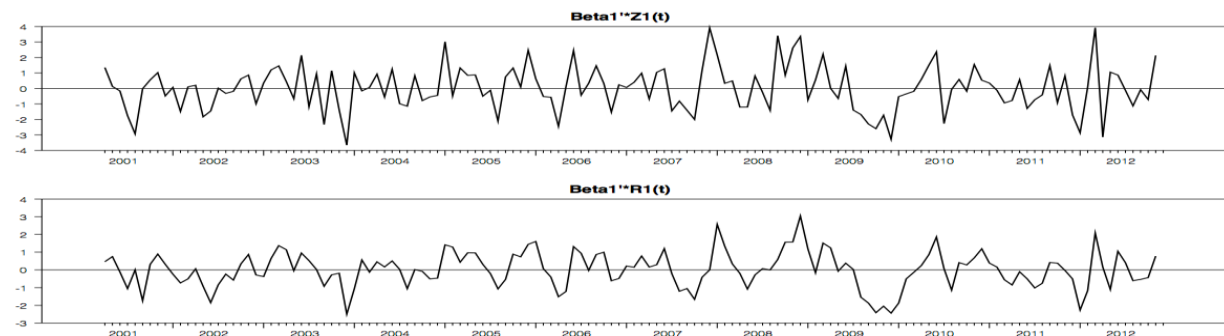
Test for langsiktig svakt eksogene variabler

TEST OF WEAK EXOGENEITY			LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.		
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DK3	
1	1	3.841	0.999	53.113	
			[0.318]	[0.000]	

Dummyvariabler

	DUM0109{0}	DUM0801{0}	DUM0809{0}
DLOGOS	-0.167	-0.234	-0.291
	(-2.717)	(-3.739)	(-4.820)
DDK3	-0.002	0.009	0.017
	(-0.221)	(1.160)	(2.223)

Kointegrerende vektor



VEDLEGG 7: Oslo Børs – Industriproduksjon (1990 - 2000)

Modellspesifisering

Sample:	1990:01 to 2000:12 (132 observations)
Effective Sample:	1990:03 to 2000:12 (130 observations)
Obs. - No. of Variables:	121
Model Variables:	LOGOSE LOGIP
Dummy Series:	DUM9808{0} DUM9812{0} DUM9201{0} DUM9206{0}
Constant/Trend:	Restricted Constant
Lags in VAR:	2

Residualtester

Autokorrelasjon

Ljung-Box(32):	ChiSqr(120) = 141.640 [0.086]
LM(1):	ChiSqr(4) = 6.034 [0.197]
LM(2):	ChiSqr(4) = 1.436 [0.838]

Heteroskedastisitet

LM(1):	ChiSqr(9) = 12.434 [0.190]
LM(2):	ChiSqr(18) = 16.406 [0.564]

Normalfordeling

Test for Normality:	ChiSqr(4) = 3.324 [0.505]
---------------------	---------------------------

Univariat statistikk

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLOGOSE	0.000	0.052	-0.032	2.802	0.121	-0.149
DLOGIP	-0.000	0.006	0.258	3.525	0.019	-0.018
		ARCH(2)	Normality	R-Squared		
DLOGOSE		0.387 [0.824]	0.027 [0.986]	0.282		
DLOGIP		0.316 [0.854]	3.332 [0.189]	0.066		

Eksklusjonstest med trendledd

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.					
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	LOGIP	TREND
1	1	3.841	9.314 [0.002]	2.321 [0.128]	2.291 [0.130]

Eksklusjonstest uten trendledd

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.					
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	LOGIP	CONSTANT
1	1	3.841	7.778 [0.005]	7.809 [0.005]	7.427 [0.006]

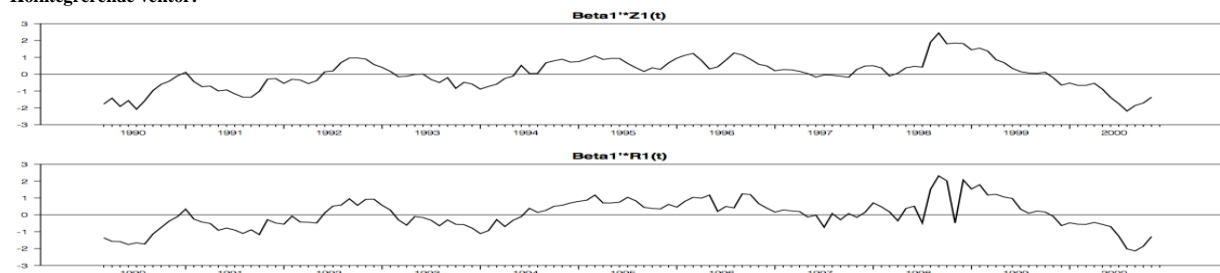
Test for langsiktig svakt eksogene variabler

