

*Marit Gjelsvik, Joakim Prestmo og  
Victoria Sparrman*

**Arbeidstilbudet i KVARTS og MODAG**

	<b>Standardtegn i tabeller</b>	<b>Symbol</b>
© Statistisk sentralbyrå	Tall kan ikke forekomme	.
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen skal	Oppgave mangler	...
Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde.	Oppgave mangler foreløpig	...
Publisert april 2013	Tall kan ikke offentliggjøres	:
	Null	-
ISBN 978-82-537-8641-4 (trykt)	Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	0
ISBN 978-82-537-8642-1 (elektronisk)	Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	0,0
ISSN 1891-5906	Foreløpig tall	*
Emne:Nasjonalregnskap og konjunkturer	Brudd i den loddrette serien	—
	Brudd i den vannrette serien	
Trykk: Statistisk sentralbyrå	Desimaltegn	,

## Forord

Dette notatet er et av flere notater som dokumenterer de endringene som er gjort i makromodellene KVARTS og MODAG etter den siste hovedrevisjonen av Nasjonalregnskapet. Endringene i modellen er av varierende omfang. I noen tilfeller er samme struktur som tidligere benyttet, mens det for andre deler av modellen er gjort større endringer. I dette notatet beskrives remodelleringen av yrkesfrekvensene.

Arbeidet med dette notatet er delvis finansiert av Finansdepartementet gjennom avtalen Statistisk sentralbyrå har med departementet om oppdateringer, drift, vedlikehold og videreutvikling av MODAG.

Statistisk sentralbyrå, 20. mars 2013

Hans Henrik Scheel

## Sammendrag

Aktiviteten i økonomien påvirkes både av hvor mange personer som ønsker å jobbe og hvor mange timer hver enkelt person tilbyr. Arbeidstilbudet kan sies å kunne bli endret på to måter, enten gjennom endringer i befolkningens størrelse og sammensetning, eller i andelen av befolkningen innenfor ulike grupper som ønsker å jobbe. Arbeidstilbudet for de ulike demografiske gruppene i modellen blir bestemt av befolkningsgruppene størrelse multiplisert med yrkesprosenten for den gitte gruppen. I dette notatet skal vi se på hvordan yrkesprosentene påvirkes av forskjellige forhold i de ulike demografiske gruppene. Det er åtte demografiske grupper i modellene KVARTS og MODAG.

Våre analyser viser at responsen i yrkesaktiviteten på endringer i lønn etter skatt og arbeidsledighet er svært ulik både mellom kvinner og menn og mellom ulike aldersgrupperinger. Yrkesaktiviteten til de yngste avtar ved økende ledighet og nedgang i reallønn etter skatt. Det må ses i sammenheng med at de yngste aldersgruppene, de mellom 15-19 år og de i alderen 20-24 år, til dels har klare alternativer til inntektsgivende arbeid. De helt yngste deltar i hovedsak i arbeidslivet gjennom sommerjobber og med deltidsarbeid ved siden av skole. Økende arbeidsledighet bidrar til å vanskeliggjøre inntreden i arbeidslivet, mens reduserte lønnsforventninger bidrar til å redusere insentivene til å jobbe. Den litt eldre aldersgruppen er mer sammensatt og består av de med yrkesfaglig utdanning, ufaglært arbeidskraft og personer under utdanning. Årsakene til at denne yngre gruppen responderer på lønn og arbeidsledighet kan derfor være flere. Studenter har studiefinansiering og derfor en alternativ inntekt, og det er derfor rimelig at vi finner at svingninger i reallønn etter skatt påvirker arbeidstilbudet. For den yngre gruppen kan også økt press i arbeidsmarkedet bidra til at personer under utdanning og ufaglært arbeidskraft i større grad presses ut av arbeidsmarkedet og over til utdanning.

Våre analyser viser også at menn i alderen 25-61 år påvirkes i liten grad av endringer i arbeidsledighet eller reallønn etter skatt. Dette i motsetning til kvinner i alderen 25-39 år og 40-61 år, der yrkestilbudet både påvirkes av endringer i lønn og arbeidsledighet. Levealderen har nå økt klart i flere tiår og ventes å forsette å stige framover. Våre analyser viser at høyere forventet levealder kan forklare den stigende yrkesaktiviteten til de over 67 år. Det er altså ikke lønn som påvirker arbeidstilbudsresponsen, men trolig helse, målt med forventet gjenstående levetid.

## Innhold

<b>Forord</b> .....	<b>3</b>
<b>Sammendrag</b> .....	<b>4</b>
<b>1. Innledning</b> .....	<b>6</b>
<b>2. Demografisk inndeling i KVARTS/MODAG</b> .....	<b>7</b>
<b>3. Forskjeller i sysselsettingsbegrepene i AKU og NR</b> .....	<b>8</b>
3.1. Hvorfor forskjeller mellom AKU og NR? .....	8
3.2. Arbeidstilbudsmodellen .....	8
<b>4. Estimering av yrkesprosentene (YP)</b> .....	<b>10</b>
4.1. Feiljusteringsmodellen.....	10
4.2. Data.....	11
4.3. Estimeringsresultater.....	12
<b>5. Oppsummering</b> .....	<b>16</b>
<b>Referanser</b> .....	<b>17</b>
<b>Vedlegg A: Tester og restleddsegenskaper</b> .....	<b>18</b>
<b>Vedlegg B: Estimeringsresultater</b> .....	<b>19</b>
<b>Vedlegg C: Føyning</b> .....	<b>27</b>
<b>Vedlegg D: Parameterstabilitet</b> .....	<b>31</b>
<b>Vedlegg E: Variabelliste</b> .....	<b>35</b>
<b>Figurregister</b> .....	<b>36</b>
<b>Tabellregister</b> .....	<b>37</b>

## 1. Innledning

Dette notatet dokumenterer arbeidstilbudsblokka i KVARTS og MODAG slik den forelå høsten 2012. Ligningene i modellen er vurdert på nytt etter hovedrevisjonen av Nasjonalregnskapet i 2011, men relasjonene for arbeidstilbudet baserer seg i stor grad på samme spesifisering som i Prestmo (2009) og teori som også er beskrevet i Boug og Dyvi (2008) kapittel 5.2. Estimeringen har ikke gitt store endringer sammenlignet med tidligere versjoner av modellen<sup>1</sup>, men estimeringen på den utvidede dataperioden fram til 2010 har medført at modellen på noen punkter er klart forskjellig fra tidligere. For eksempel er arbeidstilbudet til kvinner mellom 25 og 39 år nå klart endret og påvirkes av endringer i lønn og ledighet, mens den tidligere bare forklartes av antall barn per kvinne og tidligere observert nivå på yrkesdeltagelsen. I tillegg responderer nå også yrkestilbudet til de eldste aldersgruppene på økt levealder. Estimeringsresultatene er implementert i modellene KVARTS 2009 utgave D (KV09d) og MODAG 2009.

Det er et avvik mellom sysselsettingen i Nasjonalregnskapet (NR) og tilsvarende tall fra arbeidskraftundersøkelsen (AKU). Det må blant annet ses i sammenheng med at kortidsinnvandringen registreres i NR, men ikke i AKU. MODAG/KVARTS baserer seg på sysselsettingstall fra NR. Summen av AKUs tall for arbeidsledige og NRs tall for sysselsatte kan sies å være arbeidstilbudet som er konsistent med NR. Imidlertid finner vi bare tall for arbeidstilbudet til de enkelte demografiske gruppene og yrkesprosentene i AKU. Modellenes arbeidstilbud er derfor konsistent med AKU. Arbeidstilbudet justeres deretter med noen eksogene variabler slik at vi kan beholde sysselsettingsutviklingen fra NR.

Notatet gir i avsnitt 2 en kort innføring i den demografiske inndelingen i modellene. I avsnitt 3 utdypes forskjellene i sysselsettingen mellom NR og AKU og beskriver hvordan variablene inngår i KVARTS/-MODAG. I avsnitt 4 dokumenteres estimeringsresultatene til den nye arbeidstilbudsblokka. Til slutt oppsummeres notatet i avsnitt 5.

---

<sup>1</sup> Arbeidstilbudet ble sist reestimert i 2009 (Prestmo, 2009) og ble da implementert i KVARTS 2006d og MODAG 2006. Årstallet referer til seg fastprisåret som ligger i bunn for modellen. Den nye modellen KVARTS 2009d var operativ inntil november 2012.

## 2. Demografisk inndeling i KVARTS/MODAG

I modellen er det aggregerte arbeidstilbudet splittet opp i åtte demografiske grupper. Arbeidstilbudet for de ulike gruppene i modellen blir bestemt av antall i befolkningen,  $BEF_i$ , multiplisert med yrkesprosenten for gruppen,  $YP_i$ . Befolkningen er eksogent gitt i modellene, og prognosene tar utgangspunkt i de årlige befolkningsfremskrivningene<sup>2</sup>. Yrkesprosentene blir bestemt i feiljusteringsmodeller, hvor forklaringsvariablene er ledighetsrate, reallønn etter skatt.

Det er åtte ulike demografiske grupper som bidrar til å bestemme det totale arbeidstilbudet i modellen. I de to yngste og i den eldste gruppen skilles det ikke mellom kvinner og menn, da det er mindre forskjeller i hvordan disse gruppene tilpasser seg arbeidsmarkedet. Menn i yrkesaktiv alder blir delt inn i to grupper, 25-61 år og 62-66 år. Kvinnene i samme aldersintervall blir derimot delt i tre grupper; 25-39 år, 40-61 år og 62-66 år. Småbarnsmødrene befinner seg i hovedsak i den yngste av disse aldersgruppene og disse kvinnene har tradisjonelt hatt et lavere arbeidstilbud enn andre kvinner. En slik tilpasning er ikke like vanlig blant menn. Videre har utdanningsmønsteret endret seg, og andelen med høyere utdanning i den yngste kvinnegruppen har økt betraktelig de siste tiårene. Aldersinndelingen innebærer også at det finnes tre grupper hvor det er alderspensjonister. Arbeidstilbudet i gruppene "Kvinner 62-66 år" og "Menn 62-66 år" påvirkes av antallet personer som tar ut førtidspensjon, og arbeidstilbudet til gruppen 67-74 år påvirkes av antallet som går av ved ordinær pensjonsalder.

Tabell 1: Demografisk inndeling i makromodellene KVARTS og MODAG

Jenter og gutter 15-19 år	
Kvinner og menn 20-24 år	
Kvinner 25-39 år	Menn 25-61 år
Kvinner 40-61 år	
Kvinner 62-66 år	Menn 62-66 år
Kvinner og menn 67-74 år	

<sup>2</sup> Brunborg et. al. (2012) beskriver SSBs befolkningsprognoser. Det arbeides med å innarbeide modellbestemt innvandring i modellene. Dette arbeidet ventes å være klart i løpet av 2013

### 3. Forskjeller i sysselsettingsbegrepene i AKU og NR

Det er forskjeller i hvordan NR og AKU definerer sysselsettingen. Dette har ført til at det er et avvik mellom antall i arbeidsstyrken i AKU og arbeidsstyrken som er konsistent med NR, dvs. summen av NRs tall for sysselsetting og AKUs ledighetstall. Dette innebærer en utfordring for definisjonen av arbeidstilbudet i modellen ettersom det kun er AKU som har genuine tall for arbeidstilbud fordelt på demografiske grupper. MODAG/KVARTS baserer seg på sysselsettingstall fra NR og arbeidstilbudstall fra AKU.

#### 3.1. Hvorfor forskjeller mellom AKU og NR?

Kildene som fører til avvik mellom de to statistikkene er flere. AKU er en utvalgsstatistikk bygger på folkeregistrerte (bosatt i minste tre måneder i landet) mens NRs tall baserer seg på statistikker over norsk økonomi koblet med ulik registreringsinformasjon. NR inkluderer altså alle som har et ansettelsesforhold med en bedrift i Norge, uavhengig av bosted. Blant annet inngår ikke korttidsarbeidsinnvandrere (*KAI*) og dagpendlere fra utlandet i AKU's utvalgsundersøkelse. Korttidsarbeidsinnvandrere er de arbeidsinnvandrere som har til hensikt å være i landet for en periode som er kortere enn 6 måneder. Dagpendlere brukes om de som er sysselsatt i Norge, men er samtidig bosatt i utlandet (i stor grad svensker som er sysselsatt i grensetraktene) og omfattes dermed ikke av AKU. Videre tar heller ikke AKU hensyn til utlendinger som er sysselsatt på norsk-registrerte skip (*NUS*). Til slutt må det nevnes at det oppstår statistiske avvik mellom de to statistikkene. AKU baserer seg på utvalgundersøkelser, mens NR benytter både indikatorer, registerstatistikk og utvalgundersøkelser. Forskjellene mellom de ulike statistikkene er detaljert forklart i Boks 7.1 i Økonomisk utsyn for året 2008.

#### 3.2. Arbeidstilbudsmodellen

Arbeidstilbudsblokka utenom yrkesprosentligningene i MODAG/KVARTS beskrives av relasjonene i tabell 2. Den første ligningen (3.1) viser samlet arbeidstilbud (*NT*). Arbeidstilbudet er gitt ved summen av antall sysselsatte i følge AKU,  $NF_i$ , og antall arbeidsledige i følge AKU,  $AKUL_i$ . Aggregerte tall for arbeidsledige, sysselsatte og arbeidstilbud genereres også i databanken, basert på tall fra AKU fordelt på de demografiske gruppene.

