



UNIVERSITETET I  
NORDLAND

HANDELSHØGSKOLEN I BODØ • HHB

---

# MASTEROPPGAVE

**En eksplorativ undersøkelse av fordeling av økonomiske  
sentiment ved bruk av Markovskiftende modeller**

BE305E – Masteroppgave i finansiering og investering

Kristian Rydland Antonsen  
Daniel Loe Laberg

Våren 2014



## Abstract

The purpose of this thesis is to explore the distribution of different economic regimes in the American, German, Japanese and Norwegian economy. Regimes are in this context an interpretation of our two-state Markov-switching models. An assumption behind this thesis is that parameters should not be seen as constant as a whole, but constant within each regime.

In this thesis we have explored different economic theories, which explain the existence of business cycles in different ways. As we started off with this paper we considered *expectations* and *uncertainty* to be two factors that affect the formation of economic regimes. *Conventional expectations* are seen as an explanation of how the economic development of today is expected to continue into the future, with different and possibly vague estimates of the regimes duration. This theory, as presented in the thesis, allows for the existence of state-dependent market equilibriums. It is with this in mind we create our Markov-switching models.

The results from our Markov-switching models have shown quite different distributions of economic regimes in general. We argue that the results from our models implicate the existence of apparent similarities in the distribution of economic regimes in the American variables, and therefore in the American economy. Our results indicate that the American economy is in a bull regime about 80 percent of the time, and in a bear regime about 20 percent of the time. We find that the similarities in the other economies are not as apparent. Within each of these countries we argue that the results from the models indicate similarities in the distributions only between some variables. We find that only a few variables show similarities in the distribution of economic regimes *between* countries.



# Forord

Denne avhandlingen er en masteroppgave som utgjør 30 studiepoeng. Den er skrevet med bakgrunn i spesialiseringen finansiering og investering ved Handelshøgskolen i Bodø, Universitet i Nordland, våren 2014. Avhandlingen markerer slutten for studiet Master of Science in Business.

Det har vært en lærerik og krevende prosess å arbeide med denne avhandlingen. Mye tid ble brukt til å sette seg inn i tidligere forskning, og ikke minst de økonometriske metodene som vi har benyttet oss av. Vi brukte også mye tid på å forstå programvaren RATS. Arbeidet med denne avhandlingen har gitt oss mye ny kunnskap om økonomiske teorier, konjunktursykluser og økonometriske metoder. Vi mener definitivt at vi etter dette semesteret sitter igjen med et stort utbytte.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår veileder, førsteamanuensis Svein Oskar Lauvsnes. Gjennom interessante diskusjoner og gode råd har han vært en viktig støttespiller ved utformingen av denne avhandlingen. Eventuelle feil og/eller mangler er naturligvis vårt eget ansvar.

I tillegg ønsker vi å rette en takk til RATS' support, som ved henvendelse pr. e-post var rask og presis i sine svar. En takk går også til Oslo Børs som umiddelbart ga oss informasjonen vi trengte vedrørende norsk indeksdata.

Handelshøgskolen i Bodø, 20. mai 2014

---

Kristian Rydland Antonsen

---

Daniel Loe Laberg



## Sammendrag

Formålet med denne masteravhandlingen har vært å undersøke fordelingen av økonomiske sentiment i amerikansk, tysk, japansk og norsk økonomi. Økonomiske sentiment er her en tolkning av våre Markovskiftende modeller. Bak utredningen ligger en grunnleggende antagelse om at økonomiske parametre ikke bør anses som konstante. Vi legger derfor til grunn at parametre kun er konstante innenfor hvert økonomiske sentiment.

Gjennom vårt teoretiske rammeverk diskuteres forskjellige syn på den økonomiske virkeligheten. Ulike økonomiske teorier forklarer eksistensen av konjunkturedringer på forskjellige måter. Vi gikk inn i undersøkelsen med en antagelse om at *forventinger* og *usikkerhet* er to faktorer som påvirker dannelsen av ulike økonomiske sentiment. Gjennom veiledning og litteraturstudier ble det klart at *konvensjonelle forventninger* er en viktig forklaringsfaktor i undersøkelsen, da dette kan knyttes opp mot sentimentdannelsen. Dette er en tolkning av Keynes teorier, og med konvensjonelle forventninger menes: «... *at dagens økonomiske utvikling forventes å fortsette inn i fremtiden, men med ulike og muligens vage anslag på varighet. Samtidig vil det være grader av hvor sterkt vi tror på det mest sannsynlige utfallet, dvs. forventningen*» (Lauvsnes, 2013a, s. 1). I et optimistisk sentiment er det naturlig at aktørene har tro på økonomisk vekst i fremtiden, noe som tilsier høye subjektive forventningsverdier. Et pessimistisk sentiment vil på den andre siden være preget av større usikkerhet og dermed større spredning av subjektive forventningsverdier. Genereringen av tilstandsavhengige markedslukevekter gjør Markovskiftende modeller egnet til denne undersøkelsen. Økonomiske sentiment er i denne avhandlingen en tolkning av Markovskiftende modeller med to tilstander.

*Er det grunnlag for å hevde at det eksisterer fellestrekk i fordelingen av økonomiske sentiment i og mellom våre utvalgte variabler?*

For å svare på problemstillingen gikk vi gjennom tidligere forskning på konjunktursykluser, der flere ulike metoder for datering, så vel som predikering, av konjunkturedringer ble studert. Det var på bakgrunn av litteraturstudiene og egen nysgjerrighet at vi valgte å inkludere aksjeindekser, bruttonasjonalprodukt, industriproduksjon, privat konsum og arbeidsledighet i våre modeller.

Gjennom vår dataanalyse kom vi fram til ulike resultat for de forskjellige økonomiene. Den amerikanske økonomien skiller seg ut med klare fellestrekk i fordelingen av sentiment for våre inkluderte variabler. Resultatene for den amerikanske økonomien støtter opp om tidligere forskning, og vi fant en fordeling av økonomiske sentiment som tilsa at den amerikanske økonomien er i ekspansjon 80 prosent av tiden og i kontraksjon 20 prosent av tiden. Den Markovskiftende modellen med amerikansk BNP viser seg i tillegg å datere resesjoner i samsvar med de offentlige dateringene i USA.

Resultatene for den tyske økonomien viser ikke like klare fellestrekk i regimefordelingen. De Markovskiftende modellene for de tre makroøkonomiske variablene BNP, industriproduksjon og privat konsum gir alle indikasjoner på at den tyske økonomien er i ekspansjon over 90 prosent av tiden. På den andre siden viser tysk arbeidsledighet en fordeling som minner mer om den amerikanske økonomien. Den tyske aksjeindeksen CDAX viser den største andelen kontraksjonsfaser for tysk økonomi. En feilkorreksjonsmodell med den amerikanske og tyske indeksen gir indikasjoner på en kausalitet som går i begge retninger, men vi er forsiktige med å trekke konklusjoner om kausaliteten.

Japansk BNP og privat konsum viser begge en fordeling av økonomiske sentiment som har fellestrekk med fordelingen i amerikansk økonomi. Den japanske indeksen TOPIX skiller seg ut blant indeksene med den klart største andelen av kontraksjonsfaser. Den japanske industriproduksjonen viser derimot en stor andel ekspansjonsfaser. Gjennom en feilkorreksjonsmodell med japansk og amerikansk BNP kom det fram at den amerikanske økonomien er driver i dette systemet, og at japansk BNP innehar endogene egenskaper.

De Markovskiftende modellene for norsk BNP og privat konsum gir vekstfaser i begge tilstander. De skiller seg ut med en fordeling av økonomiske sentiment som ligger nærmere 50:50. Norsk industriproduksjon og arbeidsledighet viser derimot en fordeling som går igjen i flere av de andre variablene i denne undersøkelsen. Modellen for OSEAX viser den største andelen av ekspansjonsfaser for indeksene i denne undersøkelsen.

Generelt har vi for de forskjellige økonomiene funnet store variasjoner i sentimentfordelingene. På bakgrunn av modellenes resultater mener vi det eksisterer tydelige fellestrekk i fordelingene i amerikansk økonomi. Vi mener fellestrekkene i de øvrige landenes økonomier ikke er like tydelige. Innenfor hvert av disse landene mener vi det indikeres

fellestrekk i fordelingene kun mellom enkelte av variablene. Gjennom våre tolkninger av resultatene fra de Markovskiftende modellene mener vi at det er noen variabler som viser fellestrekk i fordelingen av økonomiske sentiment *mellom* land.



# Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
1.1	Motivasjon.....	1
1.2	Problemstilling.....	2
1.3	Oppgavens oppbygging .....	3
2	Konjunktursyklus .....	4
3	Økonomisk teori.....	6
3.1	Neo-klassisk økonomisk teori .....	7
3.1.1	Markedseffisiens .....	9
3.2	Keynesiansk økonomisk teori.....	13
3.2.1	Forventninger og usikkerhet.....	14
3.2.2	Konvensjonelle forventninger og ulike sentiment .....	17
4	Tidligere forskning på datering og predikering av konjunkturer .....	20
4.1	Stock og Watsons modell .....	21
4.2	Bruk av yieldkurven til å predikere konjunkturedringer .....	24
4.3	Datering i sanntid basert på bruttonasjonalprodukt.....	25
4.4	Datering i sanntid basert på arbeidsledighet.....	31
4.5	Forskning på europeiske konjunktursykluser .....	33
4.6	Andre modeller .....	35
4.7	Kritikk.....	36
5	Metode.....	38
5.1	Tidsrekkemodeller .....	39
5.2	Stasjonaritet .....	40
5.2.1	Testing for ikke-stasjonaritet: Dickey-Fuller .....	42
5.2.2	Autokorrelasjon.....	43
5.3	Autoregresjonsmodell.....	44
5.4	Kointegrasjon og VECM .....	47
5.4.1	Test for kointegrasjon: Engle-Grangers tostegs metode .....	49
5.5	Test for konstante parametre: Rullende regresjon.....	50
5.6	Markovskiftende modell.....	51
5.6.1	Markovkjede.....	54
5.6.2	En AR(1)-representasjon av et Markovkjede med to tilstander.....	55
5.7	Datainnsamling.....	56

5.7.1	Vårt datamateriale .....	57
5.8	Reliabilitet og validitet .....	59
5.8.1	Reliabilitet (pålitelighet) .....	59
5.8.2	Validitet (gyldighet) .....	59
6	Dataanalyse og resultater .....	61
6.1	Introduksjon.....	61
6.2	Rullende regresjoner.....	63
6.3	USA .....	66
6.3.1	S&P 500 .....	66
6.3.2	BNP .....	68
6.3.3	Industriproduksjon .....	70
6.3.4	Privat konsum.....	72
6.3.5	Tolkninger .....	74
6.4	Tyskland .....	79
6.4.1	CDAX.....	79
6.4.2	BNP .....	81
6.4.3	Industriproduksjon .....	82
6.4.4	Privat konsum.....	84
6.4.5	Arbeidsledighet .....	85
6.4.6	Tolkninger .....	87
6.5	Japan.....	91
6.5.1	TOPIX .....	91
6.5.2	BNP .....	93
6.5.3	Industriproduksjon .....	94
6.5.4	Privat konsum.....	97
6.5.5	Tolkninger .....	98
6.6	Norge .....	102
6.6.1	OSEAX.....	102
6.6.2	BNP .....	104
6.6.3	Industriproduksjon .....	106
6.6.4	Privat konsum.....	107
6.6.5	Arbeidsledighet .....	109
6.6.6	Tolkninger .....	110
6.7	Fellestrekk i regimefordelingen mellom land.....	116

6.8	Oppsummering av resultater.....	121
7	Avslutning .....	123
7.1	Konklusjon.....	123
7.2	Svakheter ved oppgaven.....	124
7.3	Forslag til videre forskning.....	125
	Litteraturliste .....	126

## **Vedleggsoversikt**

Vedlegg I:	Mailkorrespondanse med Oslo Børs
Vedlegg II:	Rullende regresjoner og konfidensintervall
Vedlegg III:	Ergodiske sannsynligheter for samtlige Markovskiftende modeller (nye klassifiseringer 1)
Vedlegg IV:	Ergodiske sannsynligheter for samtlige Markovskiftende modeller (nye klassifiseringer 2)
Vedlegg V:	VECM-analyse for S&P 500 og CDAX
Vedlegg VI:	VECM-analyse for amerikansk og japansk BNP

## Figuroversikt

Figur 1: Illustrasjon av konjunktursyklus.....	4
Figur 2: Stock og Watsons prediksjoner .....	22
Figur 3: Stock og Watsons modell ved resesjonen på 90-tallet .....	23
Figur 4: Wrights modell ved finanskrisen 2008.....	25
Figur 5: Tettheten av resesjoner og ekspansjoner .....	27
Figur 6: Tetthet.....	28
Figur 7: Current filter probabilities and NBER recessions .....	29
Figur 8: 1-qtr smoothed probabilities with real-time data.....	30
Figur 9: Amerikansk arbeidsledighet .....	32
Figur 10: Den europeiske konjunktursyklusen.....	34
Figur 11: S&P 500 i perioden 1950 – 2013, månedlig logaritmisk avkastning .....	41
Figur 12: S&P 500 i perioden 1950 - 2013, månedlige noteringer .....	42
Figur 13: Simulert random walk .....	52
Figur 14: Rullende regresjon for S&P 500, testvindu på 35 observasjoner.....	63
Figur 15: Konfidensintervall S&P 500, testvindu 35 observasjoner.....	64
Figur 16: Rullende regresjon for tysk privat konsum, testvindu på 20 observasjoner.....	65
Figur 17: Konfidensintervall for tysk privat konsum, testvindu på 20 observasjoner .....	65
Figur 18: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i S&P 500 .....	66
Figur 19: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i amerikansk BNP.....	68
Figur 20: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i amerikansk industriproduksjon .....	70
Figur 21: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i amerikansk privat konsum .....	72
Figur 22: Kontraksjonsfaser i amerikansk BNP (blå) og S&P 500 (svart) i følge de Markovskiftende modellene .....	77
Figur 23: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen for amerikansk BNP, NBERs dateringer (skyggelagt) og utviklingen i amerikansk BNP.....	78
Figur 24: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i CDAX	79
Figur 25: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i tysk BNP .....	81

Figur 26: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i tysk industriproduksjon.....	82
Figur 27: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i tysk privat konsum.....	84
Figur 28: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i tysk arbeidsledighet .....	85
Figur 29: Kontraksjonsfaser i tysk arbeidsledighet (blå) og CDAX (svart) i følge de Markovskiftende modellene.....	90
Figur 30: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i TOPIX	91
Figur 31: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i japansk BNP.....	93
Figur 32: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i japansk industriproduksjon.....	94
Figur 33: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i japansk industriproduksjon (med dummy).....	95
Figur 34: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i japansk privat konsum.....	97
Figur 35: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i OSEAX .....	102
Figur 36: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i norsk BNP .....	104
Figur 37: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i norsk industriproduksjon.....	106
Figur 38: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i norsk privat konsum.....	107
Figur 39: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i norsk arbeidsledighet .....	109
Figur 40: Utviklingen i norsk arbeidsledighet (blå) og OSEAX (svart) .....	112
Figur 41: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende VAR-modellen med OSEAX og norsk arbeidsledighet.....	113
Figur 42: Kontraksjonsfaser i følge MSVAR-modellen (blå) og MS-modellen for OSEAX (rød) sammen med utviklingen i OSEAX (svart).....	113
Figur 43: Kontraksjonsfaser i følge MSVAR-modellen (blå) og MS-modellen for norsk arbeidsledighet (rød) sammen med utviklingen i norsk arbeidsledighet (svart) .....	114

Figur 44: Logaritmisk utvikling i S&P 500 (svart) og CDAX (blå) .....	117
---	-----

## **Tabelloversikt**

Tabell 1: Start og slutt på finanskrisen .....	31
Tabell 2: Hovedfunn for amerikansk økonomi .....	66
Tabell 3: Den Markovskiftende modellens resultater for S&P 500 .....	67
Tabell 4: Den Markovskiftende modellens resultater for amerikansk BNP .....	69
Tabell 5: Den Markovskiftende modellens resultater for amerikansk industriproduksjon .....	71
Tabell 6: Den Markovskiftende modellens resultater for amerikansk privat konsum .....	73
Tabell 7: Hovedfunn for tysk økonomi .....	79
Tabell 8: Den Markovskiftende modellens resultater for CDAX .....	80
Tabell 9: Den Markovskiftende modellens resultater for tysk BNP .....	81
Tabell 10: Den Markovskiftende modellens resultater for tysk industriproduksjon .....	83
Tabell 11: Den Markovskiftende modellens resultater for tysk privat konsum .....	84
Tabell 12: Den Markovskiftende modellens resultater for tysk arbeidsledighet .....	86
Tabell 13: Hovedfunn for japansk økonomi .....	91
Tabell 14: Den Markovskiftende modellens resultater for TOPIX .....	92
Tabell 15: Den Markovskiftende modellens resultater for japansk BNP .....	93
Tabell 16: Den Markovskiftende modellens resultater for japansk industriproduksjon .....	96
Tabell 17: Den Markovskiftende modellens resultater for japansk privat konsum .....	97
Tabell 18: Hovedfunn for norsk økonomi .....	102
Tabell 19: Den Markovskiftende modellens resultater for OSEAX .....	103
Tabell 20: Den Markovskiftende modellens resultater for norsk BNP .....	105
Tabell 21: Den Markovskiftende modellens resultater for norsk industriproduksjon .....	106
Tabell 22: Den Markovskiftende modellens resultater for norsk privat konsum .....	108
Tabell 23: Den Markovskiftende modellens resultater for norsk arbeidsledighet .....	109
Tabell 24: Ergodiske sannsynligheter fra samtlige Markovskiftende modeller .....	116

## **Begrepsordliste**

Aksjeindeks

Arbeidsledighet

Autoregresjoner

Bruttonasjonalprodukt (BNP)

Ergodiske sannsynligheter

Forventninger

Industriproduksjon

Keynesiansk økonomisk teori

Kointegrasjon

Konjunkturanalyse

Konjunktursyklus

Konvensjonelle forventninger

Marginal smoothed probabilities (MSP)

Markedseffisiens

Markedslikevekt

Markovkjede

Markovskiftende modeller

Markovskiftende Vector Autoregressive modeller (MSVAR)

Neo-klassisk økonomisk teori

Privat konsum

Random walk

Rullende regresjoner

Stasjonaritet

Tidsrekkemodeller

Tilstandsavhengige vekstrater

Usikkerhet

Vector Error Correction Model (VECM)

Økonomiske regimer

Økonomiske sentiment

Økonomiske tilstander





# 1 Innledning

## 1.1 Motivasjon

Denne avhandlingen har som formål å studere konjunktursvingninger. Vi har en grunnleggende antagelse om at parametre kun bør anses som konstante innen forskjellige økonomiske sentiment<sup>1</sup>. Med utgangspunkt i økonometrisk metode vil vi undersøke fordelingen av økonomiske sentiment i og mellom forskjellige økonomiske variabler.

Finanskrisen førte for mange til et skift i økonomisk tankegang. Forskjellig syn på den økonomiske virkeligheten tar utgangspunkt i forskjellige økonomiske teorier. Ulike økonomiske teorier forklarer eksistensen av konjunkturedringer på forskjellige måter. Motstridende økonomiske teorier har vekslet mellom å være ledende fundament for økonomisk forskning det siste århundret. Gjennom årene har kraftige konjunkturedringer i stor grad vært bestemmende for hvordan fundamentalt forskjellige økonomiske teorier har vekslet på å være allment akseptert.

Kontraksjonsfaser er typisk turbulente perioder, og det er ofte i slike tider man søker svar på hva de underliggende årsakene kan være. Hva som fører til skift i økonomien, eksempelvis at en økonomi går fra et sentiment preget av vekst til et sentiment preget av negativ vekst, finnes det flere forklaringer på. Vi antar at *forventning* og *usikkerhet* spiller en vesentlig rolle i dannelsen av økonomiske sentiment.

Det er ved bruk av Markovskiftende modeller at vi ønsker å studere fordelingen av disse økonomiske sentimentene. Modellene viser både sentimentfordelingene og når regimeskiftene finner sted. I tillegg til de Markovskiftende modellene vil vi bruke utvalgte feilkorreksjonsmodeller. Feilkorreksjonsmodeller forteller oss noe om hvordan variabler forholder seg til hverandre, og hvordan de på lang sikt går mot en likevekt. Våre resultater kan gjennom en sammenligning med andre undersøkelser på samme område støtte opp om eller svekke resultatene fra tidligere forskning.

---

<sup>1</sup> I denne teksten brukes begrepene sentiment, regime og tilstand om hverandre

## 1.2 Problemstilling

På bakgrunn av den innledende diskusjonen har vi formulert følgende problemstilling:

*Er det grunnlag for å hevde at det eksisterer fellestrekk i fordelingen av økonomiske sentiment i og mellom våre utvalgte variabler?*

Vi ønsket at undersøkelsen skulle ta utgangspunkt i økonomier fra forskjellige verdensdeler. Som følger av avhandlingens tiltenkte omfang har vi valgt å undersøke sentimentfordelingen i norsk, tysk, japansk og amerikansk økonomi. Vi er opptatte av den norske økonomien, og det er denne vi har mest kunnskap om. Selv om den norske økonomien er liten i global sammenheng, mener vi den må anses som velutviklet. Tysk økonomi er den største i den Europeiske Union, og er derfor et naturlig europeisk land å inkludere. Vi ønsket å inkludere en velutviklet asiatiske økonomi. Den japanske økonomien, som er blant verdens største, mente vi oppfylte dette kriteriet godt. I tillegg visste vi på forhånd at den japanske økonomien har opplevd kraftige resesjoner i moderne tid, og vi var interesserte i å se hvordan dette ville vise seg i sentimentfordelingene. Den amerikanske økonomien mener vi vil være godt egnet til å indikere temperaturen i verdensøkonomien, ettersom dette er verdens største økonomi. Dessuten er det gjort svært mye forskning på konjunkturer i den amerikanske økonomien.

Tidligere litteraturstudier er bakgrunnen for våre antagelser om at vi i modellene vil finne fellestrekk i fordelingen av økonomiske sentiment. Konjunkturforskning på den amerikanske økonomien har vist fellestrekk i regimefordelingen for ulike økonomiske variabler, herunder BNP (Chauvet & Hamilton, 2005), arbeidsledighet (Hamilton, 2005) og privat konsum (Lauvsnes, 2013b). I tillegg har vi sett forskning som fant fellestrekk mellom flere forskjellige europeiske land (Artis, Krolzig, & Toro, 2004).

Med utgangspunkt i Markovskiftende modeller og våre utvalgte variabler har vi utarbeidet to forskjellige arbeidshypoteser for å besvare problemstillingen.

- 1) *Det eksisterer fellestrekk i fordelingen av økonomiske sentiment i det enkelte land*
- 2) *Det eksisterer fellestrekk i fordelingen av økonomiske sentiment mellom de forskjellige landene*

Gjennom arbeidshypotese 1 ønsker vi å undersøke fordelingen av økonomiske sentiment i de enkelte landene, mens vi gjennom arbeidshypotese 2 ønsker vi å undersøke eventuelle fellestrekk i sentimentfordelingen mellom landene.

### ***1.3 Oppgavens oppbygging***

Oppgaven er delt inn i syv kapitler:

Kapittel 2 tar kort for seg hva som menes med konjunktursvingninger og litt grunnleggende terminologi blir forklart.

Kapittel 3 går inn på ulike økonomiske teorier. De forskjellige teoriene har ulike forklaringer på konjunkturedringer. Vi har valgt å fokusere på to økonomiske retninger; den neoklassiske teorien og keynesiansk økonomisk teori.

Kapittel 4 ser på tidligere forskning som er gjort på datering og prediksjon av konjunkturedringer. Her ser vi i hovedsak på forskning basert på Markovskiftende modeller. Vi presenterer resultatene som de ulike forskerne har kommet fram til, og belyser hvorfor enkelte av modellene ikke har levert gode resultater på resesjoner som har kommet etter at modellene ble presentert.

Kapittel 5 tar for seg det metodiske rammeverket. Vi redegjør her for de modeller som er aktuelle for undersøkelsen vår. I tillegg kommenterer vi undersøkelsens reliabilitet og validitet, samt våre data.

Kapittel 6 er dataanalysen og tolkninger. Her presenterer og tolker vi resultatene fra de Markovskiftende modellene og feilkorreksjonsmodellene.

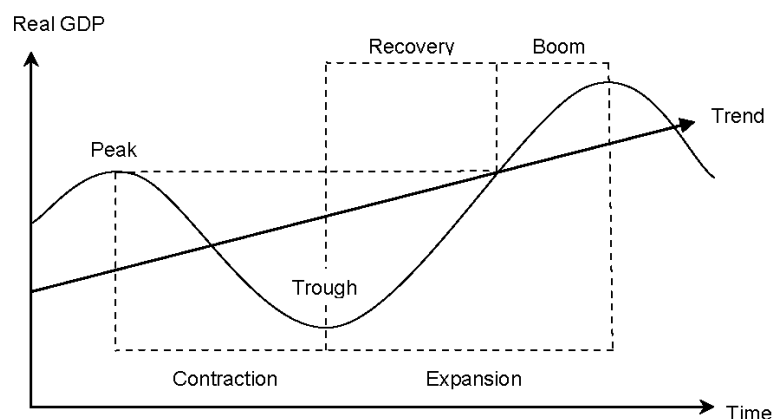
Kapittel 7 er den avsluttende delen av avhandlingen. Her konkluderer vi i forhold til problemstillingen vi presenterte innledningsvis. I tillegg reflekterer vi rundt svakheter ved oppgaven, og kommer med forslag til videre forskning.

## 2 Konjunktursyklus

Konjunktursvingninger er kort fortalt fluktuasjoner i økonomisk aktivitet. I internasjonal forskningslitteratur omtales ofte konjunktursvingninger som *business cycles*. *Business fluctuations* og *economic fluctuations* er også begreper som brukes. Burns og Mitchell (1946, s. 3) kom med en av de tidligere definisjonene på konjunktursvingninger:

*«Business cycles are a type of fluctuation found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions, and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; this sequence of changes is recurrent but not periodic; in duration business cycles vary from more than one year to ten or twelve years; they are not divisible into shorter cycles of similar character with amplitudes approximating their own».*

Sitatet får fram noen viktige poeng, blant annet at konjunktursvingninger består av ekspansjoner og kontraksjoner i mange forskjellige økonomiske aktiviteter til samme tid. Dessuten ser vi at ordet *cycle* kan være misvisende: Konjunktursvingninger er ikke nødvendigvis faste sykluser som gjentar seg i samme grad med like mellomrom. Det er heller ingen som vet hvor lenge ekspansjonsfasene og kontraksjonsfasene vil vare, og egenskapene ved framtidige konjunktursvingninger er derfor vanskelig å forutse. En business cycle kan også forklares gjennom følgende figur:



**Figur 1: Illustrasjon av konjunktursyklus**

Kilde: (Financial Planning Body Of Knowledge)

Reelt BNP er brukt på y-aksen. Dette er en variabel som ofte benyttes som mål på økonomisk aktivitet. Kurven i figuren representerer den faktiske aggregerte økonomiske aktiviteten. *Peak* er der den økonomiske aktiviteten er på topp, mens *trough* er der den økonomiske aktiviteten er på bunn. Perioden fra en *trough* til en *peak* kalles gjerne *boom*, eller ekspansjonsfase. Motsatt er perioden fra en *trough* til en *peak* en kontraksjonsfase, og kalles gjerne en *resesjon*. NBER, definerer en resesjon som «... *a significant decline in economic activity spread across the economy, lasting more than a few months, normally visible in real GDP, real income, employment, industrial production, and wholesale-retail sales*» (NBER, 2013). Når nedgangen i BNP er omfattende kalles det gjerne en *depresjon*. Den kanskje mest kjente depresjonen gjennom tidene var The Great Depression. Den oppstod i kjølvannet av børskrakket på Wall Street i 1929 (også kalt Black Tuesday). På lang sikt forventes BNP å øke, og der BNP i etterkant av en resesjon har nådd samme nivå som forrige *peak*, kalles *recovery*. Den rette linjen i figuren indikerer hvordan trenden i utviklingen til BNP har vært på sikt.

Peak og *trough* i enkeltvariabler kan komme før eller etter *peak* og *trough* i konjunktoren. Økonomiske variabler kan for øvrig også reagere motsyklisk, det vil si at de beveger seg motsatt av samlet økonomisk aktivitet. For eksempel ansettes det færre når økonomisk aktivitet er lav. Arbeidsledighet vil derfor normalt være en sterk motsyklisk variabel, da denne er ventet å synke ved ekspansjon, og øke ved resesjon.

### 3 Økonomisk teori

Hensikten med dette kapittelet vil være å se på ulike forklaringsfaktorer for de trender vi ser på kort og mellomlang sikt. Metodene som brukes i økonomisk forskning bygger på forskjellige økonomiske teorier, og de økonomiske teoriene kan således bidra til ulike forklaringer. Innenfor vårt teoretiske rammeverk vil vi fokusere på to forskjellige økonomiske skoler; neo-klassisk og postkeynesiansk økonomisk teori. Neo-klassisk økonomisk tenkning har den siste tiden vært den dominerende teoretiske forankringen ved økonomiske og økonometriske empiriske undersøkelser (Jakobsen, 2012, s. 25). Modellene opererer med fastsatte kausale sammenhenger, som har formet mye av reguleringen i de finansielle systemene (Jakobsen, 2012, ss. 33-34). Postkeynesiansk økonomisk teori ses på som en mer virkelighetsnær tilnærming til mekanismene i økonomien. Til tross for mindre omfattende modeller har denne teoretiske retningen i senere tid, spesielt etter den siste finanskrisen, fått større aksept (Jakobsen, 2012, s. 25). Når vi videre snakker om neo-klassisk teori refererer vi generelt til de klassiske økonomiske skolene.

Teoriene har ulikt syn på hvorvidt finanssektoren kan påvirke realøkonomien og har derfor ulike forklaringer på årsaker til konjunktursvingninger og hvordan stabiliseringen skal foregå. På den ene siden tilsier klassisk økonomisk tankegang at markedene selv vil sikre effektiv utnyttelse av ressurser. Det argumenteres for at økonomien er et lukket system med en generell likevektsmodell, og innblanding fra staten forstyrrer økonomisk stabilitet. Motstykket til de klassiske teoriene er teorien til Keynes, som impliserer at svingninger i økonomien skyldes likviditetsopphoping. Keynesianerne hevder at markedet ikke sørger for effektiv ressursallokering, og offentlig styring er nødvendig for å stabilisere økonomiske svingninger. Keynesianerne anser derfor økonomien som et åpent system, med potensielle destabiliserende tendenser. Der likevektsteorier anser økonomien for å være et fysisk system der pluss og minus alltid gir markedsklarering, anses altså økonomien av Keynes som et sosialt system der aktører drives av impulser (Jensen & Jakobsen, 2010, ss. 14-17).

Keynes ønsket å presentere arbeidet sitt som en generell teori, noe som var grunnen til at han kalte boken sin nettopp det. Av klassiske økonomer har den generelle teorien blitt tilpasset deres teoretiske rammeverk (Davidsen, 2004). Dette underbygges av Eliassen (2012, s. 70), som sier at «*Keynes' teori ble tolket i lys av rådende metodologi og tilpasset deretter*». Blant annet misforstod IS-LM-modellen noe av det grunnleggende Keynes forsøkte å få fram

(Davidsen, 2004). Vi kommer så vidt inn på IS-LM-modellen under kapittel 3.2.2 om konvensjonelle forventninger.

### ***3.1 Neo-klassisk økonomisk teori***

Prinsippene om perfekt likevekt i markedene som neo-klassisk økonomi bygger på, har utspring i Adam Smiths teori om den usynlige hånd: Når alle markedsaktører handler i egeninteresse vil markedet drives mot perfekt likevekt uten arbeidsledighet. Det klassiske synet sier at priser er fleksible på kort sikt, og at økonomien raskt flytter seg til langsiktig likevekt ved endringer i økonomiske variabler (Rohlf, 2002). På bakgrunn av forutsetningen om at markedet selv sørger for full sysselsetting, mener neo-klassikere at myndighetene ikke bør regulere markedene. Kvantitetsteorien sier at den eneste effekten av ekspansiv pengepolitikk vil være økt inflasjon. Klassisk økonomi har derfor fokus på å holde inflasjonen lav for å stimulere økonomisk vekst på lang sikt (Mishkin, 2012a, s. 214). Mishkin (2012b, s. 538) trekker fram at kvantitetsteorien er en god teori på inflasjonen på lang sikt, men ikke på kort sikt.

Antagelsene om at markedet automatisk vil eliminere arbeidsledighet er basert på Says lov, som sier at tilbud skaper sin egen etterspørsel. Når tilbydere betaler lønn til husholdninger for arbeidskraft, sørger de også for at husholdningene har nok inntekter til å betale for produserte varer og tjenester. På denne måten sirkulerer pengene i markedet (Rohlf, 2002, s. 2). Det vil derfor ikke eksistere noen hindring for full sysselsetting i en fri markedsøkonomi (Eliassen, 2012, s. 69).

Dersom deler av lønningene derimot spares i bank vil ikke husholdningene etterspørre hele produksjonen. Dette vil føre til redusert produksjon og etterspørsel etter arbeidskraft, og arbeidsledighet vil tilsynelatende oppstå. Likevel mener klassisk økonomi at bankens tilbud av «loanable funds» vil tilsvare innskutte sparepenger, og at tilbyderne derfor vil låne de innskutte sparepengene til investeringer. Dersom tilbydere ønsker å låne mindre enn husholdningene skyter inn, vil overflødig innskudd drive renten (som er lik for innskudd og lån) ned. En redusert rente vil begrense sparingen og øke investeringer, og renten vil tilpasse seg der investering er lik sparing. Tilbydere vil nå kunne selge all produksjon enten til husholdninger eller investorer, noe som bevarer full sysselsetting. Det forutsettes altså i

klassisk økonomi at renten er den viktigste faktoren for grad av sparing og investering (Rohlf, 2002).

Pengers nøytralitet er et sentralt poeng innen neo-klassisk økonomisk teori. Nominelle variabler i økonomien (som priser, lønninger og valutakurser) vil påvirkes av en endring i pengemengden, mens reelle variabler (som reelt konsum og reelt BNP) ikke blir påvirket. Ifølge neo-klassikere vil altså ikke prisutviklingen i finanssektoren ha effekt på realøkonomien, påvirkningen går kun motsatt vei. Pengers nøytralitet gjør at økt likviditetstilgang i bankene ikke påvirker tilbud og etterspørsel. Penger har altså ikke effekt på likevekten til arbeidsledighet eller reell output. Noen neo-klassikere mener likevel at penger på kort sikt kan ha effekt på tilbud og etterspørsel, men at penger blir nøytrale på lang sikt når effekten av økt pengemengde når lønnsnivået (Jakobsen, 2012, s. 29).

Det var den klassiske tankegangens krav om et mikroøkonomisk fundament for makroøkonomien som ledet til hypotesen om rasjonelle forventninger (Eliassen, 2012, s. 76). Hypotesen innebærer at økonomiske aktører innehar korrekt informasjon om framtidige hendelser. Med andre ord er forventet likevekt den samme som markedslikevekten. Aktører kan likevel ta feil, men poenget er at de i gjennomsnitt har rett. Avvik fra markedslikevekten er derfor tilfeldig og normalfordelt (Eliassen, 2012, ss. 73-74). Mikroøkonomisk teori tillater i utgangspunktet at aktører har forskjellige forventninger, men ved makroøkonomisk anvendelse av mikrofundamentet er det innført en såkalt «representativ økonomisk aktør». Dette innebærer i praksis at det kun eksisterer ett individ i økonomien (Eliassen, 2012, s. 77).

Endringer i en makromodell med rasjonelle forventninger skjer eksogent, der variablene er kjente eller bestemmes av en kjent, stokastisk prosess. Konjunktursykluser blir sett på som styrt av tilfeldige trekkninger, der forventningsverdiene er stabilitet og full sysselsetting. Avvik fra disse forventningsverdiene forklares som eksogene sjokk. Forventninger er dermed fordelt uavhengig av andres forventninger, og skjer heller ikke på grunnlag av trender i økonomien (Eliassen, 2012, s. 75 og 78). «Det er altså ingen forsøk på å forklare hva som driver konjunktursyklusen; den drives av eksterne faktorer» (Eliassen, 2012, s. 75). Dette skiller seg klart fra keynesiansk teori, som anser konjunktursyklusen som en prosess hvor tidligere endringer har betydning for neste endring (Eliassen, 2012, s. 89).



Real Business Cycle er en neo-klassisk teorivariant som sier at økonomien alltid vil være i en generell likevekt og det antas at det ikke er treghet i markedets tilpasningsmekanismer. Dette betyr at man forutsetter at aktørene er fullt ut rasjonelle og at all informasjon er tilgjengelig for alle (Jensen & Jakobsen, 2010, s. 15). Endringer i etterspørsel vil ikke føre til konjunktursvingninger, det er kun «reelle sjokk» som kan føre markedet ut av likevekten. Sjokk på produktiviteten eller arbeidsvilligheten kan føre til fluktasjoner i potensiell output og dermed i den langsiktige aggregerte etterspørselen (Mishkin, 2012a, s. 589). Ettersom det aggregerte tilbudet på lang sikt er konstant vil økonomien over tid falle tilbake til opprinnelig likevekt (Jensen & Jakobsen, 2010, s. 15).

Siden de klassiske økonomiske skolene ser på konjunktursykluser som en irregularitet, ses finanskriser og kraftige resesjoner på som svært usannsynlige hendelser. I følge Eliassen (2012, s. 75) er ikke årsakene bak dette forklart på noe annet vis enn gjennom dette «stokastiske grepet». Dette innebærer en teoretisk retning som er gjenstand for matematisk deduksjon (Eliassen, 2012, s. 78). Eliassen (2012, s. 86) påpeker at «[...] *utfallene er individuelt fordelt og genereres av den samme prosessen under de samme, kjente sannsynlighetsfordelingene. Mennesker er bare stokastisk feilbarlige*» (understrek = opprinnelig kursiv).

### 3.1.1 Markedseffisiens

Markedseffisiens følger prinsippet om random walk, altså at aksjeprisenes bevegelser er tilfeldige. I følge Lauvsnes (2013c, s. 275) bygger random walk på «... *the assumption that the driving force of the process is the error term, which follows a coin-tossing process: It cumulates to a random walk (RW), i.e stochastic trends*». Denne stokastiske trenden består av akkumulerte stokastiske sjokk. Teorien om random walk sier at historiske priser ikke kan brukes til å forutse framtidige priser (Fama, 1965).

Hypotesen om effisiente markeder (EMH) sier at aksjeprisen alltid reflekterer all tilgjengelig informasjon (Fama, 1970). Det vil kun være ny informasjon som kan endre prisene. Per definisjon må ny informasjon komme overraskende. Hvis ikke ville denne informasjonen allerede ligget til grunn for dagens prising. Ettersom ny informasjon kommer overraskende, må nødvendigvis prisendringer også komme overraskende (Bodie, Kane, & Marcus, 2011). Det var Fama som først tok i bruk begrepet markedseffisiens, hvor han definerer et effisient

marked som «... a market where there are large numbers of rational, profit-maximizers actively competing, with each trying to predict future market values of individual securities, and where important current information is almost freely available to all participants» (Fama, 1965, s. 56).

I følge Fama (1970) vil nåværende priser som til fulle reflekterer all tilgjengelig informasjon (og dermed gjør et marked effisient), ta utgangspunkt i tre tilstander i markedet:

- 1) Det eksisterer ingen transaksjonskostnader i handel med verdipapirer
- 2) Alle aktører i markedet har all informasjon tilgjengelig gratis
- 3) Påvirkningen nåværende informasjon har på nåværende pris og utvikling i framtidige priser anerkjennes av alle markedsaktører

I realiteten er ikke alle disse tilstandene både oppfylt til fulle, og på samme tidspunkt. Likevel eksisterer de i større eller mindre grad i markedene. Fama (1970) argumenterer for at tilstandene ikke er forutsetninger for markedseffisiens, men heller tilstrekkelige egenskaper for et effisient marked. Motsatt er graden av disse egenskapenes fravær *potensielle* årsaker til ineffisiens i markedet. Fama (1970) presenterte tre forskjellige grader av markedseffisiens; sterk effisiens, semi-sterk effisiens og svak effisiens.

Sterk markedseffisiens sier at prisene reflekterer all tilgjengelig informasjon, inkludert monopolistisk informasjon som kun er tilgjengelig for enkelte investorer eller spesialister. I et marked med sterk effisiens kan derfor ingen investor ha høyere forventet avkastning ved handel i markedet enn andre (Finnerty, 1976). Utnyttelse av monopolistisk informasjon kan fort anses som innsidehandel. Slik handel overvåkes nøye, og det er klare restriksjoner for hvordan denne type informasjon kan brukes (Bodie, Kane, & Marcus, 2011). Det argumenteres for at sterk effisiens er begrenset til et teoretisk begrep, og i beste fall kan brukes som en benchmark for å måle avvik fra markedseffisiens. Samtidig viser en studie gjort av Keown og Pinkerton (1981) at markedet reagerer på planlagte fusjoner før de første offentlige kunngjøringene har funnet sted. Det er vanskelig å vite i hvilken grad dette skjer på grunn av innsidehandel.

Semi-sterk effisiens sier at prisene kun reflekterer all tilgjengelig offentlig informasjon. Dette kan blant annet være informasjon om fusjoner, fusjoner, kunngjøring av årsrapporter,

bedriftens produksjon, ledelsen, patenter med mer (Bodie, Kane, & Marcus, 2011). Det argumenteres for at all informasjon ikke kan være tilgjengelig for absolutt alle helt kostnadsfritt. Grossman-Stiglitz-modellen sier at investorer heller ikke har noen insentiver til å skaffe seg informasjon (som innebærer en eller annen form for kostnader) fordi nytten i likevekt er den samme. Prisene vil ut fra dette ikke justeres etter ny informasjon, og prisene vil derfor ikke til fulle reflektere all tilgjengelig informasjon. Effisiensen i et marked vil derfor i praksis i beste fall være semi-sterk (Grossman & Stiglitz, 1980). Dette er noe Fama (1991) i ettertid har sagt seg enig i. Beaver (1981) går enda lengre ved å si at dersom et marked er mindre enn sterkt effisient, er det ineffisient, fordi i et effisient marked vil prisene til fulle reflektere all tilgjengelig informasjon. Han poengterer samtidig at å klassifisere markedet enten som effisient eller ineffisient, vil være for lite nyansert, og foreslår «... *the market is efficient (or inefficient) with respect to some specific information*» (Beaver, 1981, s. 26).

Svak effisiens innebærer at kun informasjon om historisk tilgjengelig markedsdato reflekteres i prisene, altså uten innsikt i dagens bedriftsspesifikke data. Innen svak effisiens vil det altså være slik at basert på historisk informasjon, kan ingen investering ha høyere forventet avkastning enn en annen, justert for grad av risiko. Denne versjonen av EMH sier at siden historisk informasjon er tilgjengelig for alle og tilnærmet gratis å skaffe seg, vil informasjonen allerede være utnyttet, og dagens priser vil være tilpasset dette.

Til tross for at sterk effisiens er usannsynlig i praksis, konkluderte Fama med at markeder er effisiente: «*In short, the evidence in support of the efficient markets model is extensive, and (somewhat uniquely in economics) contradictory evidence is sparse*» (Fama, 1970, s. 416). Graden av effisiens varierer en del. Mindre aksjer som omsettes sjeldent er mindre effisient priset enn de mest likvide aksjene (Bodie, Kane, & Marcus, 2011). Brown (2011) sier at de beste investorene med mest informasjon kan klare å utnytte mulighetene der markedene for et kort tidsrom avviker fra EMH, men resten kan i praksis anse EMH som gjeldende.

### Diskusjon rundt validiteten til Efficient Market Hypothesis

Som tidligere nevnt har blant annet både Grossman og Stiglitz (1980) og Beaver (1981) påpekt at priser ikke til fulle kan reflektere all informasjon i markedet, og i så måte kritiserer de den sterke fortolkningen av markedseffisiens. Fama har senere selv sagt at dette heller skulle tolkes som en intuitiv beskrivelse av konseptet, framfor en strikt definisjon (Beaver,

1981). Fama (1991) så poenget med en snevrere definisjon av markedseffisiens, og viste til en studie av Jensen (1978) som sier at markedseffisiens oppfylles dersom priser reflekterer informasjon i den grad at marginal nytte ved å skaffe seg informasjon ikke overstiger marginalkostnaden ved dette. Det hevdes videre at det underliggende spørsmålet ikke er hvorvidt EMH er gyldig eller ikke, men om det kan brukes som en reell benchmark i markedene (Brown, 2011).

Aktører i markedene har aldri fullt akseptert hypotesen om markedseffisiens, da dette vil bety at deres forsøk på å finne feilprisede verdipapirer er bortkastet tid. En studie gjort av Jegadeesh og Titman (1993) viste blant annet at ved å ha et kortsiktig perspektiv på 3 – 12 måneder vil det være signifikant positiv avkastning å hente på å lage portefølje av aksjer som har gjort det bra og selge aksjer som har gjort det dårlig. En annen studie viser derimot at i perioden 1933 - 1980 slo en portefølje med tidligere taperaksjer (de dårligste aksjene siste 12 mnd) markedet med i gjennomsnitt 19,6 %, når tidshorisonten var 3 år. Samtidig tapte en vinnerportefølje (de beste aksjene siste 12 mnd) 5 % i forhold til markedet på samme tid (De Bondt & Thaler, 1985).

Ifølge Fama (1998) er underreaksjon i prisene like vanlig som overreaksjon, og det typiske utfallet er da sammenfallende med markedseffisiens. Ved nok langsiktige investeringer kan man i de fleste tilfeller forklare utfallet med tilfeldigheter, og man kan derfor ikke forkaste teorien om markedseffisiens. Det poengteres videre at anomalier ofte er tilpasset undersøkelsen de er brukt til. Det er derfor grunn til å tro at anomalien er en illusjon dersom endring i metoden fjerner anomalien.

Flere studier har vist at store deler av aksjers meravkastning typisk kommer i januar. Ettersom januareffekten har blitt observert år etter år reflekteres ikke en gang historisk informasjon i prisene. Det hevdes derfor at januareffekten er i strid med EMH, da resultatene viser ineffisiens selv ved svak form (Thaler, 1987). Det er også dokumentert at prisbevegelsene endres rundt ferier, med særdeles høy avkastning dagen før ferie (Ariel, 1990). Lakonishok og Smidt (1988) kom fram til at avkastningen ved månedsskifte er betydelig høyere enn ellers. En annen studie viser at mandager gir unormal avkastning (French, 1980). Disse undersøkelsene viser mønstre i prisutviklingen og styrker dermed argumentene for inkonsistens med random walk. Både Thaler (1987) og Malkiel (2003) mener likevel at private investorer ikke vil kunne dra særlig nytte av disse anomaliene grunnet

transaksjonskostnader som spiser opp gevinsten. Dette er i så måte i tråd med uttalelsene til Fama (1970). Det vil derfor ikke være store muligheter for meravkastning, til tross for at feilprising kan oppstå.

I kjølvannet av finanskrisen kom den seneste kritikken på markedseffisiens. Dersom et marked er effisient skulle det ikke være noen grunn til å tro på bobler, fordi prisene i markedet ville korrigere seg selv. Dette betyr at myndigheter ikke skulle trenge å gjøre grep for å hindre bobler. Fama (1991) sier likevel at markedseffisiens i seg selv ikke kan testes, den må testes i sammenheng med en likevektsmodell. Dersom resultater viser mønstre for prisbevegelser, er det vanskelig å si om det skyldes ineffisiens i markedet eller en dårlig likevektsmodell. Brown (2011) følger opp med å si at EMH ikke kan si noe om forventninger i markedet er på et rasjonelt grunnlag. På grunn av dette kan heller ikke EMH si noe om når en boble begynner å ta form, og når den vil sprekke. Det kommer fram av artikkelen at det delvis var mangelen av tro på EMH som førte til finanskrisen, ettersom det i forkant av finanskrisen var mange som mente det var lett å tjene penger på kortsiktige investeringer og påtok seg alt for mye gjeld. Perfekt konkurranse i likevekt impliserer EMH, men EMH trenger ikke implisere perfekt konkurranse i likevekt.

I korrespondanse med Lauvsnes kommer det fram at EMH ikke tar hensyn til muligheten for at det finnes tilstandsavhengige vurderinger av framtiden. At det er vanskelig å treffe vendepunkter vet markedet veldig godt, men det betyr ikke at den datagenererende prosessen i aksjemarkedet er en random walk som er konsistent med EMH. Den datagenererende prosessen i en Markovskiftende modell er overgangsmatrisen, sammen med antakelser om fordelingsegenskaper til vekstratene. Vi kommer tilbake til Markovskiftende modeller når vi senere gjennomgår tidligere forskning på konjunktursvingninger, så vel som i metodekapitlet.

### **3.2 Keynesiansk økonomisk teori**

Keynes mente at priser ikke er fleksible, men «sticky», og at tilpasning til langsiktig likevekt derfor tar lang tid. Han sa at varer og tjenester som regel ikke er standardiserte, og at til tross for konkurranse i et marked har mange aktører særegne konkurransefortrinn og må derfor kunne anses i hvert fall å ha delvis monopolistisk makt. Tilbydere er derfor ikke pristakere, og har større makt enn etterspørselssiden. Fokuset burde være på kortsiktig likevekt, herav det kjente sitatet: «In the long run, we are all dead». Keynesianere mener at myndighetene bør ha

en aktiv rolle i markedsreguleringer for å stabilisere fluktuasjoner i BNP og arbeidsledighet, og dermed stabilisere konjunktursvingninger (Mishkin, 2012a, ss. 214-215).

Keynes kritiserte Says lov som sa at sparing tilsvare investering. Han mente at etterspørsel styrer tilbud, ikke motsatt. Dersom det eksisterer stor usikkerhet til framtiden vil ikke økonomiske aktører investere, men spare i likvide midler. Han poengterte at sparing ikke nødvendigvis er investering, heller en beslutning om ikke å konsumere. Alle penger vil derfor ikke til enhver tid sirkulere i markedet. En reduksjon i konsum vil redusere den effektive etterspørselen, og dermed sysselsettingen (Eliassen, 2012, s. 69). Dessuten vil en økt likviditetspreferanse føre til høyere markedsrente (Keynes, 1937), som reduserer investeringer og effektiv etterspørsel ytterligere. Den effektive etterspørselen blir således påvirket av forventninger til framtiden. For samfunnet betyr økt sparing redusert økonomisk aktivitet, mens sparing gjør enkeltindividet rikere. Det hevdes dermed at samfunnet og enkeltindividet ikke nødvendigvis har samme fellesinteresser, i motsetning til teorien om den usynlige hånd (Eliassen, 2012, s. 70). Positive forventninger til framtiden bidrar til økonomisk vekst, mens negative forventninger gir motsatt effekt. En fallende effektiv etterspørsel som følger av usikkerhet til framtiden kan reverseres ved å sette ned renten. Lavere lånerente gir høyere forventet avkastning på investeringer, og gir økning i effektiv etterspørsel. Dersom staten ikke griper inn kan konjunktursvingninger gjennom multiplikatoreffekten være selvforsterkende (Jensen & Jakobsen, 2010, s. 15).

Der neo-klassikere mener at penger er nøytrale, mener keynesiansk teori at penger ikke fungerer som et nøytralt byttemiddel (Jakobsen, 2012, s. 31). Ifølge Keynes vil endringer i finansielle forhold påvirke økonomiske aktørers beslutninger. Dette har realøkonomiske konsekvenser, og penger er i den forstand ikke nøytrale, verken på kort eller lang sikt. Derfor vil blant annet økt likviditetstilgang i bankene påvirke tilbud og etterspørsel, og penger påvirker i så måte likevekten til både arbeidsledighet og reell output. Keynes mente altså at penger er en endogen faktor (Olesen, 2010).

### **3.2.1 Forventninger og usikkerhet**

Keynes mente at forventninger om framtidig avkastning er en viktigere forklaringsvariabel for graden av investeringer enn renten. Han mente også at forventninger om framtidige inntjeningsmuligheter er en viktigere forklaringsvariabel for graden av sparing enn renten.

Der klassisk teori har redusert usikkerhet til å være risiko som kan tillegges sannsynlighetsverdier for utfallene, mener keynesiansk teori at det må skilles mellom usikkerhet og risiko (Jakobsen, 2012, s. 30). Med usikkerhet mente Keynes usikkerhet i den forstand at vi faktisk ikke vet noe om framtiden:

*«The sense in which I am using the term is that in which the prospect of a European war is uncertain, or the price of copper and the rate of interest twenty years hence, or the obsolescence of a new invention, or the position of private wealth-owners in the social system in 1970. About these matters there is no scientific basis on which to form any calculable probability whatever. We simply do not know»* (Keynes, 1937, s. 214).

Økonomiske aktører har altså begrenset informasjon om konsekvensene av beslutninger, og opptrer rasjonelt i den forstand at de søker å optimalisere egen situasjon. De drives likevel også av mindre rasjonelle impulser som frykt, grådighet og optimisme. Ved en høykonjunktur kan det eksistere større etterspørsel enn det ville vært i et perfekt rasjonelt marked, og aktørene kan ha en tendens til å undervurdere markedsrisikoen og de tilhørende konsekvensene. Stor tilgang på kapital burde indikere dårlige framtidige avkastningsmuligheter, men grunnet optimistiske forventninger om framtiden blir tidligere feiltrinn neglisjert. Forventningstilstandene er altså prosykliske. Prisene drives opp, men samtidig dannes det spekulative prisbobler, noe som gjør markedet ustabil. I en lavkonjunktur er det pessimistiske forventninger til framtiden, og rentene faller grunnet lavere investeringsetterspørsel. Til tross for lave renter, kan forventningene til framtidig avkastning være enda lavere, noe som gjør at det ikke er ønskelig å investere. Økonomiske agenter er altså ikke forventet å opptre perfekt rasjonelt (Jensen & Jakobsen, 2010, s. 18) (Jakobsen, 2012, s. 33).

Den amerikanske økonomen Hyman P. Minsky utviklet en teori som han selv omtaler som *«... an interpretation of the substance of Keynes' "General Theory"»* (Minsky, 1992, s. 1). Teorien har fått navnet *Financial Instability Hypothesis*. Den sier at bobler er naturlige i finansielle markeder, og skyldes i stor grad opphoping av gjeld. Av Minsky (1992) kommer det fram at også banker må ses på som en profittsøkende gruppe, noe han mener den ortodokse økonomiske teorien ikke tar hensyn til.

Minsky presenterer to teorem til financial instability hypothesis: «*The first theorem of the financial instability hypothesis is that the economy has financing regimes under which it is stable, and financing regimes in which it is unstable. The second theorem of the financial instability hypothesis is that over periods of prolonged prosperity, the economy transits from financial relations that make for a stable system to financial relations that make for an unstable system*» (Minsky, 1992, ss. 7-8).

Han definerer tre inntekts-/gjeldsforhold for låntakere: hedge, spekulativ og Ponzifinans. Selskap med kontantstrømmer tilstrekkelig til å dekke opp om egne forpliktelser omtaler han som hedge. Slike selskap har derfor typisk høy egenkapitalandel. Om de spekulative enhetene sier Minsky: «*Speculative finance units are units that can meet their payment commitments on "income account" on their liabilities, even as they cannot repay the principle out of income cash flows*» (Minsky, 1992, s. 7). Spekulative selskap er altså nødt til å ta opp ny gjeld for å dekke opp om eksisterende forpliktelser. Selskap som defineres som Ponzi har ikke kontantstrøm som kan dekke opp om verken avdrag eller renter på gjelden. Disse selskapene må derfor selge eiendeler eller ta opp lån for å dekke forpliktelsene. Slike selskap har svært mye gjeld i forhold til egenkapital, og den økte gjeldsandelen vil føre til at selskapene forplikter seg til å betale mer i framtiden. Dette vil med andre ord nødvendiggjøre en høyere inntekt framover, dersom man skal klare å dekke opp om de økte kostnadene (Minsky, 1992).