TEST OF WEAK EXOGENEITY LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.					
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	LOGIP	
1	1	3.841	9.767 [0.002]	0.118 [0.731]	

Dummyvariabler

	DUM9808{0}	DUM9812{0}	DUM9201{0}	DUM9206{0}
DLOGOS	-0.306 (-5.801)	-0.058 (-1.070)	0.072 (1.364)	-0.113 (-2.128)
DLOGIP	0.009 (1.360)	-0.004 (-0.686)	0.001 (0.137)	-0.001 (-0.105)

Kointegrerende vektor:



VEDLEGG 8: Oslo Børs – Industriproduksjon (2001 - 2012)

Modellspesifisering

Sample:	2001:01 to 2012:12 (144 observations)
Effective Sample:	2001:03 to 2012:12 (142 observations)
Obs. - No. of Variables:	133
Model Variables:	LOGOSE LOGIP
Dummy Series:	DUM0109{0} DUM0809{0} DUM0801{0} DUM0804{0}
Constant/Trend:	Restricted Constant
Lags in VAR:	2

Residualtester

Autokorrelasjon

Ljung-Box(35):	ChiSqr(132) = 160.762 [0.045]
LM(1):	ChiSqr(4) = 0.919 [0.922]
LM(2):	ChiSqr(4) = 2.250 [0.690]

Heteroskedastisitet

LM(1):	ChiSqr(9) = 10.767 [0.292]
LM(2):	ChiSqr(18) = 13.709 [0.748]

Normalfordeling

Test for Normality:	ChiSqr(4) = 7.022 [0.135]
---------------------	---------------------------

Univariat statistikk

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLOGOSE	0.000	0.059	-0.422	3.288	0.133	-0.202
DLOGIP	0.000	0.005	0.118	3.535	0.013	-0.014
		ARCH(2)	Normality	R-Squared		
DLOGOSE		0.065 [0.968]	4.313 [0.116]	0.321		
DLOGIP		5.495 [0.064]	3.254 [0.196]	0.364		

Eksklusjonstest med trendledd

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	LOGIP	TREND
1	1	3.841	11.279 [0.001]	11.976 [0.001]	0.551 [0.458]

Eksklusjonstest uten trendledd

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	LOGIP	CONSTANT
1	1	3.841	19.763 [0.000]	19.181 [0.000]	17.163 [0.000]

Test for langsiktig svakt eksogene variabler

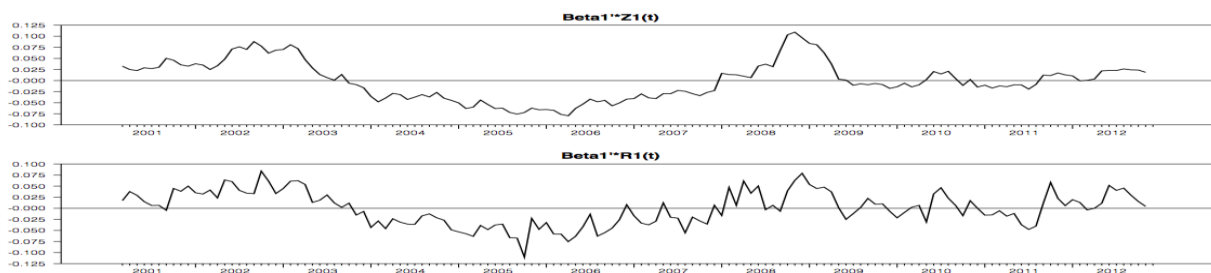
TEST OF WEAK EXOGENEITY LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	LOGIP
1	1	3.841	0.548 [0.459]	21.093 [0.000]

Dummyvariabler

	DUM0109{0}	DUM0809{0}	DUM0801{0}	DUM0804{0}
DLOGOS	-0.167 (-2.766)	-0.286 (-4.750)	-0.225 (-3.741)	0.128 (2.123)
DLOGIP	-0.005 (-1.034)	-0.005 (-0.919)	0.002 (0.419)	0.016 (3.128)

