



# Privat forbruk, deflasjon og pengepolitikk under Abenomics

*Empirisk analyse av japansk pengepolitikks effekt på privat forbruk i perioden 2013 - 2015*

**Andreas Aure**

**Veileder: Jan Tore Klovland**

Selvstendig arbeid innen master i økonomi og administrasjon,  
hovedprofil i finansiell økonomi (FIE)

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer innestår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

## Sammendrag

I denne masterutredningen er det gjennomført en empirisk analyse av endringene i den japanske pengepolitikken siden 2013 og deres effekt på japanske husholdningers forbruk. Den japanske økonomien har slitt med negativ inflasjon siden siste halvdel av 90-tallet, men kom seg ut av deflasjonen i 2013 etter store endringer i sentralbankens pengepolitikk da statsminister Shinzo Abe innførte sin økonomiske revitaliseringsplan, Abenomics. Problemstillingen har vært følgende: *Har skiftet fra deflasjon til inflasjon siden 2013 som følge av den nye pengepolitikken hatt en positiv effekt på japanske husholdningers forbruksvekst?*

Analysen har benyttet Johansens kointegrasjonstest og VECM-estimering for å modellere langsiktige forholdene mellom forbruk, inflasjon og relevante makrovariabler. Den langsiktige modellen har så blitt kombinert med en feiljusteringsmodell for også å undersøke de kortsiktige effektene på forbruk og kontrollere for økninger i merverdiavgiften. Dette har blitt gjort for periodene 1990-2012 og 1990-2015. Oppgaven finner at en økning i inflasjonsraten som proxy for inflasjonsforventninger, har hatt en liten, men signifikant positiv effekt på forbruksveksten i perioden 2013-2015. Inflasjonseffekten er negativ for modellen estimert med data frem til 2012. Noen varig forhøyet effekt på forbruket i 2013-2015 er derimot ikke funnet, ettersom den japanske sentralbanken ikke har klart å holde inflasjonen stabilt rundt inflasjonsmålet i hele perioden. Andre direkte effekter på forbruk fra økning i basispengemengde og svekkelse av valutaen er ikke funnet, til tross for at basispengemengden har økt fra 25 til 65 prosent av BNP under Abenomics.

## Forord

Denne oppgaven er skrevet våren 2016 som den avsluttende delen av mitt masterstudium i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole.

Det generelle temavalget var en naturlig konsekvens av min fordypning i makroøkonomi og empirisk analyse på min hovedprofil i finans. Det spesifikke temavalget av japansk økonomi og Abenomics, skyldes min interesse for Japan og min tidligere fagbakgrunn i japansk språk og samfunn. Særlig var det under mitt praktikantopphold på den norske ambassaden i Tokyo høsten 2013 at Abenomics fanget min interesse, og siden den gang har jeg ønsket å analysere effektene av dette økonomiske prosjektet nærmere. Arbeidet har tidvis vært tungt, men givende.

Jeg vil takke min veileder Jan Tore Klovland for nyttige råd og tilbakemeldinger.

Larvik, 18 juni 2016

---

Andreas Aure

---

# Innholdsfortegnelse

<b>SAMMENDRAG</b> .....	<b>2</b>
<b>FORORD</b> .....	<b>3</b>
<b>INNHOLDSFORTEGNELSE</b> .....	<b>4</b>
<b>FIGURER</b> .....	<b>8</b>
<b>TABELLER</b> .....	<b>10</b>
<b>1. INTRODUKSJON</b> .....	<b>13</b>
1.1 OPPGAVENS STRUKTUR .....	14
<b>2. DEFLASJON</b> .....	<b>15</b>
2.1 TO ÅRSAKER TIL DEFLASJON .....	15
2.2 KONSEKVENSER AV ETTERSPOERSELEDET DEFLASJON .....	16
2.3 TO-PERIODISK KONSUMMODELL .....	18
2.4 DEFLASJONSEFFEKTEN I JAPAN OG USA .....	23
<b>3. TILTAK MOT DEFLASJON</b> .....	<b>26</b>
3.1 FORESLÅTTE TILTAK .....	26
3.1.1 <i>Inflasjonsmål</i> .....	26
3.1.2 <i>Kvantitative lettelser</i> .....	27
3.1.3 <i>Finanspolitikk</i> .....	28
3.2 JAPANS PENGEPOLITIKK I PERIODEN 1990 - 2012 .....	28
3.2.1 <i>1990 - 2000</i> .....	29
3.2.2 <i>2001 – 2012</i> .....	31
3.3 JAPANS PENGEPOLITIKK UNDER ABENOMICS: 2013-2015 .....	34
3.4 FORSKJELLER FØR OG ETTER ABENOMICS .....	37
<b>4. METODE</b> .....	<b>39</b>
4.1 STASJONÆRITET .....	39

---

4.2	TEST FOR ENHETSROT .....	40
4.3	KOINTEGRASJON .....	42
4.4	FEILJUSTERINGSMODELL (ECM).....	43
4.5	JOHANSEN-TESTEN OG VECTOR ERROR CORRECTION MODEL .....	44
4.6	SPESIFISERING AV DETERMINISTISKE KOMPONENTER OG LAGS .....	46
4.6.1	<i>Testing for laglengde</i> .....	47
4.6.2	<i>Deterministiske komponenter</i> .....	47
<b>5.</b>	<b>DATA</b> .....	<b>49</b>
5.1	PRIVAT KONSUM .....	49
5.2	BRUTTO NASJONALPRODUKT .....	50
5.3	INFLASJON .....	50
5.4	BASISPENGENGEMNGDEN .....	52
5.5	NIKKEI 225-INDEKSEN .....	53
5.6	ARBEIDSLIGHETS RATEN .....	53
5.7	3-MÅNEDERS INTERBANKRENTE.....	54
5.8	10-ÅRSRENTE PÅ JAPANSKE STATSOBLIGASJONER .....	54
5.9	VEKSLINGSKURS JPY/USD.....	55
5.10	BRUTTO STATSGJELD .....	55
5.11	BEFOLKNINGANDEL OVER 65 ÅR.....	56
5.12	MERVERDIAVGIFTEN .....	57
<b>6.</b>	<b>ANALYSE</b> .....	<b>58</b>
6.1	TESTING FOR ENHETSROT .....	58
6.1.1	<i>Privat forbruk</i> .....	59
6.1.2	<i>BNP</i> .....	59

---

6.1.3	<i>Inflasjon</i> .....	60
6.1.4	<i>Basispengemengden</i> .....	61
6.1.5	<i>Nikkei 225</i> .....	63
6.1.6	<i>Arbeidsledighetsraten</i> .....	64
6.1.7	<i>3M-interbankrente</i> .....	65
6.1.8	<i>10-årsrenten på japanske statsobligasjoner</i> .....	66
6.1.9	<i>Vekslingskurs JPY/USD</i> .....	67
6.1.10	<i>Brutto statsgjeld/BNP</i> .....	68
6.1.11	<i>Befolkningsandel over 65 år</i> .....	69
6.2	ESTIMERING AV LANGSIKTIGE KOINTEGRASJONSFORHOLD I PERIODEN FØRSTE KVARTAL 1990 – FJERDE KVARTAL 2012 .....	71
6.2.1	<i>Modell 1: Privat forbruk, BNP, inflasjon og arbeidsledighet</i> .....	72
6.2.2	<i>Modell 2: Privat forbruk, BNP og inflasjon</i> .....	74
6.2.3	<i>Modell 3: Privat forbruk og BNP</i> .....	76
6.2.4	<i>Vurdering av modell 2</i> .....	77
6.3	ESTIMERING AV LANGSIKTIGE KOINTEGRASJONSFORHOLD I PERIODEN FØRSTE KVARTAL 1990 – FJERDE KVARTAL 2015 .....	79
6.3.1	<i>Modell 4: Privat forbruk, BNP, inflasjon og arbeidsledighet</i> .....	80
6.3.2	<i>Modell 5: Privat forbruk, BNP og inflasjon</i> .....	81
6.3.3	<i>Modell 6: Privat forbruk og BNP</i> .....	83
6.3.4	<i>Vurdering av modell 6</i> .....	86
6.4	BEREGNING AV ECM FOR PERIODEN FØRSTE KVARTAL 1990 – FJERDE KVARTAL 2012 .....	87
6.4.1	<i>Testing av hvor godt modellen passer tidsserien 1990-2012</i> .....	93
6.5	BEREGNING AV ECM FOR PERIODEN FØRSTE KVARTAL 1990 – FJERDE KVARTAL 2015 .....	96
6.5.1	<i>Testing av hvor godt modellen passer tidsserien 1990-2015</i> .....	102

---

6.6	SAMMENLIGNING AV DE PREDIKERTE VERDIENE FOR MODELL 1990-2012 OG MODELL 1990-2015	104
<b>7.</b>	<b>DISKUSJON</b> .....	<b>108</b>
7.1	IMPLIKASJONER AV FUNNENE.....	108
7.2	UTFORDRINGER MED MODELLENE.....	109
<b>8.</b>	<b>KONKLUSJON</b> .....	<b>111</b>
	<b>APPENDIKS</b> .....	<b>114</b>
	<b>LITTERATURLISTE</b> .....	<b>123</b>

## Figurer

Figur 3.2.1: Inflasjon og 3M-interbankrente i Japan mellom 1990 – 2015. (Kilde: OECD). 29	
Figur 3.3.1: Den japanske basispengemengden i perioden 1990 – 2015. Skillelinje i fjerde kvartal 2012. (Kilde: Bank of Japan). .....	36
Figur 5.3.1: Sammenligning av seriene for inflasjon og inflasjonsforventninger.....	51
Figur 6.1.1: Logaritmisk serie for privat forbruk på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott.....	59
Figur 6.1.2: Logaritmisk serie for BNP på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott .....	60
Figur 6.1.3: Inflasjon på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott .....	61
Figur 6.1.4: Basispengemengde/BNP fra første kvartal 1990- fjerde kvartal 2012 på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott.....	62
Figur 6.1.5: Basispengemengde/BNP fra første kvartal 2013- fjerde kvartal 2015 på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott.....	63
Figur 6.1.6: Logaritmisk serie av Nikkei-indeksen på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott.....	64
Figur 6.1.7: Arbeidsledighetsraten på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott .....	65
Figur 6.1.8: 3M-interbankrente på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott .....	66
Figur 6.1.9: 10-årsrente for japanske statsobligasjoner på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott.....	67
Figur 6.1.10: Logaritmisk serie for vekslingskursen JPY/USD på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott .....	68



---

Figur 6.1.11: Brutto statsgjeld/BNP på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott .....	69
Figur 6.1.12: Befolkningsandel over 65 år på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott .....	70
Figur 6.2.1: Privat forbruk, BNP, inflasjon og arbeidsledighet fra første kvartal 1990 - fjerde kvartal 2012.....	71
Figur 6.2.2: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott for kointegrasjonsligningen fra modell 2. ....	78
Figur 6.2.3: Tidsserieplott for kointegrasjonsligningen fra modell 2 .....	78
Figur 6.3.1: Privat forbruk, BNP, inflasjon og arbeidsledighet fra første kvartal 1990 - fjerde kvartal 2015.....	79
Figur 6.3.2: Privat forbruk og BNP med 1990-nivå som 100 .....	85
Figur 6.3.3: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott for kointegrasjonsligningen fra modell 6. ....	86
Figur 6.3.4: Tidsserieplott for kointegrasjonsligningen fra modell 6.....	86
Figur 6.4.1: Faktisk og predikert forbruksvekst fra EC-modell 1990-2012.....	94
Figur 6.4.2: Faktisk og predikert forbruk fra EC-modell 1990-2012.....	95
Figur 6.5.1: Faktisk og predikert forbruksvekst fra EC-modell 1990-2015.....	103
Figur 6.6.1: Faktisk og predikert forbruksvekst fra modellene 1990-2012 og 1990-2015 ..	104
Figur 6.6.2: Faktisk og predikert forbruksvekst fra de to modellene og endringer i inflasjonsraten, første kvartal 2013 - tredje kvartal 2015.....	105
Figur 6.6.3: Faktisk og predikert forbruk fra modellene 1990-2012 og 1990-2015 .....	106
Figur 6.6.4: Faktisk og predikert forbruk fra de to modellene og inflasjonsraten, første kvartal 2013 - tredje kvartal 2015 .....	107

---

## Tabeller

Tabell 2.4.1: Deflasjonseffekter på forbruksvekst i USA og Japan. Regresjonsresultater fra Cargill og Parker (2004b).....	24
Tabell 6.2.1: Laglengdetest for modell 1. Maksimal laglengde på 8. ....	72
Tabell 6.2.2: Johansen-test for modell 1. Laglengde på 7 og uinnskrenket trend.....	73
Tabell 6.2.3: Estimert VEC-modell 1.....	73
Tabell 6.2.4: Laglengdetest for modell 2. Maksimal laglengde på 8.....	75
Tabell 6.2.5: Johansen-test for modell 2. Laglengde på 5 og innskrenket trend.....	75
Tabell 6.2.6: Estimert VEC-modell 2.....	76
Tabell 6.2.7: Laglengdetest for modell 3. Maksimal laglengde på 8. ....	77
Tabell 6.2.8: Johansen-test for modell 3. Laglengde på 3 og uinnskrenket trend.....	77
Tabell 6.3.1: Laglengdetest for modell 4. Maksimal laglengde på 4. ....	80
Tabell 6.3.2: Johansen-test for modell 4. Laglengde på 3 og uinnskrenket trend.....	80
Tabell 6.3.3: Estimert VEC-modell 4.....	81
Tabell 6.3.4: Laglengdetest for modell 5. Maksimal laglengde på 4. ....	81
Tabell 6.3.5: Johansen-test for modell 5. Laglengde på 3 og uinnskrenket trend.....	82
Tabell 6.3.6: Estimert VEC-modell 5.....	82
Tabell 6.3.7: Laglengdetest for modell 6. Maksimal laglengde på 8. ....	83
Tabell 6.3.8: Johansen-test for modell 6. Laglengde på 3 og uinnskrenket trend.....	83
Tabell 6.3.9: Estimert VEC-modell 6.....	84
Tabell 6.4.1: Fire estimerte EC-modeller for perioden første kvartal 1990 - fjerde kvartal 2012. Foretrukket modell i kolonne 4. ....	88

---

Tabell 6.4.2: Utvalgt EC-modell for perioden første kvartal 1990 - fjerde kvartal 2012 .....	93
Tabell 6.5.1: Fire estimerte EC-modeller for perioden første kvartal 1990 - fjerde kvartal 2015. Foretrukket modell i kolonne 4 .....	97
Tabell 6.5.2: Utvalgt EC-modell for perioden første kvartal 1990 - fjerde kvartal 2015 ....	102
Tabell 7.2.1: DFGLS-test for den logaritmiske forbruksserien på nivåform. ....	114
Tabell 7.2.2: DFGLS-test for den logaritmiske forbruksserien på førstedifferensiert form	114
Tabell 7.2.3: DFGLS-test for den logaritmiske BNP-serien på nivåform.....	114
Tabell 7.2.4: DFGLS-test for den logaritmiske BNP-serien på førstedifferensiert form.....	115
Tabell 7.2.5: DFGLS-test for inflasjon på nivåform .....	115
Tabell 7.2.6: DFGLS-test for inflasjon på førstedifferensiert form .....	115
Tabell 7.2.7: ADF-test for inflasjon på førstedifferensiert form.....	115
Tabell 7.2.8: DFGLS-test for basispengemengden/BNP på nivåform for perioden første kvartal 1990 – fjerde kvartal 2012 .....	116
Tabell 7.2.9: DFGLS-test for basispengemengden/BNP på nivåform for perioden første kvartal 2013 – fjerde kvartal 2015 .....	116
Tabell 7.2.10: DFGLS-test for basispengemengden/BNP på førstedifferensiert form for perioden første kvartal 1990– fjerde kvartal 2012 .....	116
Tabell 7.2.11: DFGLS-test for basispengemengden/BNP på førstedifferensiert form for perioden første kvartal 2013– fjerde kvartal 2015 .....	116
Tabell 7.2.12: DFGLS-test for den logaritmiske serien for Nikkei 225-indeksen på nivåform .....	117
Tabell 7.2.13: DFGLS-test for den logaritmiske serien for Nikkei 225-indeksen på førstedifferensiert form.....	117
Tabell 7.2.14: DFGLS-test for arbeidsledighet på nivåform.....	117

---

Tabell 7.2.15: DFGLS-test for arbeidsledighet på førstedifferensiert form.....	118
Tabell 7.2.16: DFLGS-test for 3M-interbankrente på nivåform.....	118
Tabell 7.2.17: DFLGS-test for 3M-interbankrente på førstedifferensiert form .....	118
Tabell 7.2.18: DFLGS-test for 10-årsrenten på nivåform.....	119
Tabell 7.2.19: DFLGS-test for 10-årsrenten på førstedifferensiert form .....	119
Tabell 7.2.20: DFGLS-test for vekslingskursen JPY/USD på nivåform .....	119
Tabell 7.2.21: DFGLS-test for vekslingskursen JPY/USD på førstedifferensiert form.....	120
Tabell 7.2.22: DFGLS-test for statsgjeld/BNP på nivåform.....	120
Tabell 7.2.23: DFGLS-test for statsgjeld/BNP på førstedifferensiert form .....	120
Tabell 7.2.24: ADF-test for statsgjeld/BNP på førstedifferensiert form, 2 lag.....	121
Tabell 7.2.25: ADF-test for statsgjeld/BNP på førstedifferensiert form, 3 lag.....	121
Tabell 7.2.26: DFGLS-test for befolkningsandel over 65 år på nivåform .....	121
Tabell 7.2.27: DFGLS-test for befolkningsandel over 65 år på førstedifferensiert form ....	122

# 1. Introduksjon

Japans økonomiske vekst i etterkrigstiden har av mange økonomer og historikere blitt omtalt som et «økonomisk mirakel». Landet reiste seg fra asken etter andre verdenskrig, ble verdens nest største økonomi i 1968, og holdt en økonomisk vekst på rundt åtte-ni prosent årlig fra 1945 til 1975. Veksten sank noe etter dette, men holdt seg potent og høyere enn den amerikanske veksten frem til 1990. Da sa det stopp. Siden starten av 90-tallet har veksten i den japanske økonomien vært lav og til tider negativ. Først snakket japanerne om det tapte tiåret fra 1991 til 2000. Tiden gikk, og man snakket snart om de to tapte tiårene fra 1991 til 2010. Det har imidlertid ikke manglet på tiltak for å styrke økonomien. En rekke regjeringer har de siste 25 årene uten hell forsøkt å få i gang den økonomiske veksten igjen, og har akkumulert verdens høyeste statsgjeld i forsøket. På toppen av dette står landet ovenfor den største eldrebølgen som verden har sett.

Inflasjonsraten har med noen korte unntak vært negativ siden 1995. Denne langvarige deflasjonen har blitt omtalt som en av årsakene til at Japan ikke har klart å skape stabilt høyere vekst igjen. Likevel har sentralbanken i praksis hatt nullrente siden slutten av 90-tallet, uten at dette hjalp for å få inflasjonsraten opp. Den japanske sentralbanken, Bank of Japan, var den første sentralbanken i verden som forsøkte seg på kvantitative lettelser da den introduserte dem i perioden 2001 – 2006. Effekten på inflasjonsraten var i beste fall marginal.

Med dette som bakteppe har det vært interessant å observere japansk økonomi etter at statsminister Shinzo Abe kom til makten helt på tampen av 2012. Abe gikk til valg på sin økonomiske slagplan, Abenomics, for å skape stabil vekst i økonomien igjen. Et av de viktigste målene i Abenomics var å få slutt på deflasjonen en gang for alle, og sentralbanken har siden starten av 2013 kjørt en så ekspansiv pengepolitikk at det er ulikt noe annet landet har sett hittil. Inflasjonsraten gikk over i positivt territorium kort tid etter at Abenomics ble introdusert.

Det er dette skiftet fra deflasjon til inflasjon som denne oppgaven har forsøkt å se nærmere på. Jeg tar utgangspunkt i teori som sier at forventet deflasjon øker realrenten når de nominelle rentene allerede befinner seg rundt null, slik at forbrukerne ønsker å konsumere mindre og spare mer nå, til fordel for konsum i fremtiden. Deretter har jeg benyttet empirisk metode på denne teorien, og analysert om det pengepolitiske skiftet under Abenomics har

påvirket effekten som endringer i inflasjonsraten og basispengemengden har på japanske husholdningers forbruk, sammenlignet med perioden fra 1990 og frem til 2013.

Motivasjonen for valget av dette temaet har vært at det finnes lite forskning på deflasjonens effekter på privat forbruk i Japan. Dessuten har den eksisterende forskningen vært preget av relativt enkel økonometrisk metode. Jeg har ønsket å bidra med mer avansert metode som også tar høyde for langsiktige forhold, samt kontrollere for flere variabler. Særlig har det vært ønskelig å kontrollere for økningen av merverdiavgiften som har funnet sted i perioden. I tillegg finnes det foreløpig lite forskning på de makroøkonomiske effektene av pengepolitikken under Abenomics, og effektene på konsumet har vært ekstra interessant å se på nå som Japan har hatt positiv inflasjon i tre år etter mange år med deflasjon.

## 1.1 Oppgavens struktur

Oppgaven består av åtte kapitler, hvorav denne introduksjonsseksjonen er det første. Andre kapittel tar for seg deflasjonsfenomenet, samt teori og en tidligere analyse av deflasjonens effekt på privat forbruk i Japan og USA. Tredje kapittel forklarer deretter hvilke alternativer som har blitt foreslått for å få en økonomi ut av deflasjon, og pengepolitikken som har blitt ført i Japan i perioden 1990 – 2015, med et skille før og etter Abenomics ble introdusert. Fjerde kapittel beskriver den empiriske metoden som har blitt brukt i analysedelen, mens femte kapittel utdyper hvilke variabler som har blitt brukt i analysen. Kapittel seks er selve analysedelen, og utgjør hoveddelen av oppgaven. Syvende kapittel diskuterer funnene i analysen og påpeker potensielle svakheter ved den, før kapittel åtte oppsummerer og konkluderer.

---

## 2. Deflasjon

Etterkrigstiden var en tid da myndigheter og økonomer først og fremst fryktet at inflasjonen skulle løpe løpsk. Den siste alvorlige perioden med deflasjon i den vestlige verden forekom i USA under depresjonstiden på 1930-tallet, så det ble utført lite forskning på deflasjonens effekter etter krigen, til fordel for den massive litteraturen på inflasjon. Ifølge Cargill og Parker (2003b) ble det etter hvert en feilaktig tendens blant økonomer til å tenke på deflasjon som det samme som inflasjon, bare med motsatt fortegn. Aktørene i en økonomi kan tilpasse kontrakter til forventet inflasjon ved å heve den nominelle renten, slik at realrenten forblir den samme. Gitt lav forventet inflasjon, vil derfor inflasjonen ha minimal effekt på realøkonomien. Mange tenkte det samme om deflasjon.

Da deflasjon igjen ble et aktuelt tema i Japan på 1990-tallet, viste det seg at problemet var litt mer innfløkt enn som så. Den nominelle renten kan ikke gå lenger ned enn til null, fordi utlånere heller vil sitte på kontanter med nullavkastning enn å låne ut penger og få mindre tilbakebetalt<sup>1</sup>. Med nominell rente rundt null, vil ikke de økonomiske aktørene kunne nedjustere den ytterligere dersom økonomien skulle oppleve deflasjonsforventninger. Dermed øker realrenten. Det var dette som skjedde i Japan i 1995, da Bank of Japan satte sin styringsrente til 0,5 prosent og Japan samtidig så en prisnedgang som festet seg i både økonomien og i befolkningens forventninger. Denne økningen i realrenten kom på et tidspunkt da det passet som verst, med svak økonomisk vekst helt siden aktivaboblen som sprakk ved overgangen til 90-tallet.

### 2.1 To årsaker til deflasjon

Spørsmålet som melder seg er hvilke effekter på realøkonomien som kan følge av deflasjon, men da må vi først vite hvorfor den oppstår. Cargill og Parker (2003b) fremholder at det finnes to årsaker til deflasjon. Den ene er tilbudsledet deflasjon og den andre er etterspørselsledet deflasjon. Tilbudsledet deflasjon kan oppstå fra produktivitetssjokk og intensivering av konkurransen i en økonomi. Ifølge Borio og Filardo (2004) kan slik

---

<sup>1</sup> Siden 2014 har riktignok ECB og flere andre europeiske sentralbanker introdusert negative innskuddsrenter, men de fleste tror at rentene ikke skal langt ned i det negative territoriet før innskyterne tar ut innskuddene sine. Den nedre grensen regnes fortsatt som reell, selv om den ser ut til å ligge litt under null. Bank of Japan introduserte sine negative innskuddsrenter i januar 2016, og Japans negative nominelle renter er derfor utenfor denne oppgavens observasjonsperiode.

deflasjon typisk oppstå i økonomier som gjennomfører strukturelle markedsreformer. Et eksempel på dette er Kina siden 90-tallet. Tilbudsledet deflasjon er ikke forbundet med negative realøkonomiske effekter, og forventes vanligvis heller ikke å vare særlig lenge.

Etterspørselsledet deflasjon oppstår når pengeveksten ikke er tilstrekkelig til å opprettholde en økende eller i det minste konstant produksjon i økonomien. Dette regnes for å være Japans tilfelle. McCallum (2003) kommer frem til at Bank of Japan førte en for lite ekspansiv pengepolitikk i perioden 1991-2001, da de skulle ha holdt en årlig vekstrate i basispengemengden på 10-15 prosent. I samme periode har den økonomiske veksten vært veldig svak, tidvis negativ, og omtales som det «tapte tiår». Etterspørselsledet deflasjon kan dessuten vare i lang tid, og dette har definitivt vært tilfelle i japansk økonomi. Landet hadde med et par korte unntak negativ inflasjonsrate fra 1995 til starten av 2013.

## 2.2 Konsekvenser av etterspørselsledet deflasjon

Med årsaken til deflasjon på plass, kan vi se på hva slags konsekvenser den kan ha på realøkonomien. Cargill og Parker (2003b) trekker frem fem potensielle konsekvenser deflasjon kan forårsake.

### 1) Dyrere å håndtere utestående gjeld

Dette er Irving Fishers hypotese fra depresjonstiden i USA i 1933 om at deflasjon gjør det dyrere å betale tilbake eksisterende lån. De påfølgende konkursene kan føre til en svekkelse av økonomien, slik det skjedde i USA på 1930-tallet. Det vil alltid finnes en viss andel med fastrenteobligasjoner og lån med grense for hvor langt ned den nominelle renten kan justeres. Kraftig deflasjon vil ramme låntakere av slike instrumenter. Japan opplevde ikke like kraftig deflasjon som depresjonstidens USA, men hadde til gjengjeld høyere gjeldsnivåer i økonomien. Dette gjør at den negative effekten Fisher tegnet opp, også kan være tilstede i Japans tilfelle med mildere deflasjon.

### 2) Deflasjonsforventninger reduserer konsum

Her er vi tilbake til de nominelle rigiditetene beskrevet i innledningen til denne seksjonen. I en situasjon med nominell rente nærme null, kan ikke denne renten senkes ytterligere for å holde realrenten på et konstant nivå. Da vil realrenten øke når de økonomiske aktørene forventer deflasjon. Dette kan føre til at forbrukerne foretrekker å spare mer og konsumere



---

mindre i dag, fordi den høyere realrenten gjør konsum i en fremtidig periode mer attraktivt. Denne teoretiske effekten vil utdypes nedenfor, og er også i stor grad det jeg baserer den empiriske analysen på.

### 3) Øker pengeetterspørselen

Phillip Cagans hyperinflasjonsmodell fra 1956 sier at etterspørselen etter penger går ned ved økt forventet inflasjon ved å øke pengenes omløpshastighet, og slik skapes en ond sirkel hvor inflasjon og omløpshastighet forsterker hverandre ytterligere. Da blir det mer lønnsomt å holde andre byttemidler enn penger, fordi pengene taper seg i verdi. Slik reduseres pengeetterspørselen. Det motsatte resultatet kan benyttes på deflasjonen Japan har opplevd, om enn i mindre omfang enn inflasjonstilfellene Cagan så på. Deflasjon gjør penger mer verdt kontra andre byttemidler, og Japan så at nettopp pengeetterspørselen økte da Japans inflasjonsrate falt og senere ble negativ (Cargill og Parker, 2003a).

### 4) Reduserer pengemultiplikatoren

Som nevnt i punkt én, gjør deflasjon det vanskeligere å betjene gjelden for låntakere. Dette gjør bankene mer varsomme ovenfor hvem de låner ut til, og fører til at de tar lavere risiko. Dessuten vil høyere realrente gi forbrukere insentiver til å forbruke mindre i dag, og følgelig ta opp mindre lån i dag. Begge deler vil altså gjøre at bankene låner ut mindre til fordel for en større porteføljeandel med kontanter og trygge statspapirer. Dette medfører at pengemultiplikatoren svekkes, slik at en gitt økning i basispengemengden fra sentralbankens side vil ha svakere effekt på den brede pengemengden

Nå skal riktignok ikke en sentralbanks pengepolitikk forstås utelukkende gjennom pengemultiplikatoren. Hvis bankenes utlånsvilje og/eller forbrukernes lånevilje ikke er tilstede i den situasjonen økonomien befinner seg i, finnes det flere eksempler på at pengemultiplikatoren mer eller mindre bryter sammen. Dette omtales ofte som at sentralbanken ikke kan «dytte på en tråd». Utsagnet viser til at sentralbanken kan trekke ned pengeveksten og farten i økonomien ved å redusere basispengemengden, men at det er vanskelig å dytte økonomien i gang ved å øke basispengemengden, dersom ikke forutsetningene blant de økonomiske aktørene er tilstede. Økning av basispengemengden ventes å virke gjennom flere effekter enn pengemultiplikatoren, avhengig av hvilke aktiva sentralbanken kjøper for å øke den, og hvordan den kommuniserer forventet effekt til publikum. Dette omtales nærmere i seksjon 3.1.2.

### 5) Skaper et brudd i pengepolitikens utførelse

Pengepolitikens gjennomgår et brudd ved at pengepolitikens verktøy ikke lenger fungerer som de skal. Med andre ord klarer ikke lenger ekspansiv pengepolitikk via renteverktøyet å skape de prisforventningene som den tidligere gjorde. Selv med nullrente endres ikke prisforventningene tilstrekkelig til at folk tror på fremtidig inflasjon. Videre øker deflasjon etterspørselen etter penger mens pengemultiplikatoren reduseres, og slik kan deflasjonen forsterkes ytterligere. Jo lenger denne spiralen får fortsette, desto vanskeligere blir det for sentralbanken å reversere prosessen. Renteverktøyet forblir ubrukelig, så sentralbanken må ty til voldsomme markedsoperasjoner for å klare å rikke prisforventningene. Selv med slike markedsoperasjoner er effekten på makroøkonomien fortsatt usikker.

Som vi ser over, henger disse fem effektene i stor grad sammen. Mye av det som er gjort med pengepolitikken i Japan siden 2013 er tiltak som har blitt nødvendige på grunn de ovennevnte effektene på pengepolitikken som langvarig deflasjon medfører. Denne oppgavens formål er å se på hvordan skiftet fra deflasjon til inflasjon har påvirket det japanske konsumet, hvilket stammer fra deflasjonseffekt nummer to i lista ovenfor. Nedenfor vil jeg utdype det teoretiske rammeverket for denne effekten på forbruk, samt omtale en eksisterende empirisk analyse av effekten.

## 2.3 To-periodisk konsummodell

Det følgende teoretiske rammeverket er utledet av Cargill og Parker (2004b), og tar utgangspunkt i en to-periodisk konsummodell. Modellen forutsetter en nyttemaksimerende forbruker som fordeler sitt konsum  $C$  på de to periodene 1 og 2. Budsjettrestriksjonen er at det som spares og lånes i første periode vil henholdsvis konsumeres og tilbakebetales i neste periode. Forbrukeren låner og sparer til den nominelle renten  $i$ . Inntekten  $Y_1$  representerer alt av nåværende inntekt og formue som kan benyttes til konsum i begge periodene, mens inntekten i fremtidig periode skrives  $Y_2$ . Prisnivået i første periode er  $P_1 = 1$  og prisnivået i andre periode er  $P_2 = 1 + \pi$ . Med andre ord tilsvarer  $\pi$  økonomiens forventede inflasjonsrate. Konsumenten vil maksimere følgende nyttefunksjon.

$$\text{Max } U(C_1, C_2)$$

med hensyn på

$$P_1(Y_1 - C_1)(1 + i) = P_2(C_2 - Y_2)$$

Da kan Lagrange-funksjonen skrives på denne måten.

$$L = U(C_1, C_2) + \lambda((Y_1 - C_1)(1 + i) + (Y_2 - C_2)(1 + \pi))$$

Lagrange-funksjonen har følgende tre førsteordensbetingelser.

$$L_1 = U_1 - \lambda(1 + i) = 0$$

$$L_2 = U_2 - \lambda(1 + \pi) = 0$$

$$L_\lambda = (Y_1 - C_1)(1 + i) + (Y_2 - C_2)(1 + \pi) = 0$$

Dette gir substitusjonseffekten:

$$\frac{U_1}{U_2} = \frac{1 + i}{1 + \pi} = 1 + r$$

Her har vi  $r$  som realrenten i økonomien. Som vi ser vil en økning av nominell rente øke realrenten, mens høyere inflasjonsrate vil senke den.

For å finne inntektseffekten benyttes komparativ statikk. Funksjonens krumning finner man ved å ta funksjonens andreordens partiellderiverte og samle dem i en Hessematrise som ser slik ut.

$$|H| = \begin{bmatrix} U_{11} & U_{12} & -(1 + i) \\ U_{21} & U_{22} & -(1 + \pi) \\ -(1 + i) & -(1 + \pi) & 0 \end{bmatrix}$$

Fortegnene til delmatrisenes determinanter er både negative og positive, hvilket indikerer at matrisen er negativt bestemt. Matrisens egenverdier er imidlertid ikke-positive, ikke negative, noe som tilsier at matrisen er semi-negativt bestemt. Det innebærer at funksjonen er konkav med et lokalt maksimum. Hessedeterminanten blir da:

$$2U_{12}(1 + \pi)(1 + i) - U_{11}(1 + \pi)^2 - U_{22}(1 + i)^2 \geq 0$$

Man får dermed følgende fire betingelser ved å ta i bruk Cramers regel og anta at forbrukeren konsumerer normale goder både i første og andre periode.

$$\frac{\partial C_1}{\partial Y_1} = \frac{1}{|H|} (U_{12}(1+\pi)(1+i) - U_{22}(1+\pi)^2) > 0$$

$$\frac{\partial C_2}{\partial Y_1} = \frac{1}{|H|} (U_{12}(1+\pi)^2 - U_{11}(1+\pi)(1+i)) > 0$$

$$\frac{\partial C_1}{\partial Y_2} = \frac{1}{|H|} (U_{12}(1+\pi)^2 - U_{22}(1+\pi)(1+i)) > 0$$

$$\frac{\partial C_2}{\partial Y_2} = \frac{1}{|H|} (U_{12}(1+\pi)(1+i) - U_{11}(1+\pi)^2) > 0$$

Nå kan vi først se på effekten av deflasjon i en situasjon der inflasjonen er positiv og nominell rente er over null. Hvis realrenten er eksogen til inflasjonsraten, så blir effekten på nominell rente følgende.

$$\frac{\partial i}{\partial \pi} = 1 + r$$

Nominell rente stiger, mens realrenten forblir uendret. Under ser vi at endringer i forventet inflasjon har en nøytral effekt på de to periodenes konsum i denne situasjonen.

$$\frac{\partial C_1}{\partial \pi} = \frac{\lambda}{|H|} ((1+\pi)(1+i) - (1+r)(1+\pi)^2) = 0$$

$$\frac{\partial C_2}{\partial \pi} = \frac{\lambda}{|H|} ((1+\pi)(1+i)(1+r) - (1+i)^2) = 0$$

Dette resultatet holder ikke hvis realrenten ikke er eksogen til inflasjonsraten, slik tilfellet er når inflasjonen er negativ og nominell rente har nådd nullgrensen. Med ytterligere deflasjon kan ikke nominell rente justeres nedover.

$$\frac{\partial i}{\partial \pi} = 0$$

Da har ikke lenger inflasjonsraten nøytral effekt på konsumet.

$$\frac{\partial C_1}{\partial \pi} = \frac{1 + \pi}{|H|} (U_1 + (Y_2 - C_2)[U_{12} - U_{22}(1 + r)])$$

$$\frac{\partial C_2}{\partial \pi} = \frac{-(1 + \pi)}{|H|} (U_2(1 + r)^2 + (Y_2 - C_2)[U_{12}(1 + r) - U_{22}])$$

Førstederivatene  $U_1$  og  $U_2$  har positive fortegn. Gitt at forbrukeren konsumerer normale goder, kan det videre vises at uttrykkene i klammeparentesene er positive. Med andre ord er det fortegnet på andre periodes sparing ( $Y_2 - C_2$ ) som avgjør hvilket fortegn de to uttrykkene over vil ha, og deflasjonen har en inntektseffekt. De som låner i første periode vil ha en positiv sparing i andre periode, og vil dermed ha positivt fortegn i første periode og negativt i andre periode. De vil derfor utsette noe av forbruket i første periode til fordel for andre periode som følge av deflasjonen. For dem som sparer mye i første periode for å konsumere i andre periode, kan imidlertid deflasjonens inntektseffekt være større enn substitusjonseffekten. Resultatet for store sparere er derfor tvetydig.

Cargill og Parker har på grunn av dette foretatt simuleringer med to ulike nyttefunksjoner for å komme frem til hvilken effekt som vil dominere. De to nyttefunksjonene er gjengitt nedenfor. Den øvre er en Cobb-Douglas-nyttefunksjon og den nedre er en isoelastisk nyttefunksjon brukt av Barro og Sala-I-Martin (2004) for å simulere Ramsey-modellen.

$$U(C_1, C_2) = C_1^\alpha C_2^{1-\alpha}$$

$$U(C_1, C_2) = \sum_{t=1}^2 e^{-\rho t} \frac{C_t^{1-\theta} - 1}{1-\theta} = \frac{C_1^{1-\theta} - 1}{1-\theta} e^{-\rho} \frac{C_2^{1-\theta} - 1}{1-\theta}$$

I Cobb-Douglas-funksjonen representerer symbolet  $\alpha$  et mål på hvor tålmodig forbrukeren er. En høy verdi tilsvarer en utålmodig forbruker som helst vil konsumere mye i dag, mens en lav verdi tilsvarer en tålmodig forbruker som helst konsumerer mye i den fremtidige perioden.