Dersom perioder med vekst etterfølges av nye perioder med vekst vil kapitalistiske økonomier normalt gå fra en finansiell struktur dominert av hedgefinansiering til en struktur der det i økende grad blir flere spekulative selskap og Ponziselskap. I en økonomi med en stor andel selskap som er spekulativt finansiert, vil en eventuell tilstand preget av høyere inflasjon kunne føre til at slike selskap går over til å bli Ponziselskap. Dette fordi myndighetene vil forsøke å takle inflasjonen gjennom monetære begrensninger, slik at selskapene som tidligere var spekulative vil få problemer med å imøtekomme sine forpliktelser. Selskapene som var av typen Ponzi før disse endringene vil nå ende opp i en situasjon der verdiene i selskapet forsvinner: «*... units with cash flow shortfalls will be forced to try to make position by selling out position*» (Minsky, 1992, s. 8). Denne situasjonen vil gjøre en verdikollaps mer sannsynlig.

Minsky var skeptisk til ideen om at staten kunne demme opp for finansielle kriser ved å tilføre ytterligere likviditet. Normalt vil dette ha en formildende effekt på konjunktursvingningene,



men økonomiske aktører vil dermed forvente å bli reddet fra en eventuell krise. Dette ville innebære at risiko blir belønnet i gode tider, uten å få konsekvenser hvis det går galt. Samfunnet vil bli mer risikoavers for hver gang konjunktorene er milde, noe som vil legge til rette for en framtidig stor krise (Jakobsen, 2012, s. 33).

### 3.2.2 Konvensjonelle forventninger og ulike sentiment

Et begrep som dukker opp i sammenheng med Keynes er konvensjonelle forventninger. Begrepet blir nevnt i Davidsen (Davidsen, 2004) når han ser på hva som egentlig skiller Keynes fra den neo-klassiske teorien. To områder blir trukket fram: behandlingen av usikkerhet og behandlingen av de faktorene som bestemmer produksjon og sysselsetting i økonomien. I Davidsen (2004) blir det nevnt at konvensjoner er et viktig element i beslutningsadferden. Han bruker ordet konvensjoner om hensynet man tar til andres beslutninger. Videre påpekes det at investeringsbeslutningene derfor er relativt flyktig fundamenterte. Gjennom korrespondanse med Lauvsnes påpekes det at «veien blir til mens man går». Han påpeker at det realøkonomiske grunnlaget og sentimentet påvirker og er tilknyttet hverandre. Det nevnes at *«Et viktig element som teorien om rasjonelle forventninger ikke hensyntar er muligheten for et gjensidig påvirkningsforhold mellom våre prognoser (subjektive forventninger) og realiserte utfall, og med dette muligheten for persistens i vekstrater»* (Lauvsnes, 2013b, s. 36) (understrek = opprinnelig kursiv). Kredittveksten kan bli for stor i en oppgangsfase, noe som kan skape sårbarhet og legge grunnlag for en senere kontraksjon (dvs. en ny realøkonomisk forutsetning). Gjeldsbyrden begrenser kjøpekraften i en periode, slik at gjeld må bygges ned før etterspørselen kan ta seg opp. En kraftig kontraksjonsfase (depresjon) er derfor ikke uten realøkonomisk fundament. På toppen av dette virker også sentimentet kontraktivt.

Om konvensjonelle forventninger sier Lauvsnes (2013a, s. 1): *«Fenomenet ”konvensjonell forventning” betyr ganske enkelt at dagens økonomiske utvikling forventes å fortsette inn i fremtiden, men med ulike og muligens vage anslag på varighet. Samtidig vil det være grader av hvor sterkt vi tror på det mest sannsynlige utfallet, dvs. forventningen»*. Som vi viste til tidligere påpekte Keynes at det til tider vil være situasjoner der vi rett og slett ikke kan ha noen bestemt mening om utfallet, og at faren for dette øker dess lengre tidshorisont man har.

Lauvsnes forsøker videre å knytte dette opp til to ulike sentiment, et optimistisk og et pessimistisk. I et optimistisk sentiment vil det være naturlig å anta at aktørene har fortsatt tro på økonomisk vekst, altså har de høye forventningsverdier. Her vil spredningen rundt gjennomsnittet være liten ettersom aktørene ser på framtiden med lav usikkerhet. Diskusjonen rundt det pessimistiske sentimentet vil da være det motsatte, her vil aktørenes forventningsverdier være lavere og spredningen er større. Om dette skriver Lauvsnes (2013a, s. 1): «*usikkerhet kan defineres med større potensielt utfallsrom, og med relativt like sannsynligheter for de ulike utfall*». Med andre ord betyr ikke det pessimistiske sentimentet at man er sikre på at det skal gå dårlig, men at det er knyttet generelt større usikkerhet til hvordan det kommer til å gå, derav den økte spredningen av forventningsverdier.

Lauvsnes (2013b, s. 36) trekker fram at Keynes peker på aksjemarkedet som en mulig vedlikeholder av sentimentkonvensjoner: «*I et optimistisk regime er vi som kjent villige til å ta større risiko. Dette vil få økonomien til å vokse, som igjen vil sørge for at forventninger ikke skuffes. Dette vedlikeholder konvensjonen*». Dette er en effekt som den neo-klassiske økonomiske teorien ikke ser på. Deler av denne diskusjonen kan knyttes opp mot argumenter som også kommer fram i artikkelen til Davidsen (2004). Poenget her er at aktørene i aksjemarkedene, investorene, har tro på at dersom det skulle skje noe galt vil de kunne komme seg ut av posisjonen før tapene deres blir for store. Men som både Lauvsnes (2013a) og Davidsen (2004) påpeker kan det oppstå en situasjon preget av panikk. For eksempel kan store deler av aktørene plutselig ønske seg ut av sine posisjoner i markedet som følger av at konvensjonen bryter sammen. I tråd med FIH vil man i optimistiske tider kunne se at investeringer i økende grad finansieres med gjeld. Dersom konvensjonen bryter sammen vil det naturligvis kunne føre til svært store negative endringer i markedsverdier.

«*Implisitt, innenfor den enkelte konvensjon er det logisk at det er en større vekt av forventede nyheter (økonomisk statistikk, analytikerestimater, guiding, etc.) med positive (negative) fortegn enn med negative (positive) fortegn*» (Lauvsnes, 2013a, s. 2). Det som framkommer av sitatet er et av de viktige poengene som Keynes kommer med, nemlig fokuset på asymmetri. Vi forventer ikke en symmetrisk fordeling av positive og negative nyheter i konvensjonene, tvert i mot. Vi merker oss at den kanskje mest anerkjente teorien innenfor aksjeteori sier det motsatte. Hypotesen om effisiente markeder legger til grunn symmetrisk fordeling, «the principle of indifference».

Lauvsnes (2013a) kommenterer også Hicks' IS-LM kurve. Han viser til at Hicks' IS-LM kurve baserer seg på hypotesen om «loanable funds». Hypotesen handler som tidligere nevnt om at tilgjengelige sparemidler benyttes til investering i produksjonskapasitet (Lauvsnes, 2013a). Det kommer fram at dette går i mot et av de viktige poengene som Keynes hadde i sin likviditetspreferanshypotese. Keynes mente at man ikke investerte dersom det skulle være ufordelaktige forventninger. Lauvsnes påpeker at det er ufordelaktige forventninger dersom «the marginal efficiency of capital» er lavere enn kapitalavkastningskravet. Han kommer fram til et av de viktigste poengene vi legger til grunn for denne avhandlingen: *«Her er hovedpoenget, men som ikke fremgår eksplisitt i GT: dette kravet vil variere i takt med sentimentet i markedet, og dermed genereres tilstandsavhengige markedslivevekter, der livevekten ses på som resultatet av en aggregert optimeringsprosess»* (Lauvsnes, 2013a, s. 4). Det er nettopp genereringen av tilstandsavhengige markedslivevekter som gjør Markovskiftende modeller svært interessante for denne avhandlingen.

## 4 Tidligere forskning på datering og predikering av konjunkturer

Det å kunne datere og predikere konjunktursvingninger er noe som er blitt forsøkt gjort i årevis. Dette kan være av interesse av flere grunner. Det er mange som blir påvirket av endringer i konjunkturer; dess tidligere man kan identifisere hvilken konjunktur man er i, dess bedre kan man dra nytte av informasjonen i beslutningstaking. Blant annet kan det tenkes at det er mulig å dra nytte av informasjon om konjunkturrendringer ved aktivitet i aksjemarkedet. Politikere kan muligens gjøre tidligere renteendringer for å begrense større konjunkturrendringer. Dette er bare noen eksempler på situasjoner der kunnskap om konjunkturer kan være nyttig.

I USA går en egen komité sammen for å datere konjunktursykluser. Komiteen er en del av den amerikanske organisasjonen National Bureau of Economic Research, NBER, og består av anerkjente akademikere som møtes for å diskutere data. De publiserer starten og slutten på eventuelle resesjoner. Komiteen har ingen fast definisjon på økonomisk aktivitet, og benytter flere indikatorer for å måle denne (NBER, 2010).

Det er gjort mye forskning på temaet, særlig i nyere tid. Mye av forskningen er fra USA eller basert på den amerikanske økonomien. Dette vil naturligvis gjenspeiles i gjennomgangen vår av tidligere forskning da store deler av den vil være basert på den amerikanske økonomien. I Norge har vi ikke et organ som går sammen for å datere eventuelle resesjoner. Vi vil likevel gå gjennom den amerikanske forskningen, da det er naturlig å tro at deler av den også kan brukes på blant annet den norske økonomien. Det er gjort forskning på konjunktursykluser i europeiske land, noe vi tar for oss i et eget delkapittel. Vi håper arbeidet vårt vil være en frisk pust innen norsk forskning på konjunkturer ved bruk av Markovskiftende modeller.

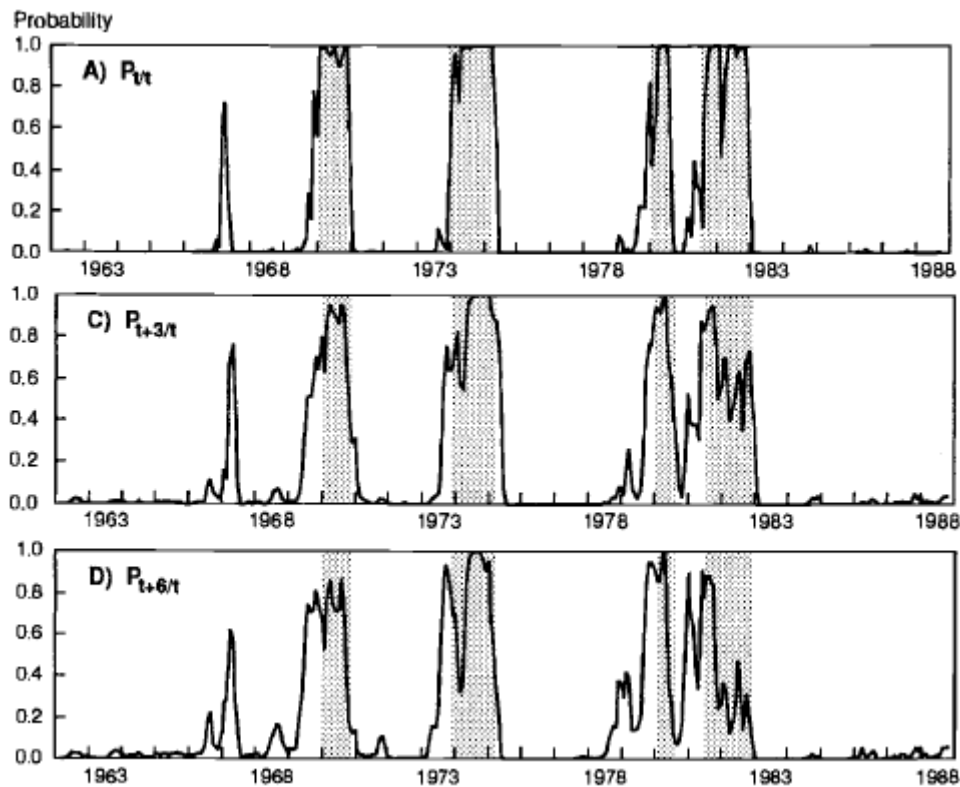
Ideen for deler av oppsettet i denne seksjonen av masteravhandlingen kom etter å ha lest Hamilton (2011). Han presenterer tidligere forsøk på å anslå resesjoner, og han prøver ryddig å presentere metodikken deres. Han trekker fram mulige grunner til at metodene ikke fungerte på data *out-of-sample real-time* (se forklaring neste avsnitt), til tross for at de viste lovende resultater på historiske resesjoner. Vi har i tillegg forsøkt å gå dypere inn i forskningen og forsøker å gjengi mer av forskningen som Hamilton viser til, for å få fram forfatterens tankegang og metodikk.

Et svært viktig poeng når det kommer til slike analysemodeller er hvordan de presterer *in-the-sample* og hvordan de presterer *out-of-sample*. Når man utvikler nye modeller deler man inn tilgjengelig datamateriale i to deler. Delen som man bruker når man lager modellen kalles *in-the-sample*, og delen man bruker til å teste modellen kalles *out-of-sample*. Hamilton (2011) bruker flere ganger uttrykket *out-of-sample real-time performance*, og med dette mener han hvordan modellene presterer på data som har kommet etter at modellene ble utviklet. Vi presenterer flere figurer som viser hvordan modellene har prestert etter de ble utviklet, altså hvordan modellene har prestert i en *out-of-sample real-time* situasjon. Det er viktig å bemerke seg at en god *in-the-sample-fit* ikke er en garanti for god *out-of-sample real-time performance* (Hamilton, 2011, s. 1013).

I denne seksjonen av masteravhandlingen ønsker vi å gå inn på tidligere forskning på prediksjon og datering av konjunkturedringer. Mye av den tidligere forskningen bruker helt andre metoder enn det som er aktuelt for oss i videre forskning på temaet, men en belysning av deres arbeid er likevel relevant for å kunne avgjøre hva som eventuelt gjør nyere metoder mer aktuelle. Selv om vårt formål med undersøkelsen ikke er datering, brukes likevel samme teknikker og metoder i vår kartlegging av fordelingen av økonomiske sentiment.

#### ***4.1 Stock og Watsons modell***

De to amerikanske professorene James H. Stock og Mark W. Watson, publiserte i (1989) og (1991) artiklene «New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators» og «A Probability Model of the Coincident Economic Indicators». De viser til en amerikansk indeks, the Index of Coincident Economic Indicators, som er designet for å måle tilstanden til den samlede økonomiske aktiviteten. I sitt arbeid benytter de denne indeksen for å datere og predikere resesjoner.



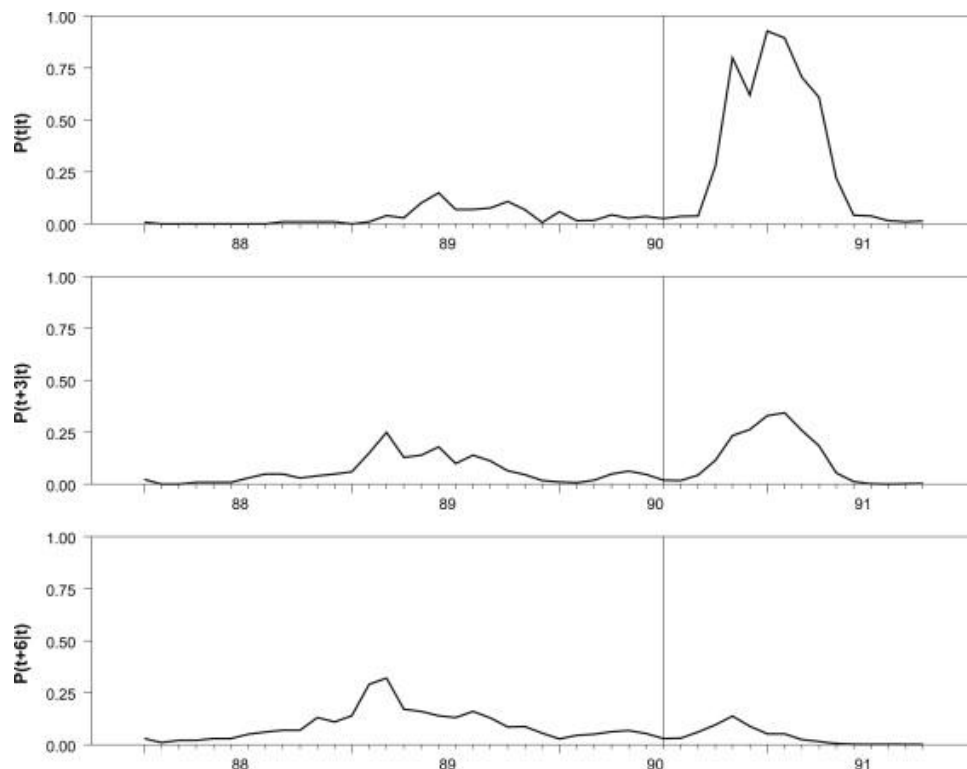
**Figur 2: Stock og Watsons prediksjoner**

Kilde: (Stock & Watson, 1993, s. 106)

Modellen viste lovende resultater in-the-sample. Den slo ut på tidligere resesjoner i samsvar med det NBER publiserte. Dette er gjengitt i figur 2. Området som er markert med en grå skygge er periodene som NBER har definert som resesjoner. Dette er en vanlig måte å presentere resultat innen forskning på konjunkturer. Man skyggelegger området som NBER har definert som resesjoner og man har egne resultater som en kontinuerlig linje for sannsynligheten for resesjon. Figuren er hentet fra Stock og Watson (1993) og er et utvalg av tre figurer fra originalt seks. De forskjellige figurene representerer hvor mange måneder fram i tid som er predikert. Den øverste figuren er i «sanntid», den midterste er en tremåneders prediksjon og den nederste er en seks måneders prediksjon. Som vi kan se i figuren er det helt klart en sammenheng mellom resultatene deres og NBER sine offentliggjøringer av resesjoner, og man kan forstå hvorfor Stock og Watson valgte å publisere disse resultatene.

Siden modellen så ut til å fange opp tidligere resesjoner, valgte Stock og Watson å publisere oppdaterte sannsynligheter for resesjoner fra og med 1988. Det skulle likevel vise seg at tross for at modellen viste lovende resultater på tidligere resesjoner, slo den aldri ut på resesjonen i USA i 1990-91, som vi kan se av figur 3. De tre grafene har de samme

beregningene som i figur 2, den vertikale linjen er det punktet som NBER definerte som starten på resesjonen (Hamilton, 2011).



**Figur 3: Stock og Watsons modell ved resesjonen på 90-tallet**

Kilde: (Hamilton, 2011, s. 1011)

Hamilton (2011) stiller seg spørsmålet om hva som gikk galt, siden modellen viste lovende resultater på historiske resesjoner. Han viser til at Stock og Watson brukte en ledende indikator som tok for seg spread mellom avkastning på sertifikater (commercial paper) og statsveksel (treasury bill). Denne spreaden hadde økt betraktelig før resesjoner i datamaterialet deres fra tidligere resesjoner, mens spreaden ikke beveget seg unormalt under resesjonen i 1990-91. Videre publiserte Stock og Watson en foreslått ny modell som ikke inkluderte renter eller rentespread, men denne modellen fungerte heller ikke da den ikke meldte om noen resesjon i 2001. Hamilton påpeker at dersom de heller hadde brukt modellen sin til å fastslå konjunkturedringer en stund etter de finner sted, ville modellen kunne vist til gode resultater, som vi ser av den øvre modellen som er i sanntid. Men, ettersom målet deres var å forutsi resesjoner, ikke å presisere i ettertid når resesjoner har funnet sted, klarte ikke modellen å gjøre det den var ment for (Hamilton, 2011).

## ***4.2 Bruk av yieldkurven til å predikere konjunkturedringer***

En yieldkurve er en rentekurve. Kurven viser renten, avkastningen, til forskjellige kontrakter med ulik løpetid. Den viser med andre ord forholdet mellom rente og løpetid på forskjellige kontrakter, eksempelvis statsobligasjoner. Spread er differansen mellom renten til to kontrakter.

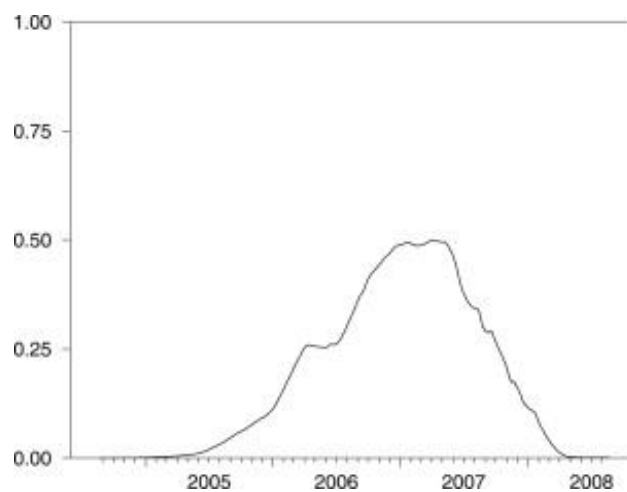
Estrella og Mishkin (1996) kommer med noen grunner til hvorfor bruken av yieldkurven kan være en god indikator på framtidig resesjon. Pengepolitikken har en betydelig påvirkning på spreaden til yieldkurven, og vil derfor også være en indikator på virkelig aktivitet over de neste kvartalene. Yieldkurven har en tendens til å flate ut når de kortsiktige rentene øker, noe som også fører til at den virkelige veksten sakker ned i nær framtid. I yieldkurven sin spread er det også informasjon om forventet inflasjon og faktiske renter, noe som ser ut til å spille en viktig rolle når det kommer til å forutse økonomisk aktivitet.

Estrella og Mishkin (1996) mente at spreaden mellom renten på 10-års «treasury note» og 3-måneders «treasury bill» var en god måte å forutsi resesjoner på. De omtaler metoden som enkel, og påstår at metoden gjør det bedre enn mange andre økonomiske indikatorer når det kommer til å forutsi resesjoner hele to til seks kvartal forut. Videre forsøker de å konkludere med tre poeng. For det første er prediksjoner ved bruk av yieldkurven raskt og enkelt. For det andre er en enkel finansiell indikator, slik som yieldkurven, noe som kan brukes til å dobbeltsjekke både økonometriske og «judgemental» prediksjoner ved å påpeke problemer som muligens ikke hadde blitt lagt merke til ellers. Det tredje poenget er at ved bruk av metoden deres finner man en sannsynlighet for framtidige resesjoner.

I en senere artikkel fra Estrella og Mishkin ser de på fire variabler som ledende finansielle indikatorer: aksjepriser, «monetary aggregates», renter og rentespread. I analysen fokuserer de på hvordan modellene gjør det out-of-sample fra mellom ett kvartal til åtte kvartaler framover i tid. De omtaler resultatene sine for yieldkurven og aksjepriser som de mest lovende, og tror de kan spille en nyttig rolle i makroøkonomiske prediksjoner. De påpeker at disse finansielle variablene kan brukes til å supplere andre modeller og prediksjoner, framfor å være en erstatning. Variablene kan være nyttige å bruke som en enkel og rask måte for å sjekke mer utarbeidede prediksjoner (Estrella & Mishkin, 1998).



Wright (2006) åpner sin artikkel med en påstand om at treasury yield curve ofte blir sett på som en ledende økonomisk indikator og at en inversjon av den kan bli sett på som et tegn på resesjon. Han konkluderer med at det er mer informasjon i formen på yieldkurven enn kun spreaden, som kan si noe om sannsynligheten for resesjon. Videre sier han at modeller som bruker både «federal funds» renten og spread gir bedre resultater enn modeller som kun tar for seg spread. Man kan den dag i dag finne denne modellen på hjemmesidene til «Political Calculations». Der har de lagt inn formelen til Wright slik at man selv kan skrive inn dagens 10-års treasury bond, 3-måneders treasury bond og FED renten. Dersom man legger inn disse variablene finner man det de definerer som sannsynligheten for resesjon.



**Figur 4: Wrights modell ved finanskrisen 2008**

Kilde: (Hamilton, 2011, s. 1013)

Det interessante med Wright sin modell er at ved den verste resesjonen i moderne tid meldte modellen at sjansen for resesjon kun var 0,1 %, 20. august 2008 (Hamilton, 2011, s. 1013). Sanntidsdata fra Wright sin modell ble av Hamilton (2011) gjengitt, se figur 4. Dette er et godt eksempel på at selv om modellen gjorde det bra in-the-sample klarte den ikke å produsere de samme resultatene out-of-sample.

### ***4.3 Datering i sanntid basert på bruttonasjonalprodukt***

Hamilton presiserer at det å forsøke å spå fremtiden alltid vil være vanskelig. Han ønsker heller å kunne datere konjunkturskift like etter de skjer, og ikke opptil årevis senere slik det gjøres i dag med NBER sine annonseringer (Hamilton, 2011).

Modellene som er gått gjennom så langt er basert på metoder som ikke bruker Markovskift. Mye av den nyere forskningen på temaet benytter seg derimot av mer avanserte metoder for å trekke slutninger om konjunkturedringer. Flere av modellene som har produsert lovende out-of-sample real-time resultater baserer seg på bruk av Markovskiftende modeller (Hamilton, 2011, s. 1023). Vi skal i denne delen ikke gå inn på metoden Markovskift, da dette først er aktuelt for et metodekapittel. Det vi derimot ønsker å se på er tidligere forskning som har brukt denne metoden, på hvilke variabler metoden er brukt, og hvilke resultater de har kommet fram til.

I denne delen skal vi se på forskning gjort hvor BNP er variabelen som er brukt til å estimere hvorvidt man har en ekspansjon eller en kontraksjon.

Chauvet og Hamilton (2005) påpeker at NBER klassifiserte 45 av 229 kvartal mellom andre kvartal 1947 og andre kvartal 2004 som resesjoner. En ting som er verdt å merke seg er at selv om det er resesjon trenger ikke det å være synonymt med negativ vekst i BNP. Hele 15 av de 45 kvartalene hadde en positiv vekst i BNP. Et viktig poeng de kommer med er følgende: «*First consider the 45 recession quarters as representatives of a certain population, namely, what GDP growth looks like when the economy is in recession*» (Chauvet & Hamilton, 2005, s. 3). I likhet med at enkelte perioder i kontraksjonsfasene kunne assosieres med positiv vekst i BNP, kan enkelte perioder i ekspansjonsfasene assosieres med negativ vekst i BNP.

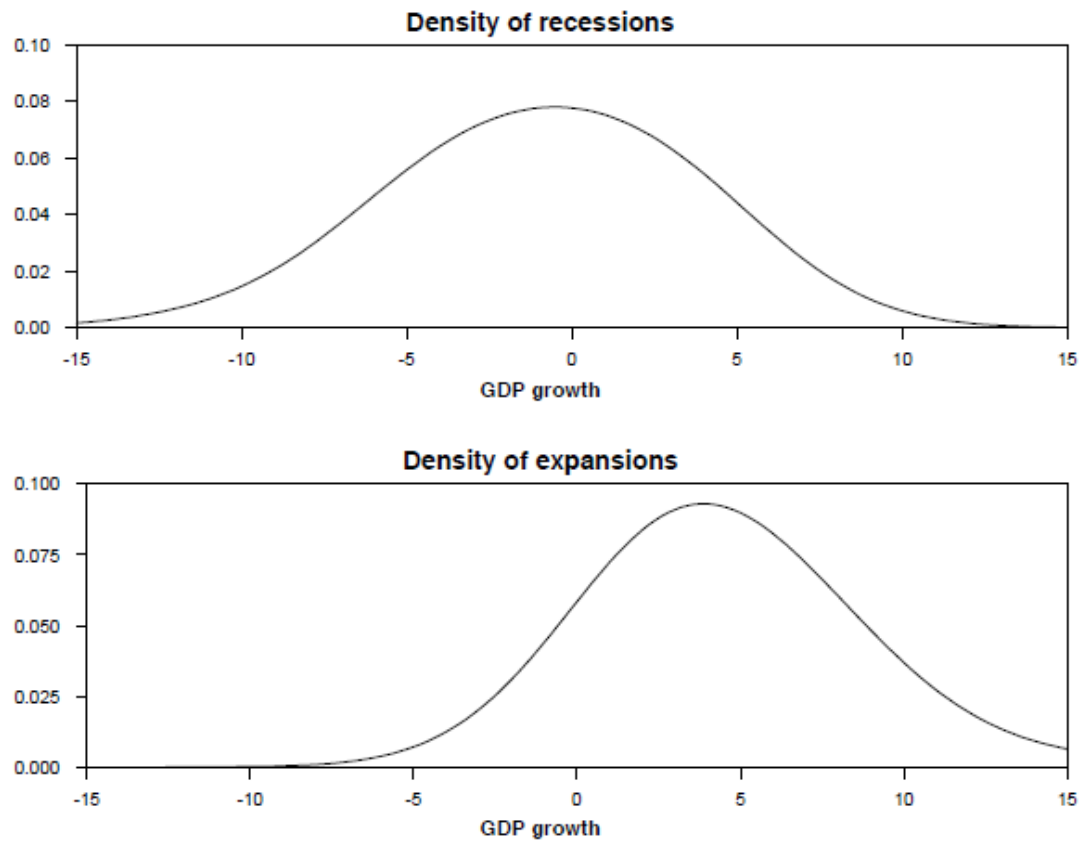
Når man bruker Markovskiftende modeller, slik som Chauvet og Hamilton gjør i sin artikkel, vil man kunne finne sannsynligheter for ulike tilstander gjennom det som kalles en overgangsmatrise. Matrisen sier noe om sannsynlighetene for at man blir i tilstand 1,  $p_{11}$ , sannsynligheten for at man går fra tilstand 1 til tilstand 2,  $p_{12}$ , sannsynligheten for at man blir i tilstand 2,  $p_{22}$ , og sannsynligheten for at man går fra tilstand 2 til tilstand 1,  $p_{21}$ . En slik matrise er presentert under.

$$\begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix}$$

Av vedlegget til Chauvet og Hamilton (2005, s. 47) vises verdiene til  $p_{11}$  og  $p_{22}$ . Dette er verdiene de kom fram til ved å bruke deres Markovskiftende modell. Ut i fra dette kan man sette opp følgende matrise:

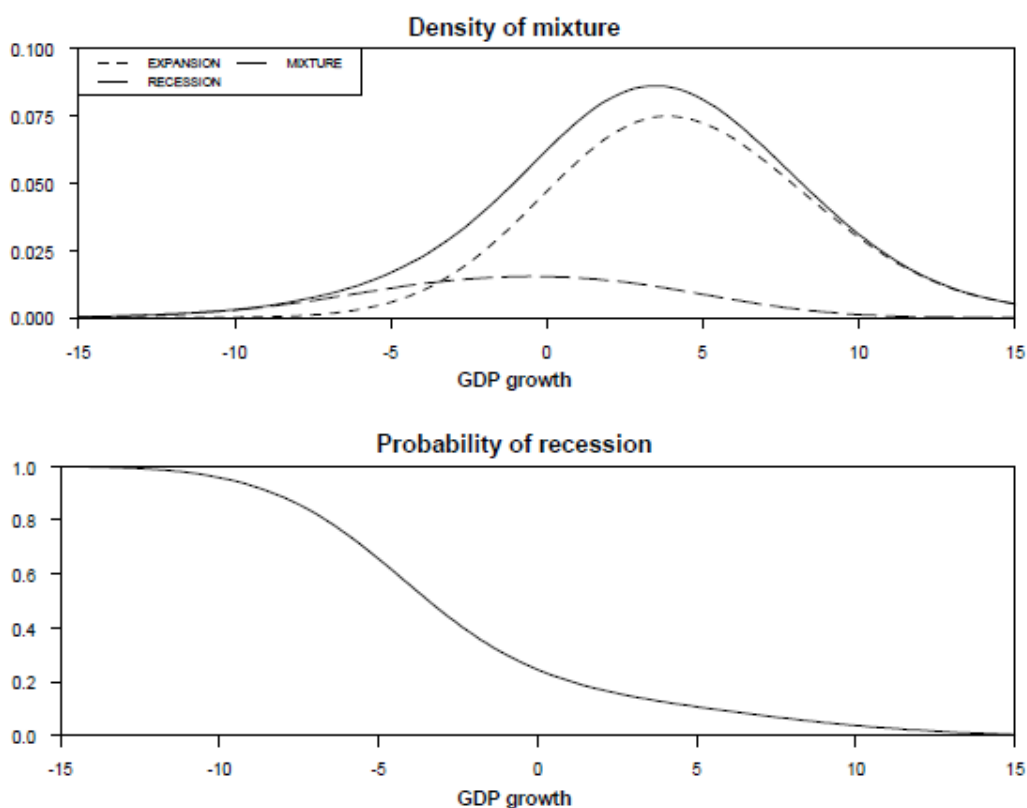
$$\begin{pmatrix} 0,92 & 0,08 \\ 0,26 & 0,74 \end{pmatrix}$$

Chauvet og Hamilton (2005) presenterer to par figurer som viser tettheten av ekspansjoner og resesjoner:



**Figur 5: Tettheten av resesjoner og ekspansjoner**

Kilde: (Chauvet & Hamilton, 2005, s. 61)



**Figur 6: Tetthet**

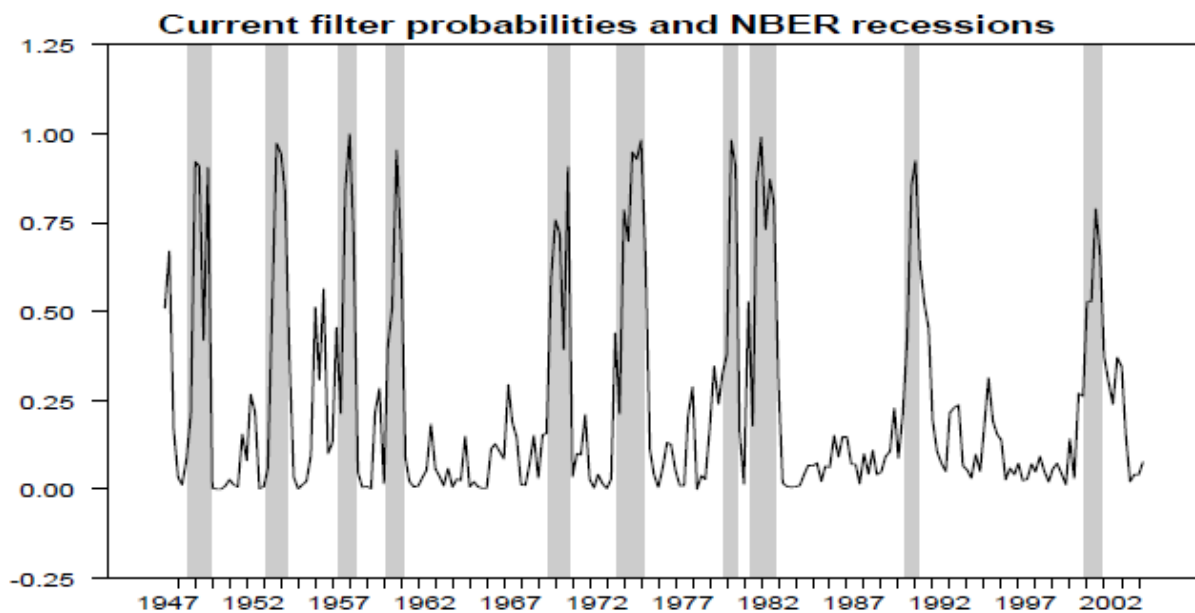
Kilde: (Chauvet & Hamilton, 2005, s. 62)

Som vi ser viser fordelingen at det også kan være resesjon ved positiv vekst i BNP. Det nedre bildet, i figur 5, viser den samme fordelingen for periodene klassifisert som ekspansjoner. Som vi kan se er ekspansjonsfiguren helt klart dominert av positive vekstrater, i motsetning til resesjonsfiguren som ved første øyekast nesten ser normalfordelt ut rundt null (Chauvet & Hamilton, 2005). Lauvsnes (2013b) knytter gjennomsnittsverdiene (den matematiske forventningsverdien) i disse tetthetsfunksjonene til markedets subjektive forventninger, og argumenterer for at det vil være et samsvar mellom disse og utviklingen i makroøkonomiske variabler.

Figur 6 drar nytte av observasjonen om at fordelingen mellom ekspansjon og kontraksjon var omtrentlig 80 % mot 20 %. Figur 6 er et produkt av figur 5 der vi tar hensyn til nettopp denne fordelingen av ekspansjon og kontraksjon. Den tykke linjen representerer fordelingene av kontraksjonene og ekspansjonene sammenlagt, altså fordelingen til bruttonasjonalproduktet. Høyden på linjen med de lange mellomrommene fant de ved å multiplisere resesjonslinjen som de har i figur 5 med 0,2, altså andelen kontraksjoner i datamaterialet. Med samme framgangsmåte fant de høyden på linjen med de korte mellomrommene ved å multiplisere

ekspansjonslinjen i figur 5 med 0,8, som er andelen ekspansjoner i datamaterialet (Chauvet & Hamilton, 2005).

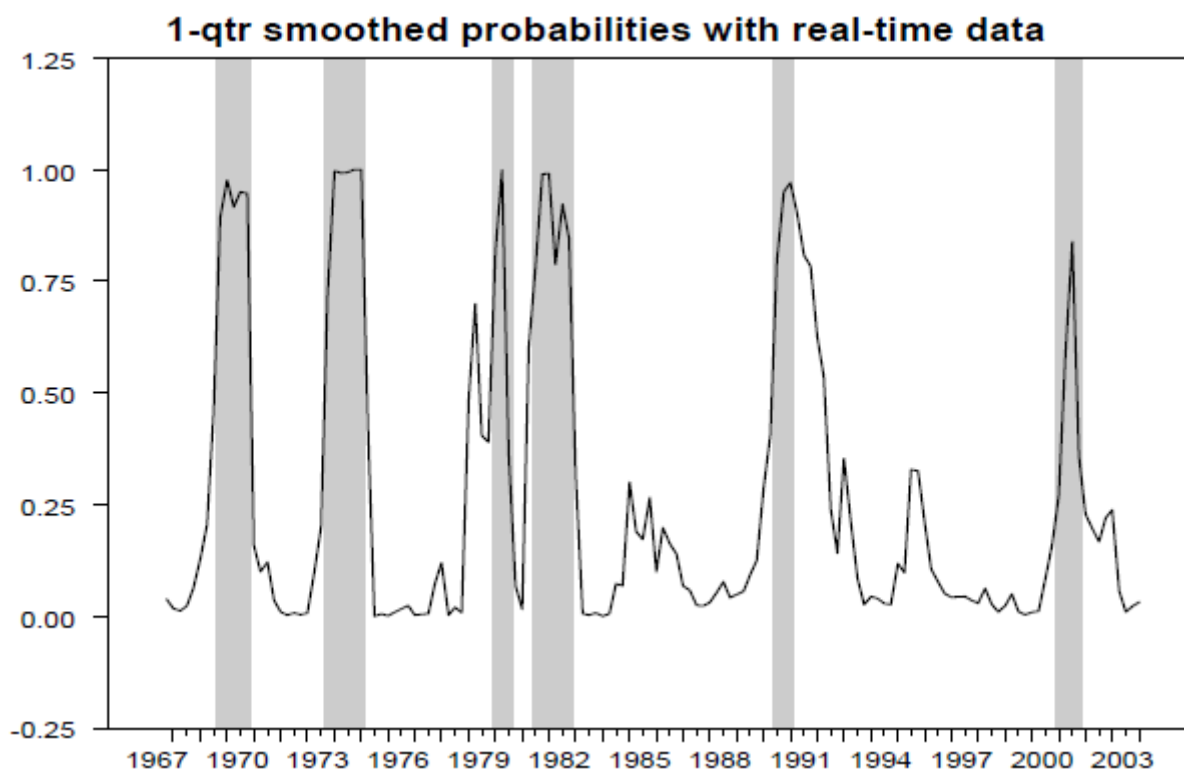
Chauvet og Hamilton (2005) presenterer flere figurer, der vi har valgt å plukke ut to av dem for å illustrere hva de kom fram til. Både figur 7 og 8 viser sannsynligheten for at den amerikanske økonomien er i en resesjon. Figur 7 er basert på revidert data for kvartalene og viser sannsynlighetene for resesjon basert kun på vekstraten til BNP som var tilgjengelig på daværende tidspunkt (Chauvet & Hamilton, 2005).



**Figur 7: Current filter probabilities and NBER recessions**

Kilde (Chauvet & Hamilton, 2005, s. 65)

Chauvet og Hamilton (2005, s. 66) forklarer figur 8 på følgende måte: «... *one-quarter smoothed probabilities based on data as released historically as of two quarters after the indicated date (e.g., the entry for 2003:I is based on GDP growth rates for 2003:II as reported in August 2003)* ». Som vi ser av figurene kan det se ut som at de beregnede sannsynlighetene sammenfaller ganske bra med NBER sine resesjonsdateringer.



**Figur 8: 1-qtr smoothed probabilities with real-time data**

Kilde (Chauvet & Hamilton, 2005, s. 66)

Chauvet og Hamilton (2005) foreslo at man i henhold til deres Markovskiftende modell annonserte en kontraksjon der det er to sammenhengende måneder med sannsynlighet for resesjon på over 0,65. Ekspansjon kunne etter samme prinsipp annonseres når det var to etterfulgte måneder med sannsynlighet for resesjon under 0,35 (Chauvet & Hamilton, 2005, s. 59). På bakgrunn av disse beregningene presenterer de en tabell i artikkelen som demonstrerer når NBER kunngjorde start og slutt på resesjoner og når modellen deres gjorde det samme. NBER sine datoer og Chauvet og Hamilton (2005) sine beregninger er i flere tilfeller sammenfallende. Hamilton så metodens resultater som et lovende alternativ for objektivt å kunne annonsere resesjoner og ekspansjoner, og valgte derfor i likhet med Stock og Watson før ham å publisere oppdaterte sannsynligheter for resesjon. Disse publiseringene ligger der også i dag, og man kan finne oppdaterte sannsynligheter for resesjon på [www.econbrowser.com](http://www.econbrowser.com). Den 07.11.2013 viste den siste rapporteringen 30,5 % sannsynlighet for resesjon. Med andre ord kan man, dersom denne perioden følges av en ny sannsynlighet under 35 %, konkludere med at økonomien er inne i en ekspansjon (gitt ingen kunnskap om perioden før rapporteringen om 30,5 % sannsynlighet).

Vi trekker fram hva Chauvet og Hamiltons metode kom fram til for finanskrisens periode. Tabell 1 som presenteres under er en moderert versjon av tabellen fra Hamilton (2011) hvor vi har trukket fram data for finanskrisen:

Start of recessions				
Peak as determined by NBER	Date NBER made declaration	Recession start as determined by algorithm	Date algorithm made declaration	Algorithm announcement lead (-) or lag (+) in months
2007:Q4	Dec 2008	2007:Q4	Jan 2009	1
Start of expansions				
Trough as determined by NBER	Date NBER made declaration	Recession end as determined by algorithm	Date algorithm made declaration	Algorithm announcement lead (-) or lag (+) in months
2009:Q2	Sep 2010	2009:Q2	Apr 2010	-5

**Tabell 1: Start og slutt på finanskrisen**

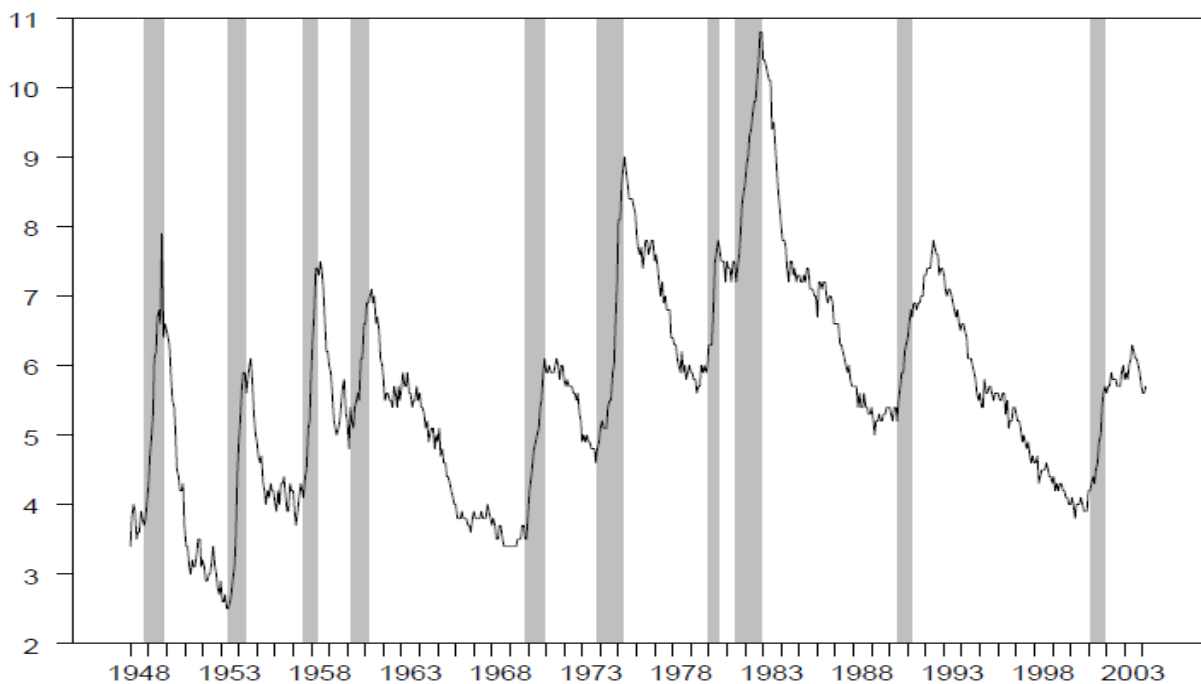
Kilde: (Hamilton, 2011, s. 1018)

Tallene her er basert på «actual real-time declarations». Som vi ser av figuren er både NBER og modellen enig i hvilket kvartal resesjonen startet og endte. Modellen annonserte resesjonen først i januar 2009, en måned senere enn annonseringen fra NBER i desember 2008. Derimot annonserte modellen at andre kvartal 2009 var slutten på resesjonen hele fem måneder før NBER annonserte det samme. Hamilton (2011) forklarer hvorfor modellen ikke slo ut før i januar 2009 ved å vise til BNP-vekstratene for de aktuelle kvartalene. Det viser seg at sannsynligheten for resesjon beregnet i oktober 2008, basert på tallene for tredje kvartal 2008, var på 46,9 %. I fjerde kvartal 2008 førte et fall i BNP på 3,9 % til at sannsynligheten for resesjon var 88,4 %. Først da gjorde «smoothed inference» for observasjoner som gikk tilbake til fjerde kvartal 2007, at sannsynligheten for resesjon var over femti prosent. På grunn av dette klarte ikke modellen å kunngjøre starten på resesjon før januar 2009 (Hamilton, 2011, ss. 1017-1018).

#### ***4.4 Datering i sanntid basert på arbeidsledighet***

Arbeidsledigheten svinger, tidvis er den høy, tidvis er den lav. Presenterer man dette grafisk vil man kunne se tydelige svingninger både opp og ned, se figur 9 for amerikansk arbeidsledighet. Svingningene er ikke sykliske i den forstand at de gjentar seg med faste intervaller. Hamilton (2005) beviser i sin artikkel metodisk at arbeidsledigheten ikke er syklisk i den strikte forstanden, til tross for at det i en grafisk presentasjon kan se ut som om den er det. I figuren kan man se at periodene med resesjon har høyere arbeidsledighet og

Hamilton (2011) spør seg om ikke arbeidsledigheten kan være et bedre mål på resesjoner enn bruttonasjonalproduktet.



**Figur 9: Amerikansk arbeidsledighet**

Kilde: (Hamilton, 2005, s. 36)

Om vi ser bort i fra at Chauvet og Hamilton (2005) bruker BNP som indikator og Hamilton (2005) bruker arbeidsledigheten, er det likevel en vesentlig forskjell mellom disse to modellene, antall tilstander. I modellen til Chauvet og Hamilton (2005) i kapittel 4.3 var det to tilstander, i modellen til Hamilton (2005) bruker han tre tilstander. Tilstandene kan tolkes som  $S_t = 1$  normal vekst,  $S_t = 2$  moderat resesjon og  $S_t = 3$  kraftig resesjon. Hamilton (2005) kom fram til at de ergodiske sannsynlighetene for denne modellen var  $\Pr(S_t = 1) = 0,810$ ,  $\Pr(S_t = 2) = 0,165$  og  $\Pr(S_t = 3) = 0,025$ . Om vi husker tilbake til sannsynlighetene vi observerte i delkapittel 4.3 var sjansen for ekspansjon 80 prosent basert på bruttonasjonalproduktet.

Hamilton (2005) presenterer en oversikt over hvor lenge hvert regime i gjennomsnitt varer. Det viser seg at en ekspansjon typisk vil vare i 34 måneder, altså i nesten 3 år. En moderat resesjon varer i 4,5 måned og en kraftig resesjon i 2 måneder. En resesjon kan for eksempel først være inne i den moderate fasen for så å gi inn i en kraftig fase for deretter å gå tilbake til



den moderate fasen, før arbeidsledigheten starter å gå ned igjen. Med andre ord kan hele resesjonen være betydelig mer enn kun de 4,5 månedene med moderat resesjon.

Til tross for at modellen viser lovende resultater kommer det fram at Hamilton selv, mannen som står bak modellen, er ukomfortabel med å bruke den til annonseringer om konjunkturodringer. Til tross for at modellen har klart seg godt på historiske data, gjør bruken av månedlig arbeidsledighet det vanskeligere å rettferdiggjøre hva som menes med en resesjon, enn bruken av BNP. Han påpeker likevel at metoden kan være nyttig som et supplement til metoden der BNP blir brukt som indikator (Hamilton, 2011).

#### ***4.5 Forskning på europeiske konjunktursykluser***

Som nevnt tidligere er svært mye av forskningen på konjunktursvingninger basert på amerikanske data. Det er likevel mulig å finne forskning gjort på det europeiske kontinentet. Artis, Krolzig og Toro (2004) gjennomførte en studie som hadde som mål å undersøke om det eksisterte det de omtaler som «a common European growth cycle». Dette studiet baserer seg på Markovskiftende modeller som ble gjort populære av Hamilton (1989). Metoden er med andre ord den samme som vi har diskutert tidligere, bare at den her er basert på flere europeiske land istedenfor USA.

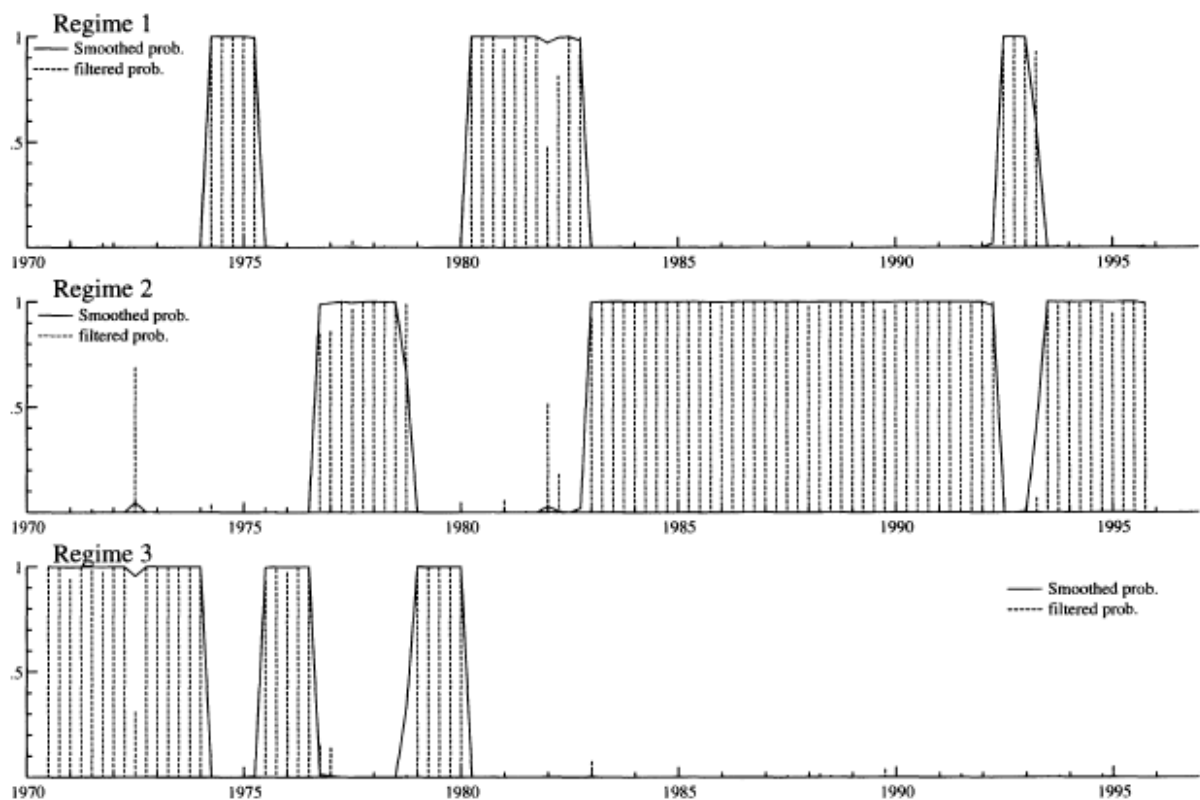
En av forskjellene er at man ikke har data i form av offentliggjøringene fra NBER. Man har derfor ingen måldata slik den amerikanske forskningen har. Amerikansk forskning bruker NBER sine offentliggjøringene som «benchmark» for modellene.

De valgte å bruke to indikatorer, hver for seg, når de gjorde sine beregninger for å datere konjunktursvingningene, BNP og en indeks for industriproduksjon. Funnene som Artis, Krolzig og Toro (2004) kommer fram til er interessante. Forskningen deres tok for seg ni europeiske land. Resultatene deres var i favør at det finnes en felles europeisk konjunktursyklus. Videre så de også på hvordan denne europeiske konjunktursyklusen påvirket de forskjellige landene i analysen.

Regimene, tilstandene, de benyttet seg av i modellen var ikke todelt slik som i modellen til Chauvet og Hamilton (2005). De brukte tre tilstander som de definerte som lav vekst, høy vekst og veldig høy vekst. Analysen med BNP som indikator tok kun for seg seks av de ni

landene i undersøkelsen på grunn av begrenset tilgang på datamateriale. Tallene de presenterer viser at det ble gjort flest observasjoner av tilstand 2, deretter 3 og 1. De presenterer figurer som demonstrer hvordan den europeiske konjunktursyklusen bidrar til utviklingen i vekstraten til BNP for landene i undersøkelsen (Artis, Krolzig, & Toro, 2004).

Analysen hvor de brukte industriproduksjon som indikator var mer utfyllende, da den inkluderte samtlige ni land. Det skulle vise seg at modellen hadde ulik grad av suksess på landene. Modellen ser ut til å gjøre det bra på Storbritannia og Tyskland. For Frankrike og Portugal ser det ut til at modellen ikke klarte å reagere på resesjonen på starten av 80-tallet. For Italia slo ikke resesjonen på 90-tallet ut i modellen. De omtaler resultatene for Spania som de dårligste da modellen hadde problemer med å skille resesjonene. Artis, Krolzig og Toro (2004) mente at dersom man hadde inkludert flere variabler i modellen kunne den muligens gjort en bedre jobb med å skille eventuelle resesjoner i blant annet Spania.



**Figur 10: Den europeiske konjunktursyklusen**

Kilde: (Artis, Krolzig, & Toro, 2004, s. 44)

Figur 10 viser det Artis, Krolzig og Toro kaller «the European business cycle» målt ved bruk av BNP. De tre panelene viser henholdsvis sannsynlighetene for de ulike tilstandene, fra

øverst til nederst: resesjon, normal vekst og høy vekst. De påpeker interessante observasjoner i sammenligningen av resultatene deres for de to modellene, henholdsvis med BNP og indeksen for industriproduksjon. For de to modellene kan det av overgangsmatrisene observeres betydelige forskjeller i verdier og varighet for de ulike tilstandene.