I modellen genereres arbeidsledigheten som avviket mellom arbeidstilbudet fra AKU og sysselsettingen fra NR, korrigert for sjøfolk i utenriksjøfart, *NUS*, og korttidsarbeidsinnvandring, *KAI*. Imidlertid er det fortsatt enkelte forskjeller mellom sysselsettingen i AKU og den korrigerte sysselsettingen i modellene. Dette fanges opp av et restledd, *NTR*. Restleddet kan skyldes avvik som følger av definisjonsforskjellene og avvik som følger av statistiske feilmålinger. Siden AKU er en utvalgundersøkelse av arbeidsmarkedsforholdene i befolkningen, faller sysselsatte med bosted utenfor Norge utenfor undersøkelsen. Gjestearbeidere som dagpendler til Norge vil være inkludert i den sysselsettingen i NR, men ikke i den norske arbeidsstyrken (målt ved AKU). Før modellen ble tilpasset AKUs definisjoner var restleddet om lag tre ganger større enn i den nye modellen og systematisk negativt på 2000-tallet.

Yrkesprosentene i databanken bestemmes i ligning 3.5. De er gitt som andelen i arbeidsstyrken i forhold til befolkningen i de ulike demografiske gruppene.

Arbeidstilbudet for de demografiske gruppene i modellen bestemmes i ligning 3.7. Det er gitt ved yrkesandelen multiplisert med befolkningsstørrelsen for de ulike gruppene. Samlet arbeidstilbud bestemmes i ligning 3.8 og er gitt ved summen av arbeidstilbudet fra de åtte gruppene.

Arbeidsledighetsraten, *UR*, bestemmes i ligning 3.9. Det skilles ikke mellom arbeidsledighetsraten til de åtte gruppene, slik at arbeidsledighetsraten bestemmes av samlet arbeidsledighet, *AKUL*, og arbeidstilbudet, *NT*.

Forskjellen mellom sysselsetting i Nasjonalregnskapet og AKU illustreres i ligning 3.10. Vi finner denne ved å sette inn ligning (3.2)-(3.4) i (3.1) og løse ut for *AKUL*, som så settes inn i ligning (3.6)

$$(3.10) \quad NF = (NTOT - NUS - KAI) - NTR$$



Tabell 2: Databankens og modellens arbeidstilbudsligninger

Databank	
(3.1)	$NT_i = NF_i + AKUL_i$ der $i$ er demografiske grupper
(3.2)	$AKUL = \sum_i AKUL_i$
(3.3)	$NT = \sum_i NT_i$
(3.4)	$NF = \sum_i NF_i$
(3.5)	$YP_i = \frac{NT_i}{BEF_i}$
Modell	
(3.6)	$AKUL = NT - (NTOT - NUS - KAI - NTR)$
(3.7)	$NT_i = YP_i \cdot BEF_i$
(3.8)	$NT = \sum_i NT_i$
(3.9)	$UR = \left( \frac{AKUL}{NT} \right) \cdot 100$

Der  $i$  = de åtte demografiske gruppene: menn og kvinner 15-19 år, menn og kvinner 20-24 år, menn 25-61 år, kvinner 25-39 år, kvinner 40-61 år, menn 62-66 år, kvinner 62-66 år, menn og kvinner 67-74 år. Det er variabelen på venstre side som bestemmes i alle ligningene. En fullstendig variabelliste finnes i vedlegg E.

## 4. Estimering av yrkesprosentene ( $YP_i$ )

Yrkesprosentene, eller snarere yrkesandelene, ( $YP$ ) blir estimert på bakgrunn av historiske data. Deretter blir arbeidstilbudet bestemt ved at yrkesandelene for de åtte ulike demografiske gruppene multipliseres med befolkningen for de samme gruppene. Befolkningen er eksogent bestemt i modellen, og dermed er det den modellerte sammenhengen for utviklingen i  $YP$  som bestemmer arbeidstilbudet.  $YP$  ble estimert på nytt i forbindelse med nye nasjonalregnskapstall i 2012. Utgangspunktet for estimeringen er teori og modeller som beskrevet i Prestmo (2009) og Boug og Dyvi (2008) kapittel 5.2.

Vi har undersøkt om  $YP$  kan forklares av følgende variabler:

- i) *Gjennomsnittlig realtimelønn etter skatt,  $RWG = WW_j \cdot (1-TGW)/KPI$ .* Der  $j$  refererer til henholdsvis timelønn for menn (M) og kvinner (K), og  $KPI$  er konsumprisindeksen.  $TGW$  er gjennomsnittlig skattesats for lønnstakere.
- ii) *Marginal realtimelønn etter skatt,  $RWM = WW_j \cdot (1-TMW)/KPI$ .* Der  $j$  refererer til henholdsvis timelønn for menn (M) og kvinner (K).  $TMW$  er marginal skattesats for lønnstakere.
- iii) *Arbeidsledighetsraten er glattet over to perioder ( $GU$ ).* Arbeidsledighetsraten er forholdet mellom antall arbeidsledige og arbeidsstyrken. Glattningen har bakgrunn i et ønske om å dempe effekter av kortsiktige svingninger i ledigheten fra kvartal til kvartal i prognosearbeidet.
- iv) *Tidsdummyer og kvartalsmønster for kvartal 1 til 3 ( $DKV1, DKV2, DKV3$ ). 4. kvartal er basiskvartalet.*
- v) *Antall personer under utdanning, målt som andelen ungdommer 16-19 år og 20-24 år under utdanning ( $NNU16$  og  $NNU20$ )*
- vi) *Barnehagedekning, andelen barn 1-5 år i barnehage*
- vii) *Forventet gjenstående levetid for 70-åringene ( $LEVE70$ )*
- viii) *Yrkesprosent/egendynamikk ( $YP_i$ ), der  $i = 15-16$  åringer, 20-24 åringer, kvinner 25-39 år, menn 40-61 år, menn 25-61 år, menn 62-66 år, og 67-74 åringer*

Som vist i avsnittet under, fant vi ingen signifikant effekt av variablene v) og vi).

### 4.1. Feiljusteringsmodellen

Det er hensiktsmessig å benytte en *logit*-funksjonsform når man skal modellere arbeidstilbudet. Denne funksjonsformen tar hensyn til at arbeidstilbudsresponsen av en endring i en forklaringsvariabel avhenger av utgangsnivået til yrkesprosentene. Forklaringsvariablene som inngår i ligningene er inkludert både på endringsform og på nivå. I tillegg inkluderes det egendynamikk i modellen. Denne modellstrukturen gir oss det vi kaller en feiljusteringsmodell (ECM). Den modellerte variabelen ( $yp$ ) er en transformasjon av  $YP$ :

$$yp_i = \log\left[\frac{YP_i}{1 - YP_i}\right], \text{ der } i = \text{demografiske grupper.}$$

Ligning (1.1) er en standard ARDL(2,2)<sup>3</sup> modell.

$$(1.1) \quad yp_{i,t} = \alpha + \gamma_0 yp_{i,t-1} + \gamma_1 yp_{i,t-2} + \beta_0 x_{i,t-1} + \beta_1 x_{i,t-2} + \mu_{i,t}$$

Denne modellen kan utvides til å inkludere tidsforsinkede effekter av yrkesprosentene, og dermed være i bedre stand til å fange opp bevegelser i yrkesprosentene over tid.

<sup>3</sup> Autoregressiv modell med tidsetterslepte variabler (hvor både høyreside- og venstresidevariablene inngår med et tidsetterslep på to perioder)

En omskriving av ligning (1.1) gir oss ligning (1.2) som er feiljusteringsmodellen.

$$(1.2) \Delta y p_{i,t} = \alpha + (\gamma_0 - 1) \Delta y p_{i,t-1} + (\gamma_0 + \gamma_1 - 1) y p_{i,t-2} + \beta_0 \Delta x_{t-1} + (\beta_0 + \beta_1) x_{t-2} + \mu_{i,t}$$

Setter vi inn for  $(\gamma_0 - 1) = \varphi_0$ ,  $(\gamma_0 + \gamma_1 - 1) = \theta_0$  og  $(\beta_0 + \beta_1) = \theta_1$  i ligning (1.2) får vi den estimerte feiljusteringsmodellen:

$$(1.3) \Delta y p_{i,t} = \hat{\alpha} + \hat{\varphi}_0 \Delta y p_{i,t-1} + \hat{\theta}_0 y p_{i,t-2} + \hat{\beta}_0 \Delta x_{t-1} + \hat{\theta}_1 x_{t-2}$$

Der  $\Delta$  er førstedifferensen, altså differansen mellom periode  $t$  og  $t-1$  (for eksempel  $\Delta y p_{k2539,t} = y p_{k2539,t} - y p_{k2539,t-1}$ ). Det er på denne formen ligningen er estimert og implementert i modellen.

I feiljusteringsmodellen er det mulig å beregne langsiktssammenhengen mellom den variabelen som forklares og forklaringsvariablene. At vi har en langsiktsløsning innebærer at variabelen som forklares går mot en likevektsbane. Hvis alle nivåvariablene på høyre side er konstante over lang tid vil den variabelen som forklares gå mot et likevektsnivå. Vi har da at  $y p_{i,t} = y p_{i,t-1} = y p_i^*$  og  $x_{i,t-1} = x_{i,t-2} = x_i^*$ . I en slik statistisk likevekt er altså endringsvariablene er lik null, og leddene med differensoperatoren faller bort,  $\Delta y p_{i,t} = \Delta x_{i,t-1} = 0$ . Vi kan nå sette disse tre sammenhengene inn i ligning (1.3) og vi får langsiktsløsningen:

$$(1.4) y p_i^* = -\frac{\alpha}{\theta_0} - \frac{\theta_1}{\theta_0} x_i^*$$

Der  $-\theta_1/\theta_0$  er langsiktssammenhengen mellom yrkesprosenten og forklaringsvariablene,  $\theta_1$  og  $\theta_0$  er koeffisientene foran henholdsvis forklaringsvariablene og feiljusteringsleddet, samt at  $\alpha$  er modellens konstantledd.

Korttidodynamikken i modellen blir beskrevet av parametrene  $\varphi_0$  og  $\beta_0$ .  $\varphi_1$  er korttidsparameteren til den tidsetterslepte endogene variabelen og  $\beta_0$  er korttidsparameteren til de ulike forklaringsvariablene. I vår modell er  $y p_{i,t}$  gitt ved  $\ln(Y P_i / (1 - Y P_i))$ , dette innebærer at for å finne elastisiteten til  $Y P$  med hensyn på forklaringsvariablene,  $El_x Y P$ , i vår modell, må vi multiplisere parametrene med  $(1 - Y P_i)$ .

Etter en omskriving av ligning (1.3), hvor vi samler nivåvariablene i et feiljusteringsledd, kan modellen skrives slik:

$$(1.5) \Delta y p_{i,t} = \varphi_0 \Delta y p_{i,t-1} + \beta_0 \Delta x_{i,t-1} + \theta_0 \left( y p_{i,t-2} + \frac{\alpha}{\theta_0} + \frac{\theta_1}{\theta_0} x_{i,t-2} \right)$$

## 4.2. Data

Den demografiske inndelingen er tilpasset den moderniserte folketrygden fra 1. januar 2011 og innføringen av AFP som kom i 1989. Data for antall arbeidsledige og antall i arbeidsstyrken hentes fra AKU. De estimerte yrkesprosentene er forholdet mellom denne arbeidsstyrken og befolkningen i samme demografiske grupper. De øvrige variablene er hentet fra Nasjonalregnskapet per 1. kvartal 2012, hvor 2009<sup>4</sup> er modellens basisår. Variabler er angitt i kursiv. Små bokstaver markerer at variablene er målt på logaritmisk skala; fotskriften  $-1$  betegner at en variabel er tilbakedatert én periode;  $\Delta$  betegner differansen til en variabel (for eksempel er  $\Delta_4 G U$

<sup>4</sup> Variablene i KVARTS-modellen operer med to prissett, faste og løpende priser. Alle realstørrelser er i faste priser, da dette gjør det mulig å studere volumendringer. De faste prisene blir normert i et gitt fastprisår/basisår, som alltid er det siste året som det foreligger endelige nasjonalregnskapstall fra. Endelige nasjonalregnskapstall foreligger i 4. kvartal to år etter fastprisårets slutt.

endringen i glidende ledighetsrate fra periode 4 til denne perioden). Variablene på endringsform representerer korttidsdynamikken av modellen.

**Yrkesprosent i gruppe  $i$**  –  $YP_{i,t}$  der  $i$  er benevnelsen for de åtte ulike aldersgruppene: Gruppen  $i = 15-19$  år,  $i = 20-24$  år og  $i = 67-74$  år inneholder både menn og kvinner, mens vi i de andre aldersgruppene behandler menn og kvinner separat. Disse gruppene er menn 25-61 år, kvinner 25-39 år, kvinner 40-61 år, menn 62-66 år og kvinner 62-66 år.  $t$  indikerer at variablene avhenger av tiden. Til forskjell fra mange mikroorienterte studier modellerer vi altså hvor stor andel av en aldersgruppe som ønsker å stå i arbeidsstyrken og ikke hvor mange arbeidstimer en person ønsker å jobbe.

### Estimeringsperiode og metode

Estimeringsperioden er ikke den samme for alle de åtte demografiske gruppene, både på grunn av ulik lengde på dataseriene og fordi lengden på laggene varierer mellom de ulike ligningene. Data fra AKU finnes i hovedsak fra 2. kvartal 1970 og til 4. kvartal 2010, men for enkelte av gruppene er data kun tilgjengelig fra og med 1. kvartal 1989. Videre har for eksempel kvinners arbeidstilbud endret seg betydelig i denne perioden, og som skyldes andre faktorer enn de som er inkludert i vår modell. Dette gjør det hensiktsmessig å starte analysen for flere grupper først fra 1990-tallet.

Videre er, ifølge OECD (2011), den effektive pensjonsalderen redusert i perioden fra 1960 og fram til 2009 alle OECD-land, også i Norge. Nedgangen i effektiv pensjonsalder var størst i 70- og 80-årene etter endringen i pensjonsalder fra 70 til 67 år i 1973. Effekter av lavere pensjonsalder vil trolig påvirke arbeidstilbudet. En lengre estimeringsperiode for eldre vil dermed fange opp endringer som for eksempel at verdien av fritid øker når lønnsnivået øker. Vi benytter estimeringsperioden fra 1989 til og med 2009 for eldre arbeidstakere. All estimering er gjennomført med kvartalsdata.