I den isoelastiske funksjonen er symbolet  $\theta$  et mål på hvor sterkt forbrukeren foretrekker å glatte konsumet over de to periodene. Høy verdi betyr at forbrukeren har preferanse for å glatte konsumet, og helst vil at konsumet i de to periodene skal være så likt som mulig. Lav verdi betyr at forbrukeren ikke har mye imot at konsumet varierer mellom de to periodene (Barro og Sala-I-Martin, 2004). Videre er  $\rho$  i denne funksjonen et mål på tidspreferanse. En

forbruker med høy  $\rho$  vil ha mindre nytte av fremtidig konsum i forhold til konsum i dag, mens en forbruker med lav  $\rho$  ikke ser så stor nytteforskjell på konsum i dag og konsum i fremtiden.

Denne oppgaven går ikke detaljert inn på resultatene fra simuleringen som Cargill og Parker gjennomført (se Cargill og Parker (2004b) for detaljer og tabeller). Hovedpoenget er at de med begge nyttefunksjonene kommer frem til at en økning i realrenten - når nominell rente treffer nullgrensen og inflasjonen blir negativ - i så godt som alle tilfellene medfører at konsumet vil svekkes i første periode og øke i andre periode. Simuleringene inneholder ulike innstillinger i forbrukerens preferanser for konsumglatting, tid og tålmodighet. De inkluderer også ulik fordeling av inntekt i de to periodene, fra svært høy inntekt i første periode og lav inntekt i andre periode, lav inntekt i første periode og lav inntekt i andre, samt lik inntekt i begge periodene. De eneste unntakene er de urealistiske hjørnetilfellene i Cobb-Douglas-funksjonen. Personer med null inntekt i første periode og all inntekt i andre periode endrer ikke konsumet i første periode. Personer med all inntekt i første periode endrer ikke konsumet i andre periode. Konklusjonen etter simuleringene er altså at forventet fremtidig deflasjon leder til at forbrukerne utsetter forbruket fra nåværende til fremtidig periode. Det kan skrives på følgende måte.

$$\frac{\partial C_1}{\partial \pi} > 0$$

$$\frac{\partial C_2}{\partial \pi} < 0$$

Fra disse to resultatene over ser vi også den teoretiske effekten hvis man klarer å reversere deflasjonen, slik Bank of Japan har forsøkt siden 2013. Da synker realrenten og gir insentiver til å forbruke mer i første periode og mindre i neste. Riktignok vil en økning i inflasjonen kunne møtes med en økning av nominell rente igjen, ettersom nullgrensen kun hindrer at den nominelle renten går ned. Hvis vi forutsetter at realrenten på grunn av deflasjonen og nullgrensen har ligget over det den ellers ville vært, så er det usannsynlig at nominell rente vil økes ved en inflasjonsoppgang for å opprettholde den unormalt høye realrenten. Det er derfor å forvente at inflasjonseffekten på konsum i periode en og to vil holde også i perioder der en økonomi går fra langvarig deflasjon til inflasjon.

## 2.4 Deflasjonseffekten i Japan og USA

Cargill og Parker (2004b) undersøker i samme arbeid hvorvidt deflasjonsperiodene i USA og Japan har hatt noen signifikant effekt på forbrukets vekstrate. Dette har de gjort ved å ta utgangspunkt i en typisk konsumfunksjon basert på livssyklushypotesen (LCH) og den permanente inntektshypotesen (PIH), og inkludere en dummyvariabel for årene der konsumprisindeksen har vært lavere enn foregående år. Det er to modeller, én med dummyvariabelen på differensiert form og én på nivåform.

$$\Delta \ln C = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}}\right) + \alpha_C \Delta \ln C_{t-1} + \alpha_Y \Delta \ln Y_{t-1} + \beta_D \Delta D_t + \beta_W W_t$$

$$\Delta \ln C = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{C_{t-1}}{Y_{t-1}}\right) + \alpha_C \Delta \ln C_{t-1} + \alpha_Y \Delta \ln Y_{t-1} + \beta_D D_t + \beta_W W_t$$

Her er C private husholdningers forbruk, Y representerer reell BNP, D er dummy-variabelen for deflasjon, mens W er en dummy-variabel for krig. Den japanske tidsserien går fra 1955 til 2002, så krigsdummen sløyfes i Japans tilfelle. Den amerikanske tidsserien går fra 1929 til 2002. Begge tidsseriene benytter årlige observasjoner. Resultatene fra OLS-regresjonen ser vi i tabell 2.4.1 nedenfor.

Tabell 2.4.1: Deflasjonseffekter på forbruksvekst i USA og Japan.  
 Regresjonsresultater fra Cargill og Parker (2004b).

Consumption Function Estimates

	Dummy variables differenced		Dummy variables in levels	
	OLS coefficients	Newey–West <i>t</i> -values	OLS coefficients	Newey–West <i>t</i> -values
United States				
$\alpha_0$	-0.0005	-0.03	0.0283	0.96
$\alpha_1$	-0.0519	-1.54	-0.0161	-0.23
$\alpha_C$	0.3314	<b>2.76</b>	0.1103	1.27
$\alpha_Y$	0.0348	0.35	-0.0208	-0.29
$\beta_D$	-0.0395	<b>-3.12</b>	-0.0582	<b>-2.43</b>
$\beta_W$	-0.0137	-0.42	-0.0056	-0.44
DW statistic	2.11		1.86	
Adjusted $R^2$	0.2376		0.2901	
Japan				
$\alpha_0$	0.1765	<b>4.12</b>	0.1857	<b>4.52</b>
$\alpha_1$	0.2683	<b>4.02</b>	0.2744	<b>4.33</b>
$\alpha_C$	0.0116	0.04	-0.0524	-0.22
$\alpha_Y$	0.4560	<b>2.65</b>	0.4424	<b>2.72</b>
$\beta_D$	-0.0021	-0.51	-0.0131	<b>-2.87</b>
DW statistic	2.26		2.22	
Adjusted $R^2$	0.6026		0.6205	

Note: *t*-statistics in bold indicate statistical significance at 5% (one-tailed) level.

Tabellen viser at de negative deflasjonseffektene har vært en del kraftigere i USA enn i Japan. Det er som forventet med tanke på at USA i sin verste deflasjonsperiode på starten av 1930-tallet opplevde årlige inflasjonsrater på nærmere minus ti prosent. Til sammenligning svingte den japanske inflasjonsraten mellom null og minus ett prosent da landet hadde deflasjon i perioden Cargill og Parker observerer, som stopper i 2002.

Fortegnene for deflasjonsdummyen er negative i alle fire tilfellene. Dummyen i differensiert form (venstre side av tabellen) antar at deflasjonen har en engangseffekt på konsumet, mens dummyen på nivåform (høyre side) tilsvarende en nedgang i konsumets vekstrate. I USAs tilfelle er begge dummy-variablene signifikante. Engangseffekten på konsumet måles til minus fire prosent. Hvis man heller antar at deflasjon har en effekt på den årlige vekstraten, så måles den til minus seks prosent, som er ganske kraftig. Det er også denne modellen som gir høyest forklaringsgrad  $R^2$ . For Japans del har begge effektene negativt fortegn.

Engangseffekten på konsumet måles kun til minus 0,2 prosent, men denne effekten er ikke statistisk signifikant. Effekten på den årlige konsumvekstraten er derimot signifikant, og blir estimert til å være minus 1,3 prosent.



Cargill og Parkers økonometriske analyse i denne utredningen er relativt simpel. Den gir likevel en indikasjon på deflasjon i tråd med teorien har reell negativ effekt på forbruk i en situasjon hvor nominell rente ligger på nullgrensen, fordi forbrukerne velger å utsette forbruket sitt når realrenten stiger. Forfatterne er samtidig nøye med å påpeke at det ikke er prisnedgangen alene som er grunnen til Japans langvarige stagnasjon, men at deflasjonen har bidratt til å forverre problemene. Reversering av prisnedgangen er i deres øyne ikke en tilstrekkelig betingelse for å få Japans økonomi i gang igjen, men det er en nødvendig betingelse.

## 3. Tiltak mot deflasjon

Forrige seksjon så på hvilke kostnader som langvarig deflasjon kan medføre. Denne seksjonen vil se på hvilke metoder som har blitt anbefalt for økonomier som sliter med å komme seg ut av deflasjon. Den vil deretter ta for seg hva japanske myndigheter faktisk har foretatt seg for å løse problemet. Først hva de gjorde fra deflasjonen inntraff og frem til og med 2012. Deretter ser vi på hva som har endret seg under Abenomics siden 2013.

### 3.1 Foreslåtte tiltak

#### 3.1.1 Inflasjonsmål

Et av vanligste forslagene for å forhindre deflasjon, er inflasjonsmålet. Dette er et gitt nivå for inflasjonsraten som sentralbanken setter seg som mål å oppnå innenfor et visst tidsrom, vanligvis på mellomlang sikt. Et slikt mål har blitt innført av mange vestlige sentralbanker de siste 20 årene, og standarden har vært å ønske en lav og stabil prisvekst over tid. I praksis tilsvarer dette en årlig prisvekst (konsumprisindeksen) på én til tre prosent. Inflasjonsmålet skal kommunisere til de økonomiske aktørene at sentralbanken over tid går inn for å holde inflasjonen rundt et visst nivå, og på den måten gi aktørene et anker som de kan sette inflasjonsforventningene sine etter. Dette forutsetter naturlig nok at sentralbanken oppfattes som troverdig, at kommunikasjonen er tydelig, og at den praktiserer en pengepolitikk som er i tråd med målet som den har satt.

Inflasjonsmål ble foreslått for Japan av Paul Krugman i 1998, rundt tiden da man innså at Japan hadde fått et varig deflasjonsproblem. Krugman foreslo et årlig inflasjonsmål på drøyt fire prosent, da han mente realrenten måtte kraftig ned for å dekke inn på et produksjonsgap han beregnet til å være syv prosent. Senere har andre økonomer, som Bernanke (2002) og Ito og Mishkin (2004) foreslått lavere inflasjonsmål et sted mellom én og tre prosent årlig. Ito og Mishkin mener at et inflasjonsmål på fire prosent blir for høyt fordi de økonomiske aktørene vil forvente at sentralbanken ikke vil holde seg til et så høyt mål når økonomien er ute av deflasjon, og dermed ikke sette forventningene slik sentralbanken ønsker. De mener videre at det er viktig med et inflasjonsmål et stykke over null, fordi estimert inflasjon har en positiv skjevhetstendens, og fordi det er nødvendig med en buffer på et par prosent for å unngå at inflasjonsraten blir negativ igjen hvis det skulle inntreffe et sjokk.

---

Et inflasjonsmål anses av mange økonomer for å være nødvendig, men ikke tilstrekkelig tiltak for å få en økonomi ut av deflasjon. Det regnes som aller mest effektivt til å forebygge deflasjon, men når den først har bitt seg fast foreslås det ytterligere tiltak.

### 3.1.2 Kvantitative lettelser

Sentralbanken kan føre en ekspansiv pengepolitikk med renteverktøyet helt til overnightrenten for sentralbankinnskudd treffer nullgrensen. Deretter kan den kommunisere at denne renten ikke skal heves innen et gitt antall år. Hvis ikke dette er tilstrekkelig for å skape inflasjon igjen, kan sentralbanken iverksette ulike markedsoperasjoner for å øke bankenes likviditet ytterligere ved å utvide basispengemengden. Slike markedsoperasjoner går inn under sekkebetegnelsen kvantitative lettelser. Ett eksempel kan være å tilby bankene fastrentelån med lang løpetid og svært lav eller nullrente. Et annet alternativ er at sentralbanken kjøper rentepapirer, som oftest statsobligasjoner, med kort løpetid av finansinstitusjonene, og et tredje alternativ er å kjøpe statsobligasjoner i den lange enden av rentekurven. Sentralbanken kan også utføre en kombinasjon av disse kjøpene. Disse oppkjøpene vil øke prisen på rentepapirer, og dermed også senke renten på papirer med den aktuelle løpetiden. Dette vil minske lånekostnadene for bedrifter og husholdninger. Samtidig vil den økte basispengemengden gjøre finansinstitusjonene mer likvide og i stand til å tilby flere lån til publikum, hvis de skulle ønske det. Flere og billigere lån ventes å øke investeringer og konsum og få opp inflasjonen på sikt.

En annen effekt av kvantitative lettelser er at lavere avkastning på rentepapirer i en gitt valuta, vil svekke etterspørselen fra utenlandske investorer etter denne valutaen. Resultatet blir en svekkelse av valutaen og mulighet for importert inflasjon fordi landets importvarer blir dyrere.

En tredje effekt er at lav avkastning på trygge statsobligasjoner kan få investorer til å se seg om etter alternative og gjerne mer risikable aktiva å investere i, for å øke forventet avkastning. Dette kan bety at flere prosjekter i realøkonomien blir finansiert. Det kan også gi en formueseffekt på forbruket ved at økt etterspørsel etter aksjer og eiendom øker prisene og dermed formuen til eierne. En slik formueseffekt forutsetter imidlertid at den jevne forbruker eier slike aktiva, og ikke bare et fåtall rike investorer som ikke kan øke forbruket sitt i noen særlig grad. Et skifte til alternative aktiva skaper også økt risiko for nye aktivaprisbobler i finansmarkedene, mens realøkonomiske prosjekter ikke opplever økt finansiering.

Rundt millenniumskiftet var særlig Ben Bernanke (2000 og 2002) en aktiv tilhenger av at Bank of Japan skulle benytte dette verktøyet. Som sentralbanksjef i Federal Reserve var han heller ikke sen om å benytte seg av det selv da den amerikanske styringsrenten traff nullgrensen under finanskrisen.

### **3.1.3 Finanspolitikk**

Krugman (1998) og Bernanke (2002) omtaler finanspolitikken som et annet potensielt verktøy for å skape etterspørsel og få opp inflasjonen igjen. Regjeringen kan gjennomføre skattekutt som en form for Friedmans «helikopterpenger» til befolkningen og øke etterspørselen ved at befolkningen får mer penger mellom hendene. Et annet alternativ er at regjeringen selv kan øke sitt forbruk av varer og tjenester, slik at befolkningens inntekt øker indirekte. Finanspolitikken regnes imidlertid ikke som tilstrekkelig i seg selv, men må følges av en svært ekspansiv pengepolitikk for å holde rentene nede når regjeringen øker sin pengebruk kraftig. Den ekspansive pengepolitikken må dessuten vedvare etter at den ekspansive finanspolitikken avtar, for å opprettholde momentumet og ikke la inflasjonen falle igjen.

En fare med skatteletter er at befolkningen kan oppfatte dem som midlertidige, og dermed spare den ekstra inntekten i påvente av en kommende skatteøkning i fremtiden. Dette gjelder særlig hvis landet allerede har akkumulert mye statsgjeld, slik som Japan. Det stilles derfor en del spørsmål ved effektiviteten av dette verktøyet.

## **3.2 Japans pengepolitikk i perioden 1990 - 2012**

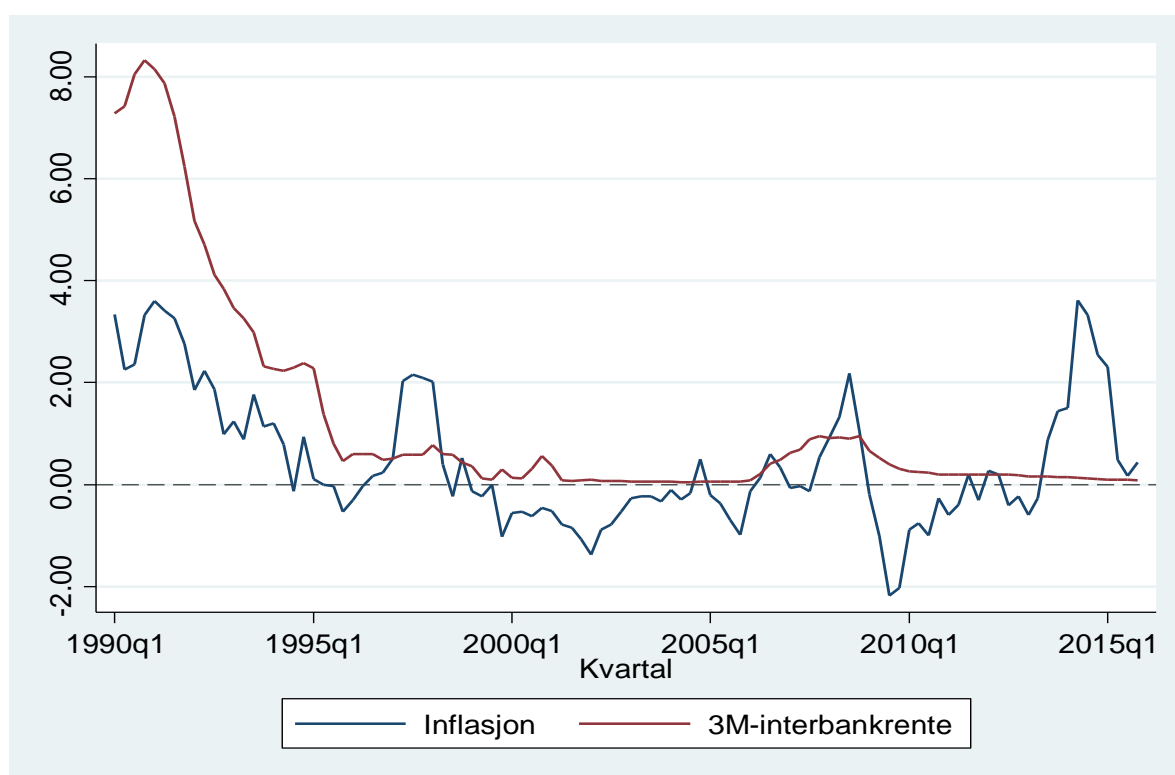
Perioden fra 1990 og frem til 2012 var en tid preget av lav vekst og pessimistiske fremtidsutsikter, og den startet med et kraftig fall i eiendoms- og aksjeprisene. I ettertid har de høye aktivaprisene i siste halvdel av 1980-tallet blitt karakterisert som en spekulasjonsdrevet boble. Denne oppgaven går ikke detaljert inn på årsakene til boblen, men det kan være greit å starte med en kort bakgrunn for hvor pengepolitikken stod i 1990.

I 1986 hadde Japan en svak resesjon og lav inflasjon etter at eksportindustrien opplevde etterspørselssvikt som følge av en voldsom yen-appresiering som startet i 1985. Bank of Japan halverte styringsrenten fra fem til 2,5 prosent for å bøte på dette, og ga sammen med løse kredittrestriksjoner med dette drivstoff til de japanske eiendoms- og aksjeprisene, som

allerede var på vei oppover. Fra 1983 til 1989 firedoblet de japanske aksjeprisene seg, med den kraftigste veksten etter at Bank of Japan senket rentene. På dette tidspunktet mente mange analytikere at aktivaprisveksten var berettiget i Japans strukturelle økonomiske forhold og teknologiske overlegenhet, og Bank of Japan tok ikke grep for å stoppe veksten.

I 1989 nådde inflasjonen tre prosent, så fra midten av 1989 til august 1990 økte Bank of Japan styringsrenten fra 2,5 til seks prosent. Den japanske aksjeindeksen begynte å synke umiddelbart, og frem til sommeren 1992 hadde den sunket med 60 prosent. Eiendomsprisene fulgte etter like bak. Hvor stor rolle Bank of Japan hadde for at aksjeprisboblen oppstod og sprakk, er for så vidt ikke et viktig spørsmål her. Resultatet var uansett at Japan ved inngangen til 1990-tallet hadde en relativt stram pengepolitikk.

### 3.2.1 1990 - 2000



Figur 3.2.1: Inflasjon og 3M-interbankrente i Japan mellom 1990 – 2015. (Kilde: OECD).

Figur 3.2.1 viser hvordan den japanske 3M-interbankrenten og inflasjonen har opptrådt mellom 1990 – 2015. Bank of Japan begynte å lette på renten da det var tydelig at aktivaprisene og inflasjon var på vei ned igjen. BNP-veksten holdt seg ganske høy de første årene etter 1990, men ble negativ i andre kvartal 1992, mens styringsrenten lå rundt fire

prosent. Det var rundt dette tidspunktet at den japanske økonomien virkelig begynte å stagnere. Den japanske regjeringen innførte fra 1992 til 1995 seks ulike «stimuleringspakker», blant annet skattekutt, for å få veksten i gang igjen. Frem mot 1995 var likevel BNP-veksten svært lav, inflasjonen sank videre og havnet under null i 1995, mens styringsrenten lå på 1,75 prosent frem til april 1995. Da ble den senket til én prosent, før den endte på 0,5 prosent i september samme år. Ito og Mishkin (2004) mener at Bank of Japans respons på den økonomiske nedgangen i 1992 – 1995 var konstant på etterskudd, sannsynligvis i frykt for å gi grobunn til en ny boble. Nullrente var ukjent territorium som Bank of Japan muligens ikke våget å bevege seg inn i. Selv da deflasjonen var i ferd med å sette seg i 1995, våget ikke sentralbanken å innføre nullrente.

Riktignok gjennomgikk Japan en viss bedring i 1996 og i starten av 1997, godt hjulpet av en yen-depresiering. Den gryende bedringen varte likevel ikke lenge, da en overoptimistisk japansk regjering økte merverdiavgiften fra tre til fem prosent i andre kvartal 1997. Dette sammenfalt med lavere eksportetterspørsel etter den asiatiske finanskrisen samme høst. På tampen av året opplevde den japanske banksektoren dessuten en krise som følge av store kapitaltap fra en høy ratio dårlige lån og nye aktivaprisfall. Økonomisk vekst i 1998 ble negativ og deflasjonen bet seg nå for alvor fast.

I 1998 startet også Bank of Japan opp i en mer uavhengig rolle, etter en revidering av sentralbankloven. Sentralbanken hadde nå sin lovfestede rett til å styre pengepolitikken uavhengig av regjeringen, og kunne velge sine egne styremedlemmer. Ifølge Ito og Mishkin (2004) ble det knyttet store forventninger til nyutnevnt sentralbankguvernør Masaru Hayami, men forventningene ble fort snudd til misnøye. Bank of Japan satte styringsrenten ned til 0,25 prosent i september 1998, og til 0,15 prosent i februar 1999, da det ble tydelig hvor dårlig det stod til med japansk økonomi. Ifølge sentralbanken selv var dette «så lavt som mulig» og var i praksis en innføring en nullrenten. Nullrentepolitikken skulle ifølge Hayami (1999) vare frem til «frykten for deflasjon har gitt seg», men konkretiserte ikke hva dette innebar annet enn at sentralbanken ønsket en situasjon som verken var preget av deflasjon eller inflasjon. Sentralbankguvernør Hayami avviste samtidig både inflasjonsmål og ytterligere kvantitative lettelser.

Allerede i august 2000 valgte Bank of Japan å gi slipp på nullrentepolitikken, til tross for mye kritikk og en inflasjonsrate som fortsatt lå i negativt territorium. Styringsrenten ble økt til 0,25 prosent. Den veksten sentralbanken så hos japanske selskaper frem mot

---

renteøkningen, falt imidlertid tilbake samme høst. Japan gikk inn i en ny resesjon. Resesjonen skyldtes neppe den relativt lave renteøkningen i august, men økningen gjorde Bank of Japans pengepolitikk mindre potent. Sentralbanken hadde signalisert at rentene ikke skulle opp før deflasjonsfrykten var over, men viste i praksis at den var mer opptatt av normalisere rentenivået igjen. Deflasjonen var nemlig langt ifra over i 2000.

Ito og Mishkin (2004) sier at denne renteøkningen var en tabbe som svekket sentralbankens mulighet for å få økonomien ut av deflasjon, fordi det ødela de økonomiske aktørenes tillit til sentralbankens kommunikasjon. Andre kritikere av Bank of Japan, som McCallum (2003), sier at sentralbanken kjørte en for stram pengepolitikk helt fra 1991 til 2001, og bidro til å gjøre den økonomiske stagnasjonen i Japan verre enn den trengte å være.

### **3.2.2 2001 – 2012**

Sentralbanken innså selv at den hadde økt styringsrenten for tidlig da økonomien i slutten av 2000 falt, inflasjonen forble negativ, og arbeidsledigheten steg til 5,5 prosent, som var det høyeste den hadde vært i etterkrigstiden. I mars 2001 innførte Bank of Japan kvantitative lettelser. Den satte ned styringsrenten tilbake til 0,15 prosent, men den viktigste endringen var at sentralbanken nå annonserte at den heretter kom til å bruke basispengemengden som pengepolitisk verktøy. Med andre ord ville Bank of Japan sette mål for størrelsen på bankenes reserver på konto i sentralbanken, og slik ville uansett de korte interbankrentene gå til null. Igjen erklærte sentralbanken at tiltaket ville vare frem til prisvekst ekskludert ferske matvarer lå «stabilt over null», uten å utdype konkret hva dette betød. I hovedsak foretok sentralbanken denne utvidelsen ved å kjøpe japanske statsobligasjoner for en fast sum i måneden. Denne summen ble doblet i løpet av de to neste årene.

Fra mars 2001 til mars 2003 økte bankreservene fra drøyt fem til 25 billioner yen og basispengemengden økte med over 40 prosent. Inflasjonsraten økte likevel ikke i disse to årene. Ifølge Ito og Mishkin (2004) var problemet med praktiseringen av pengepolitikken i denne perioden at kommunikasjonen fra sentralbankens side var for dårlig. Det ble ikke forklart tydelig hvorfor de kvantitative lettelsene skulle få opp inflasjonen, og det eksisterte samtidig et troverdighetsproblem for hvor lenge sentralbanken ville føre denne svært ekspansive pengepolitikken.

I mars 2003 ble Toshihiko Fukui valgt som ny sentralbankguvernør. Med Fukui ble bankreservemålet utvidet ytterligere, men også kommunikasjonen ble tydeligere. I oktober

2003 presiserte sentralbanken kriteriet for å avslutte den ekspansive pengepolitikken. Den ville opprettholde de kvantitative lettelsene frem til kjerneinflasjonen hadde ligget stabilt på null prosent eller over i en periode over flere måneder. I tillegg måtte sentralbankens prognoser vise at det ikke var noen overhengende fare for at inflasjonsraten ville bli negativ igjen (Bank of Japan, 2003).

Frem til 2004 steg bankreservene til 35 billioner yen, og de ble liggende på dette nivået frem til mars 2006. Da hadde basispengemengden økt med 68 prosent fra da de kvantitative lettelsene startet i mars 2001. Inflasjonsraten - riktignok ikke kjerneinflasjonen - var nå svakt positiv, og sentralbanken mente at den ville forbli det i lys av forbedrede makroøkonomiske utsikter. Bank of Japan besluttet derfor å avslutte de kvantitative lettelsene i mars 2006 og la bankreservene falle igjen. Nullrentepolitikken ble videreført, med sikte på at styringsrenten ville bli hevet i takt med at den gryende økonomiske veksten fikk fortsette. (Bank of Japan, 2006). De rakk å heve den to ganger opp til 0,5 prosent frem til sommeren 2007. Japansk økonomi gikk tålelig bra frem mot finanskrisen, hjulpet av en svak yen. Dessuten steg inflasjonen fra null til to prosent i en kort periode i 2008 som følge av at oljeprisen mer enn doblet seg fra nivået i 2006. Deretter rammet finanskrisen Japan høsten 2008, med sterk negativ vekst, rekordhøy deflasjon og økt arbeidsledighet som resultat.

Det har blitt utført en del analyser av de kvantitative lettelsene i Japan fra 2001 til 2006. De fleste konkluderer med at de kvantitative lettelsene ikke var tilstrekkelige til å skape verken inflasjon, inflasjonsforventninger eller økt etterspørsel i økonomien, men årsaken er usikker. Ugai (2007) konkluderer med at de kvantitative lettelsene ikke fikk den japanske økonomien ut av deflasjon, og at effekten på inflasjonsraten ikke var signifikant. Han mener likevel at den kraftige økningen i bankreserver bidro til å stabilisere det japanske banksystemet i en periode da det var nødvendig, og bidro til å forhindre en forverring av situasjonen med svekkelse av bankutlån. Bowman, Cai, Davies og Kamin (2011) finner på sin side en signifikant positiv effekt på bankutlån de første årene, men mener den var så liten at de kvantitative lettelsene måtte vært mye høyere for å ha gitt en merkbar effekt på økonomien. Spiegel (2006) mener at det hovedsakelig var de svakeste bankene som tjente på den økte likviditeten rett etter millenniumskiftet, og at dette bidro til å forsinke nødvendig strukturell reform. Spiegel sier videre at sentralbankens forpliktelse til å opprettholde nullrentene frem til inflasjonsraten var stabilt rundt null, økte forventningene om nullrenter fra seks måneder



---

til et helt år. Lenger ute i rentekurven (fem til ti år) var effektene i beste fall en nedgang på noen få basispunkter.

Bank of Japan, nå med nyinnsatte sentralbankguvernør Shirakawa, satte høsten 2008 ned styringsrenten igjen til 0,3 prosent da finanskrisen slo inn. Renten ble satt ytterligere ned til 0,1 prosent desember samme år, da den økonomiske nedgangen så ut til å bli langvarig og deflasjonen sterk. Sentralbanken gikk i desember 2009 ut med en ny presisering av inflasjonsmålet. Nå ville ikke sentralbanken godta en inflasjonsvekst (eksl. ferske matvarer) på null eller under. Inflasjonen skulle være under to prosent, med medianen for ønsket inflasjonsrate blant sentralbankstyremedlemmene på én prosent (Bank of Japan, 2009). Dette var nok det nærmeste sentralbanken hadde vært i å signalisere et konkret inflasjonsmål hittil, og første gang målet var positivt.

Den praktiske pengepolitikken fulgte likevel ikke tilstrekkelig opp. Bank of Japan tilbød først korte fastrentelån til bankene i 2009. Ordningen ble utvidet til litt lengre løpetider i 2010, og da dette ikke var tilstrekkelig forsøkte sentralbanken seg med et såkalt «Asset Purchase Program» oktober 2010. Dette oppkjøpsprogrammet innebar et oppkjøp av korte og lange statsobligasjoner, eiendomsobligasjoner og kommersielle papirer i en størrelsesorden langt under det den hadde vært under de kvantitative lettelsene. Den ovennevnte pengepolitikken holdt ikke for å få opp inflasjonen. Da den japanske økonomien så ut til å vokse igjen etter finanskrisen, slo trippelkatastrofen inn i nordøstlige Japan i mars 2011, med jordskjelv, tsunami og et kaputt atomkraftverk på samme tid. Hele regionen ble lammet og den økonomiske veksten i Japan ble negativ igjen.

Oppkjøpsprogrammet ble utvidet flere ganger frem til februar 2012, da den planlagte størrelsesordenen på oppkjøpene ble satt omtrent på størrelse med det de kvantitative lettelsene hadde vært i perioden 2001 – 2006. Dette kombinerte nå sentralbanken med sitt første helt konkrete inflasjonsmål. Bank of Japan snakket ikke lenger om noen median blant sine styremedlemmer. Målet var nå en årlig inflasjonsrate på én prosent, men ingen presiseringer i hvor langt sentralbanken ville gå for å oppnå dette. Den nevnte i samme skriv at Japan står ovenfor så store strukturelle utfordringer, som svak vekst og aldrende befolkning, at det var nødvendig at sentralbank, regjering, finansinstitusjoner og selskaper dro i samme retning hvis man skulle takle deflasjonsproblemet (Bank of Japan, 2012).

### 3.3 Japans pengepolitikk under Abenomics: 2013-2015

16 desember 2012 ble det regjeringsskifte i Japan. Koalisjonen bestående av Liberal Democratic Party (LDP) og New Komeito Party (NDP) fikk to tredjedeler i det japanske parlamentsvalget, og LDP-leder Shinzo Abe ble valgt til statsminister. Med et så stort flertall kunne den nye regjeringen lansere Abes økonomiske slagplan for å igjen gjøre Japan til en økonomisk stormakt og stoppe deflasjonen. Den ble sluppet et par uker etter tiltredelse. Planen ble kalt Abenomics og bestod av tre «piler». Særlig de to første pilene så ut til å være veldig i tråd med hva Krugman hadde foreslått i 1998.

#### 1) Første pil: Finanspolitikk

Abe-regjeringen annonserte i januar 2013 en økonomisk stimuleringspakke til en verdi på 10,3 billioner JPY, eller omtrent 116 milliarder USD. Pakken inneholdt hovedsakelig midler til gjenoppbygging av nordøstlige Japan, vekstfremmende tiltak og støtte til japansk næringsliv, samt en styrking av velferden og infrastrukturen i de japanske distriktene. Tiltakene ble beregnet til å øke Japans BNP med to prosent og skape 600 000 nye jobber. (Cabinet Office, 2013).

#### 2) Andre pil: Pengepolitikk

Regjeringen annonserte sammen med stimuleringspakken at et av hovedmålene var å få Japan ut av deflasjon. Dette ville den gjøre ved å bygge et rammeverk for å styrke samarbeidet mellom den japanske regjeringen og Bank of Japan. Halvannen uke senere slapp regjeringen og sentralbanken en felles erklæring om hvordan de ville få en slutt på deflasjonen (Bank of Japan, 2013a). Sentralbanken skulle jobbe for prisstabilitet, og fikk et nytt tydelig inflasjonsmål på to prosent som den skulle nå så fort som mulig. Den skulle utføre den pengepolitikken som var nødvendig for å oppnå dette målet. Det ble ikke konkretisert nærmere på dette tidspunktet, men forventningene talte for kvantitative lettelser. Begge parter anerkjente at inflasjon på sikt ikke kunne oppnås kun gjennom pengepolitikk, og la til at regjeringen på sin side ville innføre tiltak for å styrke den japanske vekstevnen.

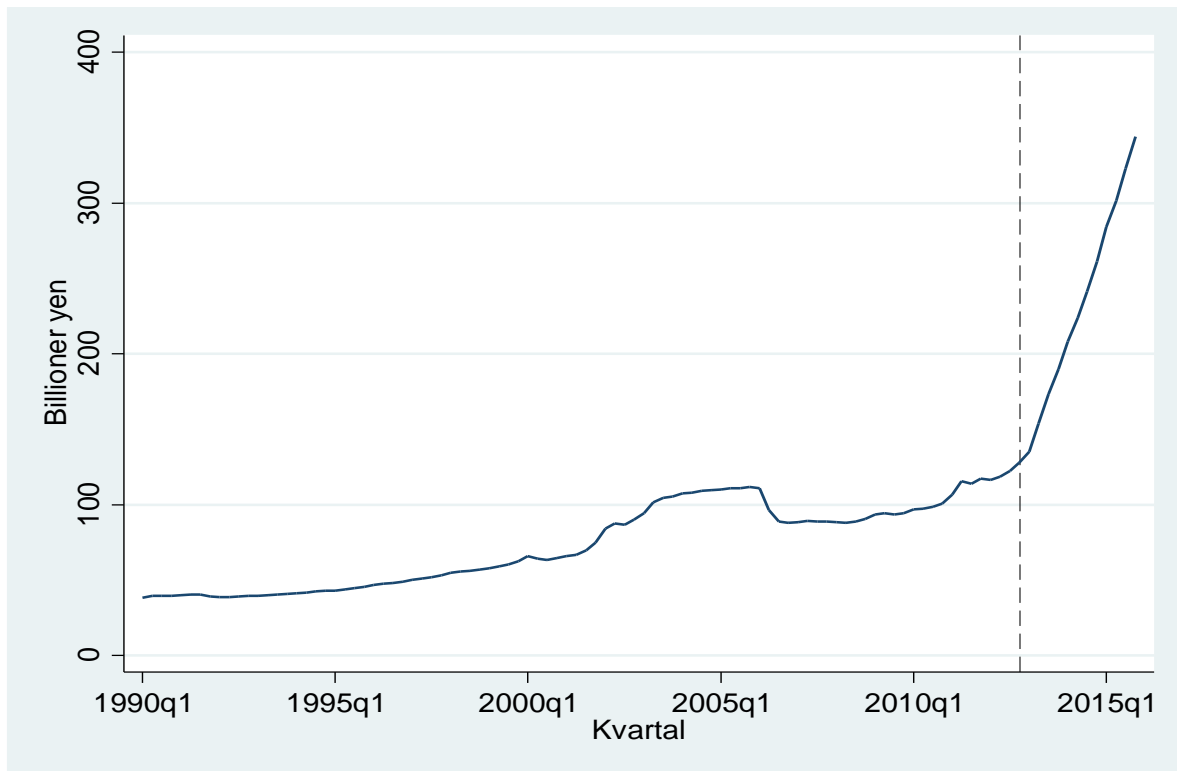
#### 3) Tredje pil: Strukturelle reformer

Den ene formen for veksttiltak kom gjennom ekspansiv finanspolitikk. På sikt ville regjeringen også innføre en rekke strukturreformer for å tilrettelegge for langsiktig

---

bærekraftig vekst. Dette var nødvendige reformer for effektivisering av japanske energi- og finansmarkeder, jordbruksreform, nye handelsavtaler (Trans-Pacific Partnership-avtalen), skattereform, arbeidsmarkedsreform og flere kvinner inn i arbeidslivet. Mye av forventningene til Abenomics har vært knyttet til hvor mange reformer Abe får gjennomført, da dette er den politisk vanskeligste delen av hans økonomiske revitaliseringsprosjekt. Mye er fortsatt usikkert, og det er samtidig for tidlig å si stort om resultatene av reformene som Abe har fått gjennomslag for. Det kunne blitt skrevet egne utredninger om nødvendigheten av strukturelle reformer i Japan, men videre utdypning er utenfor denne oppgavens tema.

Våren 2013 var femårsperioden til sentralbankguvernør Shirakawa utløpt. Kort tid etter at regjeringen og sentralbanken annonserte sitt nye samarbeid, ble Haruhiko Kuroda nominert av Abe som kandidat til å overta stillingen. Kuroda hadde allerede i 2003 foreslått at Bank of Japan innførte et inflasjonsmål på to prosent, og var også kjent som en tilhenger av kvantitative lettelser (Bloomberg, 2013). Abe fikk valgt inn både Kuroda og to andre medlemmer i sentralbankstyret, og allerede i starten av april samme året annonserte Bank of Japan at de ville benytte «kvantitative og kvalitative» lettelser for å oppnå inflasjonsmålet på to prosent i løpet av to år (Bank of Japan, 2013b). Sentralbanken sa at den nå ville styre pengepolitikken sin etter nivået på basispengemengden, og skulle innen slutten av 2014 ha doblet den fra 138 til 270 billioner yen ved å kjøpe hovedsakelig lange japanske statsobligasjoner for 70 billioner yen årlig. Dette var lettelser av en helt annen størrelsesorden enn det Japan hadde sett tidligere, og ifølge Kuroda selv en «ny dimensjon» for ekspansiv pengepolitikk. Dette kommer tydelig frem fra figur 3.3.1, som viser utviklingen i basispengemengden fra 1990 og frem til fjerde kvartal 2015.



