

Finnes det sammenhenger mellom makrovariabler og aksjemarked?

*En komparativ empirisk studie av Bulgaria
og Norge ved bruk av
kointegrasjonsanalyse*

Korneliya Kyoseva



Masteroppgave ved Økonomisk Institutt
UNIVERSITETET I OSLO

[mai 2010]

Forord

Denne oppgaven er skrevet som del av det 2-årige masterprogrammet i samfunnsøkonomi. Først og fremst vil jeg takke min veileder Ragnar Nymoen for en spennende reise gjennom ”økonometri-landet”, konstruktive kommentarer og spesielt for oppmuntringen til å sette i gang med et empirisk prosjekt. Jeg er også takknemlig Diderik Lund for gjennomlesning av den teoretiske delen av oppgaven og Pål Magnus Lykkja for innføring i bibliotekets spektrum av infotjenester.

Jeg vil også rette en stor takk til Knut Sydsæter og Harald Goldstein som har gjort overgangen fra språk til økonomi smidigere for meg.

Takk til alle fra Observator for gode tilbakemeldinger og inspirasjon til å skrive på norsk.

Og sist men ikke minst vil jeg takke min familie og venner for støtten gjennom disse årene.

Korneliya Kyoseva

Oslo, Mai 2010

Sammendrag

Hovedformålet med denne masteroppgaven er å undersøke forekomsten av en empirisk sammenheng mellom aksjemarkedsindeks og makrovariabler i et velutviklet aksjemarked og et framvoksende marked representert ved henholdsvis Norge og Bulgaria ved kointegrasjonsanalyse. Makrovariablene som inngår i analysen er inflasjon, arbeidsledighetsrate, lange renter, valutakurs, oljepris og i tillegg tas den amerikanske aksjemarkedsindeksen SP 500 Composite som proxy for utenlandsk innflytelse på begge lands aksjemarkeder. Motivasjonen for variabelutvalget bygger på en studie av Chen et. al. (1986) og andre empiriske arbeider. Kointegrasjonstesten utføres i en relasjonsmodell og også ved bruk av Johansens multivariatmetode. I det første tilfellet utføres testen ved hjelp av programmet OxMetrics 6.0 og modulen PC GIVE, i det andre tilfellet bruker jeg EViews 6.0.

Tradisjonelt har man oppfattet kointegrasjon som et tegn på manglende markedseffisiens. Men nyere forskning setter spørsmålstegn ved gyldigheten av denne tolkningen. Dwyer og Wallace (1992) utfordrer selve begrepet markedseffisiens som uforutsigbarhet av markedspriser og viser at deres alternative definisjon på et effisient marked, nemlig et marked uten risikofri gevinst gitt transaksjonskostnader og tilgjengelig informasjon, er forenlig med kointegrasjon. Lence og Falk (2005) på sin side tar utgangspunkt i det etablerte begrepet markedseffisiens og illustrerer innenfor rammeverket for en generell likevektsmodell for prising av aktiva at markedseffisiens, markedsintegrasjon og kointegrasjon er tre uavhengige fenomener og at ingen, et, to eller alle tre kan forekomme i en økonomi med representative aktører og flertall av goder og aktiva. Disse motstridende forskningsbidragene tatt i betraktning, velger jeg å avstå fra å trekke konklusjon om fravær av markedseffisiens på bakgrunn av mine resultater i tilfellene jeg finner kointegrasjon.

Resultatene fra en relasjonsmodellen påviser ingen kointegrasjon i perioden januar 2001 - januar 2010 for Bulgaria i et sampel uten lange renter. I samme periode for Norge kan man finne støtte for kointegrasjon mellom hovedindeksen på Oslo børs, lange renter og den utenlandske aksjemarkedsindeksen. En Granger kausalitetstest indikerer at sammenhengen mellom Oslo børs og den utenlandske indeksen er en toveis relasjon. Dette resultatet kan

være akseptabelt i den ene retningen fra den amerikanske aksjeindeksen til den norske, gitt den sentrale rollen som det amerikanske aksjemarkedet spiller. Det motsatte kan være tilfellet i et veldig begrenset omfang. Testen viser også at lange renter ensidig Granger forårsaker Oslo børs, noe som er i tråd med den store betydningen som renten har for norsk økonomi, kjennetegnet ved fleksibel inflasjonsstyring. Når man utelater utenlandsk indeks, avdekker man ikke noen kointegrasjon mellom den norske børsindeksen og de utvalgte makrovariablene, noe som er overraskende i og med at man forventer at for eksempel oljepris er en viktig faktor for aksjemarkedet i Norge.

Hvis man benytter et kortere sampel inkludert lange renter kan man påvise kointegrasjon mellom hovedindeksen på Sofia børs BSSOFIX og det utenlandske aksjemarkedet. En Granger kausalitetstest viser at kausalitetssammenhengen går i begge retninger. Selv om dette er et statistisk gyldig resultat, er implikasjonene ikke i overensstemmelse med fornuftig økonomisk tolkning. Det gjelder spesielt påvirkningen fra Sofia børs til den amerikanske aksjeindeksen. Sofia børs er en liten og ganske fersk aktør på verdensbasis med ubetydelig aktivitetsnivå. Så det er ikke rimelig å anta at den kan fungere som barometer for et pulserende aksjemarked som USAs to hovedbørser med stor omsetning og mangefasettert selskapsprofil.

Til forskjell fra enrelasjonstesten påviser Johansen-testen flere kointegrerende vektorer når det gjelder Bulgaria og Norge både når man bruker utenlandsk aksjemarkedsindeks og når man ikke tar den med, men de er vanskelige å forankre i økonomisk teori.

Innholdsfortegnelse

FORORD	II
SAMMENDRAG	III
1 INNLEDNING	1
2 TEORI	5
2.1 MARKEDSEFFISIENS	5
2.2 ARBITRAGE PRICING THEORY	6
2.3 DIVIDENDEMODELLEN OG FAKTORER SOM PÅVIRKER AKSJEAVKASTNINGEN	7
2.4 ALTERNATIVE TEORIER SOM FORKLARER SAMMENHengen MELLOM AKSJEMARKED OG ØKONOMISK AKTIVITET	11
2.5 KOINTEGRASJON VERSUS CHEN ET AL. SIN METODE	12
3 EMPIRISKE STUDIER	13
4 BESKRIVELSE AV DEN REALØKONOMISKE UTVIKLINGEN I DE TO LANDENE OG DERES AKSJEMARKEDER 18	
4.1 GENERELL SAMMENLIKNING.....	18
4.1.1 Driftsbalanse	19
4.1.2 Pengepolitikk.....	20
4.1.3 Finanspolitikk anno 2010	20
4.1.4 Aksjemarkeder.....	21
5 VALG OG OPERASJONALISERING AV VARIABLER	25
5.1 VARIABLER	26
5.1.1 Inflasjon.....	26
5.1.2 Oljepris	26
5.1.3 Arbeidsledighetsrate	27
5.1.4 Lange renter	27
5.1.5 Internasjonal aksjemarkedsindeks: S&P 500 Composite Index (SP)	27
5.1.6 Valutakurs	28
5.2 DATAGRUNNLAG	29
5.2.1 Variabeltransformasjoner	31
5.3 VARIABLENES TIDSSERIEEGENSKAPER	31
5.4 KOINTEGRASJON OG FORSKJELLIGE TESTER FOR KOINTEGRASJON.....	35
5.4.1 Tester for kointegrasjon i enrelasjonsmodeller	35
5.4.2 Johansen-metoden for testing av kointegrasjon.....	38
6 EMPIRISKE RESULTATER	43
6.1 ADL OG FEILJUSTERINGSMODELLER FOR HOVEDINDEKSENE VED OSLO OG SOFIA.....	43
6.1.1 Resultater fra kointegrasjonstesten for Bulgaria i perioden januar 2001 – januar 2010, ekskludert lange renter fra sampelet.....	45

6.1.2	Resultater fra kointegrasjonstesten for Bulgaria i perioden januar 2003 – januar 2010, inkludert lange renter	48
6.1.3	Oppsummering av resultatene fra Bulgaria	51
6.1.4	Resultater fra kointegrasjonstesten i perioden januar 2001 – januar 2010 for Norge	52
6.1.5	Kointegrasjonsresultatene for Norge. Paralleller med Bulgaria.....	54
6.2	GRANGER KAUSALITET	54
6.2.1	Resultater fra kausalitetstester Bulgaria.....	55
6.2.2	Resultater fra kausalitetstester Norge	56
6.3	RESULTATER FRA JOHANSENS TEST FOR NORGE OG BULGARIA.	59
7	OPPSUMMERING OG FORSLAG TIL VIDERE FORSKNING.	63
	LITTERATURLISTE:.....	65
	VEDLEGG.....	74
1.	FIGURER	74
2.	DEFINISJON AV TIDSSERIER.....	76
2.1	Hovedindekser	76
2.2	CPI.....	76
2.3	Oljepris.....	77
2.4	Arbeidsledighetsrate.....	78
2.5	Lange renter	79
2.6	Utenlandsk aksjemarkedsindeks.....	80
2.7	Valutakurs.....	80
3.	KRITISKE VERDIER FOR ECM-TESTEN ETTER ERICSSON OG MACKINNON (2002)	81

Figurliste

Figur 4.1	Norges og Bulgarias nettodriftsbalanse fra 2000 til 2009	19
Figur 4.2	Bransjesammensetningen på Oslo børs	22
Figur 4.3	Bransjesammensetningen på Sofia børs	22
Figur 4.4	Markedskapitalisering i Norge og Bulgaria (2004-2009).....	23
Figur 4.5	Utviklingen i hovedindeksene på Oslo og Sofia Børs fra 2000 til 2009	23

Tabelliste

Tabell 3.1	Oversikt over tidligere studier.....	16
Tabell 5.1	Variabeloversikt	29
Tabell 5.2	Testverdier for Augmented Dickey-Fuller Stasjonaritetstest. Variabler på nivåform.	33
Tabell 5.3	Testverdier for Augmented Dickey-Fuller stasjonaritetstest. Variabler på differensiert form.....	34
Tabell 5.4	Kritiske verdier til ECM-observatoren	37

Tabell 6.1 Resultater for den autoregressive koeffisienten fra estimeringene på nivåform for Bulgaria i perioden 01.01.2001 – 01.01.2010	46
Tabell 6.2 Resultater for den autoregressive koeffisienten og t_{θ_1} fra estimeringen av modellen på feiljusteringsform (6.7) i perioden 01.01.2001 – 01.01.2010.....	46
Tabell 6.3 Resultater fra diagnostiske tester for regresjonene basert på (6.2) og (6.7).....	47
Tabell 6.4 Resultater fra diagnostiske tester ved estimering av (6.2) og (6.7) for Bulgaria i perioden januar 2003 – januar 2010	50
Tabell 6.5 Resultater fra diagnostiske tester for de estimerte modellene (6.1) og (6.6) for Norge i perioden januar 2001 – januar 2010.....	53
Tabell 6.6 Testing av Granger kausalitet med følgende kointegrerte variabler: $ECMR_{t-1} = LSBS_{t-1} - 3.169 LSPS_{t-1}$	55
Tabell 6.7 Testing av Granger kausalitet mellom følgende kointegrerte variabler: $Ecms_t = LOB_t - 2,385 LSPS + 0,396 NLR_t$	56
Tabell 6.8 Trasetest Norge for variabelsammensetningen i (5.1).	59
Tabell 6.9 Kointegrasjonstest for variabelsammensetningen LOBS, LSPS, NLR og LOP.....	59
Tabell 6.10 Normalisert vektor for Oslo Børs.....	59
Tabell 6.11 ”Loading” koeffisienter.....	60
Tabell 6.12 Trasetest for Bulgaria uten lange renter.	60
Tabell 6.13 Trasetest for Bulgaria inkludert lange renter.	60
Tabell 6.14 Normalisert vektor for Bulgaria.....	61
Tabell 6.15 Antall kointegrerende relasjoner per modell Norge: estimering uten LSPS.....	61
Tabell 6.16 Antall kointegrerende relasjoner per modell Bulgaria: estimering uten LSPS, BLR	61
Tabell 6.17 Antall kointegrerende relasjoner per modell Bulgaria uten LSPS, med BLR	62

1 Innledning

I studien *The Financial-Real Sector Nexus: Theory and Empirical Evidence* spores interessen for sammenhengen mellom finanssektoren og realøkonomien tilbake til opplysningstiden. Allerede Adam Smith ([1776] 1979: 279) påpekte at det høye antall banker i Skottland var en viktig faktor for den raske utviklingen i den skotske økonomien. Siden den tiden har den faglige litteraturen som dekker forbindelsen mellom finans og realøkonomi akkumulert enormt.

Forholdet mellom finanssektor og realøkonomi kan klassifiseres med tanke på kausalitet ved hjelp av fem mulige hypoteser:

- (1) ingen kausal relasjon
- (2) etterspørselsfølgende finanssektor (den finansielle utviklingen er endogent determinert av realøkonomien)
- (3) tilbudsledende finanssektor (finanssektoren påvirker positivt realøkonomien)
- (4) negativ kausal relasjon mellom finans og realøkonomi (spesielt med tanke på faren for økonomien å bli utsatt for en finanskriser, spekulative bobler)
- (5) interdependent relasjon (den kausale linken mellom finans og realøkonomi går i begge retninger).

(Blum, Federmair, Fink, Haiss, 2007)

Selv om man betrakter hypotese 5 som mest plausibel i og med at den åpner for gjensidig påvirkning, så kan man formode at alle hypoteser kan ha relevans i ulike historiske kontekster. For eksempel kan man tenke seg at den finansielle utviklingen var endogent determinert av realøkonomien på 70-tallet i Norge. Som Knutsen (2007) påpeker i sin doktoravhandling, førte endringer i rammevilkår sammen med forventninger om store private oljeformuer til at det oppsto en aksjeboble på Oslo børs i 1973 som ble punktert av konjunkturedgang, varsel om strenge konsesjonsbetingelser og høye skattesatser på eventuelle oljeinntekter. En avgift på gevinst ved aksjesalg innført i 1972 bidro enda mer til å

svekke utviklingen etter nedgangen i 1974. Denne perioden dekkes av Gjerde og Sættem's studie fra 1999 som påviser kausal sammenheng fra norsk realøkonomi til aksjemarked, men ikke i motsatt retning.

Den negative kausale sammenhengen mellom finans og realøkonomi kan tenkes som relevant i den nåværende perioden preget av hemmet realaktivitet globalt utløst av kredittørken med røtter i den amerikanske subprime-krisen.

Et stort antall studier handler om innflytelsen som finans og nærmere bestemt aksjemarkedet utøver på realaktivitet spesielt med hovedvekt på effekten av formue på forholdet mellom volatiliteten i aksjemarkedet og produksjon. Studiene fokuserer på hvordan formuen påvirker låne- og spareadferden til banker, firmaer og husholdninger. Selvfølgelig er det også andre finansielle variabler som renter, rentespread og terminstruktur som har betydning for økonomisk aktivitet og de har ofte vært gode prediktorer for vendepunkter i konjunkturutviklingen.¹

En annen teoretisk retning er orientert mot hvordan realaktivitet påvirker aksjepriser og avkastning. Ofte er proxyer for økonomiske grunnleggende mønstre brukt for å vise at det er fundamentale forhold som driver aksjepriser og avkastning. To slike viktige variabler for aksjepriser er forventet kontantstrøm (og dividendeutbetalinger) og diskonteringsrater. Forskere har også brukt makroøkonomiske proxyer for nyheter i forventet avkastning, framtidig kontantstrøm og diskonteringsrater. Generelt har økonometrisk litteratur påvist at dividender, nettoinntekt fratrukket skatt og vekstraten til realproduksjon er gode prediktorer for aksjepriser og aksjeavkastning på linje med finansielle variabler som rente, rentespread og terminstruktur.²

¹ For detaljer om rolle av finansielle variabler som prediktorer for konjunkturutviklingen kan man se Friedman og Kuttner (1992), Stock og Watson (1989), Estrella og Hardouvelis (1991).

² Se Fama og French (1988), Fama og French (1989).

De ovenfornevnte teoriene er i henhold til markedseffisienshypotesen som fastslår at all tilgjengelig informasjon er priset inn i markedet slik at det bare er ny informasjon som medfører endringer i aksjekurs.³

Andre teorier og analyser tar avstand fra markedseffisienshypotesen og lanserer overreaksjonshypotesen ved bruk av makrovariabler som prediktorer for aksjepriser og avkastning. Framtredende eksempler på dette er Shiller (1991), Summers (1986), Poterba og Summers (1988). Selv om priser kan reversere tilbake til sin forventningsverdi determinert av fundamentale forhold, er det spekulative krefter og interaksjonen mellom handlestrategiene til heterogene aktører som er mer relevante enn fundamentale forhold.⁴

Denne oppgaven kan betraktes som et bidrag som ser på visse aspekter ved linken mellom finansiell og realøkonomi.

Målet med denne masteroppgaven er å undersøke ved bruk av kointegrasjonsanalyse den langsiktige empiriske sammenhengen mellom aksjemarked og makroøkonomiske faktorer i to land, Norge og Bulgaria. I tilfellet det avdekkes empiriske regulariteter, er hensikten også å belyse retningen i den kausale sammenhengen på bakgrunn av de to økonomienes spesifikke makroøkonomiske kjennetegn.

Tradisjonelt har man oppfattet kointegrasjon som synonymt med manglende markedseffisiens.⁵ Siden nyheter inkorporert i endringen av makrovariabler kommer tilfeldig hvis markedet absorberer nyhetene på en effisient måte, bør det eksistere en kortsiktig relasjon mellom endringer i makrovariabler og aksjemarked. Hvis variablene er kointegrerte, kan man benytte seg av nyhetene inkorporert i variablene og markedet er ikke effisient. Derfor har mange forskningsarbeider testet for kointegrasjon for å undersøke gyldigheten av hypotesen om markedseffisiens. Til forskjell fra dem velger jeg å avgrense omfanget av min oppgave til kartlegging av eventuell langsiktig sammenheng uten å bruke mine resultater som grunnlag for konklusjoner om markedsineffisiens. Dette skyldes nyere forskningsbidrag

³ Denne teorioversikten bygger på Semler (2005).

⁴ Dette synspunktet har vært testet ved hjelp av hypotesen om reversjon til gjennomsnittet (Poterba og Summers 1988).

⁵ Se Granger (1986).

(Dwyer og Wallace (1992), Lence og Falk (2005)) som undergraver den påståtte forbindelsen mellom kointegrasjon og manglende markedseffisiens.

Oppgaven består av 7 kapitler. Kapittel 2 gir oversikt over teori om hvordan aksjemarkedet fungerer, spesielt hvordan aksjer prises og ulike faktorer som kan ha påvirkning på aksjemarkedet og hvordan aksjemarkedet kan ha innflytelse over økonomisk aktivitet. I kapittel 3 presenterer jeg tidligere empiriske undersøkelser som tar for seg sammenhengen mellom aksjemarked og makrovariabler, både utenlandske studier, norske og bulgarske bidrag. I kapittel 4 skisserer jeg de to landenes makroøkonomiske profil og beskriver aksjemarkedene i Norge og Bulgaria. Kapittel 5 inneholder operasjonalisering av variabler som utgangspunkt for min egen komparative empiriske studie og presentasjon av metodene jeg bruker. I kapittel 6 presenterer jeg selve analysen og resultatene. Kapittel 7 oppsummerer oppgavens konklusjoner og gir forslag til videre forskning.

2 Teori

I dette kapitlet presenterer jeg det teoretiske grunnlaget for min analyse. Jeg gir en kort oppsummering av de forskjellige teoriene om aksjemarkedets funksjonsmåte og om forholdet mellom makrovariabler og aksjepriser. Det teoretiske fundamentet som oppgaven bygger på består av teorien om markedseffisiens, APT brukt av Chen et al. i 1986 for å kartlegge makrovariablers virkning på aksjemarkedet og tre teorier som ser på den motsatte påvirkningsretning, fra aksjemarked til makrostrørrelser. De tre teoriene er lansert av henholdsvis Tobin (1969), Modigliani (1971) og Bernanke og Gertler (1989).

2.1 Markedseffisiens

Selv om hypotesen om markedseffisiens blir skissert allerede i 1900 av den franske matematikeren Louis Bachelier i hans doktoravhandling "Teorie de la Speculation", var det Paul Samuelson som ga ideen mer substans i sin artikkel fra 1965 "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly" og det er Chicago-professoren Eugene Fama (1965) som er opphavsmann til begrepet markedseffisiens. I et effisient marked vil konkurranse mellom mange rasjonelle aktører føre til at informasjon om aksjer er billig til å innhente for de fleste. Derfor er all tilgjengelig informasjon allerede innbakt i prisen. Hovedtanken bak markedseffisienshypotesen er at ingen kan oppnå fordeler i markedet hvis alle har lik tilgang til informasjon. Etter Fama (1970) gjør man distinksjon mellom tre former for markedseffisiens.

Markedseffisiens i svak form. Historiske priser gir ingen indikasjon på hva som den framtidige prisutviklingen vil bli.

Markedseffisiens i halv-sterk form. Prisene tilpasser seg raskt til all form for offentlig informasjon, for eksempel umiddelbare prisjusteringer i etterkant av offentliggjøring av årsresultat i et selskap.

Markedseffisiens i sterk form. Ingen investor har tilgang på privat informasjon.

Fama (1998) trekker fram at selv om finansiellitteraturen har vist mange avkastningsanomalier, så undergraver det ikke gyldigheten av markedseffisiensteorien. Han argumenterer for at anomaliene er resultater av tilfeldigheter og at overreaksjon på informasjon om aksjepriser er nesten like vanlig som underreaksjon og at langvarige anomalier er ustabile. De pleier å forsvinne i takt med forandringer i måten de er målt på.

Empiriske resultater fra Norge og Bulgaria finnes bare når det gjelder svak markedseffisiens.

Hammer, Moberg og Strøm (1987) konkluderte at hypotesen om et svakt effisient norsk aksjemarked i perioden 1984 – 1986 forkastes. Ugland og Østebo (1992) fant i sine analyser at det norske aksjemarkedet var svakt effisient i perioden 1987 – 1992.

I prinsipp forventes det at hypotesen om svak markedseffisiens skal være oppfylt i velutviklede finansmarkeder.

En studie av Nikolay Angelov (2009) fra BNB, den bulgarske sentralbanken, viser at random walk-modellen med en drift ikke støttes av data i observasjonsperioden (oktober 2000 – november 2008). I motsetning til forventningene er det bulgarske aksjemarkedet mer effisient i den første delperioden (oktober 2000 – oktober 2003) enn i den andre (oktober 2003 – november 2006). Dette innebærer at det ikke har skjedd en konvergens mot effisiens i svak form på tross av økt antall børsnoterte selskaper, økt markedskapitalisering og større investorinteresse.

2.2 Arbitrage Pricing Theory

APT (Arbitrage Pricing Theory) er en modell utviklet av Ross (1976) om hvordan aktiva prises dersom investorene ikke kan oppnå risikofrie gevinster. Det vil si at modellen bygger på antagelsen om et marked uten arbitrasjemuligheter.