Kointegrerende vektor:



VEDLEGG 9: Kredittvekst – Industriproduksjon (1990 - 2000)

Modellspesifisering

Sample:	1990:02 to 2000:12 (131 observations)
Effective Sample:	1990:04 to 2000:12 (129 observations)
Obs. - No. of Variables:	122
Model Variables:	DK3 LOGIP
Dummy Series:	DUM9812{0} DUM9704{0}
Constant/Trend:	Restricted Constant
Lags in VAR:	2

Residualtester

Autokorrelasjon

Ljung-Box(32):	ChiSqr(120) = 152.473 [0.024]
LM(1):	ChiSqr(4) = 0.414 [0.981]
LM(2):	ChiSqr(4) = 2.160 [0.706]

Heteroskedastisitet

LM(1):	ChiSqr(9) = 4.430 [0.881]
LM(2):	ChiSqr(18) = 12.336 [0.829]

Normalfordeling

Test for Normality:	ChiSqr(4) = 6.859 [0.144]
---------------------	---------------------------

Univariat statistikk

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DDK3	-0.000	0.006	0.360	3.512	0.018	-0.017
DLOGIP	0.000	0.006	0.222	3.501	0.019	-0.019
	ARCH(2)	Normality	R-Squared			
DDK3	2.393 [0.302]	3.763 [0.152]	0.542			
DLOGIP	0.228 [0.892]	3.063 [0.216]	0.048			

Ekklusjonstest med trend

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	DK3	LOGIP	TREND
1	1	3.841	51.418 [0.000]	2.794 [0.095]	1.159 [0.282]

Ekklusjonstest uten trend

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	DK3	LOGIP	CONSTANT
1	1	3.841	47.733 [0.000]	24.405 [0.000]	23.936 [0.000]

Test for langsiktig svakt eksogene variabler

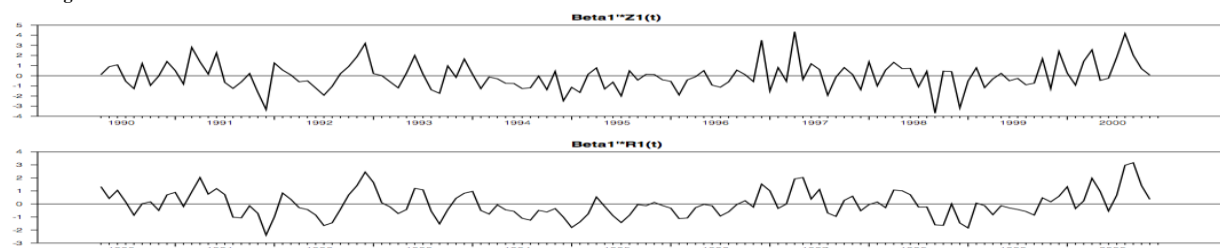
TEST OF WEAK EXOGENEITY LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.

r	DGF	5% C.V.	DK3	LOGIP
1	1	3.841	47.674 [0.000]	0.004 [0.950]

Dummyvariabler

	DUM9812{0}	DUM9704{0}
DDK3	-0.017 (-2.759)	0.022 (3.521)
DLOGIP	-0.003 (-0.543)	0.001 (0.136)

Kointegrerende vektor:



VEDLEGG 10: Kredittvekst – Industriproduksjon (2001 - 2012)

Modellspesifisering

Sample:	2001:02 to 2012:12 (143 observations)
Effective Sample:	2001:04 to 2012:12 (141 observations)
Obs. - No. of Variables:	134
Model Variables:	DK3 LOGIP
Dummy Series:	DUM0804{0}
Constant/Trend:	Restricted Trend
Lags in VAR:	2

Residualtester

Autokorrelasjon

Ljung-Box(35):	ChiSqr(132) = 168.590 [0.017]
LM(1):	ChiSqr(4) = 4.021 [0.403]
LM(2):	ChiSqr(4) = 6.426 [0.170]

Heteroskedastisitet

LM(1):	ChiSqr(9) = 10.886 [0.284]
LM(2):	ChiSqr(18) = 22.627 [0.205]

Normalfordeling

Test for Normality:	ChiSqr(4) = 5.559 [0.235]
---------------------	---------------------------