#### **4.6 Andre modeller**

Det finnes naturligvis svært mange metoder for datering og prediksjonsberegninger av konjunkturer. Ovenfor har vi presentert metoden vi ser på som mest interessant så vel som noen andre relativt «enkle» metoder i form av Stock og Watsons metode og bruk av yieldkurven. I dette avsnittet skal vi bare kort nevne noen alternative metoder som er brukt i forskning.

Nalewaik (2012) foreslår bruk av bruttonasjonalinntekten, BNI, som en indikator istedenfor BNP. Grimm (2005) konkluderer med at BNI generelt faller mer enn BNP ved resesjoner og at kontraksjonene i BNI varer et halvt kvartal lenger. Nalewaik påpeker derfor at dersom BNI faller mer enn BNP ved resesjoner kan dette muligens være noe man kan dra nytte av i modeller som har som formål å datere resesjoner. Konklusjonene som Nalewaik (2012) trekker fram er at Markovskiftende modeller med BNI markerer starten på resesjoner tidligere enn en modell med BNP som indikator.

Hamilton og Owyang (2012) tok for seg en metode som så på 48 amerikanske staters vekst i sysselsetting, de benyttet en Markovskiftende modell. De konkluderer med at noen av statene, da spesielt statene som driver med oljevirksomhet, noen ganger opplever små resesjoner når de andre ikke gjør det. Til tross for dette ser det ut som at det alt i alt er snakk om timingforskjeller, der noen går inn og ut av resesjoner før de andre. Denne metoden meldte om at den amerikanske økonomien hadde gått inn i en resesjon allerede i andre kvartal av 2007. Hamilton sier likevel, i likhet med metoden som tok for seg arbeidsledighet, følgende: «*Although the inference proved to be prescient, it is again one that I would not trust out-of-sample*» (Hamilton, 2011, s. 1023).

En studie som er gjort på europeisk økonomi av Camacho og Perez-Quiros (2010) tok for seg flere indikatorer. Denne metoden bruker både BNP og sysselsetting, men modellen har også mange månedlige indikatorer, blant annet industriproduksjon og eksport. I følge dem har

modellen en god predikeringshistorikk. (Camacho & Perez-Quiros, 2010, s. 691). De påstår at metodologien som ligger bak modellen skal gjøre det lett å reprodusere den. Sammen med en god predikeringshistorikk gjør dette modellen interessant, ettersom de sier resultatene til modellen om prediksjon av vekst i BNP er på linje med det profesjonelle «forecasters» kan produsere. Modellen gjorde det bra under finanskrisen og viste sjanse for resesjon på 3,8 % i juni 2008 og 98,1 % i juli 2008, først i april 2009 ble det registrert lave verdier, 6 %. Til tross for gode resultater bemerker Hamilton seg følgende: «... *there is of course the concern once again that with so many estimated parameters, the subsequent out-of-sample real-time performance may deteriorate*» (Hamilton, 2011, s. 1023).

Studien til Chauvet og Piger (2008) bruker to metodiske tilnærminger, der det ene er en Markovskiftende modell. Studien deres baseres seg ikke på bruk av kun en indikator, slik som vi tidligere har sett i Chauvet og Hamilton (2005) sin modell med kun BNP og Hamilton (2005) sin modell med kun arbeidsledighet. De ser på fire indikatorer: sysselsetting, industriproduksjon, personinntekt og «manufacturing and trade sales». I motsetning til BNP er disse indikatorene tilgjengelig på månedlig basis. Konklusjonen er at modellen, spesielt ved bruk av Markovskift, daterer resesjonene raskere enn NBER. Modellen produserte ingen tilfeller med falske positiver, altså meldte den aldri om resesjon i perioder der NBER ikke også meldte om resesjon. Om dateringen sier de følgende: «*Both approaches also provide improvements over the NBER in the timeliness with which they identify business cycle troughs, but provide no such improvement for business cycle peaks*» (Chauvet & Piger, 2008, s. 48). Videre kommer det fram at det er metoden med Markovskift som er mest nøyaktig i dateringen og det er den metoden som daterer trough tidligst.

## **4.7 Kritik**

Et av hovedpoengene Trimbur (2011) kommer med er begrensningene ved bruken av kun to tilstander i den Markovskiftende modellen med BNP som indikator som Hamilton (2011) presenterer. Han påpeker at det er mulig å benytte seg av flere enn kun to tilstander, eksempelvis kunne man lagt til moderat resesjon og kraftig resesjon, så vel som moderat ekspansjon og kraftig ekspansjon. Dette kan være hensiktsmessig ettersom det er en vesentlig forskjell mellom et lite fall og et stort fall i vekst, men dette gjør modellen mer komplisert. Han reflekterer også over valget av antall tilstander Hamilton bruker i modellen med arbeidsledighet, ettersom han i denne modellen har valgt å ha tre tilstander istedenfor to.

Videre kommenterer han at Hamilton, som de fleste andre, bruker NBER sine datoer som benchmark. De som vedtar eksempelvis konjunkturregulerende beslutninger trenger informasjon om økonomiens tilstand så fort som mulig, altså en så kort «lag» som mulig. NBER sine offentliggjøringer, som er preget av lange lags, er derfor ikke optimale for beslutningstaking. Trimbur (2011) poengterer at disse beslutningstakerne vil ha informasjon om økonomiens tilstand så fort som mulig, in real time, og at dette kan gi nye signaler om resesjoner: «... *it seems reasonable to allow for the possibility that recession signals may adjust as existing data are revised and new data accrue*» (Trimbur, 2011, s. 1028). En mulig begrensning i dateringene til NBER kan være at de ikke inkluderer BNP, årsaken til dette er at i motsetning til de andre indikatorene NBER benytter, offentliggjøres BNP kun kvartalsvis.

Wildi (2011) ønsker at prediksjon og datering av konjunkturrendringer skal være så «fair» som mulig, og at man derfor bør bruke «real-time» analyser. Han peker på perioden rundt finanskrisen og viser til to grafer som illustrerer hvordan to BNP målinger for desember 2008 avviker fra hverandre. Den første målingen er den som ble presentert i desember 2008. Den andre målingen ble publisert i mars 2009, og her er den faktiske utviklingen for desember 2008 tatt med. «*The statistical artefact conflicts with economic reality, just when accurate assessments ought to be most relevant*» (Wildi, 2011, s. 1033).

Grimm (2005) trekker fram at «cyclical turning points» målt ved de fire månedlige indikatorene som NBER bruker til å se på den økonomiske aktiviteten, ofte ikke er i overensstemmelse med hverandre. Han kommenterer også forholdet mellom BNP og BNI. I følge han er reell BNP og reell BNI ikke alltid enige med hverandre når det kommer til når det er «turning points», og i hans working paper påstår han at de ofte ikke stemmer overens med det NBER definerer. I den samme artikkelen poengterer han at reell BNI på generell basis synker mer enn reell BNP i resesjoner, og at kontraksjonene som blir indikert av BNI typisk varer i et halvt kvartal lengre. NBER sine målinger med fire indikatorer har etter krigen vist seg å være mer robust enn enhver annen måling som kun benytter én forklaringsvariabel (Grimm, 2005).

## 5 Metode

Kvalitative tilnæringer har som formål å skaffe fyldige beskrivelser av et fenomen, og knyttes gjerne opp mot meningssammenhenger. Kvantitative tilnæringer søker derimot å kartlegge utbredelsen av et fenomen, og fokuserer på årsakssammenhenger (Johannessen, Kristoffersen, & Tuft, 2005). Det er undersøkelsens forskningsspørsmål som bestemmer valg av metode. Denne undersøkelsen har som formål å studere konjunktursvingninger i ulike makroøkonomiske variabler. Vårt forskningsspørsmål tilsier at vi benytter økonomiske metoder.

Utformingen av forskningsdesignet til en undersøkelse tar utgangspunkt i forskjellige ontologiske og epistemologiske antakelser. Forskningsdesignet skal si noe om hvordan undersøkelsen skal gjennomføres, og dette må gjøres i forkant av forskningsprosessen. Kort sagt handler ontologi om filosofiske antakelser om virkeligheten, mens epistemologi handler om hvordan man skal undersøke virkeligheten (Easterby-Smith, Thorpe, & Jackson, 2012). Vi identifiserer vår undersøkelse med et realistisk positivistisk perspektiv da vi søker å finne én gjeldende sannhet, som vi mener eksisterer og kan avdekkes. Vi går inn i undersøkelsen med en forforståelse om at virkeligheten eksisterer uavhengig av forskeren, og at målingen bør skje med objektive metoder. Kunnskap bør derfor basere seg på observerte fakta. Samtidig bør man som forsker være oppmerksom på at det i praksis er vanskelig å være helt objektiv, og man bør derfor være bevisst på dette i forhold til undersøkelsen og tolkningsarbeidet.

Johannessen, Kristoffersen og Tuft (2005) presenterer forskjellige tilnæringer til problemstillingen i undersøkelser. En deduktiv tilnærming tar utgangspunkt i en etablert teori, og forskeren undersøker om resultatene støtter opp om denne teorien. En induktiv tilnærming starter undersøkelsen uten et teoretisk utgangspunkt. Her søker forskeren å utvikle nye teorier eller begreper på bakgrunn av resultatene og mønstrene man finner i undersøkelsen. I vår undersøkelse har vi en deduktiv tilnærming med utgangspunkt i allerede utviklede teorier, og ønsker på bakgrunn av kvantitative data å teste hvordan resultatene våre gjør seg opp mot disse teoriene.

Videre i dette kapitlet vil vi gjøre rede for den metodologiske tilnærmingen til undersøkelsen. Vi gjennomgår det økonomiske rammeverket som ligger til grunn for gjennomføringen, før vi ser på datainnsamlingen og datamaterialet vårt. Til slutt i kapitlet

drøftes undersøkelsens reliabilitet og validitet. Vi starter med en grunnleggende gjennomgang av hva som menes med tidsrekker. Videre vil vi gå inn på stasjonaritet og tester for dette. Det neste vi tar for oss er autoregresjonsmodeller. Slike modeller vil vi bruke til blant annet rullende regresjoner, og som en representasjon av et Markovkjede med to tilstander. De rullende regresjonene bruker vi for å undersøke hvorvidt vi har konstante parametre eller ikke. Vi vil forklare en random walk ved bruk av en autoregresjonsmodell, og forsøker også å knytte likheten ved en simulert random walk opp mot utviklingen i en aksje. Kointegrasjon og VECM, altså feilkorreksjonsmodeller, inkluderer vi ettersom vi ønsker å utføre slike analyser på utvalgte variabler i denne undersøkelsen. Den siste økonometriske metoden vi beskriver er den som ligger til grunn for denne oppgaven, nemlig den Markovskiftende modellen. Denne går vi grundig gjennom.

## **5.1 Tidsrekkemodeller**

En tidsrekkeanalyse tar sikte på å undersøke utviklingen i variabler over tid. Det er derfor helt essensielt å hente inn informasjon over lengre tidsperioder. I tidsrekke-data er rekkefølgen på dataene gitt og de må analyseres i kronologisk rekkefølge. Vi kan med andre ord ikke plassere en observasjon fra 1965 etter en observasjon fra 1985. Dette er en av de mest grunnleggende forutsetningene for tidsrekke-data. Videre kan man kun observere en variabel én gang på tidspunkt  $t$ . Eksempelvis kan vi kun observere sluttverdien til en aksje 31. januar 2014 én gang. Tidsrekkeprosessen er med andre ord en kontinuerlig prosess. Det er ikke praktisk mulig for oss å analysere en variabel kontinuerlig, og det er derfor vanlig å gjøre en tidsrekkeanalyse der dataene typisk er delt inn i daglige, ukentlige, månedlige, kvartalsvise eller årlige observasjoner.

Tidsserier er altså grunnleggende forskjellig fra tverrsnittsundersøkelser, der rekkefølgen på observasjonene ikke spiller noen rolle. Økonomiske tidsrekke-data er typisk avhengige, altså kan  $y_t$  være korrelert med  $y_{t-1}$ . Dette genererer i følge Lauvsnes (2013c, s. 297) persistens, kjent som trender i variablene.

Tidsrekkemodeller kan være univariate, bivariate og multivariate, avhengig av hvor mange variabler man bruker i analysen. En univariat modell har kun én variabel, eksempelvis en AR(1)-modell (en AR-modell blir gjennomgått i kapittel 5.3). En bivariat modell forsøker å forklare utviklingen i en variabel gjennom å se på utviklingen i en annen variabel. Dersom det

er flere enn to variabler brukes en multivariat modell. Lauvsnes (2013c, s. 261) trekker fram seks antakelser for tidsrekke­data:

- 1) Parametrene er lineære i tidsrekke­modeller
- 2) Autokorrelasjonsfunksjonen til uavhengige variabler går fort mot null. Dette henger sammen med stasjonaritet­skravet til tidsrekker. Denne antakelsen erstatter delvis antakelsen i tverrsnitt­undersøkelser om at observasjoner gjøres tilfeldig fra en gitt populasjon
- 3) Feilleddet har forventet verdi lik null, altså  $E(u_t) = 0$  for alle  $t$
- 4) Feilleddet har konstant varians ( $\sigma_{u,t} = \sigma_u$  for alle  $t$ ), altså er homoskedastisk. Denne antakelsen henger også sammen med antakelsen om stasjonaritet
- 5) Verdiene til feilleddet er ikke korrelerte, altså uavhengige av hverandre. Feilleddet er ikke autokorrelert
- 6) Feilleddet er ikke korrelert med de uavhengige variablene

## 5.2 Stasjonaritet

For tidsserieundersøkelser erstattes fokuset på tilfeldig utvelgelse av kravet om stasjonaritet. Stasjonære variabler er viktig for at vi skal kunne stole på sammenhengene vi finner ved regresjoner. Innen økonometrisk metode vil stasjonaritet bidra til å redusere sannsynligheten for å finne spuriøse sammenhenger. En spuriøs sammenheng indikerer en statistisk sammenheng der to eller flere variabler er korrelerte selv om det ikke eksisterer et kausalt forhold mellom dem. Sammenhengen kan altså skyldes at variablene avhenger av én og samme underliggende variabel, eller at sammenhengen er tilfeldig. Ved hypotesetesting vil det ved bruk av ikke-stasjonære variabler derfor være større sjanse for å ta uriktige slutninger. Det er altså viktig å være oppmerksom på at korrelasjon ikke nødvendigvis impliserer kausalitet.

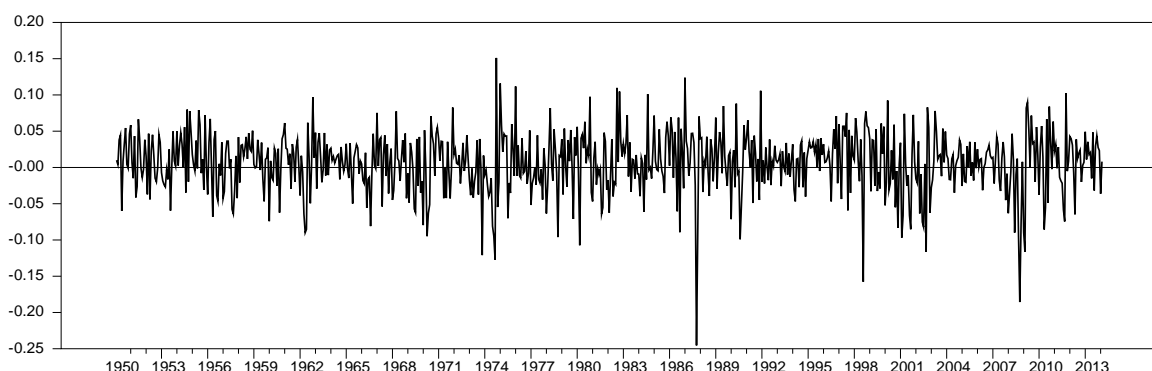
Ved hypotesetesting sammenligner man en generert testverdi med en kritisk verdi. Basert på disse verdiene aksepteres eller forkastes hypotesen. For ikke-stasjonære variabler vil blant annet ikke  $t$ -ratioen følge  $t$ -fordelingen. Man risikerer derfor å trekke uriktige konklusjoner ved å sammenligne testverdier med kritiske. Brooks (2008) påpeker at ved et utvalg på 500 vil  $t$ -statistikken 95 % av tiden ligge mellom  $\pm 2$  for stasjonære variabler. Det vil si at i 95 % av tilfellene vil vi med riktighet forkaste nullhypotesen (som sier at det ikke er et forhold mellom



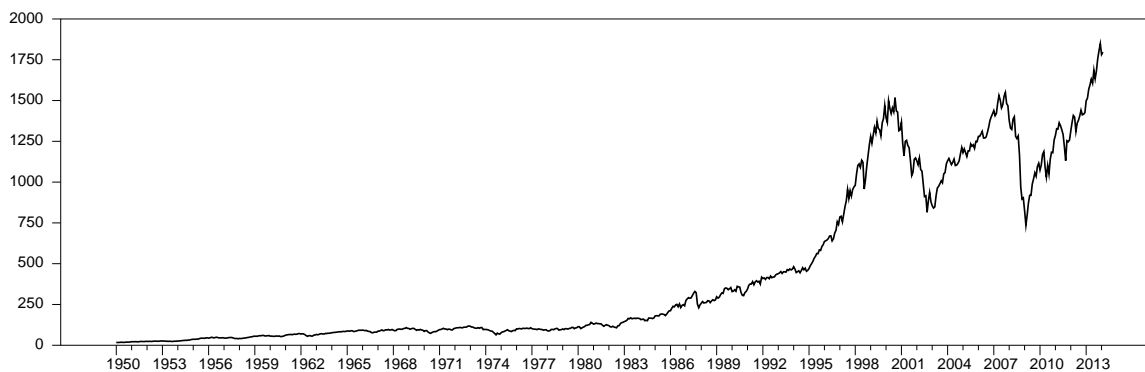
to variabler). For ikke-stasjonære variabler derimot, har  $t$ -ratioen en absoluttverdi større enn 2 i mer enn 98 % av tilfellene, til tross for at det kun skulle skjedd i 5 % av tilfellene. Dette illustrerer viktigheten av stasjonaritet for å kunne forklare variablers påvirkning av hverandre.

En stasjonær tidsserie kjennetegnes ved *konstant gjennomsnitt* [ $E(x_t) = \mu$ ], *konstant varians* [ $var(x_t) = \sigma^2$ ] og *konstant autokovarians* [ $cov(x_t, x_{t-s}) = \gamma_s$ ]. Med konstant gjennomsnitt menes fluktasjoner i en variabel rundt et langsiktig konstant gjennomsnitt. Konstant varians kalles også homoskedastisitet. Konstant autokovarians krever at strukturen i autokorrelasjonen (korrelasjonen mellom en variabel og dens egne laggede verdier) er konstant. For at autokovariansen skal oppfylle kravet om stasjonaritet, må autokorrelasjonen kun være avhengig av tidslags, og autokorrelasjonen må dø ut når laglengden ( $t-s$ ) øker (Lauvsnes, 2013c). Dette innebærer svak persistens, og erstatter antakelsen om tilfeldig utvalg fra en gitt populasjon i tverrsnittsdata.

Ofte er finansielle data ikke-stasjonære, som for eksempel aksjepriser. Slike data har ikke konstant gjennomsnitt og varians. Aksjeavkastning derimot, som måles som prosentvis endring, ser i større grad stasjonær ut. Likevel kan variabelen være regimeskiftende. Det er sannsynlighetsfordelingen til avkastningen og variansen man antar er tilnærmet konstant innenfor hvert enkelt regime. Forventningsverdi og varians antas derfor å være tilnærmet konstant siden sannsynlighetsfordelingen er det. Nedenfor presenterer vi to figurer som illustrerer forskjellen på stasjonaritet og ikke-stasjonaritet for den amerikanske aksjeindeksen Standard & Poor's 500:



**Figur 11: S&P 500 i perioden 1950 – 2013, månedlig logaritmisk avkastning**



**Figur 12: S&P 500 i perioden 1950 - 2013, månedlige noteringer**

Indikasjoner på stasjonaritet i den første figuren vises av en tydelig frekvent vandring rundt et langsiktig konstant gjennomsnitt, men det er mulig å identifisere periodevis avvik i gjennomsnittsverdi og varians. Den andre figuren viser derimot ikke bevegelser rundt et konstant gjennomsnitt. Bevegelsene virker her mer tilfeldige, og kan tilsynelatende se ut til å følge en random walk.

### 5.2.1 Testing for ikke-stasjonaritet: Dickey-Fuller

Enhetsrottester kan brukes til å teste for ikke-stasjonaritet. En vanlig test for enhetsrot er Dickey-Fuller, som tar utgangspunkt i en AR(1)-modell;  $y_t = \mu + \beta_1 y_{t-1} + u_t$ . Denne modellen tar ikke hensyn til regimeskiftende variabler. Regimeskiftende variabler har ikke konstante koeffisienter, og bruk av Dickey-Fuller på regimeskiftende variabler ville mest sannsynlig gi resultater som konkluderer med enhetsrot i modellen, og dermed ikke-stasjonaritet. Det bør dessuten også nevnes at Dickey-Fuller-testen ikke gjør det like godt på små utvalg, da det er større sjans for å gjøre type 2-feil (ikke forkaste nullhypotesen når den burde forkastes).

Dersom koeffisienten  $\beta_1 = 1$  er variabelen  $y_t$  ikke-stasjonær, og er dermed en random walk med drift. Hvis konstantleddet (driftleddet)  $\mu = 0$  er  $y_t$  en vanlig random walk. Har vi derimot oppfylt at  $\mu = \beta_1 = 0$  er  $y_t$  en stasjonær white noise-variabel med forventet verdi = 0. For å gjennomføre en Dickey-Fuller-test begynner vi med å trekke  $y_{t-1}$  fra begge sider:

$$y_t - y_{t-1} = \mu + \beta_1 y_{t-1} - y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta y_t = \mu + (\beta_1 - 1)y_{t-1} + u_t$$

Vi setter  $(\beta_1 - 1) = \Psi$ , og får dermed følgende uttrykk:

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

Vi merker oss at dersom  $\beta_1 = 1$  her, vil  $\Psi = 0$ , og  $\Delta y_t = \mu + u_t$ . Altså endring i  $y$  skyldes kun driftleddet og feilleddet. Det er ligning (1) som er uttrykket som faktisk testes i en Dickey-Fuller-test. Vi setter nå opp følgende null- og alternativhypotese:

$H_0: \Psi = 0$  (dette impliserer at  $\beta_1 = 1$ , altså enhetsrot og dermed ikke-stasjonaritet)

$H_1: \Psi < 0$

Teststatistikken vår er  $\hat{t}_\Psi = \frac{\hat{\Psi}}{SE(\hat{\Psi})}$

Teststatistikken ved en Dickey-Fuller-test følger ikke den vanlige t-fordelingen, men en egen Dickey-Fuller-fordeling. De kritiske verdiene er her høyere. Normalt vil teststatistikken gi negative verdier, og vi kan forkaste nullhypotesen dersom teststatistikken er mer negativ enn den kritiske verdien, og dermed konkludere med en stasjonær sammenheng. Dersom teststatistikken ikke er mer negativ enn den kritiske verdien kan vi ikke forkaste nullhypotesen, og dermed akseptere ikke-stasjonaritet (Lauvsnes, 2013c, s. 282).

## 5.2.2 Autokorrelasjon

Autokorrelasjon i residualene bryter med antakelsen om  $cov(u_t, u_{t-s})$ , og dermed antakelsen om stasjonaritet i modellen. Vi ønsker altså ikke å se mønstre i residualene. Det skilles mellom positiv og negativ autokorrelasjon. Med positiv autokorrelasjon menes at en positiv utvikling i residualen ved tidspunkt  $t - 1$  sannsynligvis vil gi en positiv utvikling også ved tidspunkt  $t$ , og at en negativ utvikling i residualen ved tidspunkt  $t - 1$  sannsynligvis vil gi en negativ utvikling ved tidspunkt  $t$ . Motsatt menes det med negativ autokorrelasjon at en positiv utvikling i residualen ved tidspunkt  $t - 1$  sannsynligvis vil gi en negativ utvikling ved tidspunkt  $t$ , og at en negativ utvikling i residualen ved tidspunkt  $t - 1$  sannsynligvis vil gi en positiv utvikling ved tidspunkt  $t$ .

Vi ønsker at så mye som mulig av forklaringen i modellen er trukket ut av feilledet, da dette reduserer sannsynligheten for autokorrelasjon i feilledet. Autokorrelasjon kan skyldes at det eksisterer systematisk informasjon i feilledet, noe som betyr at forklarende variabler er utelatt fra modellen. I et slikt tilfelle kan man bruke andre variabler eller modellspesifikasjoner. Lauvsnes (2013c, s. 270) påpeker at lærebøker ofte anbefaler å bruke flere lags for å fjerne autokorrelasjon, men at «... *including more lags might as a matter of fact be "make up", hiding the real problem of omitted variables other than y itself*».

Formelen for å finne autokorrelasjonskoeffisienten ved lag  $s$  for en variabel  $y$  er gitt ved:

$$(2) \quad \tau_s = \frac{(y_t - \bar{y}_t)(y_{t-s} - \bar{y}_{t-s})}{\sqrt{\text{var}(y_t) \text{var}(y_{t-s})}}$$

der den første autokorrelasjonskoeffisienten ( $s = 1$ ) for residualene er korrelasjonen mellom  $u_t$  og  $u_{t-1}$ , den andre ( $s = 2$ ) er mellom  $u_t$  og  $u_{t-2}$  osv. (Lauvsnes, 2013c, s. 266).

### 5.3 Autoregresjonsmodell

En autoregresjonsmodell (AR) er en dynamisk modell. Med dynamisk modell menes en modell som legger til lags av seg selv. Dersom vi har en observert verdi av  $y_t$ , vil  $y_{t-1}$  være første lag av  $y_t$ , og  $y_{t-2}$  være verdien to perioder før  $y_t$ . En AR( $p$ )-modell er gjengitt under (Hamilton, 1994, s. 657):

$$(3) \quad y_t = \varphi_0 + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + u_t$$

Vi skal i denne gjennomgangen fokusere på en AR(1)-modell når vi forklarer uttrykk som «unit root» (heretter kalt enhetsrot), og vi skal se på hvordan dette forteller oss noe om stasjonaritet. Der vi snakker om markedseffisiens definerer vi hva som menes med random walk og nevnte stokastisk trender. I dette delkapittelet vil vi vise at dersom en AR(1)-modell ikke er stasjonær vil dette kunne knyttes til en random walk med drift.

En AR(1)-modell er gjengitt under.

$$(4) \quad y_t = \varphi_0 + \varphi_1 y_{t-1} + u_t$$

Hamilton (1994, s. 657) beskriver  $u_t$  som «white noise»:

$$E(u_t) = 0$$
$$E(u_t u_r) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{for } t = r \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

Den forventede verdien til feilledet er null. Det skal ikke eksistere autokovarians utenom ved lag 0. Av en varians-kovarians-matrise kan man se at kovariansen med seg selv på samme tidspunkt er variansen. Av sammenhengen  $\tau_s = \frac{\gamma_s}{\gamma_0}$  ser vi at når teller og nevner er like (ved lag 0) får vi en autokorrelasjon lik 1 i en «white noise»-prosess. Sagt på en enklere måte snakker vi om en prosess uten merkbar struktur (Brooks, 2008, s. 209).

Lagleddet i AR(1)-modellen kan erstattes med «the lag operator». Vi skriver da  $L^n$  i stedet for  $y_{t-n}$ . Videre kan AR(1)-modellen omformuleres til:

$$(5) \quad y_t(1 - \varphi_1 L) = \varphi_0 + u_t$$

En slik omformulering gjør det lettere å undersøke de karakteristiske røttene til  $y_t$ . Vi undersøker om  $y_t$  er stabil, altså hvorvidt variabelen er stasjonær. Uttrykket  $1 - \varphi_1 L$  blir omtalt som den karakteristiske ligningen og vi ønsker å kalkulere roten til L for forskjellige verdier av AR-koeffisienten  $\varphi_1$ .

Denne måten å sjekke for stasjonaritet i en variabel blir omtalt som en enhetsrotmetode. Dersom en variabel inneholder en enhetsrot sier vi at den er integrert av første orden. Dette skriver vi som  $y_t \sim I(1)$ , hvilket betyr at  $y_t$  er ikke-stasjonær. I avsnittet over presenterte vi den karakteristiske ligningen. Roten av denne ligningen finner vi ved å sette ligningen lik null. Dette gir oss en L lik:

$$(6) \quad L = \frac{1}{\varphi_1}$$

Vi ser nå at dersom  $\varphi_1 = 1$  vil også L være lik 1. Dette gir oss en enhetsrot og vi kan konkludere med at  $y_t \sim I(1)$  (Lauvsnes, 2013c, ss. 272-273).

En VAR-modell (Vector Autoregression Model) er et simultant ligningssystem. Her er alle variablene i utgangspunktet endogene, og det er gjennom statistisk testing av modellen vi avgjør klassifiseringen. I ligning (7) presenterer vi en bivariat VAR på matriseform. Her er de laggede verdiene av begge variablene med i ligningen for begge variablene.

Betakoeffisientene sier noe om hvor mye tidligere verdier vil påvirke dagens verdi av  $y_t$ .

$$(7) \quad \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \end{pmatrix}$$

En VAR er det mulig å modellere som en Markovskiftende prosess, MSVAR. Eksempelvis kunne vi modellert en MSVAR hvor vi satt  $y$  lik utviklingen i OSEAX og  $x$  lik arbeidsledighet. Gjennom denne modellen kan man studere forholdet mellom de to overnevnte makroøkonomiske variablene, og se på hvordan de påvirker hverandre. Det er også en VAR man omformulerer når skal komme fram til en feilkorreksjonsmodell, noe vi kommer tilbake til.

### Random walk

Random walk er av interesse i denne undersøkelsen, ettersom en slik modell visuelt kan se svært lik ut som en Markovskiftende modell. Under diskusjonen av markedseffisiens kom det fram at teorien om random walk sier at historiske priser ikke kan brukes til å forutse framtidige priser (Fama, 1965), ettersom utfallene følger en prosess vi tidligere sammenlignet med å kaste mynt. Random walk kan vi forklare med en AR(1)-modell som vi har gått gjennom i dette kapittelet.

Vi omformulerer (4) dersom  $y_t \sim I(1)$ , altså en ikke-stasjonær variabel.

$$(8) \quad y_t = \varphi_0 + y_{t-1} + u_t$$

Ligningen (8) er en «random walk with drift». Det er konstantleddet  $\varphi_0$  som omtales som driftleddet.  $\varphi_0$  genererer en deterministisk trend i  $y_t$  når den kumuleres over tid. Det er egenskapene til enhetsroten som genererer den stokastiske trenden vi snakket om tidligere. Av en utledning i Lauvsnes (2013c, s. 274) kommer han fram til ligningen:

$$(9) \quad y_t = y_0 + t\varphi_0 + \sum_{t=1}^t u_t$$

Her er  $\sum_{t=1}^t u_t$  den stokastiske trenden og den består av akkumulerte stokastiske sjokk,  $u_t$ . I delkapittel 5.6 vil vi simulere en random walk for å poengtere hvordan denne kan se ut som utviklingen i en aksje.

## 5.4 Kointegrasjon og VECM

Variabler som er integrert av første orden gjør man stasjonære ved å ta førstedifferansen. I en AR(1)-modell på førstedifferanse;  $\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + u_t$ , vil det være en feilspesifisering i modellen dersom det eksisterer en variabel  $x$  som forklarer mye av  $y$ . På samme måte vil det for et uttrykk som  $\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_{t-1} + u_t$  være feilspesifisering dersom det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom  $y_t$  og  $x_t$ , ettersom det ikke er inkludert et feilkorreksjonsledd i modellen (feilkorreksjonsledd kommer vi mer tilbake til i det som følger). Dette innebærer at vi er nødt til å sjekke for kointegrasjon mellom variablene, altså hvorvidt det eksisterer stasjonære forhold mellom ikke-stasjonære variabler (Lauvsnes, 2013c, s. 285).

Dersom man finner at variablene er kointegrerte, settes det opp en feilkorreksjonsmodell, VECM (Vector Error Correction Model). Formålet med en feilkorreksjonsmodell er å undersøke om utviklingen i en kombinasjon av ikke-stasjonære variabler utgjør en stasjonær sammenheng. Man bruker altså variabler som er  $I(1)$ .

La oss si at vi har to variabler,  $x_t$  og  $y_t$ , som vi observerer har en eller annen form for felles trend. Når vi skal formulere en feilkorreksjonsmodell setter vi først opp ligningen til de to variablene, her presentert som den enklest mulige bivariate modellen (Lauvsnes, 2013c, ss. 286-287) (Lauvsnes, 2013b, ss. 36-37):

$$(10) \quad \Delta y_t = v_1 + \alpha_1(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_{1,t}$$

$$(11) \quad \Delta x_t = v_2 + \alpha_2(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_{2,t}$$

Her er  $v$  et ubetinget konstantledd og  $\beta_0$  et betinget konstantledd. Vi sier at  $\beta_0$  har en restriksjon/betingelse, fordi den ligger innenfor likevektrelasjonen.  $\Delta y_t$  og  $\Delta x_t$  er to variabler på endringsform.  $\varepsilon_{1,t}$  og  $\varepsilon_{2,t}$  er feilleddene som forventes å være IID (Independent and Identically Distributed). Dette betyr at man forutsetter at feilleddet er uavhengig og identisk

fordelt.  $\alpha_1$  og  $\alpha_2$  omtales som justeringskoeffisienter. Justeringskoeffisientene sier noe om hvor sterkt variablene på venstresiden blir korrigert i forhold til avvik i den langsiktige likevekten i forrige periode, gitt ved  $(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1})$ . Man antar at likevekstavviket er stasjonært med et gjennomsnitt lik null. Dersom begge justeringskoeffisientene er forskjellig fra null antar man at kausaliteten går i begge retninger, altså at de begge påvirker hverandre. For at feilkorleksjonen skal være riktig kreves det normalt at  $\alpha_1 < 0$  og  $\alpha_2 > 0$ . Det er mulig at modellen er stabil til tross for at begge koeffisientene er negative. En slik modell blir omtalt som en «overshooting»-modell, og grundigere beskrivelse av dette kan finnes i Juselius (2006, s. 90).

En negativ  $\alpha_2$  impliserer at  $x_t$  ikke korrigerer for feil men presser prosessen lengre fra likevekten. Stabilitet i et slikt tilfelle krever at  $|\alpha_1| > |\alpha_2|$ , hvilket betyr at den absolutte verdien av  $\alpha_1$  må være større enn den absolutte verdien av  $\alpha_2$ . Dette impliserer at stabilisering av feilkorleksjonen blitt tatt hånd om av  $y_t$ . Dersom kun én av koeffisientene er signifikante, eksempelvis  $\alpha_1$ , sier man at kausaliteten går fra  $x$  til  $y$ . Man sier da at  $x$  er langsiktig svakt eksogen og  $y$  er endogen.

Av ligning (10) og (11) kan man formulere følgende feilkorleksjonsmodell på matriseform:

$$(12) \quad \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

En VECM kan også inneholde flere variabler, eksempelvis lags av  $\Delta y_t$  og  $\Delta x_t$ , og deterministiske uttrykk som trend og dummyvariabler. Et eksempel på en VECM kan presenteres i form av den øverste linjen av en bivariat matrise:

$$\Delta y_t = v_1 + \alpha_1 (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \sum_{i=1}^m \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Theta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{s=1}^k \varphi_s D_s + \varepsilon_{1,t}$$

hvor  $D_s$  er en dummyvariabel som har verdien én eller null. Man bruker dummyvariabler for å forsøke å kontrollere ekstreme observasjoner og regimeskift (Lauvsnes, 2013c, s. 286).

Det er fortsatt usikkerhet rundt hvordan regimeskiftende VECM bør modelleres, og vi har derfor valgt ikke å benytte noen av de foreslåtte løsningene. Våre feilkorleksjonsmodeller er



derfor modellert med bakgrunn i det som er forklart i dette delkapittelet. Det kan likevel tenkes at dersom det eksisterer et felles regime som to variabler følger, ville det ikke spilt noen rolle for feilkorreksjonsmodellen. Tanken er at dersom to variabler følger hverandre, vil de følge hverandre på samme måte uansett om det er snakk om en felles stokastisk trend eller et felles regime.

### 5.4.1 Test for kointegrasjon: Engle-Grangers tostegs metode

Det finnes flere metoder for å undersøke om det eksisterer kointegrasjon. Vi har valgt å benytte oss av Engle-Granger-metoden, da dette er en metode som fungerer godt på et bivariat system. Dette er en tostegs metode, hvor vi først tester om likevektsrelasjonen er stasjonær for så å estimere en feilkorreksjonsmodell. I denne gjennomgangen av metoden tar vi utgangspunkt i ligning (10) som formulert i starten av kapittelet.

Det første steget går ut på å teste hvorvidt likevektsrelasjonen,  $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t$ , er stasjonær. Dette er en helt vanlig lineær regresjon. Vi sier at denne relasjonen er stasjonær dersom feilleddet er stasjonært, altså om  $\hat{u}_t \sim I(0)$ . Dersom dette støttes av data sier vi at  $u_t$  er en likevektsfeil, og formulerer i så fall følgende sammenheng:  $u_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t$ . For å undersøke dette kan vi bruke Dickey-Fuller-testen som gjengitt tidligere. Dette forutsetter at variablene er  $I(1)$  på nivåform.

Nullhypotesen er at  $\hat{u}_t \sim I(1)$ , altså at feilleddet har en enhetsrot og er ikke-stasjonært.

Dersom vi kan forkaste nullhypotesen har vi slått fast at  $\hat{u}_t \sim I(0)$  og vi kan gå videre til steg to.

Det andre steget går ut på å estimere en feilkorreksjonsmodell. Vi ser nå på sammenhengen vi viste til tidligere der  $u_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t$  dersom  $\hat{u}_t \sim I(0)$ . Av dette formulerer vi

$$(13) \quad \Delta y_t = \hat{\nu}_1 + \hat{\alpha}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{1,t} ,$$

hvor  $\hat{u}_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_{t-1}$ , altså den laggede estimerte likevektsfeilen (Lauvsnes, 2013c, ss. 286-287).

## 5.5 Test for konstante parametre: Rullende regresjon

En rullende regresjon har som formål å undersøke hvorvidt parametrene i en modell er konstante over tid. Dette er en relativt enkel test hvor man stykker opp datamaterialet for å undersøke parametrenes egenskaper. Det er flere måter å gjøre en rullende regresjon på. I denne avhandlingen har vi benyttet oss av metode 1 nedenfor. Vi har gjort dette med to ulike framgangsmåter<sup>2</sup>.

1. Utføre en regresjon på én del av datamaterialet av gangen. Man deler inn datamaterialet i mindre deler med et fast intervall, eksempelvis 25 observasjoner per estimering.
2. Utføre en regresjon hvor man legger til observasjoner for hver estimeringsrunde, der man har et fast startpunkt. Eksempelvis har man data som går fra 1950-2000 og utfører først en estimering for 1950-1960. Man legger så til 10 nye år og estimerer for perioden 1950-1970, dette gjentas til man har estimert for samtlige observasjoner.
3. Nesten likt som overstående, men her er det sluttunktet som er fast. Fortsatt observasjoner fra 1950-2000, men nå tester man først for hele perioden for så å snevre inn testvinduet. En estimering for 1950-2000, etterfulgt av 1960-2000, osv.

---

<sup>2</sup> Etersom vi ønsket å teste hvorvidt enkeltmakrovariabler var konstante, altså uten påvirkning fra en annen makrovariabel, møtte vi på problemer i RATS. RATS tillot ikke en rullende regresjon uten en variabel  $x$  som skulle påvirke  $y$ . Den første framgangsmåten for å takle dette problemet er den enkleste. Man oppretter en nullvariabel,  $x$ , for det samme tidsrommet som makrovariabelen,  $y$ . Vi kjører nå analysen som vanlig etter metoden i punkt 1.

Den andre framgangsmåten er noe mer innviklet og ble foreslått av veileder. Man estimerer en AR(1)-modell i en rullende regresjon (her er  $\Delta y_t$  logaritmisk avkastning):  $\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + u_t$  og henter ut koeffisientene for å opprette:  $E(y) = \frac{\beta_1}{1-\beta_2}$ . Vi estimerer den gjennomsnittlige avkastningen til  $y$ , og beregner standardfeilen til gjennomsnittet:  $SE(\bar{y}) = \frac{\sigma y}{\sqrt{n-1}}$ . Vi multipliserer denne standardfeilen med  $\pm 1,96$  (dette gir et 95 % konfidensintervall). Dette presenteres i en graf der gjennomsnittlig avkastning + de to standardfeilene utgjør en topp og en bunn i konfidensintervallet. I denne grafen er det  $E(y)$  som representerer utviklingen, som er et produkt av AR(1)-modellen vi lagde den rullende regresjonen av. Denne grafen er et visuelt uttrykk av variasjonen over tid. Ved å studere denne vil vi kunne argumentere for hvorvidt den gjennomsnittlige veksten er konstant eller ikke.

## 5.6 Markovskiftende modell

I denne avhandlingen er det en Markovskiftende modell med to regimer som vil stå i fokus. Dette kan knyttes opp mot begrep som bull og bear i aksjemarkedet, optimisme og pessimisme innen psykologisk adferd, og ekspansjon og kontraksjon/resesjon innen konjunkturer. Det er mulig med modeller som inkluderer flere enn to regimer. Vi finner det naturlig å bruke kun to ettersom det er på dette nivået vi har blitt undervist. Det er i tillegg gjort mye forskning som kan knyttes opp mot bruk av to regimer.

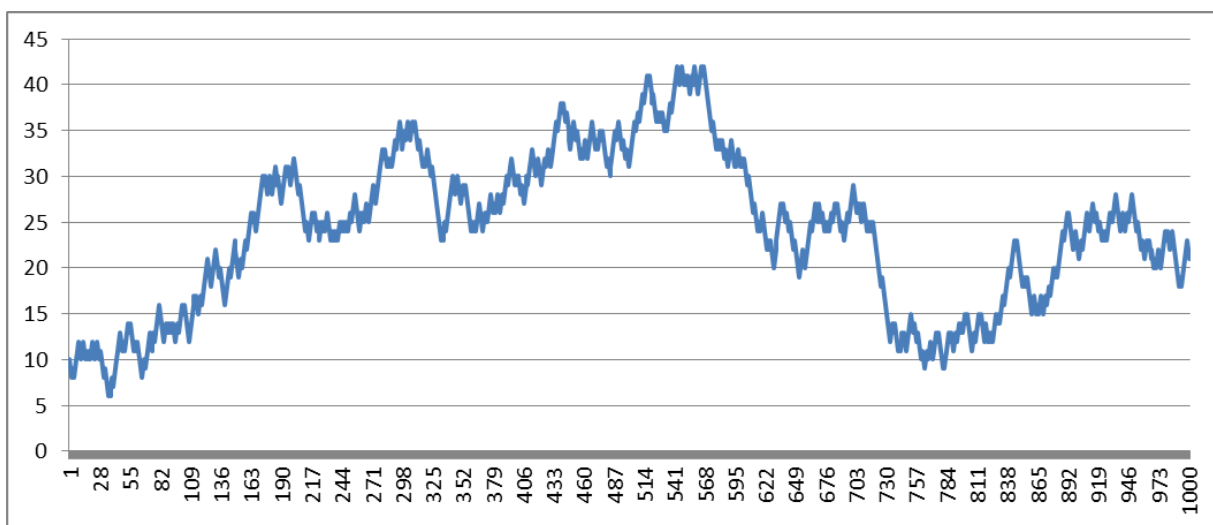
Vi skal videre forklare denne økonometriske metoden. For en enda fyldigere forklaring anbefaler vi Time Series Analysis av James D. Hamilton, som forklarer modellen på et mye dypere nivå enn det vi har mulighet til å gjøre i denne avhandlingen. For å supplere boken til Hamilton har vi benyttet oss av Time series econometrics av Svein Oskar Lauvsnes, som var del av et kompendium vi benyttet i kurset EK340E Econometrics.

Hamilton (1994) vier kapittel 22 til tidsserier med regimer. Han introduserer kapitlet med følgende: «*Many variables undergo episodes in which the behavior of the series seems to change quite dramatically. [...] dramatic breaks will be seen if one follows almost any macroeconomic or financial time series for a sufficiently long period. Such apparent changes in the time series process can result from events such as wars, financial panics, or significant changes in government policies*» (Hamilton, Time Series Analysis, 1994, s. 677). Som det framkommer av sitatet er det flere situasjoner som kan føre til en tydelig endring av regimer. Det vil derfor være naturlig at også økonometriske modeller aksepterer at ikke alle parameterne er konstante, men at det kan eksistere ulike regimer der parameterne kan være konstante for det enkelte regime. Parametrene er altså avhengig av regimet man er i. Vi har tidligere vært innom hvordan ulike sentiment bringer med seg ulik psykologi hos aktører. Eksempelvis kan en lavkonjunktur være preget av stor usikkerhet til framtiden slik at variansen til forventningsverdiene blir stor, altså at spredningen blir høy.

I kapittel 5.1 presenterte vi en random walk-modell. Denne modellen kunne også ha vært illustrert på en enda enklere måte. La  $\Delta y_t = \ln(Y_t) - \ln(Y_{t-1})$ , eksempelvis utviklingen i Oslo Børs-indeksen OSEAX på vekstform. Ved å ta endringen på logaritmeform får vi en stasjonær serie av en i utgangspunktet ikke-stasjonær variabel.

$$(14) \quad \Delta y_t = \mu + \varepsilon_t$$

Her vil  $\mu$  få de egenskaper som vi gjennom vår AR(1)-forklaring tilegnet  $\varphi_0$ . En random walk kan enkelt simuleres i Excel. Dette har vi gjort under for å demonstrere hvordan en fullstendig random walk kan se ut. Det er en fullstendig random walk når det ikke er noen drift, altså er  $\mu = 0$ . Dersom vi i Excel sier at det skal være 50 prosent sjans for oppgang og 50 prosent sjans for nedgang, og gjentar dette for eksempelvis 1000 observasjoner, kan vi presentere akkumuleringen i en graf som gjengitt nedenfor. Visuelt kan grafen enkelt forveksles med hvordan en aksjeindeks utvikler seg over tid.



**Figur 13: Simulert random walk**

I en Markovskiftende modell erstatter vi de konstante parameterne  $\mu$  og  $\varepsilon_t$  med tilstandsavhengige parametre. Vi får følgende:

$$(15) \quad \Delta y_t = \mu(S_t) + v(S_t)$$

Her har vi lagt til  $s_t$  i de tidligere konstante parameterne, som står for regimet/tilstanden. Vi sier at parameterne ikke er konstante, men nå er avhengige av tilstanden til økonomien. Ligning (15) kan visuelt forveksles med en random walk med drift, men den såkalte «stokastiske trenden» er her deterministisk innefor hvert regime. Dersom feilledet kumulerer til en stokastisk trend, slik som i random walk-modellen, vil dynamikken i (15) bli bestemt av størrelsen på  $\mu(S_t)$  relativ til størrelsen på  $v(S_t)$ . På denne måten kan den datagenererende prosessen observeres som lik prosessen vi forklarte i random walk-modellen (Lauvsnes,

2013c, s. 300). Det tilstandsavhengige feilleddet sier man at er  $\sim NID(0, \sigma^2(S_t))$ , feilleddene er normalfordelte og uavhengige med konstant varians innenfor hvert regime og har et gjennomsnitt lik null (Lauvsnes, 2013b, s. 37).

I den følgende diskusjonen skal vi se på hvordan ligning (15) kan knyttes opp mot en VAR- og VECM-modell. Vi formulerer følgende VECM:

$$(16) \quad \begin{bmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{01} \\ \beta_{02} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} (x_{t-1} - \beta_1 y_{t-1}) + \begin{bmatrix} v_{x,t} \\ v_{y,t} \end{bmatrix}$$

Her er  $x_t$  definert som den aggregerte subjektive forventningen dannet på tidspunkt  $t - 1$  til variabel  $y_t$ , altså  $x_t = e_{t-1}(y_t)$  (Lauvsnes, 2013b). En VAR, som senere blir omformulert til en VECM som gjengitt ovenfor, ble satt opp på bakgrunn av antagelsen om at  $y_t = f(x_t)$  samtidig som  $x_t = e_{t-1}(y_t) = f(y_{t-1})$ . «Den siste ligningen betyr at forventningsdannelsen skjer simultant med observasjonen av en ny realisasjon av prisen» (Lauvsnes, 2013b, s. 36). En definisjon av hva de ulike leddene betyr ble gjennomgått i vår presentasjon av VECM. Det er gjennom videreutviklingen av (16) at man forsøker å knytte den opp til (15). Den kan presenteres med følgende sammenheng til VECM:

Vi antar at  $\beta_{02}$  betegner en tilstandsavhengig vekstrate, altså setter vi  $\mu(S_t) = \beta_{02}$ . Det er gjennom den tenkte sammenhengen mellom feilleddet i (15) og VECM at mesteparten av informasjonen inngår. Man setter  $v(S_t)$  i (15) lik  $\alpha_2(x_{t-1} - \beta_1 y_{t-1}) + v_{y,t}$ . Helt til slutt kommer et av hovedpoengene i denne prosessen. Faktisk utvikling i variabelen, forventninger og økonomisk politikk antas å være endogene variabler i et ligningssystem hvor alle påvirker hverandre. Dette er det man omtaler som feedbackeffekter (Lauvsnes, 2013b, s. 37).

I en modelleringsprosess kan vi ikke modellere feilleddet, så i den enkleste formen for Markovskiftende modell som vi bruker, modelleres kun  $\Delta y_t = \mu(S_t)$ . Forklaringen vår av  $v(S_t)$  er kun en tankeprosess og tolkning av informasjonen som inngår i et feilledd i en Markovskiftende modell. Vi har tidligere nevnt at en random walk kan være visuelt lik en regimeskiftende modell. Dersom vi utfører en Dickey-Fuller-test vil den ikke kunne skille mellom den datagenererende prosessen vi ser for oss i en Markovskiftende modell og den datagenererende prosessen i form av en stokastisk trend. Tolkningen av feilleddet som

gjengitt ovenfor er derfor helt sentral i den Markovskiftende modellen som et alternativ til den stokastiske trenden i en random walk-modell.

### 5.6.1 Markovkjede

Et Markovkjede beskriver et system der tilstanden endres over tid. Disse parameterne er ikke helt forutsigbare, men forutsettes å følge en sannsynlighetsfordeling (Lauvsnes, 2013c, s. 294). En matematisk framstilling av et slikt kjede vises under, for grundigere forklaring viser vi til delkapittel 22.2 i Hamilton (1994).

Vi lar  $S_t$  være en tilfeldig variabel som bare kan være et heltall, altså 1, 2, ..., N. Om vi kun har 2 tilstander har  $S_t$  kun to verdier; 1 og 2. La oss anta at sannsynligheten for at  $S_t$  er en tilstand  $j$ , kun er avhengig av fortiden gjennom den siste verdien,  $S_{t-1}$ :

$$(17) \quad P\{S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots\} = P\{S_t = j | S_{t-1} = i\} = p_{ij}$$

Ligning (17) blir av Hamilton beskrevet som et N-tilstands Markovkjede med overgangssannsynlighet  $\{p_{ij}\}_{i,j=1,2,\dots,N}$ . Denne overgangssannsynligheten  $p_{ij}$  gir oss sannsynligheten for at tilstand  $i$  blir etterfulgt av tilstand  $j$ . Vi noterer oss at:

$$(18) \quad p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iN} = 1$$

For et Markovkjede med to tilstander vil overgangsmatrisen se slik ut:

$$(19) \quad P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix}$$

Her er  $p_{11}$  sannsynligheten for at tilstand 1 blir etterfulgt av tilstand 1 i neste periode.  $p_{21}$  er sannsynligheten for at tilstand 2 blir etterfulgt av tilstand 1.  $p_{12}$  er sannsynligheten for at tilstand 1 blir etterfulgt av tilstand 2, og  $p_{22}$  er sannsynligheten for at tilstand 2 blir etterfulgt av nok en tilstand 2. Etersom vi vet at summen alltid skal bli 1 kan vi presentere overgangsmatrisen for et Markovkjede med to tilstander på følgende måte:

$$(20) \quad P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix}$$

Man sier at et Markovkjede med to tilstander er ergodisk, gitt at  $p_{11} < 1$ ,  $p_{22} < 1$  og  $p_{11} + p_{22} > 0$ . Den ergodiske fordelingen kan tolkes som den langsiktige distribusjonen av de to tilstandene. Den betingelsesløse sannsynligheten for at en prosess er i tilstand 1, på en hvilken som helst dato, er gitt ved:

$$(21) \quad \bar{\pi}_1 = P\{S_t = 1\} = \frac{1-p_{22}}{2-p_{11}-p_{22}}$$

Sannsynligheten for tilstand 2 er naturligvis  $1 - \bar{\pi}_1$ , ettersom vi noterte oss i ligning (18) at summen alltid skal bli 1 (Hamilton, 1994, s. 683).

Hamilton (1994, s. 697) bruker en formel for å regne ut gjennomsnittlig varighet til regimene som benytter seg av  $p$ -verdiene.

$$(22) \quad \text{Gjennomsnittlig varighet regime 1: } \frac{1}{1-p_{11}}$$

Utregningen for regime 2 blir naturligvis identisk bare at man bytter ut  $p_{11}$  med  $p_{22}$ .

### 5.6.2 En AR(1)-representasjon av et Markovkjede med to tilstander

Lauvsnes (2013c, ss. 304-305) presenterer et Markovkjede med to tilstander forklart gjennom en AR(1)-modell basert på Hamilton (1994, s. 684). Poenget er at man gjennom denne utledningen kan komme fram til det samme resultatet som vi fikk ovenfor i form av den ergodiske sannsynligheten,  $\bar{\pi}_1$ . Vi skal ikke gå gjennom hvert ledd av utledningen, se de to overnevnte kildene dersom dette er av interesse for leser.

Vi lar  $\xi_{i,t}$  være en tilfeldig variabel som tar på seg to verdier, enten 1 eller 0. Her vil  $i = 1$  være tilstand 1 og  $i = 2$  være tilstand 2. I tilstand 1 vil altså  $\xi_{1,t} = 1$  og i tilstand 2  $\xi_{2,t} = 0 = 1 - \xi_{1,t} = 1 - 1$ . Dette kan presenteres på matriseform:

$$(23) \quad \begin{bmatrix} \xi_{1,t} \\ 1 - \xi_{1,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_{1,t-1} \\ 1 - \xi_{1,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{bmatrix}$$

Gjennom omskriving får man følgende presentasjon av den øverste raden:

$$(24) \quad \xi_{1,t} = (1 - p_{22}) + (p_{11} - 1 + p_{22})\xi_{1,t-1} + v_{1,t}$$

Det er ligning (24) som representerer en AR(1)-modell. Her er konstantleddet  $(1 - p_{22})$  og AR(1)-koeffisienten er gitt av  $(p_{11} - 1 + p_{22})$ . Dersom vi erstatter uttrykkene for konstantleddet og koeffisienten med  $\varphi$  sitter vi igjen med følgende:

$$(25) \quad \xi_{1,t} = \varphi_0 + \varphi_1 \xi_{1,t-1} + v_{1,t}$$

Grunnen til at denne representasjonen av tilstandene er nyttig er at den viser tilstandenes persistens, altså sannsynligheten for at vi blir i en tilstand. Vi ser at dersom  $p_{11} + p_{22} > 1$  så er  $\varphi_1 > 0$  og det er mer sannsynlig at man blir i tilstand 1 enn at man går over til tilstand 2.

Man kan utlede de ergodiske sannsynlighetene for tilstandene. I en «steady state» er  $\xi_{1,t} = \xi_{1,t-1} = E(\xi_1) = \bar{\pi}_1$ . Ut fra dette kan man formulere følgende:

$$(26) \quad (\xi_1) = \frac{(1-p_{22})}{(2-p_{11}-p_{22})}$$

Vi ser at den overstående ligningen sier det samme som vi kom fram til i ligning (21).