Hovedbyggeblokken til APT er en avkastningsgenererende prosess:

$$R_j = E(R_j) + B_j \mathbf{F} + \epsilon_j \quad (2.1)$$

$E(R_j)$ forventet avkastning på aksje j , $j = 1, \dots, n$

- F Kolonnevektor av s stokastiske faktorer, felles for alle aksjer, hvor $E(F_i) = 0$, $i = 1, \dots, s$
- B Vektor av aksje j's følsomhet overfor s- faktorene
- ϵ_j Stokastisk feilledd med $E(\epsilon_j) = 0$, $\text{Cov}(\epsilon_j, \epsilon_i) = 0$, $\text{Cov}(\epsilon_j, F) = 0$,

Ved å ta utgangspunkt i likning (2.1) og anta at antall aksjer er mye større enn antall faktorer $n \gg s$ kan man utlede APTs hovedresultat ved hjelp av et arbitrasjeargument.

$$E(R_j) = \lambda_0 + \lambda_1 \beta_{1j} + \lambda_2 \beta_{2j}, j = 1, 2, \dots, n \quad (2.2)$$

APT påstår at den forventede avkastningen til en aksjeportefølje skal avhenge av den forventede risikopremien til hver av faktorene, λ , og av aksjens følsomhet overfor hver faktor β .

APT kan omfatte mange faktorer. Men den gir ingen retningslinjer når det gjelder deres utvelgelse. Dette er både en styrke og svakhet ved teorien. I en viktig artikkel foreslo Chen, Roll og Ross (1986) at de systematiske kreftene som påvirker avkastning må være de som har en effekt på diskonteringsrater og forventede kontantstrømmer i tråd med den såkalte dividendemodellen.

2.3 Dividendemodellen og faktorer som påvirker aksjeavkastningen⁶

Chen et al. (1986) framhever at priser på aktiva reagerer på ny informasjon i henhold til markedseffisienshypotesen. De følger den generelle konklusjonen av finanst teori at man krever en ekstrakomponent av langsiktig avkastning når et bestemt aktivum er utsatt for uforventede begivenheter som man ikke kan skjerme seg mot ved diversifisering. Men økonomisk teori har ikke vært entydig når det gjelder hvilke krefter vil mest sannsynlig påvirke alle aktiva. Chen et al. (1986) har foreslått at priser på aktiva bør være avhengige av sin følsomhet for tilstandsvariabler som kjennetegner økonomien. Seleksjonen av relevante tilstandsvariabler bygger på dividendemodellen. Hovedtanken er at aksjekursene avspeiler

⁶ Dette avsnittet bygger på framstillingen av Chen et al. (1986) Economic Forces and the Stock Market.

investorenes forventninger om utbetalinger av dividender og investorenes bruk av diskonteringsfaktorer. Det er derfor hensiktsmessig å inkludere i analysen makroøkonomiske variabler som er knyttet til disse to forholdene.

Aksjepriser kan uttrykkes som forventede diskonterte dividender:

$$p = \frac{E(c)}{k}, \text{ hvor } c \text{ er dividendestrømmen og } k \text{ diskonteringsraten} \quad (2.3)$$

Dette impliserer at den egentlige avkastningen i enhver periode er gitt ved:⁷

$$\frac{dp}{p} + \frac{c}{p} = \frac{d[E(c)]}{E(c)} - \frac{dk}{k} + \frac{c}{p} \quad (2.4)$$

De systematiske kreftene som påvirker avkastning er de som forandrer diskonteringsfaktoren k ⁸ og forventet kontantstrøm $E(c)$. Diskonteringsraten er et gjennomsnitt av renter over tid og den forandres både med rentenivået og terminstrukturen. Uforventede endringer i den risikofrie renten vil påvirke priser og gjennom deres effekt på framtidig kontantstrøm vil de påvirke avkastningen. Diskonteringsraten avhenger også av risikopremien, følgelig vil uforventede endringer i risikopremien ha konsekvenser for avkastningen. Investorenes diskonteringsfaktorer avhenger av deres marginale nytte av forbruk som henger sammen med utviklingen i det private konsumet. Slike endringer i konsumet vil påvirke prising og vil forårsake uforventede endringer i risikopremien.

Forventet kontantstrøm reagerer på nominelle og reelle endringer. Endringer i forventet inflasjon vil påvirke nominell forventet kontantstrøm og den nominelle renten. I den grad prising er i real forstand, vil uforutsette prisnivåendringer ha en systematisk effekt og i den grad relative priser endres i takt med inflasjon, vil også prising av aktiva være relatert til endringer i inflasjonsraten. Endringer i forventet realproduksjon vil ha effekt på den reelle

⁷ Uttrykket inneholder ikke komponenter av annen orden for å forenkle disposisjonen.

⁸ Det er rimelig å anta at avkastningskravet for aksjer er høyere enn for risikofrie investeringer. Det er derfor vanlig å splitte avkastningskravet i langsiktig risikofri rente (r) og en risikopremie (rp): $k = r + rp$.

nåverdien av kontantstrømmer. Virkningen av innovasjon i produktiv aktivitet på aksjeavkastning kanaliseres gjennom effekten på den forventede kontantstrømmen.

Chen et al. valgte ut ni faktorkandidater som de brukte i sine analyser over en tidsperiode fra 1958 til 1984: likeveid og verdiveid New York Stock Exchange-index, industriproduksjonen (både månedlig endring og årlig endring), uventet inflasjon, endring i forventet inflasjon, uventet endring i risikopremie i pengemarkedet, terminstrukturen, konsum, oljepris. Det er bare den uventede delen av variabelen som måles og brukes i analysen.

For å teste om de nevnte makrovariablene var knyttet til de underliggende faktorene som forklarer prisingen i aksjemarkedet, brukte Chen et al. en versjon av Fama MacBeth (1973) teknikken. Dette er en prosedyre som består av to trinn. Først estimerer man betakoeffisientene til hver enkelt portefølje over fem år ved hjelp av multipl regressjonsanalyse:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_{i1}X_{1t} + \beta_{i2}X_{2t} + \dots + \beta_{is}X_{st} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

R_{it} avkastning til portefølje "i" i periode t

β_{is} eksponering til porteføljeavkastningen til portefølje "i" overfor variasjon i makrovariabel s

X_{st} makrovariabel s i periode t

ε_t feilledd i periode t

Neste trinn er å bruke de estimerte betaverdiene i en tverrsnittsanalyse.⁹ Man regresserer porteføljeavkastningene mot betaestimatene for hver enkelt måned i det påfølgende året for alle porteføljer:

$$R_i = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{\beta}_{i1} + \lambda_2 \hat{\beta}_{i2} + \dots + \lambda_s \hat{\beta}_{is} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

R_i avkastning til portefølje i λ_s regresjonskoeffisientene til betavariablene

$\hat{\beta}_{is}$ estimatene til faktorbetaene ε_t feilledd

⁹ I nyere forskning blir det mer vanlig å bruke GMM istedenfor denne to-trinnsprosedyren slik at man gjør de to trinnene simultant og unngår estimeringsfeil ved β -ene. Se Cochrane, Asset Pricing Revised (2005).

De to trinnene er foretatt for hvert år i sampelet, noe som resulterer i en tidsserie av estimater på risikopremien for hver enkelt makrovariabel. De enkelte gammaverdiene kan tolkes som et estimat på summen av risikopremien assosiert med den enkelte makrovariabelen og den uforventede endringen i den. Hensikten med analysen er å se om gammaverdiene er signifikante for de estimerte betaverdiene. Dersom disse er signifikante, betyr det at de ulike makrofaktorene er tatt i betraktning ved prisingen på porteføljene i markedet.

Over hele perioden er månedlig endring i industriproduksjon, uforventet inflasjon, uventet endring i risikopremie i pengemarkedet signifikante, mens terminstrukturen er marginalt signifikant. Endring i forventet inflasjon og uventet inflasjon er signifikante i delperioden 1968-1977 og er ikke signifikante både tidligere og senere.

Årlig produksjon er ikke signifikant og eliminering av denne variabelen medfører ikke nevneverdige konsekvenser for resten av tilstandsvariablene. Selv om koeffisientene har samme fortegn over hele perioden er de mindre i absolutt verdi og mindre signifikante i den siste delperioden 1978-1984.

Det positive fortegnet til månedlig endring i industriproduksjon reflekterer verdien av forsikring mot reell systematisk produksjonsrisiko. Koeffisienten til uventet endring i risikopremie er positiv siden rasjonelle aktører vil ha kompensasjon for økt risikopremie som avspeiler økning i usikkerhet.

Siden endring i inflasjon har den generelle effekten av å omfordele formue mellom investorer er det ikke noen intuitiv begrunnelse for fortegnet a priori, men de negative koeffisientene på premiene assosierte til disse variablene indikerer at aksjer ansees å skjerme mot den negative innflytelsen inflasjon har på andre aktiva som er mer fiksert i nominell verdi. Den negative koeffisienten til terminstrukturen viser at aksjer med avkastning positivt korrelert med

avkastningen til langsiktige obligasjoner er mer verdifulle enn aksjer som er negativt korrelerte med avkastningen til langsiktige obligasjoner.¹⁰

Konsumvariabelen eller oljepris var ikke signifikant priset. Heller ikke var markedsindeksen signifikant og den hadde ikke virkning på resultatene av de andre variablene. Det var oppsiktsvekkende med tanke på det at aksjemarkedsindeksen forklarte en stor del av variasjonen i tidsserieanalysene. Hvis markedsindeksen hadde blitt funnet signifikant i prisingen etter at man hadde tatt i betraktning de andre fundamentale faktorene, ville man anta at det var målefeil eller at man manglet flere signifikante faktorer. (Harrington, 1987)

2.4 Alternative teorier som forklarer sammenhengen mellom aksjemarked og økonomisk aktivitet

Det er fullt mulig at aksjemarkedet er en ledende indikator for makroøkonomien snarere enn det motsatte. Prisene i aksjemarkedet er basert på forventninger. Priser inkorporerer mye informasjon før den blir fanget opp av makrovariabler.

En av de teoretiske tilnærmingene til sammenhengen mellom aksjemarked og økonomisk aktivitet kan tilbakeføres til Tobin (1969). Den fokuserer på virkningen som aksjepriser har på kapitalkostnad som fanges opp av en koeffisient kjent som Tobins Q (forholdet mellom kapitalens markedsverdi og kostnaden av kapitalerstatning). Når aksjepriser er høye, er firmaets verdi relativ til dens kostnad i forbindelse med kapitalerstatning også høy. Dette fører til økte investeringer siden selskaper kan hente inn mer kapital per utstedt aksje.

Modigliani (1971) trekker fram en annen teoretisk forbindelse mellom aksjemarked og realaktivitet. Den opererer gjennom virkningen som formue har på konsum. En økning i aksjepriser innebærer økning i individets formue og derfor høyere permanent inntekt. Modigliani påstår at konsumentene vil ha et jevnt konsum over tid for å maksimere nytte. En økning i permanent inntekt vil føre til at de oppjusterer sitt konsumnivå i hver periode.

¹⁰ Når de lange realrentene går ned, får man lavere avkastning på alle typer kapital. Investorer som vil unngå dette vil sette høyere pris på aktiva som har økende priser når lange realrenter går ned og slike aktiva vil ha en negativ risikopremie.

En tredje måte for aksjepriser å påvirke produksjon på er betegnet som den finansielle akseleratoren. (Bernanke og Gertler, 1989) Denne kanalen fokuserer på effekten som aksjepriser har på firmaenes balanser. På grunn av asymmetrisk informasjon i kredittmarkedet avhenger firmaenes muligheter til å ta opp lån av mengden pant de kan legge fram. Pantens verdi øker når firmaenes aksjer har høyere verdi, det innebærer at de kan finansiere investeringsprosjekter lettere og dette gir fart på økonomien.

2.5 Kointegrasjon versus Chen et al. sin metode

Sammenhengen mellom makrovariabler og aksjemarked har vært testet empirisk innenfor APT rammeverket. Ved å bruke denne framgangsmåten har Chen et al. (1986) vist at makrovariabler har en systematisk effekt på aksjeavkastning. Økonomiske krefter påvirker diskonteringsratene, selskapenes evner til å generere kontantstrøm og framtidige dividendutbetalinger. Gjennom denne mekanismen blir makrovariabler risikofaktorer i aksjemarkedet. APT måler risikopremiene tilknyttet de ulike risikofaktorene og prøver å vurdere om de er signifikante og om de er priset inn i aksjeavkastningen. Denne teoretiske innfallsvinkelen vektlegger den kortsiktige relasjonen mellom avkastning, makrovariabler og finansielle variabler.

Framveksten av kointegrasjonsanalyse (Engle og Granger (1987), Johansen og Juselius (1990)) har åpnet for en alternativ tilnærming. Et sett med tidsrekkevariabler er kointegrert hvis variablene er integrert av samme orden og en lineær kombinasjon av dem er stasjonær. Slike lineære kombinasjoner indikerer langsiktige forhold mellom variabler som strekker seg over tid. En fordel ved kointegrasjonsanalyse er at man kan danne en feilkorrigeringsmodell fra et kointegrert system og se på den dynamiske bevegelsen av variablene og deres tilpasning til en langsiktig likevekt.

Min oppgave tar utgangspunkt i Chen's bruk av dividendemodellen i tillegg til tidligere empiriske studier for å velge ut relevante makrovariabler som testes for langsiktig sammenheng med prisutviklingen på aksjemarkedet i Norge og Bulgaria.

3 Empiriske studier

Siden utviklingen av CAPM¹¹ har forskning strebet etter identifikasjon av faktorer som determinerer priser på aktiva og aksjeavkastning. CAPM hviler på premisset om at aktiva skal prises etter sin kovarians med markedsporteføljen. Innsikten om at andre prisende faktorer, særlig makroøkonomiske variabler bør modelleres, har ført til videre utvikling av tilnæringsmåter, som for eksempel APT. Med denne multifaktorspesifikasjonen som utgangspunkt har flere forskere testet empirisk om makrovariabler utgjør en kilde til priset systematisk risiko både i USA og i andre land, deriblant Norge og Bulgaria.

En rekke studenter på BI har undersøkt APTs relevans for det norske markedet ved å bruke faktoranalyse.¹² Den aller første undersøkelsen av APTs validitet for Norge ble tidlig utført av Knold og Nessiøy (1987) som ikke lykkes med identifikasjon av noen faktorer. Evensen og Ryan (1989) følger i samme spor. Eskeland, Frigaard og Kværnstuen (1995) går et skritt videre, de tester APT på det amerikanske og norske markedet og i tillegg til faktoranalyse, bruker de kanonisk korrelasjonsanalyse for å identifisere noen av faktorene som ligger bak aksjeavkastningen. For det norske markedet finner de at aksjemarkedsindekser, pengemengde, industriproduksjon og kredittilgang gjør seg gjeldende som prisede faktorer.

Mange studier bygger på Chen et al. (1986) sin metode (se tabell 3.1) som oppsto som et alternativ til tradisjonell faktoranalyse. Denne metoden har to ingredienser som kjennetegner den: Fama og MacBeths (1973) tottrinnsregresjonsprosedyre beskrevet i 2.3 og bruk av dividendemodellen som motivasjon for valg av makroøkonomiske faktorer som testes om de blir systematisk priset. Til forskjell fra Chen et al. som finner industriproduksjon, risikopremie, terminstruktur og uforventet inflasjon som signifikant prisede i USA, finner Poon og Taylor (1991) og Jahren (1995) ingen signifikante makrofaktorer henholdsvis på det

¹¹ Kapitalverdimodellen, utviklet nesten parallelt av Sharpe (1963), Lintner (1965), Mossin (1966), Treynor (1961) og Black (1972) er en enkel lineær likevektsmodell som er basert på effisiens på sterk form.

¹² Det essensielle formålet med faktoranalyse er å beskrive kovariansen mellom mange variabler uttrykt ved hjelp av få underliggende, men ikke observerbare tilfeldige størrelser, kalt faktorer.

britiske og norske aksjemarkedet. Man har utført liknende undersøkelser senere både i Norge og Bulgaria. Carlsen, Hagland og Ruth (1990) finner at forventet inflasjon er en signifikant makrofaktor i tillegg til oljepris, handelsbalanse og arbeidsledighet. Fossum, Mikalsen og Martinsen (2000) inkluderer Sverige, UK, USA, Japan og Tyskland i tillegg til Norge i sin undersøkelse og finner at inflasjon, industriproduksjon og oljepris er signifikante makrofaktorer for Norges del. Mateev og Videv (2008) finner at uforventet inflasjon, handelsunderskudd som proxy for realaktivitet og EMBI (et mål på investorooptimisme i framvoksende markeder) har en signifikant effekt på aksjeavkastning i Bulgaria.

Det finnes en rekke studier utført av studenter som bruker dividendemodellen for valg av makrofaktorer. De regresserer den norske aksjeindeksen på makrovariablene ved å bruke OLS. I denne kategorien havner Kamsvåg (1993), Halland, Hansen og Pedersen (1999), Dyrnes (2006), Bruland og Dalehaug (2008), deres resultater er oppsummert kort i tabellen under som viser fortegnet til de signifikante faktorene.

I likhet med Kaneko og Lee (1995) utfører Gjerde og Sættem (1999) en studie av makrofaktorens virkning ved å bruke en VAR analyse etter at de differensierer de ikke-stasjonære variablene. Kaneko og Lee (1995) bruker faktorene fra Chen et al. sin studie for å evaluere effektene av systematiske økonomiske nyheter på aksjenes avkastning i USA og Japan. Ved å bruke et var-system bestående av 8 variabler, fant de at både terminstrukturen og vekstraten til industriproduksjon er signifikant prisede i USA. I Japan var internasjonale faktorer mer viktige: endringer i oljepris, handelsvilkår og valutakurs viste seg signifikante der. Resultatene for Norge bekrefter den etablerte sammenhengen mellom realrente, inflasjon og aksjeavkastning. Som i Japan var det i Norge påvist respons av aksjemarkedet til endringer i oljeprisen. På den andre siden viste denne studien at hjemmelig realaktivitet har påvirkning på realaksjeavkastning, mens at man ikke observerer kausalitet i den motsatte retningen.

I en fersk omfattende studie fra 2009 tester Næs, Skjeltop og Ødegaard om makrofaktorer er prisede risikofaktorer i det norske aksjemarkedet. Blant faktorene de velger er oljepris, pengemengde, investering og konsum. Overraskende nok, viser det seg at ingen av disse faktorene er signifikant prisede risikofaktorer, selv om de har forklarende kraft for variasjonen

i selskapenes avkastning over tid. På bakgrunn av det konkluderer de at det er aksjemarkedet som er en ledende faktor for makroøkonomien.

De fleste empiriske studiene som testet ATPs gyldighet og så på linken mellom makrotilstandsvariabler og aksjeavkastning modellerer en kortsiktig relasjon mellom makrovariabler og aksjemarkedet.

Nylig foreslo Engle og Granger (1987), Johansen og Juselius (1990) en metode for å bestemme eksistensen av en langsiktig likevekt mellom utvalgte variabler ved hjelp av kointegrasjonsanalyse og har dermed åpnet for en ny tilnærming til forskningen på forholdet mellom makroøkonomiske variabler og aksjemarked.

Bruk av denne metodologien har påvist en sterk påvirkning av makrovariabler på aksjemarkeder i utviklede land. Blant studiene i denne retningen kan nevnes: Ratanapakorn og Sharma (2000) som analyserer sammenhengen i USA og Humpe og Macmillan (2007) som gjør en komparativ undersøkelse av Japan og USA.

Det finnes få studier som bruker data fra økonomiene i ØstEuropa. Blant undersøkelsene på dette området er Kenourgios, Samitas og Paltalidis (2007). I disse økonomiene er aksjemarkedene som regel mindre i størrelse og mindre likvide som Mateev og Videv (2008) påpeker. Åpningen av disse økonomiene til utenlandske investorer kan føre til at linken mellom hjemmelige makrovariabler og aksjepriser blir svakere. Siden mange av disse aksjemarkedene har en kort historie kan det hende at aksjepriser ikke er drevet av fundamentale forhold, men av spekulative reaksjoner og manipulasjoner.

Disse to forholdene utgjør en ytterligere motivasjon for denne undersøkelsen som ser på det langsiktige forholdet mellom makrovariabler og aksjemarked i et komparativt perspektiv ved å rette oppmerksomheten mot et utviklet land representert ved Norge og et framvoksende marked representert ved det bulgarske aksjemarkedet.

Tabell 3.1 Oversikt over tidligere studier

Studie	Metode	Signifikante faktorer
Chen, Roll & Ross (1986) USA	Bygger på Fama og MacBeth (1973) Se 2.3	Industriproduksjon (+) Risikopremie (-) Terminstruktur (-) Uforventet inflasjon(-)
Knold & Nessiøy (1987)	APT faktoranalyse	Klarer ikke å identifisere de underliggende faktorene.
Evensen & Ryan (1989) Norge	En empirisk undersøkelse av APT med faktoridentifikasjon	Uforventet Inflasjon (-)
Carlsen, Hagland & Ruth (1990) Norge	Chen et al. sin metode	Forventet inflasjon (-) Oljepris (+) Handelsbalansen (+) Arbeidsledighet (+)
Mathur & Subrahmanyam (1990) Norge	Ved hjelp av Granger kausalitet test undersøkes forbindelsen mellom aksjemarkedsindeksene i U.S.A. og de nordiske landene, 1974 - 1985	U.S. markedet påvirker bare den danske, men ikke den norske eller finske markedet.
Poon & Taylor (1991) Storbritania	Chen et al. sin metode	Ingen
Kamsvåg (1993) Norge	OLS med hovedindeksen som avhengig variabel	Dollarkurs (+) Lang rente (-) Industriproduksjon (+) Oljepris (+)
Kaneko & Lee (1995) Japan og US	VAR analyse	Terminstruktur (+)USA Vekstraten til industriproduksjon (+)USA
Jahren (1995) Norge	Chen et al. sin framgangsmåte	Ingen
Eskeland, Frigaard Jr. & Kværnstuen (1995) Norge og USA	Faktoridentifikasjon for USA og Norge ved bruk av kanonisk korrelasjonsanalyse	Aksjemarkedsindekser; N (+) Industriproduksjon, N (+) Kreditttilgang, N (-) Pengemengde, N (+)
Gjerde & Sættem (1999) Norge	VAR analyse	Industriproduksjon (+) Forventet inflasjon (-) Oljepris (+) Kort rente (-)
Halland, Hansen & Pedersen (1999) Norge	OLS med hovedindeksen på Oslo børs som avhengig variabel	Utenlandsk industriproduksjon (+) Forventet inflasjon (-) Oljepris (+) Rente (-) Arbeidsledighet (-) Dollarkurs (+) Pengemengde (-)
Fossum, Mikalsen og Martinsen (2000)	Chen et al. sin metode, bruker Datastream indekser for aksjeavkastningen i de	Industriproduksjon(+)N, ikke signifikant for resten Inflasjon (CPI)(+)N, S, (-)

Studie	Metode	Signifikante faktorer
Norge, Sverige, USA, UK, Japan og Tyskland	forskjellige landene.	USA, ikke sign. for resten Oljepris(+), N, (-) Ty
Dyrnes (2006) Norge	OLS med hovedindeksen på Oslo børs som avhengig variabel	Oljepris (+) S&P500 (+) NIBOR (-) OSEBX t-1 (+) K2 (+) S&P500t-1 (+) FTSE100 (+)
Ratanapakorn & Sharma (2000) USA	Johansen-metoden (1975:1 – 1999:4)	Lang rente (-) Industriproduksjon (+) Inflasjon (-) Valutakurs (+) Kort rente (+)
Humpe & Macmillan (2007) USA og Japan	Johansen-metoden (1965:1 – 2005:6)	Industriproduksjon, US (+), J(-) Inflasjon ,US (-) Lang rente, US (-) Pengemengde, J (-)
Kenourgios, Samitas, Paltalidis (2007) Romania, Bulgaria, Serbia, Makedonia, Tyrkia, Albania	Johansen-metoden	Påviser integrasjon mellom de balkanske aksjemarkedene og utviklede markeder som US, UK, Tyskland og Hellas.
Bruland & Dalehaug (2008) Norge	OLS med hovedindeksen på Oslo børs som avhengig variabel (1996 – 2007)	Inflasjon (-) Oljepris (+) FTSE100 (+)
Mateev & Videv (2008) Bulgaria	Chen et al. sin framgangsmåte	Handelsunderskudd (+) Uforventet inflasjon (-) EMBI ¹³ (+)
Næs, Skjeltorp & Ødegaard (2009) Norge	Inspirert av Chen et al., men med bruk av GMM	Arbeidsledighet ¹⁴ (-) Pengemengde ¹⁵ (+) Endring i inflasjon ¹⁶ (+)

¹³ EMBI står for J.P.Morgan Emerging Market Bond Index, en endring i EMBI er et mål på investors forhold til risiko i framvoksende markeder

¹⁴ Det gjelder hvis man sorterer porteføljene etter størrelse og likviditet.