*Figur 3.3.1: Den japanske basispengemengden i perioden 1990 – 2015. Skillelinje i fjerde kvartal 2012. (Kilde: Bank of Japan).*

Abenomics førte med seg en del umiddelbare resultater. Vekslingskursen mellom japanske yen og amerikanske dollar falt med en fjerdedel innen første halvår av 2013, og det japanske aksjemarkedet steg med 50 prosent på samme tid. Denne utviklingen fortsatte gjennom hele 2013. Samtidig tok den økonomiske veksten seg opp og arbeidsledigheten falt, som forventet med den store stimulansepakken som regjeringen hadde sluppet. I tillegg steg nå inflasjonen over null og over i positivt territorium. Allerede i tredje kvartal var inflasjonsraten rett i underkant av én prosent, og den fortsatte videre til 1,5 prosent det neste halvåret som følge av optimistiske forventninger til økonomien og svakere valutakurs.

I begynnelsen av april 2014 satte regjeringen opp merverdiavgiften fra fem til åtte prosent. Økningen var første etappe i et vedtak fra sommeren 2012 under den forrige regjeringen, om å øke merverdiavgiften fra fem til ti prosent for å kutte ned på den store japanske statsgjeldsbyrden. Mange økonomer hadde anbefalt Japan å øke nettopp denne skatten, da den var svært mye lavere enn de fleste sammenlignbare land og dermed hadde stort utnyttet potensiale. Tidspunktet for innføringen var derimot omdiskutert fordi det var usikkert hvor robust den økonomiske veksten egentlig var. Man viste også til nedgangen i forbruket etter

---

forrige momsøkning i 1997. Statsminister Abe anså veksten som robust nok og gjennomførte økningen som planlagt.

Forbruket og BNP økte veldig første kvartal 2014, da husholdningene gjorde store innkjøp i forkant av den varslede momsøkningen. I andre kvartal falt imidlertid forbruket kraftig og gjorde at økonomien krympet med to prosent. Den økonomiske veksten ble negativ også i tredje kvartal, og Japan var dermed inne i en resesjon igjen. Momsøkningen fikk inflasjonsraten opp mot nærmere fire prosent i perioden i andre kvartal, men den begynte å fort å synke igjen som følge av etterspørselsfallet som økt moms skapte. I fjerde kvartal trappet dermed Bank of Japan opp sitt årlige oppkjøp av japanske statsobligasjoner fra 70 til 80 billioner yen, med en enda større hovedvekt på statspapirer med lang løpetid (syv til ti år). Halvannen måned senere annonserte regjeringen en ny økonomisk stimulansepakke på 3,5 billioner yen for å bøte på noe av nedgangen etter momsøkningen.

I starten av 2015 tok veksten seg litt opp, før den lå og duppet svakt opp og ned rundt null frem til årsslutt. Inflasjonsraten i 2015 falt til rundt 0,5 prosent, hvor den ble liggende ut året. Sentralbanken tilskrev dette det kraftige oljeprisfallet som hadde ført til lavere energipriser i Japan, og mente at inflasjonsraten ekskludert energipriser og ferske matvarer var høyere. I april 2015 utsatte den tidspunktet for planlagt oppnåelse av inflasjonsmålet til andre kvartal 2016. Dette tidspunktet ble forskjøvet igjen et halvt år senere, til fjerde kvartal 2016. Bank of Japan unnlot nå å trappe opp oppkjøpene ytterligere, men sentralbankguvernør Kuroda uttalte at det fremover ikke var grenser for hva slags pengepolitiske tiltak sentralbanken kunne ty til for å oppnå inflasjonsmålet (Bloomberg, 2015).

### 3.4 Forskjeller før og etter Abenomics

Bank of Japan var på god vei til å nå inflasjonsmålet, men rakk det ikke før momsøkningen i 2014, som svekket den økonomiske aktiviteten igjen. Sentralbanken har heller ikke blitt hjulpet av fallet i oljeprisen som slo inn for alvor i slutten av 2014. Likevel har Japan vært ute av deflasjon fra 2013 til og med fjerde kvartal 2015, altså hele perioden oppgaven tar for seg, hvilket markerer et stort skille fra perioden tilbake til 1990. Mye av forskjellen på pengepolitikken før og etter Abenomics har vært det politiske presset fra statsminister Abe. Han etablerte tidlig et samarbeid mellom sentralbank og regjering, til tross for den japanske sentralbankloven som gir Bank of Japan en uavhengig rolle. Abe fikk videre valgt sin egen favoritt, Kuroda, som sentralbankguvernør. Kuroda var allerede kjent som en tilhenger av en

sterkt ekspansiv pengepolitikk. Dette har gitt en samkjøring mellom regjeringens finanspolitikk og sentralbankens pengepolitikk som er i tråd med anbefalingene fra økonomer som Paul Krugman og Ben Bernanke.

Sentralbanken har kommunisert tydelig at den er villig å forsøke utforskede alternativer og gjøre det som er nødvendig for å oppnå inflasjonsmålet. De kvantitative lettelsene er langt mer ekspansive enn tidligere forsøk. Den har også satt et tydelig inflasjonsmål som ikke er til å misforstås, og en klar tidsramme for når det skal oppnås. Denne tidsrammen kan riktignok ha bidratt til å svekke Bank of Japans troverdighet i 2015, da den ikke nådde målet i løpet av to år, men den korte tidsrammen signaliserer også at sentralbanken forsøker å nå dette målet så fort som mulig. Før Abenomics var det langt mer usikkert når sentralbanken ville si seg fornøyd med den ekspansive pengepolitikken, da det var vanskelig å si hva den mente med «lav og stabil inflasjon». Den sendte også tidvis ut tvetydige signaler, som da den i 2000 hevet styringsrenten lenge før økonomien var ute av deflasjon. Dette fikk mange til å tro at sentralbanken var mer opptatt av å normalisere rentenivåene enn å stoppe deflasjonen.

De massive oppkjøpene av lange japanske statsobligasjoner har også bidratt til å presse ned den lange delen av rentekurven. Fra første kvartal 2013 til fjerde kvartal 2015 halverte renten på tiårige japanske statsobligasjoner seg, fra 0,70 til 0,34 prosent.

## 4. Metode

Denne seksjonen forklarer den økonometriske metoden jeg har benyttet i analysedelen, kalt Error Correction Model (EC-modell), eller feiljusteringsmodell på norsk. Den utdyper også betingelsene som kreves for at en slik modell skal kunne si noe meningsfullt, samt testene som brukes for å undersøke om disse betingelsene er oppfylt. Forklaringene baserer seg på forklaringene i bøker om økonometrisk metode skrevet av Becketti (2013), Brooks (2014) og Harris (1995).

### 4.1 Stasjonærhet

En tidsserie er ifølge Brooks (2014) (svakt) stasjonær når den oppfylder følgende betingelser.

$$E(y_t) = \mu$$

$$\text{Var}(y_t) = E(y_t - \mu)(y_t - \mu) = \sigma^2 < \infty$$

$$\text{Cov}(y_{t_1}, y_{t_2}) = E(y_{t_1} - \mu)(y_{t_2} - \mu) = \gamma_{t_2 - t_1} \quad \forall t_1, t_2$$

I de tre ligningene over, er  $\mu$ ,  $\sigma^2$  og  $\gamma_{t_2-t_1}$  konstanter. Dette betyr at en stasjonær tidsserie har konstant snitt, konstant varians og konstant kovarians for alle verdier av  $t$ , altså uavhengig av tid.

Det er viktig å klargjøre hvorvidt en tidsserie er stasjonær eller ei, når man vurderer å benytte den i en regresjonsmodell. Ikke-stasjonære tidsserier inneholder som oftest elementer av trender og/eller persistente sjokk som påvirker hvordan serien oppfører seg. Hvis man kjører en regresjonsmodell med ikke-stasjonære tidsserier kan man dermed få spuriøse regresjoner som indikerer kausale sammenhenger mellom variablene, til tross for at man egentlig bare har avdekket tilfeldig korrelasjon.

For tidsserier snakker man om to typer trend. Deterministisk trend og stokastisk trend. En tidsserie som inneholder deterministisk trend vil vokse i takt med denne trenden, slik at trendelementet utgjør en konstant vekstrate. Fluktuasjoner rundt denne deterministiske trendlinjen vil forårsakes av et stokastisk «White Noise»-element. En slik serie vil ikke

påvirkes av sjokk fra tidligere perioder, og kan gjøres stasjonær ved at man estimerer trendelementet og trekker det ifra tidsserien.

Stokastisk trend oppstår fordi tidsserien inneholder det som kalles enhetsrot. Det vil si at stokastiske sjokk ikke avtar over tid, men påvirker fremtidige verdier for tidsserien permanent og dermed også snittet. Med flere gjentatte sjokk med samme fortegn, vil dette føre tidsserien langt bort fra forventningen, uten noen mekanismer som vil føre den tilbake mot snittet. En slik prosess kalles også «Random Walk», fordi det er tilfeldig hvor serien vil bevege seg fremover. Tidsserier med stokastisk trend kan gjøres stasjonære ved å differensiere serien. Eksempelvis vil en stasjonær udifferensiert tidsserie kalles integrert av nullte orden, eller  $I(0)$ . En ikke-stasjonær serie som blir stasjonær ved å differensiere den én gang, kalles integrert av første orden, eller  $I(1)$ . Hvis den må differensieres  $d$  ganger for å bli stasjonær, betegnes den som  $I(d)$ .

Tidsserier med stokastisk trend kan også inneholde driftelementer som gjør at serien vil ha en tendens til å bevege seg i en positiv eller negativ retning. Dette kalles «Random Walk with Drift». I denne oppgaven antas noen av tidsseriene å inneholde positiv drift, mens alle trendantydningene antas å være stokastiske. De eneste seriene som man kan argumentere for at kan ha deterministisk trend er privat forbruk og BNP, på grunn av økonomisk vekstteori. Likevel er det svært lite ved disse to seriene som tyder på deterministisk trend i oppgavens observasjonsperiode, så jeg antar dermed stokastisk trend og positivt driftelement, da disse spesifikasjonene beskriver tidsseriens oppførsel bedre.

## 4.2 Test for enhetsrot

En vanlig test for å teste hvorvidt en serie inneholder enhetsrot og dermed har stokastisk trend, er Augmented Dickey-Fuller-testen, som oftest forkortet til ADF-testen. Denne oppgaven benytter seg hovedsakelig av Dickey-Fuller Generalized Least Squares (DFGLS), som bygger på ADF-testen, men som ifølge Becketti (2013) er en signifikant kraftigere test. Ved tvetydige resultater fra DFGLS, supplerer jeg med ADF. Nedenfor forklares fundamentet for ADF, som begge testene bygger på.

Den enkleste formen for «Random Walk»-prosess kan skrives på følgende måte.

$$y_t = y_{t-1} + u_t$$



Her er  $u_t$  tidsseriens feilledd, altså den stokastiske delen av prosessen, såkalt «White Noise». En serie med en enhetsrot vil se ut på følgende måte hvis man tar seriens førstedifferanse.

$$y_t - y_{t-1} = \Delta y_t = u_t$$

Denne ligningen kan omskrives på følgende måte.

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

Hvis  $\rho = 1$  i ligningen ovenfor blir  $\psi = 0$ , og da inneholder serien enhetsrot. Den opprinnelige Dickey-Fuller-testens formål er altså å teste en nullhypotese om at  $\psi = 1$ , som betyr at serien har enhetsrot, mot alternativhypotesen om at  $\psi < 0$ , som betyr at serien er stasjonær. Testen benytter sine egne kritiske verdier, og hvis testverdiene er lavere enn de kritiske verdiene, avvises nullhypotesen. Serien skrives som  $I(0)$  hvis vi kan avvise nullhypotesen når serien testes på nivåform, mens den skrives som  $I(1)$  hvis vi kan avvise nullhypotesen etter å ha førstedifferensiert serien én gang.

Vi kan legge til en konstant  $\mu$  hvis vi mener at serien inneholder et driftelement.

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

Man kan også tilføye en deterministisk trendkomponent  $\lambda t$  hvis man tror serien inneholder elementer av både drift og deterministisk trend.

$$\Delta y_t = \mu + \lambda t + \psi y_{t-1} + u_t$$

I en ADF-test kontrollerer man i tillegg for autokorrelasjon i feilleddet. Feilleddet antas å være «White Noise», men det vil være autokorrelert hvis vi ikke kontrollerer for autokorrelasjon i den avhengige variabelen  $\Delta y_t$ . Autokorrelasjon i feilleddet kan lede til at riktig nullhypotese feilaktig avvises flere ganger enn det valgt feilmargin tilsier (Brooks, 2014). ADF-testen inkluderer  $k$  antall lags av  $\Delta y_t$  for å kontrollere for autokorrelasjon.

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

Riktig antall lags kan være avgjørende for testens utfall. Jeg benytter meg av tidsseriens autokorrelasjonsplott og velger antall laglengden basert på antall lags som viser signifikant autokorrelasjon.

## 4.3 Kointegrasjon

Et kointegrasjonsforhold betyr at det finnes en stasjonær lineær kombinasjon mellom to eller flere ikke-stasjonære variabler (Beckett, 2013). Vi har sett at det er tilfeldig hvor ikke-stasjonære variabler med stokastisk trend beveger seg. Det finnes likevel variabler som over tid vil bevege seg i samme retning, og som vi kan anta at deler stokastisk trend og har et langsiktig likevektsforhold til hverandre. Harris (1995) sier at generelt vil enhver lineær kombinasjon av to tidsserier som begge er  $I(d)$ , eksempelvis feilledet fra å kjøre en regresjon for  $y_t$  på  $x_t$ , også være  $I(d)$ . Hvis det finnes en vektor  $\beta$  som gjør at feilledet fra regresjonen ( $u_t = y_t - \beta x_t$ ) er integrert av en lavere orden,  $I(d - b)$ , hvor  $b > 0$ , vil imidlertid  $y_t$  og  $x_t$  være kointegrert av  $d$ 'te orden. La oss si at begge seriene er  $I(1)$  og feilledet fra den lineære kombinasjonen av dem er  $I(0)$ , så er seriene kointegrert av første orden,  $CI(1,1)$ . Når to kointegrerte variabler befinner seg i likevekt får vi følgende sammenheng.

$$\beta_0 y_t = \beta_1 x_t$$

$\beta_0$  og  $\beta_1$  utgjør her kointegrasjonsvektoren  $\beta$ . Ligningen kan normaliseres ved å sette  $\beta_0 = 1$ . Likevekten kan dermed også skrives på følgende måte.

$$y_t - \beta_1 x_t = u_t = 0$$

Variablene på venstre side er stasjonære hvis de er kointegrerte, så feilledet er også stasjonært. Feilledet vil ha en forventet verdi på null.

De to seriene kan på kort sikt gjerne ha store avvik fra den estimerte likevekten, men vil på lang sikt bevege seg mot den igjen. Med økonomiske tidsserier tolker man kointegrasjonsforhold gjerne med at markedskrefter vil sette grenser for hvor stort avvik det kan være mellom enkelte variabler over tid. Eksempler på dette kan være lange og korte renter, eller aksjepriser og betaling av utbytte.

Det finnes flere metoder for å estimere kointegrasjonsforhold mellom variabler. Engle-Grangers tostegsmetode, Engle-Yoos trestegsmetode og Johansen-metoden er tre av de mest vanlige. Johansen-metoden er den eneste av disse som tillater å teste for flere enn ett kointegrasjonsforhold, så det er denne metoden som blir benyttet i denne oppgaven.

## 4.4 Feiljusteringsmodell (ECM)

Vi har sett man risikerer å finne spuriøse sammenhenger ved å kjøre regresjoner med ikke-stasjonære tidsserier. Hvis tidsseriene er  $I(1)$ , kan man ta serienes førstedifferanser i bruk for å finne ut hvordan  $y_t$  reagerer på endringer i  $x_t$  på kort sikt. En slik modell ignorerer imidlertid et eventuelt langsiktig likevektsforhold mellom variablene, slik at den ikke oppfatter hvordan  $y_t$  reagerer når de befinner seg ute av denne likevekten. Den såkalte feiljusteringsmodellen, på engelsk Error Correction Model (ECM), løser dette problemet ved å kombinere både de kortsiktige og de langsiktige effektene i samme modell. En enkel feiljusteringsmodell kan skrives på følgende måte.

$$\Delta y_t = \gamma_1 \Delta x_t + \gamma_2 (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}) + u_t$$

Forskjellen fra en rent kortsiktig modell er feiljusteringsleddet ( $y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}$ ). Vi så den samme ligningen i forrige seksjon om kointegrasjon, hvor den beskrev feilleddet til to kointegrerte variabler med en stasjonær lineær kombinasjon. Her er den tilbake med én lag. Siden feiljusteringsleddet er stasjonært, kan det inkluderes i modellen sammen med de stasjonære førstedifferensierte seriene som måler de kortsiktige effektene.

Tolkningen av feiljusteringsleddet er at  $y_t$  vil bevege seg mot den langsiktige likevekten. Hvis de to kointegrerte variablene var ute av likevekt i periode  $t-1$ , vil feiljusteringsleddet ha en annen verdi enn null. Dette vil medføre endringer i  $y_t$  fra forrige periode til denne perioden, siden den vil justere seg i retning av likevekt. I hvilken retning  $y_t$  reagerer og hvor fort den justerer seg tilbake til likevekt, bestemmes av fortegn og størrelse på koeffisienten  $\gamma_2$ , i tillegg til hvor langt unna likevekt de to variablene befinner seg.

I denne oppgaven forekommer det feiljusteringsmodeller med flere enn to variabler i feiljusteringsleddet. Da skrives modellen slik.

$$\Delta y_t = \gamma_1 \Delta x_t + \gamma_2 \Delta \omega_t + \gamma_3 (y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1} - \beta_2 \omega_{t-1}) + u_t$$

Man kan også inkludere lags for variablene i den kortsiktige delen av modellen, i tillegg til å inkludere andre variabler som kun har en kortsiktig effekt på den avhengige variabelen.

## 4.5 Johansen-testen og Vector Error Correction Model

Som nevnt over, finnes det flere metoder for å teste ikke-stasjonære tidsserier som man tror kan være kointegrert. Når man undersøker forholdet mellom flere enn to variabler, finnes det imidlertid en mulighet for at det eksisterer mer enn ett kointegrasjonsforhold. Da må vi ty til Johansen-metoden, siden denne metoden tester for flere kointegrasjonsforhold. For å utføre Johansen-metoden må man bruke variablene som man tror er kointegrerte til å estimere en Vector Error Correction-modell (VECM). Den estimerte VEC-modellen vil i denne oppgaven kun benyttes til å estimere feiljusteringsleddet som skal brukes i EC-modellen. Dette skyldes at man bare kan bruke ikke-stasjonære variabler i VEC-modeller, slik at I(1)-variablene som ikke er kointegrerte, men som likevel kan ha kortsiktige effekter på avhengig variabel, ikke kan inkluderes i en slik modell. Forklaringen nedenfor bygger mye på innføringen i Johansen-testen gitt av Brooks (2014, s. 386 – 389).

Man kan sette opp en VAR-modell med  $g$  I(1)-variabler som man tror kan være kointegrert. Modellen har  $k$  lags og  $g$  er større eller lik to.

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t$$

$g \times 1$     $g \times g$     $g \times 1$     $g \times g$     $g \times 1$     $g \times g$     $g \times 1$     $g \times g$     $g \times 1$     $g \times 1$

VAR-modellen må transformeres til en VEC-modell for å bruke Johansen-testen. VEC-modellen kan skrives på følgende måte.

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

Her betyr  $\Pi = \left( \sum_{i=1}^k \beta_i \right) - I_g$  og  $\Gamma_i = \left( \sum_{j=1}^i \beta_j \right) - I_g$

$\Gamma$  er koeffisientmatriser for de laggede førstedifferansene for hver av de avhengige variablene. Antall lags er  $k-1$ .  $\Pi$  i VEC-modellen tenker man på som den langsiktige koeffisientmatrisen, siden den vil være lik null i likevekt hvor alle førstedifferansene er null og feilleddet tilsvarer sin forventningsverdi, som også er null. Johansen-testen eksaminerer nettopp den langsiktige koeffisientmatrisen. Det vi ønsker å finne ut er hvor mange kointegrasjonsforhold det er mellom de aktuelle variablene. Johansen-testen finner dette ved

å bestemme  $\pi$ -matrisens rang ved hjelp av matrisens eigenverdier. En VEC-modell med  $r$  antall ranger, har med andre ord  $r$  uavhengige lineære sammenhenger mellom variablene, eller  $r$  ulike feiljusteringsledd.

Johansen-testen regner ut to forskjellige teststatistikker for å bestemme rangen.

Teststatistikkene kalles trace og max. Standard i empirisk arbeid ser ut til å være enten å bruke begge teststatistikkene eller kun trace, så jeg har valgt å følge trace-statistikken i denne oppgaven. Den beregnes på følgende måte.

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Her står  $T$  for antall observasjoner,  $r$  er antall kointegrasjonsvektorer under nullhypotesen, og  $\hat{\lambda}_i$  er den estimerte verdien av den  $i$ 'te eigenverdien fra  $\pi$ -matrisen. Nullhypotesen er at antall kointegrasjonsvektorer er mindre enn eller lik  $r$ , mot alternativhypotesen om at antall kointegrasjonsvektorer er høyere enn nullhypotesens oppgitte  $r$ . Testen starter med nullhypotesen om at  $r = 0$ , og beveger seg oppover helt til man ikke lenger kan avvise nullhypotesen.

$$H_0: r = R \text{ mot } H_A: r > R$$

$R$  starter altså på 0. Hvis vi ikke kan avvise nullhypotesen her, har vi ingen kointegrasjonsvektorer. Ingen av variablene kan da sies å være kointegrerte. Nullhypotesen avvises hvis trace-teststatistikken er større enn testens kritiske verdi på valgt nivå. Da vil det testes for  $r = 1$  og så videre frem til nullhypotesen ikke lenger kan avvises, eller til vi når punktet hvor testen avviser nullhypotesen om at  $r = g - 1$ . Da er  $r = g$ . Med like mange kointegrasjonsvektorer som variabler, vil hver variabel ha sin uavhengige lineære kombinasjon. De avhengige variablene vil selv være stasjonære hvis disse kombinasjonene er stasjonære som forutsatt. Da kan vi ikke lenger snakke om noen kointegrasjonsforhold. Vi trenger altså en  $r$  som er større enn null og mindre enn  $g$ . Da defineres  $\pi$  som produktet av de to matrisene  $\alpha$  og  $\beta$  som vil være av henholdsvis dimensjon  $(g \times r)$  og  $(r \times g)$ . Matrisen  $\alpha$  (alfa i analysedelen) er justeringsparameterne, mens matrisen  $\beta$  er kointegrasjonsvektorene.

Vi kan bruke et eksempel med et  $(4 \times 1)$ -system med én rang og fire variabler.  $\pi$ -matrisens elementer skrives da:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \pi_{13} & \pi_{14} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \pi_{23} & \pi_{24} \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} & \pi_{34} \\ \pi_{41} & \pi_{42} & \pi_{43} & \pi_{44} \end{pmatrix}$$

De fire variablene i systemet,  $y_1$ ,  $y_2$ ,  $y_3$  og  $y_4$ , utviser én kointegrasjonsvektor ( $r = 1$ ). Da er  $\Pi y_{t-k}$  gitt ved:

$$\Pi = \alpha\beta' = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \\ \alpha_{13} \\ \alpha_{14} \end{pmatrix} (\beta_{11} \quad \beta_{12} \quad \beta_{13} \quad \beta_{14}) \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \end{pmatrix}_{t-k}$$

Dette kan omskrives til:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{12} \\ \alpha_{13} \\ \alpha_{14} \end{pmatrix} (\beta_{11}y_1 \quad \beta_{12}y_2 \quad \beta_{13}y_3 \quad \beta_{14}y_4)_{t-k}$$

Ligningen over kan benyttes til å lage egne ligninger for hver av de fire variablene  $\Delta y_t$ .

Dessuten kan man normalisere ligningen på en gitt variabel ved å sette koeffisienten til den aktuelle variabelen i koeffisientvektoren lik 1. Hvis vi eksempelvis normaliserer på  $y_1$ , blir feiljusteringsleddet i ligningen for  $\Delta y_1$  følgende:

$$\alpha_{11} \left( y_1 + \frac{\beta_{12}}{\beta_{11}} y_2 + \frac{\beta_{13}}{\beta_{11}} y_3 + \frac{\beta_{14}}{\beta_{11}} y_4 \right)_{t-k}$$

## 4.6 Spesifisering av deterministiske komponenter og lags

Når man utfører Johansen-testen og estimerer VEC-modeller i Stata, må man samtidig spesifisere antall lags og hvorvidt modellen inneholder deterministiske komponenter eller ei. Ulike spesifiseringer kan potensielt gi store utslag for den resulterende VEC-modellen, så det er viktig å benytte tester og økonomisk intuisjon der det er mulig, for å komme så nærme riktig spesifisering som mulig.

### 4.6.1 Testing for laglengde

Til testing av riktig laglengde i Stata, bruker man den såkalte varsoc-kommandoen. Denne testen oppgir flere ulike teststatistikker for å finne frem til den mest passende laglengden for VAR-modellen som VEC-modellen bygger på. De fire mest brukte teststatistikene er Final Prediction Error (FPE), Akaike Information Criteria (AIC), Hannan and Quinn's Information Criteria (HQIC) og Schwarz's Bayesian Information Criteria (SBIC). Det er fortsatt et omdiskutert tema hvilke teststatistikker som gir de mest korrekte resultatene over tid. Jeg har valgt AIC som min avgjørende teststatistikk, men har samtidig testet for andre foreslåtte laglengder for å se om resultatene er tilstrekkelig robuste. Særlig har dette vært viktig når det har vært et stort sprik i antall foreslåtte lags.

Samtidig må man ved testing av laglengder spesifisere maksimal laglengde som Stata skal teste for. De foreslåtte laglengdene kan være ganske følsomme for dette. Ettersom jeg jobber med kvartalsdata, har jeg tatt utgangspunkt i at to år, altså åtte kvartaler, bør holde som maksgrense. Økonomisk kvartalsdata påvirkes neppe av sine egne verdier som går mer enn to år tilbake i tid. Jeg kutter ned maksgrensen til fire kvartaler i tilfeller der foreslåtte laglengder ved en maksgrense på åtte gir meningsløse resultater.

### 4.6.2 Deterministiske komponenter

Det er også nødvendig å spesifisere om man tror variablene inneholder trender eller ikke, og i så fall hva slags trender. Stata gir fem ulike tilfeller å velge mellom:

- 1) Første tilfelle: Uinnskrenket trend

Kvadratiske trender i variablenes nivåform, og trendstasjonære kointegrasjonsforhold.

- 2) Andre tilfelle: Innskrenket trend

Ikke kvadratiske, men lineære trender i variablenes nivåform, samt trendstasjonære kointegrasjonsforhold.

- 3) Tredje tilfelle: Uinnskrenket konstant

Lineære trender i variablenes nivåform, men også kointegrasjonsforhold som er stasjonære rundt en konstant.

## 4) Fjerde tilfelle: Innskrenket konstant

Ingen lineære trender i variablenes nivåform, men kointegrasjonsforholdene er stasjonære rundt en konstant.

## 5) Femte tilfelle: Ingen trend

Tillater ingen trender og ingen konstanter.

Det er det tredje tilfellet med uinnskrenket konstant som er Statas standardinnstilling hvis man ikke spesifiserer noe annet, og det er også denne innstillingen som jeg har tatt utgangspunkt i. Tidsseriene for BNP og privat forbruk viser tegn til en lineær drift, som omtalt i seksjonen for testing av enhetsrot. Jeg har også vurdert innskrenket konstant. Det er lite ved tidsseriene som tyder på trendstasjonære kointegrasjonsforhold og kvadratisk trend, og de ekstra trendkomponentene har vært sterkt insignifikante når jeg har forsøkt spesifiseringene fra første og andre tilfelle.



---

## 5. Data

Formålet med oppgaven har vært å undersøke den pengepolitiske effekten på privat konsum under Abenomics, så en viktig jobb har vært å samle inn tidsseriene for relevante makroøkonomiske variabler. Noen av variablene har gitt seg selv ut ifra de teoretiske modellene beskrevet over, mens andre variabler representerer faktorer som på kort og/eller lang sikt kan tenkes ha en effekt på konsum, og som derfor har blitt inkludert for å kontrollere for disse effektene.

Tidsseriene har kvartalsvis frekvens, og tidsperioden jeg har valgt å samle inn data for starter i første kvartal 1990 og slutter i fjerde kvartal 2015. Dette har to årsaker. For det første fordi flere av tidsseriene jeg ønsket å jobbe med ikke strekker seg lenger tilbake enn til 1990, så det var praktisk å sette stopp der. For det andre fordi starten på 90-tallet markerer en ny tid i japansk økonomi, hvor den raske økonomiske veksttaket landet hadde sett siden 50-tallet flatet ut, sammen med det kraftige aktivaprisfallet da boblen i det japanske eiendoms- og aksjemarkedet sprakk. Samtidig har denne perioden vært preget av lav inflasjon og deflasjon, og siden jeg er interessert i sentralbankens forsøk siden begynnelsen av 2013 på å få opp inflasjonen igjen, blir det naturlig å begrense tidsrammen til perioden 1990-2015.

Følgende tidsserier ble samlet inn: japanske husholdningers privatkonsum, BNP, inflasjon, basispengemengden, Nikkei 225-indeksen, arbeidsledighetsraten, 3-måneders internbankrate, 10-årsrenten på japanske statsobligasjoner, vekslingsraten mellom JPY/USD, den japanske statens bruttogjeld som andel av BNP og andel av befolkningen over 65 år. I tillegg laget jeg selv en tidsserie for å kontrollere for de to økningene i merverdiavgiften som har blitt foretatt i perioden. Ikke alle variablene var signifikante og endte opp i den ferdige modellen, men de beskrives kort nedenfor for å senere kunne drøfte grunner til hvorfor de ikke er signifikante.

### 5.1 Privat konsum

Dette er verdien japanske på husholdningers annualiserte aggregerte konsumutgifter i japanske yen i faste 2005-priser. Det er det japanske kabinettkontoret (Cabinet Office) som

estimerer denne tidsserien. Serien ble lastet ned ferdig sesongjustert fra Macrobond<sup>2</sup>, og jeg har deretter valgt å ta seriens naturlige logaritmer. Det skyldes at det er lettere å jobbe statistisk med logaritmiske serier av aggregerte makrodata enn det er på nivåform (level-form), ettersom det er mer intuitivt å tolke vekst i prosenter enn i svært høye yen-beløp. Log-transformasjonen av denne serien har ikke endret på kurvens krumming i forhold til kurven på nivåform.

## 5.2 Brutto nasjonalprodukt

BNP er den annualiserte verdien av alt som produseres i Japan innenfor en gitt tidsperiode, her innenfor et kvartal, i japanske yen i faste 2005-priser. Denne serien er som konsumserien også estimert av det japanske kabinettkontoret, lastet ned ferdig sesongjustert fra Macrobond<sup>3</sup> og deretter omgjort til naturlige logaritmer av samme årsak som for konsumserien. BNP blir i denne oppgaven brukt som en proxy for den japanske befolkningens inntekt.

## 5.3 Inflasjon

Ifølge ovennevnte teori er det inflasjonsforventningene som påvirker konsumentens foretrukne konsum mellom nåværende og fremtidig periode, fordi inflasjonsforventningene påvirker forventet fremtidig realrente. Det optimale hadde derfor vært å bruke en tidsserie for nettopp japanske inflasjonsforventninger, men seriene jeg fant går ikke lenger tilbake enn til 2000. I denne oppgaven benyttes derfor ikke inflasjonsforventningene. I stedet benyttes inflasjonsraten (*headline inflation*) beregnet av OECD<sup>4</sup> som en proxy for inflasjonsforventningene. Tidsserien er lastet ned ferdig sesongjustert fra Macrobond, og viser prisendringen fra samme periode året før (Y/Y). Grunnen til at jeg valgte inflasjonsraten fremfor kjerneinflasjonsraten, er at det er denne serien som følger serien for inflasjonsforventninger tettest i de periodene hvor vi har observasjoner for begge serier med en korrelasjon på 0,87, til tross for noe mer volatilitet. I figur 5.3.1 under ser vi begge

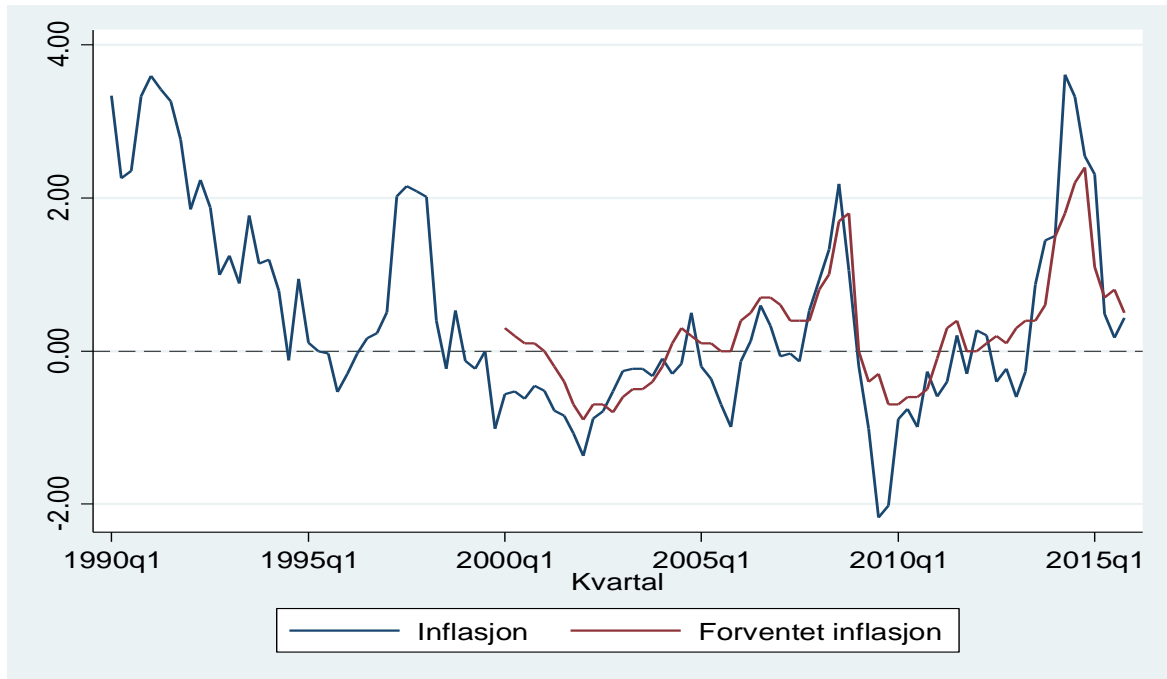
---

<sup>2</sup> Navn på serien: jpnac0204

<sup>3</sup> Navn på serien: jpnac0004

<sup>4</sup> Navn på serien: oecd\_eo\_jpn\_cpi\_ytypct\_q

seriene, med serien for inflasjonsforventninger for inneværende år, beregnet av Ifo Institute for Economic Research, som stopper i første kvartal 2000. Inflasjonsforventningene følger ikke de bratteste midlertidige bunnene og toppene like tett. De justerer seg naturlig nok også litt tregere enn inflasjonen.



*Figur 5.3.1: Sammenligning av seriene for inflasjon og inflasjonsforventninger*

Hvis vi antar at japanske husholdninger og bedrifter til en viss grad danner inflasjonsforventningene sine basert på tidligere observasjoner, dvs. med adaptive forventninger, blir denne inflasjonsraten dessuten en akseptabel proxy teoretisk sett. Hori og Shimizutani (2005) finner i sin undersøkelse en korrelasjon på 0,5 mellom inflasjonsforventningene og inflasjonen som faktisk finner sted, og antyder adaptive forventninger i den japanske befolkningen. Det skulle derfor ikke være en urimelig antagelse.

Det skal også nevnes at jeg har gjort forsøk med å skjøte de to seriene ved å benytte inflasjonsserien frem til punktet hvor forventningsserien starter. Dette ga de samme kvalitative resultatene i analysedelen som variabelen jeg til slutt gikk for, men av en noe mindre størrelsesorden, antageligvis fordi den ikke er like volatil. Konklusjonen av analysen forblir den samme med begge variablene.

## 5.4 Basispengemengden

Basispengemengden er summen av innskuddene bankene har i Bank of Japan, samt alle kontanter - sedler og mynt - som er i omløp. Det er denne pengemengden som sentralbanken påvirker direkte ved å kjøpe og selge finansielle aktiva fra japanske banker, og på den måten henholdsvis øke eller redusere innskuddene som bankene har i sentralbanken. Det er dette Bank of Japan har gjort med sine kvantitative lettelser. Når sentralbanken kjøper finansielle aktiva av bankene, kan bankene i sin tur velge å bruke denne økte likviditeten til å låne ut mer til husholdninger og bedrifter, og dermed også øke den brede pengemengden (M2). Bankene kan også la være å gjøre dette. Massive oppkjøp av finansielle aktiva som statsobligasjoner driver også ned lånekostnadene mer direkte ved å øke etterspørselen etter statsobligasjoner, slik at prisene på slike aktiva drives opp og rentene ned.

Ved å påvirke basispengemengden så kraftig som den japanske sentralbanken har gjort fra 2013 til 2016, fra 25 til 65 prosent av BNP, er tanken at den signaliserer vilje til å oppnå inflasjonsmålet sitt på to prosent. Forbrukerne vil forvente lavere låneutgifter og mulighet til høyere forbruk, og dermed også økt inflasjon. Basispengemengden har økt så kraftig de siste tre årene at jeg vil undersøke om den har en direkte effekt på forbruket gjennom signaleffekten. Før 2013 forventes ingen effekt, siden fluktueringene før Abenomics var relativt små.

I tillegg vil kvantitative lettelser gjøre japanske yen billigere, noe som kan slå ut i en inflasjonseffekt fordi enkelte importvarer blir dyrere. Derfor blir også vekslingskursen kontrollert for i modellen.