## 5.7 *Datainnsamling*

I dette delkapittelet vil vi gjennomgå datainnsamlingen. I metodelitteraturen skilles det mellom primærdata og sekundærdata. Primærdata representerer datamateriale som er samlet inn av forskeren selv. Dette kan blant annet være data fra spørreskjema eller intervju. Med sekundærdata mener vi på den andre siden data som allerede er samlet inn av andre, og gjerne er lagret i databaser (Easterby-Smith, Thorpe, & Jackson, 2012, s. 12). Alle våre data kan klassifiseres som sekundærdata. Vi har hentet vårt datamateriale fra Thomson Reuters, norsk Statistisk Sentralbyrå og gjennom Oslo Børs' hjemmesider. Kildene våre for datainnsamlingen har gitt oss oppdatert informasjon om samtlige tidsserier. Hvilke data som er hentet fra de forskjellige kildene kommer vi nærmere tilbake til i kapittel 5.7.1.

Populasjonen kan tolkes som alle observasjonene for de variablene vi skal undersøke. Utvalget vårt er både månedlige og kvartalsvise observasjoner. For noen variabler starter tidsseriene på 50-tallet, mens for andre starter de på 60-, 70-, 80- og 90-tallet.



### 5.7.1 Vårt datamateriale

Alt datamateriale vi innhentet er reelle og sesongjusterte tall. Bakgrunnen for disse seleksjonskriteriene er todelt. For det første så vi at mye tidligere forskning på området benyttet seg av reelle data. For det andre fant vi ut at bruk av nominelle ikke-justerte data gav resultater som ikke var sammenlignbare med tidligere forskning. Valget av variabler var en kombinasjon av hva som er brukt i tidligere forskning og hva vi mener vil være interessant å legge til grunn for undersøkelsen. Vi har gjennomgått en del forskning med Markovskiftende modeller gjort ved bruk av BNP og arbeidsledighet. Både privat konsum og industriproduksjon har vi funnet noe mindre forskning på, og vi ønsket også å inkludere disse variablene. Vi ønsket å benytte tidsserier fra aksjeindekser for å studere hvordan regimene fordeler seg i finansielle variabler. Datamaterialet er ikke bearbeidet, tidsseriene er benyttet slik de var tilgjengelig fra de ulike kildene. Det eneste unntaket er tidsserien med OSEAX hvor vi hentet ut sluttnoteringer fra en tidsserie med daglige noteringer.

#### USA

Det var for den amerikanske økonomien vi fant de lengste tidsseriene for alle variablene. Vi hentet samtlige av dataseriene fra Thomson Reuters. For undersøkelsen av konjunktursvingninger i den amerikanske økonomien benyttet vi data fra brutto nasjonalprodukt, industriproduksjon og privat konsum. I tillegg brukte vi data fra den amerikanske aksjeindeksen Standard and Poor's 500, ettersom den av mange anses å være en god representasjon av det amerikanske aksjemarkedet. For BNP og privat konsum er observasjonene kvartalsvise, fra første kvartal 1950 til siste kvartal 2013. Dette utgjør 256 observasjoner. For industriproduksjon og S&P 500 er observasjonene månedlige, fra slutten av januar 1950 til slutten av desember 2013. Dette utgjør 768 observasjoner.

#### Tyskland

Alle dataseriene for Tyskland ble også hentet fra Thomson Reuters. For den tyske økonomien startet ikke tidsserien for alle variablene samme år. BNP og privat konsum er kvartalsvise observasjoner, fra første kvartal 1991 til tredje kvartal 2013. Dette utgjør 91 observasjoner. Data for industriproduksjon fant vi fra midten av januar 1991 til midten av desember 2013, som utgjør 276 observasjoner. De korte tidsseriene antar vi har sammenheng med at Tyskland ble forent først på 90-tallet. Mye tidligere forskning på tysk økonomi har benyttet seg av aksjeindeksen DAX (som inneholder 30 store tyske selskaper). Vi valgte derimot å bruke

CDAX, som inneholder alle tyske selskaper notert på Frankfurt-børsen, ettersom denne indeksen inneholder mer informasjon. Datamaterialet for CDAX er månedlige sluttnoteringer fra januar 1970 til desember 2013. Dette utgjør 528 observasjoner. Ettersom vi for den tyske økonomien kun hadde én variabel med tidsserier før 90-tallet, ønsket vi å inkludere arbeidsledighet. For denne variabelen fant vi observasjoner fra midten av januar 1969 til midten av desember 2013. Dette utgjør 540 observasjoner.

### Japan

I likhet med data for amerikansk og tysk økonomi ble all data for japansk økonomi hentet fra Thomson Reuters. BNP og privat konsum består av kvartalsvise observasjoner, fra første kvartal 1994 til tredje kvartal 2013, altså 79 observasjoner for hver variabel. Tidsserien for industriproduksjon består av 732 månedlige observasjoner fra midten av januar 1953 til midten av desember 2013. Vi valgte å la den japanske indeksen TOPIX representere det japanske aksjemarkedet. Dette fordi denne indeksen inneholder mer informasjon enn for eksempel Nikkei 225 som eventuelt ville vært aktuell. TOPIX er en kapitalvektet indeks som inkluderer alle selskaper (omtrent 1700) listet i førsteseksjonen til Tokyo Stock Exchange (Tokyo Stock Exchange, 2013). Datasettet til TOPIX består av 708 sluttnoteringer fra januar 1955 til desember 2013. Vi valgte ikke å inkludere arbeidsledighet for Japan. Dette fordi vi hadde tilgang på data for den japanske indeksen og industriproduksjon såpass langt tilbake.

### Norge

Av datamaterialet for norsk økonomi er BNP, industriproduksjon og privat konsum hentet fra Statistisk Sentralbyrå. Samtlige er 144 kvartalsvise observasjoner fra første kvartal 1978 til fjerde kvartal 2013. Gjennom korrespondanse med Oslo Børs fikk vi vite at de ikke hadde historikk for indekser lenger tilbake enn til 1983. Fra og med 1. september 2001 endret Oslo Børs de offisielle indeksene fra Totalindeksen og SMB-indeksen, til Hovedindeksen, Fondsindeksen, All-share-indeksen og Small Cap-indeksen. Fra denne datoen er altså verdiene i den lenkede indeksen AXLT lik verdiene i OSEAX. Lenkede indekser (herunder AXLT) har som formål å vise historikk lenger tilbake i tid enn dagens indekser kan (Oslo Børs, 2013). Vi fikk beskjed om at i stedet for data for OSEAX kunne vi benytte oss av historikk på den lenkede indeksen AXLT, se vedlegg I. Indeksen inneholder 372 månedlige sluttnoteringer fra januar 1983 til desember 2013. Vi valgte også å inkludere arbeidsledighet for Norge ettersom vi ønsket å kombinere denne variabelen med aksjeindeksen i en

Markovskiftende VAR-modell. Utvalget vårt for arbeidsledighet var 504 månedlige observasjoner fra midten av januar 1978 til midten av desember 2013.

## **5.8 Reliabilitet og validitet**

Det er viktig å sørge for at datamaterialet som ligger til grunn for forskningsprosjektet både er pålitelig og representerer fenomenet som skal undersøkes på en tilfredsstillende måte. Vi skiller mellom reliabilitet og validitet i vurderingen av datamaterialets kvalitet.

### **5.8.1 Reliabilitet (pålitelighet)**

Innen forskning handler reliabilitet om undersøkelsens pålitelighet. For at forskningsresultatene skal være pålitelige må undersøkelsens data innhentes, bearbeides og benyttes på korrekt vis. Høy reliabilitet kan innebære at forskeren kommer fram til samme resultat ved å gjøre den samme undersøkelsen på flere tidspunkt (test-retest-reliabilitet), eller at flere forskere undersøker samme fenomen og kommer fram til samme konklusjon (inter-rater-reliabilitet) (Johannessen, Kristoffersen, & Tufte, 2005).

Datamaterialet til bruk i dette arbeidet er hentet fra Thomson Reuters – Datastream, Statistisk Sentralbyrå og Oslo Børs. Bruk av databaser som dette er vanlig for denne typen undersøkelser. Uavhengig av hvem som henter informasjon fra slike kilder vil måten dette gjøres på være den samme. Det kan i større grad stilles spørsmål til reliabiliteten angående bearbeiding og analyse av dataene, ettersom det her er flere vurderinger og avveininger å gjøre. Blant annet kan det være forskjellige subjektive formeninger om hvordan datamaterialets inndeling skal se ut. Med ønske om høyest mulig reliabilitet gjør vi våre tolkninger basert på de Markovskiftende modellene som inkluderer all tilgjengelig data. Et annet poeng er hvordan man definerer variablene sine. For eksempel om man benytter seg av logaritmisk avkastning eller ikke. Dette vil utgjøre en viss forskjell på sluttresultatet. Vi mener vi har holdt oss innenfor det som kan forventes for at en økonometrisk undersøkelse som denne innehar tilfredsstillende reliabilitet.

### **5.8.2 Validitet (gyldighet)**

Datamaterialet er ikke selve virkeligheten, kun en antatt representasjon av den. Validitet dreier seg om hvor godt data representerer fenomenet som undersøkes, og har til hensikt å forklare i hvilken grad vi klarer å måle det vi ønsker. Det skilles mellom forskjellige typer

validitet; begrepsvaliditet, intern validitet og ekstern validitet. Innen forskning er validitet ment som et kvalitetskrav som kan være tilnærmet oppfylt, framfor å ha en absolutt eksistens (Johannessen, Kristoffersen, & Tufte, 2005).

### Intern validitet

Intern validitet dreier seg om å utelukke alternative forklaringer, og spør om vi har fått tak i det vi ønsket med undersøkelsen. Det handler om hvor langt på vei resultatene er gyldige for utvalget og fenomenet som undersøkes, og de kausale sammenhengene man har funnet. Sagt på en annen måte er det snakk om hvorvidt det er samsvar mellom forskernes observasjoner og utviklingen av den teoretiske ideen. I en VECM-undersøkelse snakker man om kausale sammenhenger, sammenhenger som ofte er vanskelig å påvise. En variabel vi finner til å være eksogen kan i realiteten være endogen, der en tredje utenforliggende variabel er den faktiske eksogene variabelen. En undersøkelse som tar utgangspunkt i aksjeindekser og kun enkelte makrovariabler kan ha vanskelig for å påvise sterk intern validitet. Utenforliggende faktorer kan ha høy forklaringsgrad, og vi er derfor oppmerksomme på at vi ikke kan garantere for at sammenhenger vi finner er kausale. Vi ønsker heller å kunne forsvare troen på de sammenhengene vi mener eksisterer, som vil gjøre det vanskelig å forkaste hypotesen om at det finnes kausale sammenhenger.

### Ekstern validitet (overførbarhet)

Ekstern validitet handler om i hvilken grad mønstrene man observerer i undersøkelsen kan generaliseres til også å gjelde i andre kontekster og sammenhenger. Som det kommer fram av Johannessen, Kristoffersen og Tufte (2005, s. 229): «*All forskning har til hensikt å kunne trekke slutninger utover de umiddelbare opplysningene som samles inn*». Det er ønskelig at slutningene vi trekker på bakgrunn av utvalget vårt, også vil gjelde for andre situasjoner. Sannsynligheten for sterk ekstern validitet øker i takt med størrelsen på utvalget. Vi har derfor prøvd å være selektiv i utvelgelsen av våre variabler, og forsøkt å få med variabler der datamaterialet strekker seg relativt langt tilbake i tid, med månedlige og kvartalsvise noteringer. Vi mener dette vil gjøre det lettere å overføre konklusjonen fra undersøkelsen til andre situasjoner. Riktignok består noen av variablene vi har inkludert av ikke fullt så mange observasjoner som ønskelig, og vi er her oppmerksomme på den økte sannsynligheten for at våre slutninger kunne sett annerledes ut ved et bredere utvalg.

## 6 Dataanalyse og resultater

### 6.1 Introduksjon

I dette kapittelet vil vi presentere våre resultater og tolkninger. Vi ønsker som tidligere nevnt å studere fordelingen av økonomiske sentiment i aksjemarkedet og ulike økonomiske variabler for våre utvalgte land ved bruk av Markovskiftende modeller. Vi ønsker også å sammenligne variablene opp mot hverandre, og finne ut om undersøkelsen vår indikerer at det eksisterer fellestrekk mellom variablene. I tillegg vil vi for noen utvalgte variabler gjøre MSVAR- og VECM-undersøkelser.

For hver variabel har vi gjennomført undersøkelser der hele datamaterialet er benyttet. Vi ønsket i tillegg å dele inn datamaterialet slik at vi kunne studere eventuelle store endringer i variablene over tid, endringer som kan skyldes blant annet endring av politiske regimer, finanskriser og militær uro for de enkelte landene. Vi mener likevel det er for analysen med hele datamaterialet at de mest pålitelige resultatene framkommer, ettersom disse inneholder flest observasjoner. Vi mener dermed dette gir det beste grunnlaget for tolkninger, og gjør tolkningene i hovedsak ut fra disse resultatene. Samtidig mener vi at de inndelte periodene kan gi en pekepinn på endringer over tid i den enkelte variabel.

Datamaterialet for den amerikanske økonomien ble delt i tre deler. Den tredelte inndelingen håper vi vil fange opp veksten i etterkrigstiden, den økonomiske uroen på 70- og 80-tallet og utviklingen i de moderne finansmarkedene fra 90-tallet og utover. Vi velger å avslutte den første perioden i slutten av 1968, fordi vi ikke ønsker at neste periode skal begynne under resesjonen fra 1969 til 1970 (NBER, 2013). Vi er oppmerksomme på at enkelthendelser kan få relativt større innflytelse på estimatene jo mindre utvalgsstørrelsen er.

For den tyske aksjeindeksen deler vi materialet i to perioder på ca. 20 år. For de øvrige tyske variablene har vi kun data tilgjengelig tilbake til 90-tallet, og vi velger ikke å dele dette videre opp. For OSEAX fant vi data tilbake til 80-tallet, og utførte to regresjoner. Den ene for hele datamaterialet og den andre for 90-tallet og utover. De øvrige norske variablene deles fra 1990 til 2013. For Japan hadde vi tilgang på data tilbake til 50-tallet for aksjeindeksen og industriproduksjon. Dette velger vi å dele inn med lignende intervaller som de amerikanske variablene. Data for japansk BNP og privat konsum fant vi kun fra 1994.

For hver variabel presenterer vi en tabell som viser output fra de Markovskiftende modelleringene<sup>3</sup> vi har gjort. Modellen vi estimerer er  $\Delta y_t = \mu(S_t) + v(S_t)$ , hvor feilleddets egenskaper er beskrevet i metodekapittelet. Vi benytter oss av logaritmisk avkastning på variablene:

$\log\left(\frac{\&P\ 500_t}{\&P\ 500_{t-1}}\right) = \Delta y_t \approx \textit{prosentvis avkastning}$ . I tabellene representerer  $\pi_i$  de ergodiske sannsynlighetene for at økonomien befinner seg i regime 1 eller regime 2.  $\mu_i$  angir gjennomsnittlig vekst i regime 1 og regime 2, og vi velger også å inkludere variasjonsbredden for å gi et bilde av hvor mye den gjennomsnittlige veksten endres mellom regimene.  $\sigma_i^2$  viser variansen i regime 1 og regime 2, og jamfør tidligere diskusjon om konvensjonelle forventninger og ulike sentiment forventer vi høyest varians i kontraksjonsfaser grunnet økt spredning av subjektive forventningsverdier. Vi omtaler derfor regime 2 som høyvariansregimet.  $\rho_{ij}$  viser overgangssannsynlighetene, og vi inkluderer i tillegg  $\rho_{11} + \rho_{22} - 1$  i tabellen. Når  $\rho_{11} + \rho_{22} - 1 > 0$  er det størst sannsynlighet for å bli værende i nåværende regime, altså har vi persistente tilstander. Modellene har viser verdi  $> 0$  for alle våre undersøkelser der hele datamaterialet er benyttet. Til slutt tar vi også med modellenes anslag av gjennomsnittlig varighet av de forskjellige regimene. Vi velger kun å presentere varigheten for analysen der all data er inkludert, jamfør argumentasjon om undersøkelsens pålitelighet. Diskusjon og kommentarer om de rullende regresjonene har vi valgt å ta i et eget delkapittel. En komplett oversikt over alle de rullende regresjonene kan finnes i vedlegg II.

Kapittelet er strukturert slik at rekkefølgen på resultatene presenteres etter land. Vi begynner med å si litt om hvilke resultater vi forventer å finne for hvert land, før vi presenterer de viktigste funnene. Deretter gjennomgår vi resultatene modellene har viser. Videre tolker vi resultatene på slutten av hvert delkapittel. Etter dette ser vi på hvilke fellestrekk vi finner i fordelingen av økonomiske sentiment mellom forskjellige land. I kapittel 6.3 til 6.6 vil vi forsøke å svare på arbeidshypotese 1 som nevnt i innledningen. Dette blir gjort i sluttkommentarene for hvert enkelt land. Arbeidshypotese 2 vil vi forsøke å svare på i kapittel 6.7.

---

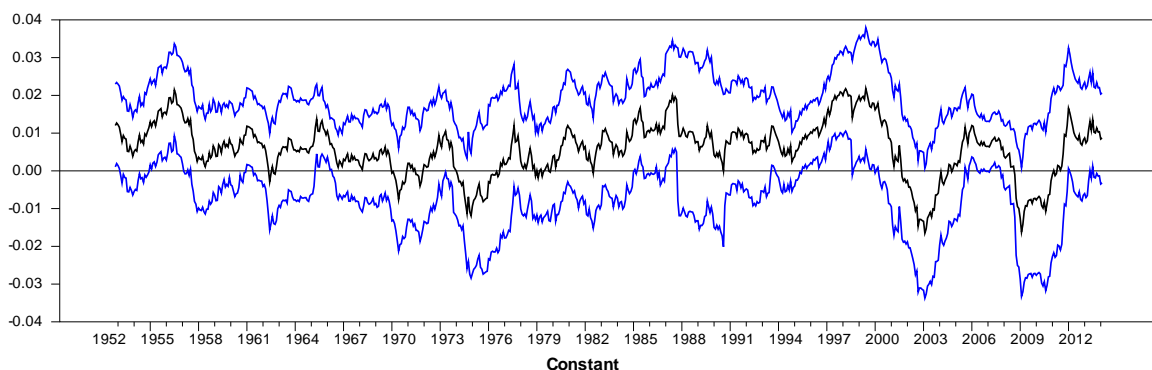
<sup>3</sup> Våre Markovskiftende modeller er estimert ved bruk av programvaren RATS. Vi har benyttet oss av prosedyren som er beskrevet som MSVARSETUP. Innstillingene våre tilsa at skift skulle skje ved C (hele koeffisientmatrisen skifter) og H (variansen er regimeavhengig). Valget av denne typen skift ble gjort på bakgrunn av hva vi lærte i kurset EK340E Econometrics, og hva vi mener egner seg for denne undersøkelsen. Skriptet som er benyttet er EM-algoritmen (Expectation-Maximization) til ESTIMA, utviklet av Tom Doan. For mer informasjon om de ulike skriptene og programvaren viser vi til deres hjemmeside <http://www.estima.com>.

## 6.2 Rullende regresjoner

Det første steget i vår analyse er å studere hvorvidt parametrene er konstante eller ikke. Vi nevnte i kapittel 5.6 at den enkleste formen for Markovskiftende modell vi bruker fokuserer på  $\mu$ . Det vil derfor være hensiktsmessig å studere den gjennomsnittlige vekstens egenskaper gjennom rullende regresjoner. Vi benytter oss av metode 1 i kapittel 5.5 om rullende regresjoner, og vi lager et konfidensintervall for det konstante gjennomsnittet. Et testvindu med få observasjoner vil tilsi at regresjonene blir utført på et lite datagrunnlag, dette gir etter vår mening en svekket gyldighet. Siden vi har noen tidsserier som ikke starter før 90-tallet (kvartalsdata), kan vi ikke bruke vinduer med like mange observasjoner som for resten av variablene. Vi anser 20 observasjoner som et passende vindu. For de resterende variablene velger vi å bruke et observasjonsvindu på 35. De ulike observasjonsvindue er spesifisert for de ulike variablene i vedlegg II.

Vi har valgt å diskutere resultatene for de rullende regresjonene her i stedet for å kommentere dette i delkapitlene for alle 18 variabler. Samtlige rullende regresjoner og konfidensintervall er tilgjengelig i vedlegg II, og vi vil i den påfølgende diskusjonen gi eksempler på hvordan vi tolker disse resultatene. Vi har valgt å kommentere to variabler; S&P 500 og tysk privat konsum. Vi skal se på både de rullende regresjonene og konfidensintervallet for det konstante gjennomsnittet. I likhet med de Markovskiftende modellene er også her veksten på logaritmisk form.

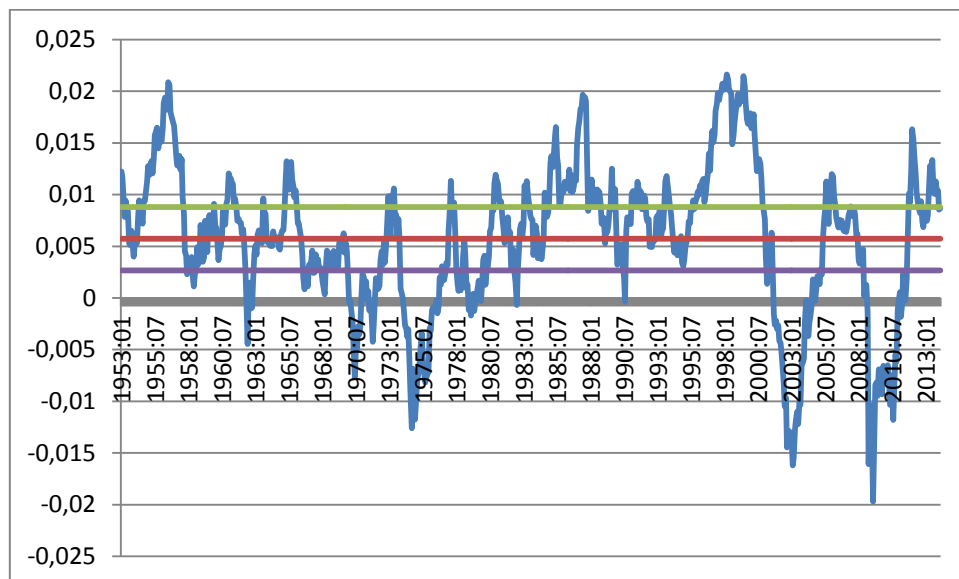
Av figur 14 ser vi hvordan den gjennomsnittlige veksten i S&P 500 beveger seg over tid. S&P 500 er månedlige noteringer fra 1950 til 2013, og den rullende regresjonen er derfor laget med et testvindu på 35 observasjoner. For at vi skal kunne argumentere for at denne parameteren er konstant ville det være naturlig at den beveget seg nokså likt gjennom hele perioden.



**Figur 14: Rullende regresjon for S&P 500, testvindu på 35 observasjoner**

I dette tilfellet ser vi tydelig hvordan den gjennomsnittlige veksten veksler mellom positive og negative trender. Veksten øker fra midten av 90-tallet til slutten av 90-tallet, mens den mellom starten av årtusenskiftet og fram til midten av 2000-tallet viser en tydelig negativ trend, med en større spredning i verdiene. På bakgrunn av våre vurderinger demonstrerer derfor den gjennomsnittlige veksten i S&P 500 gjennom vår rullende regresjon en ikke-konstant variabel.

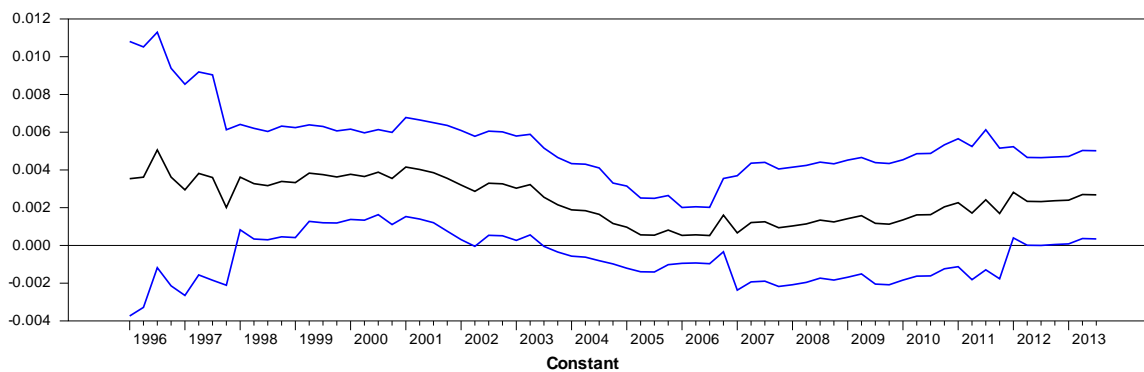
I figur 15 er konfidensintervallet til det konstante gjennomsnittet for S&P 500 presentert. Vi ser her at det er tydelige trender i utviklingen, så vel som at et betydelig antall observasjoner er utenfor konfidensintervallet. Dette er med på å forsterke våre argument om at S&P har en ikke-konstant gjennomsnittlig vekst.



**Figur 15: Konfidensintervall S&P 500, testvindu 35 observasjoner**

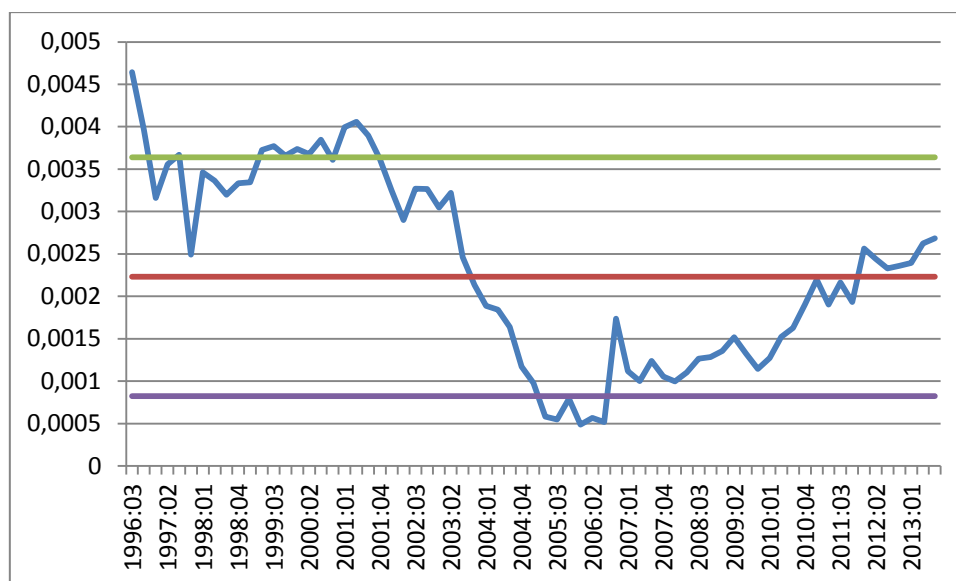
Figur 16 viser den rullende regresjonen for tysk privat konsum, med et testvindu på 20 observasjoner. Tysk privat konsum består av kvartalsvise observasjoner fra 1991 til 2013. Den viser kun minimale oppganger og nedganger i det private konsumet. Den rullende regresjonen gir dermed indikasjoner på at den gjennomsnittlige veksten kan være konstant.





**Figur 16: Rullende regresjon for tysk privat konsum, testvindu på 20 observasjoner**

På bakgrunn av overstående er det derfor av interesse å studere konfidensintervallet til det konstante gjennomsnittet for tysk privat konsum. Dette avslører tydelige trender i utviklingen. Selv om vi ikke har veldig mange observasjoner utenfor konfidensintervallet kan vi argumentere for at de tydelige trendene tyder på en ikke-konstant gjennomsnittlig vekst.



**Figur 17: Konfidensintervall for tysk privat konsum, testvindu på 20 observasjoner**

Vi ser trender i utviklingen i gjennomsnittlig vekst for alle resterende variabler. Flere av konfidensintervallfigurene viser mange observasjoner utenfor konfidensintervallet. Variasjonen i utviklingen ser forskjellig ut fra variabel til variabel, men ut fra våre vurderinger viser ingen av dem konstant gjennomsnittlig vekst. Generelt viser den rullende regresjonen for alle variablene tydelige endringer i den gjennomsnittlige veksten i tiden rundt finanskrisen, og forsterker dermed vår oppfatning om de ikke-konstante egenskapene.

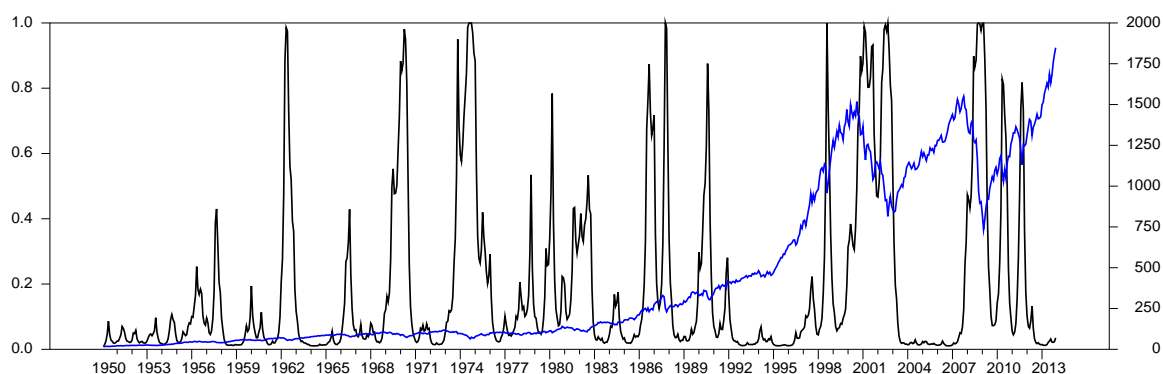
## 6.3 USA

For den amerikanske økonomien hadde vi på forhånd mulighet til å studere historiske resesjoner gjennom klassifiseringene til NBER. Dette gjør at vi kan danne oss et bilde av utviklingen i amerikansk økonomi. Vi forventer at en stor andel av disse resesjonene vil bli registrert av våre Markovskiftende modeller. Videre forventer vi at modellene vil vise høy gjennomsnittlig vekst gjennom 50- og 60-tallet (omtalt som The Golden Age of Capitalism (Glyn, Hughes, Lipietz, & Singh, 1990)), da vi på forhånd er klar over at etterkrigstiden var preget av høy økonomisk vekst. Den samme perioden var også preget av en mindre finansøkonomi i forhold til realøkonomi sammenlignet med i dag. Finansøkonomien var på den tiden også i større grad regulert (Lauvsnes, 2013b, s. 38). 70- til 80-tallet var preget av mye økonomisk uro, blant annet oljesjokk. Vi forventer dette vil gi utslag i resultatene, spesielt i variansen. Dette fordi vi går inn i undersøkelsen med forforståelse om at kontraksjonsfaser er preget av stor usikkerhet til framtiden. I tabell 2 presenterer vi hovedfunnene i form av de ergodiske sannsynlighetsfordelingene.

S&P 500	BNP	Industriproduksjon	Privat konsum
81:19	79:21	76:24	85:15

Tabell 2: Hovedfunn for amerikansk økonomi

### 6.3.1 S&P 500



Figur 18: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i S&P 500

Ettersom vi i kapittel 6.2 kunne argumentere for at variabelen ikke er konstant kan vi modellere en Markovskiftende modell som kan skille mellom ekspansjons- og kontraksjonsregimer i S&P 500. Figur 18 viser sannsynligheten for kontraksjoner i følge den Markovskiftende modellen, presentert sammen med utviklingen i S&P 500 ved bruk av hele

datamaterialet. Av figuren kan vi se tydelige oppganger og nedganger. Først og fremst ser vi disse rundt dot com-krisen og finanskrisen, som også gir tydelige utslag for kontraksjoner.

Frekvens Observasjoner	1950:02 – 2013:12	1950:02 – 1968:12	1969:01 – 1989:12	1990:01 – 2013:12
	Måned 767	Måned 227	Måned 252	Måned 288
$\bar{\pi}_1$	<b>0,810</b>	<b>0,567</b>	<b>0,938</b>	<b>0,512</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,190</b>	<b>0,433</b>	<b>0,062</b>	<b>0,488</b>
$\mu_1$	0,0108	0,0203	0,0075	0,0105
$\mu_2$	-0,0137	-0,0082	-0,0349	0,0020
VB	0,0245	0,0285	0,0424	0,0085
$\sigma_1^2$	0,00111	0,00069	0,00161	0,00528
$\sigma_2^2$	0,00408	0,00136	0,00909	0,00288
$p_{11}$	0,960	0,635	0,977	0,979
$p_{22}$	0,829	0,523	0,655	0,978
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,789	0,158	0,632	0,957
Varighet R1	25 mnd.			
Varighet R2	6 mnd.			

**Tabell 3: Den Markovskiftende modellens resultater for S&P 500**

For 1950 til 2013 viser modellen positiv vekst i regime 1 og negativ vekst i regime 2.

Tilhørende varians er i stor grad som forventet, med en betydelig lavere varians i ekspansjonsfasene enn i kontraksjonsfasene. Dette er i tråd med tidligere forklarte teorier om forventningsverdier i ulike sentiment, jamfør diskusjonen om forventningsverdier på side 18.

Vi kan uttrykke modellen for S&P 500 på følgende måte:

$$S_t = 1: \Delta S\&P\ 500 = 0,0108 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00111} = 0,03332$$

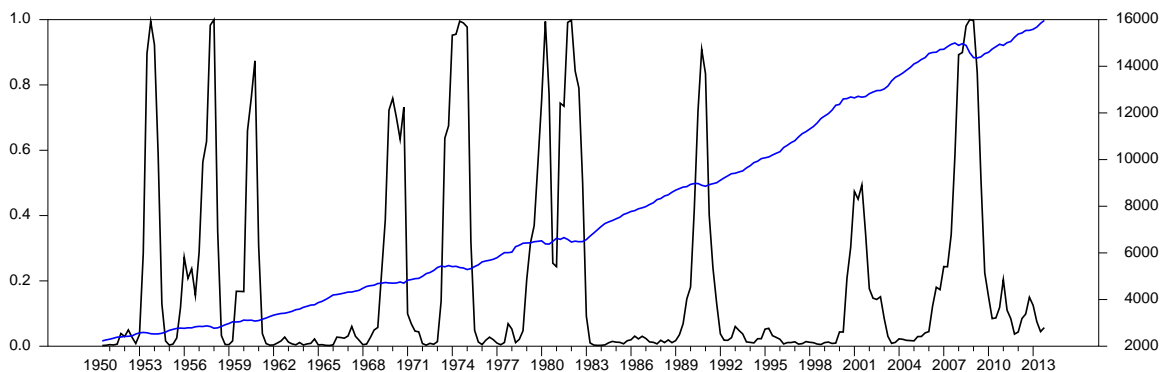
$$S_t = 2: \Delta S\&P\ 500 = -0,0137 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00408} = 0,06388$$

Av formelen for regimers gjennomsnittlige varighet (som benyttet i Hamilton (1994, s. 697)) ser vi at ekspansjoner i den amerikanske indeksen i gjennomsnitt varer 25 måneder mens kontraksjoner varer 6 måneder. Den ergodiske sannsynlighetsfordelingen på 81 prosent for oppgang og 19 prosent for nedgang er i samsvar med tidligere konjunkturforskning på det amerikanske markedet, se eksempelvis Chauvet og Hamilton (2005). Vi merker oss at denne fordelingen endres betydelig ved å dele datamaterialet i kortere perioder.

Jamfør innledende diskusjon om inndelingen av datamaterialet er det ikke overraskende at «The Golden Age of Capitalism» er preget av svært høy vekst i ekspansjonsfasen, med forholdsvis lav varians. Kontraksjonsfasen viser negativ vekst, men også her ser vi en mye lavere varians enn for resten av periodene. Vi merker oss at de ergodiske sannsynlighetene her ligger nært hverandre.

Vi observerer den største variasjonsbredden for S&P 500 i perioden fra 70- til 90-tallet. Her finner vi den lavest observerte verdien av  $\mu_1$  og den mest negative verdien av  $\mu_2$ . Den høye variansen for denne perioden må ses i sammenheng med periodiseringen. Enkelthendelser som aksjefallet i 1987 får større innflytelse på resultatene. Vi merker oss at i perioden fra og med 90-tallet har modellen definert  $\mu_2$  som lav positiv vekst. Selv om  $\mu_2$  her er vesentlig lavere enn  $\mu_1$ , synes vi det er noe overraskende at  $\mu_2$  ikke er negativ ettersom denne perioden inneholder flere realøkonomiske og finansielle kriser. Dette er naturligvis en funksjon av vår periodisering, men med forhåndskunnskap om resesjonen i 1991, den asiatiske finanskrisen, dot com-boblen tidlig 2000-tallet og ikke minst finanskrisen på slutten av 2000-tallet hadde vi forventet en negativ  $\mu_2$  for denne perioden.

### 6.3.2 BNP



**Figur 19: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i amerikansk BNP**

I figur 19 vises utviklingen i amerikansk BNP sammen med marginal smoothed probabilities<sup>4</sup> (heretter kalt MSP) for kontraksjonsfasene fra vår Markovskiftende modell. Denne modellen ser ut til å slå ut på resesjoner klassifisert av NBER. En sammenligning av vår modell og klassifiseringene til NBER blir gjort i kapittel 6.3.5.

Frekvens Observasjoner	1950:03 – 2013:04	1950:03 – 1968:04	1969:01 – 1989:04	1990:01 – 2013:04
	Kvartal 254	Kvartal 74	Kvartal 84	Kvartal 96
$\bar{\pi}_1$	<b>0,794</b>	<b>0,762</b>	<b>0,681</b>	<b>0,887</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,206</b>	<b>0,238</b>	<b>0,319</b>	<b>0,113</b>
$\mu_1$	0,0104	0,0138	0,0118	0,0075
$\mu_2$	-0,0018	-0,0087	-0,0012	-0,0046
VB	0,0122	0,0225	0,0130	0,0121
$\sigma_1^2$	0,00005	0,00007	0,00006	0,00002
$\sigma_2^2$	0,00009	0,00012	0,00008	0,00006
$p_{11}$	0,939	0,913	0,912	0,967
$p_{22}$	0,765	0,722	0,812	0,740
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,704	0,635	0,724	0,707
Varighet R1	16 kvartal			
Varighet R2	4 kvartal			

**Tabell 4: Den Markovskiftende modellens resultater for amerikansk BNP**

Veksten i regime 1 og regime 2 er henholdsvis 1,04 prosent og -0,18 prosent for perioden 1950 til 2013. Regimet med negativ vekst gir den høyeste variansen. Modellen for amerikansk BNP kan presenteres slik:

$$S_t = 1: \Delta BNP = 0,0104 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00005} = 0,00707$$

$$S_t = 2: \Delta BNP = -0,0018 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00009} = 0,00949$$

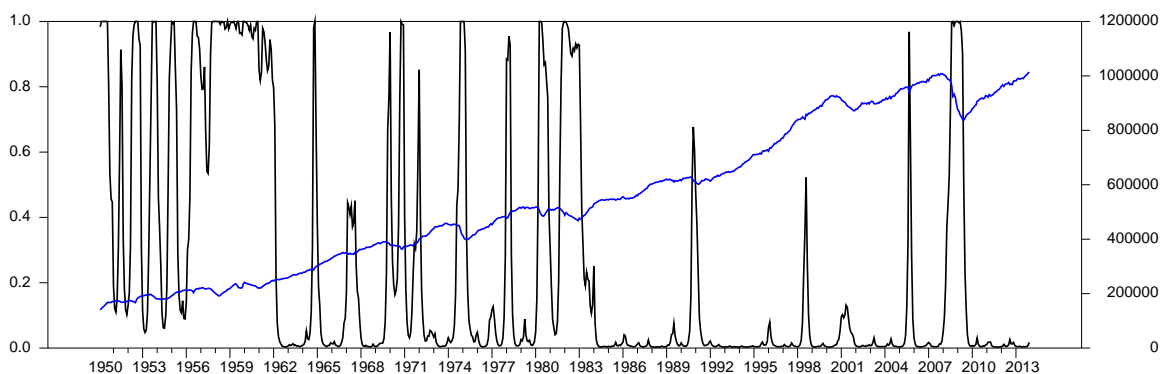
Resultatene våre for amerikansk BNP har i stor grad vist seg å være i overensstemmelse med tidligere forskning. Det er spesielt for undersøkelsene som inneholder mange observasjoner at våre resultater ligger nært resultatene fra annen forskning. Blant annet fant Chauvet og

<sup>4</sup> Når vi snakker om marginal smoothed probabilities for kontraksjoner mener vi den Markovskiftende modellens marginale utjevnedde sannsynligheter for kontraksjonsfaser. Det er disse som framstilles i figurene som utslag med sannsynligheter mellom 0 og 1 langs den venstre vertikale akselen.

Hamilton (2005) ergodiske sannsynligheter i amerikansk BNP til å være  $\pi_1 = 0,765$  og  $\pi_2 = 0,235$  for perioden 1947-2004. NBER sine klassifiseringer tilsvarer en fordeling på omtrent 80:20. Disse fordelingene ligger nær vår ergodiske sannsynlighetsfordeling på 0,79:0,21. Hamilton (1989) fant for amerikansk reell GNP de ergodiske sannsynlighetene for 1952 til 1984 å være 0,72 og 0,28. Vi observerer for øvrig at begge regimenes varighet for hele perioden er omtrent dobbel så lang for BNP som for S&P 500. Ut i fra dette kan det være grunnlag for å anta at aksjemarkedet korrigerer seg raskere enn realøkonomien.

Av periodeinndelingen kan vi se at den gjennomsnittlige veksten i ekspansjonsfasene har økt med tiden, mens den i kontraksjonsfasene har blitt mer negativ. Dessuten er variansen for begge regimer redusert. Vi er oppmerksomme på at dette er et resultat av periodiseringen, og vi legger derfor ikke stor vekt på disse funnene. Vi vil likevel trekke fram undersøkelsen til Kim og Nelson (1999) som så på hvorvidt den amerikanske økonomien har blitt mer stabil. De konkluderte med at det skilles mellom to faktorer som bidrar til stabilisering av vekst i reelt BNP i en Markovskiftende modell; en nedgang i variansen i kontraksjonsfaser og en redusert variasjonsbredde mellom avkastningen i ekspansjonsfaser og kontraksjonsfaser. Dette ser vi er i tråd med våre resultater.

### 6.3.3 Industriproduksjon



**Figur 20: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i amerikansk industriproduksjon**

Figur 20 viser utviklingen i industriproduksjon sammen med MSP for kontraksjonsfasene fra den Markovskiftende modellen. Vi ser av figuren at det er en dominerende andel kontraksjonsfaser mellom 1950 og 1962, se diskusjon under tabell 5. I likhet med utviklingen

i BNP ser også veksten i industriproduksjon ut til å ha vært stabil. Den Markovskiftende modellen gir følgende resultater:

	1950:02 – 2013:12	1950:02 – 1968:12	1969:01 – 1989:12	1990:01 – 2013:12
Frekvens Observasjoner	Måned 767	Måned 227	Måned 252	Måned 288
$\bar{\pi}_1$	<b>0,755</b>	<b>0,596</b>	<b>0,818</b>	<b>0,879</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,245</b>	<b>0,404</b>	<b>0,182</b>	<b>0,121</b>
$\mu_1$	0,0032	0,0053	0,0039	0,0030
$\mu_2$	0,0008	0,0031	-0,0071	-0,0075
VB	0,0024	0,0022	0,0110	0,0105
$\sigma_1^2$	0,00003	0,00004	0,00004	0,00002
$\sigma_2^2$	0,00028	0,00035	0,00012	0,00010
$p_{11}$	0,963	0,935	0,972	0,980
$p_{22}$	0,886	0,904	0,874	0,855
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,849	0,839	0,846	0,835
Varighet R1	27 mnd.			
Varighet R2	9 mnd.			

**Tabell 5: Den Markovskiftende modellens resultater for amerikansk industriproduksjon**

For 1950 til 2013 har begge regimene positiv gjennomsnittlig vekst. Dette til tross for at regime 2 har betydelig høyere varians enn regime 1. Nedenfor vises modellen for industriproduksjon:

$$S_t = 1: \Delta \text{Industriproduksjon} = 0,0032 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00003} = 0,00548$$

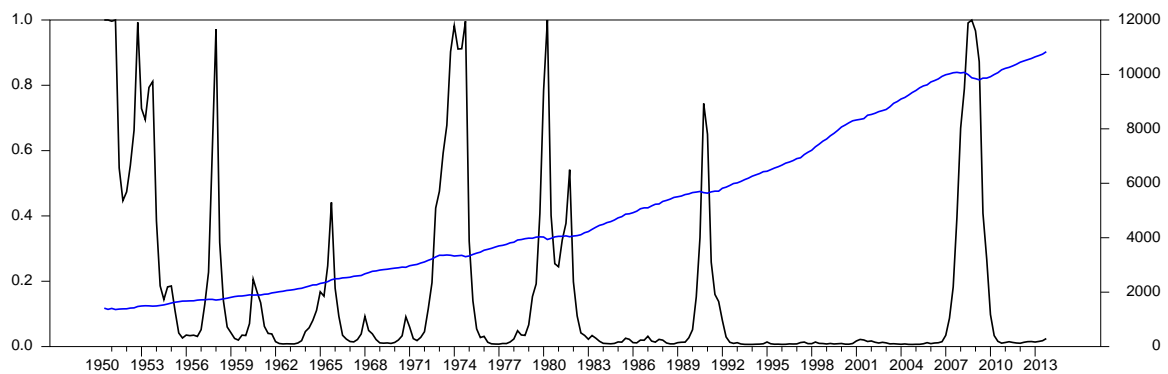
$$S_t = 2: \Delta \text{Industriproduksjon} = 0,0008 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00028} = 0,01673$$

De ergodiske sannsynlighetsfordelingene ligger for perioden 1950 til 2013 nokså nærme verdiene vi fant for S&P 500 og BNP. Vi ser også at den gjennomsnittlige varigheten for begge regimer ligner funnene i modellen for S&P 500.

Modellen indikerer at «The Golden Age of Capitalism» påvirker resultatene for hele perioden i stor grad. Modellen viser for 1950 - 2013 en positiv  $\mu_2$  til tross for at både 1969 – 1989 og 1990 – 2013 blir definert med negativ  $\mu_2$ . Dette kan muligens ha sammenheng med den høye veksten i regime 2 for perioden 1950 til 1968 og den høye ergodiske sannsynligheten for det

samme regimet. Vi forsøkte å modellere en Markovskiftende regresjon hvor vi utelot denne tidsperioden. Resultatet for denne regresjonen på datamaterialet fra 1969 til 2013 gav oss ergodiske sannsynligheter på 0,85 og 0,15. Denne nye estimerte modellen gav oss også en negativ  $\mu_2$ . Dette viser hvor mye periodiseringen har å si for resultatene til modellen. Som nevnt innledningsvis ønsker vi et mest mulig pålitelig grunnlag for tolkningene våre. Vi vil derfor i tolkningsarbeidet ta utgangspunkt i resultatene for hele datamaterialet.

### 6.3.4 Privat konsum



**Figur 21: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i amerikansk privat konsum**

Sannsynligheten for kontraksjon ifølge den Markovskiftende modellen vår vises sammen med utviklingen i amerikansk privat konsum i figur 21. Vi observerer en jevn vekst i privat konsum gjennom hele perioden. Modellen framstår som veldig bestemt i markeringen av resesjoner. Vi merker oss likevel at modellen ikke slår ut på alle resesjoner som definert av NBER, blant annet blir ikke resesjonen i 2001 markert.



Frekvens Observasjoner	1950:03 – 2013:04	1950:03 – 1968:04	1969:01 – 1989:04	1990:01 – 2013:04
	Kvartal 254	Kvartal 74	Kvartal 84	Kvartal 96
$\bar{\pi}_1$	<b>0,848</b>	<b>0,995</b>	<b>0,757</b>	<b>0,889</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,152</b>	<b>0,005</b>	<b>0,243</b>	<b>0,111</b>
$\mu_1$	0,0093	0,0102	0,0107	0,0083
$\mu_2$	0,0030	0,0043	0,0008	0,0001
VB	0,0063	0,0059	0,0099	0,0082
$\sigma_1^2$	0,00003	0,00007	0,00003	0,00002
$\sigma_2^2$	0,00023	0,00110	0,00008	0,00003
$p_{11}$	0,959	0,999	0,950	0,985
$p_{22}$	0,772	0,814	0,844	0,880
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,731	0,813	0,794	0,865
Varighet R1	24 kvartal			
Varighet R2	4 kvartal			

**Tabell 6: Den Markovskiftende modellens resultater for amerikansk privat konsum**

I likhet med modellen for industriproduksjon ser vi her positiv gjennomsnittlig vekst for begge regimer for perioden 1950 til 2013. Variansen for lavvekstregimet er også her betydelig lavere høyere enn variansen i høyvekstregimet. Vi uttrykker modellen for privat konsum på følgende måte:

$$S_t = 1: \Delta \text{Privat konsum} = 0,0093 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00003} = 0,00548$$

$$S_t = 2: \Delta \text{Privat konsum} = 0,0030 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00023} = 0,01517$$

Sammenlignet med BNP er den gjennomsnittlige varigheten for kontraksjonsregimene identisk. For ekspansjonsregimet er gjennomsnittlig varighet derimot lengre for privat konsum. Den ergodiske sannsynlighetsfordelingen på 0,848 og 0,152 ligger svært nært resultatene til Lauvsnes (2013b). I sin undersøkelse av amerikansk privat konsum fant han ergodiske sannsynligheter på 0,85 og 0,15 for perioden 1947-2011.

Som en konsekvens av periodiseringen gir modellen for 1950 til 1968 høy varians for regime 2. Dette henger sammen med den lave ergodiske sannsynligheten for regime 2 denne perioden, hvilket kan tolkes som at modellen kun har definert et fåtall kontraksjoner. Periodiseringen indikerer at den gjennomsnittlige veksten i regime 2 har avtatt. Vi nevner

samtidig at videre tolkninger gjøres på bakgrunn av resultatene fra den Markovskiftende modellen basert på all tilgjengelig data. Periodiseringene er presentert for å gi en pekepinn på utviklingen over tid.

### **6.3.5 Tolkninger**

Vi vil her diskutere våre resultater blant annet i lys av hendelser av finans- og realøkonomisk betydning. Vi ønsker å diskutere hvordan ulike variabler for amerikansk økonomi gjennom våre Markovskiftende modeller har reagert på disse hendelsene. Gjennom denne diskusjonen vil det også påpekes eventuelle likheter og forskjeller i fordelingen av regimeene for de forskjellige variablene. Vi vil også gjøre oss opp en mening om hvilke økonomiske hendelser som er finansielle, hvilke som er realøkonomiske og hvilke som er begge deler. Videre vil vi konkludere hvorvidt det på bakgrunn av resultatene fra våre modeller eksisterer fellestrekk i regimefordelingen for våre utvalgte variabler eller ikke.

Den amerikanske økonomiens utvikling er svært godt dokumentert. Det finnes mye forskning som ser på hendelser som har påvirket amerikansk økonomi. I kjølvannet av nedtrappingen av Koreakrigen opplevde den amerikanske økonomien en resesjon som varte fra 1953 til 1954. Av Labonte og Makinen (2002, s. 23) ses denne resesjonen i sammenheng med en nedtrapping av militære kostnader, med skattelette gjennom å fjerne den økte beskatningen under krigen. Av figur 18 ser vi at modellen for S&P 500 ikke tydelig markerer for denne resesjonen. Samtlige av de tre andre variablene markerer derimot, og vi mener derfor at det på bakgrunn av modellenes resultater er grunn til å tro at realøkonomien merket resesjonen bedre enn aksjemarkedet.

Resesjonene i 1957-1958 og 1960-1961 kan ses i sammenheng med penge- og finanspolitikken i USA på denne tiden. Modellen for S&P 500 viser en sannsynlighet for kontraksjon på litt over 0,4 for perioden 1957-1958. Jamfør Chauvet og Hamilton (2005, s. 59) sine krav til sannsynlighetsverdier for å kunne datere en resesjon, er likevel ikke 0,4 tilstrekkelig. De tre andre variablene viser igjen betydelig høyere sannsynlighet for resesjon (over 0,9). For resesjonen i 1960-1961 gir verken S&P 500 eller privat konsum utslag, mens både BNP og industriproduksjon tydelig markerer. Dette er den første offisielle resesjonen hvor resultatene for de tre realøkonomiske variablene ikke er i overensstemmelse.

Ved slutten av ekspansjonen, rett før resesjonen i 1969-1970, økte inflasjonen. Myndighetene forsøkte å redusere budsjettunderskuddet fra Vietnamkrigen gjennom finanspolitisk innstramming, og Federal Reserve økte rentene. En økning i oljeprisene har i ettertid også blitt knyttet opp mot resesjonen i denne perioden (Labonte & Makinen, 2002, s. 24). Denne økningen i oljeprisen kan muligens være en av hovedårsakene til at S&P 500 tydelig markerer denne perioden som en kontraksjon. Det er kun modellen med privat konsum som ikke gir utslag. Modellene for BNP og industriproduksjon er tydelige på at disse årene er en resesjon. Det er noe overraskende at privat konsum ikke gir utslag i denne perioden da vi synes det er naturlig å tro at rentendringer vil påvirke konsumentene.

Resesjonen fra 1973 til 1975 blir gjerne knyttet opp mot oljeprissjokket i 1973. Her steg både inflasjonen og arbeidsledigheten samtidig, typisk forventes disse variablene å utvikle seg motsatt av hverandre (Labonte & Makinen, 2002, s. 18). Dette ble etterfulgt av et krasj i aksjemarkedet i 1973-1974. S&P 500 gir utslag som følger av dette krasjet. Det er kun industriproduksjon som ikke markerer starten på resesjonen i 1973, men det kan se ut til at effekten av resesjonen gir utslag i modellen en tid etter hendelsen. Både modellene med BNP og privat konsum viser høye sannsynligheter for kontraksjon for denne perioden.

Som følger av revolusjonen i Iran steg oljeprisene også på slutten av 70-tallet og inn på 80-tallet. Allerede på begynnelsen av 80-tallet kom det to nye resesjoner tett på hverandre, der mange ser på dette som én og samme resesjon. Denne var på mange måter et resultat av 70-tallets økonomiske problemer og den høye inflasjonen som fulgte, og gjennom pengepolitiske reguleringer ble det forsøkt å redusere inflasjonen (Labonte & Makinen, 2002, s. 16). Den første resesjonen på 80-tallet gir utslag i modellene for samtlige variabler. Det er først ved resesjonen i 1981-1982 at resultatene for de ulike modellene varierer. Både BNP og industriproduksjon er også her tydelige i sin markering, mens S&P 500 og privat konsum viser sannsynligheter på omtrent 0,5. Det kom også et børskrakk i 1987 også kjent som «Black Monday», der modellen for S&P 500 ikke overraskende markerer en kontraksjonsfase. Labonte og Makinen (2002, s. 25) påpeker at børskrakket likevel ikke førte til en resesjon, noe som gjenspeiles i resultatene til våre øvrige modeller.

Resesjonen i 1990-1991 har flere forklaringsfaktorer. Det er spesielt tre grunner som blir trukket fram. Pengepolitiske innstramminger på slutten av 80-tallet ble gjort i et forsøk på å stoppe den økende inflasjonen. Denne perioden inneholder også Iraks invasjon av Kuwait,

noe som medførte en stor økning i prisen på olje. I tillegg blir det trukket fram at institusjoner for lån og sparing hadde solvensproblemer (Labonte & Makinen, 2002, ss. 13-14). Ettersom denne perioden inneholder nok en stor endring i prisen på olje er det på bakgrunn av tidligere resultater ikke overraskende at denne resesjonen gir utslag i modellen med S&P 500. Tidligere har vi sett at penge- og finanspolitikk har gitt utslag i modellene for våre realøkonomiske variabler. Det er derfor ikke overraskende at de også denne gangen er tydelige i sin markering.

Modelleringen vi gjorde indikerer en kontraksjonsfase i modellene for S&P 500 og industriproduksjon for perioden rundt 1998. Denne perioden kan muligens knyttes opp mot den asiatiske finanskrisen. Corsetti, Pesenti og Roubini (1999, s. 306) trekker fram en mulig forklaring på den asiatiske finanskrisen i 1997-1998: «... *the crisis reflected structural and policy distortions in the countries of the region. [...] market overreaction and herding caused the plunge of exchange rates, asset prices and economic activity...*». Det er naturlig å tro at blant annet endringen i valutakurser har bidratt til at modellen for industriproduksjon har markert for kontraksjon. De stadig mer globaliserte finansmarkedene kan ha bidratt til at også S&P 500 tydelig markerer denne perioden som en kontraksjon.