¹⁵ Det gjelder hvis porteføljene er sortert etter størrelse.

¹⁶ Det gjelder hvis porteføljene er sortert etter likviditet. 12,13 og 14 gjelder når man estimerer 2-faktormodeller hvor den ene faktoren er markedet og den andre en av de nevnte makrovariablene.

4 Beskrivelse av den realøkonomiske utviklingen i de to landene og deres aksjemarkeder

4.1 Generell sammenlikning¹⁷

Norge og Bulgaria er to europeiske land som har vidt forskjellig status i verdensøkonomien. Mens Bulgaria inntar 87. plass i verden når det gjelder BNP per capita, tilhører Norge toppen med sin 5. plass.

Norge er en velferdsøkonomi som er kjennetegnet av en kombinasjon av frimarked og statlig deltakelse i økonomien. Landet er rikt på naturressurser som petroleum, hydroenergi, fisk, skog, mineraler og er avhengig av en sterk oljesektor som sikrer nesten halvparten av eksporten og over 30% av statens inntekter. Norge er den tredje verdens gasseksportør og har kommet ned til syvende plass på verdens basis da produksjon har begynt å synke.

Bulgaria er et ekskommunistisk land som har blitt EU medlem den 1. Januar 2007. Følgende sektorer utgjør landets realøkonomiske profil: produksjon av gass, elektrisitet, hydroenergi, mat og drikke- industri, tobakk, maskiner og utstyr, kjemiske produkter, raffinert olje. Landet har opplevd betydelig vekst fra 1996 til 2008 som skyldes stor tilførsel av utenlandske direkte investeringer.

De forskjellige regjeringene har demonstrert en vilje til å gjennomføre reformer i retning av fullstendig omvendelse fra plan- til markedsøkonomi og en ansvarlig finanspolitikk, men den globale krisen har redusert eksporten, kapitalinnstrømmingen og industriproduksjonen.

¹⁷ Datagrunnlaget for alle figurer og alle tallmessige sammenlikninger mellom de to landene i dette kapitlet er basert på tall i The World CIA Factbook 2009, hvis ikke, er kilden oppgitt i teksten eller under figuren.

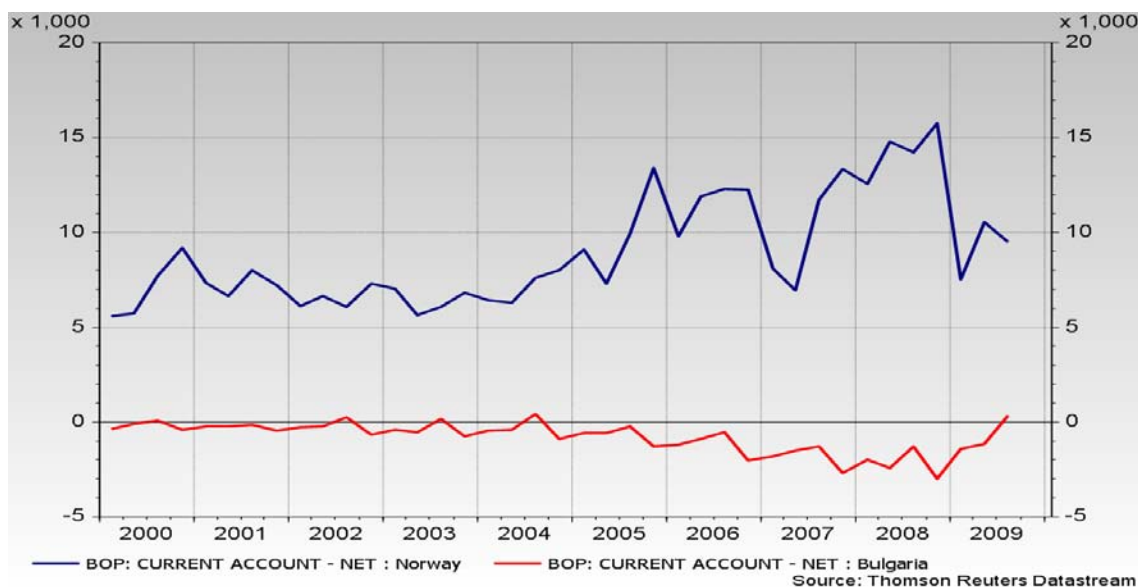
Korrupsjon i den offentlige administrasjonen, et svakt rettssystem og organisert kriminalitet gjenstår som store utfordringer.

Det finnes flere viktige forskjeller mellom de to landene på sentrale makroøkonomiske områder: driftsbalanse (overskudd i Norge, underskudd i Bulgaria), pengepolitikk (inflasjonsstyring i Norge, valutaboard i Bulgaria), finanspolitikk (ekspansiv i Norge, kontraktiv i Bulgaria i løpet av 2010).

4.1.1 Driftsbalanse

Norges overskudd på driftsbalansen var noe mindre som resultat av lavere oljepriser i 2009 ifølge Economist Intelligence Unit. Det forekom delvis korreksjon av det bulgarske underskuddet på driftsbalansen i 2009 takket være bedret handelsbalanse. Lavere tilførsel av direkte investeringer og kapitalflyt ut av landet har ført til underskudd på betalingsbalansen, men det er lite sannsynlig at Bulgaria vil ha behov for ekstern finansiering fra IMF eller EU, gitt beholdningen av utenlandske reserver.

Figur 4.1 Norges og Bulgarias nettodriftsbalanse fra 2000 til 2009



4.1.2 Pengepolitikk

Fordi man har innført et valutaboard¹⁸ i Bulgaria siden 1997, er den bulgarske lev bunden til euroen (Lv1.95583:€) og BNB (den bulgarske sentralbanken) har begrenset mulighet til å justere de pengepolitiske forholdene. I desember 2008 i konteksten av finanskrisen reduserte BNB de minimale reservekravene til bankene for å øke likviditeten i hjemmemarkedet. BNB vil redusere disse kravene mer hvis den tror at likviditeten vil føre til økt långivning som vil bedre økonomien, men er foreløpig tilbakeholden. Den politiske oppslutningen til valutaboardet er sterk og det vil være i kraft til Bulgaria får euroen som valuta, noe som forventes å skje tidligst i 2014. Dette på tross av viss bekymring for tap av konkurransevne i forbindelse med fall i kursen til mange av Bulgarias konkurrenter i det internasjonale markedet.

Til forskjell fra Bulgaria, har Norge en flytende valutakurs og handlefrihet til å utøve en selvstendig pengepolitikk. Det operative målet for pengepolitikken er lav og stabil inflasjon med en årsvekst i konsumprisene som over tid er nær 2,5 prosent. Norge var tidlig ute til å heve renten i oktober 2009 etter en rekke forsøk på å stimulere økonomien i respons til finanskrisen. Denne økningen, påfulgt av en annen i desember har ført til at renten har holdt seg på 1.75% etter at den ikke ble forandret på siste rentemøte i slutten av mars gitt usikkerhet om framtidig vekst og redsel for å ikke styrke kronen for mye og dermed erodere konkurransedyktigheten til eksportnæringen. Allikevel har man senket rentebanen som en reaksjon på lavere renter i utlandet og forventninger om sterkere krone, lavere lønnsvekst og dårligere utsikter for produksjonsvekst.

4.1.3 Finanspolitikk anno 2010

Den norske regjeringens kortsiktige prioritering er å sikre en friskmelding av den norske økonomien etter den globale krisen ved å bruke petroleumsinntektene for å opprettholde en ekspansiv finanspolitikk. Budsjettet fra 2010 fortsetter med de fleste stimulustiltakene

¹⁸ Valutaboardet i Bulgaria ble etablert som en respons til en akutt finansiell krise som drev inflasjonen til hyperhøyder. Det som skjedde i etterkant var et raskt fall i inflasjonen som skyldtes både en "disiplin"-effekt forårsaket av nedgang i vekstraten til pengemengden og en "confidence" effekt som førte til større pengeetterpørsel slik som Beck, Miller, Saad (2005) viser.

introdusert i 2009. Disse inkluderer skattelette for privat sektor, planer for bygging av veier og togforbindelser for å forbedre Norges infrastruktur og holde ned arbeidsledigheten. Regjeringen vil måtte bruke mindre i følgende år hvis den skal holde handlingsregelen.¹⁹ Hvis den ikke gjør så, vil dette føre til renteøkning og videre appresiering til den norske kronen, noe som vil undergrave konkurransevnen til norsk industri.

Siden juli 2009 har den bulgarske regjeringen strammet inn finanspolitikken i et forsøk på å unngå underskudd. Dette vil antakeligvis fortsette til 2011 da regjeringen har planer om å redusere trygdeskatten for å lette selskapenes skattebyrde og bidra til økonomisk vekst. Regjeringen planlegger å styrke økonomiens effektivitet ved å tilrettelegge for privatisering av en del selskaper den eier: Bulgartabac (tobakkprodusent), Kremikovtzi (stålprodusent) og Toplofikatsia (Bulgarias selskap for sentral oppvarming) og andre selskaper i energisektoren og i tillegg selge minoritetsandelene i en del marginale selskaper. Privatiseringen skal kanaliseres delvis gjennom BSE, Sofia børs. Dette i kontrast med Norge der regjeringen støtter sterkt statlig eierskap i strategiske hjemlige selskaper.

4.1.4 Aksjemarkeder

Et velfungerende aksjemarked har en nøkkelrolle i samfunnsøkonomien: det er avgjørende for de selskaper som produserer varer og tjenester å hente inn det nødvendige kapital. Det å bidra med kapital kan være både en lønnsom spareform og en måte og skaffe seg en kortsiktig gevinst på for private investorer.

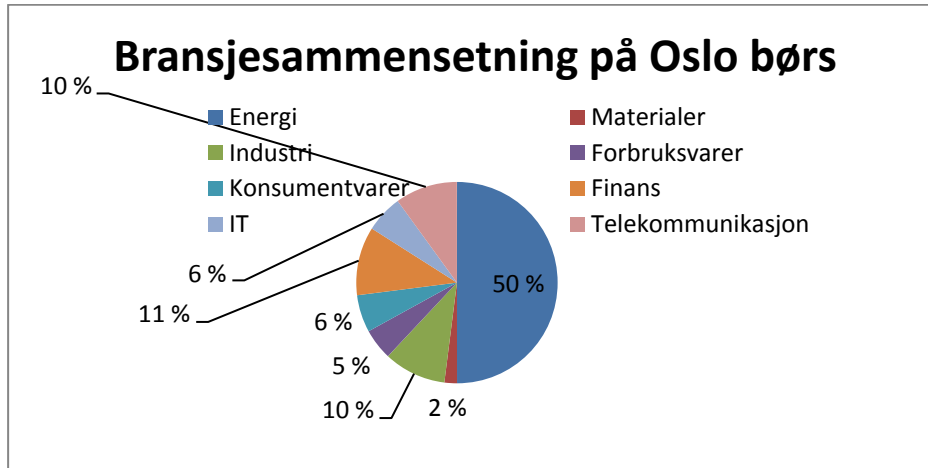
Til forskjell fra Oslo Børs som har utviklet seg fra 1819 til i dag, har Sofia Børs vært utsatt for stor historisk turbulens. Bulgarias Børs, Bulgarian Stock Exchange – Sofia ble grunnlagt i 1914, men sluttet å operere etter Andre Verdens Krig da Bulgaria ble en kommuniststat. Den ble reetablert i 1991. Tall fra mars 2009 viser at de tre sektorene som er viktigst med tanke på markedsverdi er finansiell formidling, grosshandel, handel og transport og kommunikasjon.²⁰

¹⁹ Ifølge handlingsregelen skal statens årlige bruk av oljeinntekter tilsvare den forventede realavkastningen av kapitalen i Statens Pensjonsfond Utland. Forventet realavkastningsrate er satt til fire prosent.

²⁰ Kilden for denne informasjonen er http://download.bse-sofia.bg/pdf/AnalysisAndStrategy_BG.pdf.

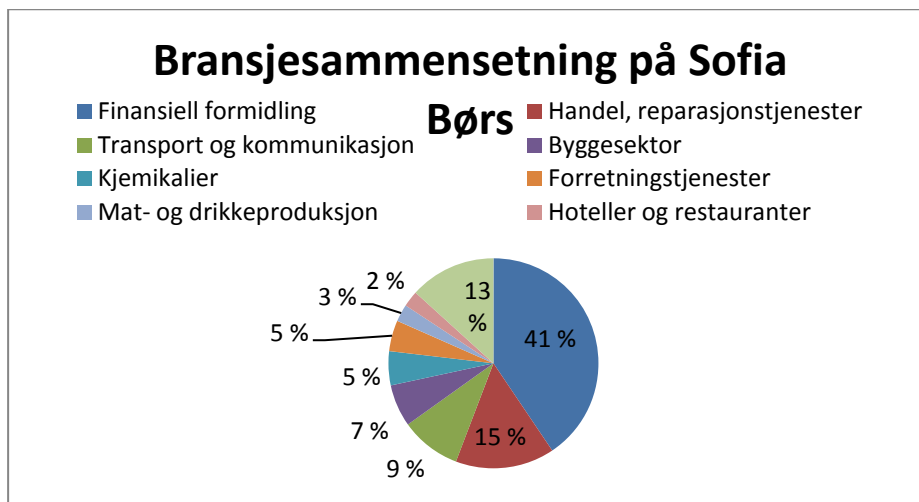
I Norge er markedet sterkt preget av en stor energisektor som utgjør cirka 50% av den totale markedsverdien på Oslo børs.²¹

Figur 4.2 Bransjesammensetningen på Oslo børs



Kilde: Næs, Skjeltorp og Ødegaard (2009)

Figur 4.3 Bransjesammensetningen på Sofia børs



Kilde: Sofia Børs, <http://www.bse-sofia.bg/>

Til forskjell fra Norge er kapasiteten til BSE- Sofia ganske liten som Figur 4.4 viser.

²¹ Dette bekreftes bl.a. i analysen av bransjesammensetningen av selskapene på Oslo børs i paperet av Næs, Skjeltorp og Ødegaard som omfatter perioden 1980-2006. Tallene som diagrammene er basert på er fra to forskjellige perioder: 2009 for Bulgaria og for 2006 i Norge.

Figur 4.4 Markedskapitalisering i Norge og Bulgaria (2004-2009)



Kilde: Oslo Børs og Sofia Børs: <http://www.oslobors.no/> og <http://www.bse-sofia.bg/>

Bulgaria er kategorisert som framvoksende marked og tilhører Frontier BMI²² ifølge S&P og som figuren nedenfor illustrerer ser ut til å kjennetegnes av et av trekkene karakteristiske for framvoksende markeder som Mateev og Videv (2008) nevner, nemlig stor volatilitet av avkastningen som kan overskride 100% per år.

Figur 4.5 Utviklingen i hovedindeksene på Oslo og Sofia Børs fra 2000 til 2009



²² Mer informasjon om seleksjonskriteriene er tilgjengelig her: <http://www.standardandpoors.com/indices/main/en/us>

Mellom 2004 og 2005 var Sofia Børs akselererende i sin utvikling. SOFIX klatret fra 104.7 poeng på slutten av 2000 til 183.1 i 2002 og derfra til 825.53 på slutten av 2005 og dermed ga investorene en akkumulert 5-årig avkastning på 688.47 prosent. Oppgangen på Sofia børs var resultat av landets monetære og fiskale stabilitet kombinert med forhåpninger om medlemskap i EU. I 2007 oppnådde BSE-Sofia det beste resultatet i hele historien av Bulgarias kapitalmarked. Omsetningen på 9.946 milliarder leva var tre ganger så stor som året før. Bakgrunnen for det var som allerede nevnt optimismen i forbindelse med EU-medlemskap og den økte tilførselen av utenlandske investeringer. Reduksjonen av den korporative skatten fra 15% til 10% var et ekstrainsentiv for selskapene å forbedre sine resultater. Infrastrukturen til BSE-Sofia har forbedret seg. Et stort antall handelsinstrumenter har blitt innført som statsobligasjoner, selskapsobligasjoner, pantobligasjoner, man har gjennomført privatisering gjennom børsen. På tross av markedets positive evolusjon, bør man trekke fram noen av dets svakheter.

En av dem er relatert til mangelen på markedsdybde. Selv om den daglige omsetningen har økt, forblir den på et lavt nivå (2-4 millioner Euro per dag),²³ mens de fleste selskapene foretrekker det ikke-offisielle "frie" markedet med ikke så strenge børsnoteringsregler. Det frie markedet omfatter ti ganger så mange selskaper som det offisielle som har 35 (til sammenlikning er det 212 børsnoterte selskaper på Oslo børs). Den forventede gjennomsiktighet før børsnotering som innebærer risikoen for å avsløre selskaps utilstrekkelighet er blant faktorene som demotiverer selskaper fra å foreta offentlige emisjoner. Det var først i 2004 som man lanserte IPOs, men praksisen har ikke slått helt an. I 2007 var det 11 selskaper som hadde IPOs på BSE-Sofia, mer enn noensinne og gjennomsnittskostnaden for å gjennomføre IPO var 1,7 % av den samlede kapitalen, lavere enn på børsene i Sentral og VestEuropa, noe som gjør kapitalanskaffelse gunstig gjennom BSE-Sofia. På tross av den nylig negative utviklingen i forbindelse med finanskrisen forventes det at BSE-Sofias rolle vil bli mer og mer fremtredende i framtiden.

²³ Parallellen med Oslo børs der gjennomsnittlig daglig omsetning er 7 828 milliarder NOK eller 970,25 milliarder Euro taler for hvor lite utviklet det bulgarske aksjemarkedet er.

5 Valg og operasjonalisering av variabler

Innenfor den teoretiske rammen for dividendemodellen og ved å ta hensyn til tidligere empiriske studier, velger jeg å undersøke den mulige sammenhengen mellom aksjemarked representert ved hovedindeksene på Oslo og Sofia børser (OB og SB) og følgende makrovariabler: inflasjon (NINF, BINF), oljepris (OP), arbeidsledighetsrate (NUN, BUN), lange renter (NLR, BLR), valutakurs (NUSD, BUSD), internasjonal aksjemarkedsindeks representert ved S&P 500 Composite (SP). De presise definisjonene, og dermed operasjonaliseringen, av disse variablene blir gitt i avsnitt 5.1 og 5.2 nedenfor.

Hovedproblemstilling i denne oppgaven er om det kan finnes makroøkonomiske faktorer som samvarierer med aksjemarkedsindeksene i Norge og Bulgaria på lang sikt (5.2), dvs. jeg vil undersøke om det finnes empiriske belegg for å forkaste nullhypotesen om manglende langsiktig sammenheng (5.1) i favør av alternativhypotesen om at det eksisterer et slikt forhold og kartlegge hvilke variabler inngår i det.

$$H_0: Y_t = \beta X_t + u_t, u_t \sim I(1) \quad (5.1)$$

$$H_1: Y_t = \beta X_t + u_t, u_t \sim I(0) \quad (5.2)$$

hvor $Y_t = LOB$ eller $Y_t = LSB$, $X_t = [NINF, LOP, NUN, NLR, LNUSD, LSP]$ eller

$$X_t = [BINF, LOP, BUN, NLR, LNUSD, LSP], \beta = \begin{bmatrix} \beta_{1no} \\ \beta_{2no} \\ \beta_{3no} \\ \beta_{4no} \\ \beta_{5no} \\ \beta_{6no} \end{bmatrix} \text{ eller } \beta = \begin{bmatrix} \beta_{1bg} \\ \beta_{2bg} \\ \beta_{3bg} \\ \beta_{4bg} \\ \beta_{5bg} \\ \beta_{6bg} \end{bmatrix}, u_t = (u_{not}) \text{ eller } u_t =$$

$= (u_{bgt}), L = \text{naturlig logaritme}$

5.1 Variabler

5.1.1 Inflasjon

Inflasjon har vært en gjenganger i de fleste studiene som prøver å forklare utviklingen i aksjemarkedet. De aller fleste har funnet at virkningen er signifikant og negativ, noe som er i motsetning til det utbredte synspunktet om at aksjer er en slags forsikring mot inflasjon i og med at de representerer eierskap over inntekter som stammer fra realaktiva. Denne negative effekten i motsetning til intuisjonen har vært forklart på forskjellige måter bl.a. som resultat av pengeillusjon (Modigliani og Cohn 1979). Ifølge Fama (1981) vil en forventet økning (fall) i realaktivitet i en verden styrt av rasjonelle forventninger resultere i fall (økning) i inflasjon og økning (fall) i realaksjeavkastning. Så inflasjon og aksjeavkastning beveger seg i motsatt retning uten at det finnes et kausalt forhold mellom dem ifølge ham. I likhet med Chen et al.(1986) og Mateev og Videv (2008) tar jeg dividendemodellen som begrunnelse for inkludering av inflasjon. Den påvirker aksjepriser negativt både gjennom diskonteringsraten for investorer og realverdien på kontantstrømmene til selskapene.

For å beregne inflasjonen velger jeg å bruke KPI og ikke variabel basert på produsentpriser fordi det er mest sannsynlig at KPI er utslagsgivende for endringer i diskonteringsraten for investorer samtidig som den fanger opp virkningen på selskapenes kontantstrømmer. Når det gjelder Norge har jeg brukt KPI-JAE fordi dette er inflasjonsvariabelen som Norges Bank styrer etter fra og med 29. Mars 2001. Det er mange som omtaler KPI-JAE som kjerneinflasjon, dvs. en indikator rensset for tilfeldige forstyrrelser som representerer den underliggende prisveksten. Siden tidsserier for KPI-JAE er beregnet fra SSB fra og med desember 2002, før denne datoen bruker jeg tall som gjelder KPI-JE.