Datasettet for basispengemengden er lastet ned ferdig sesongjustert fra Bank of Japans nettsider<sup>5</sup>. Observasjonene er månedlige, så jeg har tatt snittet av de tre månedene i hvert kvartal for å omgjøre det til kvartalsdata. Deretter har jeg generert en ny tidsserie med basispengemengden som andel av BNP, for å gjøre tolkningen av resultatene mer intuitiv, og samtidig justere for at økonomien også har vokst i perioden. Jeg forsøkte også å ta de naturlige logaritmene av basispengemengden/BNP-serien, men dette undervurderer i stor grad den uvanlig sterke økningen i den siste treårsperioden med kvantitative lettelser. Det

---

<sup>5</sup> Statistics → Monetary Base → Long-Term Time-Series Data

---

skal likevel nevnes at både level-form og logaritmisk form ikke ga store resultatmessige forskjeller i analysen.

## 5.5 Nikkei 225-indeksen

Nikkei 225 er aksjemarkedsindeksen for Tokyo-børsen, beregnet av den japanske næringslivsavisen Nihon Keizai Shinbun, vanligvis forkortet til Nikkei. Serien er lastet ned fra Datastream<sup>6</sup>, består av de kvartalsvise gjennomsnittsverdiene av indeksen, og er oppgitt i japanske yen. Jeg har deretter tatt de naturlige logaritmene av tidsserien.

Tanken med å bruke Nikkei 225 er som en proxy for finansiell formue i befolkningen, siden høyere finansiell formue også kan tenkes å øke forbruket i nåværende periode. Dette vil jeg kontrollere for, særlig med tanke på den kraftige veksten japanske aksjepriser har opplevd under Abenomics. Svakheten med denne indeksen som proxy er at aksjebeholdningen neppe er særlig jevnt fordelt i befolkningen, og at den jevne husholdning helt eller delvis har sin finansielle formue sin i mindre risikable aktiva enn aksjer. Ifølge Iwaisako (2003) fluktuerte aksjeandelen mellom 11,9 til 8,5 prosent i perioden 1991 – 2000. Likevel har jeg ingen bedre proxyserier for finansiell formue i den aktuelle perioden, og har valgt å forsøke med denne.

## 5.6 Arbeidsledighetsraten

Arbeidsledighetsraten er antall arbeidsledige som andel av den totale arbeidsstyrken. Teorien her er at en økning i arbeidsledighetsraten vil gi redusert inntekt og konsum i husholdninger hvor én eller flere mister jobben, og vil samtidig ha en innstrammende effekt på forbruket til andre husholdninger som oppfatter at deres egne jobber står i fare når flere rundt dem blir arbeidsledige. En markant økning i arbeidsledighetsraten vil altså svekke privat forbruk til fordel for sparing til dårlige tider, og bør kontrolleres for.

Arbeidsledighetsraten er hentet fra Macrobond<sup>7</sup>. Den er beregnet av OECD og lastet ned ferdig sesongjustert.

---

<sup>6</sup> Tittel og ID: Nikkei 225 Stock Average Index - Historical close, average of observations through period - FM.Q.JP.JPY.DS.EI.JAPDOWA.HSTA

<sup>7</sup> Navn på serien: oecd\_eo\_jpn\_unr\_q

## 5.7 3-måneders interbankrente

3-måneders interbankrente er den annualiserte renten som bankene tar for å låne penger seg imellom for en løpetid på tre måneder, som er den vanligste referanseløpetiden når man snakker om den helt korte enden av rentekurven. Denne renten er veldig styrt av forventningene til sentralbankens fremtidige rentesetting, pluss løpetids- og kredittpremier som i normale perioder er ganske små, men har en tendens til å øke i turbulente tider med svak tillit i finansmarkedene. Det er altså i stor grad Bank of Japan som styrer denne renten når de setter sin usikrede overnight-rente for sentralbankinnskudd. Når de økonomiske utsiktene forverres, vil denne renten senkes for å stimulere økonomien, ved å senke deler av rentekurven og dermed gjøre bedrifters investeringer billigere og husholdningenes renteutgifter lavere. Dette antas å ha en positiv effekt på konsumet, og er derfor en variabel som bør justeres for. 3-måneders interbankrente vil vanligvis være en god proxy for sentralbankens pengepolitikk, men ettersom denne renten har ligget nærme null siden starten av 2000-tallet, har ikke Bank of Japan hatt mye å hente i dette verktøyet under Abenomics.

Tidsserien er lastet ned fra Macrobond<sup>8</sup> og beregnet av OECD.

## 5.8 10-årsrente på japanske statsobligasjoner

Denne renten er den annualiserte renten som den japanske stat betaler for lån med en løpetid på ti år. Den japanske stat anses som en pålitelig låntaker som ikke kan gå konkurs, så tiårsrenten representerer den risikofrie lange enden av rentekurven. Siden Bank of Japan i stor grad har utført sine kvantitative lettelser i markedet for japanske statsobligasjoner, har renten på tiårige japanske statslån blitt presset ned i hele tiden under Abenomics. Man kan anta at det hovedsakelig er den lange enden av rentekurven som påvirker kostnadene for bedrifters investeringer og husholdningers lån, og slik påvirke konsum. Derfor er det viktig å kontrollere for denne variabelen, også i modellen for konsum. I tillegg har naturlig nok langsiktig rente mye å si for tilbøyeligheten til å spare fremfor å konsumere i dag, siden lang nominell rente sammen med inflasjonsforventninger utgjør realrenten. På den annen side har denne renten fluktuert mellom to til litt under én prosent siden slutten av 90-tallet, og med så små fluktuasjoner forventes ingen stor effekt på konsumet.

---

<sup>8</sup> Navn på serien: oecd\_eo\_jpn\_irs\_q

---

Tidsserien er lastet ned fra Macrobond<sup>9</sup> og beregnet av OECD.

## 5.9 Vekslingskurs JPY/USD

Vekslingskursen mellom japanske yen og amerikanske dollar er sammen med Nikkei-indeksen den faktoren som ble påvirket umiddelbart av pengepolitikken under Abenomics, og svekket seg kraftig mot dollaren etter at Bank of Japan annonserte sine kvantitative lettelser. Selve effekten av en svakere vekslingsrate på konsum er usikkert. På den ene siden vil en importavhengig nasjon som Japan få dyrere importvarer og dermed lavere realinntekt, men det vil også øke inntektene til japanske eksportører når deres priser blir billigere relativt til konkurrenter i andre land. Sistnevnte faktor vil øke bedre de økonomiske fremtidsutsiktene. På tross av uvisst totaleffekt ønsker jeg å kontrollere for denne variabelen på grunn av den importerte inflasjonen som kan forventes med en svekket valuta som følger av kvantitative lettelser.

Tidsserien er lastet ned fra Macrobond<sup>10</sup> og er beregnet av OECD. Observasjonene uttrykker det kvartalsvise gjennomsnittet for vekslingskursen JPY/USD. Jeg har deretter tatt seriens naturlige logaritmer for å gjøre serien lettere å tolke under analysen. Høyere kurs betyr svakere yen.

## 5.10 Brutto statsgjeld

Brutto statsgjeld som andel av BNP er en faktor jeg ønsker å kontrollere for, fordi Japan har den høyeste gjeld/BNP-raten i verden, hvilket kan tenkes å ha en innvirkning på konsum- og sparepreferanser i befolkningen. Selve nettoeffekten av en så høy gjeldsrate er imidlertid noe usikker. Teorien om rikardiansk ekvivalens tilsier at et større budsjettunderskudd i en periode, og dermed også høyere offentlig gjeldsrate, medfører at konsumentene vil forvente høyere skatter i fremtiden. Dermed vil konsumentene tilpasse seg den høyere gjelden ved å spare mer og forbruke mindre i nåværende periode, for å kunne opprettholde forbruket i neste periode hvor staten øker skattene. I så fall kan vi forvente at konsumet faller når

---

<sup>9</sup> Navn på serien: oecd\_eo\_jpn\_irl\_q

<sup>10</sup> Navn på serien: oecd\_eo\_jpn\_exchud\_q

gjeldsraten øker. Studier av Carroll og Summers (1987) viser imidlertid at effekten var motsatt med de økte budsjettunderskuddene under Reagans regjeringsperiode på 1980-tallet. I tillegg er økt statsgjeld ofte forbundet med økt statlig forbruk, og teoretiske modeller som tillater «sticky prices» og en andel såkalte «rule-of-thumb»-konsumenter i befolkningen, som konsumerer uten å hverken spare eller låne, viser en positiv effekt på husholdningenes forbruk med økt statlig forbruk (Gali, López-Salido og Vallés, 2004). Begge utfall kan dermed forventes teoretisk, men nevnte empiriske undersøkelser ser ut til å støtte forventningen om økt forbruk. Jeg heller derfor mot forventning om økt forbruk.

Tidsserien av lastet ned fra Macrobond<sup>11</sup>, ferdig sesongjustert og utarbeidet av OECD. Benyttes på nivåform.

## 5.11 Befolkningandel over 65 år

Teoretisk skal en økning i befolkningsandelen i pensjonistalder, det vil si 65 år og over, ha en positiv innvirkning på landets konsum og en negativ innvirkning på spareraten. Som beskrevet modelleres konsumentens livsløp med en arbeidsaktiv periode og en periode som i større grad tilbringes som pensjonist. I den arbeidsaktive perioden sparer konsumenten gjerne opp formue som kan brukes til konsum i perioden som pensjonist. Med en økende andel pensjonister i befolkningen vil dermed landet ha flere aldrende konsumenter som bruker opp oppspart formue, og færre som sparer til pensjonstilværelsen.

Japans eldrebølge er den kraftigste i verden, og dette er en viktig faktor som bør kontrolleres for. Det har imidlertid ikke latt seg gjøre å finne et datasett med kvartalsdata for Japans befolknings sammensetning, og de månedlige dataene beregnet av Japanese Statistics Bureau, går ikke lenger tilbake enn til millenniumskiftet. Jeg har derfor benyttet meg av årlig data fra Verdensbanken<sup>12</sup>, og gjort dette om til kvartalsdata ved å anta at den kvartalsvise utviklingen fra et år til neste års verdi har vært lineær. Dette er ikke optimale data, fordi det gir en tilnærmet lineær utvikling gjennom hele tidsserien, men det er det nærmeste vi kommer kvartalsdata for befolkningsutviklingen i hele perioden.

---

<sup>11</sup> Navn på serien: oecd\_eo\_jpn\_ggflq\_q

<sup>12</sup> World Development Indicators → Japan → Population ages 65 and above (% of total)



## 5.12 Merverdiavgiften

Merverdiavgiften er skatt på forbruk, og en økning forventes derfor å ha en negativ effekt på forbruket, siden dette svekker konsumentenes kjøpekraft. I perioden vi beskriver har den japanske regjeringen økt merverdiavgiften to ganger, en gang i 1997 og en gang i 2014. Dette kontrollerer jeg for ved å lage en tidsserie som kun skifter to ganger i løpet av perioden som analyseres. Fra tre til fem prosent i 1997 og fra fem til åtte prosent i 2014.

## 6. Analyse

I dette kapitlet vil jeg estimere EC-modellene for japanske husholdningers forbruk med og uten Abenomics-perioden. Statsminister Shinzo Abes regjering kom til makten 26 desember 2012, mens Bank of Japan annonserte sitt toprosenters inflasjonsmål januar 2013 og startet sine kvantitative lettelser kort tid etter, så jeg setter skillet ved første kvartal 2013. Det vil si at den første modellen strekker seg fra første kvartal 1990 til fjerde kvartal 2012, mens den andre modellen går fra første kvartal 1990 til fjerde kvartal 2015.

Først del av analysen vil teste variablene for enhetsrot. Det er essensielt for estimeringen av det langsiktige kointegrasjonsforholdet mellom variablene at seriene er  $I(1)$ , så jeg tester først tidsseriene på nivåform og deretter i førstedifferensiert form for å se om de er  $I(0)$  eller  $I(1)$ . Variablene som kun inngår i den kortsiktige delen av modellen vil også testes for om de er  $I(1)$ , ettersom de også inkluderes i EC-modellen i førstedifferensiert form.

Deretter vil jeg estimere de beste VEC-modellene for hver periode, for å finne ut hvilke variabler som har et langsiktig kointegrasjonsforhold med husholdningenes forbruk. Når jeg har valgt den mest passende VEC-modellen for hver periode, vil dette leddet settes inn i en EC-modell hvor også de kortsiktige forholdene inngår. Til slutt vil forskjeller og likheter mellom EC-modellene med og uten post-2013-observasjonene diskuteres og sammenlignes.

### 6.1 Testing for enhetsrot

Som nevnt i metodedelen, vil jeg hovedsakelig benytte seg av DFGLS-testen når jeg tester for enhetsrot. Hvis konklusjonen blir tvetydig vil jeg supplere med ADF-testen. Testresultatene kan finnes i appendiksdelen bakerst.

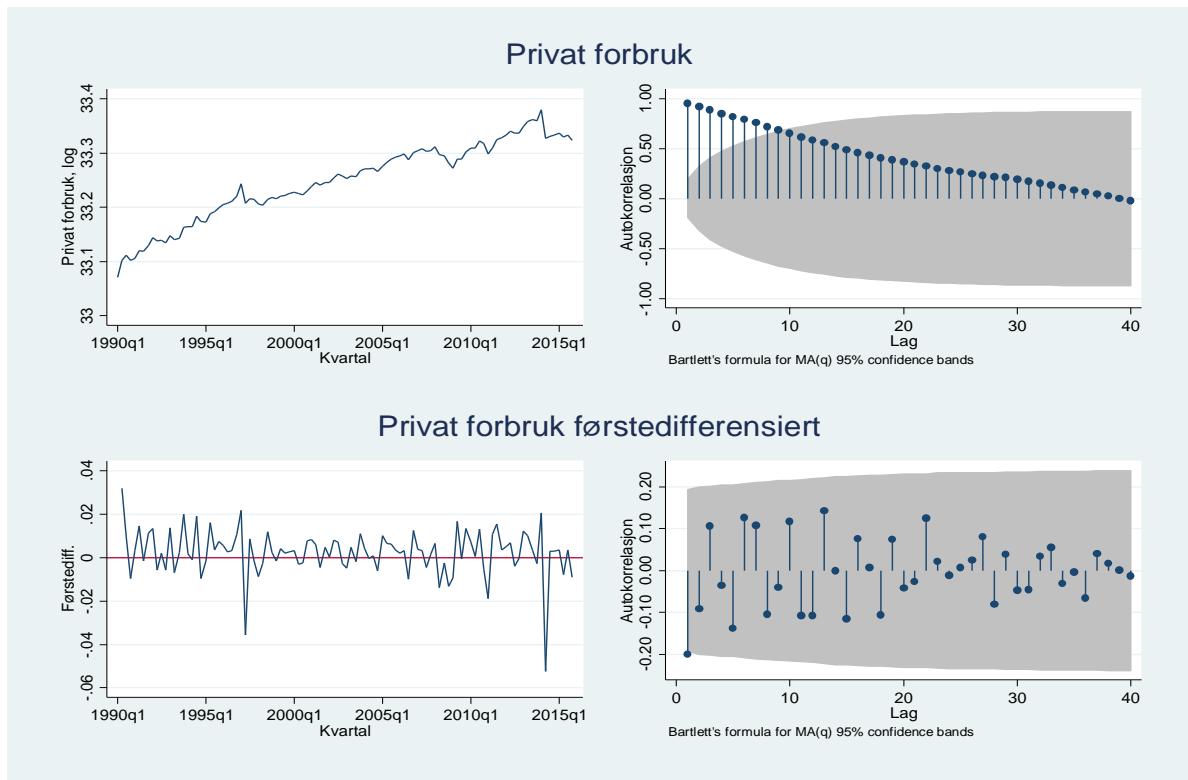
Laglengden bestemmes ut ifra tidsseriens autokorrelasjonsdiagrammer, som viser hvilke laglengder som har signifikante utslag av autokorrelasjon, og som bør justeres for.

De udifferensierte seriene for privat forbruk og BNP viser klare tegn til positiv drift i perioden, så jeg tillater et driftelement i testingen av disse to serienes nivåform. De nesten lineære seriene for befolkningsandel over 65 og statsgjeld likeså. For de resterende seriene finner jeg ingen tilløp til drift eller trend, så disse testes uten driftelement.

Serien for merverdiavgiften kan anses som en dummy-serie, og testes derfor ikke.

### 6.1.1 Privat forbruk

Jeg kjører testen på den uddifferensierte serien med en makslag på åtte lags, siden dette er kvartalsdata og har et autokorrelasjonsplott som tilsier sterk autokorrelasjon, som sett i figur 6.1.1. DFGLS-testen i tabell 7.2.1 (i appendiks) viser at ingen av testverdiene er lavere enn de kritiske verdiene. Vi kan dermed akseptere nullhypotesen om enhetsrot.

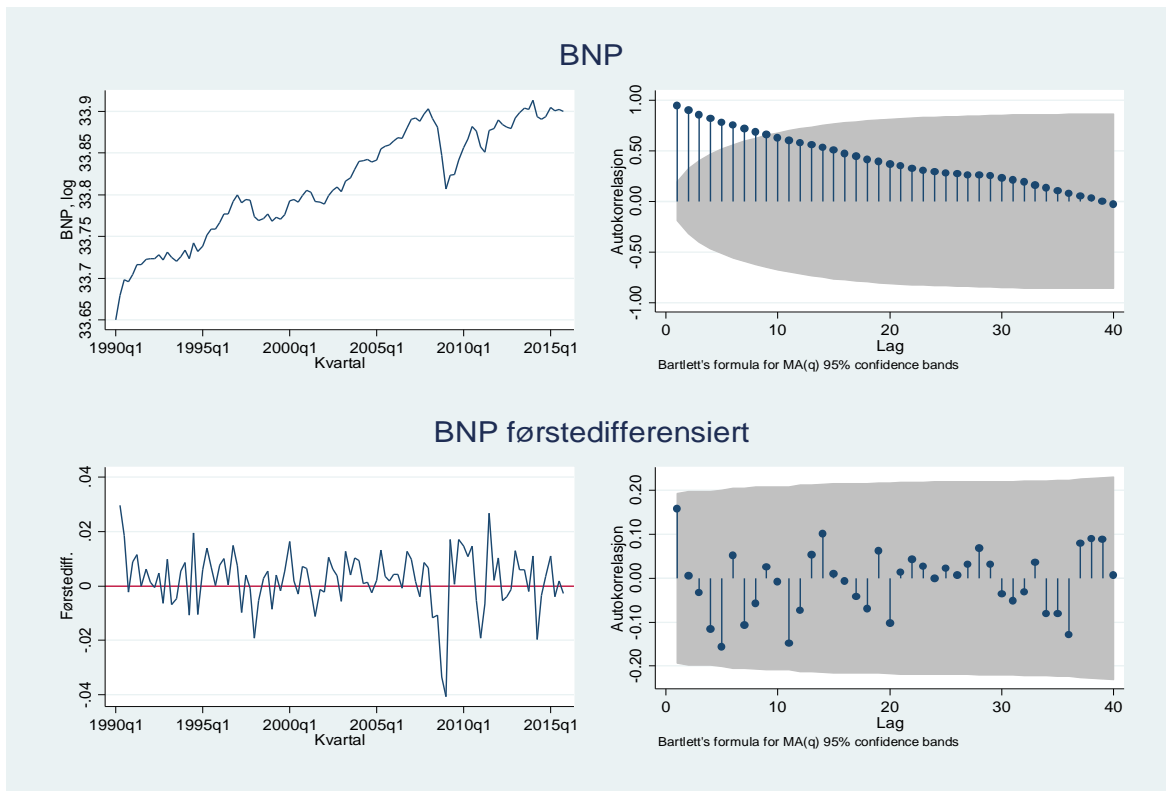


Figur 6.1.1: Logaritmisk serie for privat forbruk på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott

Den førstedifferensierte seriens autokorrelasjonsplott taler for en laglengde på én lag. Testverdien i tabell 7.2.2 er lavere enn kritisk verdi på 5%-nivå, og dermed avvises nullhypotesen og vi antar at serien er  $I(1)$ .

### 6.1.2 BNP

Det øverste autokorrelasjonsplottet for BNP i figur 6.1.2 viser også her sterk autokorrelasjon, så jeg tester også denne serien med en makslag på åtte. Testverdiene i tabell 7.2.3 er ikke lavere enn de kritiske verdiene, så nullhypotesen om enhetsrot aksepteres.

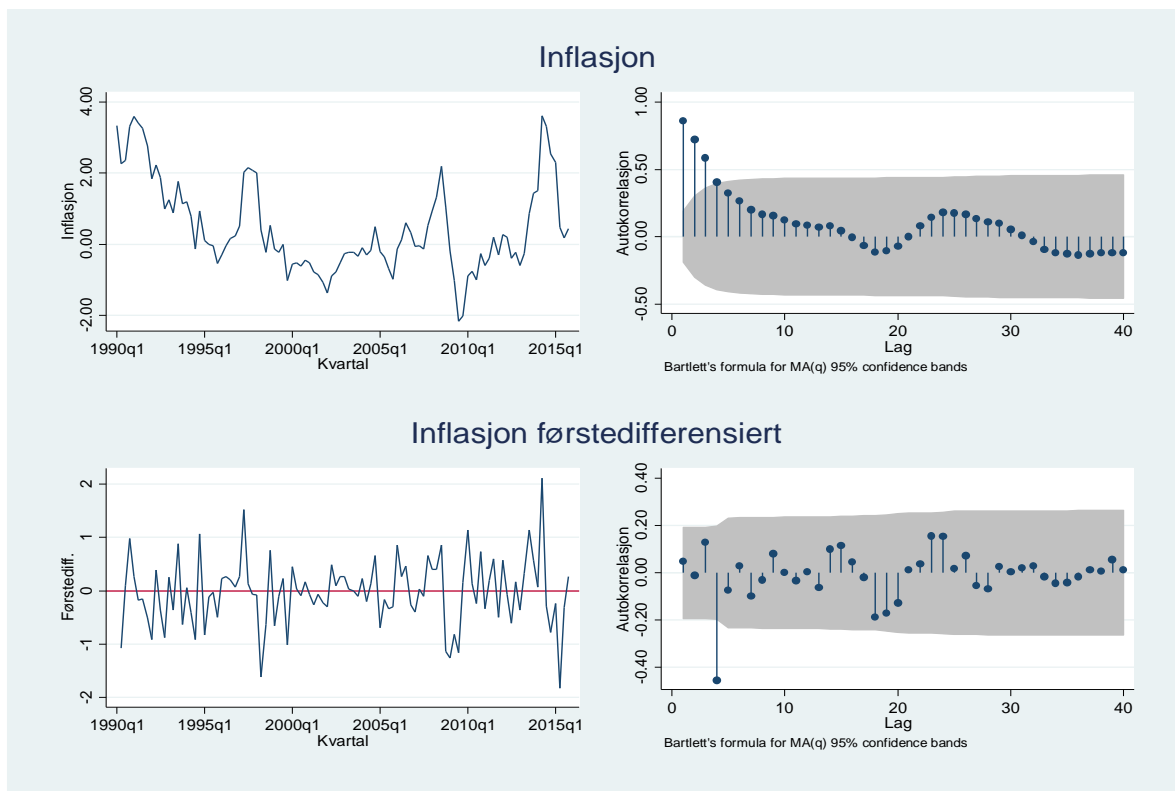


*Figur 6.1.2: Logaritmisk serie for BNP på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott*

Den førstedifferensierte seriens autokorrelasjonsplott tilsier en laglengde på null, og dette gir en testverdi lavere enn kritisk verdi på 5%-nivå i tabell 7.2.4. Jeg forkaster dermed nullhypotesen og antar at BNP-seriernes førstedifferensierte er integrert av første orden.

### 6.1.3 Inflasjon

Inflasjonsseriens autokorrelasjonsplott i figur 6.1.3 viser at en laglengde på fire bør passe for denne serien. Testverdiene i tabell 7.2.5 er ikke lave nok til å forkaste nullhypotesen, så jeg aksepterer nullhypotesen om enhetsrot.



Figur 6.1.3: Inflasjon på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott

Autokorrelasjonsplottet for inflasjonsseriens førstedifferanse viser også at laglengden bør være fire. Imidlertid gir testverdiene i DFGLS-testen i tabell 7.2.6 litt sprikende resultater. Fra lagnummer en til tre kan vi forkaste nullhypotesen på 5%-nivå, mens den kun kan forkastes på 10%-nivå for lagnummer fire. Testverdien er likevel så nære den kritiske 5%-verdien at jeg velger å supplere med en ADF-test for laglengde fire. Som vist i tabell 7.2.7 kan nullhypotesen forkastes på 1%-nivå med denne testen, og jeg velger dermed å forkaste nullhypotesen og anta alternativet om  $I(1)$ .

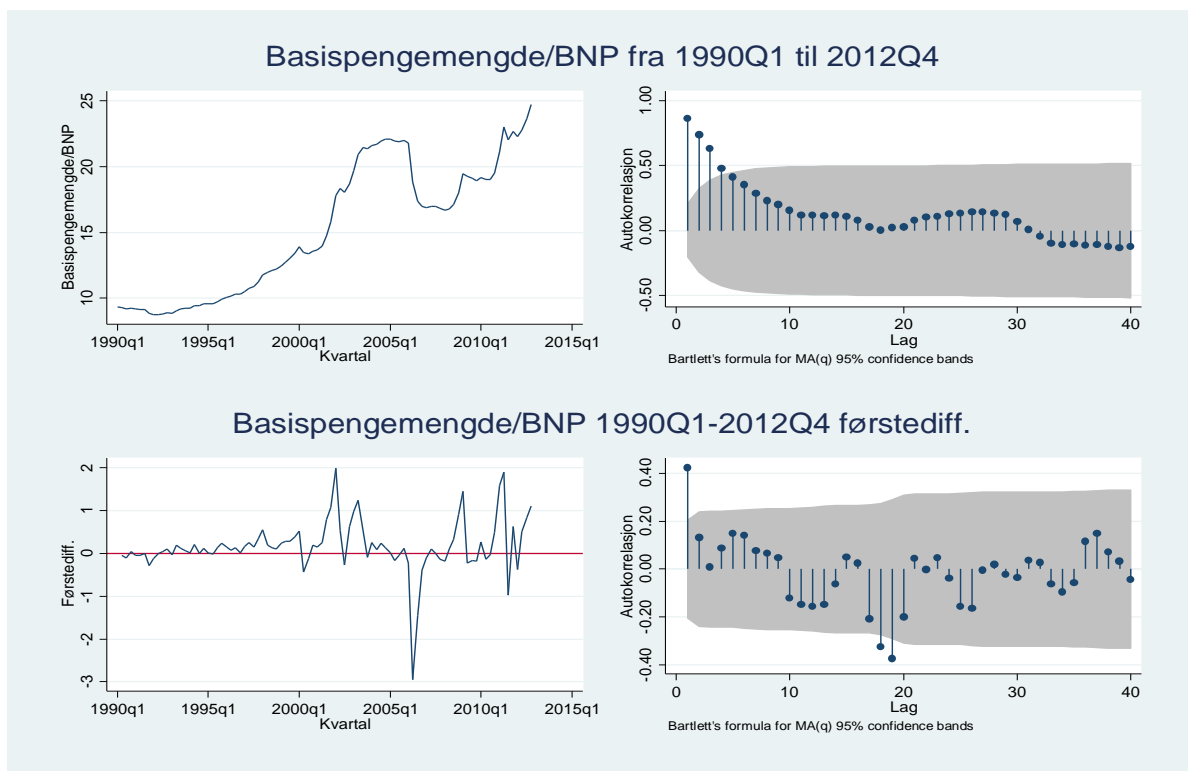
### 6.1.4 Basispengemengden

Tidsserien for basispengemengden opplever et strukturbrydd før og etter Abenomics. Vi ser en økning i perioden mellom 1990 og 2012, men det går litt opp og ned, og basispengemengden som andel av BNP vaker et sted mellom 10 til 25 prosent. Fra 2013 skyter serien fart, og den ligger på 65% i slutten av 2015. Dette reflekterer forskjellene på Japans første og andre omgang med kvantitative lettelser. Det gir oss videre et problem med testingen av enhetsrot for denne serien. Jeg deler opp serien i to, og tester for enhetsrot før

og etter 2013. Dette gir en mer usikker testkonklusjon for serien etter 2013, og det er greit å ha i bakhodet at den kun inneholder tolv kvartalsobservasjoner.

Det må også nevnes at strukturbruddet for basispengemengdeserien gjør at den ikke kan benyttes i den langsiktige delen av EC-modellen, kun i den kortsiktige. Dette er for så vidt ikke noen stor hindring, ettersom jeg ikke har regnet med noe langsiktig forhold mellom basispengemengde og privat forbruk, og at en eventuell effekt av kvantitative lettelsers på forbruket heller vil gå gjennom inflasjonsforventingene.

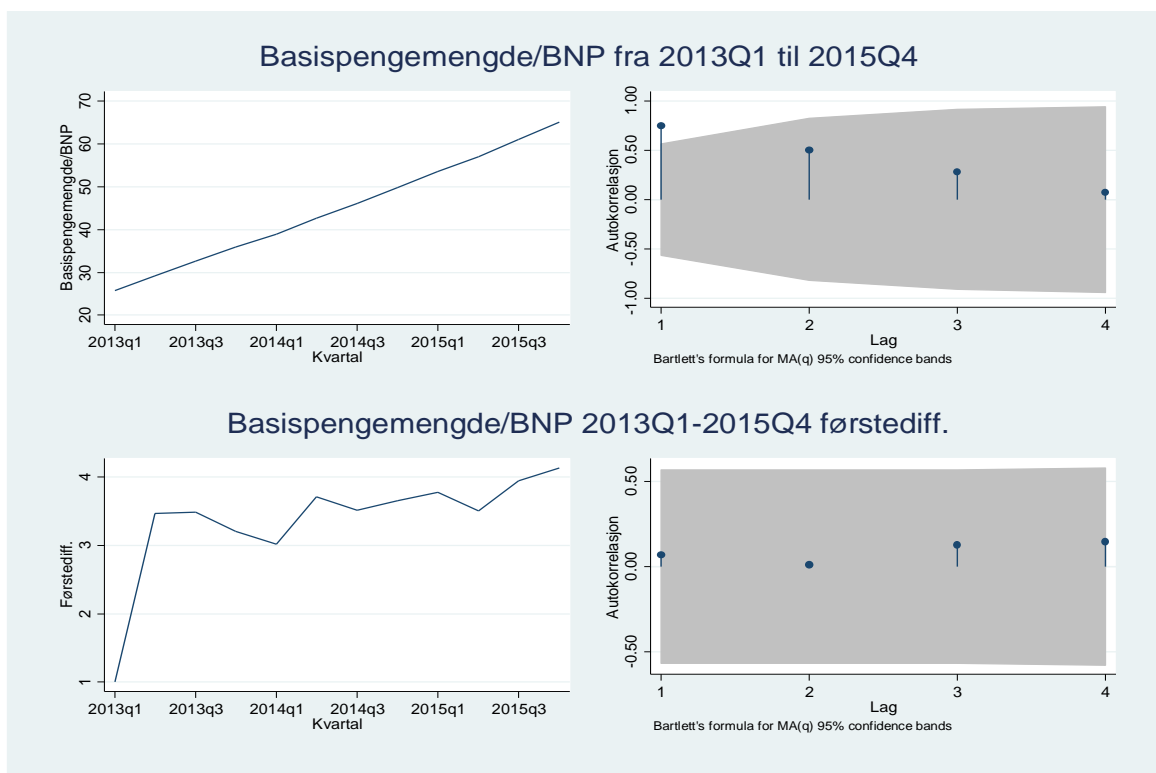
For serien mellom 1990-2012 i figur 6.1.4, kan vi se at autokorrelasjonsplottet tilsier en laglengde på fire, og testverdiene i tabell 7.2.8 viser at nullhypotesen om enhetsrot ikke kan forkastes.



*Figur 6.1.4: Basispengemengde/BNP fra første kvartal 1990- fjerde kvartal 2012 på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott*

Autokorrelasjonsplottet for den differensierte serien tyder på signifikant høy autokorrelasjon på lag 1, 18 og 19. Det er ingenting ved denne seriens natur som tilsier autokorrelasjon over fire år tilbake i tid, så jeg setter laglengden til én for testen i tabell 7.2.9. Testverdien er lav nok til å avvise nullhypotesen og anta at serien er  $I(1)$ . For ordens skyld avvises også nullhypotesen for lags 18 og 19.

For serien mellom 2013-2015 i figur 6.1.5, indikerer autokorrelasjonsplottet en laglengde på én, og testverdien i tabell 7.2.10 lar oss ikke forkaste nullhypotesen om enhetsrot.

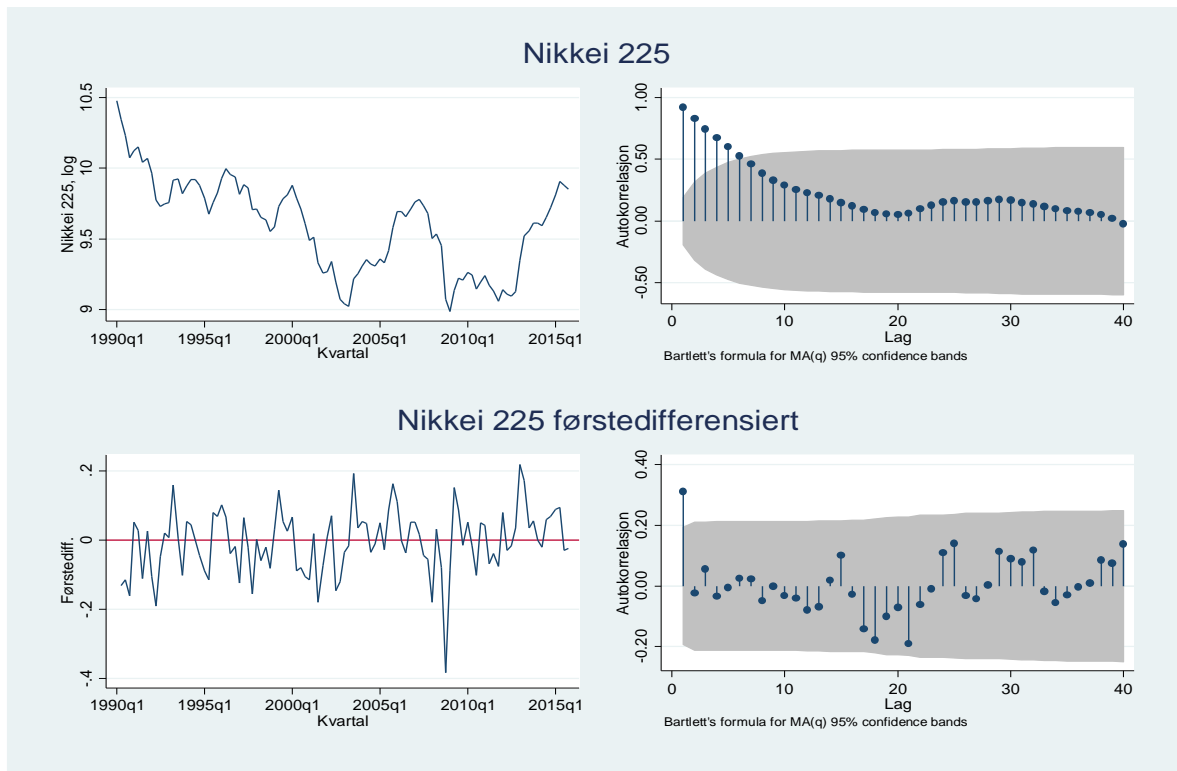


Figur 6.1.5: Basispengemengde/BNP fra første kvartal 2013- fjerde kvartal 2015 på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott

Førstedifferensiert serie tyder på laglengde på null lags. Testen i tabell 7.2.11 sier at nullhypotesen kan forkastes og at den førstedifferensierte serien er stasjonær.

### 6.1.5 Nikkei 225

Autokorrelasjonsplottet i figur 6.1.6 viser signifikante laglengder frem til seks. Testverdiene i tabell 7.2.12 er for høye til å forkaste nullhypotesen om enhetsrot.



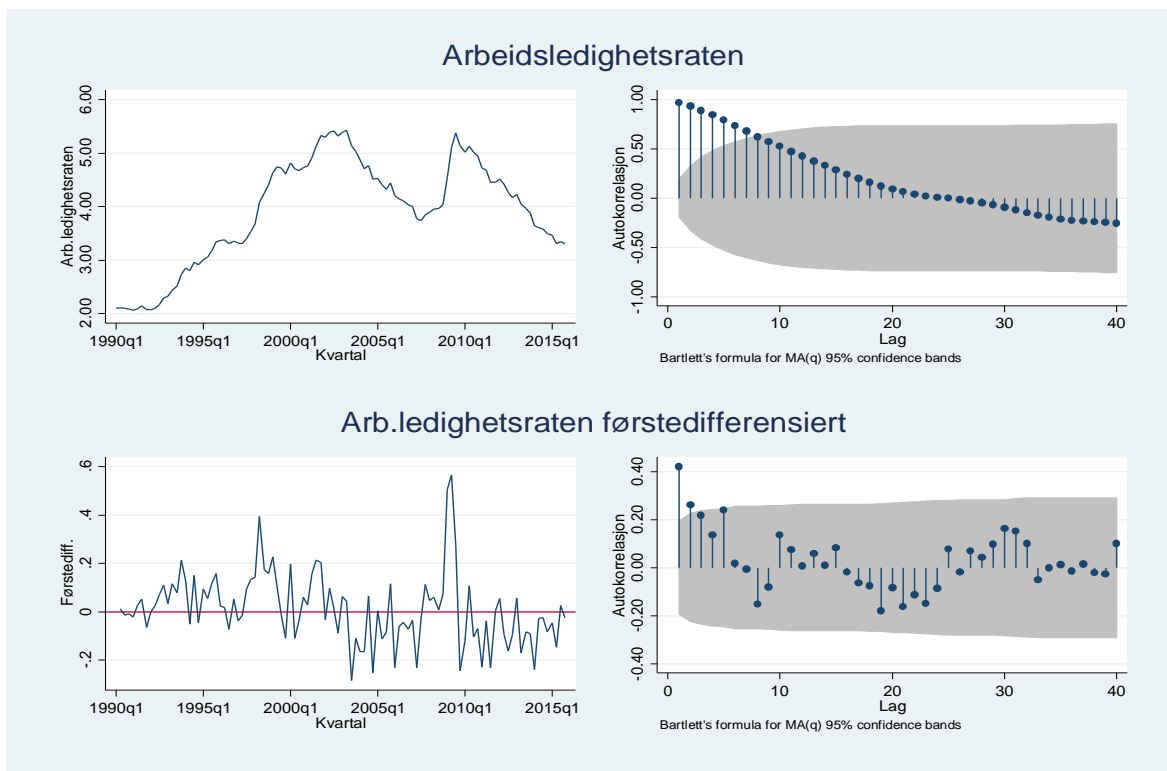
Figur 6.1.6: Logaritmisk serie av Nikkei-indeksen på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott

Den førstedifferensierte seriens autokorrelasjonsplott taler for en laglengde på én. Testverdien i tabell 7.2.13 er lavere enn kritisk verdi på 5%-nivå. Nullhypotesen om enhetsrot avvises til fordel for alternativhypotesen om at serien er  $I(1)$ .