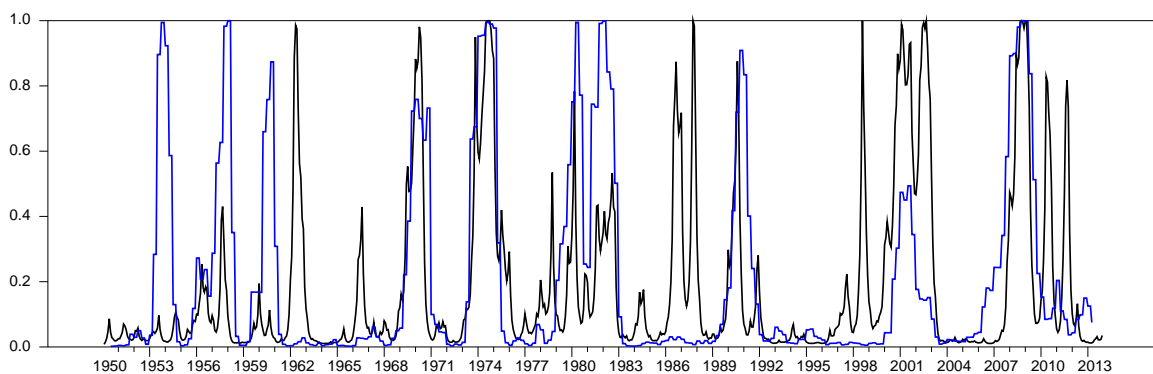
Slutten av 90-tallet og starten av 2000-tallet var preget av en optimisme rundt internettbaserte selskaper. Disse selskapene var gjenstand for stor spekulasjon og troen på høy avkastning gikk igjen hos investorene. Dette førte etter hvert til en kollaps hvor aksjekurser stupte (Ofek & Richardson, 2003, s. 1113). Resesjonen som NBER daterer til mars 2001 (NBER, 2013), kan muligens skyldes katastrofen som rammet Manhattan 11. september samme år. NBER rapporterer at nedgangen i økonomien som startet i mars 2001 ikke nødvendigvis alene ville vært kraftig nok til å klassifiseres som en resesjon (Hall, et al., 2001, s. 8). Kliesen (2003) omtaler resesjonen som relativt moderat, noe vi kan se igjen i utslaget til modellen med BNP, og ingen utslag i industriproduksjon og privat konsum. Det tydelige utslaget i S&P 500 tror vi kan ha sammenheng med terrorangrepet. Vi har tidligere diskutert økonomiske aktørers rasjonalitet, og mener det er grunn til å tro at frykt og pessimisme i etterkant av terrorangrepet hadde stor innvirkning på aksjehandel. I aksjemarkedet er en del aktører spekulative, noe som typisk gjenspeiles med en relativt kortsiktig investeringshorisont.

Den siste resesjonen var ifølge NBER finanskrisen som startet i 2007. Blant annet var pengepolitikken, globalisering og liberalisering medvirkende årsaker til krisen (Kharbouch-

Yedri, 2009). Både realøkonomien og finansmarkedene ble kraftig berørt. Den dag i dag har enkelte land fortsatt økonomiske problemer som et resultat av krisen (Tridico, 2012, s. 17). Modellene for både S&P 500 og de realøkonomiske variablene gir tydelig utslag denne perioden. Dette er ikke overraskende med tanke på at krisen av mange anses for å være den verste finansielle krisen siden den store depresjonen på 1930-tallet (Grytten, 2011, s. 17).

### Sluttkommentar

Vi har nå gått gjennom hvordan våre ulike modeller for USA har reagert på store økonomiske hendelser. Modellen med S&P 500 har markert for kontraksjonsfaser for samtlige av resesjonene fra og med 1969 som NBER har klassifisert. I tillegg til dette markerer også S&P 500 for nedganger i finansmarkedene som ikke har gått over til å bli realøkonomiske kriser, se figur 22 nedenfor. Den endelige fordelingen av regimene på 0,81 og 0,19 er likevel svært lik fordelingen vi finner for amerikansk BNP, dette til tross for at S&P 500 har noen flere tydelige utslag for kontraksjon enn BNP, jf. figur 22. Det vi derimot merker oss er at modellen for S&P 500 viser noe kortere varighet av regimene. Dette kan forklare hvorfor den endelige fordelingen av regimene nesten er identisk for de to variablene.

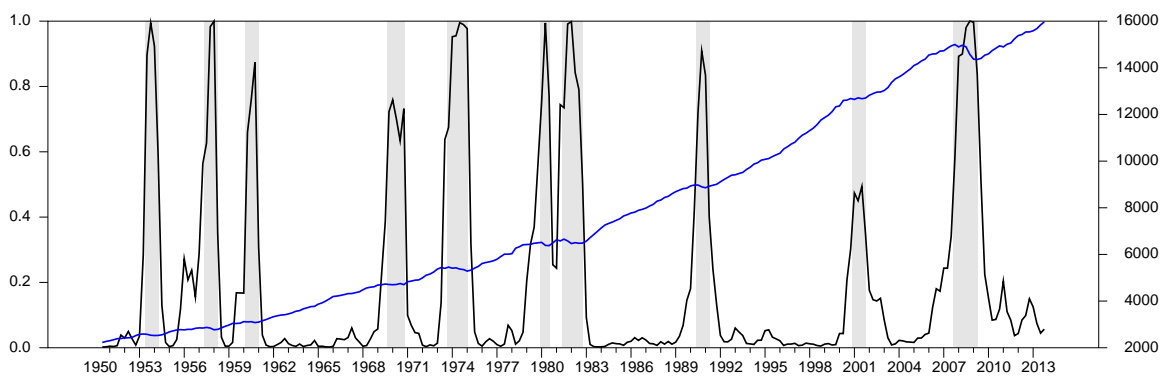


**Figur 22: Kontraksjonsfaser i amerikansk BNP (blå) og S&P 500 (svart) i følge de Markovskiftende modellene**

Det er tydelig at modellen for industriproduksjonen markerer for kontraksjon oftere enn de andre realøkonomiske variablene. Figur 20 for industriproduksjon på side 70 viser at mesteparten av tiden før 1962 markeres som kontraksjonsfaser. Den store andelen kontraksjonsfaser er med på å forklare de ergodiske sannsynlighetene for industriproduksjon. Den høye ergodiske sannsynligheten for kontraksjon må ses i sammenheng med kontraksjonene modellen viser i tiden før 1962.

Modellen for privat konsum viser få utslag for kontraksjon, men er bestemt når den først markerer. Etersom modellen for privat konsum har relativt få utslag sammenlignet med modellen for industriproduksjon er den lavere andelen av kontraksjonsfaser (0,15) ikke overraskende.

Også modellen for BNP virker bestemt ved markeringen av resesjoner, og viser en ergodisk sannsynlighetsfordeling på 79:21. I figur 23 under vises kontraksjoner i følge modellen med amerikansk BNP sammen med dateringene til NBER. Vi har tidligere vært inne på hvordan NBER gjør sine dateringer, og det er derfor interessant å se at vår Markovskiftende modell er i overensstemmelse med dateringene.



**Figur 23: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen for amerikansk BNP, NBERs dateringer (skyggelagt) og utviklingen i amerikansk BNP**

Våre resultater for amerikansk BNP støtter opp om funnene til blant andre Chauvet og Hamilton, om at BNP gjennom en Markovskiftende modell er godt egnet til å datere resesjoner for amerikansk økonomi (Chauvet & Hamilton, 2005, s. 11).

Alle fire variabler viser ergodiske sannsynligheter for ekspansjon mellom 0,76 og 0,85 for perioden 1950 til 2013. Til tross for at de ulike modellene viser omtrent samme ergodiske sannsynlighetsfordeling for hele perioden, har vi sett at modellene for S&P 500 og industriproduksjon markerer for kontraksjonsfaser oftere enn modellene for BNP og privat konsum. Grunnet den gjennomsnittlige varigheten til regimene gir modellene likevel nokså lik ergodisk sannsynlighetsfordeling. For amerikansk økonomi mener vi det på bakgrunn av denne undersøkelsen er grunnlag for å hevde at det eksisterer klare fellestrekk i fordelingen av de økonomiske sentimentene mellom alle variablene, noe som støtter arbeidshypotese 1.

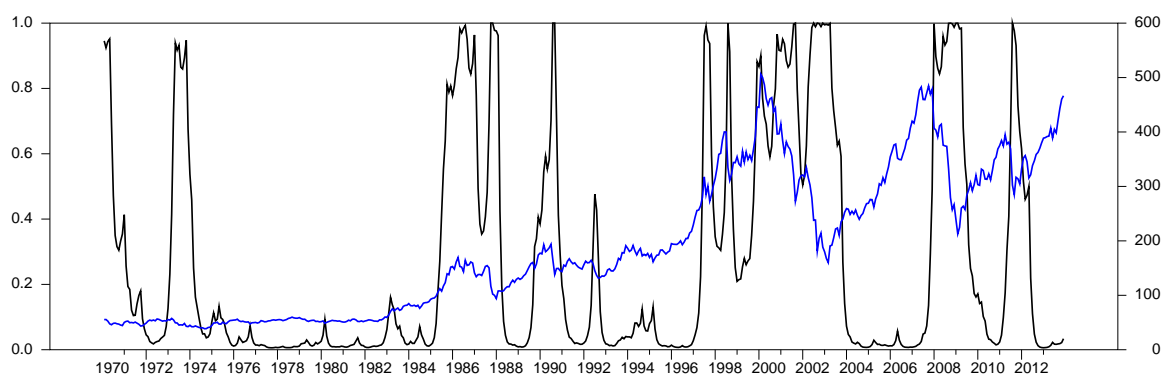
## 6.4 Tyskland

Som tidligere nevnt er omfanget av dataene våre for den tyske økonomien begrenset som følger av at Tyskland først ble samlet på starten av 90-tallet. Vi forventer at modellen for CDAX vil slå ut rundt krisen i 1987, asiakrisen, dot com-krisen og ikke minst finanskrisen. Gjennom litteraturstudier så vi at Tyskland opplevde vekst i starten av 1990 og inn i 1991. 1992 og 1993 var derimot preget av en stagnasjon (Bibow, 2001), noe vi forventer at modellene vil fange opp. Ettersom vi har et datamateriale med såpass begrenset antall observasjoner, og vi ikke kunne finne informasjon om stagnasjoner foruten 1992 og finanskrisen, forventer vi en høy grad av ekspansjonsfaser. I tabell 7 presenterer vi hovedfunnene i form av de ergodiske sannsynlighetsfordelingene.

CDAX	BNP	Industriproduksjon	Privat konsum	Arbeidsledighet
73:27	98:02	96:04	91:09	83:17

**Tabell 7: Hovedfunn for tysk økonomi**

### 6.4.1 CDAX



**Figur 24: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i CDAX**

Figur 24 viser utviklingen i CDAX sammen med MSP for kontraksjonsfasene fra den Markovskiftende modellen. Vi ser to tydelige negative trender i utviklingen av den tyske indeksen; rundt dot com-krisen og finanskrisen. I tillegg ser vi en nedgang rundt 2011, der modellen også markerte kontraksjon. Denne antar vi kan ha sammenheng med de økonomiske hjelpepakkenes Tyskland bidro med til europeiske land i finansiell krise. I tillegg til å markere kontraksjonsfasene vi forventet å finne, markerte modellen i likhet med S&P 500 for kontraksjon rundt oljeprissjokket i 1973. Modellen slo også ut rundt 1985, en kontraksjon som ikke ble registrert for amerikansk økonomi. Fallet i CDAX rundt 1990 kan muligens

knyttet opp mot foreningen av Tyskland. Vi mener også det er grunn til å tro at det eksisterer en sammenheng mellom det neste utslaget rundt 1992 og en stagnering i tysk økonomi som følger av foreningen.

Frekvens Observasjoner	1970:02 – 2013:12	1970:02 – 1989:12	1990:01 – 2013:12
	Måned 527	Måned 239	Måned 288
$\bar{\pi}_1$	<b>0,731</b>	<b>0,612</b>	<b>0,733</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,269</b>	<b>0,388</b>	<b>0,267</b>
$\mu_1$	0,0109	0,0060	0,0146
$\mu_2$	-0,0140	0,0027	-0,0276
VB	0,0249	0,0033	0,0422
$\sigma_1^2$	0,00135	0,00102	0,00142
$\sigma_2^2$	0,00654	0,00417	0,00783
$p_{11}$	0,961	0,955	0,932
$p_{22}$	0,894	0,929	0,813
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,855	0,884	0,745
Varighet R1	26 mnd.		
Varighet R2	9 mnd.		

**Tabell 8: Den Markovskiftende modellens resultater for CDAX**

Den gjennomsnittlige veksten i perioden 1970 til 2013 ligger nært den gjennomsnittlige veksten modellen for S&P 500 viser for perioden 1950 til 2013. Sammenlignet med variansen i den amerikanske og japanske indeksen er variansen for CDAX høyere for begge regimene. Modellen for CDAX kan presenteres slik:

$$S_t = 1: \Delta CDAX = 0,0109 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00135} = 0,03674$$

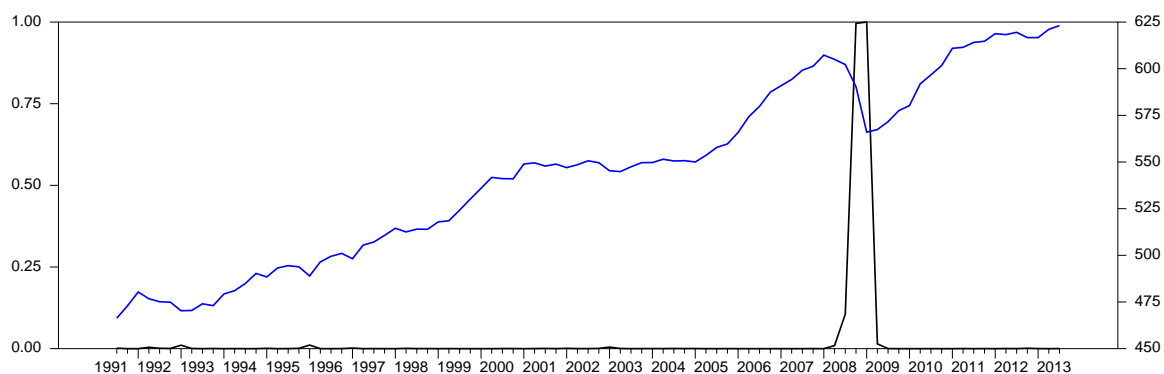
$$S_t = 2: \Delta CDAX = -0,0140 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00654} = 0,08087$$

Den gjennomsnittlige varigheten til ekspansjonsregimet er omtrent den samme vi fant for S&P 500, mens gjennomsnittlig varighet av kontraksjonsfaser er noe lengre for CDAX. For perioden 1970 til 2013 fant vi ergodiske sannsynligheter på 0,73 og 0,27. Franses og van Dijk (2000) fant til sammenligning fordelingen til å være 0,837 og 0,163 for perioden 1988 til 1992. For perioden 1970 til 1989 ble begge regimene tildelt positiv gjennomsnittlig vekst, med tilhørende lavere varianser enn perioden 1990 til 2013. Vi ser at 1990 til 2013 viser store



variasjoner i avkastningen, og dermed en betydelig høyere variasjonsbredde enn 1970 til 1989.

## 6.4.2 BNP



**Figur 25: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i tysk BNP**

Av figur 25 vises sannsynligheten for kontraksjoner basert på resultatene fra den Markovskiftende modellen, vist sammen med utviklingen i tysk BNP. Det største fallet i variabelen observerer vi rundt finanskrisen, og dette er den eneste plassen modellen har markert for kontraksjon.

	1991:03 – 2013:03
Frekvens Observasjoner	Kvartal 89
$\bar{\pi}_1$	<b>0,976</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,024</b>
$\mu_1$	0,0040
$\mu_2$	-0,0288
VB	0,0328
$\sigma_1^2$	0,00004
$\sigma_2^2$	0,00017
$p_{11}$	0,988
$p_{22}$	0,517
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,505
Varighet R1	83 kvartal
Varighet R2	2 kvartal

**Tabell 9: Den Markovskiftende modellens resultater for tysk BNP**

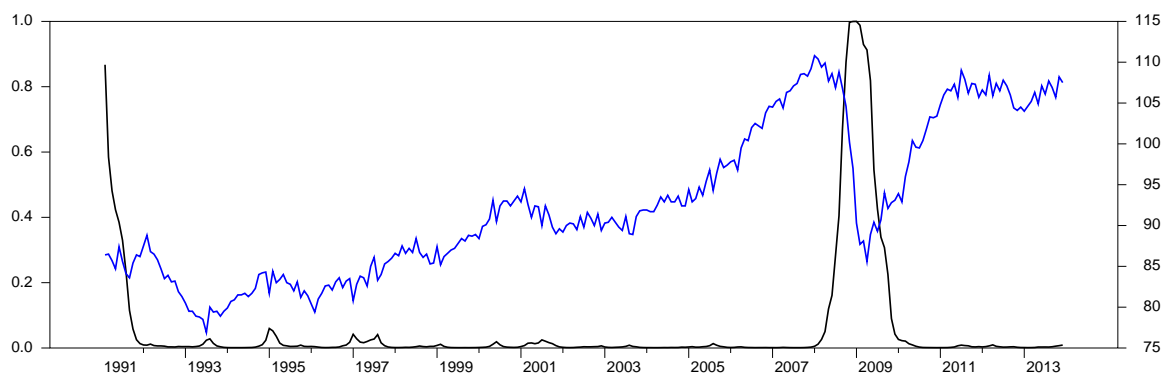
Gjennomsnittlig vekst er for regime 1 positiv. Regime 2 viser en negativ gjennomsnittlig vekst på nesten 3 prosent, noe som må kunne anses som relativt kraftig negativ vekst for BNP. Etersom modellen kun markerer for kontraksjon under finanskrisen, kan dette forklare den sterkt negative verdien for regime 2. Det er også i regime 2 vi finner den høyeste variansen. Den relativt lave gjennomsnittlige veksten for regime 1 tror vi har sammenheng med at nesten hele perioden defineres som ekspansjon. Modellen kan uttrykkes på følgende måte:

$$S_t = 1: \Delta BNP = 0,0040 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00004} = 0,00633$$

$$S_t = 2: \Delta BNP = -0,0288 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00017} = 0,01304$$

På forhånd var vi som tidligere nevnt klar over at den tyske økonomien ikke hadde opplevd store nedganger mellom 1990 og 2013. Dette er i samsvar med resultatene vi ser av tabellen, der nesten hele perioden defineres som ekspansjonsfaser, med kun en liten del som resesjon. Modellens resultater på regimenenes gjennomsnittlige varighet virker rimelige i forhold til antall observasjoner i datamaterialet og kontraksjonen vi ser av figur 25.

### 6.4.3 Industriproduksjon



**Figur 26: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i tysk industriproduksjon**

Av figur 26 som viser den tyske industriproduksjonens utvikling sammen med MSP for kontraksjonsfasene, ser vi et stort fall i variabelens verdi under finanskrisen. Dette fallet markeres som en kontraksjon i modellen. Ingen andre fall i tysk industriproduksjon er i nærheten av å være like betydelig for vårt datamateriale. Vi observerer også at modellen viser slutten av en kontraksjon på starten av 90-tallet.

	1991:02 – 2013:12
Frekvens Observasjoner	Måned 275
$\bar{\pi}_1$	<b>0,961</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,039</b>
$\mu_1$	0,0016
$\mu_2$	-0,0128
VB	0,0144
$\sigma_1^2$	0,00018
$\sigma_2^2$	0,00071
$p_{11}$	0,994
$p_{22}$	0,852
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,846
Varighet R1	167 mnd.
Varighet R2	7 mnd.

**Tabell 10: Den Markovskiftende modellens resultater for tysk industriproduksjon**

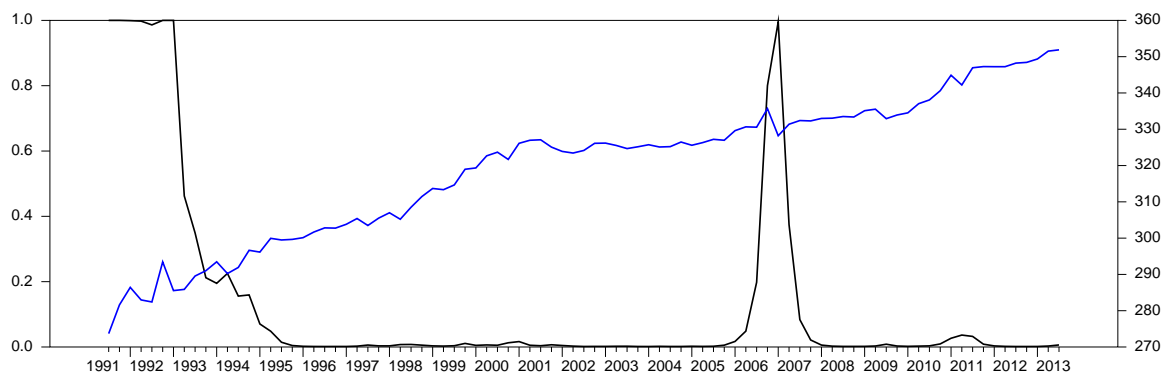
Den lave gjennomsnittlige veksten i regime 1 og den nokså sterkt negative gjennomsnittlige veksten i regime 2 mener vi må ses i sammenheng med at modellen kun viser to kontraksjoner, og at fallet rundt finanskrisen var stort. Ellers har det for det meste vært en jevnt økende positiv trend i variabelen. Variansen er som forventet høyest i regime 2. Vi framstiller modellen på følgende måte:

$$S_t = 1: \Delta \text{Industriproduksjon} = 0,0016 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00018} = 0,01342$$

$$S_t = 2: \Delta \text{Industriproduksjon} = -0,0128 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00071} = 0,02665$$

Modellen gir omtrent samme ergodiske sannsynlighetsfordeling som modellen for tysk BNP, med en høy andel ekspansjonsfaser. Avkastningen i kontraksjonsfasene er ikke like negativ som for BNP, men variansen er betydelig større. Ettersom modellen nesten kun viser ekspansjoner gjennom hele perioden viser formelen for regimers gjennomsnittlige varighet langvarige ekspansjonsregimer.

## 6.4.4 Privat konsum



**Figur 27: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i tysk privat konsum**

I figur 27 vises sannsynligheten for kontraksjoner i følge vår Markovskiftende modell, presentert sammen med utviklingen i tysk privat konsum ved bruk av hele datamaterialet. Figuren viser tydelige likhetstrekk med figuren for tysk industriproduksjon og tysk BNP. Vi ble noe overrasket over at modellen gir utslag rett *før* finanskrisen. Kontraksjonen er ifølge modellen ferdig før krisen anses å ha startet.

	1991:03 – 2013:03
Frekvens Observasjoner	Kvartal 89
$\bar{\pi}_1$	<b>0,914</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,086</b>
$\mu_1$	0,0027
$\mu_2$	0,0019
VB	0,0008
$\sigma_1^2$	0,00003
$\sigma_2^2$	0,00042
$p_{11}$	0,983
$p_{22}$	0,820
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,803
Varighet R1	59 kvartal
Varighet R2	6 kvartal

**Tabell 11: Den Markovskiftende modellens resultater for tysk privat konsum**

Gjennomsnittlig vekst er for begge regimene positiv. Vi legger merke til at variansen for regime 1 er den laveste observerte variansen i ekspansjonsregimet for tysk økonomi.

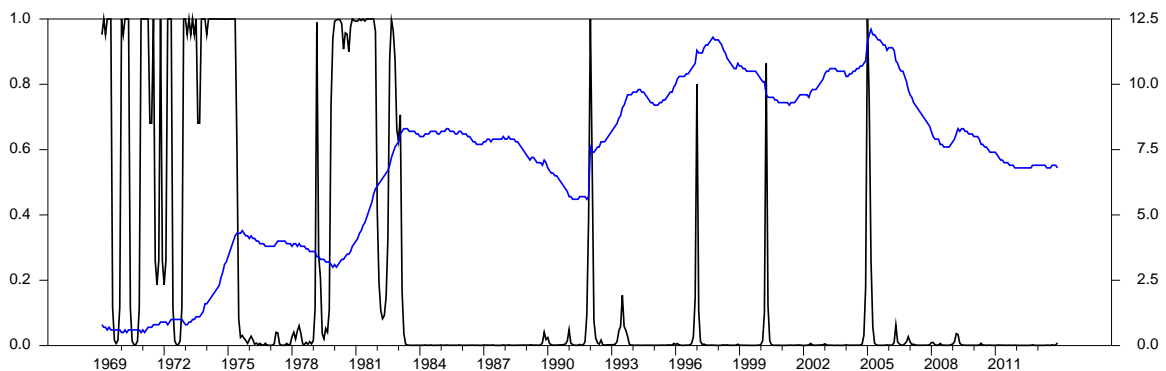
Modellen for privat konsum skriver vi som:

$$S_t = 1: \Delta \text{Privat konsum} = 0,0027 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00003} = 0,00548$$

$$S_t = 2: \Delta \text{Privat konsum} = 0,0019 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00042} = 0,02049$$

Høyvariansregimets gjennomsnittlige varighet er lengre enn for BNP og industriproduksjon, men vi merker oss at høyvariansregimet for privat konsum har en positiv gjennomsnittlig vekst. Ekspansjonsregimenes gjennomsnittlige varighet er lengre enn varigheten i industriproduksjon men kortere enn varigheten i BNP. Vi hadde på forhånd forventet å se en høyere andel av høyvariansregimet i industriproduksjon enn i privat konsum, men antar at den ergodiske sannsynlighetsfordelingen har sammenheng med to positive vekstregimer for privat konsum.

### 6.4.5 Arbeidsledighet



**Figur 28: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i tysk arbeidsledighet**

Figur 28 skiller seg visuelt fra figur 25 (tysk BNP), 26 (tysk industriproduksjon) og 27 (tysk privat konsum). Arbeidsledigheten økte betydelig fra slutten av 60-tallet fram til 1983, og modellen viser for denne perioden en stor andel kontraksjoner. Etter dette har ikke økningen i arbeidsledighet vært like brå, og modellen har da gitt korte og bestemte markeringer for kontraksjoner.

	1969:02 – 2013:12	1969:02 – 1989:12	1990:01 – 2013:12
Frekvens	Måned	Måned	Måned
Observasjoner	539	251	288
$\bar{\pi}_1$	<b>0,829</b>	<b>0,661</b>	<b>0,982</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,171</b>	<b>0,339</b>	<b>0,018</b>
$\mu_1$	-0,0015	-0,0015	-0,0013
$\mu_2$	0,0287	0,0272	0,0668
VB	0,0302	0,0287	0,0681
$\sigma_1^2$	0,00013	0,00015	0,00013
$\sigma_2^2$	0,00702	0,00680	0,01347
$p_{11}$	0,969	0,937	0,982
$p_{22}$	0,850	0,877	0,001
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,818	0,814	-0,017
Varighet R1	32 mnd.		
Varighet R2	7 mnd.		

**Tabell 12: Den Markovskiftende modellens resultater for tysk arbeidsledighet**

Vi observerer en relativt høy gjennomsnittlig vekst i regime 2. Lavvariansregimet har en negativ gjennomsnittlig vekst, altså går arbeidsledigheten ned når økonomien ekspanderer, og dette bekrefter at arbeidsledighet er en motsyklisk variabel. Modellen for tysk arbeidsledighet presenterer vi på følgende måte:

$$S_t = 1: \Delta \text{Arbeidsledighet} = -0,0015 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00013} = 0,01140$$

$$S_t = 2: \Delta \text{Arbeidsledighet} = 0,0287 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00702} = 0,08379$$

Den ergodiske sannsynligheten for ekspansjon (0,83) er ifølge denne modellen lavere enn for de realøkonomiske variablene BNP (0,98), industriproduksjon (0,96) og privat konsum (0,91). Dette kan naturligvis henge sammen med at datamaterialet for arbeidsledighet inneholder mer informasjon for en betydelig lengre tidsperiode. Den gjennomsnittlige varigheten til høyvariansregimet ligger nær den gjennomsnittlige varigheten til høyvariansregimet for flere andre tyske variabler. Av de tyske variablene er det er kun CDAX som har kortere gjennomsnittlig varighet for lavvariansregimet. Modellen viser persistente tilstander, men som vi ser av tabellen er ikke tilstandene persistente for perioden 1990 til 2013. Dette er det eneste tilfellet for denne undersøkelsen hvor vi ikke observerer persistente tilstander.

## 6.4.6 Tolkninger

Nedenfor følger en diskusjon rundt hvordan utvalgte variabler for den tyske økonomien gjennom våre Markovskiftende modeller har reagert på økonomiske hendelser. Denne diskusjonen har som formål å beskrive eventuelle likheter og forskjeller i fordelingen av regimene for tysk økonomi. Vi håper å kunne belyse hva som eventuelt kun er finansielle og realøkonomiske kriser gjennom de Markovskiftende modellene. Det er gjennom denne diskusjonen vi ønsker å kunne svare på hvorvidt det på bakgrunn av resultatene fra våre modeller eksisterer fellestrekk i regimefordelingen for våre utvalgte variabler.

Som vi nevnte tidligere opplevde starten av 70-tallet en kraftig økning i prisen på olje. Etter at prishoppet på olje hadde stabilisert seg, kom det nok et sjokk i 1973. Dette bidro til krasjet i aksjemarkedet i 1973-1974 og flere land i den vestlige verden opplevde økonomiske nedgangstider (Bjørnland, 2000, s. 578). Modellen for CDAX markerer for kontraksjoner rundt begge disse hendelsene. Modellen for arbeidsledighet har også markert flere kontraksjoner mellom 1969 og 1975. Vi ser at arbeidsledigheten økte betydelig fra rundt 1980 til 1983, og dette gir en tydelig markering i modellen for arbeidsledighet. CDAX ser ikke ut til å ha hatt særlige fluktuasjoner disse årene, og modellen gir heller ingen utslag.

Modellen for CDAX markerer for en kontraksjonsfase rundt 1985 til 1987, altså før Black Monday. Fra og med 1985 var det stort press på amerikansk dollar grunnet USAs store handelsunderskudd mot blant annet Vest-Tyskland. Vest-Tyskland fryktet at endringer i dollarkursen som følger av USAs forsøk på å holde inflasjonen lav skulle føre til at tyske produkter ikke lengre var like attraktive for USA, og at handelsoverskuddet dermed ville reduseres. Internasjonale investorer hadde ikke forventet at sentralbankene i G7-landene ville blande seg inn for å holde oppe verdien på amerikanske dollar. Dette kan ha bidratt til starten av aksjekrasjet i 1987 (Kandiah, 1999, ss. 134-135). Hassler og Olivares (2008, s. 12) påpeker at den tyske hovedindeksen DAX falt med 9,9 prosent som følger av aksjekrasjet. Vi forventet derfor å se tydelige utslag i modellen for CDAX rundt 1987, og modellen bekrefter disse forventningene. Det kan se ut til at Black Monday resulterte i større nedgang i CDAX enn hendelsen i 1985, til tross for at modellen er omtrent like klar i sin markering av kontraksjoner for begge hendelsene. For øvrig ser vi en svak fallende trend i arbeidsledighet fra den siste markeringen for kontraksjon i 1983 til 1992. Vi antar at dette har bidratt til at det ikke har blitt markert for kontraksjoner i modellen for arbeidsledighet denne perioden.

Foreningen av Øst- og Vest-Tyskland på starten av 1990-tallet preget den tyske økonomien. Bibow (2001) kommenterer hvordan den tidligere vesttyske økonomiens utvikling siden 1992 har vært dårlig, og setter dette i sammenheng med resesjonen i 1992 til 1993 og penge- og finanspolitikken som ble ført på denne tiden. Dessuten er det grunn til å tro at den kraftige økningen i oljeprisen også var av betydning, spesielt for børsen. Modellen for CDAX slår ut både i 1990 og i 1992, mens modellen for arbeidsledighet kun markerer i 1992. Både modellen for privat konsum og industriproduksjon markerer perioden på begynnelsen av 90-tallet som kontraksjon, med kontraksjonen i privat konsum som den mest langvarige. Sammenligner vi resultatene for arbeidsledighet og CDAX kan det argumenteres for at krisen i 1992 var en realøkonomisk krise, men at kontraksjonen i 1990 ikke påvirket den tyske realøkonomien.

Rundt den asiatiske finanskrisen i 1997 gir modellen for CDAX utslag for kontraksjon. Indeksen oppnår raskt en positiv utvikling igjen, før det kommer et nytt fall og modellen igjen markerer. CDAX når sitt toppunkt rundt tusenårsskiftet, før den synker betydelig. Denne nedgangen tror vi har sammenheng med dot com-krisen og terrorangrepet mot World Trade Center som skjedde i denne perioden. Hassler og Olivares (2008, s. 12) trekker fram at verdien av den tyske hovedindeksen DAX hadde steget i tiden rett før terrorangrepet. En uke etter terroren hadde den sunket med 17 prosent, og viste ikke en positiv trend igjen før mars 2003. Modellen for CDAX viser sannsynlighet for kontraksjon som aldri gikk under 0,5 mellom 2000 og slutten av 2003. Modellen for arbeidsledighet markerer for kontraksjon, men av dataene våre framkommer det at det kun er én måned som viser høy sannsynlighet for dette. Som vi diskuterte tidligere bør det eksistere minst to sammenhengende perioder med høy sannsynlighet for kontraksjon for at vi skal kunne ha grunn til å anta at en kontraksjon fant sted. Vi tolker det slik at modellene for BNP, industriproduksjon og privat konsum ikke markerer for kontraksjon fordi disse hendelsene ikke hadde nok innvirkning på realøkonomien.

Modellene for CDAX, BNP og industriproduksjon markerer for kontraksjon under finanskrisen, mens modellen for arbeidsledighet ikke gir utslag. Modellen for privat konsum slår ut like før krisen. Vi tror ikke denne nedgangen har noe å gjøre med finanskrisen da nedgangen skjer omtrent ett år før finanskrisen, og nedgangen ikke er veldig stor. Vi tror en rask økning i konsumet rett før nedgangen medfører en relativt høy varians som bidrar til



utslaget i modellen. Av figuren for arbeidsledighet kan man se at ledigheten øker under finanskrisen. Denne økningen fører likevel til et arbeidsledighetsnivå som er langt lavere enn nivået noen år tidligere, og modellen markerer ikke for kontraksjon.

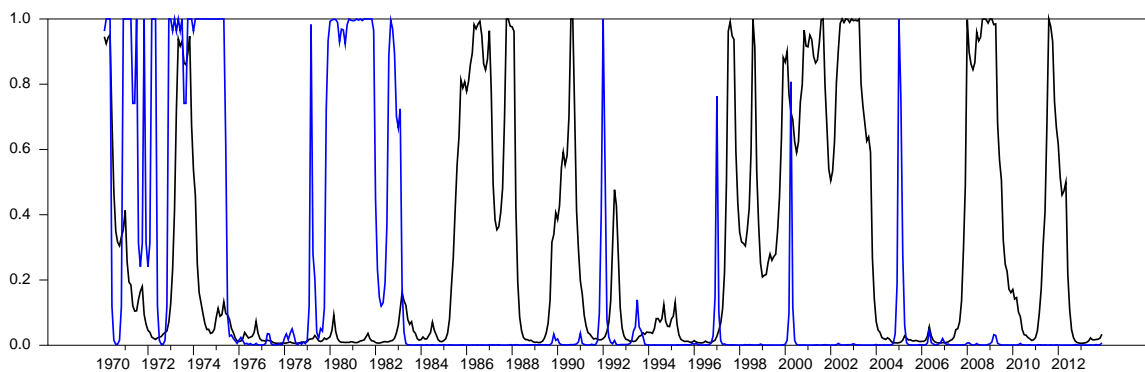
Det er kun CDAX som markerer for kontraksjon etter finanskrisen. Modellen viser en kontraksjon mellom 2011 og 2012. Raske fall i aksjeprisene kan muligens ses i sammenheng med frykten for at flere europeiske land skulle havne i gjeldskrise, samt Tysklands bidrag med økonomiske hjelpepakker til andre europeiske land i økonomisk krise. I tillegg ble kredittvurderingen til USA nedgradert fra AAA til AA+ for første gang siden 1940-tallet (Detrixhe, 2011).

### Sluttkommentar

Vi har nå diskutert hvordan våre utvalgte variabler for Tyskland har reagert på ulike økonomiske hendelser. Modellen med CDAX er den som markerer for flest kontraksjonsfaser i tysk økonomi. Den relativt store andelen av kontraksjonsfaser kan knyttes til de langvarige kontraksjonene mellom 1985 og 1988, så vel som mellom 1999 og 2003. Vår ergodiske sannsynlighetsfordeling for CDAX på 0,73 og 0,27 er et stykke unna fordelingen på 0,84 og 0,16 som Franses og van Dijk (2000) fant i sin undersøkelse. Vi understreker at deres undersøkelse ble gjort med datamateriale for en betydelig kortere periode.

Det er nærliggende å tro at den ergodiske sannsynlighetsfordelingen vi fant for tysk arbeidsledighet på 0,83 og 0,17 er preget av den store økningen i arbeidsledighet fra 70- til 80-tallet. Endringene i arbeidsledigheten rundt slutten av 60-tallet og starten av 70-tallet var prosentvis relativt store. Modellen viser kontraksjoner for store deler av denne tiden. Til tross for at det markeres for kontraksjon fire ganger etter dette, er disse så kortvarige at den ergodiske sannsynligheten for kontraksjon nesten kun skyldes tiden før 1983.

Varigheten til kontraksjonene som modellen for CDAX markerer er nesten kun fordelt *etter* midten av 80-tallet, mens varigheten til kontraksjonene som modellen for arbeidsledighet markerer nesten kun er fordelt *før* midten av 80-tallet, jf. figur 29 under.



**Figur 29: Kontraksjonsfaser i tysk arbeidsledighet (blå) og CDAX (svart) i følge de Markovskiftende modellene**

Dette innebærer at selv om den ergodiske sannsynlighetsfordelingen for disse variablene er nokså like, ser fordelingen av kontraksjoner og ekspansjoner svært forskjellig ut på en tidslinje.

Begrensningene i datamaterialet tilgjengelig for de realøkonomiske variablene BNP, industriproduksjon og privat konsum gjør at vi ikke observerer mer enn ett til to utslag for kontraksjoner. I samsvar med teori på området ser det ikke ut til at tysk økonomi har opplevd noen resesjoner mellom starten av 90-tallet og finanskrisen. Den lave ergodiske sannsynligheten for kontraksjon i alle våre realøkonomiske variabler er derfor i tråd med våre forventninger.

Vi mener det er grunnlag for å hevde at det på bakgrunn av denne undersøkelsen eksisterer fellestrekk i fordelingen av økonomiske sentiment for CDAX og arbeidsledighet. Dette til tross for at kontraksjonene i modellene for disse variablene i stor grad er markert på forskjellige tidspunkt. BNP, industriproduksjon og privat konsum viser ergodiske sannsynligheter for ekspansjon mellom 0,91 og 0,98 for perioden 1991 til 2013, og vi mener derfor det eksisterer fellestrekk i den ergodiske sannsynlighetsfordelingen mellom disse variablene. Dersom vi hadde hatt data for BNP, industriproduksjon og privat konsum lengre tilbake enn 90-tallet ville vi forventet å observere en større andel kontraksjonsfaser. Vi tror det i så fall ville vært mulig å observere en fordeling som lå nærmere fordelingen vi fant for CDAX og arbeidsledighet. Vi kan riktignok ikke argumentere for at det på bakgrunn av våre modeller eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom samtlige tyske variabler, og dette støtter derfor ikke opp om arbeidshypotese 1.

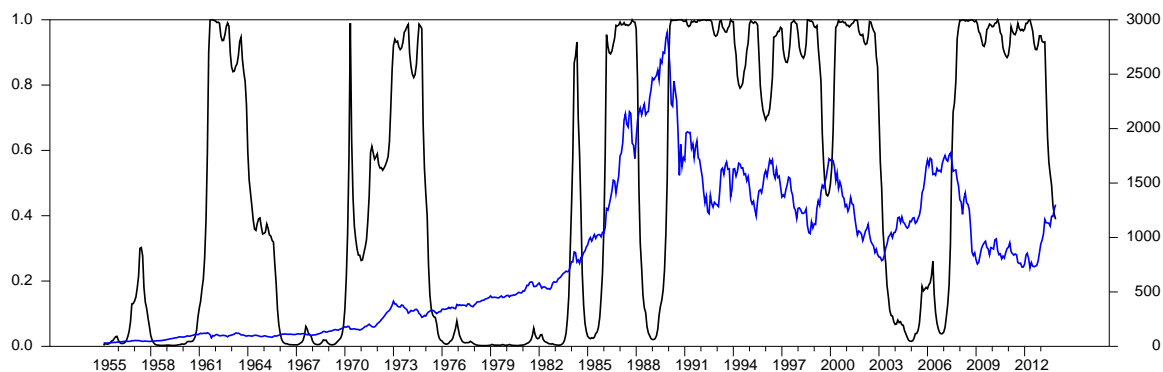
## 6.5 Japan

I likhet med NBERs klassifiseringer for amerikansk økonomi fant vi for japansk økonomi offisielle klassifiseringer av resesjoner gjort av det japanske Economic and Social Research Institute (ESRI). Vi har dermed på forhånd mulighet til å danne oss et bilde av utviklingen i japansk økonomi. Med 15 offisielle resesjoner siden 50-tallet forventer vi mange utslag både i aksjeindeksen og industriproduksjon (som er den eneste realøkonomiske variabelen med data tilbake til 50-tallet). Ellers forventer vi å se klare utslag fra 90-tallet fram til i dag ettersom ESRI daterte 5 resesjoner for denne perioden. Det er verdt å merke seg at ESRI har datert andre kvartal av 2012 som starten på en resesjon, der det i skrivende stund ikke er datert et slutt punkt (Economic and Social Research Institute, Cabinet Office, Government of Japan, 2013). Japan har vist en svak økonomisk utvikling de siste tiårene, og Siddiqui (2009, s. 1) påpeker at problemene ikke er sykliske, men strukturelle av natur. I tabell 13 presenterer vi hovedfunnene i form av de ergodiske sannsynlighetsfordelingene.

TOPIX	BNP	Industriproduksjon	Privat konsum
52:48	83:17	97:03   90:10	73:27

Tabell 13: Hovedfunn for japansk økonomi

### 6.5.1 TOPIX



Figur 30: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i TOPIX

Figur 30 viser utviklingen i den japanske indeksen TOPIX sammen med sannsynligheten for kontraksjon fra den Markovskiftende modellen. Allerede ved første øyekast ser vi at TOPIX skiller seg fra de øvrige indeksene i denne undersøkelsen med sin nesten sammenhengende negative trend siden slutten av 80-tallet. Modellen har gitt utslag for kontraksjon for store deler av denne perioden, med unntak av årene før finanskrisen som viser en positiv trend.

Frekvens Observasjoner	1955:02 – 2013:12	1955:02 – 1969:12	1970:01 – 1989:12	1990:01 – 2013:12
	Måned 707	Måned 179	Måned 240	Måned 288
$\bar{\pi}_1$	<b>0,515</b>	<b>0,972</b>	<b>0,595</b>	<b>0,943</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,485</b>	<b>0,028</b>	<b>0,405</b>	<b>0,057</b>
$\mu_1$	0,0132	0,0109	0,0095	0,0008
$\mu_2$	-0,0033	-0,0375	0,0145	-0,0436
VB	0,0165	0,0484	0,0050	0,0444
$\sigma_1^2$	0,00101	0,00130	0,00067	0,00267
$\sigma_2^2$	0,00411	0,03521	0,00285	0,00956
$p_{11}$	0,968	0,993	0,968	0,993
$p_{22}$	0,966	0,754	0,953	0,884
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,934	0,747	0,921	0,877
Varighet R1	31 mnd.			
Varighet R2	29 mnd.			

**Tabell 14: Den Markovskiftende modellens resultater for TOPIX**

Variansen for begge regimene ligger svært nært variansen i S&P 500. Den negative gjennomsnittlige veksten i høyvariansregimet er derimot vesentlig mindre negativ enn det vi har funnet for de andre indeksene. Gjennomsnittlig vekst i lavvariansregimet er relativt lik den gjennomsnittlige veksten i S&P og CDAX. Vi presenterer modellen for TOPIX på følgende måte:

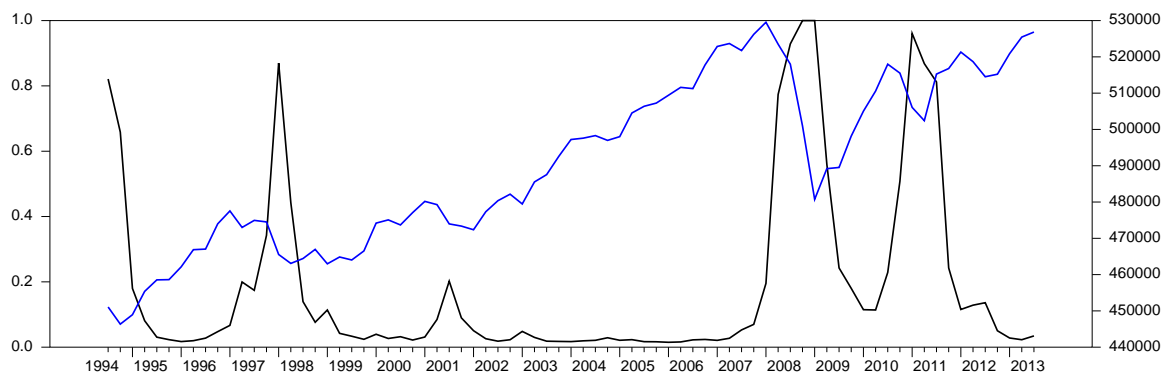
$$S_t = 1: \Delta TOPIX = 0,0132 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00101} = 0,03178$$

$$S_t = 2: \Delta TOPIX = -0,0033 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00411} = 0,06411$$

TOPIX skiller seg ut med svært høy ergodiske sannsynlighet (0,48) for høyvariansregimet. Vi tror at en såpass stor andel kontraksjoner bidrar til en mindre negativ vekst sammenlignet med variabler som viser en mye mindre andel kontraksjoner. Varigheten gjenspeiler de relativt langvarige regimene vi ser av figur 30. Periodiseringen gir en ekstrem varians mellom 1955 og 1969. Dette bekrefter nok en gang hvor sensitiv resultatene er for hvordan vi deler inn datamaterialet. Dette resultatet viser hvorfor vi mener det er mest fornuftig å gjøre våre tolkninger basert på resultatene fra den Markovskiftende modellen med utgangspunkt i all tilgjengelig data. Likevel indikerer resultatene at Japan i denne perioden var preget av vekst og

optimisme, noe som også kommer fram av litteratur på området (Jorgenson & Nishimizu, 1978, s. 707) (Siddiqui, 2009, s. 11).

## 6.5.2 BNP



**Figur 31: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i japansk BNP**

Figur 31 viser utviklingen i japansk brutto nasjonalprodukt sammen med sannsynligheten for kontraksjon fra den Markovskiftende modellen. Vi ser tydelige fall i utviklingen den siste delen av 90-tallet og i tiden rundt og rett etter finanskrisen. Modellen gir utslag for kontraksjoner rundt disse tre fallene.

	1994:03 – 2013:03
Frekvens Observasjoner	Kvartal 77
$\bar{\pi}_1$	<b>0,826</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,174</b>
$\mu_1$	0,0042
$\mu_2$	-0,0057
VB	0,0099
$\sigma_1^2$	0,00005
$\sigma_2^2$	0,00031
$p_{11}$	0,932
$p_{22}$	0,678
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,610
Varighet R1	15 kvartal
Varighet R2	3 kvartal

**Tabell 15: Den Markovskiftende modellens resultater for japansk BNP**

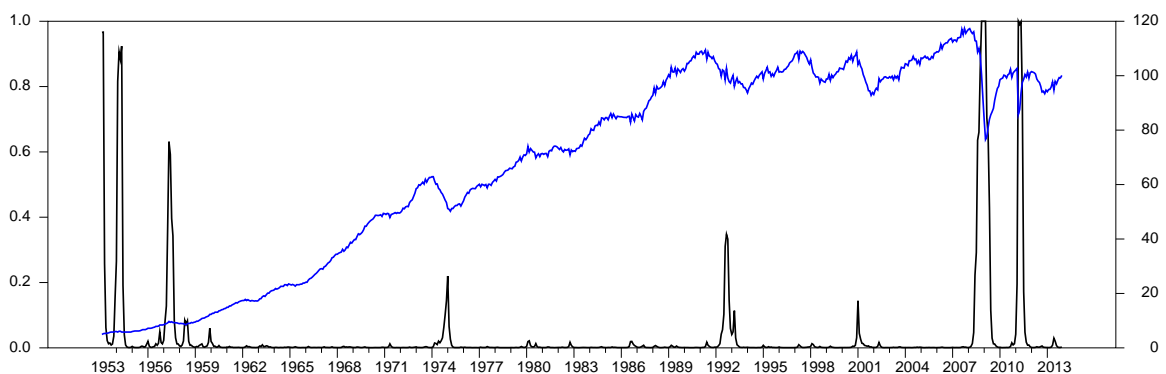
Litteraturstudier vi har gjort på japansk økonomi bekrefter at veksten i Japan har vært lav, og modellens resultater viser vekst i ekspansjonsregimet som er i tråd med dette. Den negative gjennomsnittlige veksten i kontraksjonsfaser anser vi å være relativt kraftig til å være brutto nasjonalprodukt. Variansen for kontraksjonsregimene er her høy sammenlignet med variansen i både amerikansk og tysk BNP. Under vises modellen for japansk BNP:

$$S_t = 1: \Delta BNP = 0,0042 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00005} = 0,00707$$

$$S_t = 2: \Delta BNP = -0,0057 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00031} = 0,01761$$

Den ergodiske sannsynlighetsfordelingen på 0,83 og 0,17 ligger relativt nært fordelingen vi fant i resultatene for amerikansk økonomi. Også regimenenes gjennomsnittlige varighet er relativt like. En nærmere diskusjon av likhetstrekk mellom landene gjøres i kapittel 6.7.

### 6.5.3 Industriproduksjon

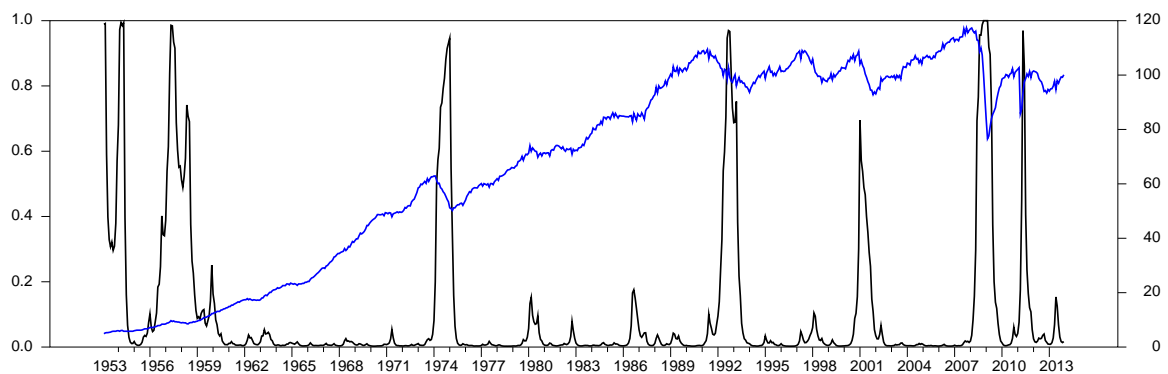


**Figur 32: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i japansk industriproduksjon**

Figur 32 viser en mer eller mindre stabil positiv trend fram til starten av 90-tallet, og ser ut til å ha stagnert etter dette, med flere positive og negative trender de siste to tiårene. Det største fallet kommer rundt finanskrisen. Det er her modellen gir det første utslaget for kontraksjon siden 50-tallet, etterfulgt av en ny markering for kontraksjon et par år senere. Ettersom ESRI har datert vesentlig flere resesjoner enn vi ser av figur 32 synes vi det er overraskende at den Markovskiftende modellen med industriproduksjon ikke viser flere kontraksjoner enn den gjør. Vi hadde ikke nødvendigvis forventet at modellen skulle registrere alle resesjonene ESRI har datert, men vi hadde forventet flere utslag. Vi er usikre på hvorfor denne modellen ikke registrerer flere kontraksjoner. Basert på våre resultater kan det derfor se ut til at japansk

industriproduksjon ikke egner seg i vår Markovskiftende modell med formål å identifisere offisielt daterte resesjoner.

Vi gjennomførte flere analyser av japansk industriproduksjon for å undersøke hvordan resultatene ville endre seg. Vi observerte en sterk negativ verdi i mars 2011, og har valgt å bruke en dummyvariabel for denne observasjonen. Vi utførte en ny analyse for hele datamaterialet med denne dummyverdien inkludert:



**Figur 33: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i japansk industriproduksjon (med dummy)**

Vi ser at de små utslagene i modellen for hele datamaterialet nå er mer bestemte, og tydelig markerer for kontraksjoner. Nye ergodiske sannsynligheter blir 0,899 og 0,101, mens den gjennomsnittlige veksten blir 0,0053 og -0,0027. Vi observerte også at variansen for høyvariansregimet endret seg fra omtrent 0,0031 til omtrent 0,0010.

Frekvens Observasjoner	1953:02 – 2013:12	1953:02 – 1969:12	1970:01 – 1989:12	1990:01 – 2013:12
	Måned 731	Måned 203	Måned 240	Måned 288
$\bar{\pi}_1$	<b>0,968</b>	<b>0,791</b>	<b>0,622</b>	<b>0,938</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,032</b>	<b>0,209</b>	<b>0,378</b>	<b>0,062</b>
$\mu_1$	0,0048	0,0139	0,0057	0,0012
$\mu_2$	-0,0117	0,0002	-0,0004	-0,0199
VB	0,0165	0,0137	0,0061	0,0211
$\sigma_1^2$	0,00022	0,00021	0,00012	0,00018
$\sigma_2^2$	0,00312	0,00048	0,00029	0,00382
$p_{11}$	0,992	0,971	0,916	0,987
$p_{22}$	0,759	0,890	0,862	0,804
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,751	0,861	0,778	0,791
Varighet R1	125 mnd.			
Varighet R2	4 mnd.			

**Tabell 16: Den Markovskiftende modellens resultater for japansk industriproduksjon**

For ekspansjonsregimet er den gjennomsnittlige veksten ligger nært veksten i japansk BNP, mens variansen derimot er høyere for industriproduksjonen. Den høye variansen for kontraksjonsregimene ligner mer variansen vi ser i indekser enn andre realøkonomiske variabler. Nedenfor vises modellen for industriproduksjon:

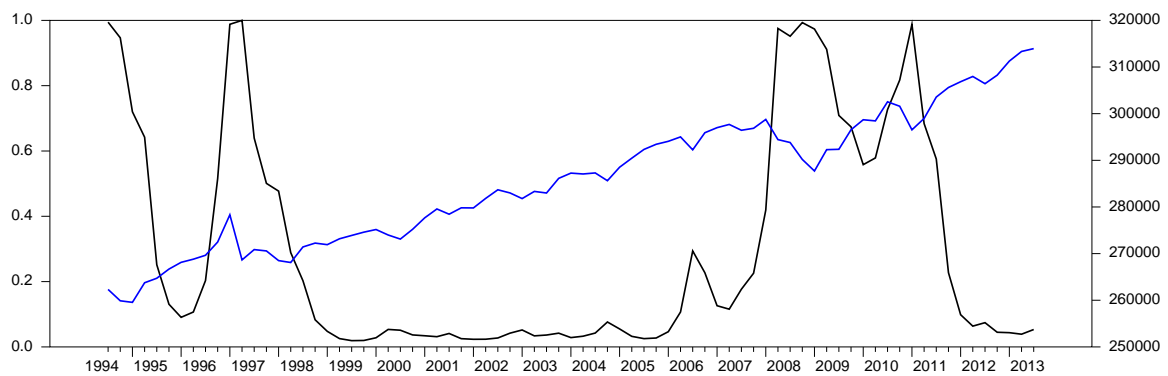
$$S_t = 1: \Delta \text{Industriproduksjon} = 0,0048 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00022} = 0,01483$$

$$S_t = 2: \Delta \text{Industriproduksjon} = -0,0117 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00312} = 0,05586$$

De ergodiske sannsynlighetene gjenspeiler det vi ser av figur 32, med en sannsynlighet for kontraksjon på 0,03. På bakgrunn av litteraturen vi har gjennomgått for japansk økonomi var denne mye lavere enn det vi hadde forventet. Fordelingen gjenspeiles naturlig nok i den gjennomsnittlige varigheten for regimene. Ved å studere resultatene for de ulike periodiseringene ser vi at den ergodiske sannsynlighetsfordelingen er lavere for alle ekspansjonsregimene sammenlignet med perioden basert på hele datamaterialet. Vi utelot også datamaterialet fra og med 90-tallet for å undersøke hvordan variansen endret seg, og fant at variansen for høyvariansregimet gikk fra omtrent 31 til omtrent 2. Igjen ser vi hvor sensitiv modellen er for periodiseringen.