Koeffisientene i MODAG (årsmodell) er beregnet ved hjelp av omregninger av resultatene fra kvartalsestimeringene. Se Hungnes (2000) for detaljer rundt omregninger av estimeringsresultater modellert på kvartalsdata til estimeringsresultat som skal inkluderes i en modell med årsdata.

Programmet OxMetrics 5.0 og pakken PcGive er benyttet til estimeringen. Metoden som er benyttet er minste kvadraters metode (MKM). Ligningene er estimert separat. Estimeringsresultatene er så replikert i programmet TROLL og lagt inn i modellene som simuleres i TROLL.

### 4.3. Estimeringsresultater

Tabell 3 viser hvor mye yrkesprosenten endrer seg i prosent som følge av en prosents endring i en forklaringsvariabel, dvs. elastisiteten, på kort, mellomlang sikt og lang sikt for de åtte demografiske gruppene. Mikrostudier, se for eksempel Dagsvik m.fl. (2005, 2012), viser at er det betydelige bevegelser i arbeidstilbudet i de ulike gruppene over konjunktorene. For makromodellene KVARTS/MODAG er det imidlertid endringer i det samlede arbeidstilbudet på kort, mellomlang og lang sikt som er viktig. Kort sikt er endringer som påvirker yrkesprosenten innenfor et år, mens lang sikt er endringer som påvirker yrkesprosentene permanent og inngår i feiljusteringsleddet. Endringer som påvirker yrkesprosenten midlertidig ut over det siste året er mellomlang-siktige effekter. Kort- og langtidselastisitetene i Prestmo (2009) er oppgitt i parentes for å kunne sammenligne nye og tidligere estimeringsresultater.

Tabell 3 viser at endringer i arbeidsledigheten påvirker yrkesprosentene for den eldste ungdomsgruppen 20-24 år, for menn i alderen 25-61 år og for yngre kvinner 25-39 år på kort og mellomlang sikt. Resultatene kan avspeile at enkelte velger å trekke seg ut av arbeidsstyrken i perioder med økende ledighet. Effektene er imidlertid ganske svake. Sammenlignet med tidligere resultater er resultatene relativt like, med unntak av at kvinner 25-39 år nå også responderer på endringer i ledigheten, mens vi ikke finner en slik effekt for menn i alderen 62-66 år. I tillegg vil høyere disponibel reallønn innebære at ungdommer i alderen 20-24 år øker sitt arbeidstilbud. Resultatene for menn er i tråd med Dagsvik m.fl. (2008), som finner at yrkesandelen for menn i liten grad responderer på endring i både lønn og arbeidsledighetsrate. Det er også små endringer i yrkesandelen for denne gruppen over konjunktorene. Dette forklares med at alternativene til å stå i arbeidsstyrken er få for denne gruppen. Årsaken til at den yngste aldersgruppen responderer sterkere på lønns- og ledighetsendringer skyldes trolig at de i stor grad har alternativer til å jobbe. De kan velge utdanning hvis det enten blir vanskelig å finne jobb eller dersom avkastningen av å jobbe er liten.

Tabellen viser også at på lang sikt vil en økning i arbeidsledigheten redusere yrkesprosentene for ungdom i alderen 16-19 år og for kvinner i alderen 40-61 år. Effekten er størst for ungdommer. Resultatene er i samsvar med at ungdom som både har lav utdanning og liten jobberfaring stiller relativt svakt i arbeidsmarkedet dersom konjunktorene forverres og ledigheten stiger. Ungdom er i stor grad sysselsatt i konjunkturfølsomme næringer, det er derfor forventet at økt arbeidsledighet vil bidra til at flere ungdommer trekker seg ut av arbeidsmarkedet. Ungdommer blir i tillegg ofte forsørget av annen familie og de kan dermed velge å trekke seg ut av arbeidsstyrken. Videre kan de velge å ta utdanning, og med studiefinansiering klare seg uten inntektsgivende arbeid. Kvinner har tradisjonelt sett også hatt et alternativ til lønnet arbeid, og utfører i større grad enn menn ulønnet omsorgsarbeid i hjemmet. Dette er i tråd med tidligere resultater som viser at disse gruppene responderer mest på endringer i ledighetsraten på lang sikt.

I tillegg til at redusert arbeidsledighet øker yrkesprosentene for ungdom i alderen 15-19 år og kvinner i alderen 25-39 år, vil en økning i disponibel realtimelønn øke arbeidstilbudet på lang sikt ytterligere. En økning i disponibel reallønn øker også yrkesprosentene til de andre kvinnene (40-61 og 62-66 år) og for menn i alderen 62-66 år på lang sikt. De største effektene er imidlertid blant ungdom og eldre kvinner. Den høye lønnselastisiteten for kvinner kan reflektere en utdanningseffekt som ikke er spesifisert i de økonometriske relasjonene, og som skiller seg fra lønnseffekten hos mennene. Det vil si at lønnseffekten gjenspeiler ulike utdanningsnivåer blant kvinner i arbeidsmarkedet ved at de med høy lønn trolig også har høy utdanning og høy yrkesprosent.

Empiriske mikroorienterte studier som undersøker arbeidstilbudsresponsen viser store variasjoner i effekter av skatteendringer på arbeidstilbudet, se blant annet Blundell og MaCurdy (1999) og Keane (2011). Våre resultater for kvinner er i tråd med norske mikrostudier som viser at arbeidstilbudet øker dersom reallønn etter skatt øker som følge av en skattereduksjon, se Thoresen og Vattø (2013). Vår analyse viser imidlertid noe høyere arbeidstilbudsrespons enn denne mikrostudien for yngre og eldre arbeidstakere. Vår analyse er imidlertid ikke helt sammenfallende med analysen i Thoresen og Vattø (2013) som evaluerer skattereformen i 2006. Denne reformen stimulerte hovedsakelig økt arbeidstilbud fra høyinntektsgrupper som i hovedsak har lav arbeidstilbudsrespons. Et annet forhold er at den mikroorienterte studien studerer arbeidstilbudsresponsen i antall timer og ikke i antall personer.

For den eldste aldersgruppen viser estimeringene at økt levealder øker arbeidstilbudet til denne gruppen. Dersom gjenstående levealder øker med en prosent, for eksempel fra 15,5 år til 15,65 år, øker arbeidstilbudet med nesten 5 prosent på lang sikt. Årsaken til økt levealder ligger trolig i en generell bedring av befolkningens helsetilstand. Dette øker den sysselsattes arbeidsevne og attraktivitet i arbeidsmarkedet. French (2005) tillegger god helsetilstand som forklaring på høyere yrkesdeltagelse blant de eldre arbeidstakerne i USA. I tillegg til økt arbeidsevne vil bedret helsetilstand øke konsumevnen og dermed bidra til ønske om økt inntekt.

Våre estimeringsresultater på nye data viser enkelte forskjeller fra mindre forskjeller fra resultatene i Prestmo (2009). En forskjell er at arbeidstilbudet til pensjonistene ikke påvirkes av endringer i verken lønn eller ledighet. Også arbeidstilbudet til den eldste ungdomsgruppen er mindre følsom overfor endringer i både ledighet og lønn nå enn i den forrige modellversjonen. På den andre siden er arbeidstilbudet til både yngre og eldre kvinner nå mer følsomt for konjunktursvinginger. I Prestmo (2009) var yrkestilbudet til kvinner kun bestemt av antall barn per kvinne, mens de i følge våre estimeringer responderer på endringer i både ledighet og lønn. Arbeidstilbudet til de eldste kvinnene økte på lang sikt også i den forrige modellversjonen dersom disponibel reallønn økte, men effekten er klart sterkere i de nye relasjonene. De øvrige estimerte effektene er om lag som i Prestmo (2009).

**Tabell 3: Partielle kort- og langtidseffekter på yrkesandelene i KVARTS 2009d. Effekter fra forrige oppdatering, KVARTS 2006d, i parentes. Prosentvis effekt på yrkesandelene av en prosents endring i forklaringsvariablene**

	Ungdom		Menn		Kvinner			Pensjonister
	15-19	20-24	25-61	62-66	25-39	40-61	62-66	67-74
<b>Yrkesprosent i 2009</b>	0,44	0,74	0,89	0,51	0,85	0,82	0,38	0,11
<b>Elastisitet med hensyn på Arbeidsledighetsraten</b>								
Kort og mellomlang sikt	0 (0)	-0,03 (-0,02)	-0,01 (-0,02)	0 (-0,09)	-0,01 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (-0,28)
Lang sikt	-0,17 (-0,16)	0 (-0,16)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	-0,05 (-0,06)	0 (0)	0 (0)
<b>Disponibel reallønn</b>								
Kort og mellomlang sikt	0 (0)	0,08 (0,04)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
Lang sikt	0,39 (0,64)	0 (0,41)	0 (0)	0,15 (0)	0,05 (0)	0,03 (0,08)	0,39 (0,05)	0 (2,58)
<b>Forventet gjenstående levealder</b>								
Lang sikt	..	..	..	..	..	..	..	4,94

For å finne elastisitetene til yrkesprosentene med hensyn på de ulike forklaringsvariablene benyttes følgende formel: For korttidseffektene:

$$EL_{x_t} YP_t = \beta_0 \cdot (1 - YP_{t,2009}) \text{ og for langsiktigseffektene: } EL_{x_t} YP_t = -\theta_1 / \theta_0 \cdot (1 - YP_{t,2009})$$

Der  $\beta_0$  og  $\theta_1$  referer til koeffisientene til de ulike forklaringsvariablene, og  $\theta_0$  til feiljusteringsleddet. Deretter multipliserer vi med én minus yrkesprosenten som de ulike gruppene hadde i 2009, som er modellens fastprisår når ligningene estimeres.

Tabell 3 viser effektene på yrkesandelene av en endring i forklaringsvariablene. Effektene er målt som elastisiteter, altså prosentvis endring i yrkesandelen som følge av en prosents endring i forklaringsvariablene. Tabellen viser også resultatene fra den tidligere modellutgaven, som ble reestimert i 2009. Tabellen skiller også mellom effekter på kort og på lang sikt. Kortsiktseffekten viser den midlertidige effekten på yrkesandelene av en endring i forklaringsvariablene, mens langsiktseffektene viser den varige effekten på yrkesandelene av en endring i forklaringsvariablene.

Langsiktig likevekt karakteriseres ved at yrkesprosentene ikke endres til et gitt nivå på forklaringsfaktorene. Nivået på yrkesprosenten til de ulike demografiske gruppene er bestemt av nivået på de eksogene variablene som inngår på nivåform, altså ledighetsraten, disponibel reallønn og forventet gjenstående levealder. I tabell 4 har vi benyttet variablenes gjennomsnittsnivå i 2009<sup>5</sup>, som er modellens grunnlagsår, for å beregne langsikt-løsningen for yrkesprosentene til de åtte demografiske gruppene. Av tabellen ser vi at det statiske likevektsnivået er klart høyest for menn i alderen 25-61 og andelen er lik 0,89. Yrkesprosenten blant kvinner i alderen 25-39 år er noe høyere enn kvinner i alderen 40-61 og andelen er lik 0,84. Blant eldre arbeidstakere er om lag halvparten av alle menn yrkesaktive, mens andelen for kvinner er lik 0,39.

Ved å endre nivåene til forklaringsvariablene i langsiktig likevekt, kan man illustrere hvordan yrkesprosentene påvirkes av permanente endringer i forklaringsvariablene. Dersom ledigheten dobles til 6 prosent reduseres arbeidstilbudet til 0,38 prosent for ungdom 16-19 år og til 0,78 for kvinner 40-61 år. Det siste resultatet er i tråd med mikroorienterte studier som viser at gifte kvinner reduserer arbeidstilbudet betydelig dersom ledigheten øker, jf. Dagsvik m.fl. (2012). Dersom reallønnen stiger med 5 prosent etter skatt øker yrkesprosentene for de demografiske gruppene svært lite for alle grupper. Dette er imidlertid en relativt beskjeden økning i forhold til reallønnsøkningen i de siste årene. I perioden fra 2000 til 2009 økte gjennomsnittlig disponibel reallønn med over 30 prosent. Tabellen viser effekten på arbeidstilbudet av en lignende økning i reallønnen framover. Som vi ser, vil dette særlig bidra til å øke yrkesdeltakelsen til yngre (15-19 år) og eldre kvinner (62-66). Ungdom 20-24 år, menn 25-61 år og pensjonister vil ikke endre arbeidstilbudet i fordi reallønn ikke inngår.

<sup>5</sup> Arbeidsledigheten i 2009 var 3,2 prosent, reallønnen 192 kroner som gjennomsnitt for begge kjønn, marginal reallønn etter skatt for menn var 172 kroner, marginal reallønn etter skatt for kvinner var 151 kroner og gjennomsnittlig reallønn etter skatt for kvinner var 178 kroner. Forventet gjenstående levealder for 70 åringer var 15 år.

Tabell 4: Langsiktsløsning i yrkesprosentene i KVARTS 2009d under ulike alternativer for de eksogene variablene.