### 6.1.6 Arbeidsledighetsraten

Arbeidsledighetsratens autokorrelasjonsplott i figur 6.1.7 viser relativt sterk autokorrelasjon, som gir signifikante utslag frem til åtte lags. Denne makslengden gir høye testverdier som ikke tillater å forkaste nullhypotesen om enhetsrot, vist i tabell 7.2.14.



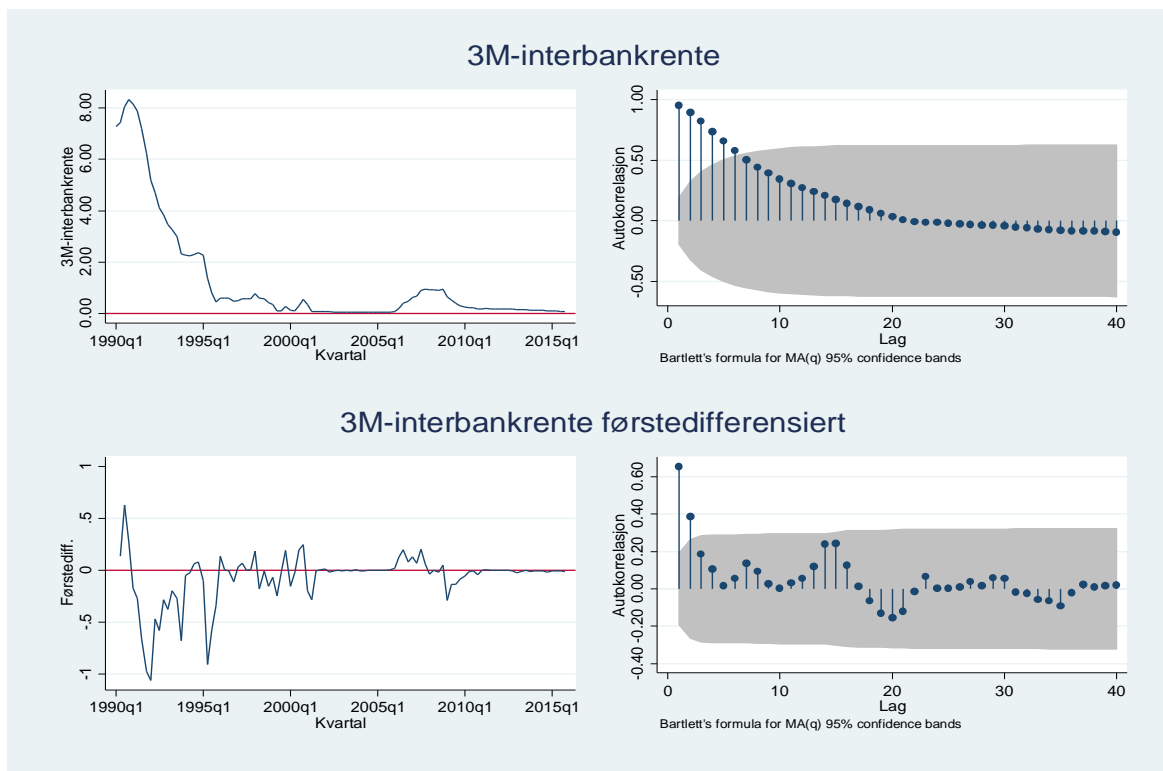


Figur 6.1.7: Arbeidsledighetsraten på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott

Førstedifferensiert serie viser et autokorrelasjonsplott med signifikante lags frem til fire. DFGLS-testen i tabell 7.2.15 viser at testverdiene for alle laglengdene sier at nullhypotesen kan forkastes. Antar alternativhypotesen om at den førstedifferensierte serien er stasjonær.

### 6.1.7 3M-interbankrente

Den korte renten har sterk autokorrelasjon, som vist i autokorrelasjonsplottet i figur 6.1.8. Med åtte lags i DFGLS-testen i tabell 7.2.16, viser testverdiene at nullhypotesen ikke kan forkastes.

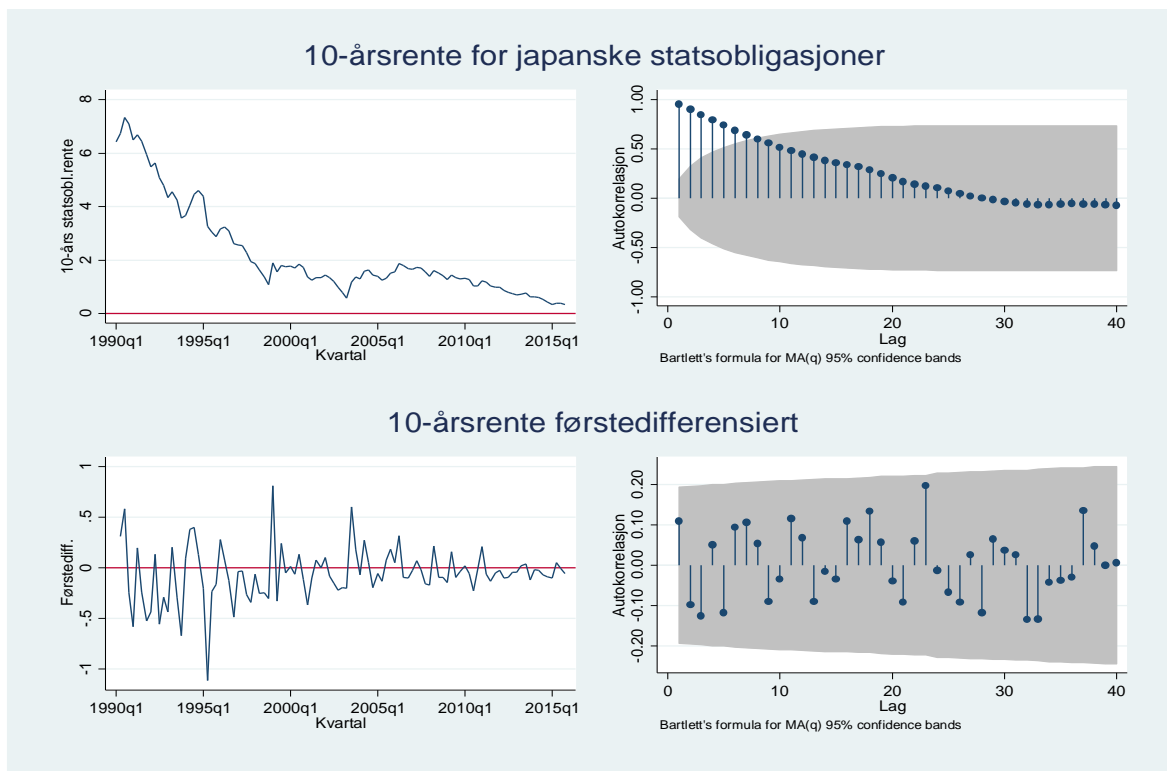


*Figur 6.1.8: 3M-interbankrente på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott*

Den korte rentens førstedifferensierte serie har signifikante lags i autokorrelasjonsplottet som tilsier en laglengde på to. Tabell 7.2.17 viser testverdier som lar oss forkaste nullhypotesen på både 5%- og 1%-nivå. Antar alternativhypotesen om  $I(1)$ .

### 6.1.8 10-årsrenten på japanske statsobligasjoner

I likhet med den korte renten har også tidsserien for den lange renten i figur 6.1.9 varig autokorrelasjon. DFGLS-testen utføres med laglengden på åtte, som autokorrelasjonsplottet vitner om. Resultatet vises i tabell 7.2.18, med testverdier som klart viser at nullhypotesen ikke kan forkastes.

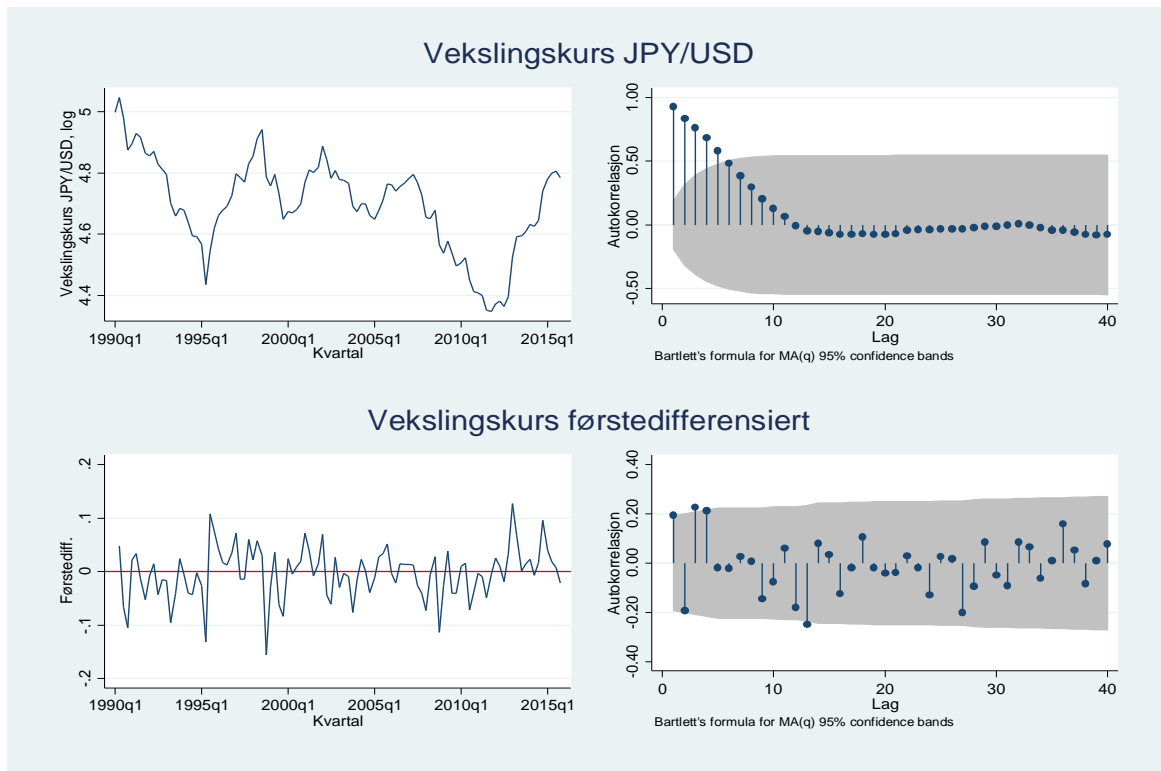


Figur 6.1.9: 10-årsrente for japanske statsobligasjoner på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott

Autokorrelasjonsplottet for den førstedifferensierte tyder på en laglengde på null, og i tabell 7.2.19 kan vi se at testverdien lar oss forkaste nullhypotesen og anta alternativhypotesen om at tiårsrentens tidsserie er integrert av første orden.

### 6.1.9 Vekslingskurs JPY/USD

Vekslingskursens autokorrelasjonsplott i figur 6.1.10 viser at en laglengde på seks lags kan være passende. Som forventet ut ifra tidsserieplottet, er ikke testverdiene i tabell 7.2.20 lave nok til å forkaste nullhypotesen.

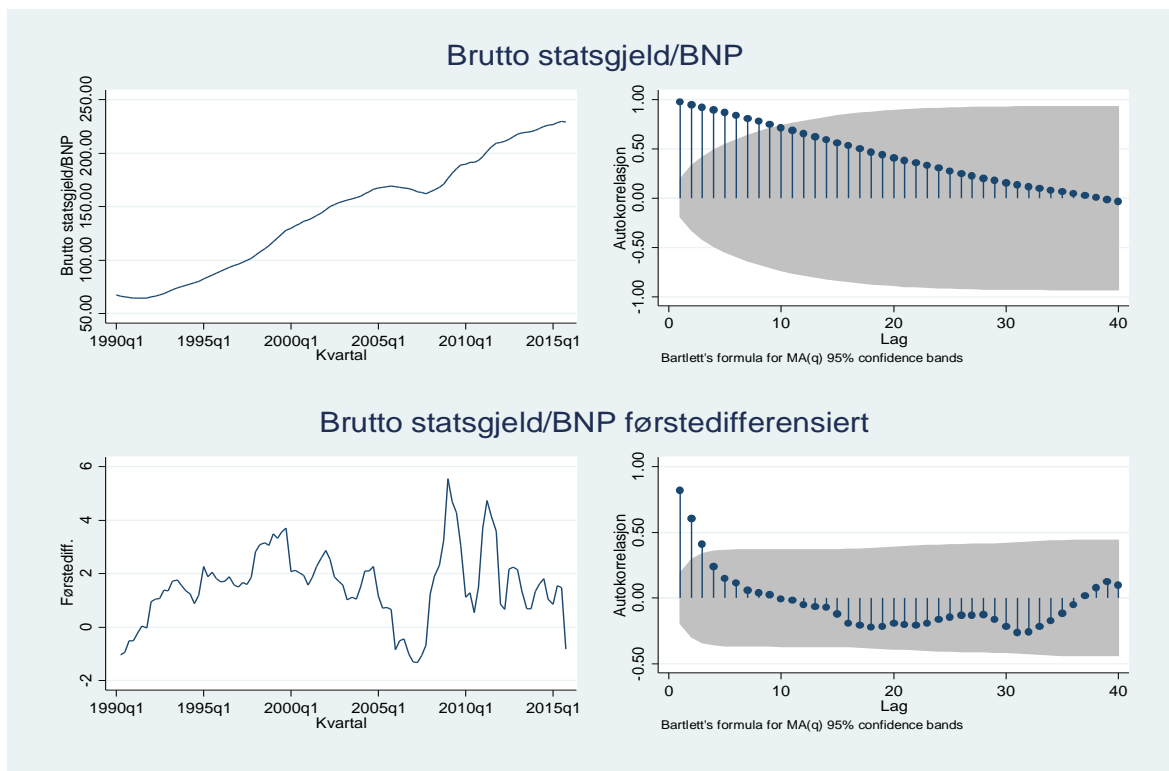


Figur 6.1.10: Logaritmisk serie for vekslingskursen JPY/USD på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott

Vi kan se i den førstedifferensierte seriens autokorrelasjonsplott at de fire første laglengdene så vidt er signifikante, mens det også er en utstikker på lag 13. Denne tidsserien har ikke noe i sin natur som tilsier autokorrelasjon så langt tilbake, så jeg tester for en laglengde på fire. Testverdiene vises i tabell 7.2.21, og lar oss forkaste nullhypotesen på 5%-nivå for alle laglengdene. Antar derfor alternativhypotesen om at vekslingskursens tidsserie er  $I(1)$ .

### 6.1.10 Brutto statsgjeld/BNP

I denne tidsserens autokorrelasjonsplott i figur 6.1.11, kan man se at autokorrelasjonen er svært persistent, og at det er passende med en laglengde på tolv. DFGLS-testen i tabell 7.2.22 er utført med tillatt driftelement, grunnet den nesten lineære økningen i statsgjeld gjennom hele tidsserien. Testverdiene er ikke så lave at nullhypotesen om enhetsrot kan forkastes.

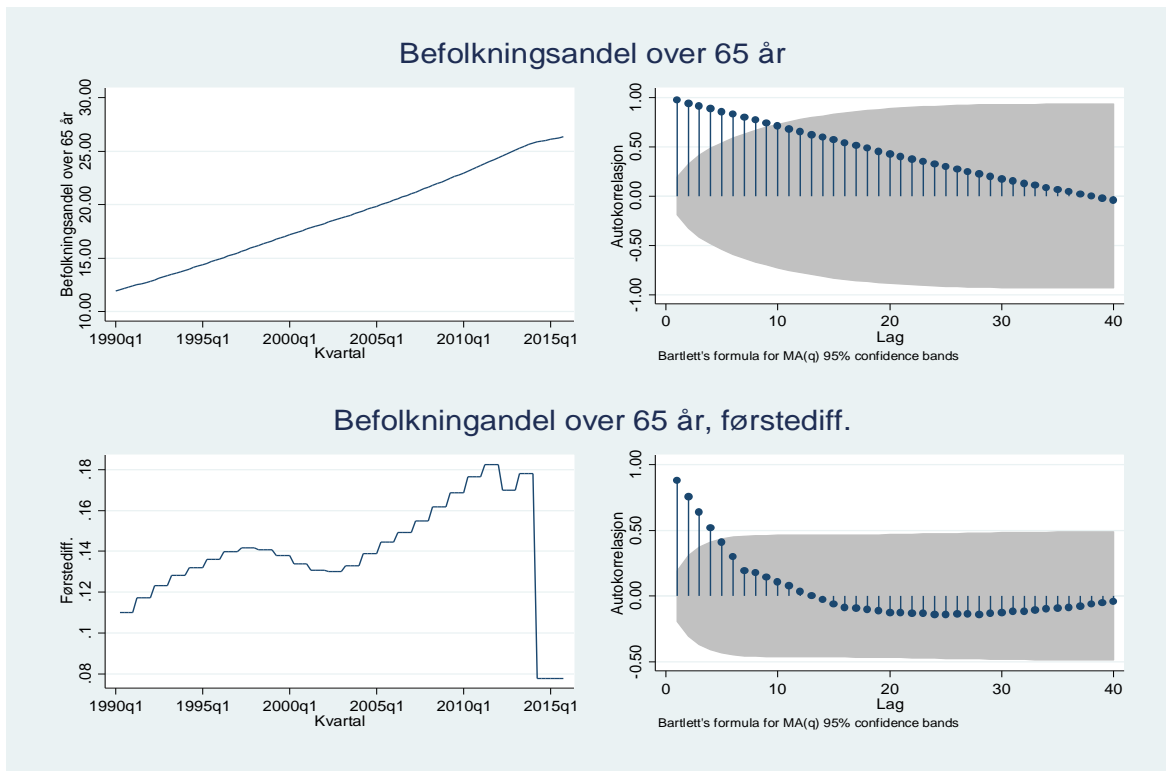


Figur 6.1.11: Brutto statsgjeld/BNP på nivåform og førstedifferensiert, og tilhørende autokorrelasjonsplott

Når serien førstedifferensieres, tilsier autokorrelasjonsplottet tre lags. Testverdiene i tabell 7.2.23 gir imidlertid inkonsistente konklusjoner, med testverdien for første lag som kan forkastes på 5%-nivå, mens andre og tredje lag kun forkaster nullhypotesen på 10%-nivå. Jeg supplerer derfor med en ADF-test for laglengdene to og tre (hhv. tabell 7.2.24 og 7.2.25), som gir så lave testverdier at de forkastes på 5%-nivå. Antar alternativhypotesen om at tidsserien er  $I(1)$ .

### 6.1.11 Befolkningsandel over 65 år

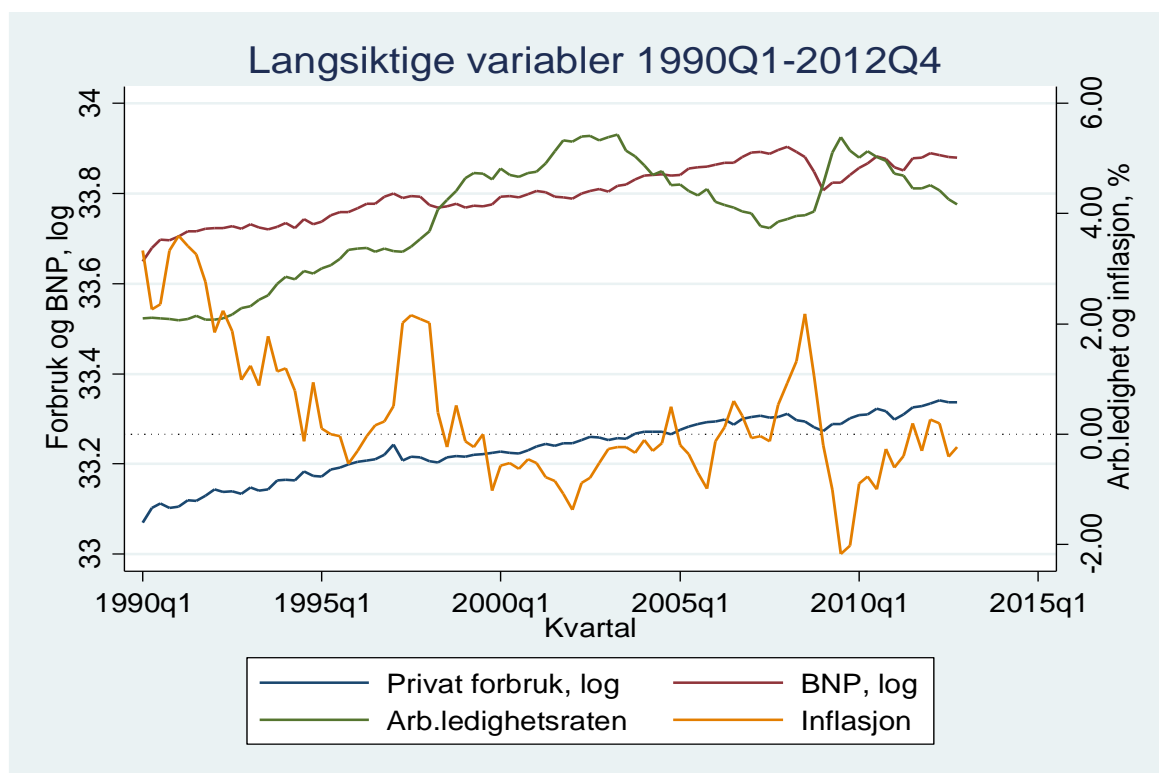
Figur 6.1.12 viser autokorrelasjonsplottet at serien har sterk autokorrelasjon, og tyder på en passende laglengde på ti. I tabell 7.2.26 har DFGLS-testen blitt kjørt med tillatt driftelement, som følge av den nesten lineære utviklingen. Testverdiene for alle laglengdene er høyere enn de kritiske 5%-verdiene, så forkaster ikke nullhypotesen.



*Figur 6.1.12: Befolkningsandel over 65 år på nivåform og førstedifferensert, og tilhørende autokorrelasjonsplott*

Den førstedifferensierte serien har signifikant autokorrelasjon på de fire første laggene, så jeg kjører testen med laglengde på fire. I tabell 7.2.27 ser vi at heller ikke disse testverdiene er lave nok til å forkaste nullhypotesen. Antar dermed at også den førstedifferensierte har enhetsrot, og at serien for befolkningsandelen som er i pensjonistalder ikke kan benyttes i modellen som skal beregnes videre. Det er viktig å være klar over det faktum at befolknings sammensetning ikke kontrolleres for, når modellresultatene skal analyseres.

## 6.2 Estimering av langsiktige kointegrasjonsforhold i perioden første kvartal 1990 – fjerde kvartal 2012



Figur 6.2.1: Privat forbruk, BNP, inflasjon og arbeidsledighet fra første kvartal 1990 - fjerde kvartal 2012

I figur 6.2.1 avbildes de fire variablene som jeg mener det er sannsynlig at kan ha et langsiktig kointegrasjonsforhold. BNP påvirker husholdningenes forbruk ved å representere inntekten. Arbeidsledigheten påvirker både ved både gjennom inntektsfaktoren og usikkerhetsfaktoren. Inflasjon påvirker på sin side gjennom det teoretiske rammeverket beskrevet tidligere, som en faktor som endrer realrenten og dermed gjør forbruk i dag mer eller mindre attraktivt enn forbruk i fremtiden. Den radikalt ekspansive pengepolitikken i form av kvantitative lettelser, inkluderes som nevnt ikke i den langsiktige modellen, da tidsserien har et strukturelt brudd, og uansett primært forventes å påvirke forbruk indirekte gjennom inflasjonsforventninger. Andre variabler som lange og korte renter, samt Nikkei-indeksen, har også blitt forsøkt inkludert i den langsiktige delen, som forventet uten resultater verdt å rapportere om.

## 6.2.1 Modell 1: Privat forbruk, BNP, inflasjon og arbeidsledighet

Første estimeringsforsøk inkluderer alle de fire variablene. Som man kan se fra figur 6.2.1, følger både BNP og privat forbruk som forventet en viss stigende trend gjennom perioden. Samtidig følger arbeidsledigheten og inflasjonen hverandre med motsatt fortegn, slik at perioder med stigende arbeidsledighet følges av nedadgående inflasjon, selv om inflasjonsraten i store deler av perioder befinner seg i under null. Til slutt kan vi se at også inflasjon og arbeidsledighet følger konjunktursvingningene som kan observeres i seriene for BNP og forbruk.

Tabell 6.2.1: Laglengdetest for modell 1. Maksimal laglengde på 8.

```
Selection-order criteria
Sample: 1992q1 - 2012q4                                Number of obs = 84
```

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	220.917				6.7e-08	-5.16469	-5.11816	-5.04893
1	585.849	729.86	16	0.000	1.7e-11	-13.4726	-13.2399*	-12.8938*
2	605.799	39.902	16	0.001	1.5e-11*	-13.5667	-13.1479	-12.5249
3	620.436	29.274	16	0.022	1.6e-11	-13.5342	-12.9293	-12.0294
4	635.958	31.044	16	0.013	1.6e-11	-13.5228	-12.7318	-11.555
5	652.745	33.573	16	0.006	1.6e-11	-13.5415	-12.5644	-11.1107
6	669.599	33.709	16	0.006	1.6e-11	-13.5619	-12.3986	-10.6681
7	689.011	38.823*	16	0.001	1.6e-11	-13.6431*	-12.2937	-10.2863
8	701.293	24.565	16	0.078	1.8e-11	-13.5546	-12.0191	-9.73475

```
Endogenous: logfor logbnp helinf arb
Exogenous: _cons
```

I tabell 6.2.1 har jeg testet passende laglengde for en VAR-modell med disse fire variablene med en makslaglengde på åtte, siden tidsseriene er kvartalsdata. Jeg har valgt å følge Akaike-informasjonskriteriet (AIC) i disse lagtestene, og får dermed foreslått en laglengde på sju, som jeg velger å gå videre med. Siden spriket er så stort mellom AIC og de andre foreslåtte laglengdene, har jeg også forsøkt andre laglengder i estimeringen av denne modellen, uten at dette forbedret resultatene.

Videre kjører jeg Johansen-testen og undersøker modellen for passende rang med valgt laglengde på sju. I tabell 6.2.2 ser vi at trace-statistikken fra testen på 1%-nivå foreslår en rank på én, altså ett kointegrasjonsforhold. Ved spesifiseringen av testen har jeg tillatt en uinnskrenket konstant på grunn av de klare tilløpene til positiv trend vi kan se fra seriene for forbruk og BNP, men også med en innskrenket konstant foreslår testen samme rang.



Tabell 6.2.2: Johansen-test for modell 1. Laglengde på 7 og uinnskrenket trend

Hypotese om antall kointegrasjonsforhold	Eigenverdi	Trace-statistikk	Kritisk verdi på 1%-nivå
<b>Modell 1: Forbruk, BNP, inflasjon og arbeidsledighet</b>			
Ingen	-	54,7722	54,46
<b>Maks ett</b>	0,26743	<b>28,3208*</b>	35,65
Maks to	0,18372	11,0656	20,04
Maks tre	0,11828	0,3659	6,65

\* betyr at nullhypotesen ikke kan forkastes

Tabell 6.2.3 under viser den estimerte VEC-modellen med lag- og rangspesifikasjonene fra testene ovenfor. Beregninger av VEC-modeller gir langt mer informasjon enn hva denne tabellen inneholder, og jeg har her fjernet all informasjon som ikke er nødvendig for å avgjøre om det estimerte kointegrasjonsforholdet i VEC-modellen virker rimelig og kan benyttes som langsiktige del i en påfølgende EC-modell.

Tabell 6.2.3: Estimert VEC-modell 1

	Variabel	Modell 1
<b>Laglengde</b>		7
<b>Spesifisert trend</b>		Uinnskrenket konstant
<b>AIC</b>		-13,48547
<b>R<sup>2</sup></b>	Privat forbruk	0,4610
	BNP	0,4442
	Inflasjon	0,5095
	Arbeidsledighet	0,5626
<b>Alfa</b>	Privat forbruk	0,0663** (0,0266)
	BNP	0,0687** (0,0031)
	Inflasjon	2,1890 (1,5663)
	Arbeidsledighet	0,5985 (0,4012)
<b>Kointegrasjons-ligning</b>	Privat forbruk	1
	BNP	-1,2442*** (0,2503)
	Inflasjon	-0,0734*** (0,180)
	Arbeidsledighet	-0,0811*** (0,1919)
	Konstant	9,1468

Signifikansnivå: \*\*\* = 1%, \*\* = 5% og \* = 10%

Standardfeil i parentes

Informasjonen for VEC-modellens kortsiktige del er ikke relevant, og er kuttet vekk.  $R^2$  er med for å gi en pekepinn til senere bruk på hvor godt det estimerte forholdet vil gjøre med å forklare variasjonen i privat forbruks variasjon. Etersom jeg ikke skal benytte hele VEC-modellen, er ikke  $R^2$  relevant utover nettopp en pekepinn. Alfa er parameteren som forklarer

hvor raskt variabelen vil justere seg tilbake mot likevekt. Justeringsparameteren er som oftest et sted mellom 0 og 1, og en parameterverdi langt over dette kan tyde på en urimelig høy justeringshastighet. Igjen er ikke alfa direkte relevant for bruken i denne oppgaven, men en unormalt høy alfa kan være en indikator på at modellen er estimert feil. Kointegrasjonsligningen er av primær interesse, og her vil jeg vurdere rimelighet på koeffisientstørrelse og fortegn.

I modell 1 har privat forbruk en  $R^2$  på 0,461. Dette er relativt høyt, men med tre forklaringsvariabler er det å forvente. Arbeidsledighet og særlig inflasjon har høye insignifikante alfaverdier, mens forbrukets alfa har positivt fortegn og signifikant verdi, hvilket ikke taler for at den beveger seg tilbake mot likevekt. En titt på kointegrasjonsligningen viser videre negative fortegn for både BNP, inflasjon og arbeidsledighet, hvilket betyr at en økning i hver av disse tre variablene, øker privat forbruk. Dette er forventet effekt av en økning i BNP og inflasjon, men det virker helt urimelig at privat forbruk øker når arbeidsledigheten stiger. Samtidig tilsier inflasjonens koeffisient at en økning i inflasjonsraten på ett prosentpoeng over tid medfører at privat forbruk stiger med 7,3 prosent, noe det er vanskelig å tro på. Modellen er heller ikke særlig robust når laglengden endres, med ganske store forskjeller ved små spesifikasjonsendringer. Jeg forkaster derfor denne modellen.

### **6.2.2 Modell 2: Privat forbruk, BNP og inflasjon**

I denne modellen fjernes arbeidsledighetsvariabelen, som ga liten mening i modell 1. Som ovenfor testes først laglengden. Resultatene finner vi i tabell 6.2.4. Jeg følger igjen AIC-kriteriet som foreslår en laglengde på fem. Johansen-testens resultater (tabell 6.2.5) foreslår maksimalt ett kointegrasjonsforhold på 1%-nivå, men dette er med innskrenket konstant (5%-nivå med uinnskrenket konstant). Jeg estimerer dermed den andre VEC-modellen med fem lags, én rang og innskrenket konstant.

Tabell 6.2.4: Laglengdetest for modell 2. Maksimal laglengde på 8

Selection-order criteria  
Sample: 1992q1 - 2012q4

Number of obs = 84

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	280.238				2.7e-07	-6.6009	-6.56601	-6.51409
1	528.602	496.73	9	0.000	9.1e-10	-12.3001	-12.1605*	-11.9528*
2	537.506	17.808	9	0.037	9.2e-10	-12.2978	-12.0535	-11.6901
3	544.805	14.598	9	0.103	9.6e-10	-12.2573	-11.9083	-11.3891
4	552.971	16.331	9	0.060	9.8e-10	-12.2374	-11.7837	-11.1088
5	568.242	30.543	9	0.000	8.5e-10*	-12.3867*	-11.8283	-10.9977
6	572.704	8.924	9	0.444	9.6e-10	-12.2787	-11.6156	-10.6292
7	584.545	23.683*	9	0.005	9.1e-10	-12.3463	-11.5785	-10.4364
8	589.888	10.684	9	0.298	1.0e-09	-12.2592	-11.3868	-10.0889

Tabell 6.2.5: Johansen-test for modell 2. Laglengde på 5 og innskrenket trend

Hypotese om antall kointegrasjonsforhold	Eigenverdi	Trace-statistikk	Kritisk verdi på 1%-nivå
<b>Modell 2: Forbruk, BNP og inflasjon</b>			
Ingen	-	44,2591	41,07
<b>Maks ett</b>	0,2454	<b>19,7579*</b>	24,60
Maks to	0,1241	8,2315	12,97

\* betyr at nullhypotesen ikke kan forkastes

Den viktigste informasjonen fra modell 2 er gjengitt i tabell 6.2.6. Kointegrasjonsligningen viser signifikante verdier for BNP- og inflasjonsseriens koeffisienter. Koeffisienten er 1,13 og negativ, men med en standardfeil på 0,11, som gjør at koeffisienten ikke er signifikant høyere enn 1 innenfor et 95% konfidensintervall. Dette betyr det at privat forbruk over tid vil øke med omtrent ett prosent ved en BNP-økning på ett prosent, alt annet likt. At en forbruker vil glatte forbruket og på lang sikt bruke opp hele sin inntekt, er i tråd med den beskrevne toperiodiske konsummodellen, som igjen bygger på livssyklushypotesen. Den positive koeffisienten til inflasjonen tilsier på sin side at en økning i inflasjonsraten på ett prosentpoeng, medfører en svekkelse i privat forbruk på 1,75 prosent over tid. Denne negative effekten på forbruk går imot både de teoretiske forventningene og funnene til Cargill og Parker (2004b). Dessuten virker effekten i overkant kraftig.

Tabell 6.2.6: Estimert VEC-modell 2

	Variabel	Modell 2
<b>Laglengde</b>		5
<b>Spesifisert trend</b>		Innskrenket konstant
<b>AIC</b>		-12,3612
<b>R<sup>2</sup></b>	Privat forbruk	0,2773
	BNP	0,2414
	Inflasjon	0,4866
<b>Alfa</b>	Privat forbruk	0,1281*** (0,0420)
	BNP	0,0594 (0,0492)
	Inflasjon	-9,3493*** (2,1562)
<b>Kointegrasjons- ligning</b>	Privat forbruk	1
	BNP	-1,1347*** (0,1112)
	Inflasjon	0,0175*** (0,0057)
	Konstant	5,1381 (3,7628)
Signifikansnivå: *** = 1%, ** = 5% og * = 10%		
Standardfeil i parentes		

Privat forbruks  $R^2$  er nå 0,2773, men det er heller ingen overraskelse at forklaringsgraden synker når vi fjerner en variabel fra modellen. Mot forventning har privat forbruks alfa positivt fortegn, men er uansett insignifikant, i likhet med BNP. Inflasjonsseriens alfa har høy verdi med negativt fortegn, mens det motsatte er forventet for at seriene skal justere seg mot hverandre over tid. Når inflasjonen i modellens kointegrasjonsligning og alfaverdier går så imot forventet resultat, er det grunn til å tvile på hvor god modellen er, og hvorvidt det er noe kointegrasjonsforhold mellom privat forbruk og inflasjon for tidsperioden 1990-2012. Jeg vil forsøke å inkludere denne delen i EC-modellen, men med en viss skepsis da det er vanskelig å forklare inflasjonens negative langtidseffekt på forbruket.

### 6.2.3 Modell 3: Privat forbruk og BNP

Som tredje og siste modell forsøker jeg en langsiktig modell med kun privat forbruk og BNP. Dette vil ikke forklare noe langsiktig forhold mellom privat forbruk og inflasjonen, men i tilfelle et langsiktig forhold eksisterer mellom privat forbruk og BNP, så må det uansett kontrolleres for når vi ser på de kortsiktige effektene.

Tabell 6.2.7: Laglengdetest for modell 3. Maksimal laglengde på 8.

Selection-order criteria  
Sample: 1992q1 - 2012q4

Number of obs = 84

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	363.147				6.3e-07	-8.59873	-8.57547	-8.54085
1	574.995	423.7	4	0.000	4.5e-09	-13.5475	-13.4777	-13.3739*
2	583.729	17.469	4	0.002	4.0e-09	-13.6602	-13.5439	-13.3708
3	591.175	14.891*	4	0.005	3.7e-09*	-13.7423*	-13.5794*	-13.3371
4	592.401	2.4524	4	0.653	3.9e-09	-13.6762	-13.4668	-13.1553
5	594.482	4.1616	4	0.385	4.1e-09	-13.6305	-13.3746	-12.9939
6	595.484	2.004	4	0.735	4.5e-09	-13.5591	-13.2567	-12.8067
7	598.401	5.8331	4	0.212	4.6e-09	-13.5333	-13.1844	-12.6652
8	599.683	2.5648	4	0.633	4.9e-09	-13.4686	-13.0731	-12.4847

Tabell 6.2.8: Johansen-test for modell 3. Laglengde på 3 og uinnskrenket trend

Hypotese om antall kointegrasjonsforhold	Eigenverdi	Trace-statistikk	Kritisk verdi på 1%-nivå
<b>Modell 3: Forbruk og BNP</b>			
Ingen	-	<b>18,8711*</b>	20,04
Maks ett	0,16386	2,9438	6,65
Maks to	0,03254	-	-

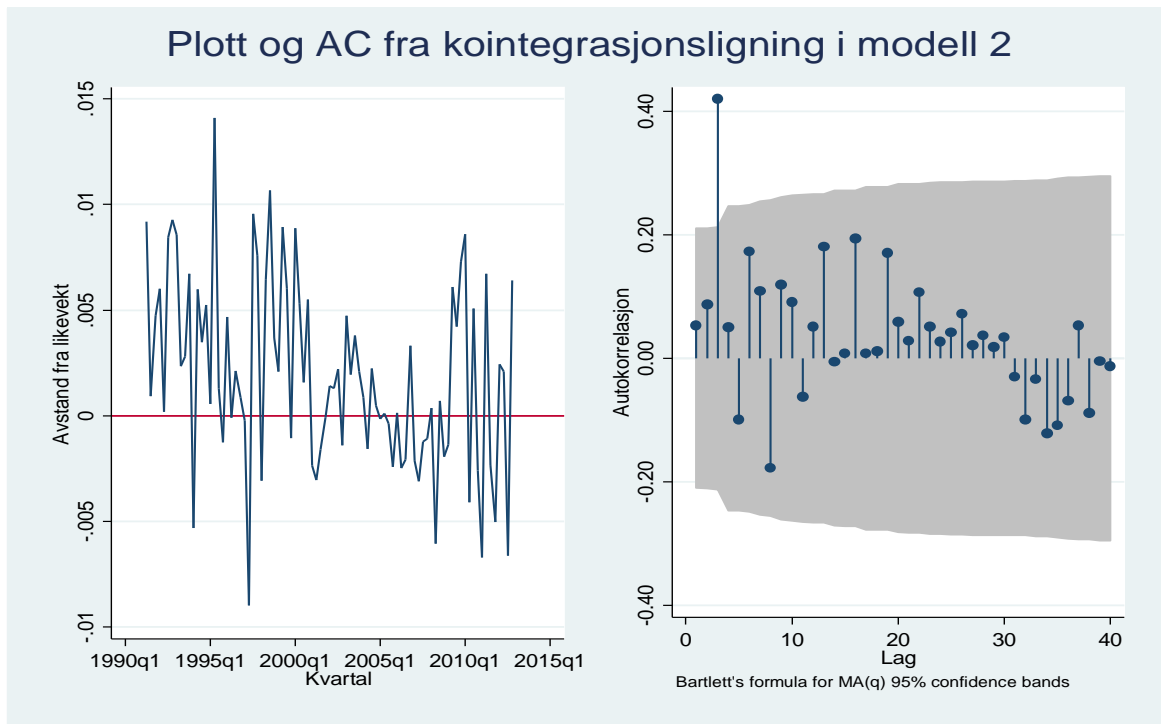
\* betyr at nullhypotesen ikke kan forkastes

Tabell 6.2.7 ovenfor viser at AIC gir støtte for en laglengde på tre. Med denne lagspesifikasjonen, i tillegg til uinnskrenket konstant som trendspefisering, gir Johansen-testen resultatene som vist i tabell 6.2.8. Testen kan ikke avvise nullhypotesen om ingen kointegrasjonsforhold på 1%-nivå. Det samme resultatet gjelder for den alternative laglengden på én, som det også gis en viss støtte for. Jeg velger derfor å gå videre til EC-modellen med modell 2, da vi ikke har tilstrekkelig støtte for et rent kointegrasjonsforhold mellom privat forbruk og BNP når vi kun benytter data for årene før Abenomics startet.