## 6.5.4 Privat konsum



**Figur 34: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i japansk privat konsum**

Figur 34 viser utviklingen i japansk privat konsum sammen med MSP for kontraksjonsfasene fra den Markovskiftende modellen. Vi observerer en relativt stabil positiv trend fram til finanskrisen, men variabelen ser ut til å være preget av mer volatilitet enn blant annet privat konsum i USA. I likhet med japansk BNP markeres det for kontraksjon ved to tilfeller på 90-tallet. Modellen gir også utslag ved finanskrisen. I motsetning til modellen for japansk BNP skilles det ikke her mellom to kontraksjoner disse årene.

	1994:03 – 2013:03
Frekvens Observasjoner	Kvartal 77
$\bar{\pi}_1$	<b>0,733</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,267</b>
$\mu_1$	0,0033
$\mu_2$	0,0009
VB	0,0024
$\sigma_1^2$	0,00003
$\sigma_2^2$	0,00017
$p_{11}$	0,930
$p_{22}$	0,808
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,738
Varighet R1	14 kvartal
Varighet R2	5 kvartal

**Tabell 17: Den Markovskiftende modellens resultater for japansk privat konsum**

Begge regimene viser positiv gjennomsnittlig vekst, og variasjonsbredden er lav. Variansene for denne modellen er de laveste verdiene vi observerer for japansk økonomi. Modellen for privat konsum vises nedenfor:

$$S_t = 1: \Delta \text{Privat konsum} = 0,0033 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00003} = 0,00548$$

$$S_t = 2: \Delta \text{Privat konsum} = 0,0009 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00017} = 0,01304$$

De ergodiske sannsynlighetene for denne modellen ligger nær sannsynlighetsfordelingen for japansk BNP. Ved en sammenligning av de to figurene ser vi at de slår ut på de samme områdene, men at den gjennomsnittlige varigheten for kontraksjon er lengre for privat konsum. Varigheten for ekspansjonsfasene er derimot nesten lik for disse to.

### 6.5.5 Tolkninger

I det følgende diskuterer vi hvordan TOPIX og våre realøkonomiske variabler med utgangspunkt i Markovskiftende modeller har reagert på ulike økonomiske hendelser. Vi vil beskrive likheter og forskjeller i regimefordelingen for de forskjellige variablene i japansk økonomi. Vi vil diskutere, med utgangspunkt i de Markovskiftende modellene, hvilke kriser som er finansielle og hvilke som er realøkonomiske. Til slutt vil vi komme til en konklusjon rundt hvorvidt det på bakgrunn av resultatene fra våre modeller eksisterer fellestrekk i regimefordelingen for de japanske variablene.

I likhet med flere andre land ble Japan påvirket av oljekrisen på starten av 70-tallet, og dette henger sammen med at Japan var avhengig av importert petroleum (Sinha, 1974, s. 336). I figur 32 ser vi et merkbart fall i industriproduksjon mellom 1974 og 1975. Vi finner det derfor overraskende at den Markovskiftende modellen med industriproduksjon ikke markerer dette tydelige fallet som resesjon (merk: modellen med dummyvariabel markerer). Modellen for TOPIX markerer et kort utslag i 1970, før den gir et nytt utslag mellom 1971 og 1974. I likhet med aksjeindekser fra andre børser kan det altså se ut til at japansk børs også blir betydelig påvirket av store endringer i oljeprisen.

I etterkant av Plaza-avtalen i 1985, som hadde som formål å styrke yen mot amerikanske dollar, havnet den japanske økonomien i en resesjon. Okina, Shirakawa og Shiratsuka (2001, ss. 408-409) hevder at det blant annet var den aggressive oppførselen til finansielle

institusjoner som la grunnlaget for oppbyggingen av prisboblen. De påpeker at det er uenigheter om nøyaktig når prisboblen oppstod, vokste og sprakk, men anser perioden fra 1987 til 1990 som starten på, og veksten av, boblen. De peker på tre faktorer som karakteriserte prisboblen: Rask prisøkning, en overoppheting av økonomisk aktivitet og en betydelig økning i penge- og kredittmengde. Modellen for TOPIX markerer for kontraksjon fra 1986 til 1988. Vi merker oss at dette er en periode med stor vekst i indeksen, men at det kommer et tydelig fall i indeksverdien i 1987. Vi observerer ingen utslag i modellen for industriproduksjon.

Innen 1990 hadde den japanske valutakursen styrket seg i forhold til amerikansk dollar (på bakgrunn av en sammenligning mellom kjøpekraftsparitet for BNP og dollar/yen-kursen), og var overvaluert med 25 prosent. Dette stod i enorm kontrast til undervalueringen av yen på 17 prosent mot dollaren rett før Plaza-avtalen fem år tidligere. Appresieringen av yen varte lengre enn ønsket, og skapte et internasjonalt press som førte til deflasjon og resesjon i den japanske økonomien. I 1995 var valutaen overvaluert mot dollar med 78 prosent (Hamada & Okada, 2009, s. 211). I starten av 1996 så det ut til at den japanske økonomien hadde hentet seg inn etter fem år med nullvekst, men ved en økning av skatten på konsum i april 1997 falt Japan nok en gang inn i en resesjon. Depresieringen av yen mot dollar vedvarte. På grunn av den økonomiske politikken som ble ført i landet var rentene lave og japanske banker lånte ut penger til andre asiatiske land. Mange av disse bankene gikk på store kapitaltap under denne krisen, og var nødt til å rebalansere sin låneportefølje som følger av kapitalkrav. Disse kravene var høyere for lån til utlandet enn nasjonale lån, noe som førte til at flere utenlandske lån ble tilbakekalt. Banker og bedrifter i andre asiatiske land som hadde lånt fra Japan opplevde samtidig valutasjokk som følger av store endringer i kursene. Dette førte til at den finansielle utsikten til japanske banker ble ytterligere forverret (Corsetti, Pesenti, & Roubini, 1999). Den strenge pengepolitiske føringen medførte altså at den japanske økonomien havnet i en betydelig og langvarig likviditetsfelle (Hamada & Okada, 2009, s. 211) (Siddiqui, 2009, s. 8). Slike likviditetsfeller mente Keynes kunne oppstå dersom forventningene til investeringene var ufordelaktige.

Vi observerer tre tydelige fall i industriproduksjon mellom 1991 og 2001, men ingen av fallene gir utslag for kontraksjon i modellen (merk: igjen markerer modellen som inkluderer dummyvariabel). TOPIX nådde sitt toppunkt i desember 1989, og har siden den gang aldri vært i nærheten av samme verdi. Indeksen har vist en negativ trend som har vedvart til

omtrent 2003. Hele denne perioden er markert som kontraksjon i modellen vår. Dette er den lengste sammenhengende kontraksjonen vi har observert for denne utredningen. Etter gjennomgang av litteratur om japansk økonomisk historie, herunder Japans tapte tiår, forventet vi å se en stor andel kontraksjonsfaser etter 90-tallet. Både BNP og privat konsum markerer tiden rundt den asiatiske finanskrisen som kontraksjonsfaser, men modellen for privat konsum reagerer før BNP. Vi hadde forventet at modellen for privat konsum ville gi utslag som følger av skatteendringen i 1997, men modellen markerer starten av kontraksjonen rett før dette. Vi ser for øvrig også at modellene for BNP og privat konsum markerer starten av 90-tallet som kontraksjoner.

Karolyi (2002) trekker fram at utenlandske investorer både før, under og etter den asiatiske finanskrisen solgte ved nedgang i markedet og kjøpte ved oppgang. En markedspsykologi med slik flokkmentalitet fører ofte til at oppganger og nedganger i markedet blir selvforsterkende og resulterer i stor volatilitet, og kan være med på å bygge opp bobler og krasj i markedet. Han poengterer at en del innenlandske investorer derimot, spesielt finansielle institusjoner og bedrifter, gikk motstrøms. På bakgrunn av Karolyis konklusjon kan det tolkes slik at innenlandske investorer kan ha gitt en dempende effekt på nedgangen rundt asiakrisen, og dermed at fallet i TOPIX denne perioden ble mindre enn det kunne vært. Modellen vår for TOPIX er likevel klar på at denne perioden er en kontraksjon.

Til tross for en gradvis devaluering av yen ut 2004, var valutaen overvaluert med 24 prosent mot dollar, omtrent slik det så ut på starten av 90-tallet (Hamada & Okada, 2009, s. 211). Siddiqui (2009, s. 1) påpeker samtidig at økonomien fikk en oppgang mellom 2003 og 2007, selv om denne ikke har hatt noen langvarig effekt på veksten. Denne oppgangen ser vi av utviklingen i TOPIX fra 2003 til 2007. Til tross for at den japanske sentralbanken har holdt renten nede på 0,1 prosent har den japanske økonomien i gjennomsnitt vokst med kun 1 prosent siden 90-tallet. Overvalueringen som følger av Plaza-avtalen har altså medført et helt tiår med deflasjon. Den makroøkonomiske effekten av den langsiktige appresieringen av yen kan være en av hovedgrunnene til at den japanske økonomien opplevde vedvarende stagnasjon gjennom det tapte tiåret (Hamada & Okada, 2009).

ESRI (2013) har datert resesjonen som følger av finanskrisen fra første kvartal 2008 til første kvartal 2009. De realøkonomiske variablene gir alle utslag ved starten av finanskrisen. Både BNP og industriproduksjon markerer for en ny kontraksjon like etter krisen, mens modellen

for privat konsum ikke klarer å skille mellom disse kontraksjonene. Det er verdt å nevne at markeringen av kontraksjon etter finanskrisen ikke er definert som en resesjon av ESRI. Modellen for TOPIX markerer 2007 som starten av en kontraksjonsfase. ESRI (2013) har også definert andre kvartal 2012 som en ny resesjon, som i skrivende stund ikke har endt. Modellen for TOPIX klarer ikke å skille disse fra hverandre, og viser en sammenhengende kontraksjon fra 2007 til 2013.

### Sluttkommentar

Datamaterialet for den japanske indeksen går mye lengre tilbake enn datamaterialet for BNP og privat konsum. Modellen med denne variabelen viser flest kontraksjoner for japansk økonomi, også fra 90-tallet og utover. Den store andelen kontraksjoner i TOPIX ser vi i sammenheng med prisboblen som sprakk og den siste finanskrisen. Det har vært mye uro i japansk økonomi de siste tiårene, og vi mener den endelige fordelingen av ergodiske sannsynligheter på 0,52 og 0,48 må ses i sammenheng med dette.

Våre modeller for BNP og privat konsum viser fellestrekk i sine markeringer av kontraksjoner. De ergodiske sannsynlighetene for regime 2 er henholdsvis 0,17 og 0,27. Forskjellen kan se ut til blant annet å skyldes at privat konsum ikke ser ut til å skille mellom to kontraksjoner i tiden rundt finanskrisen. Generelt ser det ut til at varigheten av regime 2 er lengre for privat konsum enn for BNP. Dette er i overensstemmelse med resultatene fra formelen vi har benyttet for regimers gjennomsnittlige varighet. ESRI daterer en resesjon fra 2000 til 2002. Denne fanges ikke opp i modellen for privat konsum, mens den i modellen for BNP gir et ubetydelig utslag. Derfor mener vi det ikke kan argumenteres for at en Markovskiftende modell med BNP er godt egnet til å datere resesjoner for japansk økonomi. Vi bemerker at disse slutningene er på bakgrunn av en nokså kort dataserie, og at mer informasjon i datasettet kunne endret våre konklusjoner.

Modellen for industriproduksjon viser kun en liten andel kontraksjonsfaser, med ergodisk sannsynlighet for regime 2 lik 0,03. Ettersom dette klart avviker fra resultatene for de øvrige variablene for japansk økonomi, synes vi også det er vanskelig å argumentere for at denne modellen er egnet til å kartlegge resesjoner, gitt at de offentlige dateringene fra ESRI anses som en benchmark. Vi er likevel oppmerksomme på at vi har langt flere observasjoner for industriproduksjon enn for både BNP og privat konsum, og dersom vi hadde hatt data for alle tre variabler tilbake til 50-tallet kan det tenkes at fordelingen hadde vært mer lik.

På bakgrunn av resultatene våre for japansk økonomi konkluderer vi med at det eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom BNP og privat konsum. Dersom vi hadde hatt tilgang på mer data for disse variablene, kan det tenkes at de ergodiske sannsynlighetene ville vært nærmere fordelingen for industriproduksjon. Mye uro i aksjemarkedet har gitt regimefordelinger i TOPIX som ikke ligner de andre variablene. Vi kan ikke argumentere for at det på bakgrunn av våre modeller eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom samtlige japanske variabler, og dette støtter derfor ikke opp om arbeidshypotese 1.

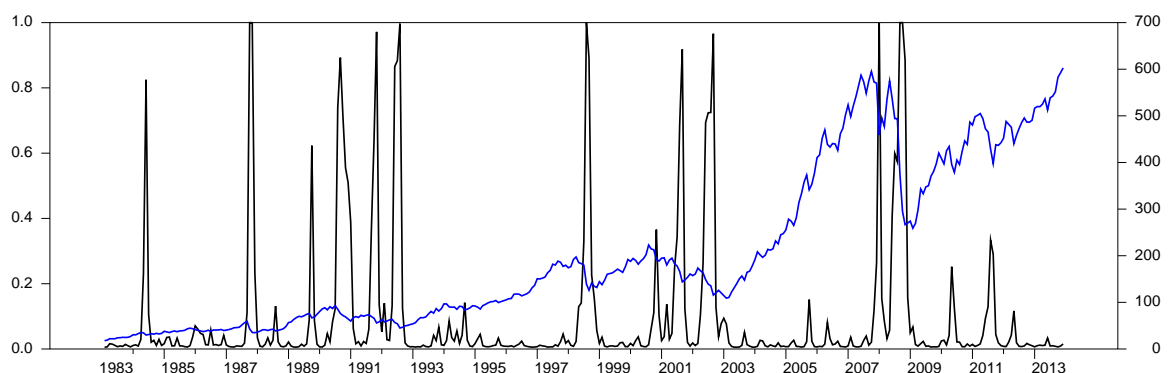
## 6.6 Norge

For norsk økonomi fant vi tidligere konjunkturstudier gjort av blant andre Ola Honningdal Grytten. Gjennom disse studiene ble det klart at Norge i hovedsak kun har opplevd to betydelige kriser de årene vi har data for; fra 1988 til 1993 og finanskrisen. I tillegg regner vi med at vår modell med OSEAX vil plukke opp finansielle kriser som ikke har hatt store realøkonomiske konsekvenser. Dessuten er vi spente på å se hvordan spesielt en Markovskiftende modell med norsk BNP vil se ut, ettersom vi vet at den norske økonomien er relativt stabil. I tabell 18 presenterer vi hovedfunnene i form av de ergodiske sannsynlighetsfordelingene.

OSEAX	BNP	Industriproduksjon	Privat konsum	Arbeidsledighet	MSVAR
90:10	53:47	74:26	46:54	74:26	76:24

**Tabell 18: Hovedfunn for norsk økonomi**

### 6.6.1 OSEAX



**Figur 35: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i OSEAX**

Figur 35 viser den Markovskiftende modellens sannsynligheter for kontraksjoner, sammen med utviklingen i OSEAX. Vi legger merke til at fra 2003 til og med 2007 har den norske indeksen hatt en stor oppgang. I likhet med de andre indeksene ser vi at fallet som følger av finanskrisen også i OSEAX er stort. Modellen har markert for kontraksjoner flere steder, men disse ser ut til å ha en kort varighet. Under finanskrisen henger dette antageligvis sammen med at fallet i indeksen snur til en positiv trend kort tid etterpå.

Frekvens Observasjoner	1983:02 – 2013:12	1990:01 – 2013:12
	Måned 371	Måned 288
$\bar{\pi}_1$	<b>0,901</b>	<b>0,847</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,099</b>	<b>0,153</b>
$\mu_1$	0,0210	0,0203
$\mu_2$	-0,0933	-0,0658
VB	0,1143	0,0861
$\sigma_1^2$	0,00244	0,00225
$\sigma_2^2$	0,00868	0,00737
$p_{11}$	0,952	0,945
$p_{22}$	0,561	0,695
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,513	0,640
Varighet R1	21 mnd.	
Varighet R2	2 mnd.	

**Tabell 19: Den Markovskiftende modellens resultater for OSEAX**

Det første vi legger merke til er den sterkt negative gjennomsnittlige veksten for kontraksjonsregimene. Med 9 prosent negativ gjennomsnittlig vekst er dette den klart mest negative veksten vi har observert for alle variablene. Variansene for både ekspansjons- og kontraksjonsregimene er de høyeste blant indeksene. Dette indikerer at OSEAX er mer volatil enn de andre indeksene i undersøkelsen. Modellen uttrykker vi på følgende måte:

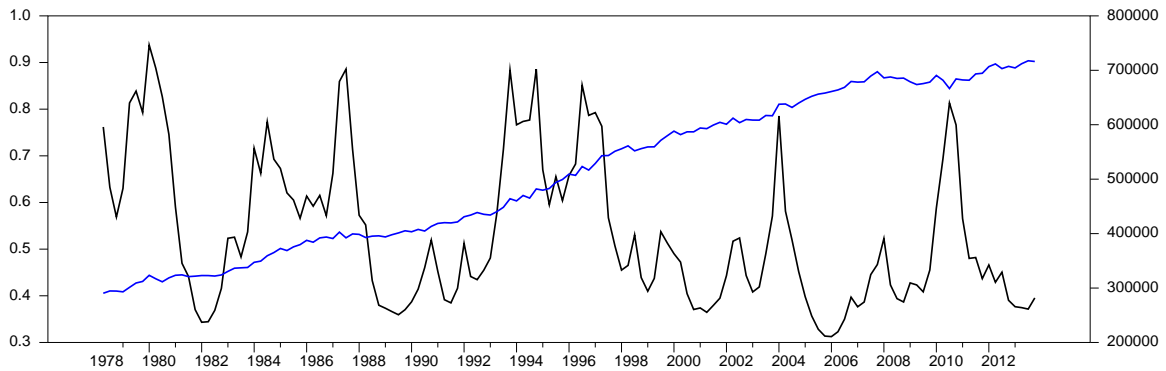
$$S_t = 1: \Delta OSEAX = 0,0210 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00244} = 0,04940$$

$$S_t = 2: \Delta OSEAX = -0,0933 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00868} = 0,09317$$

Av de fire aksjeindeksene i undersøkelsen vår, er det den norske som viser høyest ergodisk sannsynlighet for ekspansjonsfaser, med 0,90. Av de norske variablene er det indeksen som

viser kortest gjennomsnittlig varighet av kontraksjoner. Vi ser at ved å kjøre analysen kun fra starten av 90-tallet blir andelen ekspansjonsfaser mindre. Veksten holder seg derimot nesten uendret for ekspansjonsfasene, men blir mindre negativ for kontraksjonsfasene.

## 6.6.2 BNP



**Figur 36: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i norsk BNP**

Som tidligere nevnt var vi spente på hvordan en Markovskiftende modell med norsk BNP ville definere høyvariansregimene. Modellen definerte høyvariansregimet som det regimet med høyest vekst. Ettersom vi tidligere har modellert samtlige modeller på bakgrunn av det regimet som har høyest varians, har vi gjort det samme i figur 36. Utviklingen har i tråd med våre forventninger for norsk BNP vist en relativt stabil positiv trend, uten særlige tegn til nedgang (kun stagnasjon) rundt finanskrisen. Vi merker oss at modellen gjennom hele perioden viser en sannsynlighet større enn null for regime 1.



Frekvens Observasjoner	1978:02 – 2013:04	1990:01 – 2013:04
	Kvartal 143	Kvartal 96
$\bar{\pi}_1$	<b>0,470</b>	<b>0,514</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,530</b>	<b>0,486</b>
$\mu_1$	0,0053	0,0045
$\mu_2$	0,0075	0,0076
VB	0,0022	0,0031
$\sigma_1^2$	0,00011	0,00009
$\sigma_2^2$	0,00021	0,00020
$p_{11}$	0,751	0,882
$p_{22}$	0,779	0,875
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,530	0,757
Varighet R1	4 kvartal	
Varighet R2	5 kvartal	

**Tabell 20: Den Markovskiftende modellens resultater for norsk BNP**

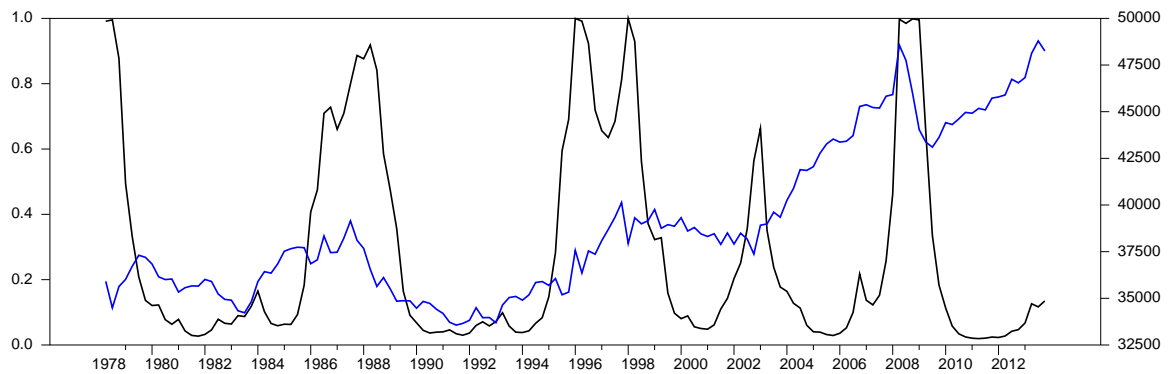
Den gjennomsnittlige veksten er for begge regimer positiv. I motsetning til resultatene for andre lands BNP viser norsk BNP positiv vekst i begge regimene med størst vekst i høyvariansregimet. Modellen skriver vi på følgende måte:

$$S_t = 1: \Delta BNP = 0,0053 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00011} = 0,01049$$

$$S_t = 2: \Delta BNP = 0,0075 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00021} = 0,01449$$

En såpass jevn fordeling av de ergodiske sannsynlighetene mener vi må ses i sammenheng med at modellen definerer to vekstregimer. Den gjennomsnittlige varigheten for de to regimene blir naturligvis også nokså lik. Vi ser for øvrig kun små endringer i resultatene for periodiseringen som starter på 90-tallet.

### 6.6.3 Industriproduksjon



**Figur 37: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i norsk industriproduksjon**

Figur 37 viser utviklingen i norsk industriproduksjon sammen med MSP for kontraksjonsfaser fra den Markovskiftende modellen. Det kan se ut til at modellen markerer for kontraksjoner på bakgrunn av to forskjellige økonomiske hendelser på slutten av 90-tallet, men modellen gir utslag for en samlet kontraksjon. Ellers ser vi flere tydelige markeringer.

Frekvens Observasjoner	1978:02 – 2013:04	1990:01 – 2013:04
	Kvartal 143	Kvartal 96
$\bar{\pi}_1$	<b>0,736</b>	<b>0,774</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,264</b>	<b>0,226</b>
$\mu_1$	0,0028	0,0039
$\mu_2$	0,0010	0,0017
VB	0,0018	0,0022
$\sigma_1^2$	0,00016	0,00014
$\sigma_2^2$	0,00074	0,00097
$p_{11}$	0,936	0,925
$p_{22}$	0,822	0,743
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,758	0,668
Varighet R1	16 kvartal	
Varighet R2	6 kvartal	

**Tabell 21: Den Markovskiftende modellens resultater for norsk industriproduksjon**

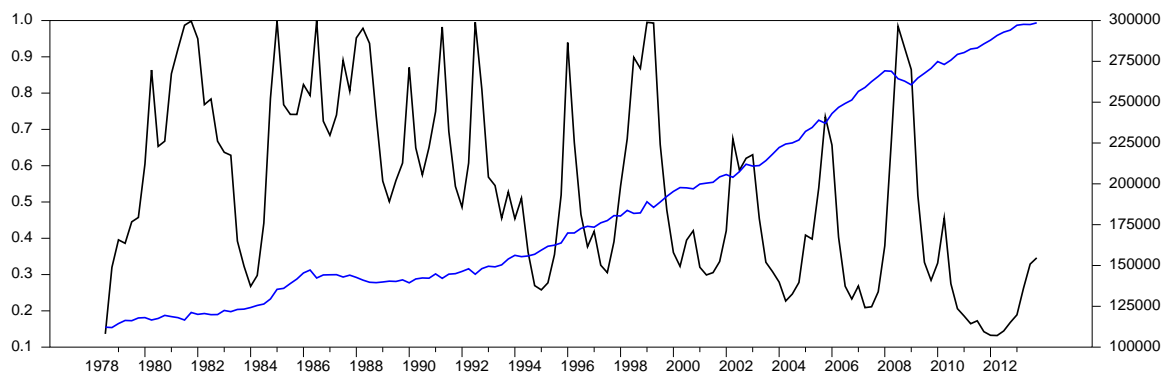
I motsetning til modellen for norsk BNP viser resultatene her at lavvekstregimet har høyest varians. Den gjennomsnittlige veksten i ekspansjonsregimene er ikke mye større enn for kontraksjonsregimene. Variansen er derimot mye større i kontraksjonsregimene. Vi uttrykker modellen for norsk industriproduksjon på følgende måte:

$$S_t = 1: \Delta \text{Industriproduksjon} = 0,0028 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00016} = 0,01265$$

$$S_t = 2: \Delta \text{Industriproduksjon} = 0,0010 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00074} = 0,02720$$

Den ergodiske sannsynlighetsfordelingen ligger mellom sannsynlighetene vi fant for OSEAX og norsk BNP. Den gjennomsnittlige varigheten for regime 1 og regime 2 er henholdsvis 16 og 6 kvartaler. Generelt endrer ikke resultatene seg nevneverdig ved å gjøre undersøkelsen med data fra og med 90-tallet.

#### 6.6.4 Privat konsum



**Figur 38: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i norsk privat konsum**

Figur 38 gir et bilde av utviklingen i norsk privat konsum sammen med MSP for regime 2 fra den Markovskiftende modellen. I likhet med modellen for norsk BNP ser vi at modellen viser svært mange kontraksjoner. Kontraksjonene er også her perioder med vekst.

Frekvens Observasjoner	1978:03 – 2013:04	1990:01 – 2013:04
	Kvartal 142	Kvartal 96
$\bar{\pi}_1$	<b>0,462</b>	<b>0,577</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,538</b>	<b>0,423</b>
$\mu_1$	0,0086	0,0099
$\mu_2$	0,0055	0,0050
VB	0,0031	0,0049
$\sigma_1^2$	0,00006	0,00005
$\sigma_2^2$	0,00022	0,00020
$p_{11}$	0,775	0,729
$p_{22}$	0,807	0,631
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,582	0,360
Varighet R1	4 kvartal	
Varighet R2	5 kvartal	

**Tabell 22: Den Markovskiftende modellens resultater for norsk privat konsum**

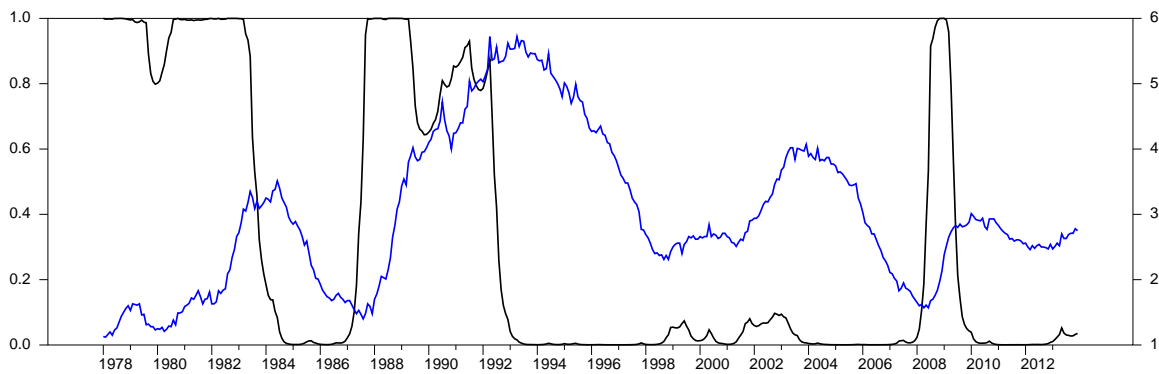
Begge regimene viser positiv gjennomsnittlig vekst med verdier som ligner de vi fant for norsk BNP. Derimot er høyvariansregimet her det regimet med lavest vekst. Enkelte andre variabler har også vist positiv gjennomsnittlig vekst for begge regimene, men ingen med like høy verdi som for norsk privat konsum og BNP. Modellen skriver vi som:

$$S_t = 1: \Delta \text{Privat konsum} = 0,0086 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00006} = 0,00775$$

$$S_t = 2: \Delta \text{Privat konsum} = 0,0055 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00022} = 0,01483$$

Også de ergodiske sannsynlighetene ligner verdiene vi fant for norsk BNP, men vi ser at privat konsum har en større andel av lavvekstregimet. Den jevne fordelingen av sannsynlighetene mener vi henger sammen med at begge regimene er vekstregimer. Dette gir videre nokså lik gjennomsnittlig varighet for de to regimene. Vi ser en endring i den ergodiske sannsynlighetsfordelingen for perioden fra 1990 til 2013, men nokså like resultater for gjennomsnittlig vekst og varians.

## 6.6.5 Arbeidsledighet



**Figur 39: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende modellen og utviklingen i norsk arbeidsledighet**

Figur 39 viser utviklingen i norsk arbeidsledighet sammen med sannsynlighetene for kontraksjon ifølge den Markovskiftende modellen. For første halvdel av datamaterialet ser vi en stor andel kontraksjonsfaser, men det er kun rundt finanskrisen modellen gir utslag etter dette. Vi merker oss at modellen ikke anser den økte arbeidsledigheten på starten av 2000-tallet som en kontraksjon.

Frekvens Observasjoner	1978:01 – 2013:12	1990:01 – 2013:12
	Måned	Måned
	432	288
$\bar{\pi}_1$	<b>0,744</b>	<b>0,492</b>
$\bar{\pi}_2$	<b>0,256</b>	<b>0,508</b>
$\mu_1$	-0,0068	-0,0140
$\mu_2$	0,0222	0,0105
VB	0,0290	0,0245
$\sigma_1^2$	0,00073	0,00048
$\sigma_2^2$	0,00228	0,00092
$p_{11}$	0,989	0,967
$p_{22}$	0,968	0,968
$p_{11} + p_{22} - 1$	0,957	0,935
Varighet R1	87 mnd.	
Varighet R2	31 mnd.	

**Tabell 23: Den Markovskiftende modellens resultater for norsk arbeidsledighet**

I likhet med resultatene for tysk arbeidsledighet ser vi at også norsk arbeidsledighet har motsykliske egenskaper. Den gjennomsnittlige veksten er positiv i kontraksjonsfasene, mens den er negativ i ekspansjonsfaser. Vi merker oss at variansen er vesentlig mindre enn for tysk arbeidsledighet for kontraksjonsregimene, men høyere for ekspansjonsregimene. Modellen uttrykker vi på følgende måte:

$$S_t = 1: \Delta \text{Arbeidsledighet} = -0,0068 + v_{1,t} \text{ der } \sigma_{1,t} = \sqrt{0,00073} = 0,02702$$

$$S_t = 2: \Delta \text{Arbeidsledighet} = 0,0222 + v_{2,t} \text{ der } \sigma_{2,t} = \sqrt{0,00228} = 0,04775$$

Vi ser at den ergodiske sannsynlighetsfordelingen er svært lik fordelingen vi fant for norsk industriproduksjon, men avviker betydelig fra de øvrige norske variablene. Den gjennomsnittlige varigheten av begge regimene er de lengste vi har observert for norsk økonomi. Resultatene for perioden 1990 til 2013 avviker betydelig fra resultatene for modellen som benytter data fra 1978.

### 6.6.6 Tolkninger

Vi skal gjennom de neste sidene diskutere hvordan våre resultater for de norske variablene gjennom våre Markovskiftende modeller har reagert på økonomiske hendelser i Norge. Her vil vi få fram likheter og forskjeller i regimefordelingen, og vi vil forsøke å skille mellom realøkonomiske og finansielle hendelser i den norske økonomien. Vi vil til slutt konkludere hvorvidt vi mener det på bakgrunn av resultatene fra våre modeller eksisterer fellestrekk i regimefordelingen for våre utvalgte variabler.

I etterkrigstiden var kredittmarkedene mer regulert enn tidligere. Norske myndigheter hadde som mål å stimulere til økte investeringer gjennom å holde renten nede. Som følger av den neo-liberalistiske tiden på slutten av 70-tallet ble det norske kredittmarkedet deregulert. Fortsatt lave renter førte til en betydelig kredittboom på slutten av 80-tallet. Denne utviklingen førte til overoppheting i markedene og etter hvert prisbobler. I 1985 begynte store fall i oljeprisen, og norsk handelsbalanse gikk fra et stort overskudd til betydelig underskudd. Dette førte videre til en devaluering av norsk krone. I oktober 1987 falt hovedindeksen på Oslo Børs med 20 prosent. Liberaliseringen av kredittmarkedene på 80-tallet hadde ført til rask vekst i norske banker, både i innlands- og utlandsvirksomhet. I utlandet tok de kunder som andre banker ikke ville ha, og dette resulterte i store tap som følger av den internasjonale

økonomiske nedgangen i 1987 til 1988. I tillegg krasjet prisene i boligmarkedet og arbeidsledigheten steg kraftig. Krisen rammet Norge hardt, og var landets verste finansielle krise siden 1930-tallet, og den verste bankkrisen siden 1920-tallet (Grytten & Hunnes, 2014).

Modellen for industriproduksjon gir utslag mellom 1986 og 1988, og indikerer dermed at den norske industriproduksjonen ble påvirket av disse økonomiske hendelsene på 80-tallet. Av dataene våre kan vi se at arbeidsledigheten gikk opp fra omtrent 1,5 prosent i slutten av 1987 til 5,7 prosent i 1992, og denne perioden markeres som en kontraksjonsfase i modellen.

Modellen for OSEAX gir flere utslag mellom 1987 og 1992. Markeringene av kontraksjonsfaser for disse variablene er i samsvar med nedgangen den norske økonomien opplevde på denne tiden, og funnene våre støtter opp om at både finanssektoren og realøkonomien merket kredittboomen og det store fallet i oljeprisen. Til tross for at vi ser en positiv trend i industriproduksjonen mellom 1995 og 1997, gir modellen utslag for kontraksjon for denne perioden. Dette tror vi skyldes en høy varians som følger av flere fall i utviklingen denne perioden.

Grytten (2011) påpeker at det var et krasj i det norske aksjemarkedet som følger av asiakrisen i 1998 og dot com-krisen ved årtusenskiftet. Han gjør et poeng av at disse krisene likevel ikke påvirket realøkonomien i Norge i særlig grad. Vi ser av figur 35 at OSEAX viser en negativ utvikling i 1998 som markeres som kontraksjon i modellen. Den negative trenden i den norske indeksen mellom 2000 og 2003 kan muligens ha sammenheng med dot com-boblen. Det kan også være grunn til å tro at terrorangrepet i september 2001 bidro til den negative utviklingen fram til 2003. Vi merker oss også at arbeidsledigheten økte fra 2,5 prosent til 4 prosent fra 2001 til 2003. Selv om økningen er betydelig i norsk sammenheng er den ikke markert som en kontraksjon i modellen. Modellen for industriproduksjon gir for øvrig utslag samtidig som økningen i arbeidsledighet. Vi mener det er grunn til å tro at det er en sammenheng mellom færre folk i arbeid og mindre produksjon i industrien.

Finanskrisen som startet i 2007 var den verste globale finansielle krisen siden 30-tallet. Med unntak av aksjemarkedet har krisen hatt relativt liten innvirkning på norsk økonomi.

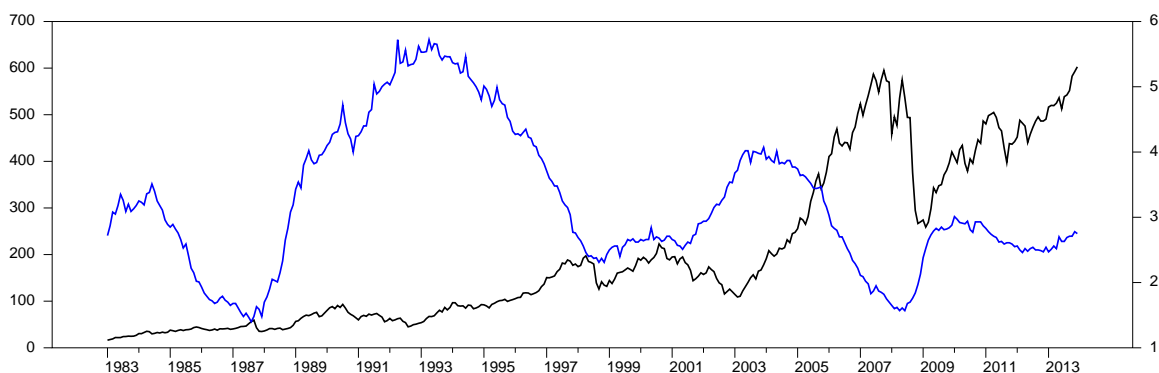
Aksjemarkedet stupte med 64 prosent fra mai 2008 til november 2008. Dette gjorde krasjet i det norske aksjemarkedet til det raskeste og nest største noensinne i Norge, kun overgått av krasjet i 1919-1921. Norske boligpriser falt med 14 prosent fra august 2007 til desember 2008, men som følger av at det ble bygd få nye boliger og tilbudet i boligmarkedet dermed

var begrenset, samt at bankene satte renten lavt sent i 2008, stoppet krasjet i Norge i januar 2009. Med kun en liten stagning i økonomien, arbeidsledighet på kun litt over 3 prosent i 2009 og veldig begrensede tap for bankene må Norge anses å ha kommet godt ut av finanskrisen (Grytten, 2011).

Til tross for den lave økningen i arbeidsledighet under finanskrisen har modellen markert dette som en kontraksjonsfase. Dette tror vi henger sammen med at økningen skjer på kort tid. Selv om den økte arbeidsledigheten på starten av 2000-tallet er større enn den under finanskrisen, skjer økningen over et lengre tidsrom, og vi antar dette er noe av forklaringen til at modellen ikke slår ut der. Også modellen med OSEAX gir utslag rundt finanskrisen, men markerer finanskrisen som to separerte kontraksjoner. Vi antar at oppgangen i 2008 var preget av mindre varians, og dermed gjorde at modellen ikke ville anse hele finanskrisen som en samlet kontraksjon. Modellen for industriproduksjon er også tydelig i sin markering, og fallet fra 2008 til 2009 er det klart største for norsk industriproduksjon. SSB knytter fallet opp mot sviktende etterspørsel som følger av finanskrisen (Statistisk Sentralbyrå, 2009).

### Markovskiftende VAR-modell

Vi har gjort en Markovskiftende VAR med OSEAX og norsk arbeidsledighet for perioden 1983 til 2013, for å undersøke om disse variablene i kombinasjon bedre viser kontraksjoner i samsvar med de finansielle og realøkonomiske hendelsene vi har diskutert for norsk økonomi. Som vi ser av figur 40 viser variablene motsyklisk utvikling.



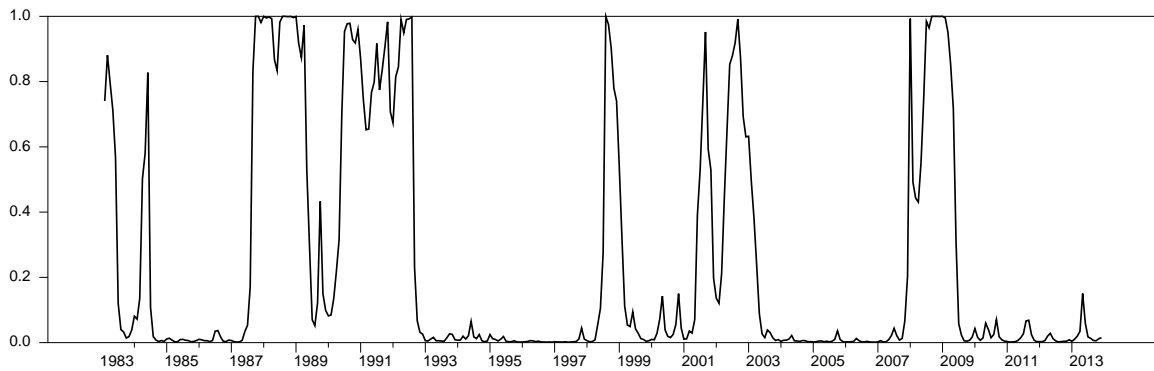
**Figur 40: Utviklingen i norsk arbeidsledighet (blå) og OSEAX (svart)**

Resultatene for MSVAR-modellen viser at gjennomsnittlig vekst i ekspansjonsregimene er 1,92 prosent for OSEAX, mens den for arbeidsledighet er -0,79 prosent. I kontraksjonsregimene viser OSEAX en negativ vekst på -2,01 prosent, mens arbeidsledighet



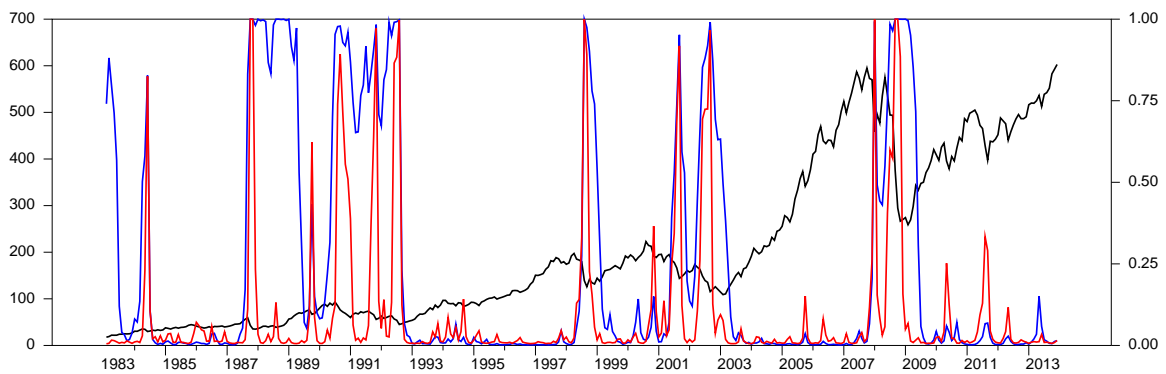
viser 2,50 prosent. Disse verdiene av gjennomsnittlige vekstrater bekrefter den motsykliske utviklingen vi ser av figuren. VAR-modellen gir  $p_{11} = 0,956$  og  $p_{22} = 0,862$ , noe som gir en ergodisk sannsynlighetsfordeling på 0,76 og 0,24. Sannsynlighetene ligger betydelig nærmere de ergodiske sannsynlighetene i modellen for arbeidsledighet enn i modellen for OSEAX.

Figur 41 viser kontraksjonene til MSVAR-modellen.

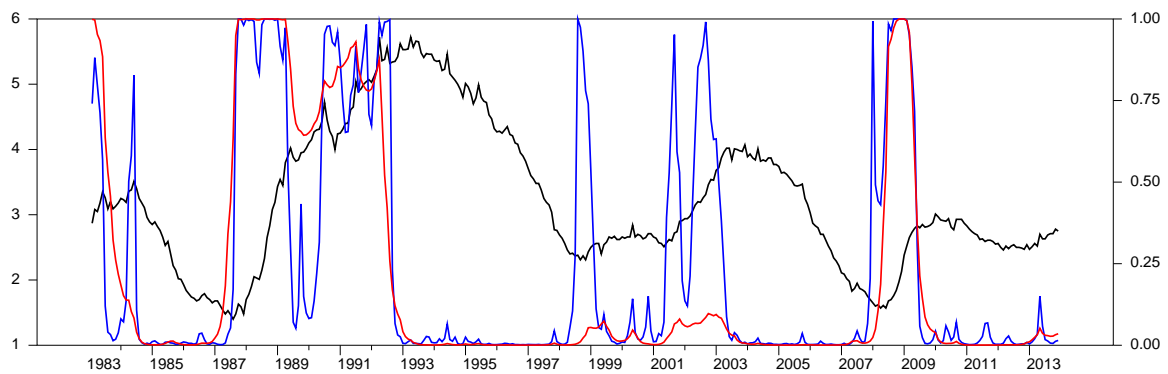


**Figur 41: Kontraksjonsfaser i følge den Markovskiftende VAR-modellen med OSEAX og norsk arbeidsledighet**

For bedre å illustrere forskjellen mellom MSVAR-modellen og modellene med OSEAX og norsk arbeidsledighet presenterer vi figur 42 og figur 43.



**Figur 42: Kontraksjonsfaser i følge MSVAR-modellen (blå) og MS-modellen for OSEAX (rød) sammen med utviklingen i OSEAX (svart)**



**Figur 43: Kontraksjonsfaser i følge MSVAR-modellen (blå) og MS-modellen for norsk arbeidsledighet (rød) sammen med utviklingen i norsk arbeidsledighet (svart)**

Vi ser av figur 42 at MSVAR-modellen gir utslag i omtrent alle tilfellene der modellen for OSEAX gir utslag, men kontraksjonsfasene i MSVAR-modellen er mer langvarige. Vi tror derfor at alle økonomiske kriser i Norge for vårt datamateriale som har påvirket realøkonomien også har påvirket børsen. Figur 43 viser større forskjeller i dateringene. MSVAR-modellen markerer mer enn modellen for arbeidsledighet. Denne forskjellen kan muligens tolkes slik at modellen for arbeidsledighet kun fanger opp kriser som har påvirket realøkonomien. Det kan tenkes at de øvrige markeringene til MSVAR-modellen kun er finansielle kriser, altså at de ikke har betydelig realøkonomisk påvirkning. Vi legger likevel merke til at de fleste markeringene i MSVAR-modellen er på tidspunkt der arbeidsledigheten også stiger. Grytten og Hunnes (2014) definerer som tidligere nevnt to store kriser i Norge i etterkrigstiden; mellom 1988 og 1993, og under finanskrisen. Begge disse krisene blir tydelig plukket opp i MSVAR-modellen. En mulig tolkning er at krisene der både MSVAR-modellen og modellen for arbeidsledighet slår ut er kriser av realøkonomisk betydning. Likhetene mellom disse modellene er fra 1987 til 1992 og under finanskrisen. Modellen med MSVAR deler denne krisen i to separate kontraksjonsfaser, mens modellen med arbeidsledighet viser en sammenhengende kontraksjon som ender i 1992. Det kan alt i alt se ut til at MSVAR-modellen ser ut til å treffe godt på de hendelsene vi har dokumentert for norsk økonomi.

### Sluttkommentar

Vi har nå gjennomgått hvordan modellene for de norske variablene har reagert på økonomiske hendelser. I likhet med de andre landene viser modellen med en aksjeindeks mange utslag for kontraksjon, men vi observerer en ergodisk sannsynlighet for regime 2 på kun 0,10 for OSEAX. Modellen for indeksen har markert samtlige av de finansielle og realøkonomiske

hendelsene vi har diskutert, men kontraksjonsregimene i modellen har vært relativt kortvarige. Modellen har også vært ganske bestemt der den har markert for kontraksjoner.

Modellen for arbeidsledighet markerer kun noen få ganger for kontraksjoner. Gjennom nesten to tiår ser vi ingen utslag. Det er dermed spesielt tiden fram til 1983 som trekker opp den ergodiske sannsynligheten for regime 2. Vi tror at noe av årsaken til at modellen for arbeidsledighet ikke gir flere utslag, er at trendene i variabelen snur relativt sjelden.

Modellene for BNP og privat konsum gir resultater som ikke enkelt lar seg knytte opp mot økonomiske hendelser vi har funnet dokumentert. Resultatene for BNP har sammenheng med at modellen definerer høyvariansregimet som regimet med høyest vekst. For norsk økonomi ser det derfor ut til at verken BNP eller privat konsum er særlig egnet for bruk i en Markovskiftende modell med formål å identifisere kontraksjonsfaser. Vi tror dette kan henge sammen med hvor stabil norsk økonomi er. Det norske stabiliseringspolitiske rammeverket er utformet for å ta hensyn til at den økonomiske aktiviteten i stor grad påvirkes av svingninger i verdensøkonomien (Finansdepartementet, 2009).

Modellen for industriproduksjon viser generelt langvarige men få utslag for kontraksjon, med ergodiske sannsynligheter på 0,74 og 0,26. Det ser ut til at modellen har fanget opp enkelte finansielle kriser. Ettersom denne modellen likevel kun fanger opp deler av de realøkonomiske krisene på 80- og 90-tallet syns vi det er vanskelig å argumentere for at denne variabelen er godt egnet til å identifisere kontraksjoner i norsk økonomi.

For norsk økonomi ser vi fellestrekk i den ergodiske sannsynlighetsfordelingen av regimene mellom industriproduksjon, arbeidsledighet og den Markovskiftende VAR-modellen. BNP og privat konsum skiller seg ut med en fordeling som viser omtrent like stor sannsynlighet for begge regimer, men her har begge regimene positiv gjennomsnittlig vekst. Modellen for OSEAX viser den klart laveste andelen kontraksjonsfaser for den norske økonomien. Vi kan ikke argumentere for at det på bakgrunn av våre modeller eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom samtlige norske variabler, og dette støtter derfor ikke opp om arbeidshypotese 1.

## 6.7 Fellestrekk i regimefordelingen mellom land

I dette delkapittelet vil vi på bakgrunn av de ergodiske sannsynlighetsfordelingene undersøke hvorvidt det eksisterer fellestrekk i regimefordelingene mellom de forskjellige landene. Denne diskusjonen vil bli gjort på bakgrunn av resultatene fra 6.3 til 6.6. I tillegg har vi utført to VECM-analyser for å studere langsiktige likevektsforhold.

Tabell 24 nedenfor viser samtlige ergodiske sannsynligheter for begge regimer, presentert med lavvariansregimet først. Hensikten med fargekodene er at leseren enklere skal kunne få en oversikt over likhetstrekk i fordelingene. Intervallene tar utgangspunkt i at vi på bakgrunn av tidligere konjunkturforskning så at en fordeling på 80:20 gikk igjen. Vi gikk derfor inn i undersøkelsen med en forventning om å se lignende fordelinger for våre variabler generelt. Med amerikansk økonomi som benchmark, er fordelingene vi har merket grønn de som ligger nærmest våre forventninger på forhånd. Fordelingene som er merket gul viser en høyere ekspansjonsfordeling enn forventet, mens fordelingene som er merket rød viser en høyere kontraksjonsfordeling enn forventet. Ved å endre intervallene for fargekodene ser vi av vedlegg III og IV tydelige endringer i «fellestrekkene». De vedlagte tabellene har et grønt intervall på 70-80 og 75-85.

	USA	Tyskland	Japan	Norge
Aksjeindeks	81:19	73:27	52:48	90:10
BNP	79:21	98:02	83:17	47:53
Industriproduksjon	76:24	96:04	97:03   90:10*	74:26
Privat konsum	85:15	91:09	73:27	46:54
Arbeidsledighet	-	83:17	-	74:26
MSVAR	-	-	-	76:24

$\pi_1$ :
Større enn 85
70-85
Mindre enn 70

\* Resultat basert på den Markovskiftende modellen som inkluderte en dummyvariabel.

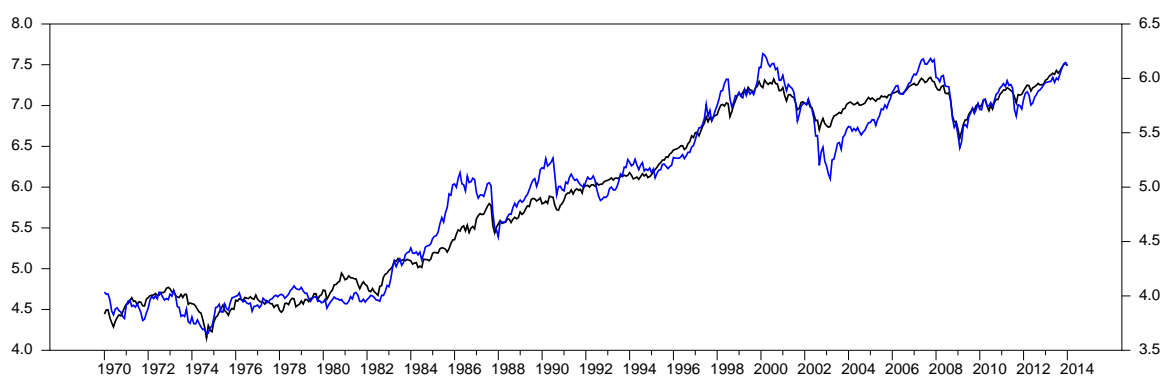
**Tabell 24: Ergodiske sannsynligheter fra samtlige Markovskiftende modeller**

### Regimefordelingen mellom USA og Tyskland

Det første vi legger merke til ved sammenligning av den ergodiske sannsynlighetsfordelingen mellom USA og Tyskland er en høyere andel ekspansjonsfaser for tysk økonomi.

Sammenlignet med de amerikanske variablene er det for tysk økonomi større variasjon i fordelingene av regimene. Vi mener større avvik i regimefordelingene bør ses i sammenheng med færre observasjoner i datamaterialet. Det er vanskelig å argumentere for at tysk industriproduksjon og BNP viser regimefordelinger som ligner fordelingene i amerikansk økonomi. Fordelingen i tysk og amerikansk privat konsum viser derimot nokså like fordelinger. Regimefordelingen i tysk arbeidsledighet viser de største likhetstrekkene til amerikansk økonomi generelt.

Den ergodiske sannsynlighetsfordelingen mellom S&P 500 og CDAX viser tegn til likheter. Figur 44 gir et bilde av en nokså lik utvikling mellom de to indeksene (S&P 500 er svart, CDAX er blå).



**Figur 44: Logaritmisk utvikling i S&P 500 (svart) og CDAX (blå)**

På bakgrunn av disse likhetene modellerte vi en feilkorreksjonsmodell med variablene. Vi presenterer her kun den endelige modellen. Se vedlegg V for fullstendig framgangsmåte og tilhørende output.

$$\Delta CDAX_t = -0,04(CDAX_{t-1} - 0,58 - 0,74SAP_{t-1}) + 0,70\Delta SAP_t + 0,17\Delta SAP_{t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

$$\Delta SAP_t = 0,02(CDAX_{t-1} - 0,58 - 0,74SAP_{t-1}) + 0,50\Delta CDAX_t + \varepsilon_{2,t}$$

Av betakoeffisienten ser vi at det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom CDAX og S&P 500. Dette kan tolkes som at en økning i S&P 500 på 1 prosent vil medføre en oppgang i CDAX på 0,74 prosent på lang sikt. Vi ser at begge feilkorreksjonskoeffisientene er

signifikante, altså vil man som regel anta at kausaliteten går i begge retninger. Det er likevel viktig å huske at feilkorreksjonskoeffisientene ikke er motstandsdyktige mot endringer i informasjonssettet. Vi er derfor forsiktige med å trekke konklusjoner om kausaliteten. På forhånd hadde vi antagelser om at CDAX ville justere seg for S&P 500, men vi hadde ikke trodd at S&P 500 ville justere seg for CDAX. Vi hadde altså forventet en ikke-signifikant  $\alpha_2$ . Etersom  $\alpha_1 < 0$  og  $\alpha_2 > 0$  sier vi at feilkorrekasjonen er riktig, og modellen er stabil. Feilkorreksjonskoeffisienten til CDAX på -0,04 betyr at 4 prosent av et avvik vil justeres i løpet av neste periode (måned). Dette må anses å være en nokså liten feilkorrekasjon, og det vil ta relativt lang tid før eventuelle feil mellom variablene rettes opp. Vi synes den lave feilkorrekasjonen er noe overraskende, både med tanke på hvor stor den amerikanske økonomien er, og utviklingen i variablene den grafiske framstillingen i figur 44 viser.