	Ungdom		Menn		Kvinner			Pensjonister
	15-19	20-24	25-61	62-66	25-39	40-61	62-66	67-74
<b>Yrkesprosent 2009</b>	0,45	0,74	0,89	0,48	0,84	0,82	0,39	0,14
Arbeidsledighet øker til 6 prosent	0,38	0	0	0	0	0,78	0	0
5 prosent økt disponibel reallønn	0,46	0	0	0,49	0,84	0,82	0,40	0
30 prosent økt disponibel reallønn	0,49	0	0	0,50	0,85	0,83	0,43	0
Forventet gjenstående levetid øker med 1 år	..		..	..	..	..	..	0,19

## 5. Oppsummering

Vi har i dette notatet vist hvordan den nye arbeidstilbudsblokka i KVARTS og MODAG er etter Nasjonalregnskapets hovedrevisjon i 2011. Endringene er av mindre karakter, men ikke uten betydning. Den største endringen er inkluderingen av glattet arbeidsledighet som forklaringsvariabel. Dette bidrar trolig til å begrense de kraftige utslagene i yrkesprosentene når arbeidsledigheten svinger mye. Videre har yrkesprosentene for kvinner i aldersgruppen 25-39 år blitt kraftig revidert. Den tidligere utgaven av KVARTS/MODAG inkluderte ingen realøkonomiske forklaringsvariable i bestemmelsen av disse kvinnenes arbeidstilbud. I tillegg øker yrkestilbudet for den eldste aldersgruppen dersom levealderen øker. Dette er også nytt i forhold til tidligere, da yrkestilbudet blant disse responderte på endret ledighet på kort og mellomlang sikt og endret reallønn på lengre sikt. De øvrige demografiske gruppernes yrkesandel skiller seg i mindre grad fra tidligere versjoner.



## Referanser

- Boug, P. og Y. Dyvi (2008): *MODAG: En makroøkonomisk modell for norsk økonomi*. Sosiale og økonomiske studier (SØS) 111, SSB.
- Brunborg, H., I. Texmoen og M. Tønnesen (2012): *Befolkningsfremskrivninger 2012-2060: Resultater. Økonomiske Analyser 4/2012*, SSB, 53-58.
- Blundell, R. og T. MaCurdy (1999): "Labor Supply: A Review of Alternative Approaches", i O. Ashenfelter og D. Card (red.): *Handbook of Labor Economics*, Vol 3A, Amsterdam: Elsevier, 1559–1695
- Dagsvik, J. K., Kornstad, T., Jia Z. og Thoresen, T. O. (2008): *LOTTE-Arbeid – mikrobasert modell for mikrosimulering av arbeidstilbudseffekter*, Rapport 1/2008, Statistisk sentralbyrå
- Dagsvik, J.K., Kornstad, T., Skjerpen, T. O. (2012): *Labor force participation and the discouraged worker effect*. *Empirical Economics*. DOI 10.1007/s00181-012-0598-9
- Engle, R. F. (1982): *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*. *Econometrica* **40**, 187-207.
- French, E. (2005): *The Effects of Health, Wealth, and Wages on Labour Supply and Retirement Behaviour*. *Review of Economic* **72**, 395-427
- Harvey, A. C. (1981): *The Econometric Analysis of Time Series*. Phillip Allan. Oxford.
- Hungnes, H. (2000): *Beregning av årsrelasjoner på grunnlag av økonometriske kvartalsrelasjoner*. Rapport 9/2000 SSB
- Keane, M.P. (2011): *Labor Supply and Taxes: A Survey*, *Journal of Economic Literature*, **49**, 961–1075  
Lov av 23. desember 1988 nr. 110 – Lov om statstilskott til ordninger for avtalefestet pensjon.  
[http://lovdata.no/cgi-wift/wiftldles?doc=/usr/www/lovdata/all/nl-19881223-110.html&emne=statstilskott%20til%20ordning%20for%20avtalefest\\*&&](http://lovdata.no/cgi-wift/wiftldles?doc=/usr/www/lovdata/all/nl-19881223-110.html&emne=statstilskott%20til%20ordning%20for%20avtalefest*&&)
- OECD (2011). "Trends in Retirement and Working at Older Ages", in *Pensions at a Glance 2011. Retirement-income Systems in OECD and G20 Countries*. OECD Publishing. [Hhttp://dx.doi.org/10.1787/pension\\_glance-2011-en](http://dx.doi.org/10.1787/pension_glance-2011-en)
- Ramsey, J. B. (1969): *Test for specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis*. *Journal of International Economics* **38**, 76-91.
- SSB (2009): *Arbeidsmarkedsstatistikken – noen forklaringer*. Boks 7.1, Økonomiske Analyser 1/2009, SSB, 98-99.
- Thoresen, T. O. and T. E. Vattø (2013): *Validation of Structural Labor Supply Model by the Elasticity of Taxable Income*. Forthcoming Discussion papers, SSB
- White, H. (1980): *A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity*. *Econometrica* **48**, 817-828.

## Vedlegg A: Tester og restleddsegenskaper

Tabellene i vedlegg B viser i tillegg til estimeringsresultatene de standardtestene som er inkludert i OxMetrics.

*AR<sub>1-5</sub>-testen* er en Lagranges multiplikator-test basert på Harvey (1981), som sjekker om det er seriekorrelasjon i restleddene. Restleddstestene for den estimerte relasjonen for yrkesandelene for menn 25-61 år, *ypm2561*, viser at det er indikasjoner på seriekorrelerte restledd. Verken inkludering av sesongmønster eller endring i modellstrukturen har klart å bedre dette. Med støtte fra både teori og mikroestimeringer velger vi allikevel å beholde denne modellstrukturen.

*ARCH<sub>1-4</sub>-testen* er Engels (1982) test for tilbakevendende betinget heteroskedastisitet, altså om variansen til restleddet avhenger av variansen til restleddet i perioden før.

*Normalitetstesten* sjekker i hvor stor grad restleddene er normalfordelte. I enkelte av relasjonen har det vært observasjon i dataserien som i liten grad ble forklart av modellen. Disse er tatt ut av estimering gjennom å inkludere en tidsdummy. Dette kan sies å være en svakhet ved modelleringen, da bruk av tidsdummys kan dekke over feilspesifikasjoner til modellen. Dette gjelder særlig for yrkesprosentene for menn og kvinner i alderen 67-74 år, *yp6774*.

*Heteroskedastisitetstesten* (HETERO) tester hvorvidt variansen til restleddene avhenger av tidsforløpet. Testen er basert på White (1980) og benytter kvadrerte restledd.

*RESET-testen* (regresjonens spesifikaasjonstest) er en test som sjekker om funksjonsformen kunne ha vært endret ved å inkludere ikke-lineære kombinasjoner av forklaringsvariablene i modellen (Ramsey, 1969). Flere av relasjonene skårer dårlig på denne testen. Vi har allikevel valgt å beholde spesifikaasjonen slik den står. Inkludering av ikke-lineære kombinasjoner kompliserer modellene betydelig.

## Vedlegg B: Estimeringsresultater

I estimeringsresultatene er  $\Delta$  erstattet av en D, GU er glattet ledighet over to perioder. Logaritmer står i små bokstaver. Prefikset l, viser til transformasjonen av YP, vist i avsnitt 4.1. Impulsdummyer for enkeltkvartal er av typen DUMAÅK, for eksempel er DUM883 dummy for 3. kvartal 1988. Kvartalsdummyene for henholdsvis 1., 2. og 3. kvartal er DKV1, DKV2 og DKV3. 4. kvartal er basiskategorien. Benevnelse for tidsetterslep er understrek etterfulgt av antall kvartaler etter periode  $t$ .

**Tabell B.1: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for aldergruppen 15-19 år**

EQ(11) Modelling Dlyp1519 by OLS

The dataset is: X:\530\Reestimering2012\Yrkesprosent\ypest.xls

The estimation sample is: 1978(1) - 2010(4)

	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	Part. R <sup>2</sup>
Dlyp1519_4	0.699299	0.04425	15.8	0.0000	0.6736
Constant	-1.36185	0.3015	-4.52	0.0000	0.1443
lyp1519_1	-0.372509	0.05838	-6.38	0.0000	0.2517
GU_2	-0.0356085	0.008716	-4.09	0.0001	0.1212
rwg_1	0.262819	0.06007	4.38	0.0000	0.1366
DKV3	0.0511068	0.02052	2.49	0.0141	0.0488
dum812	-0.274111	0.09506	-2.88	0.0047	0.0643
dum061	0.390118	0.09453	4.13	0.0001	0.1234
dum822	0.397990	0.09553	4.17	0.0001	0.1254
dum883	0.297587	0.09462	3.15	0.0021	0.0756
dum962	0.201947	0.09445	2.14	0.0345	0.0364
sigma	0.0922311	RSS		1.0292957	
R <sup>2</sup>	0.870329	F(10,121) =	81.21	[0.000]**	
log-likelihood	133.059	DW		2.01	
no. of observations	132	no. of parameters		11	
mean(Dlyp1519)	0.00108234	var(Dlyp1519)		0.0601344	
AR 1-5 test:	F(5,116) =	0.96338	[0.4433]		
ARCH 1-4 test:	F(4,113) =	0.40937	[0.8016]		
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2) =	1.5866	[0.4523]		
Hetero test:	F(14,106) =	0.86394	[0.5992]		
Hetero-X test:	F(24,96) =	1.1403	[0.3175]		
RESET test:	F(1,120) =	0.60924	[0.4366]		

**Tabell B.2.: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for aldergruppen 20-24 år**

EQ(12) Modelling Dlyp2024 by OLS

The dataset is: X:\530\Reestimering2012\Yrkesprosent\ypest.xls

The estimation sample is: 1989(1) - 2010(4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Dlyp2024_1	-0.802793	0.08109	-9.90	0.0000	0.5537
Dlyp2024_2	-0.946258	0.08111	-11.7	0.0000	0.6327
Dlyp2024_3	-0.603814	0.07935	-7.61	0.0000	0.4230
Constant	0.184169	0.07605	2.42	0.0177	0.0691
D4GU_1	-0.0298106	0.01661	-1.79	0.0766	0.0392
lyp2024_3	-0.265508	0.08720	-3.04	0.0032	0.1050
Drwg	0.287913	0.1251	2.30	0.0240	0.0629
dum051	-0.306719	0.07965	-3.85	0.0002	0.1580
dumstep96	0.0982872	0.02420	4.06	0.0001	0.1727
sigma	0.0782679	RSS		0.483943337	
R <sup>2</sup>	0.849249	F(8,79) =	55.63	[0.000]**	
Adj.R <sup>2</sup>	0.833983	log-likelihood		104.071	
no. of observations	88	no. of parameters		9	
mean(Dlyp2024)	-0.0013153	se(Dlyp2024)		0.192091	
AR 1-5 test:	F(5,74)	=	1.5645	[0.1807]	
ARCH 1-4 test:	F(4,80)	=	1.8744	[0.1230]	
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2)	=	0.17949	[0.9142]	
Hetero test:	F(13,73)	=	0.84630	[0.6109]	
Hetero-X test:	F(28,58)	=	0.81117	[0.7234]	
RESET23 test:	F(2,77)	=	1.4261	[0.2465]	

**Tabell B.3.: Estimeringsresultat av yrkesprosent for menn 25-61 år**

EQ(16) Modelling Dlypm2561 by OLS

The dataset is: X:\530\Reestimering2012\Yrkesprosent\ypest.xls

The estimation sample is: 1989(3) - 2010(4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Dlypm2561_4	0.530479	0.07100	7.47	0.0000	0.4080
Constant	0.370493	0.08859	4.18	0.0001	0.1776
lypm2561_1	-0.165208	0.03943	-4.19	0.0001	0.1781
D4GU_2	-0.0238842	0.007806	-3.06	0.0030	0.1036
dumstep96	-0.0173728	0.01126	-1.54	0.1266	0.0286
sigma	0.0452926	RSS		0.166164947	
R <sup>2</sup>	0.536608	F(4,81) =	23.45	[0.000]**	
log-likelihood	146.684	DW		2.42	
no. of observations	86	no. of parameters		5	
mean(Dlypm2561)	-0.00659854	var(Dlypm2561)		0.00416958	
AR 1-5 test:	F(5,76)	=	2.6607	[0.0286]*	
ARCH 1-4 test:	F(4,73)	=	0.19458	[0.9405]	
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2)	=	5.9656	[0.0507]	
Hetero test:	F(7,73)	=	0.93663	[0.4839]	
Hetero-X test:	F(13,67)	=	0.89806	[0.5591]	
RESET test:	F(1,80)	=	0.30684	[0.5812]	

**Tabell B.4.: Estimeringsresultat av yrkesprosenten for kvinner 25-39 år**

EQ(110) Modelling Dlypk2539 by OLS

The dataset is: X:\530\Reestimering2012\Yrkesprosent\ypest.xls

The estimation sample is: 1986(1) - 2010(4)

		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Dlypk2539_1		-0.205156	0.1040	-1.97	0.0515	0.0406
Dlypk2539_2		-0.348750	0.09180	-3.80	0.0003	0.1356
Dlypk2539_3		-0.249582	0.09279	-2.69	0.0085	0.0729
dumstep96		0.0423026	0.02619	1.62	0.1097	0.0276
Constant	U	-0.0804872	0.2220	-0.363	0.7177	0.0014
lypk2539_1	U	-0.316226	0.07939	-3.98	0.0001	0.1471
D4GU_4	U	-0.0245886	0.009859	-2.49	0.0144	0.0633
rwkm_1	U	0.112141	0.05614	2.00	0.0487	0.0416
sigma		0.0625882	RSS		0.360389918	
R <sup>2</sup>		0.391519	F(7,92) =	8.457	[0.000]**	
Adj.R <sup>2</sup>		0.345222	log-likelihood		139.393	
no. of observations		100	no. of parameters		8	
mean(Dlypk2539)		0.00554547	se(Dlypk2539)		0.0773473	
AR 1-5 test:	F(5,87)	=	0.71410	[0.6145]		
ARCH 1-4 test:	F(4,92)	=	0.78275	[0.5392]		
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2)	=	0.88088	[0.6438]		
Hetero test:	F(13,86)	=	0.66048	[0.7955]		
Hetero-X test:	F(28,71)	=	0.68378	[0.8681]		
RESET23 test:	F(2,90)	=	4.7761	[0.0107]*		