Univariat statistikk

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DDK3	0.000	0.008	0.121	3.274	0.023	-0.020
DLOGIP	-0.000	0.006	0.378	3.520	0.017	-0.014
		ARCH(2)		Normality	R-Squared	
DDK3		2.021 [0.364]		1.521 [0.468]	0.443	
DLOGIP		7.874 [0.020]		4.172 [0.124]	0.280	

Eksklusjonstest

TEST OF EXCLUSION			LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.		
r	DGF	5% C.V.	DK3	LOGIP	TREND
1	1	3.841	41.490 [0.000]	5.425 [0.020]	5.778 [0.016]

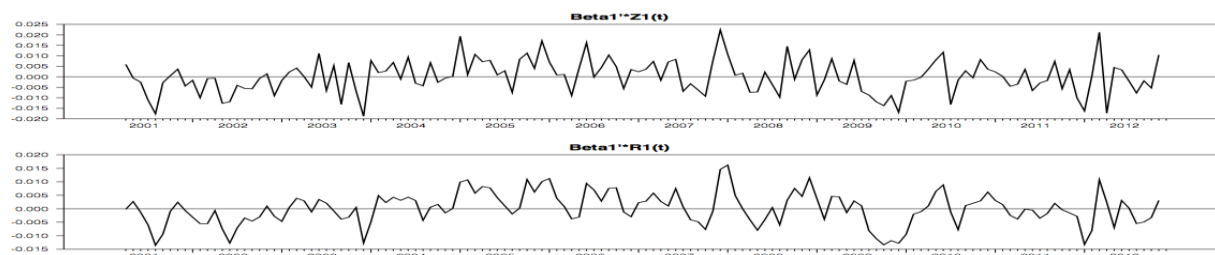
Test for langsiktig svakt eksogene variabler

TEST OF WEAK EXOGENEITY			LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.		
r	DGF	5% C.V.	DK3	LOGIP	
1	1	3.841	38.910 [0.000]	2.853 [0.091]	

Dummyvariabler

	DUM0804{0}
DDK3	-0.007 (-0.859)
DLOGIP	0.017 (2.924)

Kointegrerende vektor:



VEDLEGG 11: Oslo Børs – Arbeidsledighet - Kredittvekst (1999 – 2000)

Modellspesifisering

Sample:	1990:02 to 2000:12 (131 observations)
Effective Sample:	1990:06 to 2000:12 (127 observations)
Obs. - No. of Variables:	109
Model Variables:	LOGOSE DAKU DK3
Dummy Series:	DUM9808{0} DUM9201{0} DUM9206{0} DUM9812{0}
Constant/Trend:	Restricted Trend
Lags in VAR:	4

Residualtester

Autokorrelasjon

Ljung-Box(31):	ChiSqr(243) = 261.681 [0.196]
LM(1):	ChiSqr(9) = 12.750 [0.174]
LM(2):	ChiSqr(9) = 7.974 [0.537]

Heteroskedastisitet

LM(1):	ChiSqr(36) = 26.478 [0.877]
LM(2):	ChiSqr(72) = 70.282 [0.535]

Normalfordeling

Test for Normality:	ChiSqr(6) = 10.990 [0.089]
---------------------	----------------------------

Univariat statistikk

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLOGOSE	-0.000	0.046	0.073	3.332	0.125	-0.112
DDAKU	-0.000	0.024	0.239	3.443	0.085	-0.065
DDK3	0.000	0.006	0.600	3.775	0.021	-0.013
			ARCH(4)	Normality	R-Squared	
DLOGOSE			2.343 [0.673]	1.728 [0.422]	0.454	
DDAKU			1.828 [0.767]	2.752 [0.253]	0.564	
DDK3			22.004 [0.000]	7.419 [0.024]	0.557	

Eksklusjonstest

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.						
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DAKU	DK3	TREND
1	1	3.841	3.454	0.057	3.930	0.549
			[0.063]	[0.811]	[0.047]	[0.459]
2	2	5.991	19.150	17.423	26.881	11.310
			[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.003]