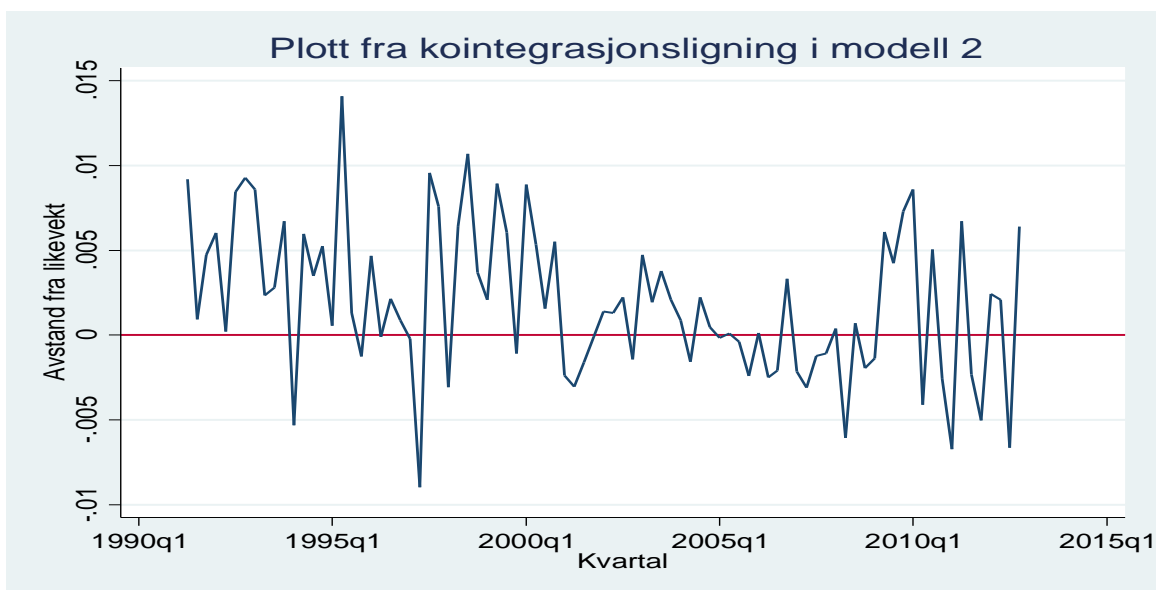
## 6.2.4 Vurdering av modell 2

Becketti (2013, s. 417) skriver at det er uklart om man kan bruke de vanlige statistiske analysene for å teste plottet fra kointegrasjonsligninger fra VEC-modeller for enhetsrot. Han undersøker selv stasjonæriteten ved å se på plottet og autokorrelasjonsdiagrammet og vurderer om det virker rimelig eller ei, så i figurene 6.2.2 og 6.2.3 har jeg inkludert disse

grafene. Selve plottet ser stasjonært ut, med et positivt disekvilibrium på store deler av 1990-tallet, før fortegnet endrer seg noen år etter årtusenskiftet og det blir flere negative avvik fra likevekten. Med unntak av en utstikker i tredje lag, er det heller ingen signifikant autokorrelasjon.



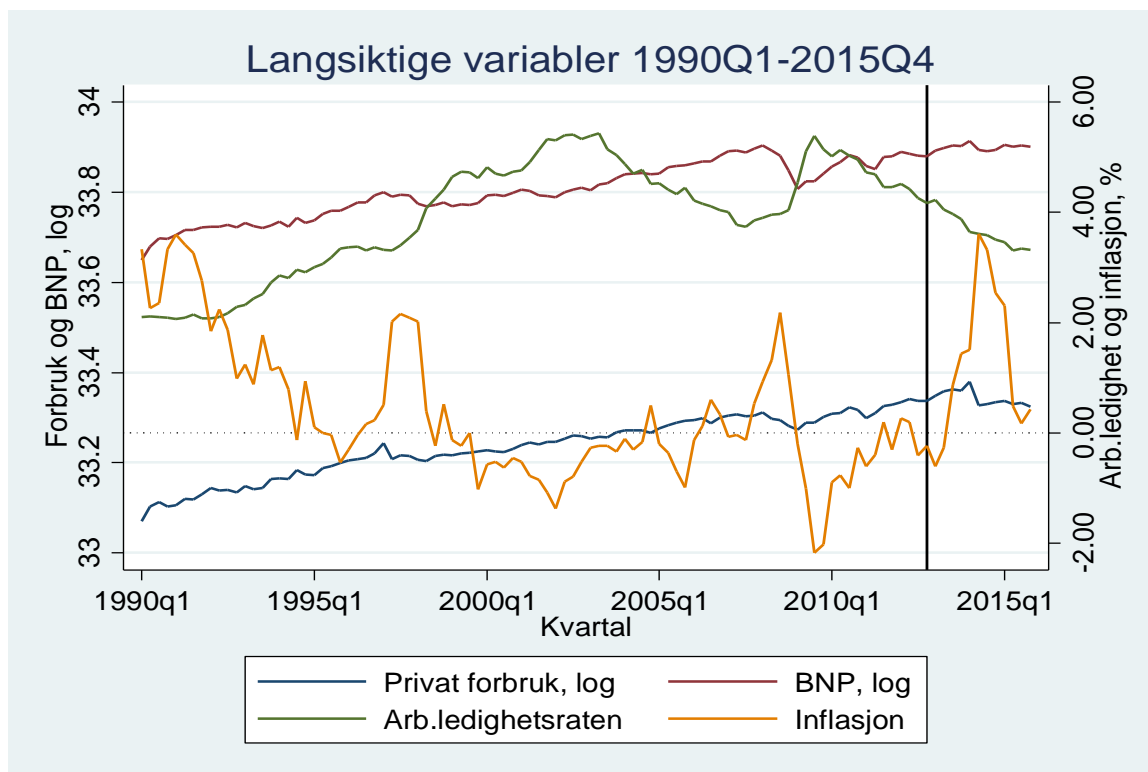
Figur 6.2.2: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott for kointegrasjonsligningen fra modell 2.



Figur 6.2.3: Tidsserieplott for kointegrasjonsligningen fra modell 2

Som nevnt gjør den negative inflasjonseffekten meg usikker på hvor egnet dette langsiktige kointegrasjonsforholdet vil være i en EC-modell, men kointegrasjonsplottets egenskaper bidrar ikke til denne usikkerheten. Jeg går derfor videre med modell 2.

### 6.3 Estimering av langsiktige kointegrasjonsforhold I perioden første kvartal 1990 – fjerde kvartal 2015



Figur 6.3.1: Privat forbruk, BNP, inflasjon og arbeidsledighet fra første kvartal 1990 - fjerde kvartal 2015

Figur 6.3.1 viser de samme fire variablene som ble benyttet i forrige seksjon, men inkluderer nå også de tre årene etter at Abenomics, inflasjonsmål og kvantitative lettelser ble innført, det vil si fra første kvartal 2013 til fjerde kvartal 2015. Tidslinjene krysses i punktet for fjerde kvartal 2012 for å markere hvor skillet går. Det kommer tydelig frem at inflasjonsraten de siste tre årene har kommet godt seg ut av det negative området, til tross for et tilbakefall mot slutten av 2015. Det private forbruket nådde også en topp før veksten flatet ut etter økningen av merverdiavgiften. BNP-veksten flater også ut underveis, mens arbeidsledighetsraten har fortsatt den nedadgående trenden tilsynelatende uavbrutt helt siden toppen under finanskrisen.

### 6.3.1 Modell 4: Privat forbruk, BNP, inflasjon og arbeidsledighet

Ved å følge standarden for de første tre modellene, og teste egnet laglengde med en maksimal laglengde på åtte, foreslår AIC seks lags. Den resulterende modellen blir så insignifikant at det ikke er verdt å rapportere nærmere. Jeg tester derfor med maksimalt fire lags og får foreslått tre lags med AIC, som sett i tabell 6.3.1. Med tre lags og uinnskrenket konstant som i modell 1, viser tabell 6.3.2 at Johansen-testen foreslår ett kointegrasjonsforhold ut ifra testverdiene på 1%-nivå.

Tabell 6.3.1: Laglengdetest for modell 4. Maksimal laglengde på 4.

Selection-order criteria  
Sample: 1991q1 - 2015q4

Number of obs = 100

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	194.695				2.6e-07	-3.81389	-3.77172	-3.70969
1	670.537	951.68	16	0.000	2.6e-11	-13.0107	-12.7999	-12.4897*
2	698.611	56.148	16	0.000	2.1e-11	-13.2522	-12.8726*	-12.3144
3	716.498	35.775	16	0.003	2.0e-11*	-13.29*	-12.7417	-11.9353
4	732.017	31.039*	16	0.013	2.0e-11	-13.2803	-12.5634	-11.5088

Tabell 6.3.2: Johansen-test for modell 4. Laglengde på 3 og uinnskrenket trend

Hypotese om antall kointegrasjonsforhold	Eigenverdi	Trace-statistikk	Kritisk verdi på 1%-nivå
<b>Modell 4: Forbruk, BNP, inflasjon og arbeidsledighet</b>			
Ingen	-	64,6684	54,46
<b>Maks ett</b>	0,2844	<b>30,8766*</b>	<b>35,65</b>
Maks to	0,1706	11,9859	20,04
Maks tre	0,1017	1,1494	6,65
* betyr at nullhypotesen ikke kan forkastes			

Vi finner den viktigste informasjonen for denne VEC-modellen i tabell 6.3.3. Koeffisientene til seriene for BNP, inflasjon og arbeidsledighet er alle negative, slik de var i modell 1. hvilket igjen betyr at en økning i arbeidsledigheten medfører at privat forbruk vil vokse. Videre er størrelsen på inflasjonskoeffisienten mindre enn den var for perioden 1990-2012, men en langsiktig økning i privat konsum på 4,36 prosent som følge av en vekst i inflasjonsraten på ett prosentpoeng, virker fortsatt altfor høyt. Jeg forkaster derfor denne modellen på samme grunnlag som for modell 1.



Tabell 6.3.3: Estimert VEC-modell 4

	Variabel	Modell 4
<b>Laglengde</b>		3
<b>Spesifisert trend</b>		Uinnskrenket konstant
<b>AIC</b>		-13,1694
<b>R<sup>2</sup></b>	Privat forbruk	0,2733
	BNP	0,2784
	Inflasjon	0,2325
	Arbeidsledighet	0,3715
<b>Alfa</b>	Privat forbruk	0,0894*** (0,0246)
	BNP	0,1097*** (0,0241)
	Inflasjon	3,5322** (1,5001)
	Arbeidsledighet	0,2516 (0,3194)
<b>Kointegrasjons- ligning</b>	Privat forbruk	1
	BNP	-1,3781*** (0,1430)
	Inflasjon	-0,0436*** (0,0098)
	Arbeidsledighet	-0,0406*** (0,0134)
	Konstant	13,5128
Signifikansnivå: *** = 1%, ** = 5% og * = 10%		
Standardfeil i parentes		

### 6.3.2 Modell 5: Privat forbruk, BNP og inflasjon

Testen for laglengden gir også her meningsløse resultater ved å benytte det som anbefales ved maksimalt åtte laglengder, så jeg setter maksnivået til fire lags. Som vi kan se i tabell 6.3.4, anbefales tre lags med AIC. Med tre lags og uinnskrenket konstantledd, foreslår Johansen-testen (tabell 6.3.5) ett kointegrasjonsforhold på 1%-nivå.

Tabell 6.3.4: Laglengdetest for modell 5. Maksimal laglengde på 4.

Selection-order criteria  
Sample: 1991q1 - 2015q4

Number of obs = 100

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	273.167				9.0e-07	-5.40334	-5.37171	-5.32518
1	600.176	654.02	9	0.000	1.6e-09	-11.7635	-11.637*	-11.4509*
2	613.021	25.69	9	0.002	1.4e-09	-11.8404	-11.619	-11.2933
3	624.266	22.492*	9	0.007	1.4e-09*	-11.8853*	-11.569	-11.1038
4	632.549	16.565	9	0.056	1.4e-09	-11.871	-11.4598	-10.855

Tabell 6.3.5: Johansen-test for modell 5. Laglengde på 3 og uinnskrenket trend

Hypotese om antall kointegrasjonsforhold	Eigenverdi	Trace-statistikk	Kritisk verdi på 1%-nivå
<b>Modell 5: Forbruk, BNP og inflasjon</b>			
Ingen	-	37,7870	35,65
<b>Maks ett</b>	0,1661	<b>19,4427*</b>	20,04
Maks to	0,1252	5,9373	6,65

\* betyr at nullhypotesen ikke kan forkastes

Den største endringen i kointegrasjonsligningen for modell 5, vist i tabell 6.3.6, er at fortegnet til koeffisienten for inflasjonsserien her har blitt negativ. Dette er i tråd med teorien, som sier at økt inflasjonsrate i en økonomi i deflasjon, skal gi økt forbruk. Modell 2, som kun inneholdt data fra før Abenomics, ga motsatt fortegn, så det er et tegn på at forholdet mellom inflasjon og forbruk har endret seg siden innføringen av ny pengepolitikk i 2013. Imidlertid er inflasjonskoeffisienten veldig høy. Det virker ikke rimelig at japanske husholdningers forbruk øker med hele 2,16 prosent over tid, ved at inflasjonsraten stiger med ett prosentpoeng. Dessuten sier BNP-koeffisienten at privat forbruk stiger med 1,43 prosent hvis Japans BNP stiger med en prosent. En BNP-koeffisient på litt over 1 kan forsvares i perioder, men dette er også ganske høyt. Alternative trend- og lagspesifikasjoner gjør disse koeffisientene enda høyere, og bygger opp under en viss tvil ved modellen.

Tabell 6.3.6: Estimert VEC-modell 5

	Variabel	Modell 5
<b>Laglengde</b>		3
<b>Spesifisert trend</b>		Uinnskrenket konstant
<b>AIC</b>		-11,7811
<b>R<sup>2</sup></b>	Privat forbruk	0,2448
	BNP	0,2389
	Inflasjon	0,1718
<b>Alfa</b>	Privat forbruk	0,0861*** (0,0270)
	BNP	0,1068*** (0,0266)
	Inflasjon	2,0505 (1,6760)
<b>Kointegrasjonsligning</b>	Privat forbruk	1
	BNP	-1,4309*** (0,1447)
	Inflasjon	-0,0216*** (0,0075)
	Konstant	15,0968

Signifikansnivå: \*\*\* = 1%, \*\* = 5% og \* = 10%  
Standardfeil i parentes

Privat forbruks  $R^2$  er ikke mye lavere enn for modell 4, hvilket tilsier at arbeidsledighetsvariabelen ikke bidro med mye forklaringskraft for denne perioden. BNP og forbruk har positive signifikante alfaer, mens inflasjonens alfa er høy og positiv, men insignifikant. At forbruket har positiv alfa i likhet med de to andre variablene, indikerer at forbruket i denne VEC-modellen beveger seg bort fra likevekten. Sammen med den insignifikante alfaen stiller dette ytterligere tvil ved modellens egnethet. Jeg forsøker derfor en modell uten inflasjon.

### 6.3.3 Modell 6: Privat forbruk og BNP

I VAR-laglengdetesten i tabell 6.3.7, foreslås det tre lags med AIC, som i modell 3. Med uinnskrenket konstant og tre lags, foreslår Johansen-testen i tabell 6.3.8 ett kointegrasjonsforhold på 1%-nivå. Med disse spesifikasjonene får vi VEC-modellen som vist i tabell 6.3.9.

Tabell 6.3.7: Laglengdetest for modell 6. Maksimal laglengde på 8.

Selection-order criteria  
Sample: 1992q1 - 2015q4

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	406.588				7.5e-07	-8.42892	-8.40733	-8.3755
1	644.171	475.17	4	0.000	5.8e-09	-13.2952	-13.2304	-13.135
2	654.074	19.807	4	0.001	5.1e-09	-13.4182	-13.3102*	-13.1511*
3	659.517	10.885*	4	0.028	5.0e-09*	-13.4483*	-13.2971	-13.0743
4	660.127	1.2217	4	0.875	5.3e-09	-13.3777	-13.1833	-12.8968
5	661.207	2.1601	4	0.706	5.7e-09	-13.3168	-13.0793	-12.7292
6	662.528	2.6419	4	0.619	6.0e-09	-13.261	-12.9803	-12.5665
7	663.61	2.1638	4	0.706	6.4e-09	-13.2002	-12.8763	-12.3989
8	666.343	5.4643	4	0.243	6.6e-09	-13.1738	-12.8067	-12.2656

Tabell 6.3.8: Johansen-test for modell 6. Laglengde på 3 og uinnskrenket trend

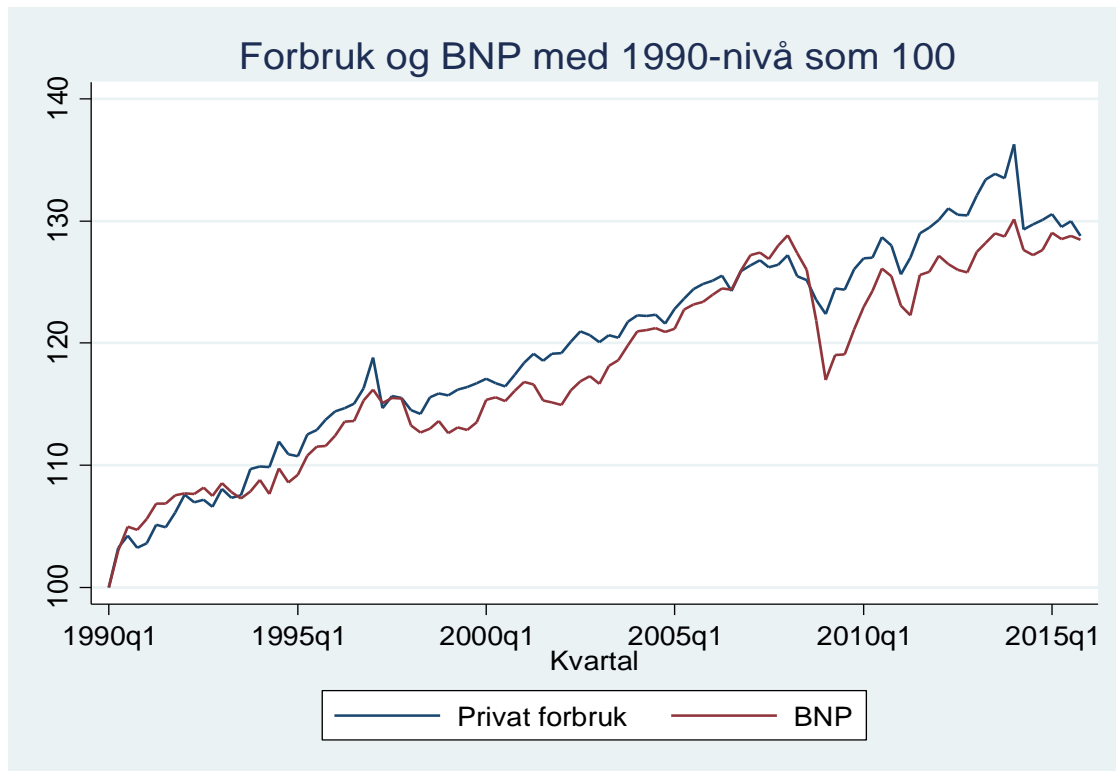
Hypotese om antall kointegrasjonsforhold	Eigenverdi	Trace-statistikk	Kritisk verdi på 1%-nivå
<b>Modell 6: Forbruk og BNP</b>			
Ingen	-	22,0590	20,04
<b>Maks ett</b>	0,1486	<b>5,8138*</b>	6,65
Maks to	0,0559	-	-

\* betyr at nullhypotesen ikke kan forkastes

Tabell 6.3.9: Estimert VEC-modell 6

	Variabel	Modell 6
<b>Laglengde</b>		3
<b>Spesifisert trend</b>		Uinnskrenket konstant
<b>AIC</b>		-13,4770
<b>R<sup>2</sup></b>	Privat forbruk	0,1636
	BNP	0,1974
<b>Alfa</b>	Privat forbruk	0,1354** (0,0680)
	BNP	0,2542*** (0,0653)
<b>Kointegrasjons- ligning</b>	Privat forbruk	1
	BNP	-1,1629*** (0,0586)
	Konstant	6,0851
Signifikansnivå: *** = 1%, ** = 5% og * = 10%		
Standardfeil i parentes		

Uten inflasjonen inkludert, er det ikke så mye interessant å se fra denne modellen som er relatert til problemstillingen. Det viktigste med denne modellen er å se om den er egnet til å inkluderes i EC-modellen for å kontrollere for et eventuelt langsiktig forhold mellom privat forbruk og BNP, mens vi analyserer de kortsiktige effektene. Slik sett virker koeffisienten til BNP-serien rimelig nok til at man kan forestille seg et slikt langsiktig forhold mellom de to variablene. Med negativt fortegn og koeffisientverdi på 1,16 i kointegrasjonsligningen, forteller dette oss at en én-prosents økning i BNP over tid medfører en vekst i privat forbruk på 1,16 prosent. Dette er tilnærmet likt koeffisientverdien i modell 2, men standardavviket er på 0,0586, så verdien er over 1 innenfor et 95%-konfidensintervall. Som nevnt i seksjon 6.2.2, er det innenfor de teoretiske rammene med en koeffisient på 1, men forbruket kan ikke over tid vokse mer enn BNP, altså inntekten, vokser.

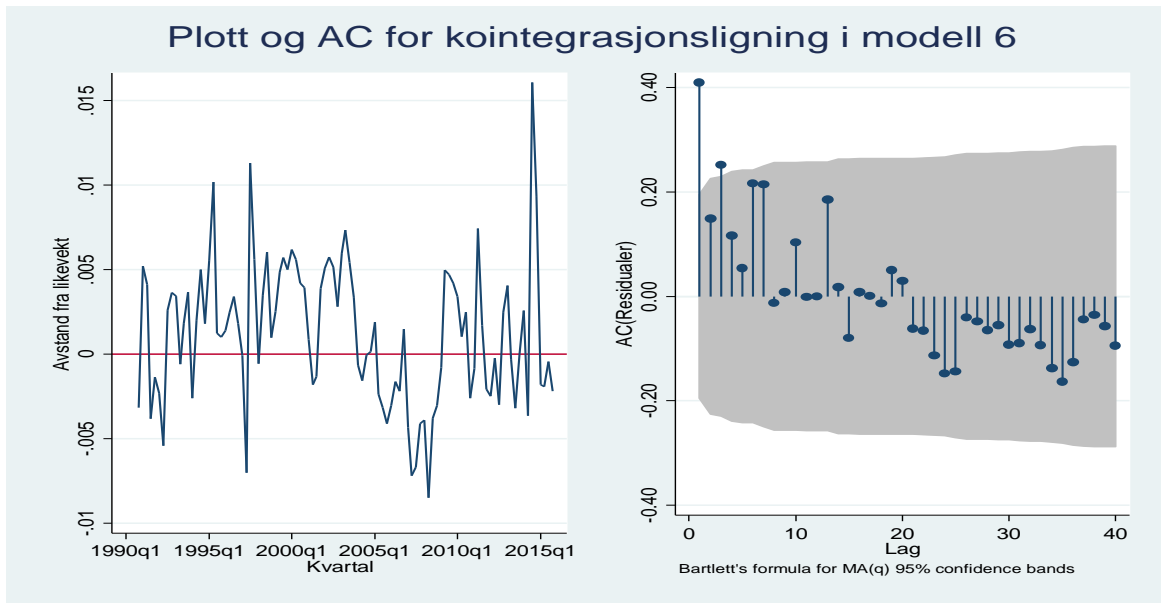


Figur 6.3.2: Privat forbruk og BNP med 1990-nivå som 100

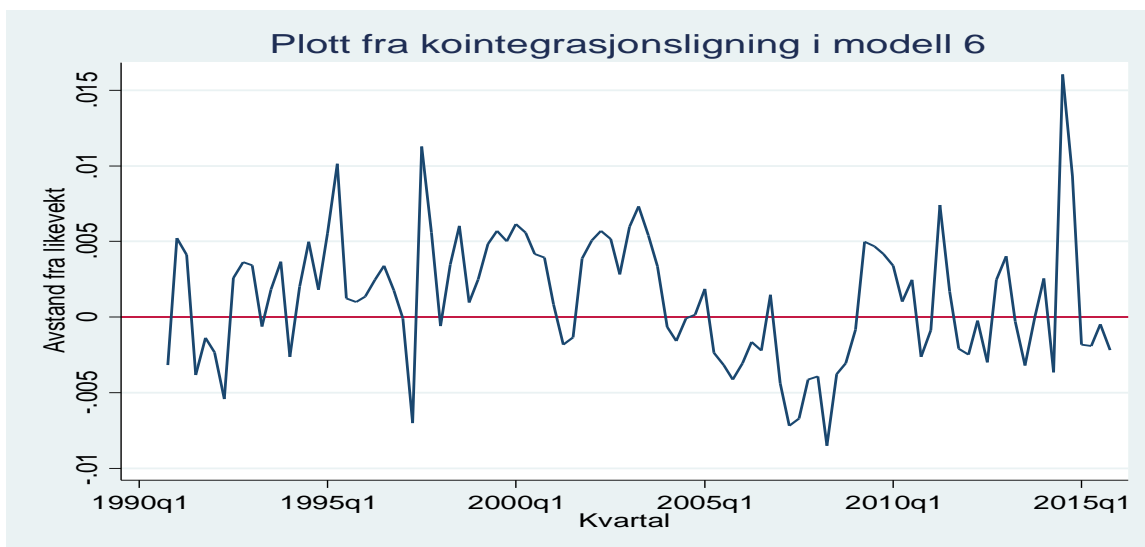
Ved å ta en titt på figur 6.3.2, kan vi se at det er dette som har skjedd i Japan i store deler av perioden som analyseres. Vi normaliserer på år 1990, og ser at forbruket i tilnærmet hele perioden har ligget litt over BNP i relativ vekst. Når dette gir utslag i modell 6, kan dette skyldes at andelen personer over 65 år i Japan har økt fra 12 til 26 prosent i tidsperioden under observasjon. Høyere pensjonistandel i en befolkning øker forbruket fordi man får flere personer som konsumerer det de har satt av til pensjonsalderen, og færre som sparer til pensjon. Fallet i Japans sparerate i samme periode underbygger en slik forutsetning. Gitt dette, er ikke modellen nødvendigvis så urimelig, med tanke på at befolknings sammensetningen ikke lot seg kontrollere for. Sannsynligvis fanger BNP-koeffisienten i modellen opp effekten fra befolkningsendringene, men den er likevel ikke så høy at det blir urimelig.

Alfaverdiene er begge positive og signifikante, noe som gir en viss skepsis til modellens justering tilbake til likevekt. Modellen skal likevel ikke avfeies kun på grunnlag av dette, da begge variablene også påvirkes av andre faktorer som ikke er inkludert her. Koeffisientene for det beregnede forholdet ser rimelige ut, og jeg går derfor videre med modell 6.

### 6.3.4 Vurdering av modell 6



Figur 6.3.3: Tidsserieplott og autokorrelasjonsplott for kointegrasjonsligningen fra modell 6.



Figur 6.3.4: Tidsserieplott for kointegrasjonsligningen fra modell 6.

Figurene 6.3.3 og 6.3.4 viser plottet og autokorrelasjonsplottet for modell 6. Plottet ser stasjonært ut, med likevekt over null i periodene hvor forbruk vokser mye mer enn BNP som rundt årtusenskiftet, og under null i perioder med mye sterkere BNP-vekst, som i årene frem mot finanskrisen. Autokorrelasjonen fremstår heller ikke som noe problem, med signifikant autokorrelasjon kun på første og tredje lag.

Det skal også nevnes at ikke bare modell 6, men også modell 5 ble forsøkt som feiljusteringsleddet i estimeringen av en EC-modell for perioden 1990-2015, som er neste seksjon. Modellen hadde riktig koeffisientfortegn, men størrelsen på koeffisientene ga grunn til å tvile. Som forventet var ikke dette leddet signifikant for noen spesifikasjoner av EC-modellen, og ble dermed forkastet. Av plasshensyn går jeg ikke nærmere inn på modell 5 i neste seksjon, men nøyer meg med å påpeke at skepsisen uttrykt i avsnittene for modell 5 tilsynelatende stemte. Privat forbruk og inflasjon inngår neppe i noe langsiktig kointegrasjonsforhold med hverandre, og den videre analysen vil fokusere på endringer i de kortsiktige effektene.

## 6.4 Beregning av ECM for perioden første kvartal 1990 – fjerde kvartal 2012

Modell 2 som ble valgt for perioden første kvartal 1990 til fjerde kvartal 2012, har følgende feiljusteringsledd.

$$\text{Feiljusteringsledd} = \log \text{Forbruk} - 1,1347 * \log \text{BNP} + 0,0175 * \text{Inflasjon} + 5,1381$$

I likevekt har feiljusteringsleddet en verdi på null. Vi kan slik omformulere ligningen for å få en mer intuitiv forståelse av sammenhengene når forbruk plasseres på venstre side.

$$\text{Log forbruk} = 1,1347 * \log \text{BNP} - 0,0175 * \text{Inflasjon} - 5,1381$$

Disse sammenhengene har allerede blitt utdypet og problematisert i seksjon 6.2.2. I denne delen skal feiljusteringsleddet inngå i en EC-modell hvor jeg også inkluderer de kortsiktige effektene mellom privat forbruk og de pengepolitiske forklaringsvariablene, samt resten av de potensielle forklaringsvariablene som må korrigeres for. Alle variablene inkludert er testet for å være I(1), og følgelig er det den førstedifferensierte av variablene som vi ser på.

Laglengden for variablene er testet inntil fire lags for å kontrollere for at det kan være en tilpasningstregghet i husholdningenes forbruk på enkelte faktorer, men en treghet lenger enn fire kvartaler er lite sannsynlig. Tre og fire lags ga ingen signifikante utslag, mens en laglengde på to kun var signifikant for forbruk og statsgjeld/BNP-variabelen. Av hensyn til oversiktligheten, velger jeg å vise første modell i kolonne 1 med laglengde på to kun for disse to variablene, mens resten starter med én lag. Deretter ekskluderes insignifikante lags i

kolonne 2 og insignifikante variabler i kolonne 3, frem til vi står igjen med den foretrukne EC-modellen i kolonne 4.

Jeg har også inkludert en forward-variabel for merverdiavgiften. Dette skyldes at forbruk har en tendens til å øke kraftig i perioden før en momsøkning, fordi husholdningene gjør unna sine planlagte innkjøp når de vet at produktene snart vil bli dyrere. Lagvariablene for lag én og to er negative, men har ikke blitt inkludert grunnet insignifikans.

Modellen inkluderer også et konstantledd på grunn av tilløpet til positiv trend på nivåform, som ikke forklares av de andre variablene.

Tabell 6.4.1 viser modellene i de fire kolonnene. Her er p-verdiene i parentes, mens jeg senere vil inkludere den foretrukne modellen med heteroskedastitetsrobuste standardfeil i en senere tabell.

*Tabell 6.4.1: Fire estimerte EC-modeller for perioden første kvartal 1990 - fjerde kvartal 2012. Foretrukket modell i kolonne 4.*

	(1) D logForbruk	(2) D logForbruk	(3) D logForbruk	(4) D logForbruk
L.D logForbruk	-0.251** (0.030)	-0.241*** (0.002)	-0.227*** (0.001)	-0.199*** (0.002)
L2.D logForbruk	-0.126* (0.097)	-0.137** (0.037)	-0.131** (0.028)	-0.111** (0.049)
D logBNP	0.579*** (0.000)	0.559*** (0.000)	0.541*** (0.000)	0.569*** (0.000)
L.D logBNP	-0.0531 (0.609)			
D Inflasjon	-0.00158 (0.161)	-0.00190* (0.061)	-0.00199** (0.038)	-0.00186** (0.048)
L.D Inflasjon	-0.00181 (0.123)			
D Basispengemengde/ BNP	0.000223 (0.838)	0.000325 (0.731)	0.000231 (0.800)	



---

L.D Basispengemengde/ BNP	-0.000217 (0.855)			
F.D MVA	0.00878*** (0.001)	0.00928*** (0.000)	0.00962*** (0.000)	0.00940*** (0.000)
D MVA	-0.0107*** (0.000)	-0.0108*** (0.000)	-0.0113*** (0.000)	-0.0116*** (0.000)
D JPY/USD	-0.00299 (0.803)	-0.00119 (0.916)	-0.00276 (0.794)	
L.D JPY/USD	0.0125 (0.338)			
D 3M-rente	-0.0104** (0.014)	-0.00945*** (0.001)	-0.00837*** (0.000)	-0.00805*** (0.000)
L.D 3M-rente	0.00106 (0.777)			
D 10Y-rente	0.00256 (0.436)	0.00198 (0.471)		
L.D 10Y-rente	-0.00268 (0.324)			
D Statsgjeld/BNP	0.000200 (0.852)	-0.000831 (0.194)	-0.000745 (0.221)	
L.D Statsgjeld/BNP	-0.00173 (0.245)			
L2.D Statsgjeld/BNP	0.00223** (0.026)	0.00129** (0.019)	0.00122** (0.023)	0.000739** (0.037)
D Arb.ledighet	0.000921 (0.834)	0.000244 (0.949)		
L.D Arb.ledighet	-0.00392 (0.337)			
D logNikkei	-0.00791 (0.254)	-0.00527 (0.409)		
L.D logNikkei	0.00783 (0.278)			

---

L.Feilkorreksjons- ledd	-0.284* (0.074)	-0.240* (0.077)	-0.243* (0.070)	-0.249* (0.056)
Constant	0.00112 (0.273)	0.00131 (0.177)	0.00130 (0.163)	0.000737 (0.351)
$R^2$	0.824	0.805	0.803	0.798
AIC	-669.6	-678.8	-683.8	-687.9
Observations	86	86	86	86

---

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

De to viktigste variablene for vårt analyseformål er effekten fra inflasjonen, og deretter fra basispengemengden. Basispengemengden forsvinner raskt ut av modellen, da den ikke kan sies å ha hatt noen signifikant innvirkning på japanske husholdningers forbruk. Dette er som forventet, til tross for en runde med kvantitative lettelser fra 2001 til 2006 inkludert i denne perioden. Sentralbankbalansen vokste bare beskjedent selv i de fem årene med lettelser, og ble kun kombinert med et lavt og utydelig inflasjonsmål på null prosent. De kvantitative lettelsene under Abenomics har vært av en helt annen størrelsesorden, så det er ikke ingen overraskelse at basispengemengden før 2013 hadde en insignifikant effekt på forbruksveksten.

Inflasjonseffekten er derimot interessant. Effekten er negativ, slik som i den langsiktige modellen, og den er signifikant så fort en del insignifikante lags fjernes fra modellen i kolonne 1. Med andre ord har en økning i inflasjonsraten hatt en negativ virkning på japanske husholdningers privatkonsum mellom 1990-2012, til tross for at inflasjonsraten i brorparten av denne perioden har vært negativ. Effekten er riktignok ikke veldig stor, med en koeffisient som tilsvarer en svekkelse av forbruksveksten på 0,142<sup>13</sup> prosent ved en økning i inflasjonsraten på ett prosentpoeng, alt annet likt. Dette utgjør ingen voldsom effekt med tanke på raten i størsteparten av perioden har duppet litt under nullstreken. Dette strider likevel mot teorien om at økt inflasjonsforventning i en økonomi i deflasjon vil gjøre konsum i dag mer gunstig enn konsum i fremtiden. Det er en risiko for at inflasjonen helt enkelt ikke er en god proxy for inflasjonsforventninger, fordi den inkluderer faktorer som

---

<sup>13</sup> Justerer korttidseffekten for de to negative lageffektene forbruksvariabelen har. Inflasjonseffekten blir  $0,00186 \cdot 100$ , mens justeringsnevneren blir  $1 + 0,199 + 0,111 = 1,31$ .  $\rightarrow 0,186 / 1,31 = 0,142$ .

---

importert inflasjon. Likevel er inflasjons- og valutaseriene knapt korrelerte, og modellen reagerer omtrent ikke når valutavariabelen fjernes. En annen potensiell forklaring kan være at lønningene ikke har fulgt inflasjonen perioder hvor den har økt brått, noe som har svekket kjøpekraften.