5.1.2 Oljepris

Råvarepriser er generelt viktige for kontantstrømmene og dermed for aksjeprisene ifølge dividendemodellen. De er både en inntektskilde og en kostnadskilde. Olje er en viktig innsatsfaktor og eller et viktig sluttprodukt for mange norske og bulgarske selskaper. En stor andel av de børsnoterte selskapene på Oslo børs er oljeeksportorienterte. Kostnadseffekten er

beskjeden i forhold til den positive inntektseffekten. Det motsatte gjelder Bulgaria. Den variabelen som representerer oljepris i min undersøkelse er OP: prisen på råolje Oil Brent i US dollar per tønne.

5.1.3 Arbeidsledighetsrate

Aksjemarkedet avspeiler forventninger om fremtidige kontantstrømmer og dermed framtidig produksjon. Chen et. al (1986) finner en signifikant og positiv påvirkning på det amerikanske aksjemarkedet fra månedlig industriproduksjon. Det samme gjelder for det norske aksjemarkedet ifølge Gjerde og Sættem's resultater. Siden industriproduksjon er tilgjengelig på kvartalsbasis eller for en begrenset periode, velger jeg å bruke arbeidsledighetsrate som proxy for realaktivitet. Arbeidsledighetsraten er andel arbeidsledige i forhold til arbeidsstyrken og er beregnet i prosent både for Norge og Bulgaria.

5.1.4 Lange renter

Renter påvirker diskonteringsraten i dividendemodellen og dermed nåverdien av framtidige kontantstrømmer og aksjeprisene. Siden målet er å kartlegge et langsiktig forhold mellom rentevariabelen og aksjeprisen, velges det renten på en 10-årig statsobligasjon i tråd med Humpe og Macmillan (2007).

5.1.5 Internasjonal aksjemarkedsindeks: S&P 500 Composite Index (SP)

I og med at Bulgaria er et framvoksende marked er det utsatt for utenlandsk innflytelse i mindre grad kanskje hvis man tror empiri som viser at framvoksende markeder er mindre integrerte (Korajczyk, 1999). Mateev og Videv (2008) velger å ikke ha en proxy for markedsrisiko på grunn av tidligere påvist svak korrelasjon mellom det bulgarske aksjemarkedet og US og europeiske markeder, mens Kenourgios, Samitas og Paltalidis (2007) påviser integrasjon mellom det bulgarske og utviklede markeder.

Når det gjelder Norge er resultatene fra tidligere undersøkelser også motstridende. Som antatt i forrige kapittel viser Dyrnes (2006) og Bruland og Dalehaug (2008) at det finnes signifikant

utenlandsk påvirkning av utenlandske aksjemarkeder på den norske aksjeindeksen til forskjell fra Mathur og Subrahmanyam (1990) som ikke påviser en kausal relasjon mellom U.S. markedet og det norske aksjemarkedet.

På bakgrunn av disse temmelig motstridende resultatene ønsker jeg å undersøke om det finnes et langsiktig forhold mellom utenlandsk påvirkning representert ved SP og den norske og bulgarske hovedindeksen, noe som man kan forvente å se i og med at begge landene er små åpne økonomier. Jeg velger SP fordi den er benyttet i de ovenfor nevnte tidligere studier som jeg kan sammenlikne mine resultater med.

5.1.6 Valutakurs

Innenfor rammeverket for dividendemodellen fører appresieringen (depresieringen) av den hjemlige valuta til en relativ økning (fall) av prisen på norske/bulgarske produkter utenlands, en nedgang (økning) i etterspørselen etter norsk/bulgarsk eksport og følgelig lavere (høyere) kontantstrømmer for norske og bulgarske eksportbedrifter og det avspeiles av lavere (høyere) aksjepriser. Det ville være hensiktsmessig å teste om denne hypotetiske sammenhengen gjelder på langsikt for de to landene i den undersøkte perioden.

5.2 Datagrunnlag

Datamaterialet som benyttes inkluderer månedlige observasjoner på følgende variabler:²⁴

Tabell 5.1 Variabeloversikt

Variabelnavn i OxMetrics/ EViews	Symbol i Datastream	Symbol i teksten	Beskrivelse
OSLOBMI	OSLOBMI	OB	Hovedindeksen på Oslo børs
BSSOFIX	BSSOFIX	SB	Hovedindeksen på Sofia børs
OILBRENT	OILBREN	OP	Oljepris, råolje Oil-Brent US\$/tønne
SP	S&P COMP	SP	Standard and Poor's 500 Composite, amerikansk aksjemarkedsprisindeks
SP_SA	-	SPS	S&P COMP sesongjustert
KPI-JAE	-	KPI-JAE	norsk konsumprisindeks justert for avgiftsendringer og ekskludert energivarer, ikke-sesongjustert
BLCPINADJ	BLCONPRCF	BPI	den bulgarske konsumprisindeks, ikke-sesongjustert, basisår 1995 = 100
NOCINF	-	NINF	norsk kjerneinflasjon ²⁵
NOCINFL	-	NINFS	Norsk kjerneinflasjon, sesongjustert
BGINF	-	BINF	bulgarsk inflasjon
BGINFL	-	BINFS	bulgarsk inflasjon, sesongjustert
NW10BND	NWBRYLD	NLR	renter på 10-årige norske obligasjoner
RENTERBG	-	BLR	langsiktige renter for

²⁴ En mer detaljert beskrivelse av alle opprinnelige tidsserier finnes i Vedlegget, del 2, spesielt gjelder det langsiktige renter for konvergeringsformål. Denne oversikten inkluderer også norsk og bulgarsk inflasjon beregnet på grunnlag av CPI for de to landene.

²⁵ Både norsk og bulgarsk inflasjon beregnes som månedsvis prosentvis endring ut fra de tilsvarende konsumprisindeksene i ikke-sesongjustert og sesongjustert variant.

Variabelnavn i OxMetrics/ EViews	Symbol i Datastream	Symbol i teksten	Beskrivelse
			konvergeringsformål
NWUNTOTQ	NWUN%TOTQ	NUNS	arbeidsledighetsrate i %, sesongjustert ²⁶
BLUNTOTR	BLUN%TOTQ	BUN	arbeidsledighetsrate i %, ikke-sesongjustert
BLUNTOTR_SA	-	BUNS	arbeidsledighetsrate i %, sesongjustert
NUSD	NWUSDSP	NUSD	valutakurs, NOK per US dollar
BUSD	BLUSDSP	BUSD	valutakurs, BG lev per US dollar

Alle ovenfornevnte tidsserier unntatt BLR og KPI-JAE er hentet fra Datastream. BLR er hentet fra den bulgarske sentralbankens statistiske database. KPI-JAE er hentet fra SSBs statistiske database.

De månedlige observasjonene inkludert i studien er fra og med 01.01.2001 til og med 01.02.2010 med unntak av variabelen BLR som er observerbar fra og med 01.01.2003.

Siden hovedindeksen på Sofia Børs eksisterer fra og med 20.10.2000 måtte jeg avgrense studieperioden ved å ta hensyn til det og samle inn observasjoner for alle variabler etter denne datoen. For å oppnå dette, ble jeg nødt til å forskyve startpunktet for estimeringsperioden til 01.01.2001.

I tillegg viste det seg at variabelen BLR representerer en ytterligere tidsmessig restriksjon siden den er tilgjengelig fra og med 01.01.2003.

Variabelen KPI-JAE hadde en tilgjengelig tidsserie fra og med desember 2002. For perioden 01.01.2001 – 01.11.2002 har jeg brukt de tilgjengelige dataene for KPI-JE (konsumprisindeksen uten energivarer) med basis år 1998, men etter omregning til KPI-JAEs

²⁶ For Norge fant jeg tilgjengelig en tidsserie med månedlige observasjoner bare i sesongjustert form i henhold til SSBs etablerte praksis for publisering av arbeidsledighetstall: <http://www.ssb.no/akumnd/>.

basis juli 1999. Slik har jeg fått en sammensatt tidsserie "KPI-JAE" som grunnlag for beregning av den norske kjerneinflasjon i sampelperioden.

5.2.1 Variabeltransformasjoner

Videre i oppgaven benyttes en del sesongjusterte data. Dataene er enten sesongjustert i utgangspunktet (som norsk arbeidsledighetsrate) eller jeg har sesongjustert med Census X11 i EViews 6.0. En sesongjustert variabel angis med S på slutten av variabelnavnet: OBS, SBS, SPS, NINFS, BINFS, NUNS, BUNS som vist i tabell 5.1.

I tillegg transformeres variablene på logaritmisk form: $L\text{variabelnavn} = \ln(\text{variabel})$. Dette gir lettere tolkning fordi de estimerte koeffisientene kan da betraktes som elastisiteter eller prosentvise endringer. Siden arbeidsledighet og lange renter allerede er i prosent, blir de ikke transformert videre.

Det innføres også følgende transformasjon: $\Delta\text{variabel}_t = \text{variabel}_t - \text{variabel}_{t-1}$. Den er nødvendig for å skrive om ADL-modellene som oppgaven i 6.1 tar utgangspunkt i i feiljusteringsform.

5.3 Variablenes tidsserieegenskaper

I den økonomiske litteraturen i løpet av de siste tiårene har det blitt lagt vekt på å teste om tidsserier er stasjonære eller ikke før man setter i gang med økonometrisk analyse spesielt når man vurderer regresjonsanalyse som en mulig framgangsmåte. Grunnen til det er at man ellers blir utsatt for faren å få signifikante resultater fra urelatert data når ikke-stasjonære tidsserier er brukt i regresjonsanalyse. For eksempel kan to variabler med samme trend bli involvert i en spuriøs regresjon som indikerer signifikant sammenheng, selv om det er trenden som er korrelert og ikke variablene som Hill, Griffiths og Lim (2007) viser. For å sikre gyldige resultater fra regresjoner er det derfor av stor betydning å bruke tidsserier som er svakt stasjonære, dvs. oppfyller følgende krav: konstant gjennomsnitt, konstant varians og konstant autokovarians uavhengig av tid:

$$E(y_t) = \mu \quad (5.3), \quad \text{var}(y_t) = \sigma^2 \quad (5.4), \quad \text{cov}(y_t, y_{t+s}) = \text{cov}(y_t, y_{t-s}) = \gamma_s \quad (5.5)$$

Dersom en tidsserie er stasjonær, kjennetegnes den av egenskapen ”mean reversion”, dvs. den vil ha en stabil likevektsløsning, den vil vise fluktuasjoner rundt sitt gjennomsnitt.

Dersom et sjokk skjer vil den gradvis dø ut og variabelen vil vende tilbake til sin gjennomsnittsverdi. (Hill, Griffiths og Lim, 2007)

Ikke-stasjonaritet kan være forårsaket av en trend, en varig endring i dataserien som kan være enten deterministisk eller stokastisk. Problemet med en deterministisk trend kan løses ved hjelp av en trendvariabel i regresjonen som renser den fra trendkomponenten og tidsserien blir igjen stasjonær. Problemet med en stokastisk trend (for eksempel random walk-prosess) som er en tilfeldig endring over tid kan isolert sett bli håndtert ved differensiering. En tidsserievariabel som må differensieres d ganger for å bli stasjonær er definert som integrert av orden d : $I(d)$.

Blant andre årsaker til ikke-stasjonaritet er strukturelle brudd og sesongvariasjon. Et strukturelt brudd innebærer at populasjonsfunksjonen endres over sampelets periode slik at dens likevektsverdi blir påvirket. Selv om tidsserien kan være stasjonær før og etter bruddet, er den ikke stasjonær over hele perioden sett som en enhet. Et strukturelt brudd kan skje på grunn av et makroøkonomisk regimeskift eller innovasjon som påvirker en bestemt industri. En regresjonsmodell som ignorerer slike endringer kan utgjøre feilaktig grunnlag for inferens og prognosering. (Stock og Watson, 2007)

Ikke-stasjonær sesongvariasjon kan bli forårsaket av et varierende sesongmønster over tid. Slike prosesser kan ikke bli fanget opp av deterministiske dummyer, i stedet bør man sesongmessig differensiere denne type serier for å oppnå stasjonaritet. (Harris, 1995)

En standard framgangsmåte for å teste hypotesen om ikke-stasjonaritet til en tidsserie er den justerte Dickey-Fuller testen (ADF) som bygger på følgende regresjonslikning:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta t + (\gamma - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^s \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.6)$$

hvor $\gamma - 1 = \rho$, $H_0: \rho=0$, $H_1: \rho < 0$. Dersom nullhypotesen beholdes, er tidsserien ikke-stasjonær. Testen kan inneholde både konstant og/ eller trend eller ingen av delene. Man bruker testen uten konstant eller trend hvis man tror at tidsserien fluktuerer rundt en gjennomsnittsverdi lik 0. Man tar med konstant hvis man tror at tidsserien beveger seg rundt en gjennomsnittsverdi forskjellig fra 0. Hvis tidsserien antas å fluktuere rundt en lineær trend, bruker man spesifikasjonen med trend og konstant. Indeksene s i (5.6) angir antall lag som er nødvendig å inkludere for å sørge for at eventuell autokorrelasjon er renset ut av residualene.

Fordi den datagenererende prosessen ikke er kjent på forhånd brukes testen i to varianter: med og uten trend. Inkludering av trend betyr at serien inneholder en trend under nullhypotesen om ikke-stasjonaritet. Konstantledd er tatt med i de to tilfellene fordi jeg antar at ingen av variablene har en gjennomsnittsverdi lik null under alternativhypotesen om stasjonaritet. Resultatene fra de gjennomførte testene i tabell 5.2 og tabell 5.3 viser at alle tidsserier som brukes i analysen er integrert av orden 1, $I(1)$ siden de blir stasjonære etter differensiering. Allikevel bør man tolke disse resultatene med varsomhet fordi Dickey-Fuller testen har problemer med å avdekke ikke-stasjonære prosesser i endelige sampler når de nærmer seg egenskapene til en stasjonær prosess. Ifølge Harris (1995) setter dette spørsmålsteget ved de eksisterende prosedyrenes evne til å sikre en robust metode som gir en klar distinksjon mellom ikke-stasjonære og trend-stasjonære prosesser. Perron (1989) har vist at et skift i den deterministiske trenden til en stasjonær prosess kan bli feilaktig fanget opp av en vanlig ADF test som en vedvarende innovasjon ved en stokastisk trend. Det oppstår et liknende tap av styrke når det er et skift i konstantleddet.

Tabell 5.2 Testverdier for Augmented Dickey-Fuller stasjonaritetstest. Variabler på nivåform.

Variabel	Testverdi med konstant	Testverdi med konstant og trend
NINFS	-2,203 (6)	-2,406 (5)
NINF	-1,768 (11)	-2,013 (1)
BINFS	-1,971 (7)	-1,956 (7)
BINF	-1,703 (11)	-1,728 (11)
BUN	-2,49 (12)	-1,811 (12)
BUNS	-2,169 (1)	0,178 (1)
NUN	-1,107(1)	-1,551 (1)
LP	-1,319 (12)	-3,369 (11)

Variabel	Testverdi med konstant	Testverdi med konstant og trend
LSP	-1,971 (3)	-2,054 (3)
LSPS	-2,03 (3)	-2,13 (3)
NLR	-2,431 (1)	-2,465 (1)
BLR	-1,249 (3)	-1,709 (11)
LOB	-1,886 (1)	-1,672 (1)
LOBS	-1,920 (2)	-1,774 (2)
LSB	-1,373 (1)	-1,455 (1)
LSBS	-1,332 (1)	-1,438 (1)
LNUSD	-2,355 (1)	-2,453 (1)
LBUSD	-1,316 (7)	-2,818 (3)
Testet fra 0 til 12 lags basert på SIC. Testverdi er oppgitt for det mest signifikante lagget i parantes, *5% signifikansnivå, **1% signifikansnivå		

Tabell 5.3 Testverdier for Augmented Dickey-Fuller stasjonaritetstest. Variabler på differensiert form.

Variabel	Testverdi med konstant	Testverdi med konstant og trend
Δ NINFS	-4,097 (12) **	-4,084 (12) **
Δ NINF	-7,317 (10) **	-7,262 (10) **
Δ BINFS	-6,993 (6) **	-6,940 (6) **
Δ BINF	-7,565 (10) **	-7,514 (10) **
Δ BUN	-4,901 (3) **	-5,337 (3) **
Δ BUNS	-3,666 (1) **	-3,937 (1) *
Δ NUN	-3,674 (11) **	-3,650 (1) *
Δ LOP	-3,576 (11) **	-3,647 (11) *
Δ LSP	-3,788 (5) **	-3,739 (5) *
Δ LSPS	-3,126 (12) *	-3,816 (3) *
Δ NLR	-5,336 (3) **	-5,308 (2) **
Δ BLR	-4,153 (2) **	-4,35 (3) **
Δ OP	-4,646 (1) **	-4,694 (1) **
Δ SB	-3,216 (1) *	-3,602 (5) *
Δ SBS	-3,065 (2) *	-3,474 (12) *
Δ LNUSD	-3,617 (6) **	-3,685 (12) *
Δ LBUSD	-3,971 (6) **	-3,931 (6) *
Testet fra 0 til 12 lags basert på SIC. Testverdi er oppgitt for det mest signifikante lagget i parantes, *5% signifikansnivå, **1% signifikansnivå		

5.4 Kointegrasjon og forskjellige tester for kointegrasjon

Regelen om at bare stasjonære variabler bør inkluderes i regresjonsmodeller har et unntak og det gjelder to eller flere variabler som er kointegrerte av orden (1,1). Dette skjer hvis en lineær kombinasjon av variablene er stasjonær, dvs. de ikke-stasjonære variablene har ikke-stasjonære komponenter som kansellerer hverandre. Generelt hvis to tidsserier er begge $I(d)$, vil en lineær kombinasjon av dem også være $I(d)$. Hvis det eksisterer en vektor β slik at restleddet fra regresjonen $u_t = y_t - \beta x_t \sim I(d-b)$ er av lavere integrasjonsorden, hvor $b > 0$, definerer Engle og Granger (1987) y_t og x_t som kointegrerte av orden (d,b). Hvis y_t og x_t er begge $I(1)$ og $u_t \sim I(0)$, er begge kointegrert av orden CI (1,1).

Kointegrasjon har en viktig økonomisk tolkning. Det betyr at selv om seriene enkeltvis kan inneholde stokastiske trender og kan være ikke-stasjonære, vil de allikevel bevege seg i et forhold som er stabilt på lang sikt. Slik tilsvarer kointegrasjon eksistensen av en langsiktig likevekt som et økonomisk system konvergerer mot over tid. (Harris, 1995)

For å sjekke om det er en langsiktig sammenheng mellom aksjemarkedsindeks og makrovariabler er det derfor nødvendig å sjekke om de er kointegrerte.

5.4.1 Tester for kointegrasjon i enrelasjonsmodeller

Det finnes flere tester for kointegrasjon i enrelasjonssammenheng. Blant dem er Engle-Granger testprosedyren basert på testing om residualene fra en statistisk regresjonsmodell er stasjonære.

La $\hat{U}_t = Y_t - \hat{\beta} X_t$ (5.7) hvor $\hat{\beta}$ er MKM estimatet av den langsiktige parameteren β , da er DF-testens nullhypotese $H_0: \rho = 1$ eller $1 - \rho = 0$ i

$$\hat{U}_t = \rho \hat{U}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.8) \text{ eller}$$

$$\Delta \hat{U}_t = (1-\rho)\hat{U}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.9)$$

Testen hviler på forutsetningen om at restleddene ε_t er hvit støy. Og hvis AR(1) modellen i (5.8) ikke oppfyller denne forutsetningen, så er det nødvendig å utvide den med laggede differanser av residualene:

$$\Delta \hat{U}_t = (1-\rho)\hat{U}_{t-1} + \psi_1 \Delta \hat{U}_{t-1} + \dots + \psi_m \Delta \hat{U}_{t-m} + \varepsilon_t \quad (5.10)$$

En konsekvens av denne prosedyren er at den autoregressive modellen for \hat{U}_t er ekvivalent med å pålegge en restriksjon i form av en felles faktor på en dynamisk modell:

$$(1-\rho L)Y_t = \beta_0(1-\rho) + \beta_1(1-\rho L)X_t + \varepsilon_t \quad (5.11)$$

Dersom felles-faktor restriksjonene ikke holder, vil Dickey-Fuller testen på kointegrasjonsresidualene ha lav styrke. (Doornik og Hendry, 2007).

I stedet foreslår Kremers, Ericsson og Dolado (1992) en direkte test for $H_0: \theta_1 = 0$ i:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \pi \Delta X_t + \theta_1(Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5.12)$$

hvor parameterne $\{\alpha_0, \pi, \theta_1, \beta_1\}$ ikke er gjenstand for restriksjonen i (5.11). Men forkastingen av nullhypotesen i deres test avhenger av verdiene til "nuisance" parametrene π og σ_ε^2 , så Kiviet og Phillips (1992) utviklet en test som er invariant for disse verdiene. I denne testen inngår X_{t-1} uten restriksjoner og nullhypotesen er $H_0: \theta_1 = 0$ i:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \pi \Delta X_t + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{eller} \quad (5.13)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \pi \Delta X_t + \theta_1(Y_{t-1} - X_{t-1}) + (\theta_1 + \theta_2)X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.14)$$

Logikken for testen er at under H_0 om ingen kointegrasjon, så er det heller ingen likevektskorrigering i (5.14).

Fordelingen til θ_1 er ikke-standard og dens verdier har blitt tabulert separat. Banerjee, Dolado, Galbraith og Hendry (1993) finner at styrken til $t_{\theta_1=0}$ kan bli høy relativt til DF-testen.

Allikevel er det slik at hvis X_t ikke er svakt eksogen (dvs. når ikke bare Y_t justerer seg i forhold til den forrige likevektsfeilen som i (5.12), men også X_t , er testen en upålitelig måte å finne kointegrasjon på. I dette tilfellet er multivariattesten, presentert i 5.4.2 mer effisient.

De kritiske verdiene for testen i (5.13) som jeg velger å bruke i min økonometriske analyse i enrelasjonskontekst kan man beregne ved å bruke følgende formel oppgitt i Ericsson og MacKinnon (2002):

$$q(T_i) = \theta_0 + \theta_1 (T_i^a)^{-1} + \theta_2 (T_i^a)^{-2} + \theta_3 (T_i^a)^{-3} \quad (5.15)$$

hvor $T_i^a = T_i - (2k-1) - d$, der T er sampelets størrelse, k antallet variabler i ECM og d antallet deterministiske komponenter (konstant og eller trend). De konkrete parameterverdiene bak beregningene i tabell 5.4 er oppgitt i vedlegget, del 3.

$T_f = 107$ observasjoner ved fullt sampel, $T_{BGR} = 83$ observasjoner når man bruker lange renter, gjelder for den bulgarske delen av sampelet.