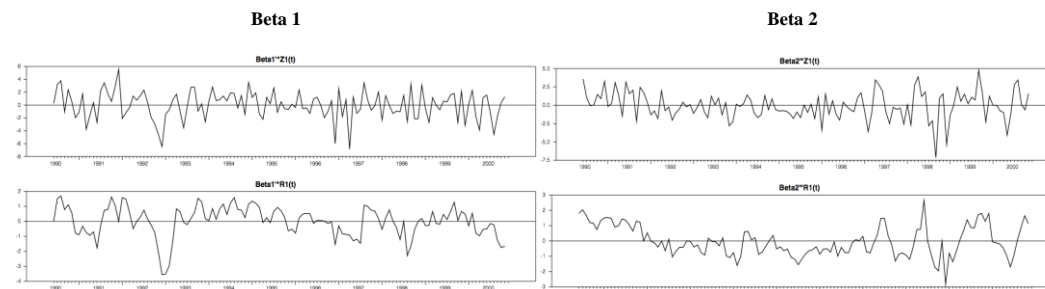
Test for langsiktig svakt eksogene variabler

TEST OF WEAK EXOGENEITY LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.					
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DAKU	DK3
1	1	3.841	2.492	0.169	2.613
			[0.114]	[0.681]	[0.106]
2	2	5.991	15.093	12.627	22.084
			[0.001]	[0.002]	[0.000]

Dummyvariabler

	DUM9808{0}	DUM9201{0}	DUM9206{0}	DUM9812{0}
DLOGOS	-0.299	0.133	-0.139	-0.092
	(-6.084)	(2.603)	(-2.898)	(-1.755)
DDAKU	-0.035	-0.066	0.003	-0.068
	(-1.320)	(-2.400)	(0.123)	(-2.433)
DDK3	0.004	0.007	-0.006	-0.014
	(0.637)	(0.962)	(-0.922)	(-2.046)

Kointegrerende vektor



VEDLEGG 12: Oslo Børs – Arbeidsledighet - Kredittvekst (2001 - 2012)

Modellspesifisering

Sample:	2001:02 to 2012:12 (143 observations)
Effective Sample:	2001:04 to 2012:12 (141 observations)
Obs. - No. of Variables:	129
Model Variables:	LOGOSE DAKU DK3
Dummy Series:	DUM0109{0} DUM0809{0} DUM0801{0} DUM0805{0}
Constant/Trend:	Restricted Trend
Lags in VAR:	2

Residualtester

Autokorrelasjon

Ljung-Box(35):	ChiSqr(297) = 318.453 [0.188]
LM(1):	ChiSqr(9) = 9.539 [0.389]
LM(2):	ChiSqr(9) = 14.846 [0.095]

Heteroskedastisitet

LM(1):	ChiSqr(36) = 21.392 [0.974]
LM(2):	ChiSqr(72) = 55.209 [0.929]

Normalfordeling

Test for Normality:	ChiSqr(6) = 9.132 [0.166]
---------------------	---------------------------

Univariat statistikk

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLOGOSE	-0.000	0.059	-0.521	3.451	0.117	-0.214
DDAKU	-0.000	0.026	0.040	2.960	0.067	-0.064
DDK3	0.000	0.007	0.068	3.435	0.023	-0.019
		ARCH(2)		Normality		R-Squared
DLOGOSE		0.151 [0.927]		6.342 [0.042]		0.314
DDAKU		2.385 [0.304]		0.158 [0.924]		0.495
DDK3		0.680 [0.712]		2.450 [0.294]		0.501

Ekklusjonstest

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.						
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DAKU	DK3	TREND
1	1	3.841	2.151 [0.142]	0.650 [0.420]	11.540 [0.001]	2.740 [0.098]
2	2	5.991	15.608 [0.000]	44.055 [0.000]	54.672 [0.000]	13.173 [0.001]

Test for langsiktig svakt eksogene variabler

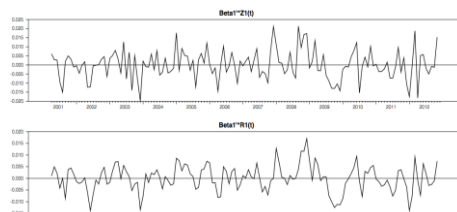
TEST OF WEAK EXOGENEITY LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.					
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DAKU	DK3
1	1	3.841	0.461 [0.497]	1.125 [0.289]	10.688 [0.001]
2	2	5.991	2.028 [0.363]	40.772 [0.000]	53.102 [0.000]