**Tabell B.5.: Estimeringsresultat av yrkesprosent for kvinner 40-61 år**

EQ(195) Modelling Dlypk4061 by OLS

The dataset is: X:\530\Reestimering2012\Yrkesprosent\ypest.xls

The estimation sample is: 1990(1) - 2010(4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Dlypk4061_1	-0.388974	0.09489	-4.10	0.0001	0.1811
Dlypk4061_2	-0.544837	0.1022	-5.33	0.0000	0.2720
Dlypk4061_4	0.307664	0.09241	3.33	0.0013	0.1273
Constant	0.326006	0.2595	1.26	0.2129	0.0203
lypk4061_3	-0.426082	0.09106	-4.68	0.0000	0.2237
Seasonal	0.0319359	0.01625	1.97	0.0530	0.0484
GU_2	-0.0359032	0.009788	-3.67	0.0005	0.1504
rwkg_3	0.0808733	0.04943	1.64	0.1060	0.0340
sigma	0.0473825	RSS		0.170628015	
R <sup>2</sup>	0.64395	F(7,76) =	19.64	[0.000]**	
log-likelihood	141.171	DW		2.14	
no. of observations	84	no. of parameters		8	
mean(Dlypk4061)	0.0050088	var(Dlypk4061)		0.00570506	
AR 1-5 test:	F(5,71) =	0.72649	[0.6058]		
ARCH 1-4 test:	F(4,68) =	1.3238	[0.2700]		
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2) =	0.13665	[0.9340]		
Hetero test:	F(13,62) =	1.8609	[0.0530]		
Hetero-X test:	F(34,41) =	1.2456	[0.2492]		
RESET test:	F(1,75) =	4.6258	[0.0347]*		

**Tabell B.6.: Estimeringsresultat av yrkesprosent for menn 62-66 år**

EQ(40) Modelling Dlypm6266 by OLS

The dataset is: X:\530\Reestimering2012\Yrkesprosent\ypest.xls

The estimation sample is: 1989(2) - 2010(4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Dlypm6266_2	-0.208632	0.05927	-3.52	0.0007	0.1371
Constant	-0.622106	0.3578	-1.74	0.0860	0.0373
lypm6266_1	-0.430302	0.08187	-5.26	0.0000	0.2615
rwmm_1	0.131990	0.07549	1.75	0.0843	0.0377
dumstep96	-0.0841468	0.03037	-2.77	0.0070	0.0896
DKV1step053	0.203125	0.03185	6.38	0.0000	0.3428
DKV4step053	-0.115501	0.02647	-4.36	0.0000	0.1962
dum003	-0.241517	0.08558	-2.82	0.0061	0.0926
dum004	-0.188798	0.08959	-2.11	0.0383	0.0539
sigma	0.0830563	RSS		0.538071859	
R <sup>2</sup>	0.76982	F(8,78) =	32.61	[0.000]**	
log-likelihood	97.779	DW		1.99	
no. of observations	87	no. of parameters		9	
mean(Dlypm6266)	-0.00268943	var(Dlypm6266)		0.0268691	
AR 1-5 test:	F(5,73) =	0.55769	[0.7320]		
ARCH 1-4 test:	F(4,70) =	0.61612	[0.6525]		
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2) =	2.8172	[0.2445]		
Hetero test:	F(11,66) =	1.0439	[0.4195]		
Hetero-X test:	F(25,52) =	1.0553	[0.4222]		
RESET test:	F(1,77) =	6.3359	[0.0139]*		



**Tabell B.7.: Estimeringsresultat av yrkesprosent for kvinner 62-66 år**

EQ( 6) Modelling Dlypk6266 by OLS

The dataset is: X:\530\Reestimering2012\Yrkesprosent\ypest.xls

The estimation sample is: 1989(2) - 2010(4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Dlypk6266_3	-0.0730234	0.06528	-1.12	0.2668	0.0158
Constant	-1.89197	0.3467	-5.46	0.0000	0.2763
lypk6266_1	-0.537011	0.08005	-6.71	0.0000	0.3658
rwkm_2	0.341931	0.07382	4.63	0.0000	0.2157
DKV1step053	0.167965	0.02887	5.82	0.0000	0.3027
dum001	-0.263117	0.08860	-2.97	0.0040	0.1016
dum994	0.264353	0.08801	3.00	0.0036	0.1037
dumstep96	-0.0669986	0.02974	-2.25	0.0271	0.0611
dum061	-0.224036	0.08657	-2.59	0.0115	0.0791
sigma	0.0836918	RSS		0.5463372	
R <sup>2</sup>	0.719734	F(8,78) =	25.04	[0.000]**	
log-likelihood	97.1159	DW		2.25	
no. of observations	87	no. of parameters		9	
mean(Dlypk6266)	0.000643658	var(Dlypk6266)		0.0224063	
AR 1-5 test:	F(5,73) =	1.3490	[0.2536]		
ARCH 1-4 test:	F(4,70) =	0.62427	[0.6467]		
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2) =	1.8373	[0.3991]		
Hetero test:	F(11,66) =	0.52156	[0.8820]		
Hetero-X test:	F(21,56) =	0.68546	[0.8290]		
RESET test:	F(1,77) =	0.50333	[0.4802]		

**Tabell B.8: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for alderen 67-74 år**

EQ(79) Modelling Dlyp6774 by OLS

The dataset is: X:\530\Reestimering2012\Yrkesprosent\ypest.xls

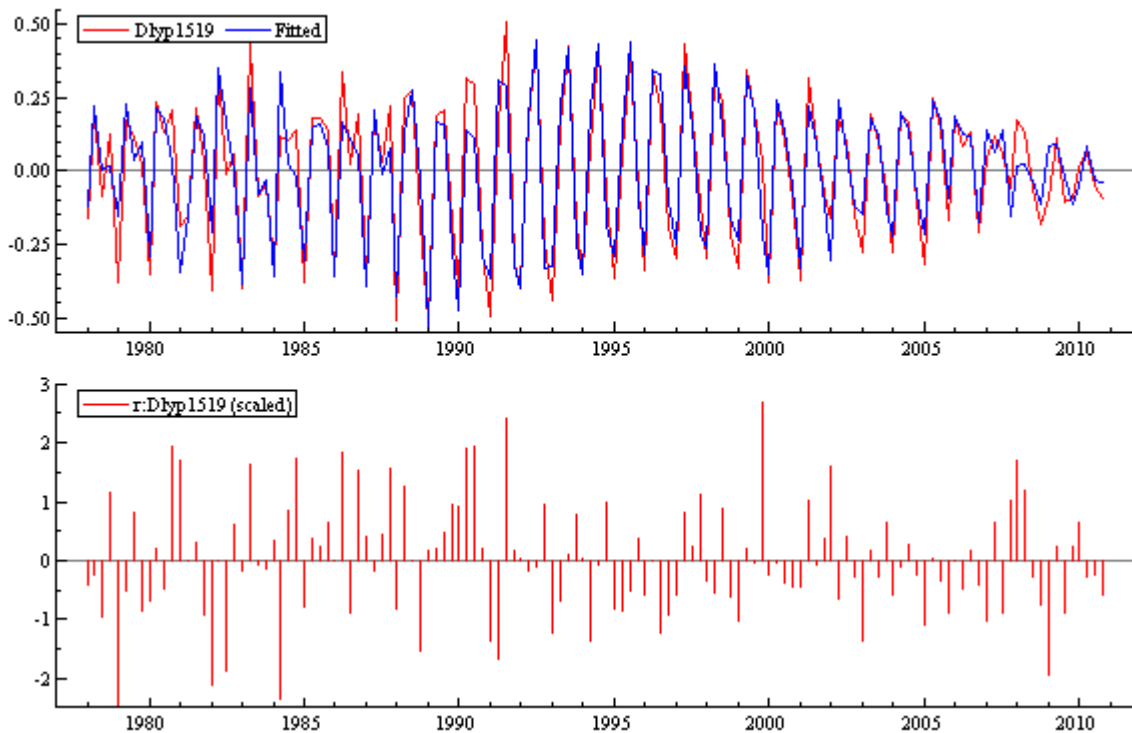
The estimation sample is: 1988(3) - 2010(4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Dlyp6774_1	-0.417706	0.08107	-5.15	0.0000	0.2589
Dlyp6774_2	-0.485483	0.06278	-7.73	0.0000	0.4404
Dlyp6774_3	-0.328476	0.07945	-4.13	0.0001	0.1836
Constant	-2.47146	0.4347	-5.69	0.0000	0.2984
lyp6774_1	-0.141361	0.04059	-3.48	0.0008	0.1376
leve70_2	0.788121	0.1532	5.14	0.0000	0.2582
dum061	-0.356835	0.07759	-4.60	0.0000	0.2177
dum064	0.322645	0.07627	4.23	0.0001	0.1906
dum014	0.282607	0.08290	3.41	0.0010	0.1326
dum004	-0.249326	0.07801	-3.20	0.0020	0.1185
dum901	0.282580	0.07770	3.64	0.0005	0.1482
dum963	-0.239158	0.07556	-3.17	0.0022	0.1165
Seasonal	0.151687	0.02858	5.31	0.0000	0.2704
Seasonal_1	0.0739835	0.03006	2.46	0.0161	0.0738
sigma	0.0736253	RSS		0.411972171	
R <sup>2</sup>	0.856089	F(13,76) =	34.78	[0.000]**	
log-likelihood	114.693	DW		1.92	
no. of observations	90	no. of parameters		14	
mean(Dlyp6774)	-0.000788633	var(Dlyp6774)		0.0318077	
AR 1-5 test:	F(5,71) =	0.54436	[0.7420]		
ARCH 1-4 test:	F(4,68) =	0.95864	[0.4359]		
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2) =	2.4771	[0.2898]		
Hetero test:	F(18,57) =	0.41050	[0.9803]		
Hetero-X test:	not enough observations				
RESET test:	F(1,75) =	1.2948	[0.2588]		