Tabell 5.4 Kritiske verdier til ECM-observatoren

Antall variabler i den kointegrerende relasjonen	Signifikansnivå i prosent	Kritisk verdi ved test med konstant uten trend, $T_f = 107$	Kritisk verdi ved test med konstant uten trend, $T_{BGR} = 83$
2	5	-3,245	-3,255
3	5	-3,538	-3,548
4	5	-3,789	-3,799

Testen i analysedelen utføres i henhold til relasjon (5.13). En "t-verdi" lavere enn den kritiske verdien fører til at man forkaster H_0 om ingen kointegrasjon på det oppgitte signifikansnivået, 5 % i dette tilfellet.

5.4.2 Johansen-metoden for testing av kointegrasjon

Testene for kointegrasjon i et multivariat likningssystem er utviklet av Johansen (1988) og Johansen og Juselius (1990). Johansen-metoden bygger på sannsynlighetsmaksimering for å determinere eksistensen av kointegrerende vektorer i ikke-stasjonære tidsserier som representerer et VAR-system i feiljusteringsform:

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi u_t + \epsilon_t \quad (5.16)$$

Hvor Z_t er en $n \times 1$ vektor, Γ er en $n \times n$ matrise, $\Gamma_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_i)$, $i = 1, \dots, k-1$ og Π er en $n \times n$ matrise $\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_k)$

Denne spesifikasjonen av systemet inneholder informasjon om både den kortsiktige og langsiktige tilpassningen til endringer i Z_t som gis av henholdsvis parametrene Γ_i og Π . Hvis man antar at Z_t er en vektor av ikke-stasjonære $I(1)$ variabler, er alle komponenter i ΔZ_{t-i} $I(0)$ og ΠZ_{t-k} må være stasjonær for at u_t skal være $I(0)$.

Det er 3 tilfeller der kravet om at ΠZ_{t-k} er $I(0)$ er oppfylt:

- 1) Når alle variabler i Z_t er faktisk stasjonære. I dette tilfellet har Π full rang og matrisen har $r=n$ uavhengige kolonner. Da kan man unngå problemet spuriøs regresjon og man kan estimere VAR-modellen på nivåform.
- 2) Når det er ingen kointegrasjon i det hele tatt, dvs. det er ingen lineære kombinasjoner av Z_t som er $I(0)$ og følgelig er Π en $n \times n$ matrise bestående av 0, den har null rang. Da er den hensiktsmessige modellen VAR i differensform uten langsiktige komponenter.
- 3) Hvis det eksisterer opp til $(n-1)$ kointegrerende relasjoner: er $\beta' Z_{t-k} = I(0)$. I dette tilfellet eksisterer det $r \leq (n-1)$ kointegrasjonsvektorer i β (r kolonner av β koeffisienter). Dette medfører at de siste $(n-r)$ kolonner i α -matrisen må være tilnærmet lik 0 for at ΠZ_{t-k} skal være $I(0)$. Testing for kointegrasjon blir ekvivalent med det å finne rangen til Π , dvs. antallet r lineært uavhengige kolonner i Π , dvs. sjekking om de siste $(n-r)$ kolonner i α er 0.

Man kan estimere Π , dvs. α og β' ved redusert rangregresjon eller kanonisk korrelasjonsanalyse.

I tillegg til laglengden vil testens resultater også påvirkes av de deterministiske komponentene som er inkludert i den vektorfeilkorrigerende modellen

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \alpha \begin{bmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{bmatrix} Z_{t-k}^{\sim} + \alpha_1 \mu_2 \delta + \alpha_2 \delta_2 t + u_t, \text{ hvor } Z_{t-k}^{\sim} = (Z'_{t-k}, 1, t) \quad (5.17)$$

Selv om det er mulig å spesifisere en modell, modell A hvor $\delta_1 = \delta_2 = \mu_1 = \mu_2 = 0$, er det usannsynlig at dette skjer i praksis, særlig med tanke på det at konstantleddet er nødvendig siden det er forskjellige måleenheter som kjennetegner variablene i Z_t .

Ifølge Harris (1995) er det realistisk å ta hensyn til tre muligheter:

Modell B: $\delta_1 = \delta_2 = \mu_2 = 0$ Konstantledd i kointegrasjonslikningen

Modell C: $\delta_1 = \delta_2 = 0$ Det er ingen lineære trender i nivåform. μ_1 og μ_2 kombinerer for å danne et konstantledd i den kortsiktige modellen.

Modell D: $\delta_2 = 0$. Konstantledd i kointegrasjonslikningen og VAR, lineær trend i kointegrasjonslikningen, ingen trend i VAR.

Det er disse modellene (B, C og D) som jeg velger å estimere og velge mellom ved å bruke det såkalte Pantula prinsippet når jeg tester for kointegrasjon. Ifølge dette prinsippet består seleksjonsprosedyren i å presentere resultatene fra den mest restriktive hypotesen ($r = 0$ og modell B i dette tilfellet) til den minst restriktive hypotesen ($r = \text{antall variabler i VAR} - 1 = n-1$ og modell D) og i hvert skritt sammenlikne verdien på testobservatoren med den kritiske verdien og stoppe når hypotesen for manglende kointegrasjon ikke kan bli forkastet. (Asteriou and Hall, 2007)

Det er viktig å påpeke at parametrene α og β ikke er unikt identifisert i den forstand at forskjellige kombinasjoner av α og β kan danne samme matrise $\Pi = \alpha\beta'$. Dette fordi $\alpha\beta' = \alpha PP^{-1}\beta'$ for enhver invertibel $r \times r$ matrise P . Følgelig må de kointegrerende vektorene i β normaliseres for å få unike kointegrerende relasjoner. Det kan hende at det ikke er mulig å identifisere disse strukturelle kointegrerende relasjoner fra den estimerte β matrisen (Verbeek,

2008). Hvis $r > 1$, vil ikke normalisering være tilstrekkelig for identifikasjon. Men identifikasjon kan skje ved bruk av vanlige ordens- og rangbetingelser.

Man kan finne antall kointegrerende vektorer ved å ta utgangspunkt i egenverdiene²⁷ i estimeringsprosessen på to måter ifølge Johansen:

1) Trase-test:

$$\lambda_{trase}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \text{ hvor } \lambda_{r+1} \text{ er de } (n-r) \text{ minste egenverdiene.}$$

H_0 : det eksisterer maksimalt r kointegrerende vektorer $r = q, q = 1, 2, \dots, n-1$

H_1 : det eksisterer minst r kointegrerende vektorer, $r = n$

Testen består i å sjekke om trasen øker ved å legge til flere egenverdier enn den r -te egenverdi. Når alle $\hat{\lambda}_i = 0$, er $\lambda_{trase} = 0$. Jo nærmere egenverdiene er 1, jo mer negativ $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$, og jo større λ_{trase} . Man jobber seg nedover og stopper ved en r som er assosiert med en testobservator som overskrider den tilhørende kritiske verdien.

2) Maximum egenverdi-testen er gitt ved:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

H_0 : r kointegrerende vektorer

H_1 : det eksisterer minst $r+1$ kointegrerende vektorer

²⁷ De r største egenverdiene får man ved løsning av følgende likning: $\lambda^k - S_{ko} S^{-1}_{oo} S_{ok} = 0$, hvor $S_{ij} = T^{-1} \sum_{i=1}^T R_{it} R'_{jt}$, $i, j = 0, k$, $\Delta Z_t = B_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + B_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + R_{0t}$, $Z_{t-k} = C_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + C_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + R_{kt}$, $\Delta Z_t + \alpha \beta' Z_{t-k} = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + u_t$ i tilfellet med redusert rangregresjon.

Testen går ut på å rangere egenverdiene i fallende rekkefølge og sjekke om de er signifikant forskjellig fra 0. For eksempel hvis man har n egenverdier $\lambda_1 > \lambda_2 > \lambda_3 > \dots > \lambda_n$ og variablene som testes ikke var kointegrerte, da ville rangen til Π vært 0 og alle egenverdier ville være 0. Da ville $(1 - \hat{\lambda}_i) = 1$ og siden $\ln(1) = 0$, ville alle uttrykkene være lik 0 under ingen kointegrasjon. Hvis Π 's rang var 1, da ville $0 < \lambda_1 < 1$ slik at $(1 - \hat{\lambda}_1) < 0$, mens resten ville være lik 0.

Kritiske verdier for begge tester oppgis i Johansen og Juselius (1990). Erfaringen viser at trase-testen er mer robust enn max egenverditesten siden den testen håndterer problemer som skjevhet og leptokurtosis på en bedre måte enn maximum egenverditesten. (Harris, 1995)

Hvis det eksisterer en langsiktig relasjon mellom tidsserier og hvis likevektsfeilen er stasjonær, så må det være til stede en mekanisme som bringer tilbake likevekt når en innovasjon skjer. I denne konteksten viser Granger (1983) at en kointegrerende sammenheng er ekvivalent med eksistensen av en feiljusteringsmekanisme, Grangers representasjonsteorem. Under kointegrasjon kan man skrive feiljusteringsmodellen slik:

$$\Delta Z_t = \alpha(\beta' Z_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.18)$$

Den ikke-stasjonære prosessen Z transformeres til en stasjonær prosess ved den kointegrerende vektoren β og α beskriver tilpasningshastigheten til hver variabel etter avvik fra likevekt.

En sentral implikasjon av Grangers representasjonsteorem er at det eksisterer Granger kausalitet i minst en retning.

Det er viktig å merke seg at representasjonsteoremet innebærer at kointegrasjon kan sees som et tegn på markedsineffisiens. Granger (1986) har påpekt at prisene til to forskjellige aksjer i et effisient marked ikke kan være kointegrerte. Hadde de vært det, ville en feiljusteringsmekanisme oppstå og da ville man kunne predikere prisendringene.

Det finnes en trend i forskningslitteraturen som konkluderer med markedsineffisiens etter oppdaget kointegrerende relasjon mellom aksjemarkedsindekser og makroøkonomiske variabler med utgangspunkt i Granger (1986), som for eksempel: Informational inefficiency of the Brazilian Stock market (Guttler, Meurer, Da Silva 2006).²⁸

Jeg velger allikevel å ta hensyn til nyere forskning på området som selv om ennå i spiren, setter forbindelsen mellom kointegrasjon og markedsineffisiens under tvil, spesielt refererer jeg til Dwyer og Wallace (1992) og Lence og Falk (2005). Dwyer og Wallace (1992) viser at det ikke finnes noen motsigelse mellom markedseffisiens definert som mangel på arbitrasjemuligheter (istedenfor den tradisjonelle "random walk"-tolkningen av aksjepriser) og kointegrasjon. Lence og Falk (2005)²⁹ tar utgangspunkt i den tradisjonelle definisjonen på markedseffisiens. De illustrerer i konteksten av en standard generell likevektsmodell for aktivaprisering med representative aktører, et flertall av goder og aktiva, tilrettelagt for at likevektspriser er enhetsrøtter, at markedseffisiens, markedsintegrasjon og kointegrerte priser er uavhengige fenomener som kan eksistere ved siden av hverandre. Følgelig, i mangel på en velspesifisert likevektsmodell for hele økonomien, er kointegrasjonstester ikke informative hverken med tanke på markedseffisiens eller markedsintegrasjon.

I lys av disse relativt nye forskningsbidragene vil jeg ta forbehold om eventuelle konklusjoner om markedsineffisiens i tilfellet jeg oppdager kointegrasjon ved testing av bulgarske eller norske data, selv om det ville ha vært fristende å gå inn i samme spor som mange tidligere undersøkelser.

²⁸ En ganske dekkende litteraturliste med flere eksempler t.o.m. 2005 gis av Lence og Falk (2005).

²⁹ Lence og Falk (2005) opererer med følgende definisjon på markedseffisiens: "markedet er effisient i forhold til et bestemt informasjonssett ϕ hvis aksjeprisene ikke ville bli påvirket når man gir denne informasjonen til alle markedsdeltakere."

6 Empiriske resultater

Analysen består av to hoveddeler. Jeg estimerer først en-relasjonsmodeller for børsindeksene i Oslo og Sofia. I tillegg estimerer jeg en flerrelasjonsmodell.

Testing for fravær av kointegrasjon ved bruk av en feiljusteringsmodell er en effisient framgangsmåte dersom det er en unik kointegrasjonssammenheng og dersom alle unntatt en av variablene i kointegrasjonssammenhengen er svakt eksogene for kointegrasjonsparametrene. Dersom forutsetningen om svak eksogenitet ikke er oppfylt, er enrelasjonsmetoden ineffisient. Likevel er estimatorene for kointegrasjonsparametrene konsistente. Denne framgangsmåten kan være misvisende, spesielt hvis det er flere enn en kointegrerende relasjon. En effisient metode i tilfellet når antallet kointegrasjonssammenhenger er ukjent er den såkalte Johansen-metoden, som er basert på VAR modellen med Gaussianske restledd. Denne metoden er også effisient i tilfellet da alle variablene i kointegrasjonssammenhengen er endogene. I praksis kan Johansens metode være vanskelig å gjennomføre i små sampl, og dersom den økonomiske teorien om hvilke sammenhenger som kan gjelde er upresis eller lite utviklet. I slike situasjoner er enrelasjonsmetoden ofte å foretrekke.

6.1 ADL og feiljusteringsmodeller for hovedindeksene ved Oslo og Sofia.

Jeg formulerer følgende dynamiske spesifikasjoner for aksjemarkedsindeksene i Oslo og Sofia:

$$\text{LOBS}_t = \alpha_0 + a_1 \text{LOBS}_{t-1} + b_0 \text{LOP}_t + b_1 \text{LOP}_{t-1} + c_0 \text{NINFS}_t + c_1 \text{NINFS}_{t-1} + d_0 \text{NUNS} + d_1 \text{NUNS}_{t-1} + e_0 \text{NLR}_t + e_1 \text{NLR}_{t-1} + f_0 \text{LNUSD}_t + f_1 \text{LNUSD}_{t-1} + g_0 \text{LSPS}_t + g_1 \text{LSPS}_{t-1} + v_t \quad (6.1)$$

$$\text{LSBS}_t = \beta_0 + h_1 \text{LSBS}_{t-1} + i_0 \text{LOP}_t + i_1 \text{LOP}_{t-1} + j_0 \text{BINFS}_t + j_1 \text{BINFS}_{t-1} + k_0 \text{BUNS}_t + k_1 \text{BUNS}_{t-1} + l_0 \text{BLR}_t + l_1 \text{BLR}_{t-1} + m_0 \text{LBUSD}_t + m_1 \text{LBUSD}_{t-1} + n_0 \text{LSPS}_t + n_1 \text{LSPS}_{t-1} + \xi_t \quad (6.2)$$

hvor restleddene antas med klassiske egenskaper, dvs. homoskedastiske, serielt ukorrelerte og normalt fordelte.

Generelt kan man omskrive en ADL modell med to variabler på tilvekstform, og videre til feiljusteringsform. Jeg viser denne omskrivingen for tilfellet med to variabler:

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i X_{t-i} + u_t \quad (6.3)$$

Her angir n ordenen på det autoregressive lagget, og m lengden på det distribuerte lagget i X. På feiljusteringsform får vi (Asteriou og Hall, 2007):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{m-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 X_{t-1} + u_t \quad (6.4)$$

I det tilfellet der n=1 forsvinner det andre leddet i likning (6.4), noe som også er tilfellet for de to likningene (6.1) og (6.2) for de to børsindeksene:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \pi \Delta X_t + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 X_{t-1} + u_t \quad (6.5)$$

Resultatet av omskrivingen av (6.1) til (6.5) kan derfor skrives mer kompakt som:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LOBS}_t = & \mu_1 + \pi_1 \Delta \text{LOP}_t + \rho_1 \Delta \text{NINFS}_t + \zeta_1 \Delta \text{NUNS}_t + \nu_1 \Delta \text{NLR}_t + \chi_1 \Delta \text{LNUSD}_t + \\ & \zeta_1 \Delta \text{LSP}_t + \theta_{11} \text{LOBS}_{t-1} + \theta_{21} \text{LOP}_{t-1} + \theta_{31} \text{NINFS}_{t-1} + \theta_{41} \text{NUNS}_{t-1} + \theta_{51} \text{NLR}_{t-1} \\ & \theta_{61} \text{LNUSD}_{t-1} + \theta_{71} \text{LSPS}_{t-1} + u_{\text{no},t} \end{aligned} \quad (6.6)$$

For Bulgaria blir den tilsvarende likningen:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LSBS}_t = & \mu_2 + \pi_2 \Delta \text{LOP}_t + \rho_2 \Delta \text{BINFS}_t + \zeta_2 \Delta \text{BUNS}_t + \nu_2 \Delta \text{BLR}_t + \chi_2 \Delta \text{LBUSD}_t + \\ & \zeta_2 \Delta \text{LSP}_t + \theta_{12} \text{LSBS}_{t-1} + \theta_{22} \text{LOP}_{t-1} + \theta_{32} \text{BINFS}_{t-1} + \theta_{42} \text{BUNS}_{t-1} + \theta_{52} \text{BLR}_{t-1} + \\ & \theta_{62} \text{LBUSD}_{t-1} + \theta_{72} \text{LSPS}_{t-1} + u_{\text{bg},t} \end{aligned} \quad (6.7)$$

Testen her utføres i henhold til relasjon (5.13), men med utvidet antall variabler som antas svakt eksogene, dvs. på de estimerte (6.6) og (6.7). En t_{θ_1} -verdi lavere enn den kritiske verdien fører til at man forkaster H_0 om ingen kointegrasjon på det oppgitte signifikansnivået, 5 % i dette tilfellet. De kritiske verdiene er gitt i tabell 5.4. For oversiktens skyld har jeg også

estimert (6.1) og (6.2). Alle likninger er estimert ved bruk av programmet OxMetrics 6 og pakken PCGIVE. Metoden som er benyttet er minste kvadraters metode (MKM). De estimerte likningene er resultat av "general to specific modelling" gjennomført av Autometrics, en applikasjon til OxMetrics, hvor de generelle modellene er (6.1), (6.2) og (6.6), (6.7) henholdsvis på nivå- og feiljusteringsform. (I:2000X (x)) betegner strukturelle brudd i 200X, hvor X varierer fra 1 til 10 og x betegner måned, fra 1 til 12.

I alle estimeringer bruker jeg sesongjusterte variabler. Begrunnelsen for å ha sesongjustering er at noen variabler (for eksempel konsum avspeilet i konsumprisindeksen som er innbakt i inflasjon) viser stor sesongvariasjon som utgjør brorparten av den totale variasjonen i dataen. For å kontrollere for den, har jeg valgt å sesongjustere aksjemarkedsindeksene, inflasjonen og arbeidsledigheten i og med at sampelet omfatter bare en 10-årsperiode. I tillegg er noen variabler som for eksempel norsk arbeidsledighet tilgjengelig bare i sesongjustert form. Dette medfører at en eventuell motsetning mellom modeller med sesongjusterte – og ikke-sesongjusterte variabler ikke kan gi et inntrykk av hvordan sesongmessige variasjoner i arbeidsledighet påvirker etableringen av eventuelle langsiktige forhold mellom aksjemarkedsindeks og makrovariabler i Norge.

Jeg har videre estimert to versjoner av modellen: med utenlandsk påvirkning (uttrykt ved LSPS) som er naturlig å forvente i og med at begge landene er små åpne økonomier og uten utenlandsk påvirkning for å se isolert på sammenhengen mellom makrovariabler og aksjemarkedsindeks i hvert enkelt land.

6.1.1 Resultater fra kointegrasjonstesten for Bulgaria i perioden januar 2001 – januar 2010, ekskludert lange renter fra sampelet

Først presenterer jeg resultatene fra modellen på nivåform. Siden den autoregressive koeffisienten er større enn 1 etter at man har kontrollert for strukturelle brudd, indikerer dette at stabilitetsbetingelsen for ADL modeller er brutt, noe som er uforenlig med kointegrasjon.

Dette innebærer at det ikke finnes signifikant langsiktig sammenheng mellom makrovariabler og aksjemarkedsindeks i Bulgaria som estimatene i tabell 6.1 illustrerer.

Tabell 6.1 Resultater for den autoregressive koeffisienten fra estimeringene på nivåform for Bulgaria i perioden 01.01.2001 – 01.01.2010

Modell på nivåform	Koeffisient	Standardfeil	t-verdi	p-verdi
Med LSPS	1,025	0,019	54,3	0,000
Uten LSPS	1,036	0,017	60,6	0,000

Denne konklusjonen bekreftes også ved testen (5.13) som viser at t_{θ_1} -verdien i regresjonsutskriftene basert på (6.7) er positiv i tilfellet uten utenlandsk aksjemarkedsindeks (som vist i tabell 6.2), noe som ikke gir grunnlag til å forkaste nullhypotesen om manglende kointegrasjon, gitt de kritiske verdiene som er negative.³⁰ I tilfellet når aksjeindeksen er inkludert, utelater Autometrics det autoregressive leddet.³¹ Vi får $t_{\theta_1} = \frac{0,025}{0,019} = 1,316$ som er høyere enn den negative kritiske verdien uavhengig av om vi bruker denne verdien eller $t_{\theta_1, HACSE}$ ved å ta i betraktning heteroskedastisitet påvist i tabell 6.3.

Tabell 6.2 Resultater for den autoregressive koeffisienten og t_{θ_1} fra estimeringen av modellen på feiljusteringsform (6.7) i perioden 01.01.2001 – 01.01.2010

Feiljusteringsmodell	Koeff. foran LSBS _{t-1}	Standardfeil	t_{θ_1}	p-verdi
Med LSPS	-	-	-	-
Uten LSPS	0,048	0,016	2,95	0,004

Det er viktig at residualene i likningene stemmer noenlunde overens med forutsetningene om ”klassiske restledd”. Tabell 6.3 nedenfor derfor inneholder ”restleddsdiagnostikk”, dvs. resultater fra et utvalg av tester om forutsetningene er oppfylt for de estimerte regresjonene. En * og ** betegner forkasting av nullhypotesen om at en bestemt forutsetning holder på henholdsvis 5% og 1% signifikansnivå.

³⁰ Se tabell 5.4.

³¹ Da kan man gjennomføre testen ved bruk av ADL-estimatet siden $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \beta_2 X_{t-1} + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$ kan skrives som $\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t + (\beta_1 + \beta_2) X_{t-1} + (\alpha - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t$. $t_{\theta_1} = \frac{\hat{\alpha} - 1}{SE(\hat{\alpha})}$

AR 1-7 testen er en Lagrange Multiplikator test basert på Harvey (1981) som sjekker om det er seriekorrelasjon i restleddene.

ARCH 1-7 testen er Engles (1982) test for tilbakevendende betinget heteroskedastisitet, dvs. om variansen i foregående ledd påvirker variansen til leddet som kommer etter: $H_0: \gamma = 0$ i

$$\text{modellen } E[u_t^2 | u_{t-1}, \dots, u_{t-r}] = c_0 + \sum_{i=1}^r \gamma_i u_{t-i}^2 \text{ hvor } \gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_r)'$$

Normalitetstesten sjekker i hvor stor grad restleddene er normalt fordelte, dvs. om residualenes skjevhet og kurtose korresponderer til de tilsvarende indikatorene for normalfordelingen.