Dummyvariabler

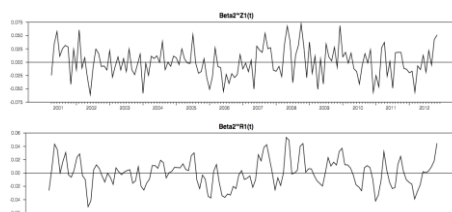
	DUM0109{0}	DUM0809{0}	DUM0801{0}	DUM0805{0}
DLOGOS	-0.166 (-2.701)	-0.293 (-4.859)	-0.244 (-3.959)	0.051 (0.831)
DDK3	-0.002 (-0.236)	0.017 (2.200)	0.009 (1.117)	-0.004 (-0.562)
DDAKU	0.028 (1.029)	0.060 (2.248)	0.000 (0.013)	0.069 (2.593)

Kointegrerende vektor

Beta 1



Beta 2



VEDLEGG 13: Oslo Børs – Kredittvekst - Industriproduksjon (1990 – 2000)

Modellspesifisering

Sample:	1990:02 to 2000:12 (131 observations)
Effective Sample:	1990:04 to 2000:12 (129 observations)
Obs. - No. of Variables:	117
Model Variables:	LOGOSE DK3 LOGIP
Dummy Series:	DUM9808{0} DUM9812{0} DUM9201{0} DUM9206{0} DUM9704{0}
Constant/Trend:	Restricted Constant
Lags in VAR:	2

Residualtester

Autokorrelasjon

Ljung-Box(32):	ChiSqr(270) = 292.641 [0.164]
LM(1):	ChiSqr(9) = 7.755 [0.559]
LM(2):	ChiSqr(9) = 6.724 [0.666]

Heteroskedastisitet

LM(1):	ChiSqr(36) = 37.594 [0.396]
LM(2):	ChiSqr(72) = 65.764 [0.684]

Normalfordeling

Test for Normality:	ChiSqr(6) = 8.901 [0.179]
---------------------	---------------------------

Univariat statistikk

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLOGOSE	-0.000	0.049	0.197	3.318	0.152	-0.132
DDK3	-0.000	0.006	0.468	3.195	0.017	-0.013
DLOGIP	0.000	0.006	0.247	3.527	0.019	-0.018
				ARCH(2)	Normality	R-Squared
DLOGOSE		0.358 [0.836]	1.955 [0.376]	0.386		
DDK3		0.576 [0.750]	4.991 [0.082]	0.592		
DLOGIP		0.441 [0.802]	3.297 [0.192]	0.073		

Ekklusjonstest med trendledd

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.						
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DK3	LOGIP	TREND
1	1	3.841	8.678 [0.003]	48.197 [0.000]	0.004 [0.949]	0.043 [0.837]
2	2	5.991	23.818 [0.000]	65.937 [0.000]	5.269 [0.072]	2.296 [0.317]

Ekklusjonstest uten trendledd

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.						
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DK3	LOGIP	CONSTANT
1	1	3.841	10.122 [0.001]	50.682 [0.000]	0.015 [0.901]	0.382 [0.537]
2	2	5.991	23.589 [0.000]	64.347 [0.000]	13.310 [0.001]	13.272 [0.001]

Test for langsiktig svakt eksogene variabler

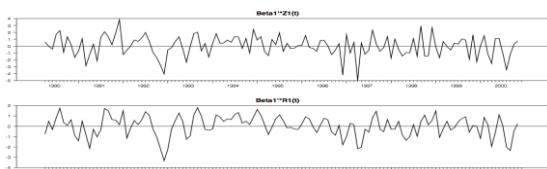
TEST OF WEAK EXOGENEITY LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.					
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DK3	LOGIP
1	1	3.841	12.178 [0.000]	37.050 [0.000]	0.014 [0.905]
2	2	5.991	26.368 [0.000]	51.297 [0.000]	0.027 [0.987]

Dummyvariabler

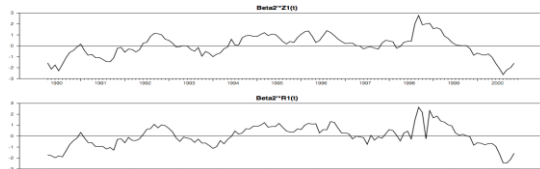
	DUM9808{0}	DUM9812{0}	DUM9201{0}	DUM9206{0}	DUM9704{0}
DLOGOS	-0.313 (-6.382)	-0.088 (-1.748)	0.121 (2.374)	-0.094 (-1.912)	0.003 (0.059)
DDK3	0.003 (0.506)	-0.014 (-2.305)	0.008 (1.219)	-0.005 (-0.804)	0.022 (3.710)
DLOGIP	0.009 (1.494)	-0.004 (-0.574)	0.001 (0.215)	-0.001 (-0.131)	0.001 (0.170)