På bakgrunn av arbeidshypotese 2 som vi presenterte i innledningen kan vi ikke argumentere for at det eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom alle variabler for amerikansk og tysk økonomi. Vi finner fellestrekk i enkelte variabler.

#### Regimefordelingen mellom USA og Japan

I likhet med resultatene for den tyske økonomien er det også i japansk økonomi store variasjoner i fordelingen av regimene. Den ergodiske sannsynlighetsfordelingen er svært lik for amerikansk og japansk BNP, og fordelingen i japansk BNP ligger dermed nært fordelingen for amerikansk økonomi for øvrig. Vi mener også det eksisterer visse likheter mellom fordelingen i japansk privat konsum og den generelle fordelingen i amerikansk økonomi. Japansk industriproduksjons høye andel ekspansjonsregimer ligger langt unna fordelingen i den amerikanske industriproduksjonen. Inkluderingen av dummyvariabelen som tidligere nevnt gir en ny fordeling, men vi kan fortsatt ikke argumentere for store likheter til fordelingen i amerikansk økonomi. Den store andelen kontraksjoner i TOPIX gir en sannsynlighetsfordeling som skiller seg kraftig fra den amerikanske indeksen. Av de japanske variablene er det regimefordelingen i indeksen som viser de største forskjellene fra amerikansk økonomi.

Med utgangspunkt i de like ergodiske sannsynlighetene for amerikansk og japansk BNP ønsket vi å modellere en feilkorreksjonsmodell. Den endelige modellen er presentert nedenfor. For fullstendig framgangsmåte og output, se vedlegg VI.

$$\Delta JPNP_t = -0,16(JPNP_{t-1} - 10,06 - 0,32USNP_{t-1}) + 0,45\Delta USNP_t + 0,42\Delta USNP_{t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

Betakoeffisienten viser i dette tilfellet at det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom amerikansk og japansk BNP. Dette kan tolkes som at en økning i amerikansk BNP på 1 prosent vil medføre en oppgang i japansk BNP på 0,32 prosent på lang sikt.

Feilkorreksjonskoeffisienten til amerikansk BNP er ikke signifikant. Variabelens justering mot likevekt vil derfor ikke være signifikant i modellen vår. Amerikansk BNP innehar med andre ord eksogene egenskaper, og er dermed driveren i denne modellen.

Feilkorreksjonskoeffisienten til japansk BNP på -0,16 er derimot signifikant. Dette betyr at japansk BNP vil rette opp likevektsfeil mellom variablene ettersom den innehar endogene egenskaper. Omtrent 16 prosent av et avvik vil justeres i løpet av neste periode (kvartal). Denne feilkorreksjonskoeffisienten er betydelig større enn feilkorreksjonskoeffisientene fra den andre VECM-modellen. Det tar i dette tilfellet derfor kortere tid før eventuelle feil mellom variablene rettes opp.

Vi kan på bakgrunn av arbeidshypotese 2 som vi presenterte i innledningen ikke argumentere for at det eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom alle variabler for amerikansk og japansk økonomi. Vi finner riktignok fellestrekk i enkelte variabler.

### Regimefordelingen mellom USA og Norge

Regimefordelingen vi finner for amerikansk og norsk industriproduksjon er tilnærmet den samme. Ettersom norsk BNP viser relativt kraftig positiv vekst for høyvariansregimet, mens amerikansk BNP viser negativ vekst for høyvariansregimet, mener vi de ergodiske sannsynlighetsfordelingene for norsk og amerikansk BNP ikke er egnet til å sammenlignes. Vi mener altså leseren bør være oppmerksom på den gjennomsnittlige veksten for høyvariansregimene for begge variabler ved en sammenligning av de tilhørende ergodiske sannsynlighetene. I følge den Markovskiftende modellen har norsk BNP en *høyere* fordeling av vekstregimer enn amerikansk BNP, til tross for at det ved første øyekast ser motsatt ut i tabell 24. Jamfør tabell 6 og tabell 22 er både variansen og den gjennomsnittlige veksten for begge regimene i amerikansk og norsk privat konsum relativt like. Vi hadde derfor forventet å finne ergodiske sannsynlighetsfordelinger for privat konsum som viste større fellestrekk mellom Norge og USA. Resultatene våre viser at OSEAX inneholder en mindre andel kontraksjonsfaser enn den amerikanske indeksen. Den gjennomsnittlige varigheten av

kontraksjonsregimene i OSEAX (2 mnd) er vesentlig lavere enn i S&P 500 (6 mnd). Det kan derfor være grunnlag for å hevde at den norske indeksen raskere korrigeres. Alt i alt kan det se ut til at det norske aksjemarkedet befinner seg i bullsentiment større del av tiden enn S&P 500. Den Markovskiftende VAR-analysen gir en ergodisk sannsynlighetsfordeling som ligger nær fordelingen som går igjen for den amerikanske økonomien.

Vi mener ikke vi kan argumentere for at det eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom alle variabler for amerikansk og tysk økonomi. Vi finner fellestrekk i enkelte variabler.

Funnene våre støtter altså ikke opp om arbeidshypotese 2.

#### Regimefordelingen mellom Tyskland og Japan

Regimefordelingen i tysk og japansk industriproduksjon er ifølge de Markovskiftende modellene våre nesten identiske. De andre variablene viser høyere andel av ekspansjonsfaser for Tyskland enn for Japan. Regimefordelingen viser altså få fellestrekk mellom variablene for disse landene.

Vi er oppmerksomme på at små endringer i datasettet kan gi store endringer i resultatene til modellen. Blant annet ser vi at modellen for japansk industriproduksjon som inkluderte en dummyvariabel gir vesentlig lavere andel ekspansjonsregimer (90:10) sammenlignet med modellen uten dummy (97:03).

På bakgrunn av resultatene fra de Markovskiftende modellene kan vi ikke argumentere for at det eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom alle variabler for tysk og japansk økonomi. Vi observerer fellestrekk i enkelte variabler. Vi mener ikke resultatene støtter opp om arbeidshypotese 2.

#### Regimefordelingen mellom Tyskland og Norge

Regimefordelingen i modellene for arbeidsledighet ser noe lik ut for Tyskland og Norge. Vi merker oss at den tyske indeksen viser betydelig større ergodisk sannsynlighet for kontraksjon enn den norske indeksen. Samtidig viser både BNP, industriproduksjon og privat konsum større ergodiske sannsynligheter for ekspansjon for Tyskland. Vi er her oppmerksomme på at sammenligningen inkluderer norsk BNP som har størst vekst i høyvariansregimet. Vi mener derfor det er grunn til å hevde at de ergodiske sannsynlighetene for denne variabelen ikke nødvendigvis er egnet i en sammenligning. Ved en sammenligning av tysk og norsk BNP er



det viktig å ta hensyn til at norsk BNP (i motsetning til tysk BNP) har positiv vekst i begge regimer.

Vi kan på bakgrunn av arbeidshypotese 2 som vi presenterte i innledningen ikke argumentere for at det eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom alle variabler for tysk og norsk økonomi. Vi ser noen likheter i fordelingene i enkelte variabler.

### Regimefordelingen mellom Japan og Norge

Generelt viser regimefordelingene store forskjeller mellom Japan og Norge for alle variablene. Verken aksjeindeks, BNP, industriproduksjon eller privat konsum viser for Japan særlige fellestrekk med Norge.

Vi kan på bakgrunn av arbeidshypotese 2 som vi presenterte i innledningen ikke argumentere for at det eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom alle variabler for amerikansk og japansk økonomi. Vi ser noen likheter i fordelingene i enkelte variabler.

## **6.8 Oppsummering av resultater**

Vi har i dette delkapittelet forsøkt å svare på problemstillingen gjennom våre to arbeidshypoteser:

- 1) *Det eksisterer fellestrekk i fordelingen av økonomiske sentiment i det enkelte land*
- 2) *Det eksisterer fellestrekk i fordelingen av økonomiske sentiment mellom de forskjellige landene*

Den første arbeidshypotesen forsøkte vi å besvare i kapittel 6.3 til 6.6. For amerikansk økonomi mener vi det på bakgrunn av denne undersøkelsen er grunnlag for å hevde at det eksisterer klare fellestrekk i fordelingen av de økonomiske sentimentene mellom alle variablene.

Vi mener det er grunnlag for å hevde at det på bakgrunn av resultatene fra modellene eksisterer fellestrekk i sentimentfordelingen for CDAX og tysk arbeidsledighet. På bakgrunn av resultatene er det grunnlag for å hevde at det eksisterer fellestrekk i fordelingen for tysk

BNP, industriproduksjon og privat konsum. Vi kan riktignok ikke argumentere for at det på bakgrunn av våre modeller eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom samtlige tyske variabler.

Av resultatene for japansk økonomi fant vi fellestrekk i sentimentfordelingen for BNP og privat konsum. Fordelingen i TOPIX ligner ikke fordelingen i de andre japanske variablene. Det samme kan sies om fordelingen i industriproduksjon, som viser svært høy andel ekspansjonsfaser. Vi kan ikke argumentere for at det på bakgrunn av våre modeller eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom samtlige japanske variabler.

Resultatene for norsk økonomi viser fellestrekk i den ergodiske sannsynlighetsfordelingen av regimene for industriproduksjon, arbeidsledighet og den Markovskiftende VAR-modellen. BNP og privat konsum viser omtrent like stor sannsynlighet for begge regimer, men her har begge regimene positiv gjennomsnittlig vekst. Modellen for OSEAX viser den klart laveste andelen kontraksjonsfaser for den norske økonomien. På bakgrunn av resultatene mener vi ikke det kan argumenteres for at det eksisterer fellestrekk i regimefordelingen mellom samtlige norske variabler.

Den andre arbeidshypotesen ble forsøkt besvart i kapittel 6.7. På bakgrunn av resultatene fra de Markovskiftende modellene kan vi ikke argumentere for at det eksisterer fellestrekk i samtlige variabler for noen av de seks forholdene vi undersøkte. For alle de seks forholdene er det derimot enkelte variabler som viser fellestrekk i sentimentfordelingene.

Feilkorreksjonsmodellen med S&P 500 og CDAX impliserte et langsiktig likevektsforhold, men vi er forsiktige med å konkludere rundt kausaliteten i modellen. Feilkorreksjonsmodellen med amerikansk og japansk BNP impliserte også et langsiktig likevektsforhold. Her innehar amerikansk BNP eksogene egenskaper, og er dermed driveren av modellen. Vi argumenterer med dette for at vi ser tendenser til likhetstrekk i regimefordelingen mellom alle de fire økonomiene, noe vi mener kommer fram av tabell 24.

## 7 Avslutning

### 7.1 Konklusjon

I denne oppgaven har vi hatt en grunnleggende antagelse om hvordan forventninger og usikkerhet påvirker de økonomiske sentimentene. Vi har sett på hvordan ulike økonomiske teorier forklarer konjunkturrendringer på forskjellige måter. Gjennom veiledning og litteraturstudier ble det klart at *konvensjonelle forventninger* er en viktig forklaringsfaktor i undersøkelsen, da dette kan knyttes opp mot sentimentdannelsen. Modellene vi bruker tar utgangspunkt i to sentiment, der disse tolkes som ett optimistisk og ett pessimistisk. Det optimistiske sentimentet antas å være preget av aktører som har tro på at den økonomiske veksten skal fortsette inn i framtiden, altså har de høye subjektive forventningsverdier med lite spredning. Det pessimistiske sentimentet er derimot preget av større usikkerhet, og spredningen av de subjektive forventningsverdiene er derfor større. Forventninger og usikkerhet lar seg ikke enkelt måle, og brukes i denne oppgaven som en forklaringsfaktor til resultatene fra våre Markovskiftende modeller. Det er fordelingen av disse sentimentene vi ønsker å studere, og formålet med denne avhandlingen har vært å besvare følgende problemstilling:

*Er det grunnlag for å hevde at det eksisterer fellestrekk i fordelingen av økonomiske sentiment i og mellom våre utvalgte variabler?*

Gjennom dataanalysen i kapittel 6 forsøkte vi å besvare problemstillingen gjennom våre to arbeidshypoteser. En oppsummering av våre resultater ble gitt i kapittel 6.8. Variasjonene vi har funnet i fordelingen av sentimentene for de ulike variablene i undersøkelsen gjør det vanskelig å argumentere for at fordelingen har fellestrekk i samtlige av variablene. Vi har likevel argumentert for at enkelte av variablene viser fellestrekk med hverandre, og sentimentfordelingen som går igjen ser ut til å indikere at økonomiene er i ekspansjonsfaser mellom 70 og 85 prosent av tiden. Det er spesielt modellene for variablene i den amerikanske økonomien som viser tydelige likhetstrekk i regimefordelingen. Både tysk, japansk og norsk økonomi viser større avvik i fordelingene. Tysk økonomi viser generelt en høy andel av ekspansjonsfaser. Fordelingene i de japanske variablene må kunne sies å ligge nokså langt fra hverandre. Dette gjelder også for de norske variablene.

Vi kan ikke argumentere for at det eksisterer fellestrekk i samtlige variabler for noen av de seks forholdene vi har undersøkt. Det er derimot enkelte variabler for hvert forhold som viser fellestrekk i sentimentfordelingene. Vi mener ingen av de seks forholdene vi undersøkte skiller seg ut med særlig større likhetstrekk enn andre. En feilkorreksjonsmodell med amerikansk og japansk BNP indikerer et langsiktig likevektsforhold hvor amerikansk BNP er driver av systemet. Feilkorreksjonsmodellen med S&P 500 og CDAX indikerer også et langsiktig likevektsforhold, der kausaliteten ser ut til å gå i begge retninger. Vi er her likevel forsiktige med å trekke konklusjoner om kausaliteten.

Oppsummert mener vi at vi på bakgrunn av resultatene i undersøkelsen ser enkelte tendenser til likhetstrekk i regimefordelingen mellom alle de fire økonomiene, men at disse ikke kan sies å være tydelige i alle variablene.

## ***7.2 Svakheter ved oppgaven***

I denne utredningen har vi vært forsiktige med å konkludere for sikkert på bakgrunn av resultatene de Markovskiftende modellene har gitt. Vi vil trekke fram antall observasjoner i datasettet for enkelte av variablene som en svakhet ved undersøkelsen. Enkelthendelser får større innvirkning på resultatene ved bruk av korte datasett. Korte datasett øker sjansen for at fordelingene vi finner ikke er en god representativitet av virkelighetens konjunktursvingninger. Konklusjonene våre er gjort på bakgrunn av resultatene fra de Markovskiftende modellene som bruker all tilgjengelig data, men vi påpeker at dataseriene vi har hatt tilgjengelig for enkelte av variablene har vært korte.

Noe av datamaterialet ble kuttet for å tilpasses feilkorreksjonsmodellene, ettersom dataseriene ikke var like lange for de inkluderte variablene. Eventuell tilgang på mer data kunne muligens endret resultatene, og vi har derfor vært forsiktige når vi har uttalt oss om kausalitet i feilkorreksjonsmodellene.

Vi nevner også at ved inndeling av datamaterialet oppdaget vi forskjeller i resultatene ved å sammenligne en Markovskiftende modell med datamateriale som starter under en resesjon, med en annen Markovskiftende modell med datamateriale som starter rett før resesjonen begynte. Dette tyder på høy sensitivitet i våre modeller.

På bakgrunn av overstående refleksjon kan vi ikke med sikkerhet hevde at regimefordelingene korrekt gjenspeiler konjunktursvingningene i den virkelige verden. Økonometriske modeller er forenklinger, og sammenhengene vi undersøker er komplekse. Hvilke observasjoner som er inkludert i datamaterialet for variablene våre er et resultat av hvilke data vi hadde tilgjengelig i datainnsamlingsprosessen.

### ***7.3 Forslag til videre forskning***

Gjennom vårt arbeid har det dukket opp flere spørsmål som kunne vært spennende å få svar på, men som vi av tidsmessige hensyn ikke har hatt mulighet til å undersøke. Vi mener det ville vært spennende å kombinere bruken av en Markovskiftende modell med investering i aksjemarkedet. Ved å bruke sannsynlighetene fra de siste observerte MSP for kontraksjon sammen med en long eller short investering i en aksjeindeks, vil man kunne indikere sannsynligheten for skift i økonomiske sentiment. Det kan være av interesse å se om det gjennom denne investeringsstrategien er mulig å oppnå høyere avkastning enn markedet.

En annen mulighet, som vi så vidt var inne på under vår VECM-diskusjon i metodekapittelet, er å utføre feilkorreksjonsmodeller med Markovskiftende egenskaper. Dette er fortsatt et relativt nytt tema, og slik vi forstår det er det usikkerhet rundt hvordan disse modellene bør modelleres.

## Litteraturliste

- Ariel, R. A. (1990, Desember). High Stock Returns Before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes. *The Journal of Finance*, 45(5), ss. 1611-1626.
- Artis, M., Krolzig, H.-M., & Toro, J. (2004, Januar). The European Business Cycle. *Oxford Economic Papers*, 56(1), ss. 1-44.
- Beaver, W. H. (1981, Januar). Market Efficiency. *The Accounting Review*, 56(1), ss. 23-37.
- Bibow, J. (2001). *On the "Burden" of German Unification*. Working Paper nr. 328, Levy Economics Institute of Bard College.
- Bjørnland, H. C. (2000, September). The Dynamic Effects of Aggregate Demand, Supply and Oil Price Shocks - A Comparative Study. *The Manchester School*, 68(5), ss. 578-607.
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2011). *Investments and Portfolio Management: Global Edition* (9. utg.). McGraw-Hill Irwin.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance* (2. utg.). Cambridge University Press.
- Brown, S. J. (2011). The Efficient Markets Hypothesis: The Demise of the Demon of Chance. *Accounting and Finance*, 51, ss. 79-95.
- Burns, A. F., & Mitchell, W. C. (1946). *Measuring Business Cycles*. National Bureau of Economic Research.
- Camacho, M., & Perez-Quiros, G. (2010, Juni/Juli). Introducing the euro-sting: Short-term indicator of euro area growth. *Journal of Applied Econometrics*, 25(4), ss. 663-694.
- Chauvet, M., & Hamilton, J. D. (2005, Juni). Dating Business Cycle Turning Points. *NBER Working Paper Series*.
- Chauvet, M., & Piger, J. (2008). A Comparison of the Real-Time Performance of Business Cycle Dating Methods. *Journal of Business and Economic Statistics*, 26(1), ss. 42-49.
- Corsetti, G., Pesenti, P., & Roubini, N. (1999, Oktober). What caused the Asian currency and financial crisis? *Japan and the World Economy*, 11(3), ss. 305-373.
- Davidsen, B.-I. (2004). *Keynes i fortid og framtid*. Høgskolen i Østfold: Rapport, Halden.
- De Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985, Juli). Does the Stock Market Overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), ss. 793-805.
- Detrixhe, J. (2011, August 6). *Bloomberg*. Hentet Mai 2, 2014 fra <http://www.bloomberg.com/news/2011-08-06/u-s-credit-rating-cut-by-s-p-for-first-time-on-deficit-reduction-accord.html>

- Easterby-Smith, M., Thorpe, R., & Jackson, P. (2012). *Management Research* (4. utg.). SAGE Publications Ltd.
- Economic and Social Research Institute, Cabinet Office, Government of Japan. (2013, August 21). *Cabinet Office*. Hentet April 18, 2014 fra The provisional determination of Business-Cycle Peak and Trough: [www.esri.cao.go.jp/en/stat/di/130821rdates.html](http://www.esri.cao.go.jp/en/stat/di/130821rdates.html)
- Eliassen, R. L. (2012). *Økonomifaget og virkeligheten. En undersøkelse av nyklassisk metodologi*. Masteravhandling, Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi, Bergen.
- Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1996, Juni). The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions. *Current Issues In Economics and Finance*, 2(7).
- Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1998, Februar). Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators. *The Review of Economics and Statistics*, 80(1), ss. 45-61.
- Fama, E. F. (1965, Sep. - Okt.). Random Walks in Stock Market Prices. *Financial Analysts Journal*, 21(5), ss. 55-59.
- Fama, E. F. (1970, Mai). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), ss. 383-417.
- Fama, E. F. (1991, Desember). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), ss. 1575-1617.
- Fama, E. F. (1998). Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance. *Journal of Financial Economics*, 49, ss. 283-306.
- Financial Planning Body Of Knowledge. (u.d.). *Business Cycles*. Hentet November 15, 2013 fra [http://financialplanningbodyofknowledge.com/wiki/Business\\_cycles](http://financialplanningbodyofknowledge.com/wiki/Business_cycles)
- Finansdepartementet. (2009). *Stabiliseringspolitikk og særlige utfordringer i lys av petroleumsinntektene*. Hentet Mai 8, 2014 fra Regjeringen.no: <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/regpubl/stmeld/2008-2009/stmeld-nr-9-2008-2009-/8/5.html?id=541798>
- Finnerty, J. E. (1976, September). Insiders and Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 31(4), ss. 1141-1148.
- Franses, P. H., & van Dijk, D. (2000). *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- French, K. R. (1980). Stock Returns and the Weekend Effect. *Journal of Financial Economics*, ss. 55-69.

- Glyn, A., Hughes, A., Lipietz, A., & Singh, A. (1990). The Rise and Fall of the Golden Age. I S. A. Marglin, & J. B. Schor, *The Golden Age of Capitalism: Reinterpreting the Postwar Experience*. Oxford: Clarendon Press.
- Grimm, B. T. (2005, August 5). Alternative Measures of U.S. Economic Activity in Business Cycles. *BEA Working Paper*.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980, Juni). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, 70(3), ss. 393-408.
- Grytten, O. H. (2011). *Financial crises and monetary expansion*. Working paper, Norges Bank's bicentenary project.
- Grytten, O. H., & Hunnes, A. (2014, Februar 14). An anatomy of financial crisis in Norway, 1830-2010. *Financial History Review*, 21(1), ss. 25-57.
- Hall, R., Feldstein, M., Bernanke, B., Frankel, J., Gordon, R., & Zarnowitz, V. (2001). *The Business-Cycle Peak of March 2001*. Business Cycle Dating Committee. National Bureau of Economic Research.
- Hamada, K., & Okada, Y. (2009, Juni). Monetary and international factors behind Japan's lost decade. *Journal of The Japanese and International Economies*, 2(23), ss. 200-219.
- Hamilton, J. D. (1989, Mars). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57(2), ss. 357-384.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, New Jersey, United States of America: Princeton University Press.
- Hamilton, J. D. (2005). What's real about the business cycle? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 87(4), ss. 435-452.
- Hamilton, J. D. (2011, Oktober-Desember). Calling recessions in real time. *International Journal of Forecasting*, 27(4), ss. 1006-1026.
- Hamilton, J. D., & Owyang, M. T. (2012, November). The Propagation of Regional Recessions. *The Review of Economics and Statistics*, 94(4), ss. 935-947.
- Hassler, U., & Olivares, M. (2008). *Long Memory and Structural Change: New Evidence from German Stock Market Returns*. Goethe Universität Frankfurt.
- Jakobsen, N. (2012). *Den finansielle sektors betydning for den realøkonomiske udvikling*. Kandidatafhandling, Aalborg Universitet, Det Samfundsvidenskabelige Fakultet.
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993, Mars). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), ss. 65-91.
- Jensen, A., & Jakobsen, N. (2010). *Ny Økonomi - 90'ernes USA i teoretisk Perspektiv*. Cand.oecon, Aalborg Universitet.



- Jensen, M. C. (1978). Some Anomalous Evidence Regarding. *Journal of Financial Economics*, 6(2/3), ss. 95-101.
- Johannessen, A., Kristoffersen, L., & Tufte, P. A. (2005). *Forskningsmetode for Økonomisk-Administrative Fag* (2. utg.). Abstrakt Forlag.
- Jorgenson, D. W., & Nishimizu, M. (1978, Desember). U.S. and Japanese Economic Growth, 1952-1974: An International Comparison. *The Economic Journal*, 88(352), ss. 707-726.
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR Model - Methodology and Applications*. Oxford University Press.
- Kandiah, M. D. (1999). The October 1987 stock market crash -ten years on. *Contemporary British History*, 13(1), ss. 133-140.
- Karolyi, G. A. (2002). *Did the Asian Financial Crisis Scare Foreign Investors Out of Japan?* Ohio State University, Fisher College of Business, Columbus.
- Keown, A. J., & Pinkerton, J. M. (1981, September). Merger Announcements and Insider Trading Activity: An Empirical Investigation. *The Journal of Finance*, 36(4), ss. 855-869.
- Keynes, J. M. (1937, Februar). The General Theory of Employment. *The Quarterly Journal of Economics*, 51(2), ss. 209-223.
- Kharbouch-Yedri, M. (2009). *Pengepolitik, Globalisering og Liberalisering - Årsaker Bak Finanskrisen*. Masteravhandling, Norges Handelshøyskole, Bergen.
- Kim, C.-J., & Nelson, C. R. (1999, November). Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle. *The Review of Economics and Statistics*, 81(4), ss. 608-616.
- Kliesen, K. L. (2003, September/Okttober). The 2001 Recession: How Was It Different and What Developments May Have Caused It? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 85(5), ss. 23-38.
- Labonte, M., & Makinen, G. (2002). *The Current Economic Recession: How Long, How Deep, and How Different From the Past?* Congressional Research Service.
- Lakonishok, J., & Smidt, S. (1988). Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective. *The Review of Financial Studies*, 1(4), ss. 403-425.
- Lauvsnes, S. O. (2013a). *Keynes og Haavelmo*. Working Paper, Handelshøgskolen i Bodø, Seksjon for økonomisk analyse, Bodø.
- Lauvsnes, S. O. (2013b, Desember). Konjunkturanalyse - En syntese av bidrag fra Keynes, Firsch og Haavelmo. *Samfunnsøkonomen*(8), ss. 27-38.

- Lauvsnes, S. O. (2013c). Time Series Econometrics. I *Econometrics: Basic Theory for Estimation and Evaluation of Cross-Sectional and Time Series Econometric Models* (ss. 257-307). Bodø: Handelshøgskolen i Bodø.
- Malkiel, B. G. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *The Journal of Economic Perspectives*, 17(1), ss. 59-82.
- Minsky, H. P. (1992). *The Financial Instability Hypothesis - Working Paper No. 74*. The Jerome Levy Economics Institute of Bard College.
- Mishkin, F. S. (2012a). *Macroeconomics Global Edition: Policy and Practice* (1. utg.). Pearson.
- Mishkin, F. S. (2012b). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets: Global Edition* (10. utg.). Pearson.
- Nalewaik, J. J. (2012, Februar). Estimating Probabilities of Recession in Real Time Using GDP and GDI. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(1), ss. 235-253.
- NBER. (2010, September 20). (National Bureau of Economic Research, Inc.) Hentet Desember 1, 2013 fra NBER: <http://www.nber.org/cycles/recessions.html>
- NBER. (2013). (P. I. Office, Produsent, & National Bureau of Economic Research, Inc.) Hentet November 30., 2013 fra NBER: <http://www.nber.org/cycles.html>
- Ofek, E., & Richardson, M. (2003, Juni). DotCom Mania: The Rise and Fall of Internet Stock Prices. *The Journal of Finance*, 58(3), ss. 1113-1137.
- Okina, K., Shirakawa, M., & Shiratsuka, S. (2001, Februar). The Asset Price Bubble and Monetary Policy: Japan's Experience in the Late 1980s and the Lessons. *Monetary and Economic Studies*(Special Edition), ss. 395-450.
- Olesen, F. (2010). *Paul Davidson: Om Keynes - En Kommenterende Boganmeldelse (Working paper)*. Syddansk Universitet, Institut for Miljø- og Erhvervsøkonomi, Esbjerg.
- Oslo Børs. (2013). *Aksjeindekser*. Hentet April 2, 2014 fra [http://www.oslobors.no/obnewsletter/download/639d5ebb2e50d27bbe44d5bc11c06099/file/file/Lenkede\\_indekser\\_2013.xlsx](http://www.oslobors.no/obnewsletter/download/639d5ebb2e50d27bbe44d5bc11c06099/file/file/Lenkede_indekser_2013.xlsx)
- Rohlf, W. D. (2002). Keynes and the Classical Economists: The Early Debate on Policy Activism. I W. D. Rohlf, *Introduction to Economic Reasoning* (5. utg., ss. 1-17). Pearson.
- Siddiqui, K. (2009). *Japan's Economic Recession*. The Business School, University of Huddersfield, Department of Strategy and Marketing. Huddersfield: Macrothink Institute.
- Sinha, R. P. (1974, August). Japan and the Oil Crisis. *The World Today*, 30(8), ss. 335-344.

- Statistisk Sentralbyrå. (2009, Mai 8). *Produksjonsindeks for olje og gass, industri, bergverk og kraftforsyning, mars 2009*. Hentet April 30, 2014 fra [www.ssb.no/energi-og-industri/statistikker/pii/maaned/2009-05-08](http://www.ssb.no/energi-og-industri/statistikker/pii/maaned/2009-05-08)
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1989). New indexes of coincident and leading economic indicators. (O. J. Fischer, Red.) *NBER Macroeconomics Annual 1989*, 4, ss. 351-409.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1991). A probability model of the coincident economic indicators. (G. M. K. Lahiri, Red.) *Leading economic indicators: new approaches and forecasting records*.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993, Januar). A procedure for predicting recessions with leading indicators: econometric issues and recent experience. *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, ss. 95–156.
- Thaler, R. H. (1987). Anomalies: The January Effect. *The Journal of Economic Perspectives*, 1(1), ss. 197-201.
- Tokyo Stock Exchange. (2013, Januar 11). *TOPIX and Nikkei225*. Hentet April 25, 2014 fra [www.tse.or.jp/english/market/topix/comparison.html](http://www.tse.or.jp/english/market/topix/comparison.html)
- Tridico, P. (2012). Financial crisis and global imbalances: its labour market origins and the aftermath. *Cambridge Journal of Economics*, 36(1), ss. 17-42.
- Trimbur, T. M. (2011, Oktober-Desember). Comments on “Calling recessions in real time”. *International Journal of Forecasting*, 27(4), ss. 1027–1031.
- Wildi, M. (2011, Oktober-Desember). Discussion: Calling recessions in real time. *International Journal of Forecasting*, 27(4), ss. 1032–1038.
- Wright, J. H. (2006, Mars). The Yield Curve and Predicting Recessions. *Working paper, Federal Reserve Board*.

## Vedlegg

### *Vedlegg I – Mailkorrespondanse med Oslo Børs*

**Data til masteroppgave: OSEAX og OSEBX månedlige sluttnoteringer**

2 messages

---

**Daniel Loe Laberg** <daniel.loe.laberg@gmail.com>

Wed, Apr 2, 2014 at

12:36 PM

To: products@oslobors.no

Heisann!

Vi holder på å skrive en masteroppgave med tema innen konjunkturanalyse ved Handelshøgskolen i Bodø. Vi lurer på om det er mulig å få tilsendt månedelige sluttnoteringer for OSEAX og OSEBX for så langt tilbake som det er data tilgjengelig. Gjerne fra 50-tallet til dags dato dersom dette er å oppdrive.

Mvh

Daniel Loe Laberg og Kristian Rydland Antonsen

---

**Oslo Børs Information**

Wed, Apr 2, 2014

**Services** <OsloBorsInformationServices@oslobors.no>

at 3:43 PM

To: Daniel Loe Laberg <daniel.loe.laberg@gmail.com>

Hei,

Du finner historikk tilbake til 1983 på indekser her: [http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Produkter-og-tjenester/Markedsdata/Indekser/Aksjeindekser/\(tab\)/2](http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Produkter-og-tjenester/Markedsdata/Indekser/Aksjeindekser/(tab)/2) I regnearket «Lenkede indekser» kan du bruke AXLT (for OSEAX) og BXLTL (for OSEBX). For historikk nyere enn det du finner i det regnearket kan det lastes ned her [http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexGraph?newt\\_\\_ticker=OSEBX&n\\_ewt\\_\\_menuCtx=1.6.3](http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexGraph?newt__ticker=OSEBX&n_ewt__menuCtx=1.6.3) (OSEBX) og her [http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexGraph?newt\\_\\_ticker=OSEAX&n\\_ewt\\_\\_menuCtx=1.6.3](http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexGraph?newt__ticker=OSEAX&n_ewt__menuCtx=1.6.3) (OSEAX).

Vi har ikke historikk lenger tilbake enn til 1983.

Best regards,

**Information Services**

**Oslo Børs ASA**

Tollbugata 2 | NO-0152 Oslo, Norway

Tel: +47 22 34 18 02

[www.oslobors.no](http://www.oslobors.no) | [products@oslobors.no](mailto:products@oslobors.no)

This e-mail may contain confidential information. If you receive this e-mail in error, please notify the sender, delete the e-mail and do not share or copy it.

**Please consider the environment before printing this email.**

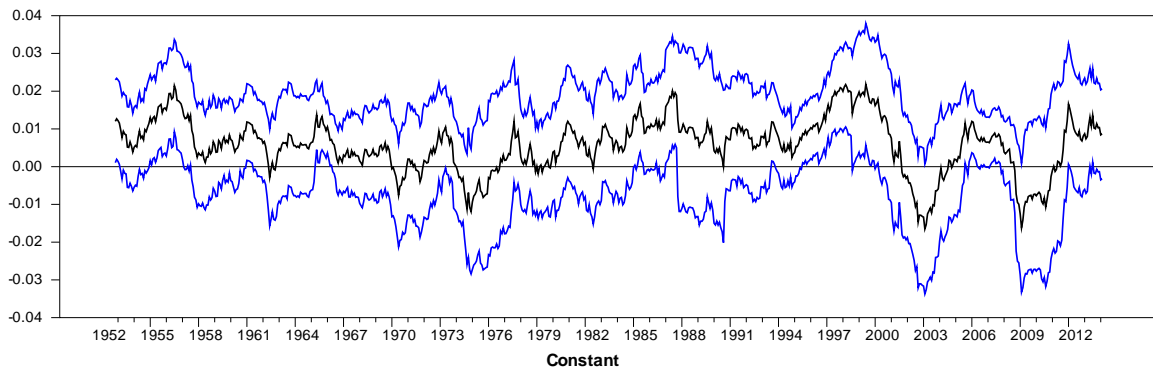
[http://www.oslobors.no/obnewsletter/download/639d5ebb2e50d27bbe44d5bc11c06099/file/file/Lenkede\\_indekser\\_2013.xlsx](http://www.oslobors.no/obnewsletter/download/639d5ebb2e50d27bbe44d5bc11c06099/file/file/Lenkede_indekser_2013.xlsx)

## Vedlegg II – Rullende regresjoner og konfidensintervall

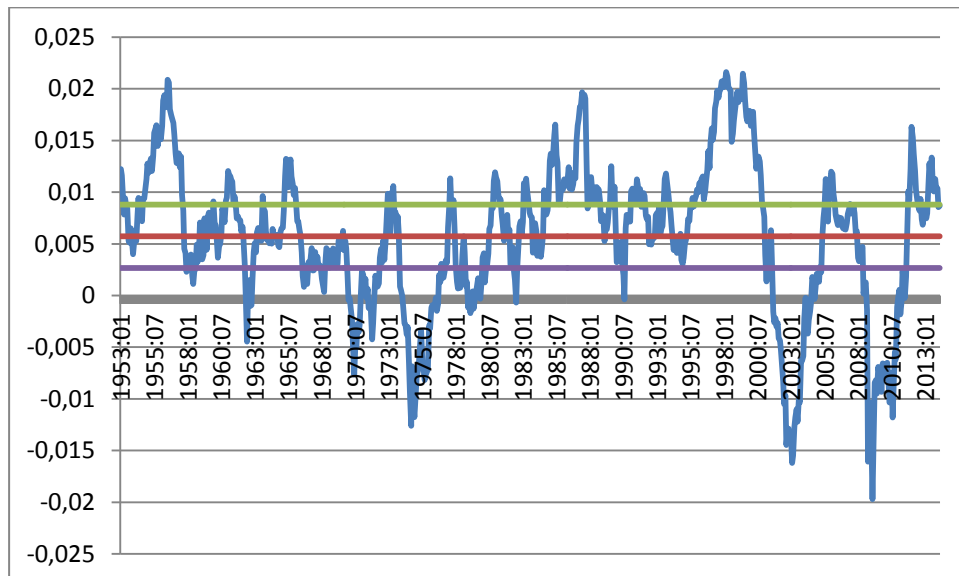
### USA

Standard and Poor's 500 (move=35)

Rullende regresjon:

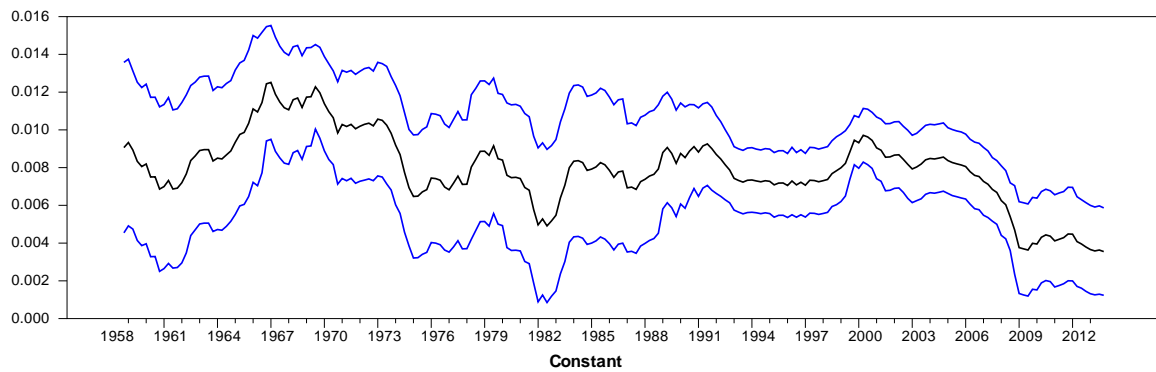


Konfidensintervall:

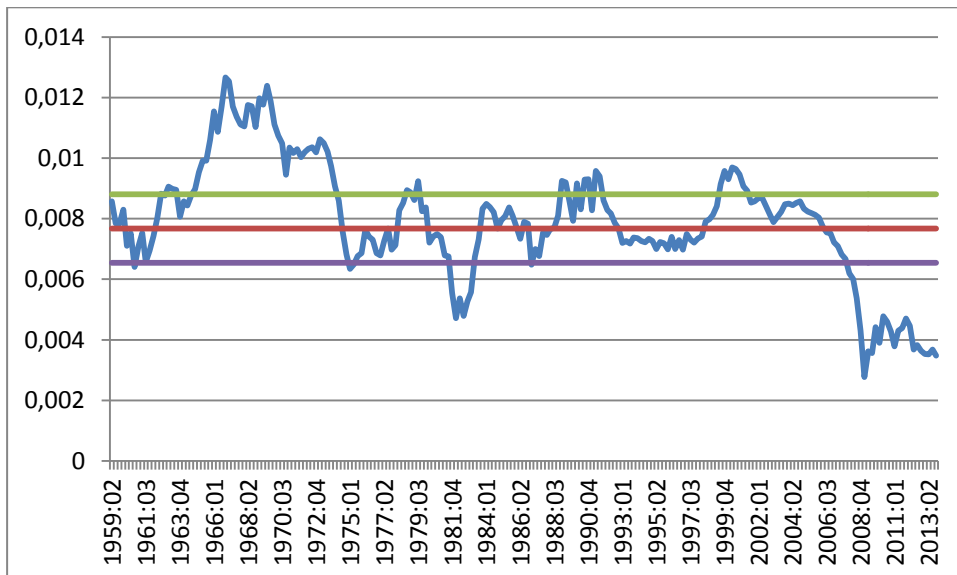


## Amerikansk bruttonasjonalprodukt (move=35)

Rullende regresjon:

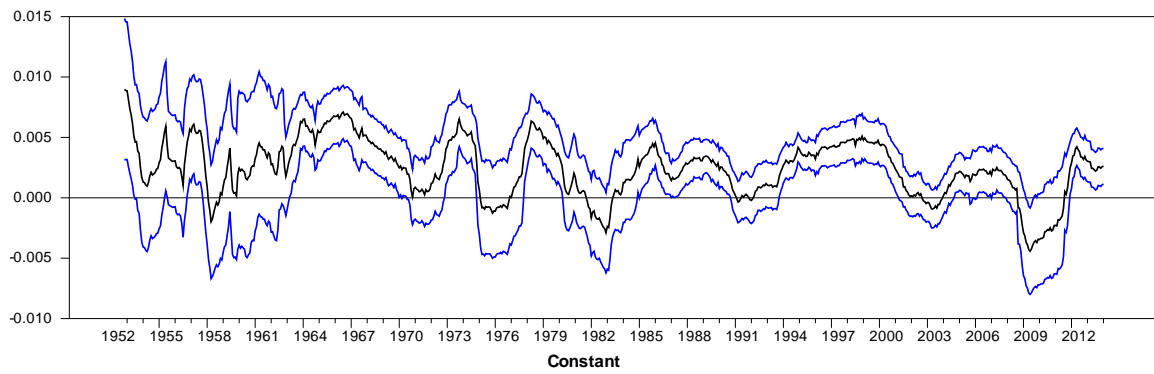


Konfidensintervall:

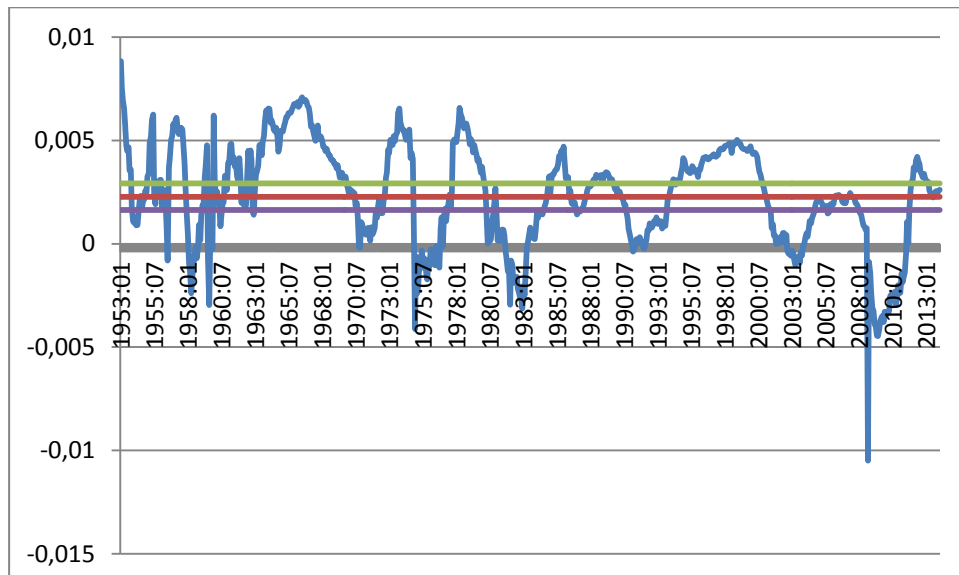


## Amerikansk industriproduksjon (move=35)

Rullende regresjon:



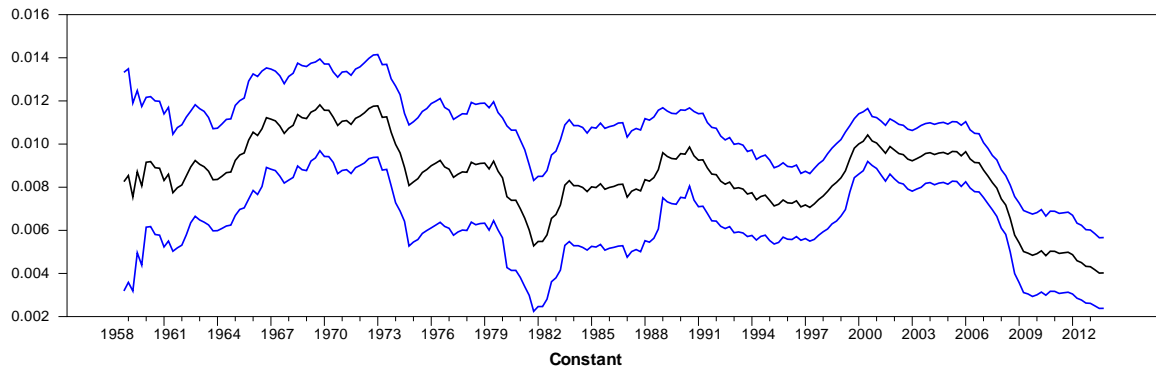
Konfidensintervall:



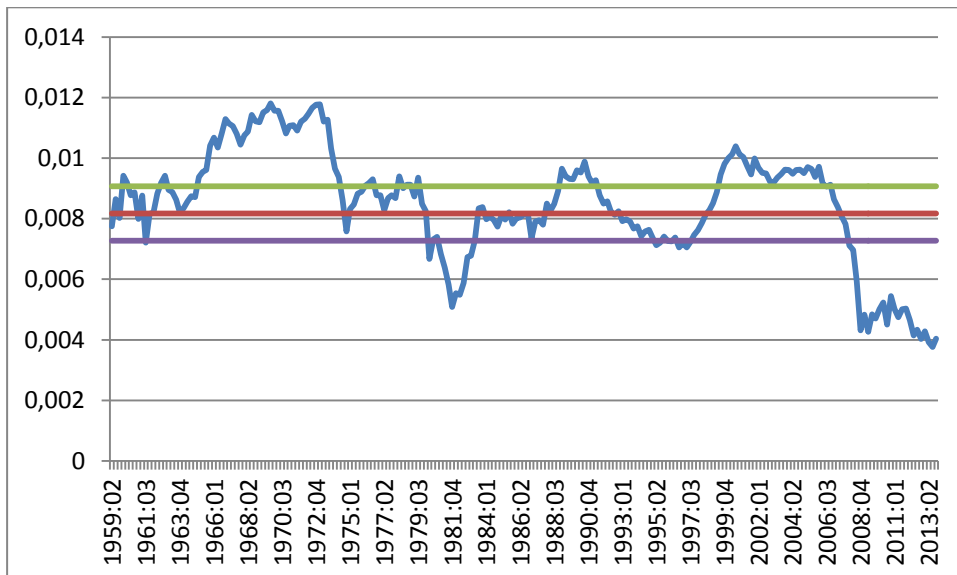


## Amerikansk privat konsum (move=35)

Rullende regresjon:



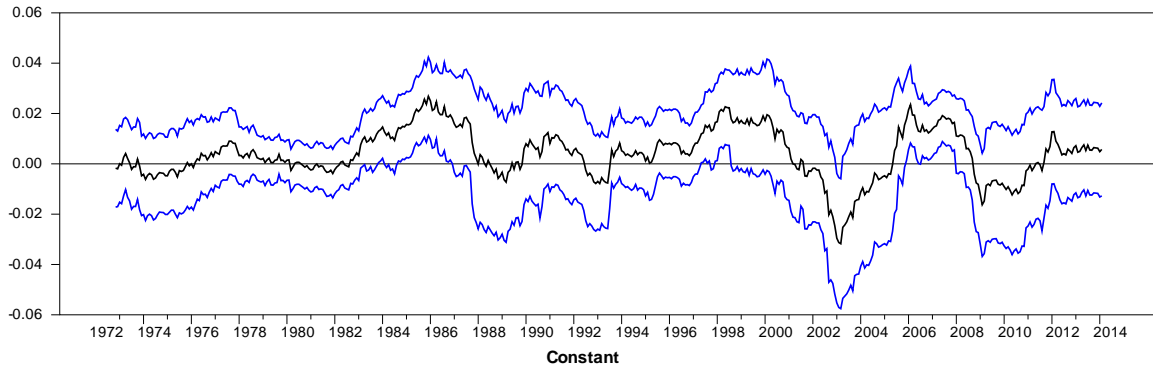
Konfidensintervall:



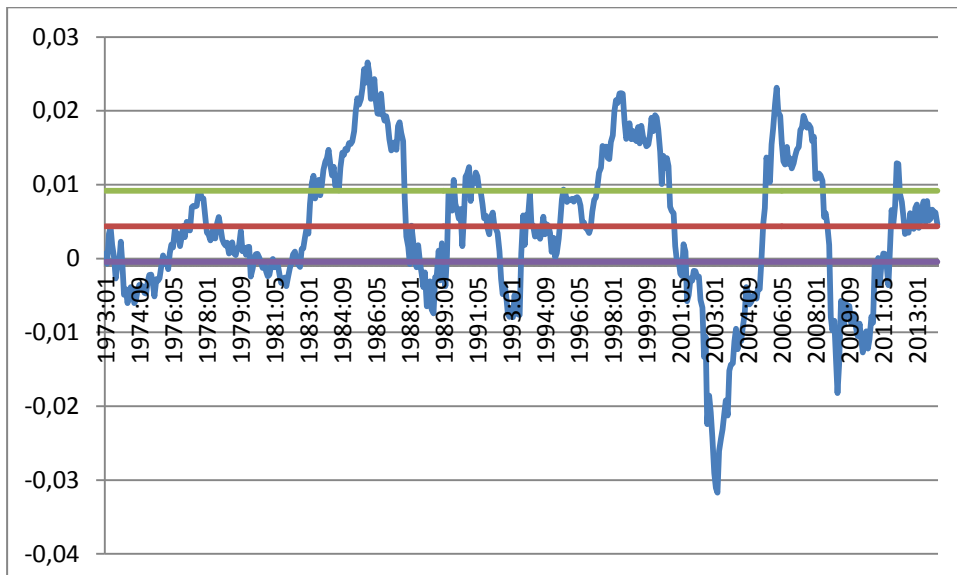
## Tyskland

CDAX (move=35)

Rullende regresjon:

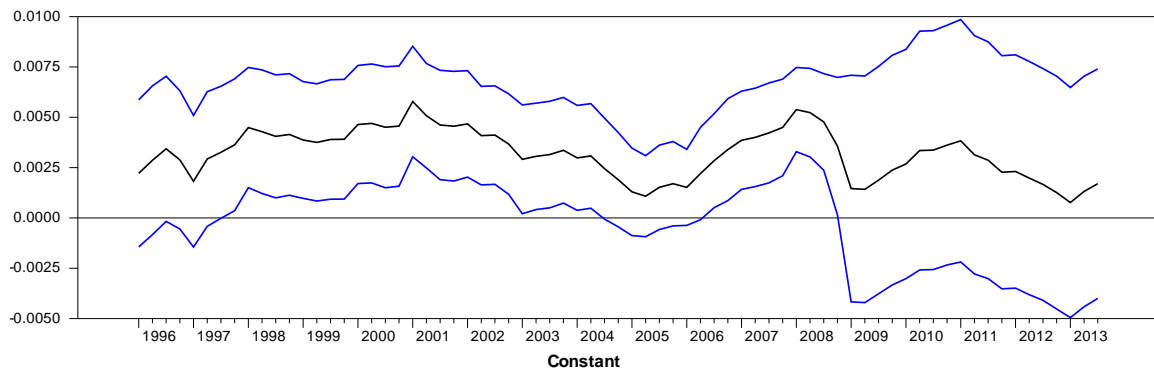


Konfidensintervall:

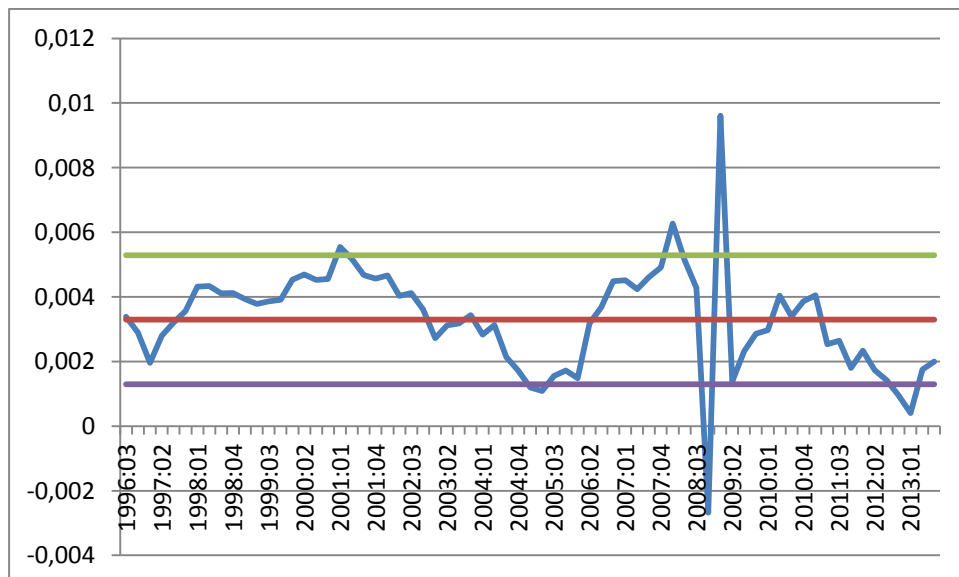


## Tysk bruttonasjonalprodukt (move=20)

Rullende regresjon:

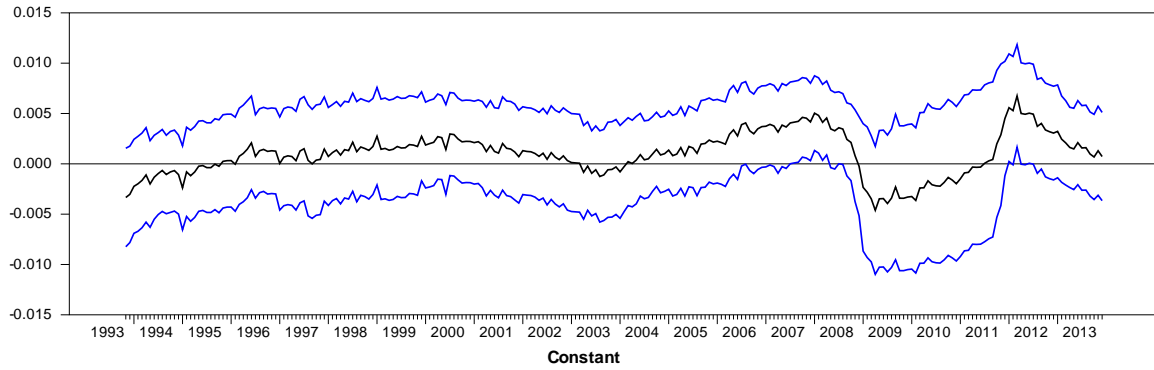


Konfidensintervall:

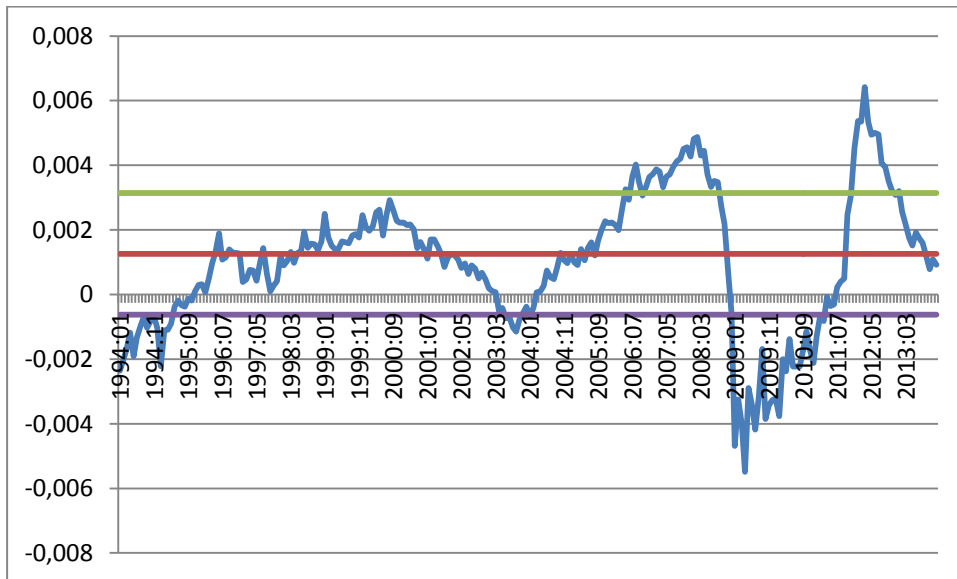


## Tysk industriproduksjon (move=35)

Rullende regresjon:

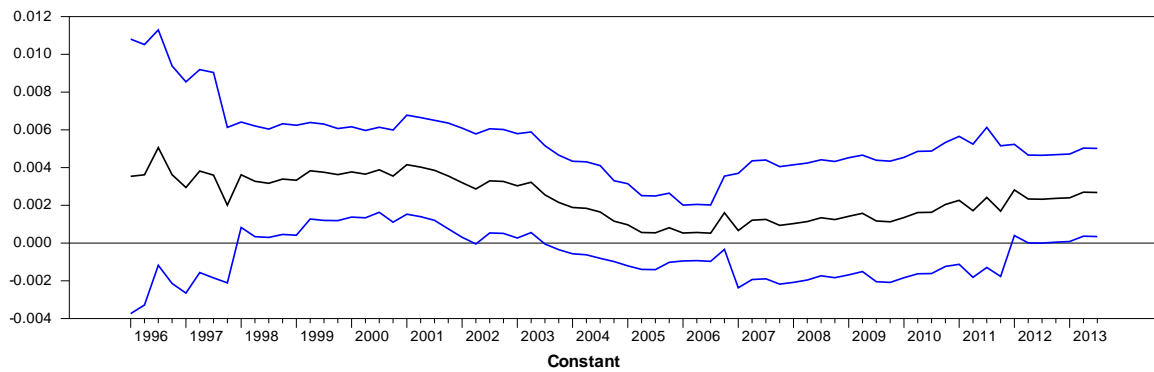


Konfidensintervall:

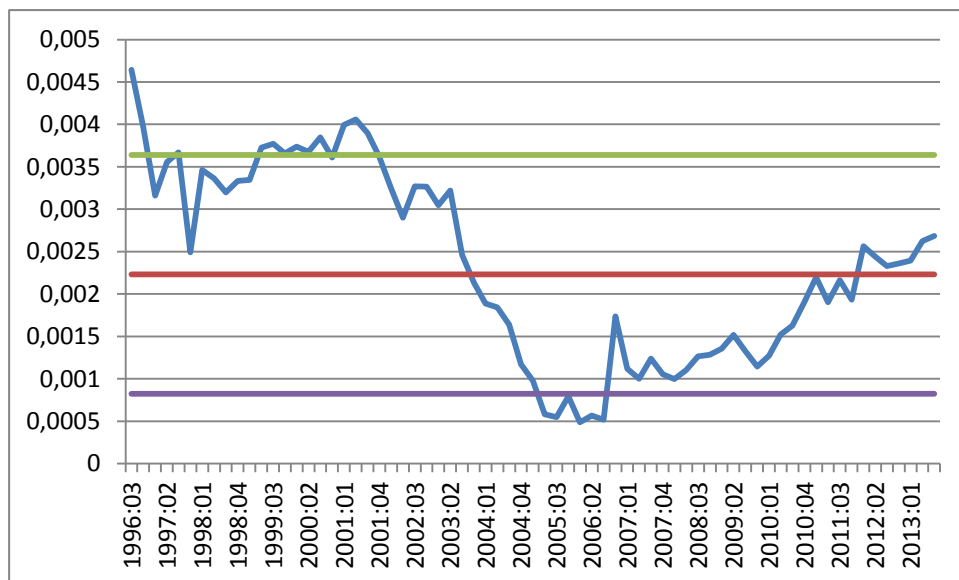


## Tysk privat konsum (move=20)

Rullende regresjon:

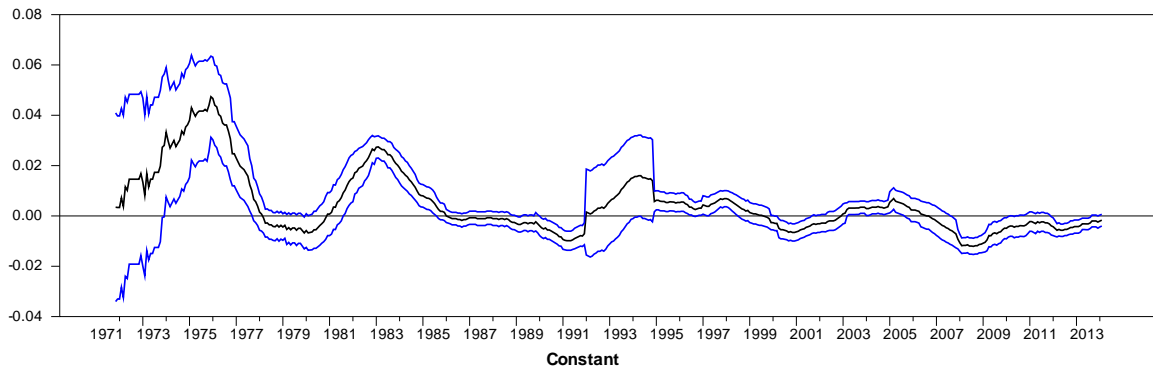


Konfidensintervall:

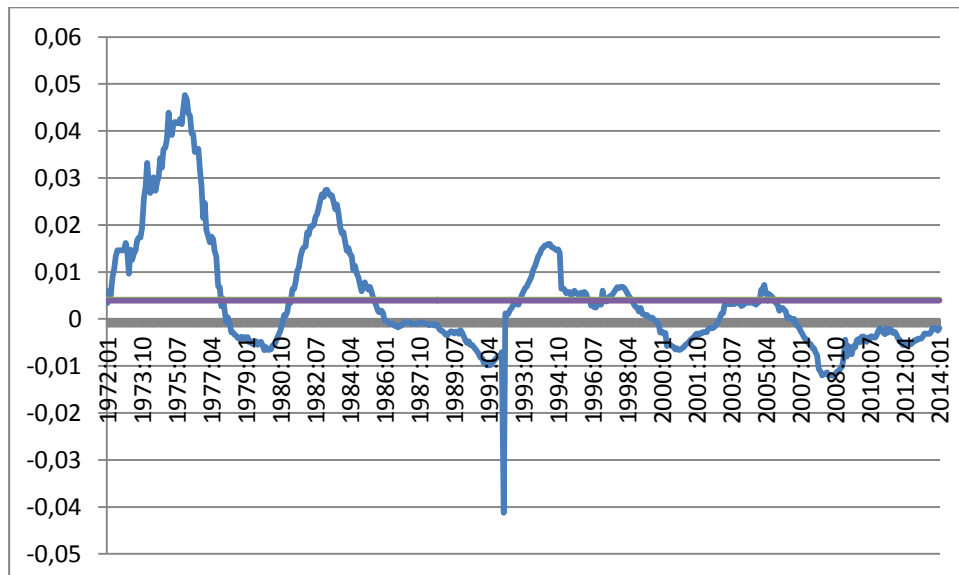


## Tysk arbeidsledighet (move=35)

Rullende regresjon:



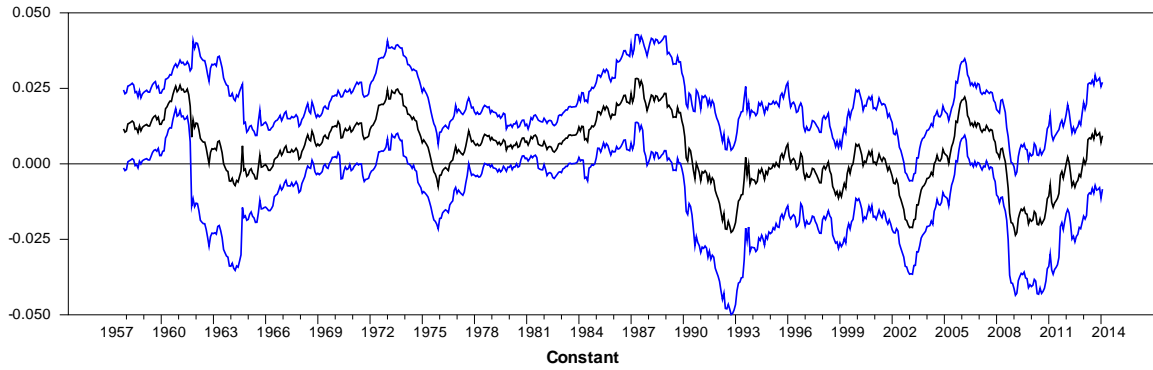
Konfidensintervall:



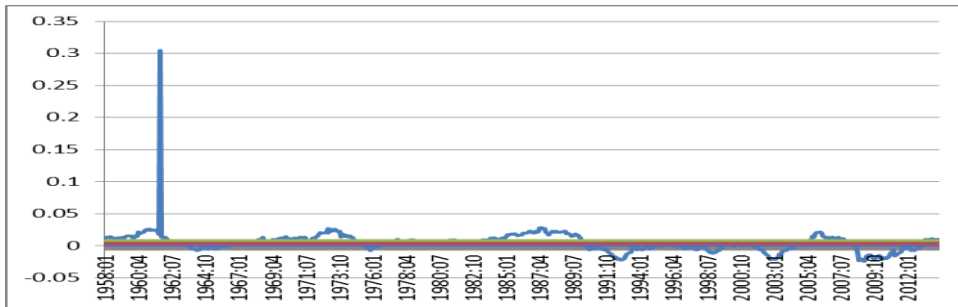
## Japan

TOPIX (move=35)

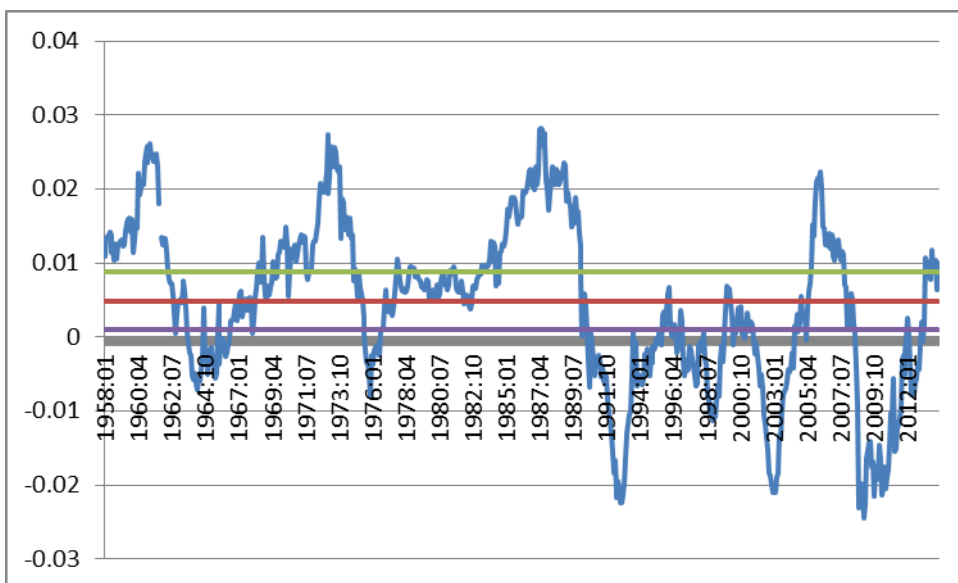
Rullende regresjon:



Konfidensintervall:

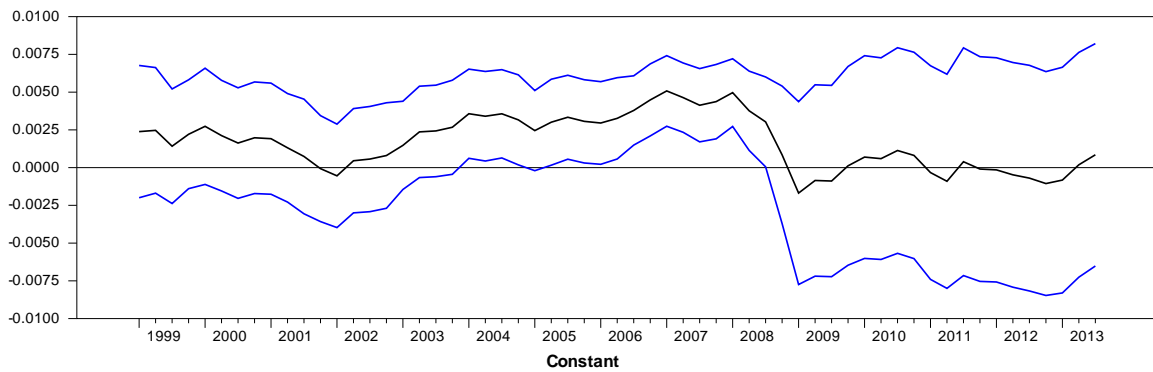


Som vi ser ble denne veldig spesiell på grunn av en ekstrem verdi, dersom vi sletter denne ene verdien (1961:10), ser vi bedre utviklingen.

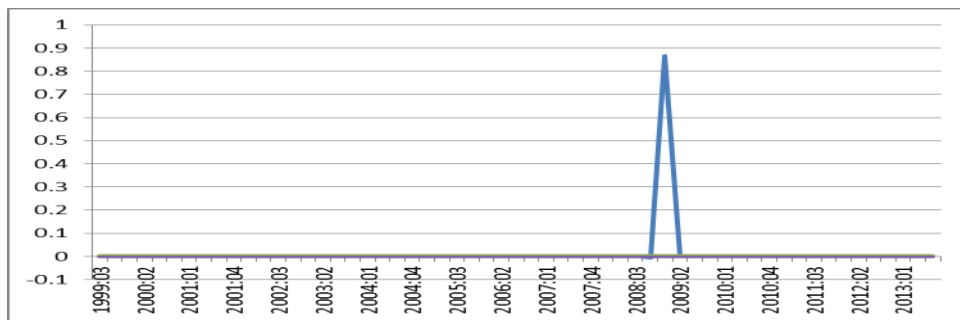


## Japanisk bruttonasjonalprodukt (move=20)

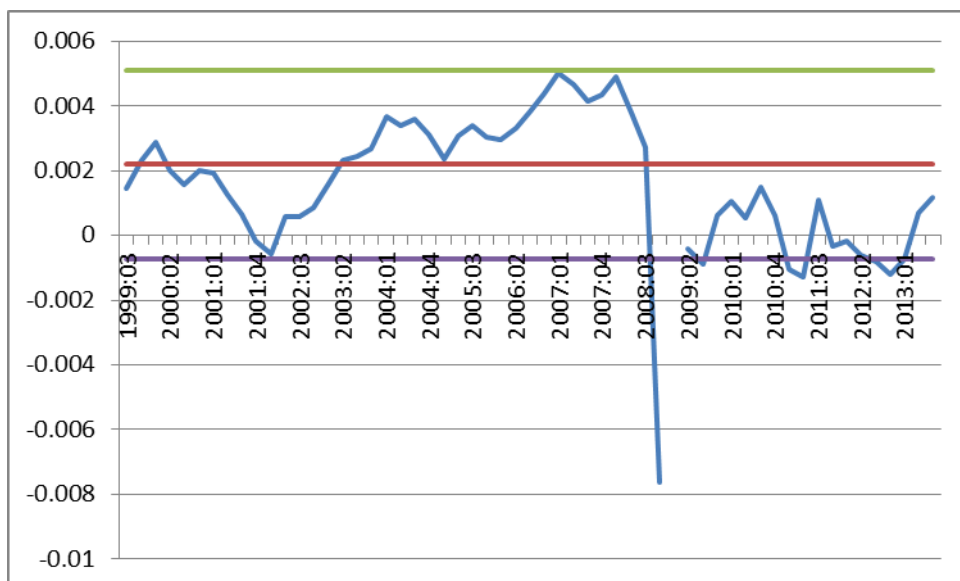
Rullende regresjon:



Konfidensintervall:



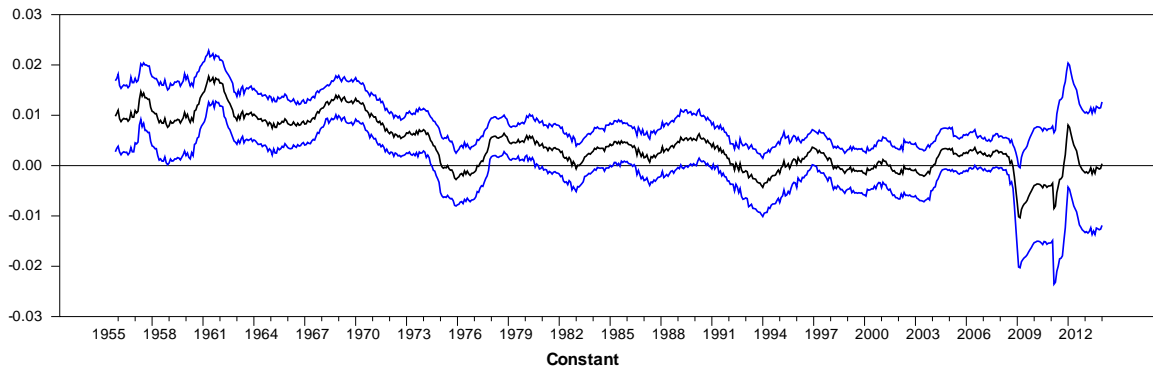
Vi ser at i likhet med TOPIX ble denne figuren også noe spesiell som følger av en ekstrem verdi. Ved å fjerne denne får vi følgende figur:



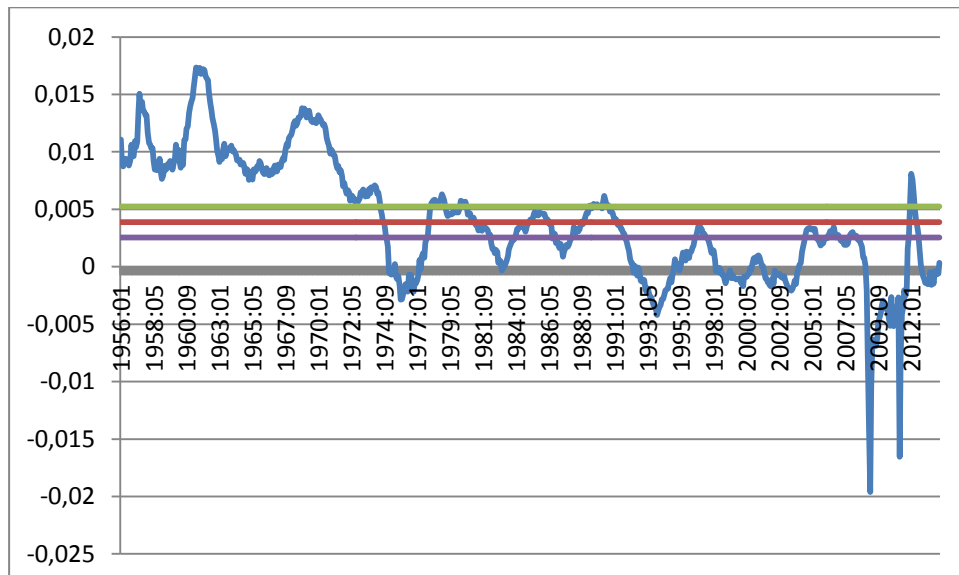


## Japansk industriproduksjon (move=35)

Rullende regresjon:

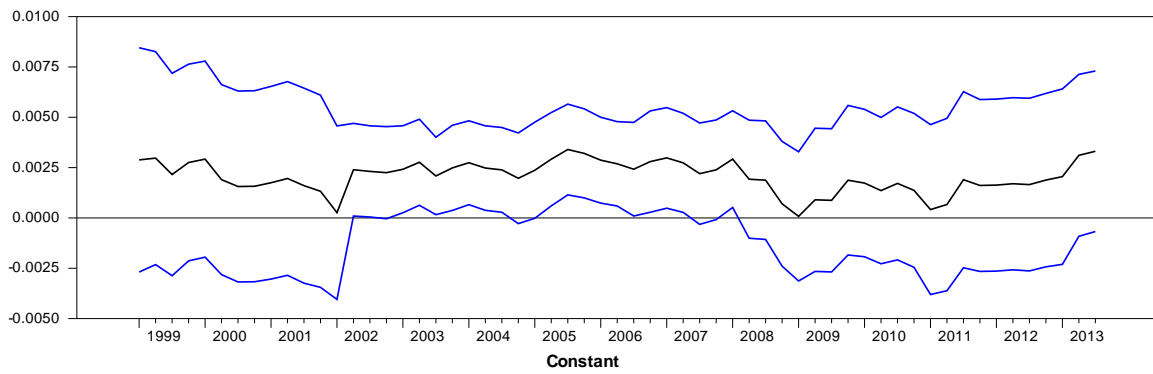


Konfidensintervall:

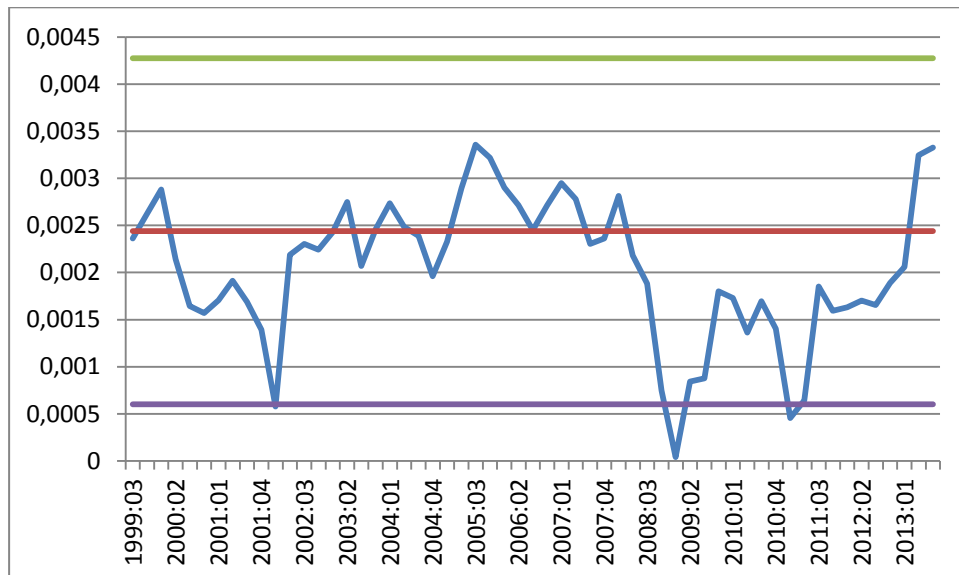


## Japansk privat konsum (move=20)

Rullende regresjon:



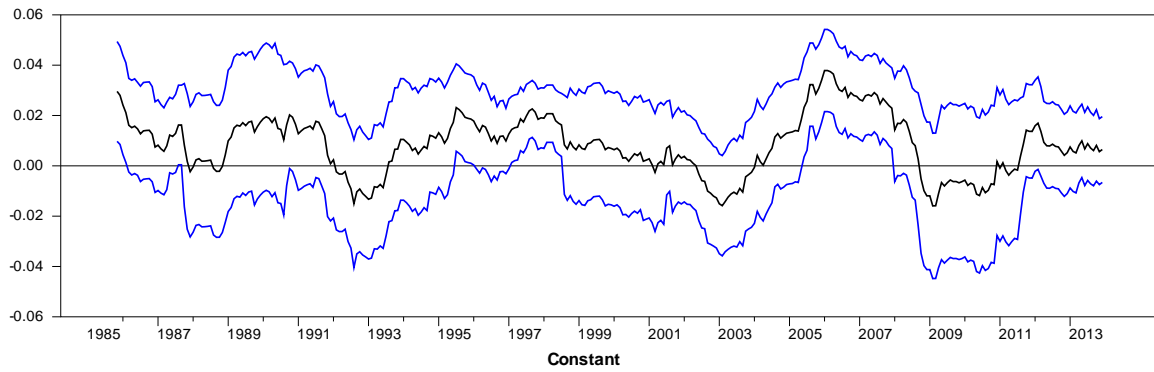
Konfidensintervall:



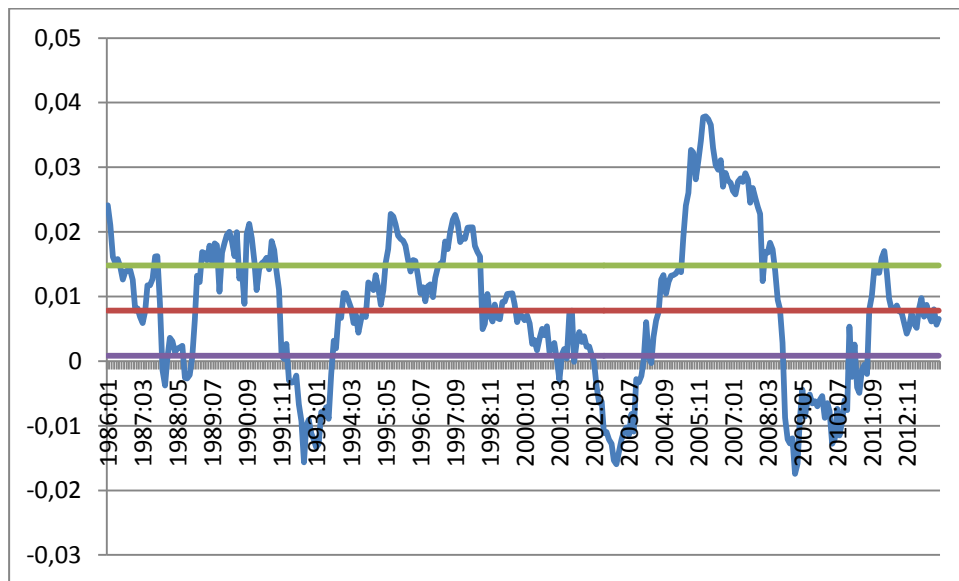
## Norge

OSEAX (move=35)

Rullende regresjon:

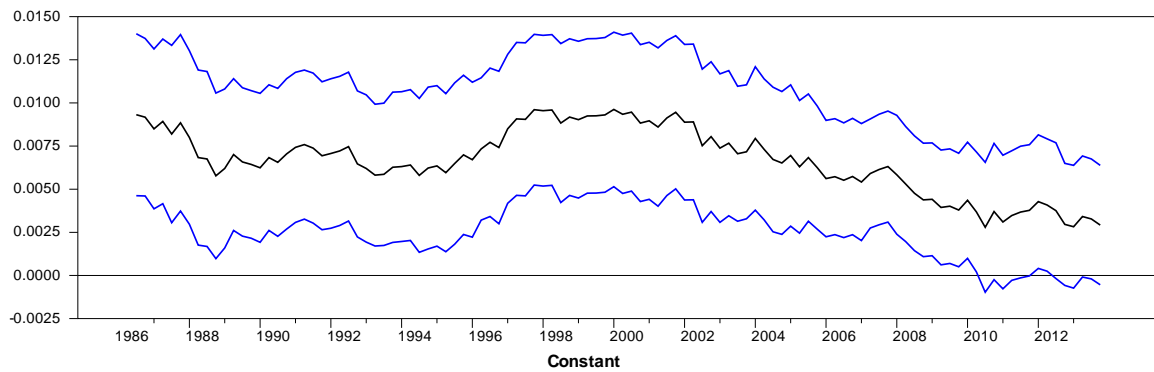


Konfidensintervall:

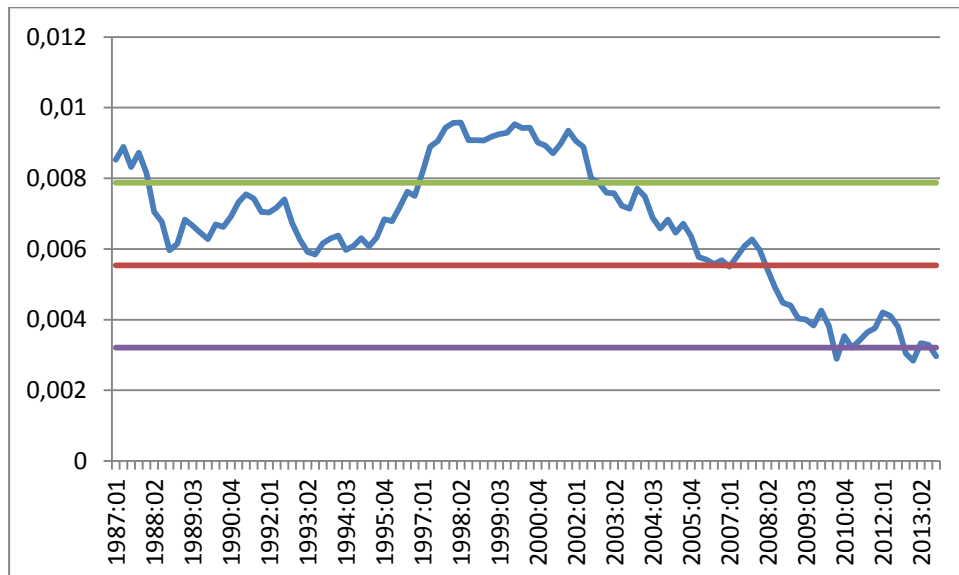


## Norsk bruttonasjonalprodukt (move=35)

Rullende regresjon:

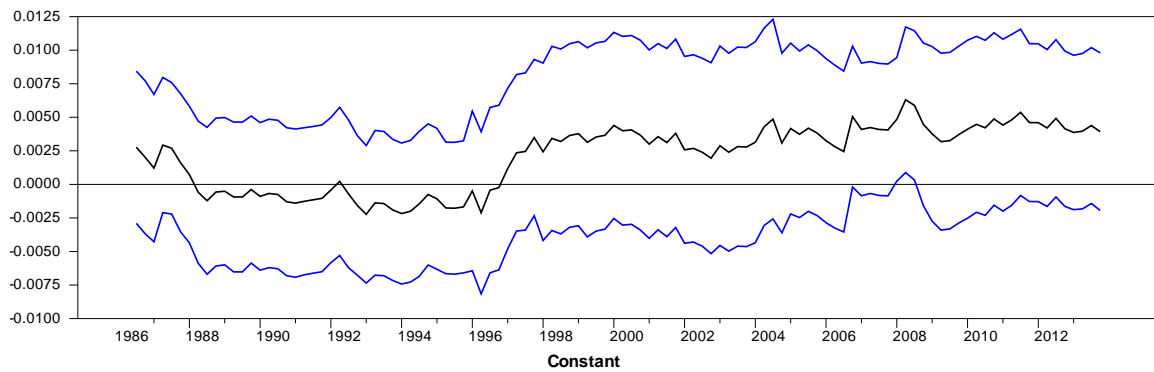


Konfidensintervall:

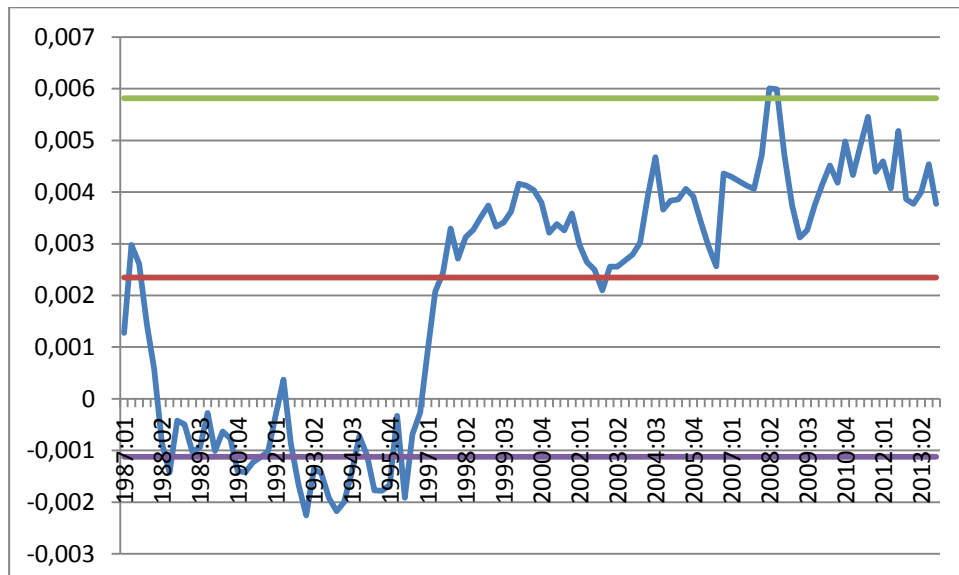


## Norsk industriproduksjon (move=35)

Rullende regresjon:

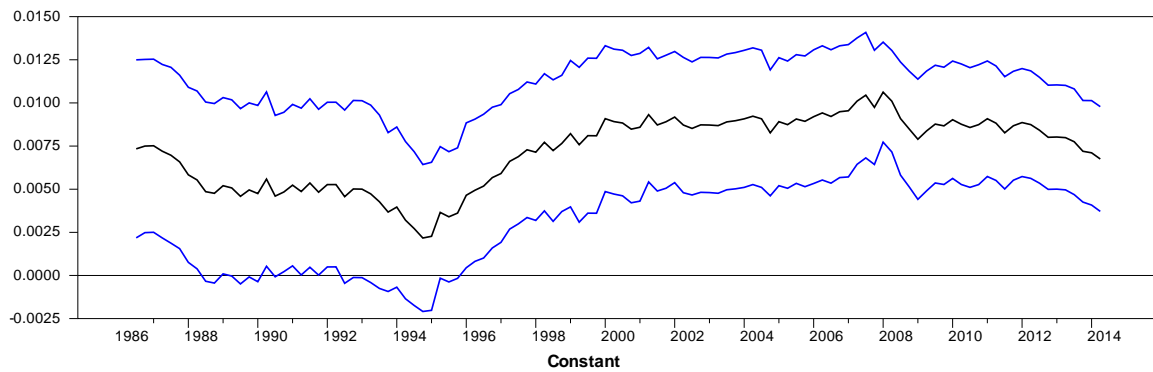


Konfidensintervall:

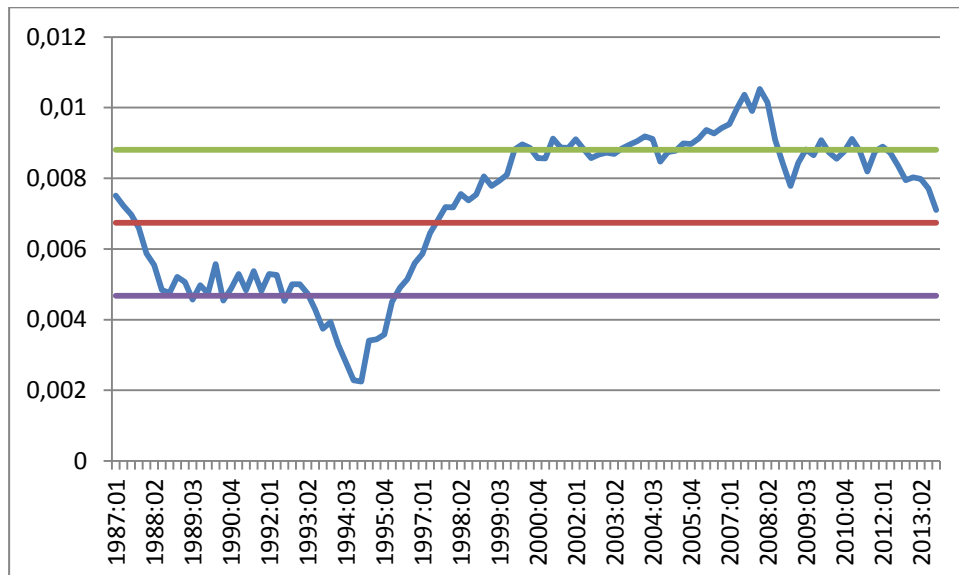


## Norsk privat konsum (move=35)

Rullende regresjon:

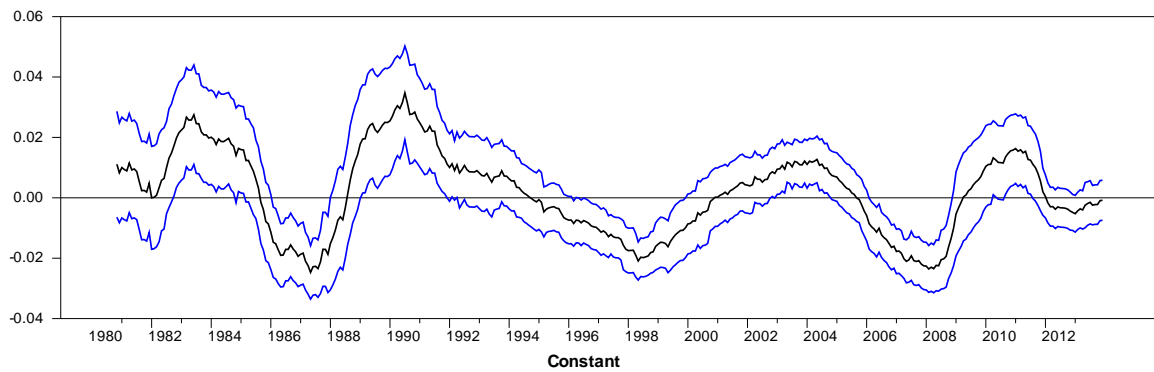


Konfidensintervall:

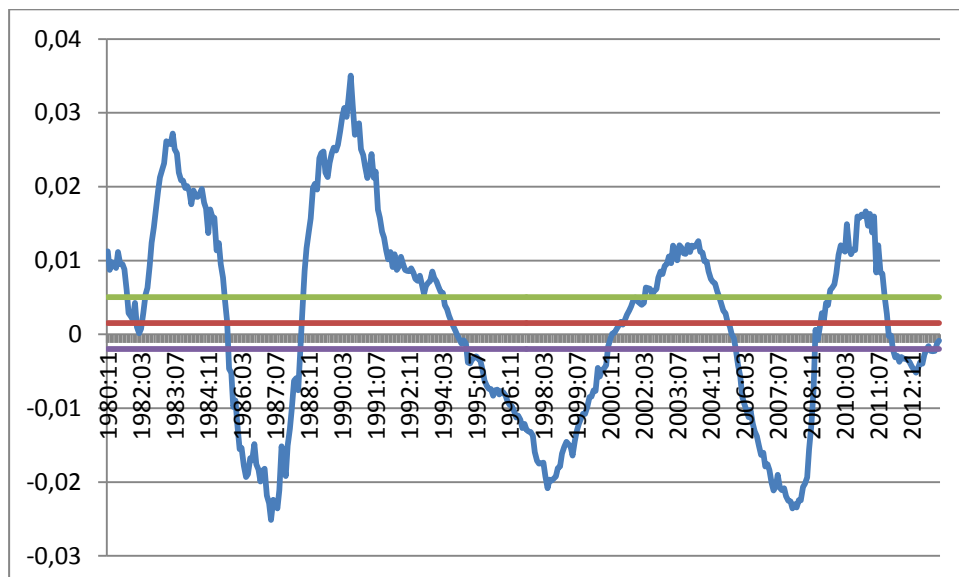


## Norsk arbeidsledighet (move=35)

Rullende regresjon:



Konfidensintervall:



***Vedlegg III - Ergodiske sannsynligheter fra samtlige  
Markovskiftende modeller (nye klassifiseringer 1)***

	USA	Tyskland	Japan	Norge
Aksjeindeks	81:19	73:27	52:48	90:10
BNP	79:21	98:02	83:17	47:53
Industriproduksjon	76:24	96:04	97:03   90:10*	74:26
Privat konsum	85:15	91:09	73:27	46:54
Arbeidsledighet	-	83:17	-	74:26
MSVAR	-	-	-	76:24

$\pi_1$ :
Større enn 85
75-85
Mindre enn 75

\* Resultat basert på den Markovskiftende modellen som inkluderte en dummyvariabel.



***Vedlegg IV - Ergodiske sannsynligheter fra samtlige  
Markovskiftende modeller (nye klassifiseringer 2)***

	USA	Tyskland	Japan	Norge
Aksjeindeks	81:19	73:27	52:48	90:10
BNP	79:21	98:02	83:17	47:53
Industriproduksjon	76:24	96:04	97:03   90:10*	74:26
Privat konsum	85:15	91:09	73:27	46:54
Arbeidsledighet	-	83:17	-	74:26
MSVAR	-	-	-	76:24

$\pi_1$ :
Større enn 80
70-80
Mindre enn 70

\* Resultat basert på den Markovskiftende modellen som inkluderte en dummyvariabel.

## ***Vedlegg V – VECM-analyse for S&P 500 og CDAX***

*Framgangsmåten for denne VECM tar utgangspunkt i eksempelet til Lauvsnes (2013a) som går over sidene 287 til 292.*

Dette er en 2-steps metode, hvor vi utvikler en VECM for S&P 500 og CDAX.

Steg en er å undersøke hvorvidt vi har stasjonaritet i S&P 500 og CDAX på nivåform. Siden vi bruker logaritmisk avkastning på variablene, setter vi variablene på nivåform som logaritmen. Altså er LOGSAP = Logaritmen til S&P 500. GSAP =  $\log(\text{SAP}/\text{SAP}_{\{1\}})$  altså logaritmisk vekstform. I den endelige modellen presenteres dette som SAP og  $\Delta\text{SAP}$ .

### Enhetsrottest for LOGCDAX

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series LOGCDAX

Regression Run From 1970:05 to 2014:01

Observations            526

With intercept

Using fixed lags        3

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.44501
5% (*)	-2.86734
10%	-2.56985

T-Statistic        -0.78220

**Konklusjon: H0: En enhetsrot i LOGCDAX kan ikke forkastes.**

### Enhetsrottest for LOGSAP

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series LOGSAP

Regression Run From 1970:05 to 2014:01

Observations 526

With intercept

Using fixed lags 3

Sig Level Crit Value

1%(\*\*) -3.44501

5%(\*) -2.86734

10% -2.56985

T-Statistic -0.54045

**Konklusjon: H0: En enhetsrot i LOGSAP kan ikke forkastes.**

Autokorrelasjonstest konkluderer med at det ikke er autokorrelasjon i residualverdiene for noen av de overstående.

### Kointegrasjon

Vi setter nå opp en kointegrasjonsregresjon mellom de to variablene:

$$LOGCDAX_t = \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 LOGSAP_t + \hat{u}_t$$

Her er vi ute etter å teste om  $\hat{u}_t$  er stasjonær, og dersom den er det estimerer vi en feilkorleksjonsmodell.

Resultatet av den overstående lineære regresjonen er:

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable LOGCDAX

Monthly Data From	1970:01 To 2014:01
Usable Observations	529
Degrees of Freedom	527
Centered R <sup>2</sup>	0.9643921
R-Bar <sup>2</sup>	0.9643246
Uncentered R <sup>2</sup>	0.9991142
Mean of Dependent Variable	4.9685062033
Std Error of Dependent Variable	0.7943393433
Standard Error of Estimate	0.1500343304
Sum of Squared Residuals	11.862928257
Regression F(1,527)	14273.1045
Significance Level of F	0.0000000
Log Likelihood	253.8388
Durbin-Watson Statistic	0.0845

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	0.5775245370	0.0373282108	15.47153	0.00000000
2. LOGSAP	0.7392652297	0.0061878682	119.47010	0.00000000

Fra overstående lineære regresjon henter vi ut residualverdiene og tester hvorvidt disse er stasjonære eller ikke.

Enhetsrottest for overstående residualverdier

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series ERR

Regression Run From 1970:05 to 2014:01

Observations 526

With intercept

Using fixed lags 3

Sig Level Crit Value

1%(\*\*) -3.44501

5%(\*) -2.86734

10% -2.56985

T-Statistic -3.59634\*\*

Konklusjon: **Residualene er stasjonære**, dette kan vi konkludere med på 1-prosentnivå. Vi forkaster altså  $H_0$ .

Ettersom vi konkluderte med at residualene var stasjonære estimerer vi feilkorreksjonsmodellen:

$$\Delta CDAX_t = \alpha_1 (CDAX_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 SAP_{t-1}) + \gamma_1 \Delta SAP_t + \varepsilon_{1,t}$$

Vi tester naturligvis også modellen den andre veien, for å undersøke om den har en signifikant feilkorreksjonskoeffisient.

$$\Delta SAP_t = \alpha_2 (CDAX_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 SAP_{t-1}) + \gamma_2 \Delta CDAX_t + \varepsilon_{2,t}$$

For S&P 500

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable GSAP

Monthly Data From	1970:02 To 2014:01
Usable Observations	528
Degrees of Freedom	525
Centered R <sup>2</sup>	0.3538027
R-Bar <sup>2</sup>	0.3513410
Uncentered R <sup>2</sup>	0.3643185
Mean of Dependent Variable	0.0057631366
Std Error of Dependent Variable	0.0448506135
Standard Error of Estimate	0.0361224021
Sum of Squared Residuals	0.6850346663
Regression F(2,525)	143.7227
Significance Level of F	0.0000000
Log Likelihood	1005.7093
Durbin-Watson Statistic	2.0873

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. ERR{1}	0.0212505548	0.0105667815	2.01107	0.04482856
2. Constant	0.0037977432	0.0015762942	2.40929	0.01632698
3. GCDAX	0.4976840328	0.0293547726	16.95411	0.00000000

For modellen med S&P 500 ser vi at feilkorreksjonsleddet er signifikant med en verdi på omtrent 0,02. En inkludering av flere lags av GCDAX viser ikke signifikante verdier.

## Correlations of Series U1

Monthly Data From 1970:02 To 2014:01

### Autocorrelations

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
-0.04648	-0.05230	0.04946	0.01500	0.04893	-0.09838	-0.00138	0.02043	-0.08201	0.04377	0.01715	0.02170

### Ljung-Box Q-Statistics

Lags	Statistic	Signif Lvl
12	15.798	0.200649

Vi ser at signifikansverdien er mye større enn 0,05. Dette betyr at vi kan konkludere med at det ikke eksisterer autokorrelasjon i residualverdiene til feilkorreksjonsmodellen med S&P 500.

### For CDAX:

#### Linear Regression - Estimation by Least Squares

##### Dependent Variable GCDAX

Monthly Data From	1970:03 To 2014:01
Usable Observations	527
Degrees of Freedom	523
Centered R <sup>2</sup>	0.3839670
R-Bar <sup>2</sup>	0.3804333
Uncentered R <sup>2</sup>	0.3873217
Mean of Dependent Variable	0.0039956100
Std Error of Dependent Variable	0.0540484340
Standard Error of Estimate	0.0425429047
Sum of Squared Residuals	0.9465770417
Regression F(3,523)	108.6602
Significance Level of F	0.0000000
Log Likelihood	918.0937
Durbin-Watson Statistic	2.0133

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. ERR{1}	-0.042276169	0.012368288	-3.41811	0.00067973
2. Constant	-0.000987800	0.001881890	-0.52490	0.59987665
3. GSAP	0.703124072	0.041432899	16.97019	0.00000000
4. GSAP{1}	0.167285034	0.041428569	4.03791	0.00006200

Vi ser at feilkorreksjonsleddet også for modellen med CDAX er signifikant med en verdi på -0,04.

### Correlations of Series U2

Monthly Data From 1970:03 To 2014:01

### Autocorrelations

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
-0.00666	-0.00112	0.07756	0.06737	-0.04984	-0.00724	-0.01318	0.08330	-0.05960	0.03361	0.04967	0.05280

### Ljung-Box Q-Statistics

Lags	Statistic	Signif Lvl
12	16.182	0.183035

Vi ser at signifikansverdien er mye større enn 0,05. Dette betyr at vi kan konkludere med at det ikke eksisterer autokorrelasjon i residualverdiene til feilkorreksjonsmodellen med CDAX.

Feilkorreksjonsmodell kan nå formuleres. Siden vi her har to signifikante feilkorreksjonskoeffisienter kan vi modellere en bivariat VECM basert på denne informasjonen.

$$\Delta CDAX_t = -0,04(CDAX_{t-1} - 0,58 - 0,74SAP_{t-1}) + 0,70\Delta SAP_t + 0,17\Delta SAP_{t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

$$\Delta SAP_t = 0,02(CDAX_{t-1} - 0,58 - 0,74SAP_{t-1}) + 0,50\Delta CDAX_t + \varepsilon_{2,t}$$



## ***Vedlegg VI – VECM-analyse for amerikansk og japansk BNP***

*Framgangsmåten for denne VECM tar utgangspunkt i eksempelet til Lauvsnes (2013a) som går over sidene 287 til 292.*

Dette er en 2-steps metode, hvor vi utvikler en VECM for amerikansk BNP (USBNP) og japansk BNP (JPBNP)

Steg en er å undersøke hvorvidt vi har stasjonaritet i USBNP og JPBNP på nivåform. Siden vi bruker logaritmisk avkastning på variablene, setter vi variablene på nivåform som logaritmen. Altså er  $\text{LOGUSBNP} = \text{Logaritmen til USBNP}$ .  $\text{GUSBNP} = \log(\text{USBNP}/\text{USBNP}\{1\})$  altså logaritmisk vekstform. I den endelige modellen presenteres dette som USBNP og  $\Delta\text{USBNP}$ .

### Enhetsrottest for LOGJPBNP

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series LOGJPBNP

Regression Run From 1995:02 to 2013:03

Observations            75

With intercept

Using fixed lags        3

Sig Level    Crit Value

1%(\*\*)       -3.51869

5%(\*)         -2.90009

10%           -2.58707

T-Statistic    -1.49326

**Konklusjon: H0: En enhetsrot i LOGJPBNP kan ikke forkastes.**

### Enhetsrottest for LOGUSBNP

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series LOGUSBNP

Regression Run From 1995:02 to 2013:03

Observations 75

With intercept

Using fixed lags 3

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.51869
5% (*)	-2.90009
10%	-2.58707

T-Statistic -2.09086

**Konklusjon: H0: En enhetsrot i LOGUSBNP kan ikke forkastes.**

Autokorrelasjonstest konkluderer med at det ikke er autokorrelasjon i residualverdiene for noen av de overstående.

### Kointegrasjon

Vi setter nå opp en kointegrasjonsregresjon mellom de to variablene:

$$LOGJPBNP_t = \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 LOGUSBNP_t + \hat{u}_t$$

Her er vi ute etter å teste om  $\hat{u}_t$  er stasjonær, og dersom den er det estimerer vi en feilkorreksjonsmodell.

Resultatet av den overstående lineære regresjonen er:

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable LOGJPBNP

Quarterly Data From	1994:02 To 2013:03
Usable Observations	78
Degrees of Freedom	76
Centered R <sup>2</sup>	0.8594539
R-Bar <sup>2</sup>	0.8576046
Uncentered R <sup>2</sup>	0.9999981
Mean of Dependent Variable	13.101193248
Std Error of Dependent Variable	0.048285109
Standard Error of Estimate	0.018220540
Sum of Squared Residuals	0.0252310938
Regression F(1,76)	464.7477
Significance Level of F	0.0000000
Log Likelihood	202.7419
Durbin-Watson Statistic	0.3100

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	10.058852387	0.141138549	71.26935	0.00000000
2. LOGUSBNP	0.320883675	0.014884663	21.55801	0.00000000

Fra overstående lineære regresjon henter vi ut residualverdiene og tester hvorvidt disse er stasjonære eller ikke.

Enhetsrottest for overstående residualverdier

Dickey-Fuller Unit Root Test, Series ERR

Regression Run From 1995:02 to 2013:03

Observations 75

With intercept

Using fixed lags 3

Sig Level	Crit Value
1% (**)	-3.51869
5% (*)	-2.90009
10%	-2.58707

T-Statistic -2.97576\*

Konklusjon: **Residualene er stasjonære**, dette kan vi konkludere med på 5-prosentsnivå. Vi forkaster altså  $H_0$ .

Ettersom vi konkluderte med at residualene var stasjonære estimerer vi feilkorreksjonsmodellen:

$$\Delta JPNP_t = \alpha_1 (JPBP_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 USBNP_{t-1}) + \gamma_1 \Delta USBNP_t + \varepsilon_{1,t}$$

Vi tester naturligvis også modellen den andre veien, for å undersøke om den har en signifikant feilkorreksjonskoeffisient.

$$\Delta USBNP_t = \alpha_2 (JPBP_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 USBNP_{t-1}) + \gamma_2 \Delta JPNP_t + \varepsilon_{2,t}$$

For amerikansk BNP:

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable GUSBNP

Quarterly Data From	1994:03 To 2013:03
Usable Observations	77
Degrees of Freedom	74
Centered R <sup>2</sup>	0.1553431
R-Bar <sup>2</sup>	0.1325145
Uncentered R <sup>2</sup>	0.5586444
Mean of Dependent Variable	0.0061418626
Std Error of Dependent Variable	0.0064672278
Standard Error of Estimate	0.0060235048
Sum of Squared Residuals	0.0026849131
Regression F(2,74)	6.8048
Significance Level of F	0.0019372
Log Likelihood	285.9024
Durbin-Watson Statistic	1.5004

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. ERR{1}	0.0364998660	0.0394244118	0.92582	0.35754963
2. Constant	0.0055908249	0.0007025204	7.95824	0.00000000
3. GJPBNP	0.2457198961	0.0666112308	3.68887	0.00042737

**Vi ser her at residualleddet ERR, som er feilkorreksjonsleddet ikke er signifikant.**

Dette ble heller ikke signifikant av å inkludere flere lags av JPBNP.

Det er nødvendig å undersøke for autokorrelasjon i residualene. For å undersøke dette utførte vi en Ljung-Box test med 12 lags.

### Ljung-Box for overstående

Correlations of Series U1

Quarterly Data From 1994:03 To 2013:03

#### Autocorrelations

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0.24586	0.34388	0.31474	0.28575	0.16571	0.25383	0.20607	-0.09031	0.18110	0.02922	-0.06434	-0.05237

#### Ljung-Box Q-Statistics

Lags	Statistic	Signif Lvl
12	45.276	0.000009

Vi ser at signifikansverdien er mindre enn 0,05. Dette betyr at vi ikke kan konkludere med at det ikke eksisterer autokorrelasjon i residualverdiene til feilkorreksjonsmodellen med amerikansk BNP.

### For JPBNP

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable GJPBNP

Quarterly Data From	1994:04 To 2013:03
Usable Observations	76
Degrees of Freedom	72
Centered R <sup>2</sup>	0.2680999
R-Bar <sup>2</sup>	0.2376041
Uncentered R <sup>2</sup>	0.2944775
Mean of Dependent Variable	0.0020432919
Std Error of Dependent Variable	0.0106376265
Standard Error of Estimate	0.0092882739
Sum of Squared Residuals	0.0062115863
Regression F(3,72)	8.7914
Significance Level of F	0.0000484
Log Likelihood	249.8194
Durbin-Watson Statistic	1.5264

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. ERR{1}	-0.163426397	0.059183054	-2.76137	0.00729814
2. Constant	-0.003275324	0.001596966	-2.05097	0.04391014
3. GUSBNP	0.446421212	0.184159380	2.42410	0.01785887
4. GUSBNP{1}	0.421928311	0.185585897	2.27349	0.02598034

For modellen med japansk BNP ser vi at feilkorreksjonsleddet er signifikant med en verdi på omtrent -0,16.

### Correlations of Series U2

Quarterly Data From 1994:04 To 2013:03

### Autocorrelations

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
0.22530	-0.02054	0.06094	-0.00547	0.04558	0.17391	0.00946	-0.19428	0.05420	0.08996	-0.11214	-0.06165

### Ljung-Box Q-Statistics

Lags	Statistic	Signif Lvl
12	12.868	0.378685

Vi ser at signifikansverdien er mye større enn 0,05. Dette betyr at vi kan konkludere med at det ikke eksisterer autokorrelasjon i residualverdiene til feilkorreksjonsmodellen med japansk BNP.

Modellene kan nå skrives som:

$$\Delta JPNP_t = -0,16(JPNP_{t-1} - 10,06 - 0,32 * USBNP_{t-1}) + 0,45\Delta USBNP_t + 0,42\Delta USBNP_{t-1} + \varepsilon_t$$