Det er vanskelig å sette fingeren på nøyaktig hva som skyldes at inflasjonen har negativ effekt på forbruket, men effekten er ganske robust. Det er mulig at inflasjonsvariabelen samvarierer med en annen utelatt variabel, men modellene i tabellen inkluderer svært mange variabler som ikke svekker inflasjonseffekten i særlig grad. Jeg velger å beholde inflasjonen i modellen, fordi hovedspørsmålet her er hvorvidt effekten forblir den samme også etter Bank of Japans nye pengepolitiske regime fra og med 2013.

Feilkorreksjonsleddets koeffisient holder seg relativt konstant gjennom de ulike modellene, og ender på -0,249 i den foretrukne modellen. Det betyr at et sjokk i den langsiktige likevekten vil bevege seg tilbake til likevekt i løpet av fire kvartaler. Koeffisienten er signifikant på 10%-nivå, hvilket ikke er veldig sterkt, men det er heller ikke forventet med tanke på den kraftige koeffisienten som inflasjon har i den langsiktige modellen. De kortsiktige og de langsiktige inflasjonseffektene har like fullt samme negative fortegn, så effekten er konsistent selv om den går mot forventning.

Utover dette gir fortegnene til de signifikante kontrollvariablene i modellen mening. BNP-koeffisienten er naturlig nok positiv, og medfører en kortsiktig effekt på forbruksvekst på 0,44<sup>14</sup> prosent ved et ettprosenters inntektssjokk i BNP. Som forventet er effekten av momsøkningen i 1997 positiv i perioden før økningen, og negativ i perioden da prisene faktisk økte. Totalt var denne negative effekten på forbruksvekst på omtrent 0,17<sup>15</sup> prosent ved en økning i momstaksten på ett prosentpoeng. Videre har den korte renten negativ effekt på forbruket, hvilket også er som forventet. Den negative forbruksveksteffekten her var 0,61<sup>16</sup> prosent per økte prosentpoeng som tremånedersrenten økte.

Brutto statsgjelds positive effekt på forbruket var også en forespeilet effekt under drøftingen av variabelen i seksjon 5.10, men der var det argumenter både for og imot. Jeg tolker den

---

<sup>14</sup> Kortsiktig effekt:  $0,57 / 1,31 = 0,44$

<sup>15</sup> Kortsiktig effekt:  $(0,0116 - 0,0094) * 100 / 1,31 = 0,168$

<sup>16</sup> Kortsiktig effekt:  $0,00805 * 100 / 1,31 = 0,61$

positive effekten som er forsinket med to kvartaler, med at økt statlig gjeld henger sammen med økt statlig forbruk, som det tar tid før omsettes til en viss inntektseffekt i husholdningene. Denne effekten er uansett ikke særlig kraftig, med en estimert forbruksvekstøkning på 0,056<sup>17</sup> prosent ved en økning i andelen brutto statsgjeld/BNP med ett prosentpoeng.

Det er noe overraskende at faktorer som langsiktig rente og særlig arbeidsledigheten, ikke har vist seg å ha noen signifikant effekt på forbruket. Den langsiktige renten har riktignok vært konstant lav og fluktuert lite siden slutten av 90-tallet. At arbeidsledigheten ikke har hatt noen effekt kan skyldes at den japanske arbeidsledigheten selv i resesjonsperiodene har holdt seg relativt lav. Selv under finanskrisen nådde den ikke mer enn 5,5 prosent. Dette er godt under tilsvarende tall for USA og de kriserammede EU-landene i kjølvannet av finanskrisen. Disse faktorene er uansett på siden av problemstillingen, og vil ikke bli drøftet nærmere her.

---

<sup>17</sup> Kortsiktig effekt:  $0,00074 * 100 / 1,31 = 0,056$

### 6.4.1 Testing av hvor godt modellen passer tidsserien 1990-2012

Tabell 6.4.2: Utvalgt EC-modell for perioden første kvartal 1990 - fjerde kvartal 2012

	(1) D logForbruk
L.D logForbruk	-0.199*** (0.0592)
L2.D logForbruk	-0.111* (0.0561)
D logBNP	0.569*** (0.0471)
D Inflasjon	-0.00186* (0.0010)
F.D MVA	0.00940*** (0.0003)
D MVA	-0.0116*** (0.0011)
D 3M-rente	-0.00805*** (0.0021)
L2.D Statsgjeld/BNP	0.000739** (0.0004)
L.Feilkorreksjonsledd	-0.249* (0.1373)
Constant	0.000737 (0.0008)
$R^2$	0.798
AIC	-691.9
Observations	86

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Tabell 6.4.2 viser valgt modell på en mer oversiktlig form med heteroskedastisitetsrobuste standardfeil i parentes. Denne modellen skal også testes for å se hvor godt hvor den forutser utvikling i privat forbruk, sammenlignet med hvordan det private forbruket faktisk har utviklet seg. Jeg vil også se på hvor godt den forutser utviklingen fra og med 2013, altså utenfor utvalget fra første kvartal 1990 til fjerde kvartal 2012, som er brukt til å estimere

modellen. Dette gjøres for å se om det kan være noen effekter som ikke fanges opp av modellen fordi den nye pengepolitikken har endret effektene variablene har på forbruket.



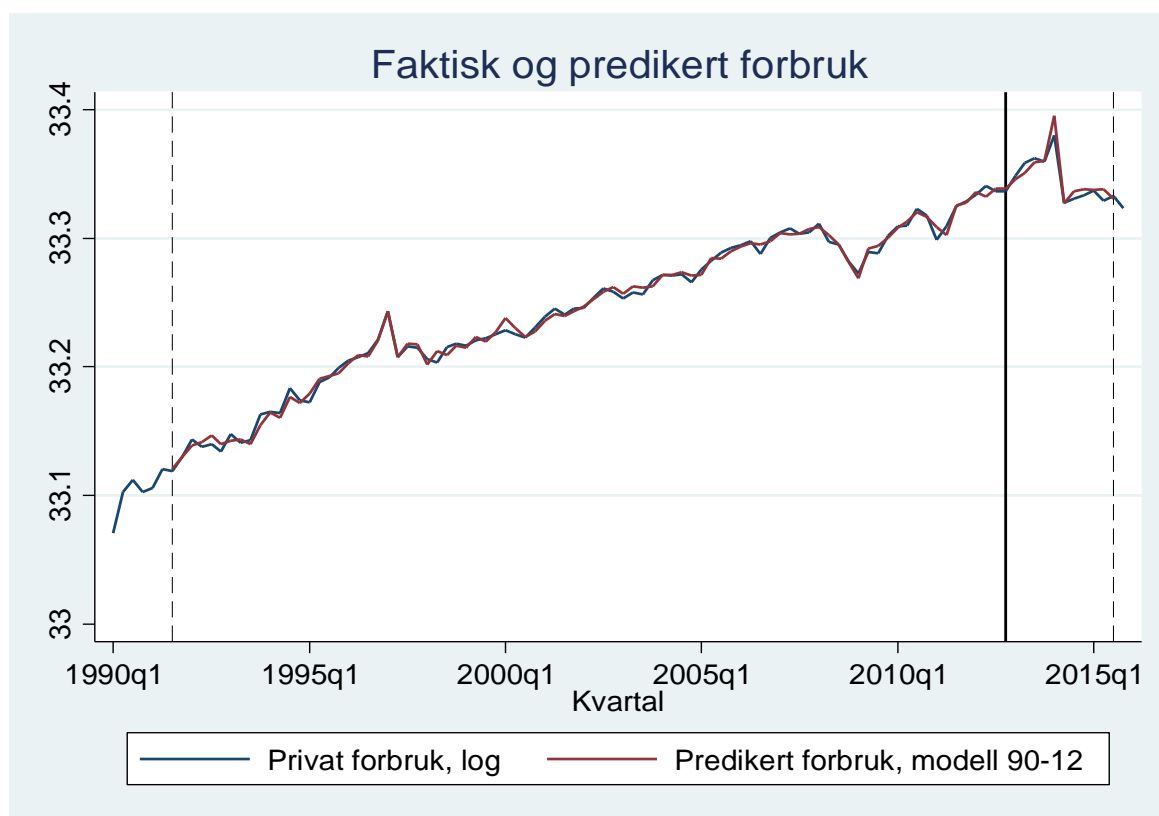
Figur 6.4.1: Faktisk og predikert forbruksvekst fra EC-modell 1990-2012

Figur 6.4.1 viser de faktiske og modellens predikerte verdier for den førstedifferensierte logaritmiske serien for japanske husholdningers privatforbruk, altså den avhengige variabelen i modellen. De to loddrette bruddlinjene markerer hvor de predikerte verdiene starter og slutter, som er tredje kvartal 1991 og tredje kvartal 2015. Dette skyldes at feiljusteringsleddet har en laglengde på fem, så vi får fem manglende verdier i starten av serien før modellen begynner å regne ut de differensierte verdiene. Vi får også en manglende verdi i slutten av settet fordi modellen inneholder en forward-variabel for momsen. Den tykke loddrette streken avgrensner perioden før og etter Abenomics med første kvartal i 2013.

Med en  $R^2$  på nærmere 0,80, er det ikke overraskende at de predikerte verdiene følger de faktiske observasjonene tett frem til 2012. Modellen spår i de fleste tilfellene en noe lavere verdi av vekststoppene og litt mindre skarpe fall når forbruket synker. Det er ikke noe som tyder på at modellen systematisk gjør samme feil, men heller at det er støy som modellen

ikke fanger opp. For eksempel fanger naturlig nok ikke modellen opp hele det kraftige forbruksfallet i etterkant av jordskjelvet og tsunamien i det nordøstlige Japan i mars 2011, siden dette er en ekstraordinær hendelse. Imidlertid fanger modellen fint opp effekten av momsøkningen i 1997, fordi denne ekstraordinære hendelsen er inkludert i modellen.

Det er interessant å observere hvordan modellen predikerer verdiene etter første kvartal 2013. Modellen undervurderer forbruksveksten frem til forbrukshoppet og det påfølgende fallet i forbindelse med momsøkningen i 2014, mens den overvurderer forbruksveksten i etterkant av momsøkningen, hvor den har vært laber og tidvis negativ. I samme periode skjøt inflasjonsraten til værs, ut av deflasjon og inn i ganske høy inflasjon i 2013 og 2014, før raten falt en del i 2015. Dette gir indikasjon på at det er modellens negative inflasjonseffekt som undervurderer forbruksveksten, siden inflasjonseffekten på forbruk i modellen er negativ.



Figur 6.4.2: Faktisk og predikert forbruk fra EC-modell 1990-2012

Grafen i figur 6.4.2 viser den faktiske forbruksserien og forbruket justert for den predikerte veksten fra modellen. Vi ser tydelig at det faktiske forbruket ligger noe over det predikerte i 2013, mens den i slutten av 2014 og i 2015 ligger litt under. Økningen av forbruket i

perioden før momsøkningen blir dessuten sterkt overpredikert, hvilket tyder på at denne effekten var sterkere ved forrige momsøkning i 1997.

## 6.5 Beregning av ECM for perioden første kvartal 1990 – fjerde kvartal 2015

Modell 6 ble valgt som den langsiktige modellen for perioden første kvartal 1990 til fjerde kvartal 2015. Feiljusteringsleddet for denne modellen er følgende.

$$\text{Feiljusteringsledd} = \log \text{Forbruk} - 1,1629 * \log \text{BNP} + 6,0851$$

Setter feiljusteringsleddet lik null og omformulerer ligningen.

$$\log \text{Forbruk} = 1,1629 * \log \text{BNP} - 6,0851$$

I denne EC-modellen har jeg inkludert en dummy-variabel fra første kvartal 2013 til fjerde kvartal 2015. Denne har jeg slått sammen med de ulike forklaringsvariablene for å se om effekten av disse har vært noe annerledes under Abenomics. Akkurat som forventet, er det kun variablene for inflasjon, pengemengde og merverdiavgift som har gitt signifikante utslag med dummy-variabelen, og av plasshensyn er det derfor kun disse som er inkludert i tabell 6.5.1.

For øvrig har jeg også her testet inntil fire lags, men har kun fått signifikante utslag for et par variabler i andre lag. Jeg inkluderer derfor kun andre lag for disse variablene, mens resten starter på én lag. Jeg har dessuten ekskludert variablene for arbeidsledighet, 10-årsrente, Nikkei-indeksen og vekslingskursen mellom yen og dollar fullstendig for å holde tabellene noenlunde oversiktlige. Ingen av disse avgjørelsene har endret de resterende koeffisientverdiene eller signifikansen i noen avgjørende grad.



Tabell 6.5.1: Fire estimerte EC-modeller for perioden første kvartal 1990 - fjerde kvartal 2015. Foretrukket modell i kolonne 4

	(1)	(2)	(3)	(4)
	D logForbruk	D logForbruk	D logForbruk	D logForbruk
L.D logForbruk	-0.266*** (0.003)	-0.264*** (0.003)	-0.189*** (0.000)	-0.172*** (0.000)
L2.D logForbruk	-0.174** (0.014)	-0.176** (0.011)	-0.155*** (0.009)	-0.163*** (0.007)
D logBNP	0.572*** (0.000)	0.574*** (0.000)	0.584*** (0.000)	0.591*** (0.000)
L.D logBNP	0.0200 (0.830)	0.0304 (0.734)		
D Inflasjon	-0.00214** (0.035)	-0.00218** (0.029)	-0.00183** (0.040)	-0.00187** (0.040)
L.D Inflasjon	-0.00150 (0.134)	-0.00148 (0.135)		
D Inflasjon 13-15	0.00421 (0.110)	0.00459** (0.043)	0.00296* (0.085)	0.00372** (0.031)
L.D Inflasjon 13-15	-0.0000778 (0.966)	0.0000754 (0.965)		
D Basispengemengde/ BNP	0.000348 (0.726)	0.000277 (0.775)		
L.D Basispengemengde/ BNP	0.000354 (0.739)	0.000536 (0.586)		
L2.D Basispengemengde/ BNP	0.000472 (0.632)			

---

D	0.00248	0.00286	0.00325**	
Basispengemengde/ BNP 13-15	(0.238)	(0.136)	(0.038)	
L.D	-0.00325	-0.00422**	-0.00379**	
Basispengemengde/ BNP 13-15	(0.346)	(0.037)	(0.024)	
L2.D	-0.00105			
Basispengemengde/ BNP 13-15	(0.689)			
F.D MVA	0.00949***	0.00944***	0.00927***	0.00918***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
F.D MVA 13-15	-0.00396	-0.00409	-0.00409	-0.00477*
	(0.154)	(0.123)	(0.109)	(0.063)
D MVA	-0.0105***	-0.0105***	-0.0129***	-0.0132***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
D MVA 13-15	-0.00284	-0.00330		
	(0.429)	(0.305)		
D 3M-rente	-0.00666**	-0.00665**	-0.00666***	-0.00659***
	(0.013)	(0.012)	(0.001)	(0.001)
L.D 3M-rente	0.000144	0.000200		
	(0.957)	(0.939)		
D Statsgjeld/BNP	-0.000243	-0.000133		
	(0.805)	(0.888)		
L.D Statsgjeld/BNP	-0.00108	-0.00107		
	(0.401)	(0.401)		
L2.D	0.00179**	0.00179**	0.000924**	0.000961**
Statsgjeld/BNP	(0.041)	(0.039)	(0.014)	(0.011)
L.Feilkorreksjons- ledd	-0.383*	-0.392*	-0.374*	-0.395**
	(0.079)	(0.068)	(0.056)	(0.039)
Constant	0.00166*	0.00151*	0.000909	0.000851
	(0.084)	(0.095)	(0.223)	(0.255)

---

$R^2$	0.872	0.872	0.863	0.855
$AIC$	-779.7	-783.3	-794.8	-792.8
Observations	99	99	99	99

*p*-values in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

Første kolonne i tabell 6.5.1 inkluderer den insignifikante andre laggen til pengemengdevariablene. Disse er fjernet i andre kolonne for å vise effekten. I fjerde kolonne finner vi den foretrukne modellen, mens tredje kolonne har viser samme modell, pluss pengemengdevariabelen som er kombinert med dummyen for 2013-2015, samt den tilhørende første lag.

Det mest interessante funnet i denne tabellen er at fortegnet for inflasjonskoeffisienten for Abenomics-perioden er positivt. Den er samtidig så stor at den overgår den negative inflasjonskoeffisienten fra resten av perioden, som tyder på at totaleffekten av økt inflasjon på forbruk under Abenomics har vært positiv. Funnet er i tråd med forventningene og teorien. Effekten holder seg gjennom de fire kolonnene, selv om koeffisienten i første kolonne ikke er signifikant. I foretrukket modell i kolonne 4, gir en økning i inflasjonsraten på ett prosentpoeng en økning i forbruksveksten på 0,139<sup>18</sup> prosent i denne perioden. Igjen er ikke dette en veldig sterk effekt, men det er en signifikant endring fra modellen for perioden 1990-2012, særlig tatt i betraktning at heller ikke den langsiktige delen av EC-modellen lenger inneholder en negativ inflasjonseffekt. Noen sterk effekt var uansett heller ikke å forvente, med tanke på at forbruksveksten etter økningen i merverdiavgiften tidvis har vært negativ.

Det andre oppsiktsvekkende funnet er den signifikante effekten som basispengemengden utviser i perioden 2013-2015. Som vi ser i kolonne 3, har en økning i basispengemengden som andel av BNP først en positiv korttidseffekt på forbruket. Dette kan skyldes at Bank of Japan med en så kraftig økning har lyktes i å signalisere en troverdig vilje til å nå og opprettholde inflasjonsmålet på to prosent. Det kan med andre ord har ført til at forbrukerne tror at Japan heretter vil holde seg ute av deflasjon. Den laggede negative effekten i samme kolonne er imidlertid ikke like intuitiv. Den er signifikant og større enn den opprinnelige

<sup>18</sup> Kortsiktig effekt:  $(0,00372-0,00187)*100 / (1+0,172+0,163) = 0,139$

positive effekten. Alt annet likt er den kortsiktige virkningen fra basispengemengdevariabelen en negativ effekt på forbruksveksten på 0,0397<sup>19</sup> prosent. Dette er i utgangspunktet ikke en veldig kraftig effekt, men den blir av betydning når man ser at basispengemengde som andel av BNP har steget fra 25 til 65 prosentpoeng i løpet av disse tre årene. Dermed blir totaleffekten for perioden at de kvantitative lettelsene har svekket forbruket med over halvannen prosent. Det gir liten mening. Valutavariabelen er ikke inkludert i den endelige tabellen, men det endrer ikke noe å kontrollere for denne faktoren.

Effektene blir dessuten insignifikante når de inkluderes hver for seg. Fra modellen i kolonne 3 til kolonne 4 er basispengemengdevariabelen og tilhørende lag fjernet, og de to koeffisientene som endres merkbart av dette er inflasjonvariabelen for 2013-2015 og forward-variabelen for merverdiavgiften for samme periode. Inflasjonskoeffisienten blir noe sterkere, mens den negative forward-koeffisienten blir signifikant. Det er derfor sannsynlig at basispengemengdevariabelen fanger opp noe av den positive inflasjonseffekten, mens den laggede variabelen fanger opp noe av den negative effekten fra forward-variabelen til merverdiavgiften. På grunn av dette og det manglende teoretiske grunnlaget fjernes variabelen for basispengemengde fullstendig fra den foretrukne modellen.

Merverdiavgiftens negative effekt er den samme som for økningen i 1997, ettersom koeffisienten for 2013-2015 er insignifikant. Forward-variabelen for samme periode er negativ og signifikant i den foretrukne modellen, hvilket betyr at japanske forbrukere ikke hamstret like mye i perioden før momsøkningen i 2014 som de gjorde i 1997. Den totale effekten av momsøkningen i 2014 estimeres til 0,658<sup>20</sup> prosent fall i forbruket per prosentpoengs økning av momsen. Dette tilsier at alt annet likt hadde momsøkningen på tre prosentpoeng i 2014 en negativ forbruksveksteffekt på nesten to prosent. Dette anslaget viser hvordan økningen i merverdiavgiften tok knekken på mye av momentumet som det første året med Abenomics hadde bygget opp. Totaleffekten av momsøkningen var dessuten en del kraftigere enn den var i 1997, så det er godt mulig at den japanske regjeringen undervurderte hvor mye dette ville bremse økonomien.

---

<sup>19</sup> Kortsiktig effekt:  $(0,00325-0,00379)*100 / (1+0,189+0,172) = 0,0397$

<sup>20</sup> Korttidseffekt:  $(0,0132-0,00918+0,00477)*100 / (1+0,172+0,163) = 0,658$

Koeffisienten for feilkorreksjonsleddet er  $-0,395$ . Det betyr at et sjokk for den langsiktige likevekten vil justere seg tilbake i løpet av drøyt 2,5 kvartal, noe som er ganske raskt. Denne verdien holder seg jevnt gjennom de fire kolonnene, og er også signifikant i alle fire.

Koeffisientene for de øvrige variablene i modellen er tilnærmet uendret fra EC-modellen for perioden 1990-2012. Det ga heller ingen effekt av å kombinere disse koeffisientene med 2013-2015-dummyen, så dette har blitt utelatt. Det var heller ikke forventet at forholdet mellom privat forbruk og BNP, kortsiktig rente eller statsgjeld/BNP skulle endre seg med den nye pengepolitikken som har blitt ført under Abenomics, så det er ikke noe å gå nærmere inn på. Av de utelatte variablene, er det litt overraskende at effekten av vekslingskursen er like insignifikant under Abenomics som den har vært før, men dette skyldes nok først og fremst at den teoretiske effekten er tvetydig. Vekslingskurs påvirker antageligvis primært andre makrovariabler enn privat konsum, slik som tallene for import og eksport.

### 6.5.1 Testing av hvor godt modellen passer tidsserien 1990-2015

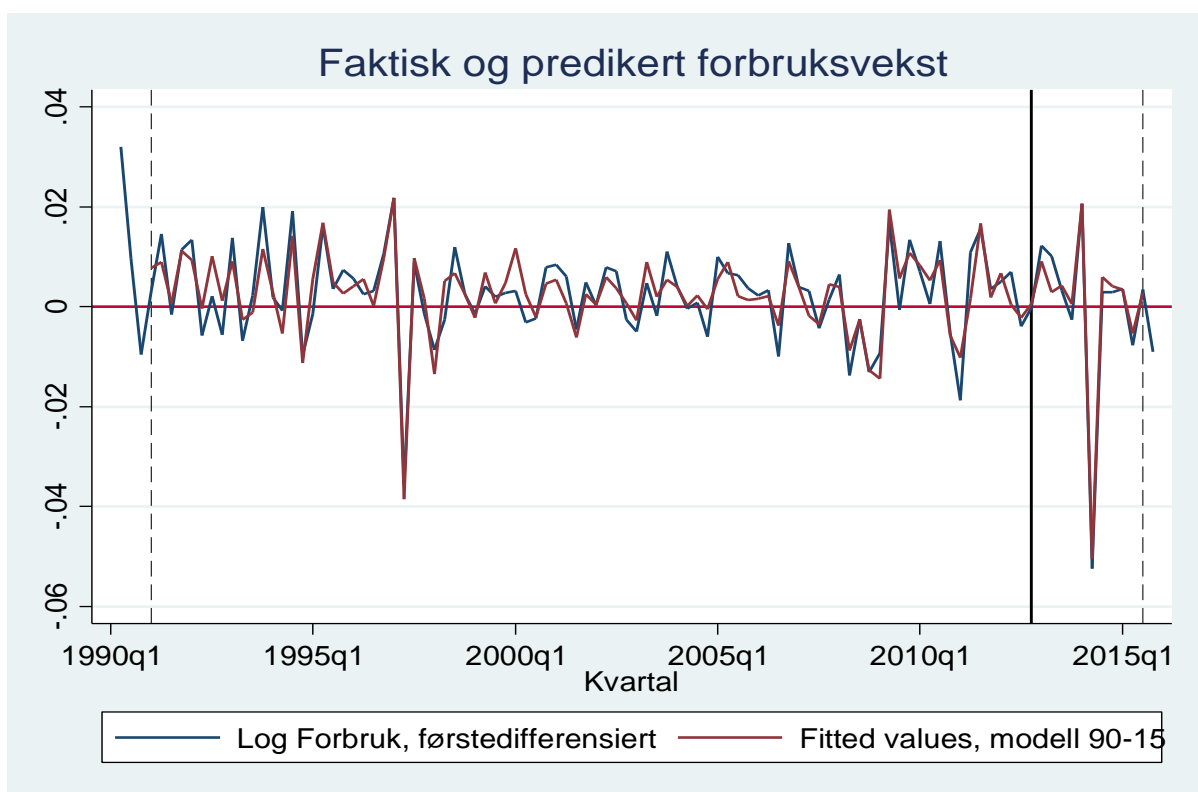
Tabell 6.5.2: Utvalgt EC-modell for perioden første kvartal 1990 - fjerde kvartal 2015

	(1) D logForbruk
L.D logForbruk	-0.172*** (0.0448)
L2.D logForbruk	-0.163*** (0.0599)
D logBNP	0.591*** (0.0502)
D Inflasjon	-0.00187* (0.0010)
D Inflasjon 13-15	0.00372*** (0.0013)
F.D MVA	0.00918*** (0.0003)
F.D MVA 13-15	-0.00477*** (0.0003)
D MVA	-0.0132*** (0.0011)
D 3M-rente	-0.00659*** (0.0019)
L2.D Statsgjeld/BNP	0.000961** (0.0004)
L.Feilkorreksjonsledd	-0.395** (0.1824)
Constant	0.000851 (0.0007)
$R^2$	0.855
AIC	-796.8
Observations	99

Standard errors in parentheses

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

I tabell 6.5.2 vises den foretrukne modellen med alt annet kuttet vekk, samt heteroskedastisitetsrobuste standardfeil i stedet for p-verdiene. Grafen i figur 6.5.1 viser de faktiske og predikerte verdiene for de differensierte logaritmiske verdiene, altså forbruksveksten. Denne modellen er basert på hele tidsserien, og gjør ingen prediksjoner utenfor sitt eget observasjonsutvalg, slik modellen for 1990-2012 gjorde i sin seksjon. Dette kunne vært interessant å gjøre, men er ikke gjennomførbart fordi de tolv observasjonene for Abenomics-perioden allerede er ganske få. Det ville gjort modellen for 1990-2015 vanskelig å stole på hvis vi fjernet ytterligere observasjoner fra estimeringsgrunnlaget til de tre årene med Abenomics, og det ville uansett bare gitt noen få predikerte verdier utenfor utvalg.

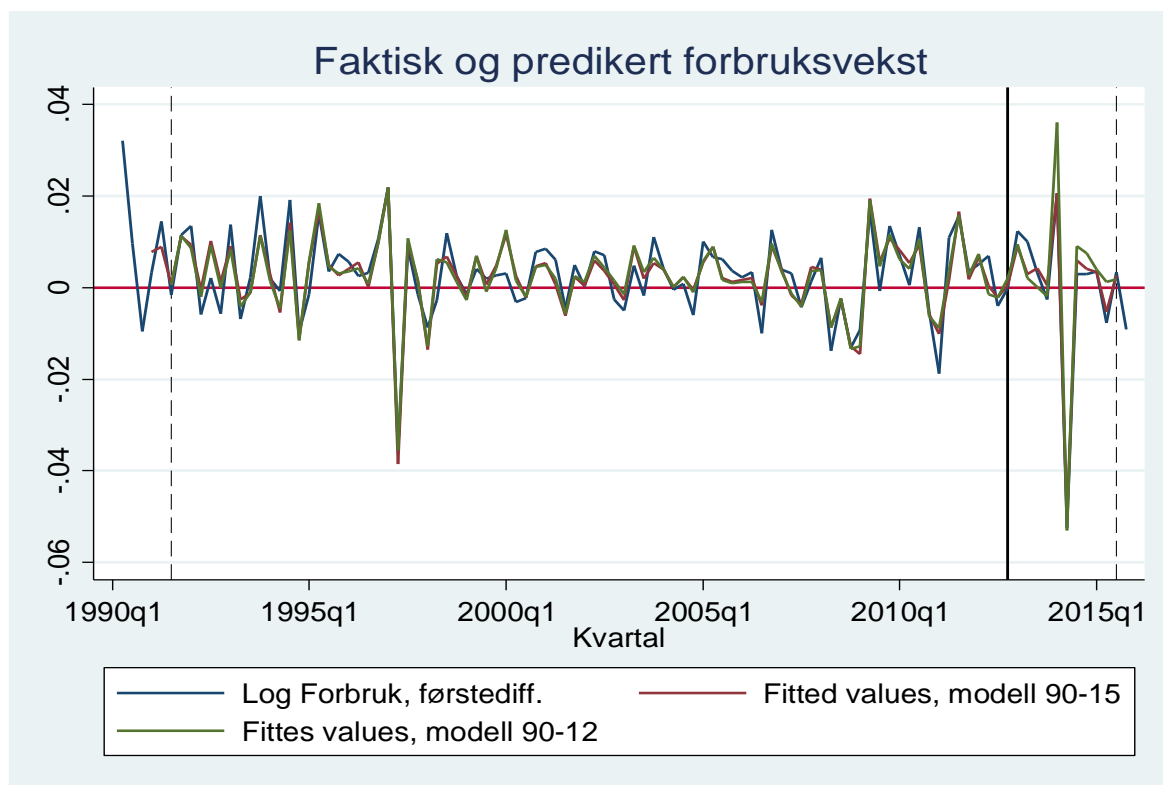


Figur 6.5.1: Faktisk og predikert forbruksvekst fra EC-modell 1990-2015

De predikerte verdiene følger bevegelsene i den faktiske forbruksserien godt.  $R^2$  er på 0,855, så dette er å forvente. Også i Abenomics-årene treffer den ganske godt nå, takket være dummy-variabelen. For det første følges nå hamstringeffekten før momsøkningen godt. Den er totalt sett omtrent like kraftig som den var i 1997, men økningen i 1997 var på to prosentpoeng mens økningen i 2014 var på tre. Per prosentpoeng er derfor effekten svakere. Forbruksfallet var på sin side like stort per prosentpoengs momsøkning som i 1997, og det totale fallet i forbruk er derfor kraftigere, slik vi også kunne se fra koeffisientverdiene. De

predikerte verdiene følger også faktiske verdier godt i tiden etter momsøkning, hvor veksten halter rundt nullpunktet.

## 6.6 Sammenligning av de predikerte verdiene for modell 1990-2012 og modell 1990-2015



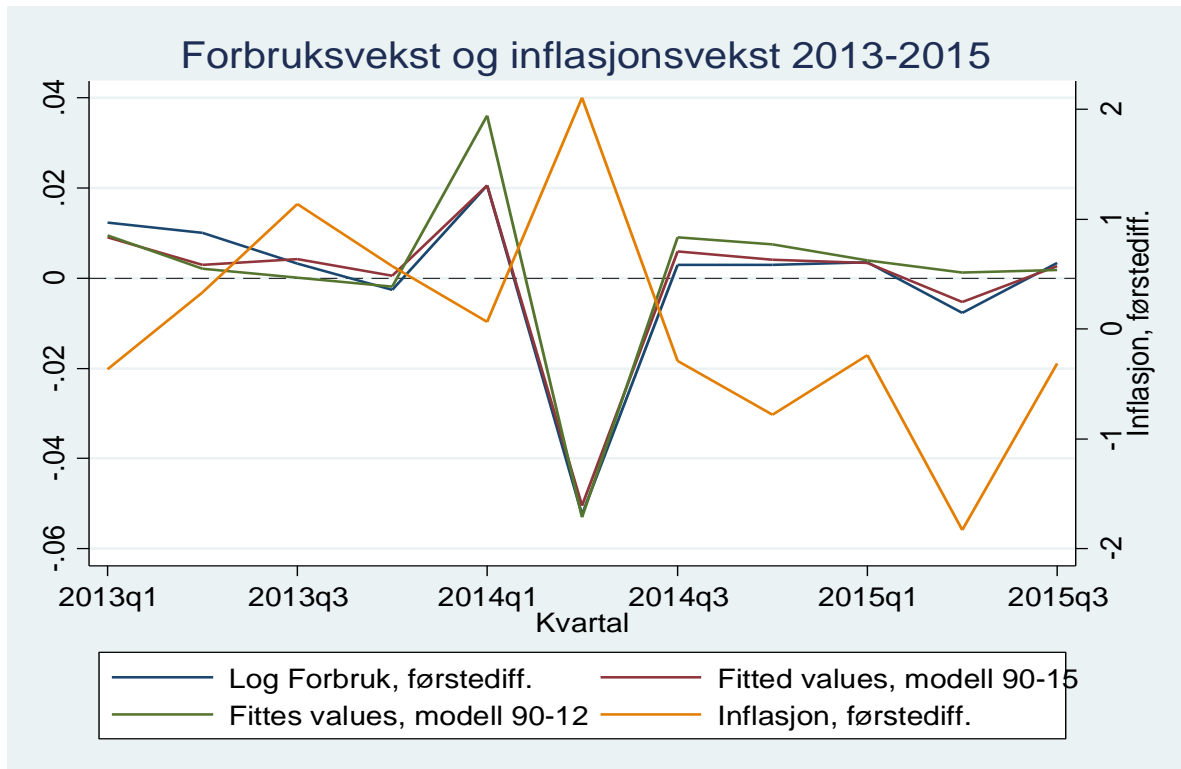
*Figur 6.6.1: Faktisk og predikert forbruksvekst fra modellene 1990-2012 og 1990-2015*

Grafen i figur 6.6.1 viser den faktiske forbruksveksten i perioden 1990-2015, i tillegg til de to seriene med predikerte verdier fra de to estimerte EC-modellene. Som nevnt er det kun modellen for 1990-2012 som predikerer verdier utenfor eget utvalg, men målet i denne seksjonen er først og fremst å se hvordan forskjellene mellom de to modellene kommer til uttrykk i prediksjonen, for å få et innblikk i hvordan spranget ut av deflasjon har påvirket sammenhengene mellom inflasjon og privat forbruk.

Fra tredje kvartal 1991 til fjerde kvartal har vi predikerte verdier hvor modellene er relativt like. Vi vet at feiljusteringsleddet i modellen for 1990-2012 inkluderer inflasjon og BNP som variabler, mens feiljusteringsleddet for 1990-2015-modellen kun inneholder BNP. Ut over dette er koeffisientene svært like frem til første kvartal 2013. De predikerte verdiene



følger den faktiske serien omtrent like godt i dette tidsrommet, kun med små forskjeller innimellom. Dette kan tyde på at inflasjonsvariabelen i feiljusteringsleddet er av marginal betydning, og usikkerheten til den sterkt negative koeffisienten til den langsiktige inflasjonsvariabelen var berettiget.

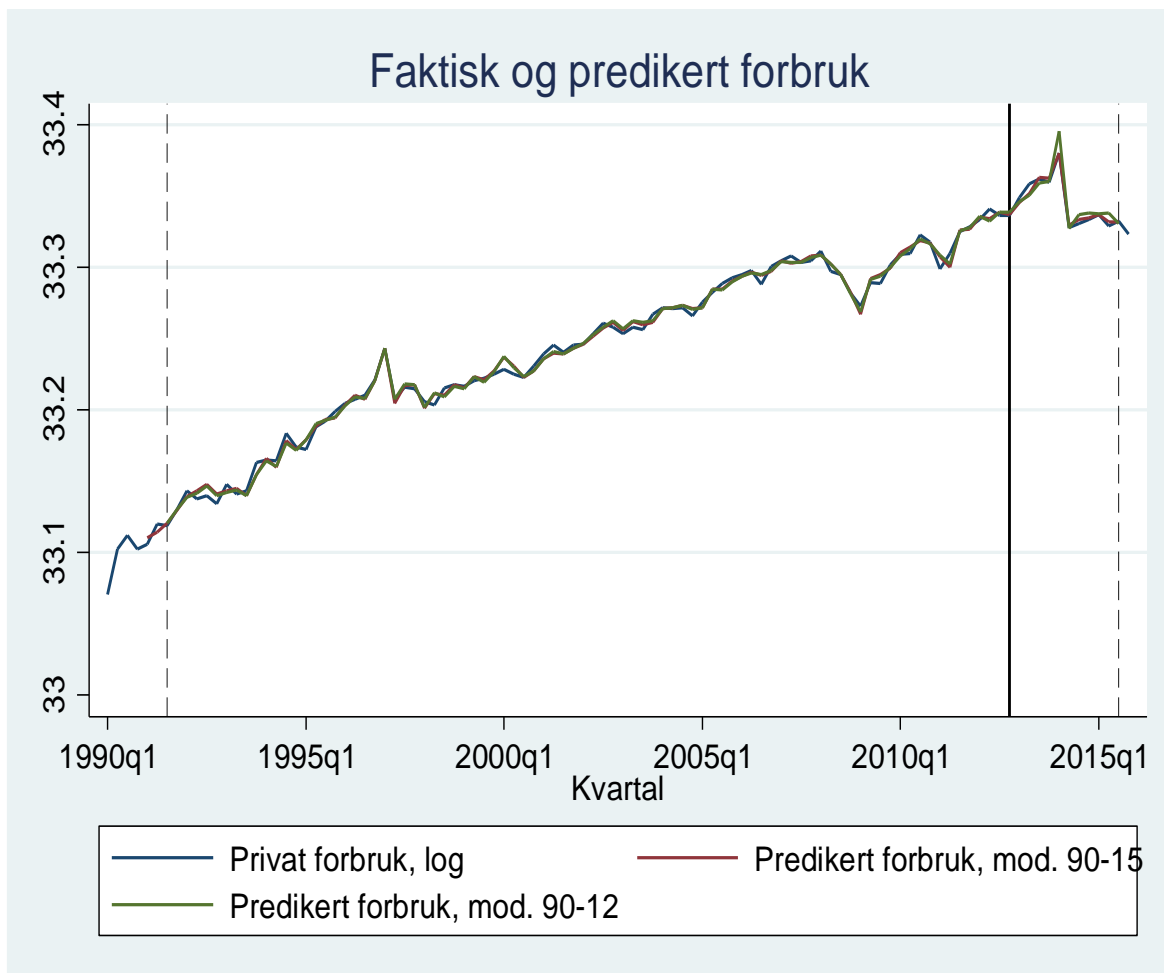


Figur 6.6.2: Faktisk og predikert forbruksvekst fra de to modellene og endringer i inflasjonsraten, første kvartal 2013 - tredje kvartal 2015

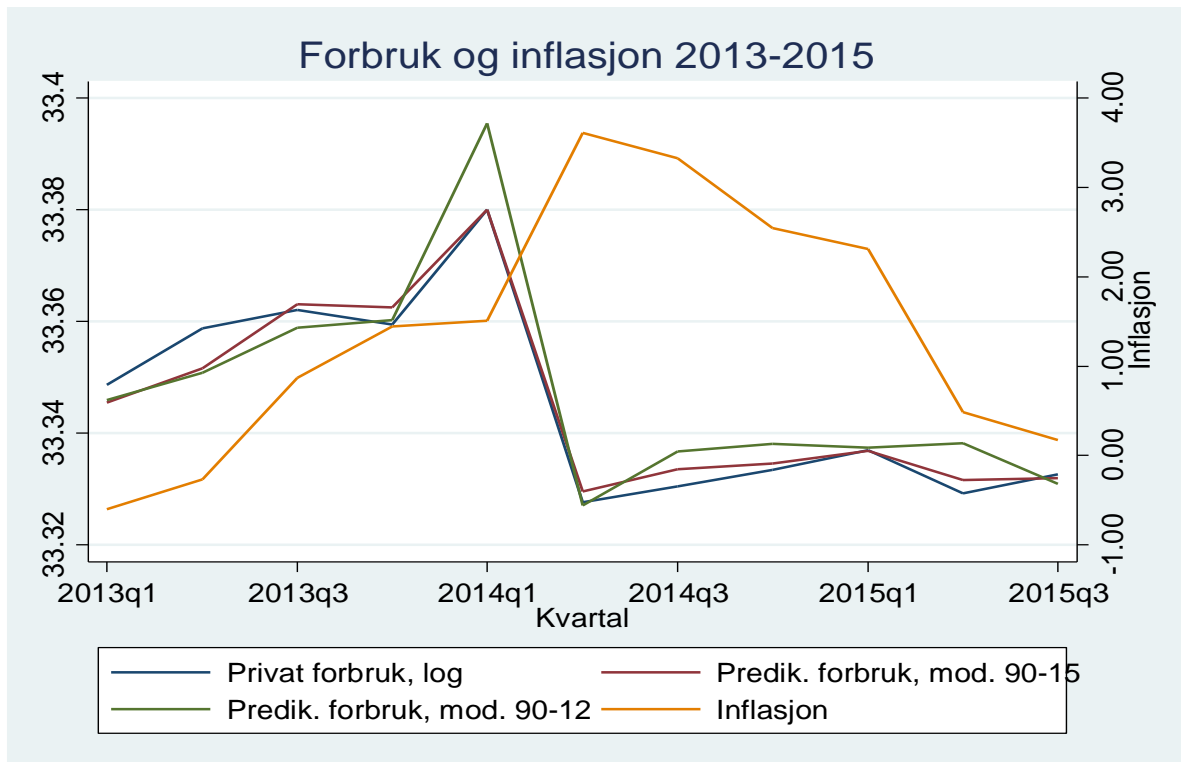
Perioden første kvartal 2013 til tredje kvartal 2015 kan vi se nærmere på i figur 6.6.2. På høyre side av grafen er endringene i inflasjonsraten tatt med, for å illustrere hvorfor modellene reagerer forskjellig. 2013 var året da inflasjonsmål ble innført og Japans inflasjon gikk fra å være negativ til positiv. Grafen viser at modellen for 1990-2015 predikerer verdiene nært opptil den faktiske observasjonene i midten av 2013, da det er sterk økning i inflasjonsraten. Modellen for 1990-2012 reagerer ikke på samme måte. Dette skyldes den positive inflasjonskoeffisienten i korttidsdelen av modell 1990-2015. I perioden når merverdiavgiften øker fra fem til åtte prosent, overvurderer modell 1990-2012 hamstringeffekten, mens modell 1990-2015 kontrollerer for dette med sin ekstra dummyvariabel for momsens forward-variabel.