Kointegrerende vektor

Beta 1



Beta 2



VEDLEGG 14: Oslo Børs – Arbeidsledighet – Kredittvekst - Industriproduksjon (2001 - 2012)

Modellspesifisering

Sample:	2001:02 to 2012:12 (143 observations)
Effective Sample:	2001:04 to 2012:12 (141 observations)
Obs. - No. of Variables:	126
Model Variables:	LOGOSE DAKU DK3 LOGIP
Dummy Series:	DUM0109{0} DUM0809{0} DUM0801{0} DUM0805{0} DUM0804{0}
Constant/Trend:	Restricted Trend
Lags in VAR:	2

Residualtester

Autokorrelasjon

Ljung-Box(35):	ChiSqr(528) = 613.401 [0.006]
LM(1):	ChiSqr(16) = 11.913 [0.750]
LM(2):	ChiSqr(16) = 16.698 [0.405]

Heteroskedastisitet

LM(1):	ChiSqr(100) = 101.266 [0.446]
LM(2):	ChiSqr(200) = 182.518 [0.807]

Normalfordeling

Test for Normality:	ChiSqr(8) = 12.563 [0.128]
---------------------	----------------------------

Univariat statistikk

	Mean	Std.Dev	Skewness	Kurtosis	Maximum	Minimum
DLOGOSE	0.000	0.056	-0.499	3.332	0.113	-0.200
DDAKU	-0.000	0.025	0.072	2.955	0.063	-0.056
DDK3	0.000	0.007	0.044	3.463	0.023	-0.019
DLOGIP	0.000	0.005	0.188	3.634	0.015	-0.015
		ARCH(2)	Normality	R-Squared		
DLOGOSE		0.187 [0.911]	5.944 [0.051]	0.374		
DDAKU		2.003 [0.367]	0.227 [0.892]	0.520		
DDK3		0.836 [0.658]	2.643 [0.267]	0.505		
DLOGIP		5.513 [0.064]	4.103 [0.129]	0.373		

Ekklusjonstest

TEST OF EXCLUSION LR-test, Chi-Square(r), P-values in brackets.							
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DAKU	DK3	LOGIP	TREND
1	1	3.841	3.480	1.760	12.979	0.295	2.171
			[0.062]	[0.185]	[0.000]	[0.587]	[0.141]
2	2	5.991	7.308	19.997	31.558	0.320	7.624
			[0.026]	[0.000]	[0.000]	[0.852]	[0.022]
3	3	7.815	18.440	35.557	46.893	13.006	9.177
			[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.005]	[0.027]

Test for langsiktig svakt eksogene variabler

TEST OF WEAK EXOGENEITY LR-Test, Chi-Square(r), P-values in brackets.						
r	DGF	5% C.V.	LOGOSE	DAKU	DK3	LOGIP
1	1	3.841	0.428	2.859	11.410	1.213
			[0.513]	[0.091]	[0.001]	[0.271]
2	2	5.991	1.388	22.077	31.333	1.977
			[0.500]	[0.000]	[0.000]	[0.372]
3	3	7.815	2.693	36.172	45.309	17.091
			[0.441]	[0.000]	[0.000]	[0.001]

Dummyvariabler

	DUM0109{0}	DUM0809{0}	DUM0801{0}	DUM0805{0}	DUM0804{0}
DLOGOS	-0.153 (-2.528)	-0.276 (-4.601)	-0.253 (-4.187)	0.055 (0.895)	0.116 (1.962)
DDAKU	0.021 (0.792)	0.050 (1.907)	0.001 (0.052)	0.074 (2.770)	0.019 (0.745)
DDK3	-0.002 (-0.283)	0.016 (2.073)	0.008 (1.034)	-0.004 (-0.476)	-0.007 (-0.942)
DLOGIP	-0.004 (-0.778)	-0.003 (-0.605)	0.003 (0.518)	0.006 (1.119)	0.017 (3.270)

Kointegrende vektor