Hetero, heteroskedastisitetstesten, tester om variansen til restleddene varierer med tidsforløpet. Testen er basert på White (1980) og innebærer en hjelperegresjon av residualene \hat{u}_t^2 på de opprinnelige regressorene (x_{it}) og deres kvadrerte versjoner (x_{it}^2). Nullhypotesen er ubetinget homoskedastisitet og den alternative hypotesen er at variansen til u_t avhenger av x_t og x_{it}^2 .

HeteroX testen er en test som også inkluderer kryssproduktene til alle opprinnelige regressorer i hjelperegresjonen.

RESET23-testen (regresjonens spesifikasjonstest) er en test som sjekker om funksjonsformen kunne ha vært forbedret ved å inkorporere ikke-lineære kombinasjoner av forklaringsvariablene i modellen.

Tabell 6.3 Resultater fra diagnostiske tester for regresjonene basert på (6.2) og (6.7)

Type test	Type modell	Resultat for modellen på nivåform	Resultat for modellen på feiljusteringsform
AR 1-7	Med LSPS	F(7,91) = 0,672 [0,695]	F (7,90) = 1,01[0,43]
	Uten LSPS	F(7,88) = 0,274[0,962]	F(7,89) = 0,275[0,962]
ARCH 1-7	Med LSPS	F(7,93) = 0,72[0,655]	F(7,93) = 0,77 [0,614]
	Uten LSPS	F(7,93) = 2,07[0,054]	F(7,93) = 1,844[0,088]

Type test	Type modell	Resultat for modellen på nivåform	Resultat for modellen på feiljusteringsform
Normalitetstest	Med LSPS	Chi ² (2) = 3,734 [0,155]	Chi ² (2) = 5,409 [0,067]
	Uten LSPS	Chi ² (2) = 7,81 [0,02]*	Chi ² (2) = 6,355[0,042]*
Hetero	Med LSPS	F(10,92) = 1,143 [0,34]	F(12,90) = 1,022 [0,435]
	Uten LSPS	F(12,88) = 2,111 [0,024]*	F(10,90) = 1,324 [0,23]
Hetero X-	Med LSPS	F(20,82) = 2,095 [0,011]*	F(27,75) = 2,585[0,001]**
	Uten LSPS	F(27,73)= 2,383[0,002]**	F(20,80) = 1,586[0,077]
RESET23	Med LSPS	F(2,96) = 1,444 [0,241]	F(2,95) = 4,09[0,0198]*
	Uten LSPS	F(2,93) = 0,538[0,586]	F(2,94) = 0,428[0,653]

Resultatene fra de diagnostiske testene viser at restleddsforutsetningene er stort sett oppfylt. Feiljusteringsmodellene og modellene på nivåform ser ikke ut til å ha problemer med å oppfylle betingelsen om manglende seriell autokorrelasjon. Normalitetsforutsetningen forkastes på 5% i en av modellene både på nivå- og feiljusteringsform, men holder på 1%-signifikansnivå. Når det gjelder heteroskedastisitet, blir den registrert når man inkluderer kryssproduktene i 2 av modellene, men i et av tilfellene kan man beholde nullhypotesen om homoskedastisitet hvis signifikansnivået er 1%. Heteroskedastisitet fører til at variansen til MKM-estimatorene blir forventningsskjev og dermed inferens basert på den tvilsom, dette påvirker ikke MKM estimatorenes forventningsrettet. I tilfellet heteroskedastisitetens form er ukjent kan man bruke White standard feil som er heteroskedastisitetsrobuste eller HACSE, heteroskedastisitet- og autokorrelasjonsrobuste standard feil. Heteroskedastisitet viser seg problematisk i større grad for nivåformuleringene som alle har signifikante resultater på Hetero-X-testen. Men siden dette kan man korrigere ved å bruke Whites robuste standard errors, regnes det ikke som et uoverkommelig hinder. RESET-testen indikerer feilspesifikasjon i et av tilfellene på feiljusteringsform.

6.1.2 Resultater fra kointegrasjonstesten for Bulgaria i perioden januar 2003 – januar 2010, inkludert lange renter

Vi skal nå se at resultatene blir annerledes dersom man ikke ekskluderer lange renter i (6.2) og (6.7) og dermed benytter observasjoner tilgjengelig fra og med januar 2003 til og med

januar 2010. Siden kointegrasjonstesten er basert på feiljusteringsmodellen, velger jeg å rapportere mer detaljert resultatene fra dens estimering, både for Bulgaria og i neste avsnitt for Norge.

MKM på (6.7) med sesongjusterte aksjemarkedsindekser, inflasjon og arbeidsledighetsrate gir følgende estimat med t_{θ_1} -verdien til Y_{t-1} gitt i parantes:

$$\begin{aligned} \Delta\text{LSBS}_t = & -3,957 - 0,249\text{LSBS}_{t-1} + 0,002\Delta\text{BINFS}_t - 0,542\Delta\text{LBUSD}_t + 0,954\Delta\text{LSPS}_t + 0,79\text{LSPS}_{t-1} + \\ \text{stfeil:} & \quad (0,705) \quad (0,04) \quad (0,009) \quad (0,262) \quad (0,177) \quad (0,135) \\ & + 0,166\Delta\text{LOP}_t + 0,177\text{I} : 20005(3) + 0,242\text{I} : 20009(3) \\ & \quad (0,066) \quad (0,064) \quad (0,067) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,665, \text{Adj } R^2 = 0,629, \text{RSS} = 0,292 \quad (6.8)$$

$$\left[t_{\theta_1} = -6,24 < t_{\text{kritisk},5\%} = -3,255 \right]_{32}$$

Siden den kritiske verdien i dette tilfellet er -3,255 som vist i tabell 5.4, forkaster man nullhypotesen om manglende kointegrasjon og konkluderer med at den bulgarske aksjemarkedsindeksen og den utenlandske aksjemarkedsindeksen er kointegrerte:

$$\text{LSBS}_t = 3,169 \text{LSPS}_t \quad (6.9)$$

Dette resultatet er i samsvar med de empiriske funnene til Kenourgios, Samitas og Paltalidis (2007) som har påvist sammenheng mellom det bulgarske aksjemarkedet og utviklede markeder og avspeiler forventningene om at aksjemarkedsindeksene samvarierer i en globalisert finansverden.

Når man estimerer likningen for LSBS uten å inkludere LSPS, den sesongjusterte utenlandske aksjemarkedsindeksen, får man følgende resultater:

³² Når man bruker $t_{\theta_{\text{HACSE}}} = -4,65$ ved å ta hensyn til de signifikante Hetero og Hetero-X-testene i tabell 6.4 får man også forkastning, dvs. samme resultat som når man ignorerer heteroskedastisitet.

$$\begin{aligned}
\text{LSBS}_t = & 0,961\text{LBS}_{t-1} + 0,034\text{BINFS}_t - 0,633\text{LBUSD}_t + 0,974\text{LBUSD}_{t-1} + 0,29\text{LOP}_t - 0,259\text{LOP}_{t-1} \\
& (0,028) \quad (0,015) \quad (0,298) \quad (0,302) \quad (0,084) \quad (0,083) \\
& -0,084\text{BLR}_t + 0,078\text{BLR}_{t-1} \\
& (0,029) \quad (0,028)
\end{aligned}$$

$$\text{RSS} = 0,462 \quad (6.10)$$

Siden estimatet på den autoregressive koeffisienten er under 1, ser vi at stabilitetsbetingelsen er oppfylt og man kan omskrive modellen i likevektskorrigeringsform. Autometrics i OxMetrics 6 indikerer at likevektskorrigeringsmodellen ikke oppfyller to av de diagnostiske testene (testen for betinget autokorrelasjon og RESET23-testen, (se tabell 6.4) og viser som finalt resultat en estimert likning uten LSBS_{t-1} , en indikasjon på manglende kointegrasjon.

$$\begin{aligned}
\Delta\text{LSBS}_t = & -0,162 + 0,027\Delta\text{BINFS}_t + 0,031\text{BINFS}_{t-1} + 0,27\Delta\text{LOP}_t - 0,605\Delta\text{LBUSD}_t \\
& (0,04) \quad (0,014) \quad (0,017) \quad (0,082) \quad (0,297) \\
& +0,365\text{LBUSD}_{t-1} - 0,083\text{BLR}_{t-1} \\
& (0,094) \quad (0,028)
\end{aligned}$$

$$R^2 = 0,460, \text{Adj } R^2 = 0,418, \text{RSS} = 0,472 \quad (6.11)$$

Kointegrasjonstesten med utgangspunkt i ADL-estimatet på den autoregressive koeffisienten gir utvetydig resultat: ingen kointegrasjon: $t_{\theta_1} = \frac{0,961-1}{0,028} = -1,393 > t_{\text{kritisk},5\%} = -3,548$.

Tabell 6.4 Resultater fra diagnostiske tester ved estimering av (6.2) og (6.7) for Bulgaria i perioden januar 2003 – januar 2010

Type test	Type modell	Resultat for modellen på nivåform	Resultat for modellen på feiljusteringsform
AR 1-7	Med LSPS	F(5,67) = 0,816 [0,542]	F(5,69) = 0,604 [0,697]
	Uten LSPS	F(5,70) = 0,429 [0,828]	F(5,71) = 0,317 [0,901]
ARCH 1-7	Med LSPS	F(5,73) = 0,495 [0,779]	F(5,73) = 1,438 [0,221]
	Uten LSPS	F(5,73) = 2,175 [0,066]	F(5,73) = 2,549 [0,035]*
Normalitetstest	Med LSPS	Chi ² (2) = 2,044 [0,36]	Chi ² (2) = 1,933 [0,380]
	Uten LSPS	Chi ² (2) = 3,309 [0,191]*	Chi ² (2) = 4,876 [0,087]

Type test	Type modell	Resultat for modellen på nivåform	Resultat for modellen på feiljusteringsform
Hetero	Med LSPS	$F(16,64) = 2,09 [0,02]^*$	$F(12,68) = 2,228 [0,02]^*$
	Uten LSPS	$F(16,66) = 1,258 [0,251]$	$F(12,70) = 1,064 [0,404]$
Hetero X-	Med LSPS	$F(44,36) = 2,48[0,003]**$	$F(27,53) = 2,52 [0,002]**$
	Uten LSPS	$F(44,38) = 1,124[0,359]$	$F(27,55) = 1,153[0,32]$
RESET23	Med LSPS	$F(2,70) = 2,6 [0,082]$	$F(2,72) = 6,19 [0,0033]**$
	Uten LSPS	$F(2,73) = 1,224 [0,3]$	$F(2,74) = 4,021 [0,022]^*$

6.1.3 Oppsummering av resultatene fra Bulgaria

Siden aksjemarkedet i Bulgaria er i en tidlig utviklingsfase er det ikke så overraskende at man ikke finner empirisk støtte for forbindelse mellom makrovariabler og aksjemarkedsindeks, spesielt på lang sikt, når man tar i betraktning observasjonene fra hele samplet fra januar 2001 til januar 2010.

Hvis man inkluderer lange renter som forklaringsvariabel i enrelasjonsmodellen og dermed bruker et sampel med tidsrammer mellom januar 2003 og januar 2010, får man empirisk belegg for kointegrasjon mellom bulgarsk aksjemarkedsindeks og utenlandsk aksjemarkedsindeks.

Man kan tenke seg at Bulgarias EU-medlemskap vil bidra til videre økonomisk utvikling gjennom økning i utenlandske direkte investeringer, forbedret institusjonelt rammeverk og offentlige tjenester. Dette vil føre til en mer fremtredende rolle for aksjemarkedet i økonomien og et mer forutsigbart forhold mellom makroøkonomi og aksjemarkedsindeks.

6.1.4 Resultater fra kointegrasjonstesten i perioden januar 2001 – januar 2010 for Norge

Når jeg estimerer feiljusteringsmodellen med sesongjusterte variabler og holder muligheten åpen for strukturelle brudd, får jeg følgende estimater på koeffisientene etter utelatelse av insignifikante variabler av Autometrics:

$$\begin{aligned} \Delta\text{LOBS}_t = & -0,567 - 0,061\text{LOBS}_{t-1} + 0,076\Delta\text{LOP}_t + 0,981\Delta\text{LSPS}_t + 0,146\text{LSPS}_{t-1} - 0,024\text{NLR}_{t-1} \\ & (0,22) \quad (0,018) \quad (0,036) \quad (0,097) \quad (0,042) \quad (0,006) \\ & - 0,157\text{I:20008}(10) + 0,148 \text{I:20009}(3) \\ & (0,042) \quad (0,045) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,73, \text{Adj } R^2 = 0,704, \text{RSS} = 0,158 \quad (6.12)$$

$$t_{\text{kritisk},10\%} = -3,204 > t_{\theta_1} = -3,34 > t_{\text{kritisk},5\%} = -3,538^{33}$$

”t-verdien” til den autoregressive koeffisienten er så lav at man bare kan forkaste nullhypotesen om ingen kointegrasjon ved å bruke signifikansnivå på 10%.

Vi ser viss evidens om kointegrasjon mellom aksjemarkedsindeks, utenlandsk indeks og norske lange renter med de forventede fortegn:

$$\text{LOBS}_t = 2,835 \text{LSPS}_t - 0,396 \text{NLR}_t \quad (6.13)$$

Man kan tenke seg at utenlandske aksjemarkedspriser er positivt korrelerte med den norske aksjemarkedsindeksen og at lange renter og aksjepriser samvarierer negativt. Det første fenomenet er resultat av finansiell globalisering og integrering som gjør at verdens aksjemarkeder beveger seg mer i takt og det blir vanskeligere å spre risiko. Den andre sammenhengen har også med investeradferd å gjøre. Høyere obligasjonsrente fører til at investorer foretrekker denne type investering framfor aksjer og i tillegg bestemmer lange renter rentenivået på langsiktige boliglån og lån til næringslivet, noe som fører til lavere profitt, dividender og dermed fallende aksjepriser.

³³ Ved å ta hensyn til den signifikante ARCH 1-7 i testen i tabell 6.5 kan man bruke $t_{\theta_{\text{IACSE}}} = -3,27$, men dette forandrer ikke konklusjonen – man får ved bruk av feil ”t-verdi”.

Når man estimerer (6.1), men ekskluderer utenlandsk aksjemarkedsindeks, får man en autoregressiv koeffisient større enn 1, noe som indikerer en eksplosiv løsning: $\theta_1 = 1,022$ og $t_{\theta_1} = 42,4$. Dette strider mot kointegrasjon. Kointegrasjonstesten som bygger på modellen i feiljusteringsform bekrefter dette siden den kritiske verdien er større enn "t-verdien".

$$\begin{aligned} \Delta\text{LOBS}_t = & 0,397 - 0,043\text{LOBS}_{t-1} + 0,122\Delta\text{LOP}_t - 0,2\Delta\text{LNUSD}_t + 0,059\Delta\text{NLR}_t - 0,03\text{NLR}_{t-1} \\ & (0,104) \quad (0,015) \quad (0,056) \quad (0,196) \quad (0,027) \quad (0,007) \\ & - 0,148\Delta\text{NUNS} - 0,199 \text{I:20005(11)} - 0,174 \text{I:20008(2)} - 0,208 \text{I:20008(10)} \\ & (0,072) \quad (0,06) \quad (0,058) \quad (0,06) \end{aligned}$$

$$\text{RSS} = 0,305, R^2 = 0,478, \text{Adj. } R^2 = 0,43 \quad (6.14)$$

$$t_{\theta_1} = -2,87 > t_{\text{kritisk},5\%} = -3,245_{34}$$

Når man tar bort utenlandsk påvirkning, så er det ikke noen langsiktig sammenheng mellom aksjemarkedsindeks og makrovariabler i det norske markedet når man korrigerer for sesongmessige svingninger.

Tabell 6.5 Resultater fra diagnostiske tester for de estimerte modellene (6.1) og (6.6) for Norge i perioden januar 2001 – januar 2010

Type test	Type modell	Resultat for modellen på nivåform	Resultat for modellen på feiljusteringsform
AR 1-7	Med LSPS	F(7,91) = 1,919 [0,076]	F(7,90) = 1,848 [0,088]
	Uten LSPS	F(7,92) = 0,62[0,737]	F(7,90) = 0,501 [0,832]
Normalitetstest	Med LSPS	Chi ² (2) = 2,737 [0,254]	Chi ² (2) = 1,668 [0,434]
	Uten LSPS	Chi ² (2) = 4,717 [0,095]	Chi ² (2) = 1,668 [0,434]
Hetero	Med LSPS	F(8,94) = 0,688[0,70]	F(10,92) = 0,654 [0,763]
	Uten LSPS	F(10,93) = 2,454 [0,012]*	F(12,91) = 4,264 [0,000]*
Hetero X-	Med LSPS	F(14,88) = 0,968[0,492]	F(20,82) = 0,856 [0,641]
	Uten LSPS	F(20,83) = 2,900[0,000]**	F(27,76) = 3,181[0,000]**

³⁴ Ved å ta i betraktning de signifikante ARCH 1-7, Hetero- og HeteroX-testene i tabell 6.5 ville det være hensiktsmessig å bruke $t_{\theta_{\text{HACSE}}} = -3,08$, noe som ikke forandrer min tidligere konklusjon ved bruk av feil "t-verdi".

Type test	Type modell	Resultat for modellen på nivåform	Resultat for modellen på feiljusteringsform
RESET23	Med LSPS	$F(2,96) = 0,04 [0,961]$	$F(2,95) = 0,052 [0,949]$
	Uten LSPS	$F(2,97) = 1,532 [0,221]$	$F(2,95) = 2,014 [0,139]$

6.1.5 Kointegrasjonsresultatene for Norge. Paralleller med Bulgaria

Den estimerte modellen 6.6 viser at det finnes kointegrerende sammenheng mellom Oslo børs, lange renter og utenlandske markeder, men bare hvis man bruker et signifikansnivå på 10%. Hvis man utelater utenlandske aksjemarkeder, så er det ingen kointegrasjon.

Resultatene indikerer at det er en svak langsiktig sammenheng mellom aksjemarked og makrovariabler også i det velutviklede norske aksjemarkedet. Det er spesielt overraskende at oljepris ikke inngår i en kointegrerende relasjon i lys av den utbredte oppfatningen om at Oslo børs er en oljedrevet børs. Men samtidig peker mine resultater i retning av funnene til Næs, Skjeltopp og Ødegaard (2009) om at oljepris ikke er en systematisk prisrisikofaktor i aksjemarkedet.

Resultatene viser at når det gjelder hele sampelet fra og med januar 2001 til januar 2010 uten lange renter, er det ingen kointegrasjon mellom makrovariabler og aksjemarkedsindeks når det gjelder Bulgaria.

For Norge er sammenhengen mellom aksjemarkedsindeks og makrovariabler også svak i samme periode i og med at det er lange renter og utenlandsk aksjemarkedsindeks som er med i en kointegrerende relasjon hvis man bruker en test med størrelse på 10%. Sammensetningen av den skjøre kointegrerende relasjonen ser ut til å avspeile den viktige rollen som renten spiller i norsk økonomi hvor det gjeldende makroøkonomiske regimet er fleksibel inflasjonsstyring til forskjell fra Bulgaria som har et valutaboard.

6.2 Granger kausalitet

Kointegrasjon impliserer Granger kausalitet i minst en retning. I den forstand vil det være interessant å sjekke påvirkningsretningen i de langsiktige forholdene jeg har funnet.

Granger (1969) definerer kausalitet som følger: en variabel x_t Granger forårsaker y_t hvis y_t kan bli predikert med større nøyaktighet i tilfellet man bruker laggede verdier av x_t enn i tilfellet man ikke gjør det. Den konvensjonelle kausalitetstesten involverer testing for nullhypotesen ” x_t Granger forårsaker ikke y_t ” ved å ta utgangspunkt i de to regresjonene:

$$y_t = \sum_{i=1}^m a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n b_j x_{t-j} + \sum_{k=1}^l c_k z_{t-k} + e_t \quad (6.15)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^m a_i y_{t-i} + e_t \quad (6.16)$$

og teste for $b_i = 0$ for enhver i .

Testprosedyren for identifikasjon av kausale forhold i en likning-sammenheng blir mer komplisert hvis variablene har enhetsrøtter, noe som ofte forekommer når det gjelder makroøkonomiske tidsserier. I dette tilfellet er det nyttig å reparametrisere modellen i den ekvivalente feilkorrigeringsformen etter at man har testet for kointegrasjon. (Hendry et al. 1984; Johansen, 1988):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_{1s} \sum_s^p \Delta x_{t-s} + \beta_{2r} \sum_r^q \Delta z_{t-r} + \beta_3 v_{t-1} + u_t \quad (6.17)$$

hvor $v_{t-1} = y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1} - \beta_2 z_{t-1}$ er residualet fra den kointegrerende relasjonen. Nullhypotesen om at x_t ikke Granger forårsaker y_t , gitt z_t er $H_0 (\beta_{1s} = \beta_3 = 0)$. Det betyr at det er to kilder til kausalitet for y_t , enten gjennom de laggede Δx leddene eller gjennom den laggede kointegrerende vektoren. Den sistnevnte kilden til kausalitet er ikke registrert ved hjelp av en standard F-test.

6.2.1 Resultater fra kausalitetstester Bulgaria

Tabell 6.6 Testing av Granger kausalitet med følgende kointegrerte variabler: $ECMR_{t-1} = LSBS_{t-1} - 3.169 LSPS_{t-1}$

	cons	ecmr _{t-1}	Δlsbs _{t-1}	Δlsps _{t-1}	I:20005(3)	I:20009(5)
Δlsbs _t	-3,686 (0,993)*	-0,232* (0,059)	0,379* (0,111)	-0,464 (0,275)	0,193* (0,085)	0,308* (0,094)
Δlsps _t	0,454 (0,482)	0,029 (0,031)	0,221* (0,057)	-0,091 (0,142)	0,011 (0,044)	0,014 (0,048)

* signifikant på 5%, sampel januar 2003 – januar 2010

På bakgrunn av den første regresjonen viser en F-test med $H_0: \beta_{ecmr_{t-1}} = \beta_{\Delta lsps_{t-1}} = 0$, $H_1: \beta_{ecmr_{t-1}}$ og/eller $\beta_{\Delta lsps_{t-1}} \neq 0$ at H_0 om at den sesongjusterte internasjonale aksjemarkedsindeksen ikke Granger forårsaker den bulgarske børsindeksen kan forkastes (F-verdien³⁵ på 5,089 overskrider den kritiske verdien på $\sim 3,10$.)

En F-test med utgangspunkt i den andre regresjonen i tabell 6.6 viser at $H_0: \delta_{ecmr_{t-1} \Delta lsbs_t} = \gamma_{t-1} = 0$ om at den bulgarske aksjemarkedsindeksen ikke Granger forårsaker den internasjonale også kan forkastes (F-verdien³⁶ på 7,713 overskrider den kritiske verdien på $\sim 3,10$.)

Dermed kan vi konkludere at kausaliteten går i begge retninger.