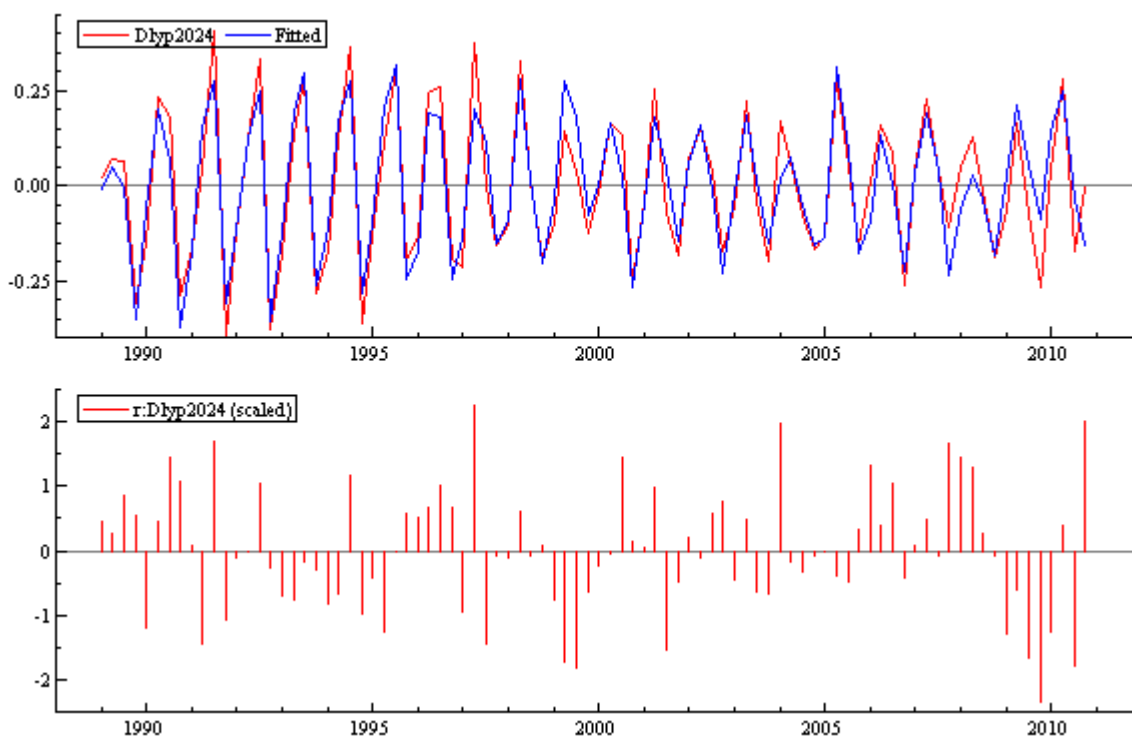
## Vedlegg C: Føyning

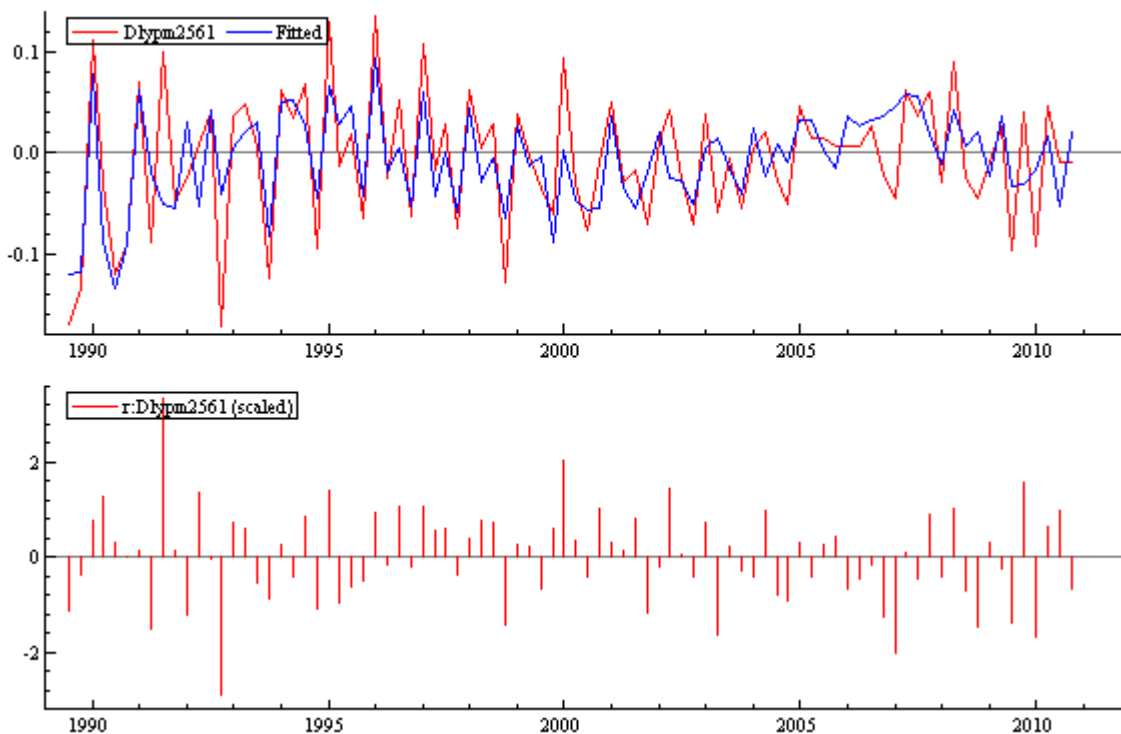
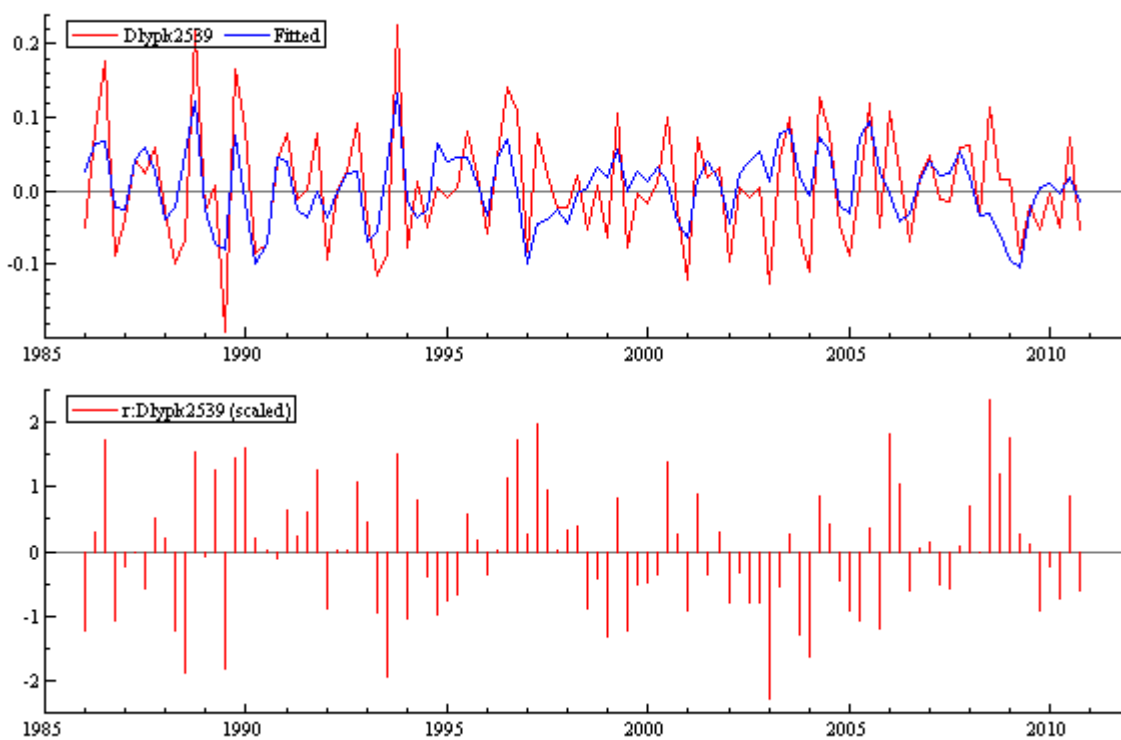
Figurene i dette kapittelet viser faktiske verdier (stiplet linje) i forhold til den tilpassende verdien (heltrukket linje) som er beregnet ved hjelp av de estimerte parameterverdiene. Den andre grafen viser de tilhørende restleddene, målt i antall standardavvik.

Figur C.1: Faktisk og estimert verdi på  $\Delta y_{p1519}$  og tilhørende restledd.

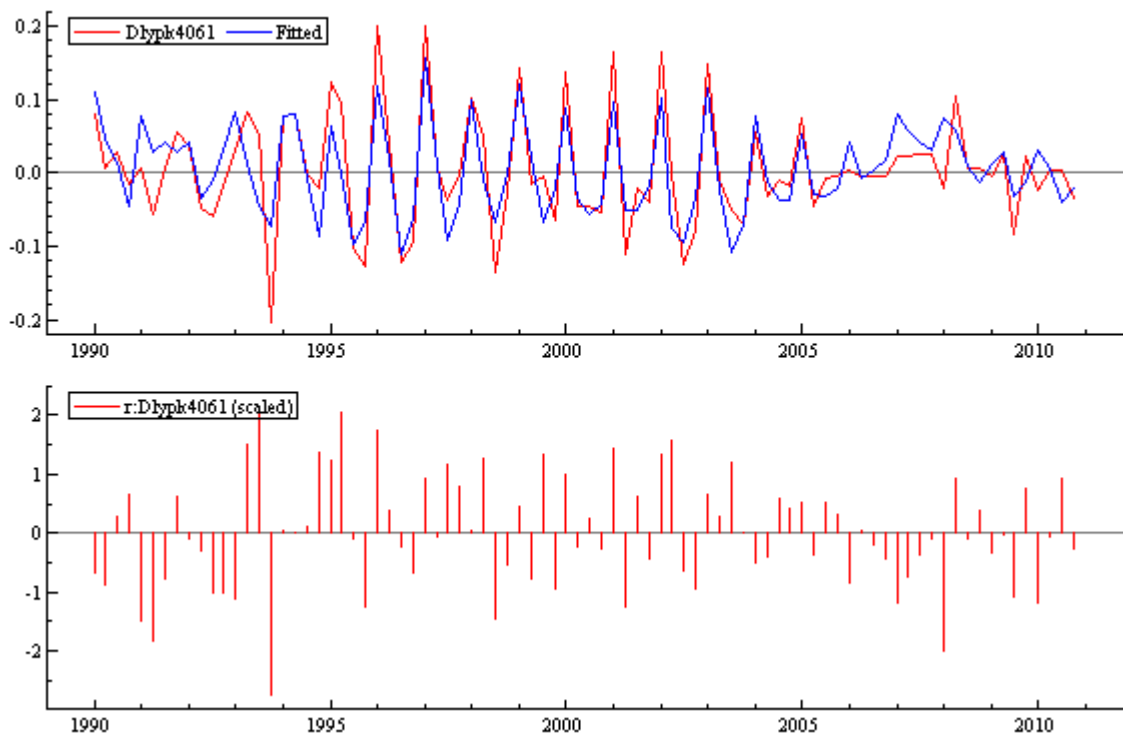


Figur C.2: Faktisk og estimert verdi på  $\Delta y_{p2024}$  og tilhørende restledd.

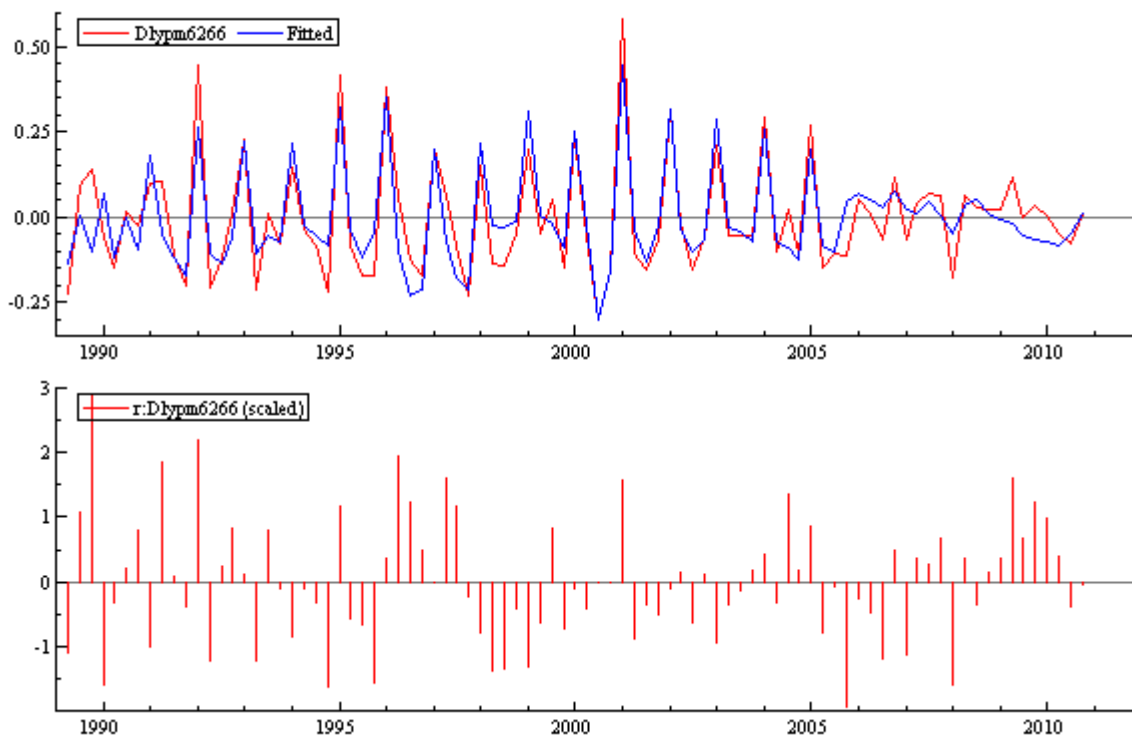


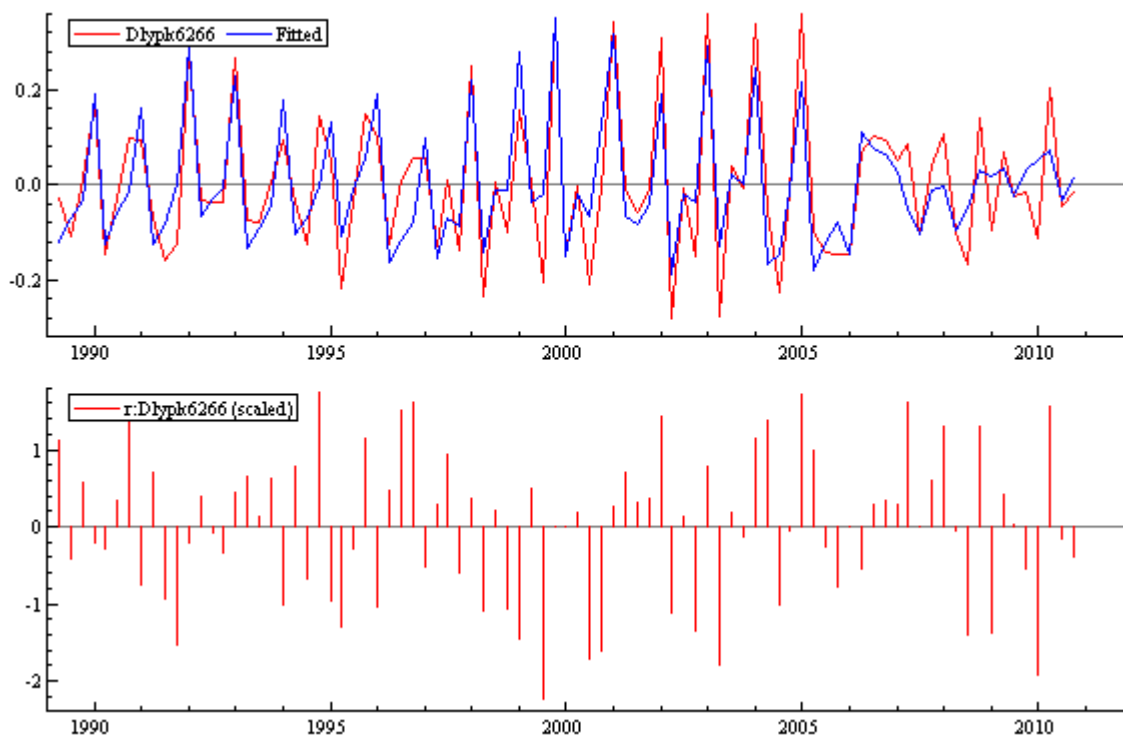
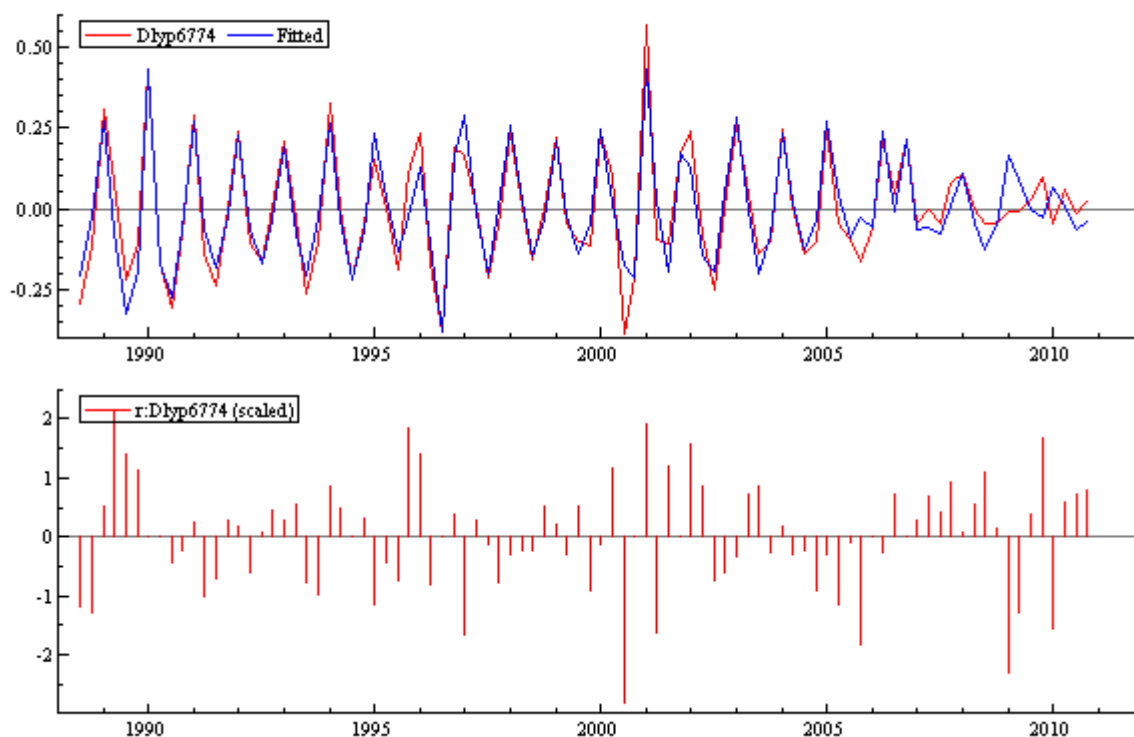
Figur C.3.: Faktisk og estimert verdi på  $\Delta y_{pm2561}$  og tilhørende restleddFigur C.4.: Faktiske og estimerte verdier på  $\Delta y_{pk2539}$  og tilhørende restledd.