Etter momsøkningen er den faktiske forbruksveksten ganske svak, og inflasjonsraten synker en del i denne perioden. Dette kommer til uttrykk i prediksjonene ved at modellen for 1990-

2015 konsekvent predikerer tettere opptil de faktiske verdiene, enn det modellen for 1990-2012 gjør. Sistnevnte modell får eksempelvis ikke med seg den negative forbruksveksten i andre kvartal 2015, da inflasjonsraten falt ganske kraftig tilbake.



Figur 6.6.3: Faktisk og predikert forbruk fra modellene 1990-2012 og 1990-2015



Figur 6.6.4: Faktisk og predikert forbruk fra de to modellene og inflasjonsraten, første kvartal 2013 - tredje kvartal 2015

Figur 6.6.3 viser den logaritmiske serien for forbruk på nivåform, samt de to modellenes prediksjoner. I perioden frem til 2013 følger prediksjonene de faktiske verdiene like godt, slik man kunne tenke seg etter å ha sett den førstedifferensierte serien over. Det er først fra 2013 at vi ser hvor store forskjellene blir av å ignorere inflasjonseffekten under Abenomics. I figur 6.6.4 ser vi den samme serien, bare begrenset til de tre siste årene. Før momsøkningen i 2014 ligger prediksjonene fra modell 1990-2015 nærmest faktiske verdier i kvartalene når inflasjonen bykser over nullgrensen og dermed ut av deflasjon. Forbruksfallet undervurderes litt av samme modell, sannsynligvis på grunn av at inflasjonsraten naturlig gjorde et stort hopp da momsen økte. I etterkant av forbruksfallet, når inflasjonsraten beveger seg noe nedover igjen og den japanske befolkningens tro på varig høy inflasjon muligens svekket seg, holder imidlertid prediksjonene fra modell 1990-2015 seg vedvarende nærmere de faktiske verdiene.

## 7. Diskusjon

Denne seksjonen vil diskutere implikasjonene av funnene og til slutt problematisere modellene.

### 7.1 Implikasjoner av funnene

Analysen viser at økt inflasjonsrate har hatt en liten, men positiv effekt på forbruksveksten i Japan i perioden fra første kvartal 2013 til fjerde kvartal 2015. Dette er en periode der den japanske økonomien har kommet seg ut av deflasjon og for første gang siden finanskrisen opplevd positiv inflasjonsrate. I tråd med teorien har vi sett at dette i 2013 bidro til en liten økning i forbruk ut over hvordan forbruksveksten ellers ville fortont seg. Dette skyldes ifølge teorien at inflasjonsforventningene har fulgt etter i takt med økt inflasjon, et klart inflasjonsmål og en massivt ekspansiv pengepolitikk. Slik har befolkningens realrente sunket og gjort konsum i dag mer gunstig enn konsum senere.

Etter økningen i merverdiavgiften i 2014 har imidlertid ikke inflasjonsraten holdt seg stabil, men falt under inflasjonsmålet på to prosent og nærmet seg null igjen. I tillegg til at prisseffekten fra momsøkningen naturlig nok ikke har vedvart, skyldes dette også at lønnsøkningene japanske lønnstakere fikk i 2013 hovedsakelig var høye bonuser i visse sektorer, ikke vedvarende lønnsforhøyelser (Reuters, 2013). Lønnsøkningene har ikke holdt følge med prisene siden da (Wall Street Journal, 2016). Samtidig har oljeprisfallet også bidratt til å svekke inflasjonsraten, da Japan er en tung oljeimportør. Dette har tilsynelatende svekket inflasjonsforventningene igjen. Dermed har forbruksveksten i 2015 og slutten av 2014 vært noe svakere enn den ellers ville vært hvis det estimerte forholdet mellom inflasjon og privat forbruk i modellen for 1990-2012 holdt seg. Det er med andre ord vanskelig å si at inflasjonens totale effekt på forbruksveksten i disse tre årene har vært positiv, siden den ekstra veksten den forårsaker i 2013 spises litt opp av den litt lavere veksten i 2015 og i andre halvdel av 2014. Problemet har altså ikke vært at inflasjonsøkningen ikke har hatt den ønskede effekten på forbruket, men at sentralbanken ikke har klart å opprettholde inflasjonen på det ønskede nivået.

Den labre forbruksveksten etter andre kvartal 2014 skyldes nok også at momsøkningen har svekket husholdningenes kjøpekraft og at denne effekten varer lenger enn modellen gir

---

uttrykk for. Koeffisientene for lageffektene for både ett og to kvartaler etter momsøkningen ble som nevnt utelatt av tabell 6.4.1 på grunn av insignifikans, men var altså negative. Vi kan ikke si at japansk forbruk nødvendigvis ville vokst kraftig uten momsøkningen i 2014, men det er liten tvil om at den satte stopper for det momentumet som var i ferd med å bygge seg opp.

Bank of Japans økning av basispengemengden under Abenomics kan på sin side ikke sies å ha hatt noen direkte effekt på forbruket. Den kortsiktige negative totaleffekten på forbruksvekst som fulgte en økning i variabelen for basispengemengde/BNP, tilskrev jeg at basispengemengdevariabelen absorberte noen av effektene fra inflasjonen og momsøkningen. Pengepolitikken under Abenomics har hatt en effekt på forbruk, men primært indirekte gjennom inflasjonsforventningene. De kvantitative lettelsene har også svekket yenkursen mot dollar, men vekslingskursen viste seg ikke å ha noen signifikant effekt på forbruk da dette ble kontrollert for.

De kvantitative lettelsene har ikke hatt som hovedformål å direkte øke forbruket, så fraværet av signifikant påvirkning her kan uansett ikke sies å være mislykket på bakgrunn av dette. I tillegg til en signaleffekt for å styrke inflasjonsforventningene, har de kvantitative lettelsene samtidig hatt som mål å styrke den store japanske eksportsektoren med en svakere yen. Det har også vært et mål å få japanske investorer til å forflytte seg til mer risikable aktiva ved å svekke avkastningen fra japanske statsobligasjoner. Likevel har også disse målene fungert som delmål for å styrke den japanske økonomien tilstrekkelig til at japanske bedrifter kunne bli med på inflasjonsspiralen ved å øke lønningene i takt med prisøkningene, slik at inflasjonen og inflasjonsforventningene ville bli varige. Dette har vi sett at ikke har vært tilfelle, noe Bank of Japan har bekreftet ved å skyve på tidspunktet for å nå inflasjonsmålet fire ganger siden april 2013, og i januar 2016 også innføre negativ styringsrente for første gang (Bank of Japan, 2016).

## 7.2 utfordringer med modellene

Modellene jeg har estimert inneholder noen svakheter som man bør være klar over når man leser resultatene. Den første svakheten går på mangel av en lang serie for inflasjonsforventninger. Modellene bruker inflasjon som proxy for inflasjonsforventninger, og gir derfor en noe mer volatil serie enn de ville hatt med inflasjonsforventningene i stedet. Jeg forsvarer valget med at valgt inflasjonsserie ligger tett opptil serien for

inflasjonsforventninger i den perioden hvor jeg har data for begge, og at tidligere undersøkelser viser tegn til at japanske husholdninger har adaptive forventninger. Likevel er det en risiko for at den høyere volatiliteten overvurderer effekten.

Den andre svakheten er at inflasjonseffektens negative fortegn i modellen for 1990-2012 går imot de teoretiske effektene som man skulle forvente på forbruket i en periode med stort sett negativ inflasjonsrate. Det går også imot Cargill og Parkers funn for perioder med deflasjon. Forskjellen fra tidligere funn kan godtas, da denne oppgaven ser på en annen tidsperiode, bruker en annen økonometrisk metode, og benytter kvartalsvise data fremfor årlige. Det viktigste poenget i analysen er uansett at effekten på konsum har vært i henhold til teori idet den japanske økonomien kom seg ut av inflasjon med den nye pengepolitikken. Derfor har jeg beholdt inflasjonsvariabelen i modellen for 1990-2012, siden å fjerne den ikke ville endret hovedpoenget.

Tredje svakhet er at modellene i mangel på passende data ikke har blitt kontrollert for den kraftige økningen av pensjonistandelen i den japanske befolkningen, som teoretisk sett skal gi en økning av forbruk som andel av BNP. Denne effekten kan ha blitt fanget opp og overvurdert særlig de langsiktige delene av EC-modellene.

Til slutt ville analysen hatt godt av flere observasjoner. Perioden fra første kvartal 2013 til fjerde kvartal 2015 preges mye av hoppene i forbruket som følge av den japanske regjeringens økning av merverdiavgiften i andre kvartal 2014, selv om den har blitt kontrollert for. Det ville vært gunstig å inkludere i analysen den videre utviklingen av forbruket og inflasjon med denne skatteøkningen litt på avstand. Dette hadde også gitt mulighet for å sammenligne begge modellenes prediksjoner utenfor sine egne utvalg. På nåværende tidspunkt er likevel ikke dette mulig, men det kan være interessant å se på igjen om noen år, gitt at Bank of Japan viderefører dagens svært ekspansive pengepolitikk.

---

## 8. Konklusjon

Denne utredningen har sett på de makroøkonomiske effektene fra Japans pengepolitikk under Abenomics. Mer spesifikt har den analysert effektene som skiftet fra langvarig deflasjon til inflasjon har hatt på japanske husholdningers forbruk under Bank of Japans nye pengepolitikk siden 2013. Valgt teori sier at økt inflasjon i en økonomi i deflasjon og med nullrente, betyr lavere realrente og dermed høyere verdi av konsum i dag kontra konsum i fremtiden. Til dette formålet har det blitt estimert feiljusteringsmodeller for det private forbruket i Japan for periodene 1990 – 2012 og 1990 – 2015 for å ta høyde for både langsiktige og kortsiktige effekter av de ulike variablene.

Den langsiktige delen av modellen for 1990 – 2012 sier at det finnes et kointegrasjonsforhold mellom privat forbruk, BNP og inflasjon. Forholdet mellom privat forbruk og BNP tilsier at privat forbruk over tid vil øke prosentvis omtrent like mye som BNP ved en økning i sistnevnte variabel. Forholdet mellom privat forbruk og inflasjon tilsier en nedgang på 1,75 prosent i privat forbruk hvis inflasjonen øker med ett prosentpoeng. Dette funnet er i strid med valgt teori og funnene av deflasjonseffekten som Cargill og Parker (2004b) kom frem til i sin analyse av perioden 1955 – 2002. Den kortsiktige delen for perioden viser samme negative forbrukseffekt fra inflasjonen, med en svak negativ effekt på forbruksveksten på 0,142 prosent ved et prosentpoengs økning i inflasjonsraten. Det påvises ingen signifikant effekter på forbruket som følge av en økning i basispengemengden. Effekten fra valutakursendringer er også insignifikant.

I modellen for perioden 1990 – 2015 forsvinner den negative effekten som økt inflasjonsrate har på privat forbruk i den langsiktige delen. Det estimerte forholdet begrenser seg her til at privat forbruk stiger litt over én prosent ved en økning i BNP på én prosent. Denne effekten er sannsynligvis noe overestimert fordi den fanger opp andre effekter fra variabler som ikke omfattes av modellen. Den kortsiktige effekten på veksten i privat forbruk fra økt inflasjonsrate er nå positiv. En økning i inflasjonsraten på ett prosentpoeng tilsier en økning i privat forbruksvekst på 0,139 prosent. Dette viser at inflasjonsøkningen ut av deflasjon som følge av pengepolitikken under Abenomics, ser ut til å ha påvirket inflasjonsforventningene tilstrekkelig til at forbrukerne har oppjustert forbruket sitt fordi realrenten har gått ned. Modellen påviser fortsatt ingen direkte effekt på forbruksveksten av en økning i basispengemengden, til tross for en enorm økning av denne i løpet av de tre årene med

Abenomics. Valutakursendringene har heller ingen signifikant effekt. De øvrige signifikante makrovariablene som det kontrolleres for i modellen har heller ikke sett noen signifikant endring i sine effekter på forbruksveksten.

Til tross for at inflasjonen har vist en positiv effekt på forbruket under Abenomics, kan det ikke sies at økningen i inflasjonsraten har medført noen varig endring på japanske husholdningers forbruk. Dette skyldes delvis at Bank of Japan ikke har klart å holde inflasjonsraten stabilt rundt inflasjonsmålet på to prosent, grunnet midlertidige lønnsøkninger i starten av Abenomics og fallet i oljeprisen fra og med høsten 2014. Et annet problem har vært økningen av merverdiavgiften fra fem til åtte prosent fra april 2014, som totalt har gitt en kraftig svekkelse av forbruket i Japan de siste to årene. Sannsynligvis er denne negative effekten større enn det modellen gir uttrykk for, hvis man tar med de laggede insignificantene av avgiftsøkningen.

At ikke den voldsomme økningen i basispengemengde har vist noen effekt på privat forbruk, skyldes nok at en økning i bankenes likviditet ikke gir økte utlån og forbruk hvis aktørene i økonomien ikke ønsker å ta opp større lån eller øke sine utlån. Økningen i basispengemengden har hovedsakelig blitt utført gjennom massive oppkjøp av japanske statsobligasjoner, og effektene dette har på realøkonomien forventes uansett ikke å virke direkte inn på forbruk, men snarere gjennom lavere valutakurs, bedre økonomiske fremtidsutsikter og høyere inflasjonsforventninger.

De fleste økonomer er enige om at en slutt på deflasjonen ikke er en tilstrekkelig, men en nødvendig betingelse for å gjenreise Japans økonomi. Det finnes mange strukturelle problemer i den japanske økonomien som Abenomics har tatt sikte på å løse, men dette har befunnet seg utenfor denne utredningens formål. Funnene i denne oppgaven indikerer likevel at det vil ha en positiv effekt på privat forbruk - og dermed økonomien - hvis Bank of Japan lykkes i å oppnå en stabil prisvekst rundt inflasjonsmålet på to prosent, og vil således være et riktig skritt på veien mot en mer solid veksttakt enn det landet har sett de siste 25 årene.





## Appendiks

Tabell 7.2.1: DFGLS-test for den logaritmiske forbruksserien på nivåform.

DF-GLS for logfor Number of obs = 95

[lags]	DF-GLS tau Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
8	-0.859	-3.575	-2.872	-2.592
7	-0.906	-3.575	-2.898	-2.616
6	-0.777	-3.575	-2.922	-2.640
5	-0.730	-3.575	-2.946	-2.661
4	-0.980	-3.575	-2.968	-2.681
3	-1.020	-3.575	-2.988	-2.700
2	-0.925	-3.575	-3.007	-2.717
1	-1.134	-3.575	-3.024	-2.732

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 1 with RMSE .0100064  
 Min SC = -9.113193 at lag 1 with RMSE .0100064  
 Min MAIC = -9.158797 at lag 1 with RMSE .0100064

Tabell 7.2.2: DFGLS-test for den logaritmiske forbruksserien på førstedifferensiert form

DF-GLS for dlogfor Number of obs = 101

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
1	-2.124	-2.600	-2.106	-1.798

Tabell 7.2.3: DFGLS-test for den logaritmiske BNP-serien på nivåform.

DF-GLS for logbnp Number of obs = 95

[lags]	DF-GLS tau Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
8	-1.517	-3.575	-2.872	-2.592
7	-1.596	-3.575	-2.898	-2.616
6	-1.834	-3.575	-2.922	-2.640
5	-1.652	-3.575	-2.946	-2.661
4	-1.890	-3.575	-2.968	-2.681
3	-2.128	-3.575	-2.988	-2.700
2	-2.239	-3.575	-3.007	-2.717
1	-2.211	-3.575	-3.024	-2.732

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 1 with RMSE .0099682  
 Min SC = -9.120831 at lag 1 with RMSE .0099682  
 Min MAIC = -9.085171 at lag 1 with RMSE .0099682

*Tabell 7.2.4: DFGLS-test for den logaritmiske BNP-serien på førstedifferensiert form*

DF-GLS for dlogbnp		Number of obs = 102		
[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
0	-3.476	-2.600	-2.113	-1.804

*Tabell 7.2.5: DFGLS-test for inflasjon på nivåform*

DF-GLS for helinf		Number of obs = 99		
[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
4	-0.990	-2.599	-2.077	-1.773
3	-1.659	-2.599	-2.089	-1.783
2	-1.413	-2.599	-2.099	-1.793
1	-1.377	-2.599	-2.109	-1.801

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 4 with RMSE .5244171  
 Min SC = -1.058859 at lag 4 with RMSE .5244171  
 Min MAIC = -1.187153 at lag 4 with RMSE .5244171

*Tabell 7.2.6: DFGLS-test for inflasjon på førstedifferensiert form*

DF-GLS for dhelinf		Number of obs = 98		
[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
4	-1.959	-2.600	-2.078	-1.774
3	-2.841	-2.600	-2.090	-1.784
2	-2.260	-2.600	-2.101	-1.794
1	-3.291	-2.600	-2.110	-1.803

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 4 with RMSE .599929  
 Min SC = -.7879611 at lag 4 with RMSE .599929  
 Min MAIC = -.8085549 at lag 4 with RMSE .599929

*Tabell 7.2.7: ADF-test for inflasjon på førstedifferensiert form*

. dfuller dhelinf, lags(4) noconstant

Augmented Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 98		
Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-5.850	-2.601	-1.950	-1.610

Tabell 7.2.8: DFGLS-test for basispengemengden/BNP på nivåform for perioden første kvartal 1990 – fjerde kvartal 2012

DF-GLS for mbbnp Number of obs = 87

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
4	0.447	-2.603	-2.092	-1.789
3	0.714	-2.603	-2.106	-1.802
2	0.704	-2.603	-2.118	-1.813
1	0.652	-2.603	-2.129	-1.823

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 1 with RMSE .5642735  
 Min SC = -1.041768 at lag 1 with RMSE .5642735  
 Min MAIC = -1.110754 at lag 1 with RMSE .5642735

Tabell 7.2.9: DFGLS-test for basispengemengden/BNP på nivåform for perioden første kvartal 2013 – fjerde kvartal 2015

DF-GLS for mbbnp Number of obs = 10

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
1	0.745	-2.660	-2.574	-1.951

Tabell 7.2.10: DFGLS-test for basispengemengden/BNP på førstedifferensiert form for perioden første kvartal 1990– fjerde kvartal 2012

DF-GLS for dmbbnp Number of obs = 89

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
1	-5.004	-2.604	-2.126	-1.819

Tabell 7.2.11: DFGLS-test for basispengemengden/BNP på førstedifferensiert form for perioden første kvartal 2013– fjerde kvartal 2015

DF-GLS for dmbbnp Number of obs = 11

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
0	-4.361	-2.660	-2.710	-2.149

Tabell 7.2.12: DFGLS-test for den logaritmiske serien for Nikkei 225-indeksen på nivåform

DF-GLS for lognik Number of obs = 95

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
8	-0.720	-2.599	-2.028	-1.727
7	-0.798	-2.599	-2.042	-1.741
6	-0.779	-2.599	-2.056	-1.754
5	-0.798	-2.599	-2.069	-1.766
4	-0.758	-2.599	-2.082	-1.778
3	-0.872	-2.599	-2.094	-1.789
2	-0.744	-2.599	-2.105	-1.799
1	-0.888	-2.599	-2.115	-1.808

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 1 with RMSE .0871892  
 Min SC = -4.783478 at lag 1 with RMSE .0871892  
 Min MAIC = -4.849588 at lag 2 with RMSE .0861255

Tabell 7.2.13: DFGLS-test for den logaritmiske serien for Nikkei 225-indeksen på førstedifferensiert form.

DF-GLS for dlognik Number of obs = 101

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
1	-4.071	-2.600	-2.106	-1.798

Tabell 7.2.14: DFGLS-test for arbeidsledighet på nivåform

DF-GLS for arb Number of obs = 95

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
8	-0.678	-2.599	-2.028	-1.727
7	-0.891	-2.599	-2.042	-1.741
6	-0.891	-2.599	-2.056	-1.754
5	-1.098	-2.599	-2.069	-1.766
4	-0.897	-2.599	-2.082	-1.778
3	-0.898	-2.599	-2.094	-1.789
2	-0.814	-2.599	-2.105	-1.799
1	-0.736	-2.599	-2.115	-1.808

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 8 with RMSE .1257451  
 Min SC = -3.898565 at lag 1 with RMSE .1357123  
 Min MAIC = -3.967106 at lag 8 with RMSE .1257451

Tabell 7.2.15: DFGLS-test for arbeidsledighet på førstedifferensiert form

DF-GLS for darb		Number of obs = 98		
[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
4	-2.728	-2.600	-2.078	-1.774
3	-3.570	-2.600	-2.090	-1.784
2	-3.856	-2.600	-2.101	-1.794
1	-4.765	-2.600	-2.110	-1.803
Opt Lag (Ng-Perron seq t) =		4 with RMSE	.13045	
Min SC = -3.933362 at lag		1 with RMSE	.133525	
Min MAIC = -3.621762 at lag		4 with RMSE	.13045	

Tabell 7.2.16: DFLGS-test for 3M-interbankrente på nivåform

DF-GLS for short		Number of obs = 95		
[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
8	0.029	-2.599	-2.028	-1.727
7	-0.121	-2.599	-2.042	-1.741
6	0.013	-2.599	-2.056	-1.754
5	0.189	-2.599	-2.069	-1.766
4	0.244	-2.599	-2.082	-1.778
3	0.435	-2.599	-2.094	-1.789
2	0.468	-2.599	-2.105	-1.799
1	0.532	-2.599	-2.115	-1.808
Opt Lag (Ng-Perron seq t) =		6 with RMSE	.1449558	
Min SC = -3.670171 at lag		1 with RMSE	.1521298	
Min MAIC = -3.741973 at lag		4 with RMSE	.1475216	

Tabell 7.2.17: DFLGS-test for 3M-interbankrente på førstedifferensiert form

DF-GLS for dshort		Number of obs = 100		
[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
2	-3.441	-2.600	-2.098	-1.791
1	-3.613	-2.600	-2.107	-1.800
Opt Lag (Ng-Perron seq t) =		0 [use maxlag(0)]		
Min SC = -3.328244 at lag		1 with RMSE	.1808344	
Min MAIC = -3.088636 at lag		1 with RMSE	.1808344	

Tabell 7.2.18: DFLGS-test for 10-årsrenten på nivåform

DF-GLS for lang Number of obs = 95

[lags]	DF-GLS tau Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
8	-1.046	-3.575	-2.872	-2.592
7	-1.018	-3.575	-2.898	-2.616
6	-0.889	-3.575	-2.922	-2.640
5	-0.740	-3.575	-2.946	-2.661
4	-0.832	-3.575	-2.968	-2.681
3	-0.782	-3.575	-2.988	-2.700
2	-0.950	-3.575	-3.007	-2.717
1	-1.015	-3.575	-3.024	-2.732

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 6 with RMSE .2312579  
 Min SC = -2.75242 at lag 1 with RMSE .240714  
 Min MAIC = -2.804698 at lag 1 with RMSE .240714

Tabell 7.2.19: DFLGS-test for 10-årsrenten på førstedifferensiert form

DF-GLS for dlong Number of obs = 102

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
0	-5.656	-2.600	-2.113	-1.804

Tabell 7.2.20: DFGLS-test for vekslingskursen JPY/USD på nivåform

DF-GLS for logfx Number of obs = 97

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
6	-1.367	-2.599	-2.054	-1.752
5	-1.441	-2.599	-2.067	-1.764
4	-1.334	-2.599	-2.080	-1.775
3	-1.302	-2.599	-2.091	-1.786
2	-0.862	-2.599	-2.102	-1.796
1	-1.087	-2.599	-2.112	-1.805

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 3 with RMSE .0417072  
 Min SC = -6.165517 at lag 3 with RMSE .0417072  
 Min MAIC = -6.254614 at lag 3 with RMSE .0417072

Tabell 7.2.21: DFGLS-test for vekslingskursen JPY/USD på førstedifferensiert form

DF-GLS for dlogfx Number of obs = 98

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
4	-2.106	-2.600	-2.078	-1.774
3	-2.451	-2.600	-2.090	-1.784
2	-2.773	-2.600	-2.101	-1.794
1	-5.263	-2.600	-2.110	-1.803

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 2 with RMSE .0438347  
 Min SC = -6.114302 at lag 2 with RMSE .0438347  
 Min MAIC = -6.015378 at lag 4 with RMSE .0431512

Tabell 7.2.22: DFGLS-test for statsgjeld/BNP på nivåform

DF-GLS for debtgdp Number of obs = 91

[lags]	DF-GLS tau Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
12	-2.187	-3.575	-2.753	-2.479
11	-2.569	-3.575	-2.783	-2.508
10	-2.416	-3.575	-2.813	-2.537
9	-2.662	-3.575	-2.842	-2.565
8	-2.470	-3.575	-2.870	-2.591
7	-2.200	-3.575	-2.898	-2.617
6	-2.417	-3.575	-2.924	-2.641
5	-2.406	-3.575	-2.949	-2.664
4	-2.128	-3.575	-2.972	-2.686
3	-2.190	-3.575	-2.994	-2.706
2	-2.162	-3.575	-3.014	-2.723
1	-2.873	-3.575	-3.031	-2.739

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 5 with RMSE .6730377  
 Min SC = -.6082547 at lag 2 with RMSE .6849002  
 Min MAIC = -.59686 at lag 2 with RMSE .6849002

Tabell 7.2.23: DFGLS-test for statsgjeld/BNP på førstedifferensiert form

DF-GLS for ddebtgdp Number of obs = 99

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
3	-1.829	-2.600	-2.089	-1.783
2	-1.935	-2.600	-2.099	-1.793
1	-2.167	-2.600	-2.109	-1.801

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 1 with RMSE .7143693  
 Min SC = -.5798796 at lag 1 with RMSE .7143693  
 Min MAIC = -.5555992 at lag 2 with RMSE .711747



Tabell 7.2.24: ADF-test for statsgjeld/BNP på førstedifferensiert form, 2 lag

```
. dfuller ddebtgdp, lags(2) noconst
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      100
```

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.076	-2.600	-1.950	-1.610

Tabell 7.2.25: ADF-test for statsgjeld/BNP på førstedifferensiert form, 3 lag

```
. dfuller ddebtgdp, lags(3) noconst
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      99
```

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.965	-2.600	-1.950	-1.610

Tabell 7.2.26: DFGLS-test for befolkningsandel over 65 år på nivåform

```
DF-GLS for bef      Number of obs =      93
```

[lags]	DF-GLS tau Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
10	-0.665	-3.575	-2.815	-2.539
9	-0.793	-3.575	-2.843	-2.566
8	-2.178	-3.575	-2.871	-2.592
7	-2.157	-3.575	-2.898	-2.617
6	-2.259	-3.575	-2.923	-2.640
5	-2.339	-3.575	-2.947	-2.663
4	-2.258	-3.575	-2.970	-2.684
3	-2.330	-3.575	-2.991	-2.703
2	-2.387	-3.575	-3.010	-2.720
1	-2.434	-3.575	-3.027	-2.736

```
Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 9 with RMSE .0085296
```

```
Min SC = -9.061128 at lag 1 with RMSE .0102621
```

```
Min MAIC = -9.302708 at lag 9 with RMSE .0085296
```

Tabell 7.2.27: DFGLS-test for befolkningsandel over 65 år på førstedifferensiert form

DF-GLS for dbef Number of obs = 98

[lags]	DF-GLS mu Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
4	-1.294	-2.600	-2.078	-1.774
3	-1.365	-2.600	-2.090	-1.784
2	-1.348	-2.600	-2.101	-1.794
1	-1.332	-2.600	-2.110	-1.803

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]

Min SC = -9.04734 at lag 1 with RMSE .0103532

Min MAIC = -9.082284 at lag 1 with RMSE .0103532

---

## Litteraturliste

- Bank of Japan. (2003, 10 oktober). Enhancement of monetary policy transparency. Hentet fra [https://www.boj.or.jp/en/announcements/release\\_2003/k031010b.htm/](https://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2003/k031010b.htm/)
- Bank of Japan. (2006, 9 mars). Change in the guideline for money market operations. Hentet fra [https://www.boj.or.jp/en/announcements/release\\_2006/k060309.htm/](https://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2006/k060309.htm/)
- Bank of Japan. (2009, 18 desember). Clarification of the “Understanding of medium- to long-term price stability”. Hentet fra [https://www.boj.or.jp/en/announcements/release\\_2009/un0912c.pdf](https://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2009/un0912c.pdf)
- Bank of Japan. (2012, 12 februar). Enhancement of monetary easing. Hentet fra [https://www.boj.or.jp/en/announcements/release\\_2012/k120214a.pdf](https://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2012/k120214a.pdf)
- Bank of Japan. (2013a, 22 januar). Joint statement of the government and the Bank of Japan on overcoming deflation and achieving sustainable economic growth. Hentet fra [https://www.boj.or.jp/en/announcements/release\\_2013/k130122c.pdf](https://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2013/k130122c.pdf)
- Bank of Japan. (2013b, 4 april). Introduction of the “Quantitative and qualitative monetary easing”. Hentet fra [https://www.boj.or.jp/en/announcements/release\\_2013/k130404a.pdf](https://www.boj.or.jp/en/announcements/release_2013/k130404a.pdf)
- Bank of Japan. (2016, 29 januar). Outlook for economic activity and prices. Hentet fra <https://www.boj.or.jp/en/mopo/outlook/gor1601a.pdf>
- Bank of Japan. (2016). *Bank of Japan Statistics*. Hentet fra <https://www.boj.or.jp/en/statistics/index.htm/>
- Barro, R., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth* (2. utg.). Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Beckett, S. (2013). *Introduction to time series using Stata*. College Station, Texas: Stata Press.
- Bernanke, B. (2000, 9 januar). *Japanese monetary policy: A case of self-induced paralysis?* Tale til Allied Social Science Associations, Boston, Massachusetts. Hentet fra [https://www.princeton.edu/~pkrugman/bernanke\\_paralysis.pdf](https://www.princeton.edu/~pkrugman/bernanke_paralysis.pdf)
- Bernanke, B. (2002, 21 november). *Deflation: Making sure “it” doesn’t happen here*. Tale til National Economists’s Club, Washington, D.C. Hentet fra <http://www.federalreserve.gov/BOARDDOCS/SPEECHES/2002/20021121/default.htm>
- Borio, C., Filardo, A. (2004). Back to the future? Assessing the deflation record. *BIS Working Papers*, 152. Hentet fra <http://www.bis.org/publ/work152.pdf>

- 
- Bowman, D., Cai, F., Davies, S., & Kamin, S. (2011). Quantitative easing and bank lending: Evidence from Japan. *International Finance Discussion Papers*, 1018. Hentet fra <https://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2011/1018/ifdp1018.pdf>
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge, England: Cambridge University Press.
- Cabinet Office. (2013, 11 januar). Emergency economic measures for the revitalization of the Japanese economy. Hentet fra [http://www5.cao.go.jp/keizai1/2013/130111\\_emergency\\_economic\\_measures.pdf](http://www5.cao.go.jp/keizai1/2013/130111_emergency_economic_measures.pdf)
- Cargill, T., & Parker, E. (2003a). Why deflation is different. *Central Banking*, 14(1). 35-42.
- Cargill, T., & Parker, E. (2003b). Price inflation, money demand, and monetary policy discontinuity: a comparative view on Japan, China, and the United States. *North American Journal of Economics and Finance*, 15(2004). 125-147.  
doi:10.1016/j.najef.2003.11.002
- Cargill, T., & Parker, E. (2004b). Price deflation and consumption: Central bank policy and Japan's economic and financial stagnation. *Journal of Asian economics*, 15(3). 493-506. doi:10.1016/j.aseico.2004.04.001
- Carroll, C., & Summers, L. (1987). Why is US saving so low? *Brookings Paper on Economic Activity*, 1987(2), 607-642.
- Datastream. (2016). *Thomson Reuters Datastream*. [Online]. Tilgjengelig fra abonnementstjeneste.
- Fujioka, T., & Hidaka, M. (2013, 12 februar). BOJ potential candidate Kuroda favors easing in 2013. *Bloomberg*. Hentet fra <http://www.bloomberg.com/news/articles/2013-02-11/adb-s-kuroda-says-additional-boj-easing-can-be-justified-for-13>
- Fujioka, T., & Hidaka, M. (2015, 30 oktober). BOJ refrains from adding stimulus even as inflation, growth wane. *Bloomberg*. Hentet fra <http://www.bloomberg.com/news/articles/2015-10-30/boj-refrains-from-adding-stimulus-even-as-inflation-growth-wane>
- Gali, L., López-Salido D., & Vallés, J. (2004). Understanding the effects of government spending on consumption. *European Central Bank Working Paper Series*, 339. Hentet fra <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp339.pdf?e052aa86b02cc6a9918b7a146cd0901b>
- Harris, R. (1995). *Cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice Hall/Harvvester Wheatsheaf.
- Hayami, M. (1999, 9 juli 1999). *On recent monetary policy*. Tale til Japan National Press Club, Tokyo, Japan. Hentet fra [https://www.boj.or.jp/en/announcements/press/koen\\_1999/ko9907b.htm/](https://www.boj.or.jp/en/announcements/press/koen_1999/ko9907b.htm/)

- 
- Hori, M., & Shimizutani, S. (2005). Price expectations and consumption under deflation: Evidence from Japanese household survey data. *Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Discussion Paper Series, 98*. Hentet fra <http://hi-stat.ier.hit-u.ac.jp/research/discussion/2005/pdf/D05-98.pdf>
- Ito, T., & Mishkin, F. (2004). Two decades of Japanese monetary policy and deflation problem. *NBER Working Paper Series, 10878*. Hentet fra <http://www.nber.org/papers/w10878.pdf>
- Iwaisako, T. (2003). Household portfolios in Japan. *NBER Working Paper Series, 9647*. Hentet fra <http://www.nber.org/papers/w9647.pdf>
- Krugman, P. (1998). It's baaack: Japan's slump and the return of the liquidity trap. *Brookings Papers on Economic Activity, 1998(2)*. 137-205.
- Kubota, Y. (2013, 11. Mars). Japan Inc to pay bigger bonuses, cautious on higher base wages. *Reuters*. Hentet fra <http://www.reuters.com/article/japan-economy-wage-idUSL6N0C508720130313>
- Landers, P. (2016, 10. Januar). Japanese Profits Surge, but Not Wages. *Wall Street Journal*. Hentet fra <http://www.wsj.com/articles/japanese-profits-surge-but-not-wages-1452402030>
- Macrobond. (2016). *Macrobond Financial*. [Online]. Tilgjengelig fra abonnementstjeneste.
- McCallum, B. (2003). Japanese Monetary Policy, 1991-2001. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, 89(1)*. 1–31. Hentet fra [https://www.richmondfed.org/~media/richmondfedorg/publications/research/economic\\_quarterly/2003/winter/pdf/mccallum.pdf](https://www.richmondfed.org/~media/richmondfedorg/publications/research/economic_quarterly/2003/winter/pdf/mccallum.pdf)
- Spiegel, M. (2006). Did quantitative easing by the Bank of Japan «work»? *Federal Reserve Bank of San Fransisco Economic Letter, 2006(28)*. Hentet fra <http://www.frbsf.org/economic-research/files/el2006-28.pdf>
- The World Bank. (2016). *World Databank*. Hentet fra <http://databank.worldbank.org/data/home.aspx>
- Ugai, H. (2007). Effects of the quantitative easing policy: A survey empirical analyses. *Monetary and Economic Studies (Bank of Japan), 25(1)*. 1–48. Hentet fra <http://www.imes.boj.or.jp/research/papers/english/me25-1-1.pdf>