6.2.2 Resultater fra kausalitetstester Norge

Tabell 6.7 Testing av Granger kausalitet mellom følgende kointegrerte variabler: $Ecms_t = LOB_t - 2,385 LSPS_t + 0,396 NLR_t$

	cons	Ecms _{t-1}	Δlobs _{t-1}	Δnlr _{t-1}	Δlsps _{t-1}
Δlobs _t	-0,467* (0,12)	-0,06* (0,022)	0,0079 (0,117)	-0,197 (0,029)	0,39* (0,178)
Δlsps _t	-0,301 (0,149)	-0,032 (0,016)	0,131 (0,086)	-0,091 (0,142)	0,011 (0,044)
Δnlr _t	-1,022 (0,721)	-0,108 (0,077)	-0,195 (0,416)	0,152 (0,103)	0,512 (0,635)

* signifikant på 5%, sampel januar 2001- januar 2010

Siden både $Ecms_{t-1}$ og $\Delta lsps_{t-1}$ er begge signifikante på 5% kan man konkludere med at den utenlandske børsindeksen Granger forårsaker den norske.

³⁵ $SSE_R = 0,737$, $SSE_U = 0,651$, hvor $SSE =$ sum of squared errors, $R =$ restricted, $U =$ unrestricted.

³⁶ $SSE_R = 0,174$, $SSE_U = 0,145$.

En F-test med utgangspunkt i regresjon 2 og $H_0: \alpha_{\text{Ecms}_{t-1}} = \beta_{\Delta\text{lobs}_{t-1}} = 0$, $H_1: \alpha_{\text{Ecms}_{t-1}}$ og/eller $\beta_{\Delta\text{lobs}_{t-1}} \neq 0$ har en F-verdi³⁷ lik 4,211 som er høyere enn den kritiske $F(2,98) \sim 3,1$ og viser at Oslo børser Granger forårsaker den utenlandske indeksen, dermed kan man konkludere at kausaliteten mellom børsindeksene i Norge og utlandet går begge veier liksom når det gjelder Bulgaria og utlandet.

Granger kausalitet innebærer prediksjon snarere enn kausalitet som oppfattes som årsakssammenheng mellom fenomener. Toveis Granger kausalitet er et rent statistisk resultat som vanskelig kan gis realistiske økonomiske dimensjoner. Resultatene viser at den amerikanske aksjemarkedsindeksen påvirker framtidige svingninger på Sofia og Oslo børser. Og motsatt, at indeksene på Oslo og Sofia børser har effekt på framtidig utvikling i den amerikanske aksjemarkedsindeksen. Man kan godta gyldigheten av den første mekanismen i og med at de amerikanske aksjemarkedene fortsatt utgjør en betydelig andel av total markedskapitalisering og er toneangivende globalt. Det kan virke derimot lite sannsynlig at en investor i USA kan predikere aksjeprisbevegelsene på hjemmebane ved å observere indeksen på Sofia eller Oslo børser og dermed realisere gevinst. Begge markedene er relativt små for å spille en avgjørende rolle som prediktorer for amerikanske aksjepriser, det gjelder spesielt det bulgarske markedet som t.o.m. er i en tidlig utviklingsfase. Når det gjelder Norge kan man tenke seg at det kan oppstå situasjoner da prisutviklingen på aksjer på Oslo børser, i den grad den påvirkes av oljepris, kan fungere som prediktor for utviklingen på børsene i USA. Men da ville det være tilfellet at det er oljepris som Granger forårsaker begge børsene indirekte, snarere enn at indeksen på Oslo børser er prediktor for indeksen i USA.

En F-test med $H_0: \alpha_{\text{Ecms}_{t-1}} = \beta_{\Delta\text{nlr}_{t-1}} = 0$, $H_1: \alpha_{\text{Ecms}_{t-1}}$ og/eller $\beta_{\Delta\text{nlr}_{t-1}} \neq 0$ har en F-verdi³⁸ lik 4,657 som overskrider den kritiske $F(2,98) \sim 3,1$, noe som gir grunnlag til å forkaste H_0 . En F-test med utgangspunkt i regresjon 3 i tabell 6.7 og $H_0: \alpha_{\text{Ecms}_{t-1}} = \beta_{\Delta\text{lobs}_{t-1}} = 0$, $H_1: \alpha_{\text{Ecms}_{t-1}}$ og/eller

³⁷ $SSU_R = 0,204$, $SSU_U = 0,188$. Denne regresjonen inkluderer også I:2005(11), I:2008(2), I:2008(10) og I:2009(3).

³⁸ For denne testen er $SSU_R = 0,392$, $SSU_U = 0,358$.

$\beta_{\Delta_{\text{lobs}_{t-1}}} \neq 0$ har en F-verdi³⁹ på 1,033 som er under den kritiske $F(2,98) \sim 3,1$. Man beholder derfor H_0 .

Dermed kan man konkludere at det er snarere lange renter, som påvirker utviklingen på Oslo børs enn det motsatte. Dette resultatet kan få teoretisk forankring i dividendemodellen som viser seg relevant i større grad enn alternative teorier⁴⁰ som tar for seg den motsatte kausale retningen. Ifølge dividendemodellen påvirker renter aksjemarkedet negativt. Dette skjer på minst to måter. Når renten går opp, går avkastningen på obligasjoner opp og investorene krever høyere avkastning på sin investering. Dermed går aksjeprisen ned i følge formel (2.2) som representerer dividendemodellen. Samtidig vil renteoppgang ha en dempende effekt på økonomisk aktivitet, noe som vil medføre lavere vekstrater til dividender og dette vil også innebære lavere aksjepriser.

Men faktisk forekommer det at man i perioder observerer positiv korrelasjon mellom renter og aksjepriser og at de to størrelsene ikke oppfører seg som noen enkel modell ville tilsi. Dette kan skyldes flere forhold: Markedsaktørene mener at det i perioder ikke er rimelig å anta at endringer i rentenivået motsvares av tilsvarende endringer i inntjeningen. Markedsaktørenes oppfatning av risiko er ikke uavhengig av rentenivået. Markedsaktørene ønsker å maksimere avkastningen, men er pålagt mange begrensninger. (Andreassen og Holte, 2002)

I tillegg er det slik at aksjemarkedet reagerer på mange typer ikke-renterelaterte nyheter og det kan hende at de har effekt som dominerer rentens virkning, uansett av dens retning.

³⁹ I dette tilfellet er $SSU_R = 4,633$, $SSU_U = 4,538$. De kritiske verdiene for alle tester er fra tabell 4 i Hill, Griffiths og Lim (2007).

⁴⁰ Se 2.4.

6.3 Resultater fra Johansens test for Norge og Bulgaria.

Modellen som testes for begge land velges ut i henhold til det såkalte Pantula prinsippet i 5.4.2: for Norge er det modell C og for Bulgaria modell B og C for henholdsvis tilfellet uten og med renter. I alle modeller brukes det 4 lag etter SBC informasjonskriteriet.

Tabell 6.8 Trasetest Norge for variabelsammensetningen i (5.1).

Hypotetisk N _o r	Eigenverdi	Traseobservator	Kritisk verdi	P-verdi
Ingen*	0,431	202,709	125,615	0,0000
Maks 1*	0,329	143,505	95,753	0,0000
Maks 2*	0,283	92,688	69,819	0,0005
Maks 3*	0,227	49,354	47,856	0,0070
Maks 4	0,169	24,670	29,797	0,0537
Maks 5	0,0774	8,91	15,495	0,249
Maks 6	0,020	0,467	3,841	0,1449

Trasetesten indikerer 4 kointegrerende relasjoner på 5% signifikansnivå. Disse kointegrerende relasjonene er ikke lett å forene med en rimelig økonomisk tolkning. Derfor kan man undersøke for kointegrasjon mellom LOBS, LSPS, NLR og LOP. Da finner man en kointegrerende vektor.

Tabell 6.9 Kointegrasjonstest for variabelsammensetningen LOBS, LSPS, NLR og LOP

Hypotetisk N _o r	Eigenverdi	Traseobservator	Kritisk verdi	P-verdi
Ingen*	0,225	51,103	47,856	0,0240
Maks 1	0,148	24,58	29,797	0,1772

Jeg velger å normalisere den med hensyn til LOBS.

Tabell 6.10 Normalisert vektor for Oslo Børs

LOBS	LSPS	NLR	LOP
1	-0,897	-0,0763	-0,803
	(0,188)	(0,048)	(0,095)

Koeffisienten for lange renter er insignifikant. Koeffisientene for utenlandsk indeks og oljepris er i harmoni med forventningene om at utenlandske aksjesvingninger er positivt

korrelerte med Oslo børs og at oljeprisen driver hovedindeksen, noe som kan også tolkes innenfor dividendemodellen i og med at mange selskapers inntjening påvirkes positivt av økt oljepris. Dette fører til forventning om høyere profitt, dividender og aksjepriser.

Tabell 6.11 "Loading" koeffisienter

Variabel på endringsform	Feiljusteringskoeffisient (standard feil)
Δ LOBS	0,148 (0,061)
Δ LSPS	0,113 (0,038)
Δ NLR	0,449 (0,177)
Δ LOP	0,235 (0,085)

Alle koeffisienter er signifikante, noe som indikerer at alle variabler justerer seg ved avvik fra likevekt. Positive avvik fra likevekt fører til at alle variabler øker og at renter reagerer sterkest. En likevektsfeil på en 1% fører til at aksjemarkedsindeksen øker med 0,148% og at lange renter øker med 0,449% i neste periode. Resultatene viser at den norske og utenlandske aksjemarkedsindeksen, lange renter og oljepris ikke er svakt eksogene for koeffisientene i den langsiktige relasjonen.

Tabell 6.12 Trasetest for Bulgaria uten lange renter.

Hypotetisk N_0 r	Eigenverdi	Traseobservator	Kritisk verdi	P-verdi
Ingen*	0,303	119,39	103,847	0,0032
Maks 1*	0,260	82,253	76,973	0,0187
Maks 2	0,211	51,234	54,079	0,0876
Maks 3	0,134	56,788	35,193	0,2996
Maks 4	0,076	11,934	20,262	0,4546
Maks 5	0,0361	3,794	9,165	0,4436

Testen viser 2 kointegrerende likninger på 5% signifikansnivå.

Tabell 6.13 Trasetest for Bulgaria inkludert lange renter.

Hypotetisk N_0 r	Eigenverdi	Traseobservator	Kritisk verdi	P-verdi
Ingen*	0,518	201,57	125,615	0,0000
Maks 1*	0,260	82,253	76,973	0,0000
Maks 2*	0,211	51,234	54,079	0,0002
Maks 3*	0,134	56,788	35,193	0,0036
Maks 4	0,076	11,934	20,262	0,0514
Maks 5	0,0361	3,794	9,165	0,0922
Maks 6	0,0536	4,352	3,841	0,0370

Testen indikerer 4 kointegrerende relasjoner på 5 % signifikansnivå. Disse er ikke lett forenlig med økonomisk tolkning.

Hvis man istedenfor Pantula prinsippet benytter direkte en av modellene som inneholder følgende deterministiske komponenter: konstantledd og kvadratisk trend i den langsiktige komponenten og konstantledd og lineær trend i VAR⁴¹ får man en kointegrerende relasjon mellom makrovariabler og aksjemarked i Bulgaria ifølge trase-testen. Men fortegnene til variablene i den kointegrerende relasjonen er urimelige:

Tabell 6.14 Normalisert vektor for Bulgaria

LSBS	LSPS	BINF	LOP	LBUSD	BUNS
1	2,582	-0,349	-2,294	-1,005	0,575
	(0,875)	(0,256)	(0,573)	(1,399)	(0,131)

Koeffisienten foran den utenlandske indeksen er negativ i motsetning til de empiriske beleggene og i kontrast med funnene i enrelasjonstilfellet. I tillegg antas denne modellen av de deterministiske komponentene som uakseptabel fordi den impliserer en økende eller fallende endringsrate.

Tabell 6.15 Antall kointegrerende relasjoner per modell Norge: estimering uten LSPS

Data trend	Ingen	Ingen	Lineær	Lineær	Kvadratisk
Test type	0 konstantledd 0 trend	1 konstantledd 0 trend	1 konstantledd 0 trend	1 konstantledd 1 trend	1 konstantledd 1 trend
Trase	3	4	4	4	6

Tabell 6.16 Antall kointegrerende relasjoner per modell Bulgaria: estimering uten LSPS, BLR

Data trend	Ingen	Ingen	Lineær	Lineær	Kvadratisk
Test type	0 konstantledd 0 trend	1 konstantledd 0 trend	1 konstantledd 0 trend	1 konstantledd 1 trend	1 konstantledd 1 trend
Trase	1	2	2	2	1

Siden de oppdagede kointegrerende relasjonene med $r=1$ gjelder modell A og E som ikke sannsynligvis forekommer i praksis velger jeg å ikke rapportere resultatene for de normaliserte vektorene for SBS fordi det er stor sannsynlighet for at de er misvisende.

⁴¹ Dette kan betegnes som modell E som kan supplere de allerede nevnte i 5.4.2.

Tabell 6.17 Antall kointegrerende relasjoner per modell Bulgaria uten LSPS, med BLR

Data trend	Ingen	Ingen	Lineær	Lineær	Kvadratisk
Test type	0 konstantledd 0 trend	1 konstantledd 0 trend	1 konstantledd 0 trend	1 konstantledd 1 trend	1 konstantledd 1 trend
Trase	2	3	3	4	4

Når man estimerer alle modeller for Norge og Bulgaria ved å ekskludere den utenlandske aksjemarkedsindeksen, får man alltid kointegrasjon ved å bruke trase-testen i motsetning til enrelasjonstilfellet da man ikke finner kointegrasjon verken i den utviklede eller den framvoksende økonomien.

7 Oppsummering og forslag til videre forskning.

Inspirert av Chen et al.(1986) og andre tidligere undersøkelser testes det for forekomsten av en langsiktig sammenheng mellom aksjemarkedsindeks og makrovariabler i et velutviklet aksjemarked og et framvoksende marked representert ved henholdsvis Norge og Bulgaria. Makrovariablene som inngår i analysen er inflasjon, arbeidsledighetsrate, lange renter, valutakurs og i tillegg tas den amerikanske aksjemarkedsindeksen SP 500 Composite som proxy for utenlandsk innflytelse på begge lands aksjemarkeder. Kointegrasjonstesten utføres i enrelasjonsmodell og også ved bruk av Johansens multivariatmetode.

Resultatene fra enrelasjonsmodellen påviser ingen kointegrasjon i perioden januar 2001 - januar 2010 for Bulgaria i et sampel uten lange renter. I samme periode for Norge kan man avdekke eksistensen av kointegrasjon hvis man bruker 10% signifikansnivå på den utførte testen. Det finnes en viss evidens i dataen for en kointegrerende sammenheng mellom hovedindeksen på Oslo børs, lange renter og den utenlandske aksjemarkedsindeksen, noe som er i tråd med Dyrnes (2006) og Bruland og Dalehaug (2008) som også finner en signifikant virkning av utenlandsk aksjemarkedsindeks i sine studier. En Granger kausalitetstest indikerer at sammenhengen mellom Oslo børs og den utenlandske indeksen er toveis, noe som kan tas med forbehold når det gjelder retningen fra Oslo børs til den utenlandske indeksen. Granger kausalitetstesten viser også at lange renter ensidig Granger forårsaker Oslo børs. Dette kan tolkes innenfor rammene for den såkalte dividendemodellen som brukes som seleksjonsgrunnlag for variablene i undersøkelsen. Når man utelater utenlandsk indeks, avdekker man ikke noen kointegrasjon mellom den norske børsindeksen og de utvalgte makrovariablene. Dette er overraskende i og med at man forventer at for eksempel oljepris er en viktig faktor for aksjemarkedet i Norge.

Hvis man benytter et kortere sampel inkludert lange renter kan man påvise kointegrasjon mellom hovedindeksen på Sofia børs BSSOFIX og det utenlandske aksjemarkedet, et funn

som er i motsetning til Korajczyk (1999) og Mateev og Videv (2008) og Mateev (2004). En Granger kausalitetstest viser at kausalitetssammenhengen går i begge retninger, men den bør ikke tas for bokstavelig. Det er snarere den utenlandske aksjemarkedsindeksen som opptrer som prediktor for bulgarske aksjemarkedspriser enn det motsatte med tanke på Bulgarias marginale posisjon i finansmarkedene globalt.

Til forskjell fra enrelasjonstesten påviser Johansen-testen flere kointegrerende vektorer når det gjelder Bulgaria og Norge både når man bruker utenlandsk aksjemarkedsindeks og når man ikke tar den med. Siden de påviste kointegrerende relasjonene mellom alle utvalgte variabler er vanskelige å plassere innenfor en enhetlig teoretisk ramme har jeg valgt å ikke ta dem med i min analyse.

En gjenstand for videre forskning i forbindelse med studien kan være undersøkelsen av implikasjonene for markedseffisiens i de to aksjemarkedene i lys av de oppdagede kointegrerende relasjonene og nyere alternative tolkninger av forholdet mellom kointegrasjon og markedseffisiens.

Man kan utvide studien ved å se om det finnes parallelle kointegrerende relasjoner i flere øst-europeiske land og nordiske land.

Man kan også velge andre typer variabler eller utføre studien ved å se på variablene i reell form.

Litteraturliste:

- Angelov, N. (2009): Testing the Weak form Efficiency of the Bulgarian Stock Market.
URL:http://www.bnb.bg/bnbweb/groups/public/documents/bnb_publication/discussion_2009_71_en.pdf . Lastet ned 12.01.2010.
- Andreassen, H.M. og M. B. Holte (2004) Aksjemarkedet og rentesvingninger. Magma. Årgang 7. Nr. 2.
- Asteriou D. and Stephen G. Hall (2007): Applied econometrics: a modern approach using EViews and Microfit, Houndmills: Palgrave Macmillan.
- Banerjee, A., Dolado, J.J., Galbraith, J.W. and D.F. Hendry (1993): Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- Beck, S., Miller, J.B. and M. Saad (2005): High inflation episode of 1996-97 and the Bulgarian currency board. International Journal of Development Issues Vol.4, N₀ 2, (2005), 95 -121.
- Bernanke, Ben S., og M.Gertler (1989): "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations", American Economic Review, 79 (March), pp.14-31.
- Blum, D. N., Federmaier, K., Fink, G. and Peter R. Haiss, The Financial-Real Sector Nexus: Theory and Empirical Evidence (September 2002). URL: <http://ssrn.com/abstract=1004269>. Lastet ned 13.01.2010
- Bruland, K. A. og Nils Dalehaug (2008): Realøkonomi og aksjemarked i Norge: overordnet sammenheng og historisk utvikling, 1996-2007. Masterutredning i finansiell økonomi – Norges Handelshøyskole. Bergen.
- Carlsen, Hagland og Ruth (1990): "Prising av makroøkonomiske faktorer i det norske aksjemarkedet", Beta 2, 1990.

- Chen, N., Roll, R., Ross, S. (1986): "Economic forces and the stock market", *Journal of Business* 59, 383-403.
- Cochrane, John H. (2005): *Asset Pricing Revised*. Princeton University Press, Princeton.
- Doornik, Jurgen A. og David F. Hendry (2007): *Interactive Monte Carlo Experimentation in Econometrics PcNaive™ 4*. Timberlake Consultants Ltd.
- Dwyer and Wallace, "Cointegration and market efficiency", *Journal of International Money and Finance* 11, pp.318-327.
- Dyrnes, L.H. (2006): *Makroøkonomiske faktorer og det norske aksjemarkedet*. Masterutredning i finansiell økonomi - Norges handelshøyskole. Bergen.
- Engle, R.F. (1982): "Autoregressive conditional heteroscedasticity, with estimates of the variance of United Kingdom inflation", *Econometrica*, 50, 987 – 1007.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987): "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, 251 – 76.
- Ericsson, N.R. and James G. MacKinnon (2002): "Distributions of error correction tests for cointegration", *Econometrics Journal*, 5, 2002, 285-318.
- Eskeland, Ø., Frigaard K. Jr. og M. Kværnstuen (1995): *En empirisk undersøkelse av APT-modellen : empirisk test på det amerikanske og norske aksjemarkedet ved faktoranalyse : faktoridentifikasjon ved bruk av kanonisk korrelasjonsanalyse*. Diplomoppgave (siv.øk.) - Handelshøyskolen BI, 1995.
- Estrella and Hardouvelis (1991): "The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity", *Journal of Finance*, 46: 555-576.
- Evensen, P.A. og S. Ryan (1989): *En empirisk undersøkelse av APT på norske børsnoterte selskaper: en test av størrelseseffekten, egenvarianseffekten og konstanten lik risikofri rente; et forsøk på faktoridentifikasjon*. Diplomoppgave – Bedriftsøkonomisk institutt, 1989.

- Fama, E. (1965): "The behaviour of stock market prices", *Journal of Business*, 38:34-105.
- Fama, Eugene F. (1981): "Stock returns, real activity, inflation and money", *American Economic Review* 71, 545-565.
- Fama, E.F and K. R. French (1988): "Dividend Yields and Expected Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 22.3 -25.
- Fama, E.F. and K.R. French (1989): Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, 25, 23-49.
- Fama, E.(1970): *The Journal of Finance*, Vol. 25, No. 2, Papers and Proceedings of the Twenty-Eighth Annual Meeting of the American Finance Association New York, N.Y. December, 28-30, 1969 (May, 1970), pp. 383-417.
- Fama, E.F. (1998): "Market Efficiency, Long-Term Returns and Behavioral Finance", *Journal of Financial Economics*, 49,283 -306.
- Fama E., MacBeth, J. (1973): "Risk, return and equilibrium: empirical tests", *Journal of Political Economy* 81, 608-636.
- Fossum, S., Mikelsen, M. og L. E. Martinsen (2000): An International APT-model: a study of risk and return across countries and sectors. Diplomoppgave (siv.øk.) – Handelshøyskolen – BI, 2000.
- Friedman, B.M. and K.N. Kuttner (1992): " Money, Income, Prices and Interest Rates", *American Economic Review* 82, 472-492.
- Gjerde, Ø. And F. Sættem (1999): Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9, 1999.
- Granger , C.W.J. (1969): "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica* 36 (1969), pp. 424–438.

Granger, C.W.J. (1983): "Co-integrated variables and error-correcting models". In: Economics Department discussion paper no. 83-13, University of California, San Diego, CA (1983).

Granger, C.W.J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48, 213-228.

Guttler, C., Meurer, R. and Sergio Da Silva (2006). "Informational inefficiency of the Brazilian stockmarket", MPRA Paper 1980, University Library of Munich, Germany.

Halland, Bj. Chr., Hansen, T.V. og J. Chr. Pedersen (1999): Aksjemarkedet og makroøkonomiske faktorer : en teoretisk og empirisk studie. Studentarbeid – Høgskolen i Bodø. Studium: Siviløkonomutdanningen. Bodø.

Hammer, S., Moberg, K. og Øystein Strøm: "Effisiens i det norske aksjemarkedet", Beta 3-4, 1987.

Harrington, Diana (1987): Modern Portfolio Theory, The Capital Asset Pricing Model & Arbitrage Pricing Theory: A User's Guide, Prentice Hall Inc.

Harris, Richard (1995). Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.

Harvey, A. C. (1981): The Econometric Analysis of Time Series. Deddington: Philip Allan.

Hendry, D. F and Wallis, K.F. (eds.) (1984): Econometrics and Quantitative Economics. Oxford: Basil Blackwel

Hill,R.C., Griffiths, W.E. og G.C. Lim (2007): Principles of Econometrics. Third edition. John Wiley&Sons, Inc.