Figur C.5: Faktiske og estimerte verdier på  $\Delta y_{pk4061}$  og tilhørende restledd



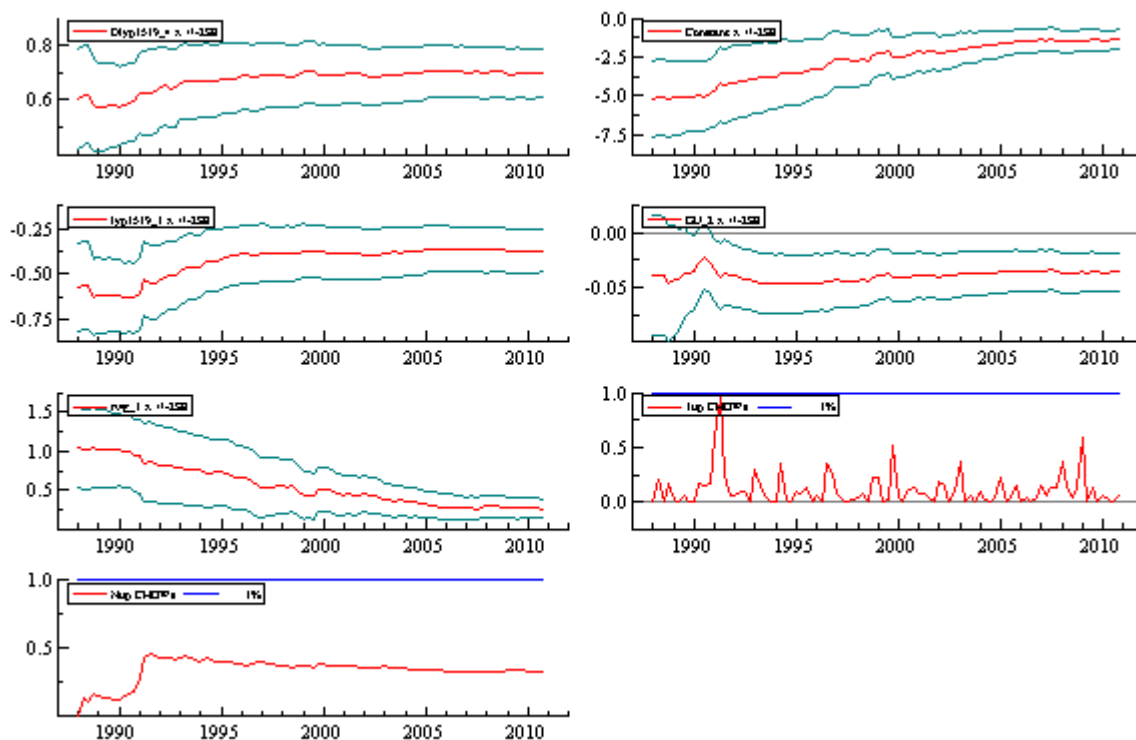
Figur C.6.: Faktisk og estimert verdi på  $\Delta y_{pm6266}$  og tilhørende restledd



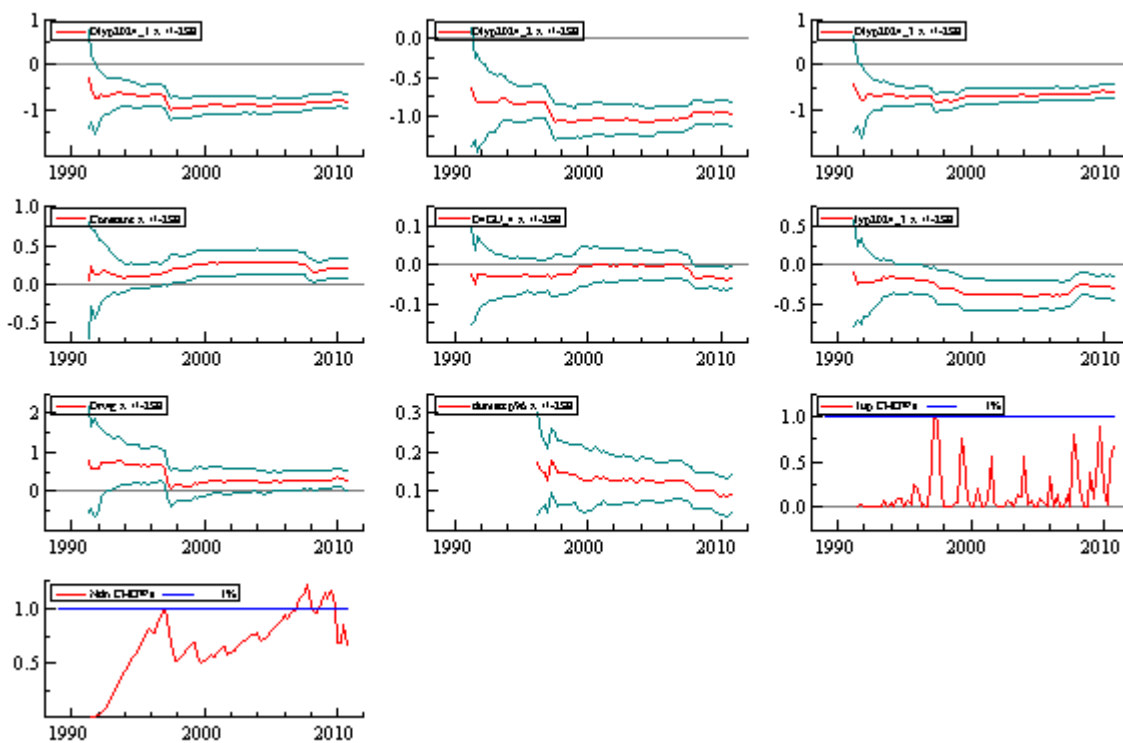
Figur C.7.: Faktiske og estimerte verdier på  $\Delta y_{pk6266}$  og tilhørende restleddFigur C.8.: Faktiske og estimerte verdier på  $\Delta y_{p6774}$  og tilhørende restledd

## Vedlegg D: Parameterstabilitet

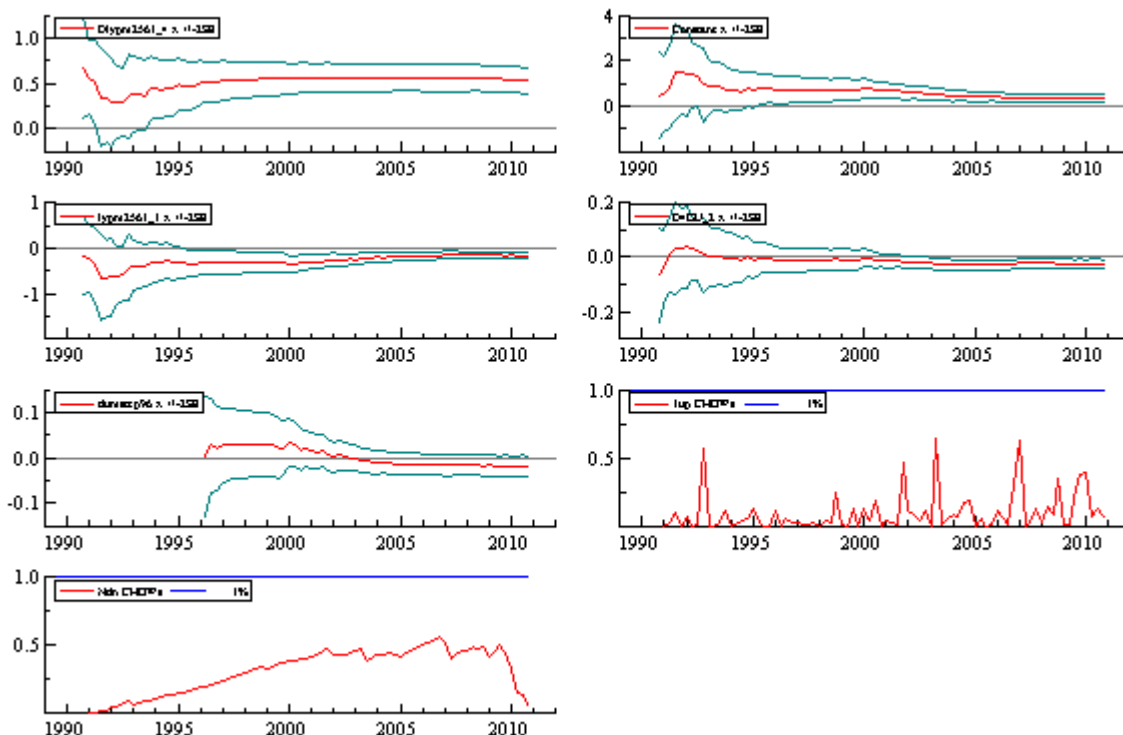
Figur D.1.: Rekursive plott av forklaringsvariablene i  $\Delta y_{1519}$



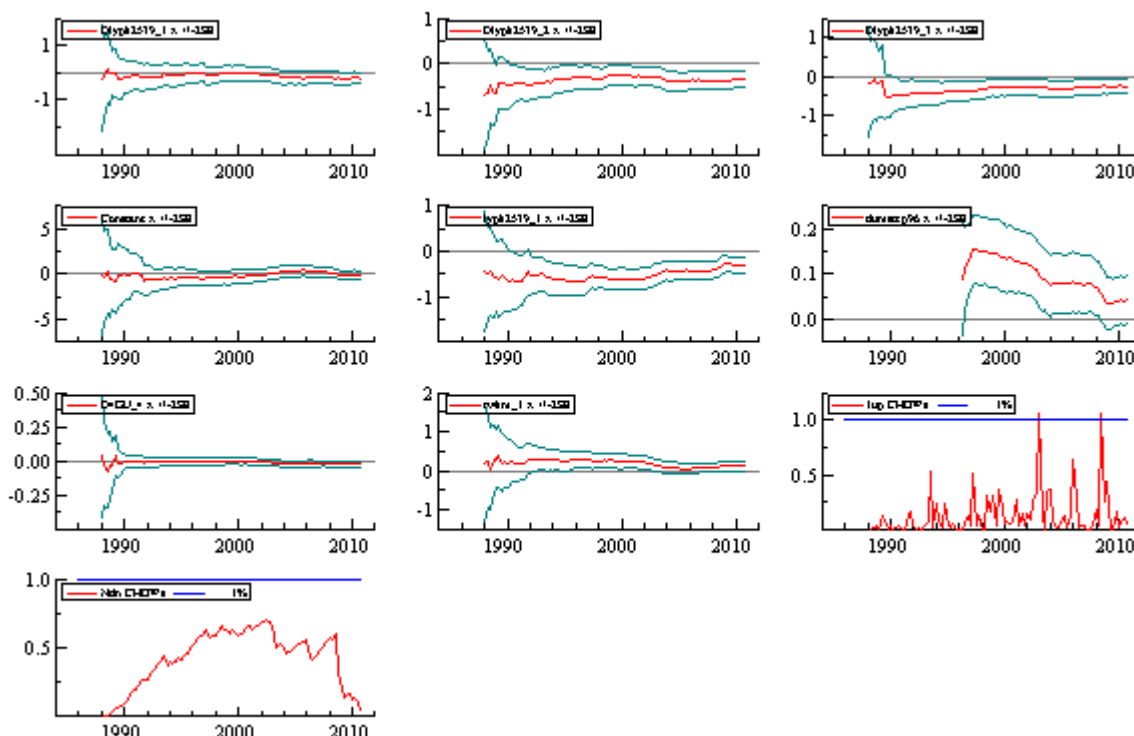
Figur D.2.: Rekursive plott av forklaringsvariablene i  $\Delta y_{2024}$