Humpe, A. og P. Macmillan (2007): "Can Macroeconomic Variables Explain Long Term Stock Market Movements? A Comparison of the US and Japan", CDMA Working Paper No. 07/20.

Jahren, P. E. (1995): En empirisk undersøkelse av APT på Oslo Børs ved bruk av prespesifiserte makrovariable. Hovedoppgave i sosialøkonomi – Universitetet i Oslo.

Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 231-54.

Johansen, S. and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- With Application to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 1990, 169-210.

Kamsvåg, B.L. (1993): Fundamental factors on the Norwegian stock market. Spesialfagsoppgave ved høyere avdelings studium i økonomisk-administrative fag - Norges handelshøyskole. Bergen. 1993

Kaneko, T and B.S.Lee (1995): Relative Importance of Economic Factors in the U.S. and Japanese Stock Markets, Journal of the Japanese and International Economics 9(3), 1995, 290-307.

Kenourgios, D. and A. G. Samitas (2007): "Macroeconomic factors' influence on "new" European countries' stock returns: the case of four transition economies", International Journal of Financial Services Management, Inderscience Enterprises Ltd., vol. 2(1), pages 34-49, January.

Kenourgios, D., Samitas, A. and N. Paltalidis (2007): Short and Long Run Parametric Dynamics in the Balkans Stock Markets, URL: <http://ssrn.com/abstract=993756>. Lastet ned 15.01.2010.

Kiviet, J. and G.D.A. Phillips (1992): "Exact similar tests for unit roots and cointegration", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 349 -67.

Knold, B. A. og N.A. Nessiøy (1987): APT: en empirisk test på Oslo Børs. Diplomoppgave – Bedriftsøkonomisk institutt, 1987.

Knutsen, Sverre (2007): Staten og kapitalen i det 20. århundre: regulering, kriser og endring i det norske finanssystemet 1900-2005. Unipubavhandling nr. 287.

Korajczyk, Robert A. (1999): “A Measure of Stock Market Integration for Developed and Emerging Markets”, World Bank Policy Research Working Paper No 1482.

Kremers, J.J.M., Ericsson, N.R. and J. Dolado (1992): “The power of cointegration tests”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 325-48.

Lence, S. and B. Falk (2005): “Cointegration, market integration and market efficiency”, Journal of International Money and Finance, 24 (6), 1, 873 – 890.

Mathur og Subrahmanyam (1990): “Interdependencies among the Nordic and U.S. Stock Markets. Scandinavian Journal of Economics, 92 (4), 1990.

Mateev, Miroslav (2004): Estimating the Capital Asset Returns in the BSE-Sofia, with Cross-Regression Technique. Tax Implications, Accounting, Company Finance, 7: 38-43.

Mateev, M. og A. Videv (2008): “Multifactor Asset Pricing Model and Stock Market in Transition: New Empirical Tests”, Eastern Economic Journal, Palgrave Macmillan Journals, vol. 34 (2), pp.223-237, Spring.

Modigliani, F. (1971): “Monetary Policy and Consumption”, in Consumer Spending and Monetary Policy: the linkages, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series n.5, pp.9-84.

Modigliani, F. and Richard A. Cohn (1979), “Inflation, Rational Valuation and the Market”, Financial Analysts Journal, Vol. 35, No.2, pp. 24-44.

Næs, R., Skjeltorp, J. A. og B. A. Ødegaard, 2009. "What factors affect the Oslo Stock Exchange?," Working Paper 2009/24, Norges Bank.

- Perron, P. (1989): “The Great Crash, the oil shock and the unit root hypothesis”, *Econometrica*, 57, 1361 -402.
- Poon, S. and S.J.Taylor (1991): Macroeconomic Factor and the UK stock market, *The Journal of Business Finance and Accounting*. Vol.18, N₀5, pp. 619 – 636.
- Poterba, J. and L. Summers (1988): “Mean Reversion in Stock Prices”, *Journal of Financial Economics*, 22, 27-59.
- Ratanapakorn, O. (2000): United States stock market: the impacts of internal and external macroeconomic variables. OCLS’s Experimental Thesis Catalog.
URL: <http://alcme.oclc.org/xtcat/servlet/OAIHandler>
- Ratanapakorn, O. and S.C. Sharma (2002): “Interrelationships among regional stock indices”, *Review of Financial Economics* 11, pp. 91-108.
- Ross, Stephen (1976): “The arbitrage theory of capital asset pricing”, *Journal of Economic Theory* 13. 341-360.
- Samuelson, Paul A.(1965): “Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly”, *Industrial Management Review*, 6:2 (1965: Spring) p.41.
- Semmler, Willi (2005): *Asset Prices, Booms and Recessions*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Shanken, Jay (1982): “The arbitrage pricing theory: Is it testable?”, *Journal of Finance* 37. 1129-1 140.
- Shiller, R.J. (1991): *Market Volatility*. Cambridge: MIT Press.
- Smith, A. [1776]1979: *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, Campbell, R.H., Skinner A.S., Oxford.

Stock J. and Watson (1989): “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators”, NBER Macroeconomic Annual, ed. By O.Blanchard and S. Fischer, Chicago: University of Chicago Press

Stock J. and Watson (2007): Introduction to Econometrics. Second edition. Pearson.Addison Wesley.

Summers, L. (1986): “Does Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values”, Journal of Finance 41(3), 591-602.

Tobin J. (1969) "A general equilibrium approach to monetary theory", Journal of Money Credit and Banking, 1, pp 15-29.

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

Verbeek, Marno (2008): A Guide to Modern Econometrics, Chichester: Wiley

White, H. (1980): “A heteroscedastic-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity”, Econometrica,48, 817 – 838.

Nettressurser:

<https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/geos/bu.html>

<https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/geos/no.html>

http://www.eiu.com/index.asp?layout=displayIssue&publication_id=120001012

http://www.eiu.com/index.asp?layout=displayIssue&publication_id=1610000961

http://download.bse-sofia.bg/pdf/AnalysisAndStrategy_BG.pdf

<http://www.bse-sofia.bg/>

<http://www.standardandpoors.com/indices/main/en/us>

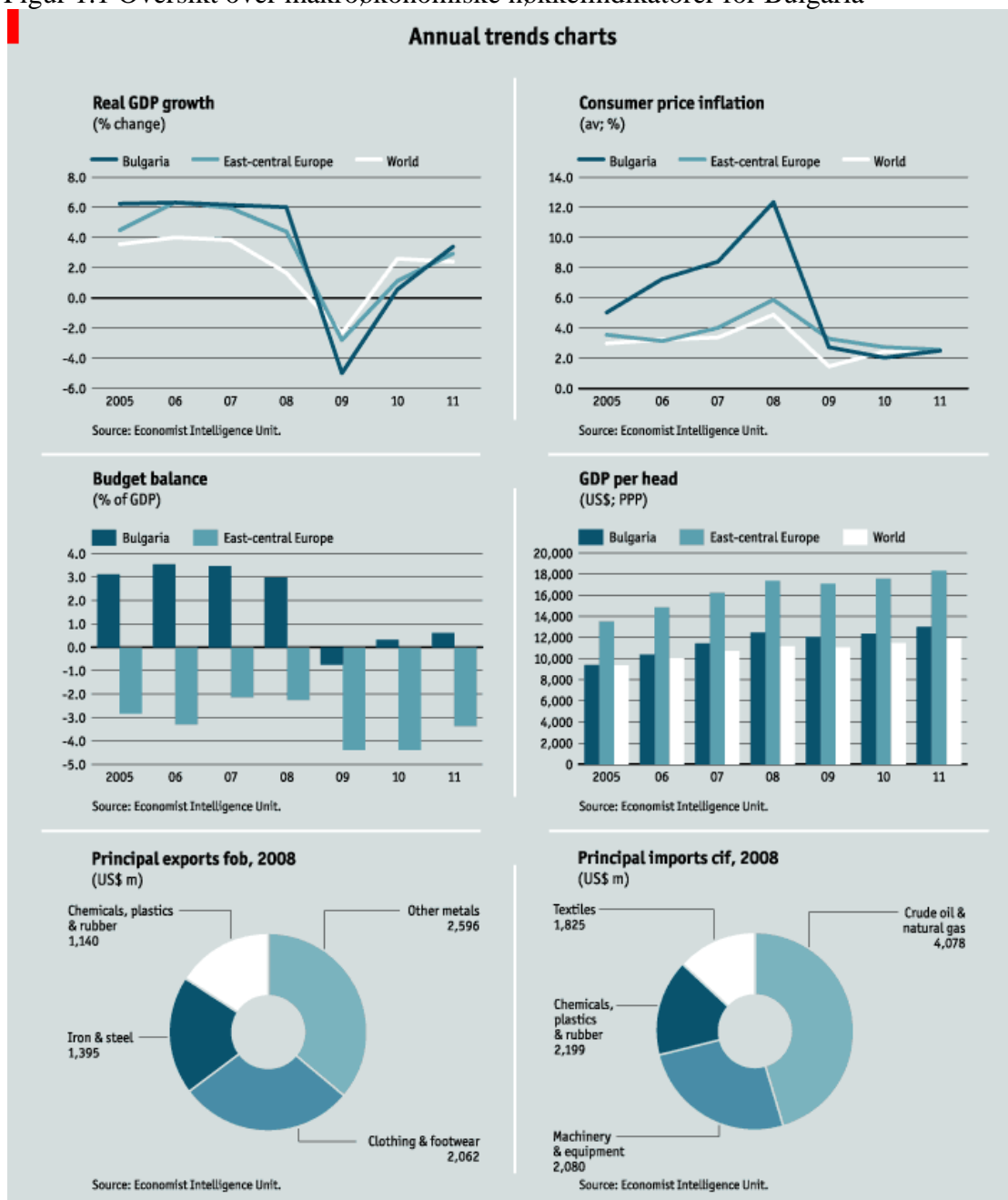
<http://www.bnb.bg/Statistics/index.htm>

[http://statbank.ssb.no/statistikbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&t
ilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=05327](http://statbank.ssb.no/statistikbanken/Default_FR.asp?PXSid=0&nvl=true&PLanguage=0&t
ilside=selectvarval/define.asp&Tabellid=05327)

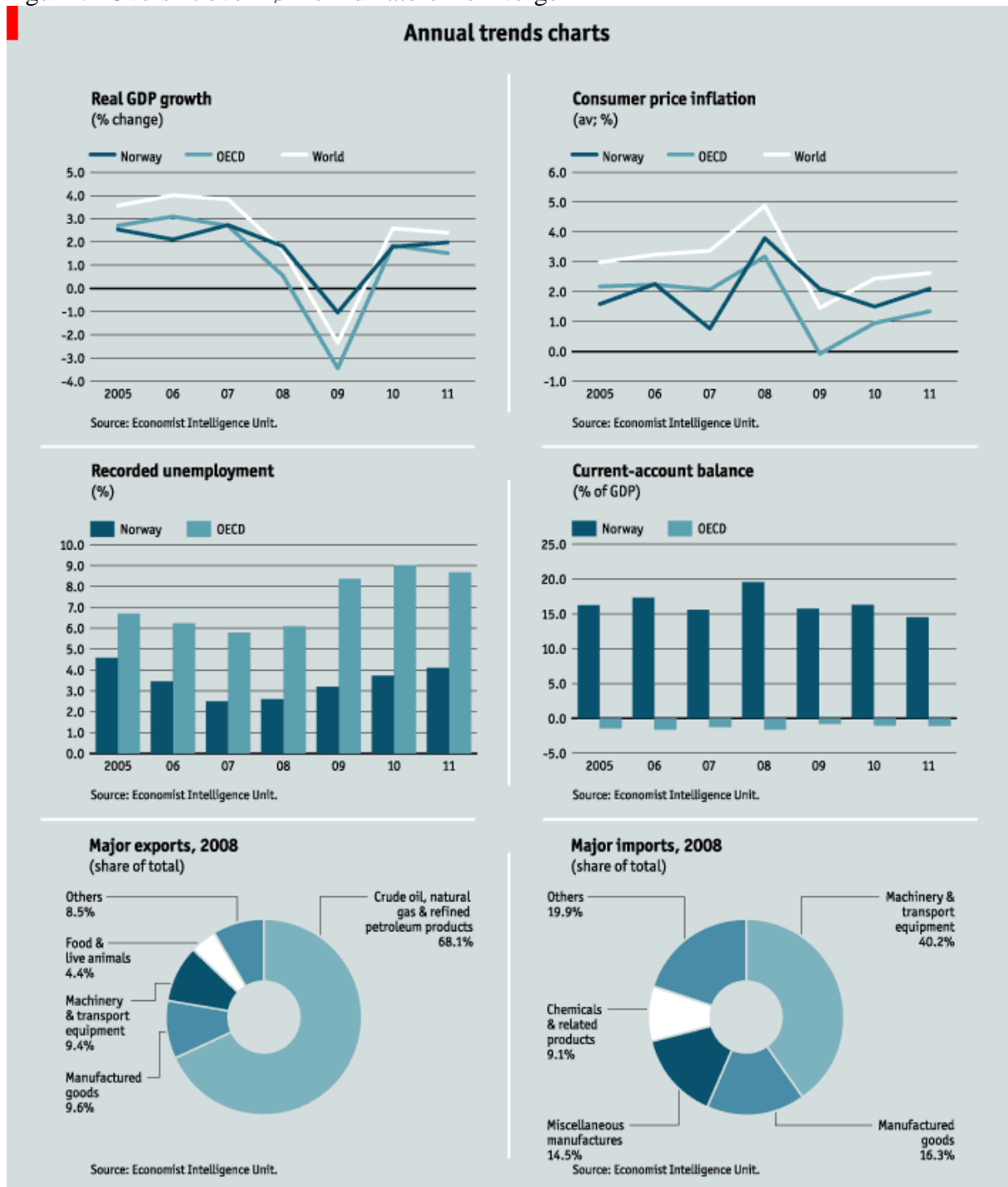
Vedlegg

1. Figurer

Figur 1.1 Oversikt over makroøkonomiske nøkkelindikatorer for Bulgaria



Figur 1.2 Oversikt over nøkkelindikatorer for Norge



2. Definisjon av tidsserier

2.1 Hovedindekser

Name	OSLO EXCHANGE BENCHMARK
DS Mnemonic	OSLOBMI
Market	Norway
Base Date	Dec 29 1995
Currency	Norwegian Krone
Expanded Name	Oslo Exchange Benchmark
Datatypes	RI-1295 MV-0207 IDV-0207 RH-0401 RL-0401 RO-0401 more
Source	Oslo Bors
Status	Active
Type	Other
IBES Aggregate	

Name	BSE SOFIX
DS Mnemonic	BSSOFIX
Market	Bulgaria
Base Date	Oct 20 2000
Currency	Bulgarian Lev
Expanded Name	BSE Sofix
Datatypes	PI-1000 MV-1000 VO-1000 VA-1000 PO-1000 PH-1000 more
Source	Bulgaria Stock Exchange
Status	Active
Type	Other
IBES Aggregate	

2.2 CPI

Name	CPI
DS Mnemonic	NWCONPRCF
Start Date	Jan 1950
End Date	Jan 2010
Market	Norway
Source	STATISTICS NORWAY
Frequency	Monthly
Unit	Index
Scale	

Base Period	(1998=100)
Adjustment	Price index, not seasonally adjusted
Key Indicator	Yes
Forecast	Historical Series
Status	Active
Dataset	National Sources
Conversion Method	Average
Last Updated	Feb 10 2010
Classification level 1	Prices
	Consumer Sector
Classification level 2	Consumer Prices/Inflation

Name	CPI
DS Mnemonic	BLCONPRCF
Start Date	May 1990
End Date	Jan 2010
Market	Bulgaria
Source	NATIONAL STATISTICAL INSTITUTE (BULGARIA)
Frequency	Monthly
Unit	Index
Scale	
Base Period	(1995=100)
Adjustment	Price index, not seasonally adjusted
Key Indicator	Yes
Forecast	Historical Series
Status	Active
Dataset	National Sources
Conversion Method	Average
Last Updated	Feb 15 2010

2.3 Oljepris

Name	Crude Oil-Brent Cur. Month FOB U\$/BBL
DS Mnemonic	OILBREN
Type	Crude Oil
Status	Active
Restricted	Unrestricted
Source	ICIS Pricing
Base Date	Jan 4 1982
Currency	United States Dollar
Expanded Name	Crude Oil-Brent Current Month Free on Board U\$/Barrel
Unit	Barrel
Datatypes	P-0182 PH-0700 PL-0700 more

2.4 Arbeidsledighetsrate

Classification level 1	Labour Market
	Industry Sector
Classification level 2	Sales, Orders, Inventories
	Workforce & Unemployment

Name	UNEMPLOYMENT RATE (% OF LFS)
DS Mnemonic	NWUN%TOTQ
Start Date	Jan 1972
End Date	Jan 2010
Market	Norway
Source	STATISTICS NORWAY
Frequency	Monthly
Unit	Percentage
Scale	
Base Period	
Adjustment	Seasonally adjusted
Key Indicator	Yes
Forecast	Historical Series
Status	Active
Dataset	National Sources
Conversion Method	Average
Last Updated	Jan 29 2010

Name	UNEMPLOYMENT RATE
DS Mnemonic	BLUN%TOTR
Start Date	Apr 1991
End Date	Jan 2010
Market	Bulgaria
Source	BULGARIAN NATIONAL BANK
Frequency	Monthly
Unit	Percentage
Scale	
Base Period	
Adjustment	Not seasonally adjusted
Key Indicator	Yes
Forecast	Historical Series

Status	Active
Dataset	National Sources
Conversion Method	Average
Last Updated	Feb 23 2010

2.5 Lange renter

Classification level 1	Money & Finance
Classification level 2	Interest Rates
Name	NORWAY BENCHMARK BOND 10 YR (DS)
DS Mnemonic	NWBRYLD
Market	Norway
Currency	Norwegian Krone
Start date	Oct 14 1988
Source	
Expanded Name	NORWAY BENCHMARK BOND 10 YR (DS)
Datatypes	RY-1088 more

LONG-TERM INTEREST RATE FOR CONVERGENCE PURPOSES

EU Member States calculate a long-term interest rate for convergence purposes (LTIR). The LTIR is defined by the provisions of article 121 of the Treaty establishing the European Community and article 4 of The Protocol on the Convergence Criteria. The European Central Bank has developed the methodological requirements for determining and calculating of the LTIR.

Scope

The long-term interest rate is determined on the basis of the yield to maturity on long-term government bonds. Depending on the capital market features, each EU Member State chooses between a benchmark bond and a basket of bonds which should meet the following statistical criteria as strictly as possible: *bond issuer* – the central government; *maturity* – as close as possible to 10 years of residual maturity (the recommended residual maturity of bonds should be between 9.5 and 10.5 years); *liquidity* – benchmark bond should be sufficiently liquid; *denomination* – in national currency (lev); *yield to maturity* – the ISMA formula “Redemption Yields” is used. The yield to maturity, calculated with this formula, serves as a nominal long-term interest rate i.e. no adjustments for coupon effects, taxes, inflation etc., are applied.

The applied guidelines for calculation of the LTIR are developed by the BNB in compliance with the requirements of the European Central Bank and are coordinated with the Ministry of Finance. The benchmark method has been selected in Bulgaria, because in a small market, using a basket may not be meaningful, as the liquidity of different bonds may be very diverse.

Data source and data processing

The calculation of the LTIR is based on information about the secondary market contracts taken from the CBSRTGS database (Computerized Book-Entry System for Registration of and Trade in Government Securities) of BNB. The BNB informs the Ministry of Finance of its choice and when a replacement of the benchmark bond takes place. Replacement of the chosen benchmark bond with a newly issued government security takes place in the following cases: (1) when the benchmark bond no longer meets the requirement for residual maturity and another security, which is within the maturity band of 9.5 – 10.5 years is traded on the secondary market and has higher liquidity; (2) when another government security, which does not meet the requirements for maturity is issued, as this security is close to 10-years maturity (e.g. a bond with residual maturity of 11 years), has high liquidity, high turnover and is traded actively on the secondary market.

The data for the period between January 2003 and December 2005 show the yield from the primary market, while from January 2006 – the yield gained on the secondary market.

Reporting period and reporting requirements

- Daily reporting - according to the requirements of the ECB the daily values are taken from real trade with the benchmark bond, or are imputed values¹ from prior trades when no transactions with the benchmark bond have been made. In cases when a Saturday or Sunday is declared a working day as a compensation for declaring a working day a holiday the yield calculated for the compensation day is reported for the day being compensated for.
- Monthly reporting – monthly values are calculated as an unweighted average of the daily yields.

Kilde: http://www.bnb.bg/Statistics/StStatisticalBD/index.htm?toLang=_EN

2.6 Utenlandsk aksjemarkedsindeks

Name	S&P 500 COMPOSITE
DS Mnemonic	S&PCOMP
Market	United States
Base Date	Dec 31 1963
Currency	United States Dollar
Expanded Name	Standard and Poor's 500 Composite
Datatypes	PI-1263 RI-0188 MV-0989 DY-0165 PE-0168 NR-1298 more
Source	Standard and Poors (S&P)
Status	Active
Type	Other
IBES Aggregate	@:USSP50C

2.7 Valutakurs

Name	NORWEGIAN KRONE TO US \$
DS Mnemonic	NWUSDSP

From Currency Norwegian Krone
 To Currency United States Dollar
 Start date Dec 10 1980
 Source NORGES BANK
 Expanded Name NORWEGIAN KRONE TO US \$
 Datatypes ER-1280 more

Name BULGARIAN LEV TO US \$
 DS Mnemonic BLUSDSP
 From Currency Bulgarian Lev
 To Currency United States Dollar
 Start date Feb 19 1991
 Source BULGARIAN NATIONAL BANK
 Expanded Name BULGARIAN LEV TO US \$
 Datatypes ER-0291 more

*Alle variabler unntatt lange renter er hentet fra Datastream.

3. Kritiske verdier for ECM-testen etter Ericsson og MacKinnon (2002)

k	Størrelse (%)	θ_{∞}	(s.e)	θ_1	θ_2	θ_3	$\hat{\sigma}$
1	1	-3,4307	(0,0006)	-6,52	-4,7	-10	0,0070
	5	-2,8617	(0,0003)	-2,81	-3,2	37	0,0041
	10	-2,5668	(0,0003)	-1,56	2,1	-29	0,0032
2	1	-3,7948	(0,0006)	-7,87	-3,6	-28	0,0087
	5	-3,2145	(0,0003)	-3,21	-2,0	17	0,0048
	10	-2,9083	(0,0002)	-1,55	1,9	-25	0,0038
3	1	-4,0947	(0,0005)	-8,59	-2,0	-65	0,0087
	5	-3,5057	(0,0003)	-3,27	1,1	-34	0,0042
	10	-3,1924	(0,0002)	-1,23	2,1	-39	0,0034
4	1	-4,3555	(0,0006)	-8,90	-6,7	-31	0,0099
	5	-3,7592	(0,0003)	-2,92	-3,7	5	0,0044
	10	-3,4412	(0,0002)	-0,53	-4,5	4	0,0038