Figur D.3.: Rekursive plott av forklaringsvariablene i  $\Delta y_{pm2561}$

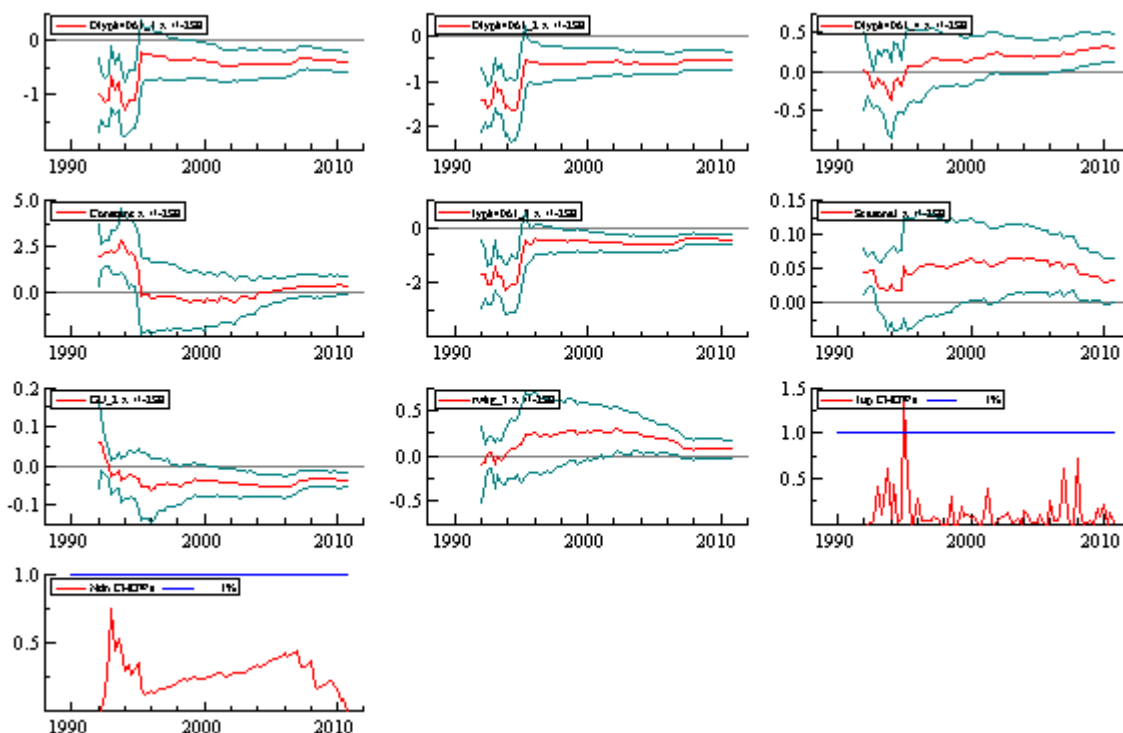


Figur D.4: Rekursive plott av forklaringsvariablene i  $\Delta y_{pk2539}$

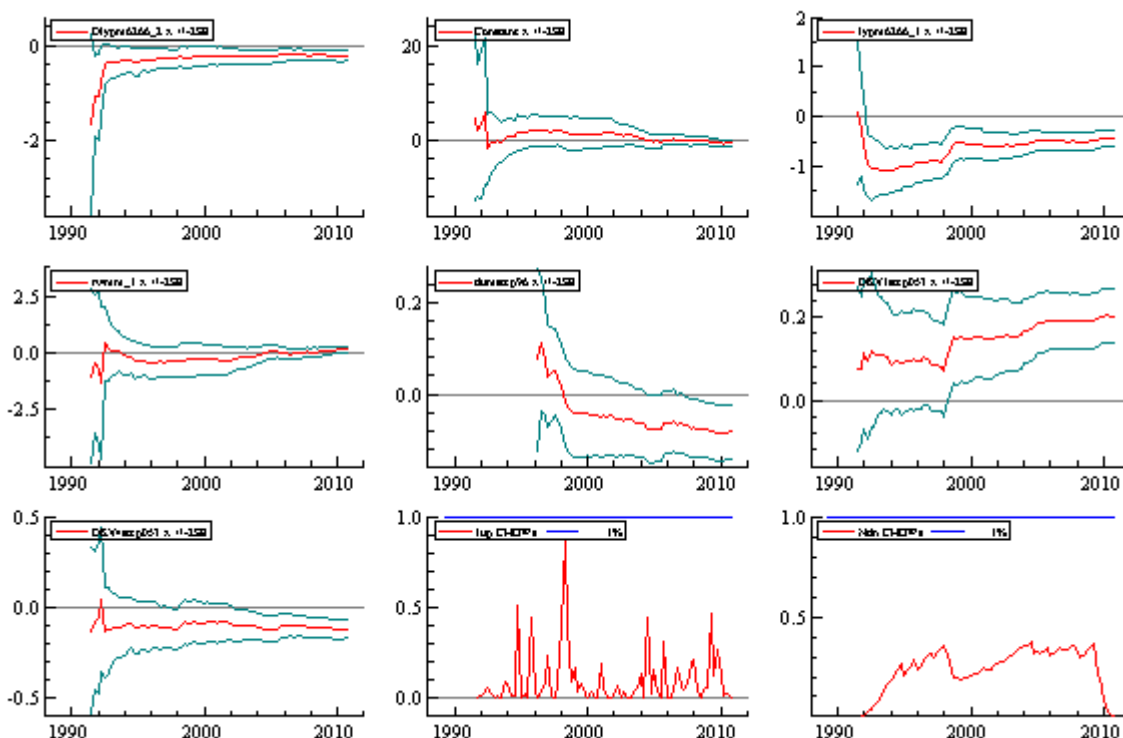




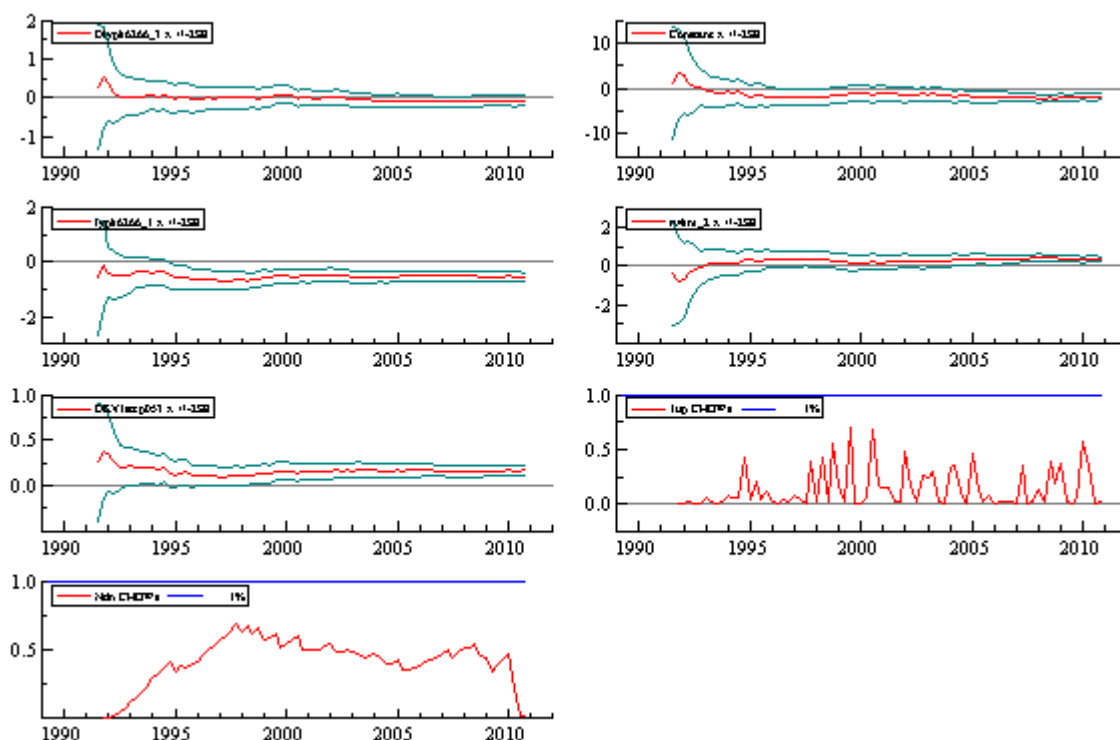
Figur D.5.: Rekursive plott av forklaringsvariablene i  $\Delta ypk4061$



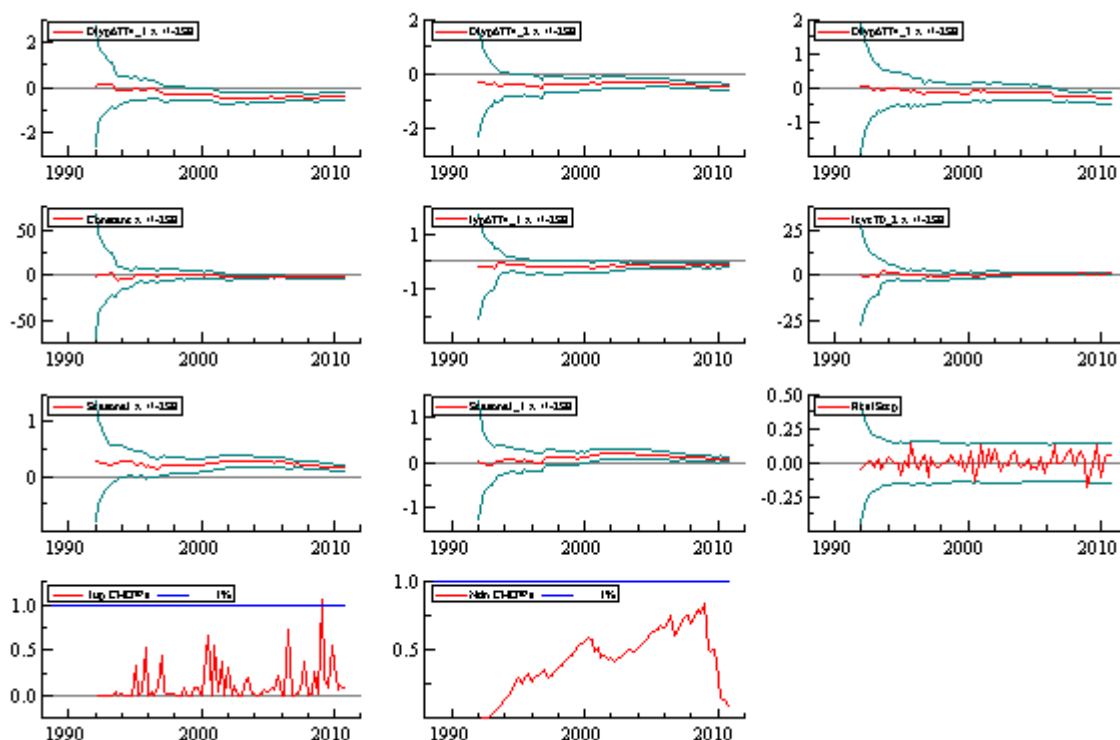
Figur D.6.: Rekursive plott av forklaringsvariablene i  $\Delta ypm6266$



Figur D.7.: Rekursive plott av forklaringsvariablene i  $\Delta y_{pk6266}$



Figur D.8.: Rekursive plott av forklaringsvariablene i  $\Delta y_{p6774}$



## Vedlegg E: Variabelliste

<i>AKUL</i>	= Antall arbeidsledige, i den nye modellen er tallene i overensstemmelse med AKU-tallene.
<i>BEF</i>	= Befolkningen
<i>KAI</i>	= Korttidsarbeidsinnvandring
<i>KPI</i>	= Konsumprisindeksen, i følge prisstatistikken og NR
<i>LEVE70</i>	= Forventet levealder ved fylte 70 år, gjennomsnitt menn og kvinner
<i>NF</i>	= Sysselsetting, i følge AKU
<i>NT</i>	= Antall personer i arbeidsstyrken (arbeidstilbudet), i den nye modellen er tallene i følge AKU. I den gamle modellen var arbeidstilbudet summen <i>NTOT</i> korrigert for <i>NUS</i> og <i>AKUL</i> .
<i>NTOT</i>	= Antall sysselsatte, i følge NR og i modellene
<i>NTR</i>	= Restledd som fanger opp avvik mellom NRs implisitte og AKUs arbeidstilbudsbegrep
<i>NUS</i>	= Antall utlendinger sysselsatt på norskregistrerte skip
<i>TGW</i>	= Gjennomsnittlig skattesats for lønnstakere
<i>TMW</i>	= Marginalskattesats for lønnstakere
<i>RGW</i>	= Gjennomsnittlig reallønn etter skatt
<i>RMW</i>	= Marginal reallønn etter skatt
<i>UR</i>	= Arbeidsledighetsraten, i følge AKU
<i>URE</i>	= Restledd
<i>YP</i>	= Yrkesprosent/yrkesandel i følge AKU
<i>WW</i>	= Gjennomsnittlig timelønn, i følge NR
<i>WWM</i>	= Gjennomsnittlig timelønn for menn, i følge NR
<i>WWK</i>	= Gjennomsnittlig timelønn for kvinner, i følge NR

## Figurregister

C.1: Faktisk og estimert verdi på $\Delta y_{p1519}$ og tilhørende restledd .....	27
C.2: Faktisk og estimert verdi på $\Delta y_{p2024}$ og tilhørende restledd .....	27
C.3: Faktisk og estimert verdi på $\Delta y_{pm2561}$ og tilhørende restledd .....	28
C.4: Faktiske og estimerte verdier på $\Delta y_{pk2539}$ og tilhørende restledd .....	28
C.5: Faktiske og estimerte verdier på $\Delta y_{pk4061}$ og tilhørende restledd .....	29
C.6: Faktisk og estimert verdi på $\Delta y_{pm6266}$ og tilhørende restledd .....	29
C.7: Faktiske og estimerte verdier på $\Delta y_{pk6266}$ og tilhørende restledd .....	30
C.8: Faktiske og estimerte verdier på $\Delta y_{p6774}$ og tilhørende restledd .....	30
D.1: Rekursive plott av forklaringsvariablene i $\Delta y_{p1519}$ .....	31
D.2: Rekursive plott av forklaringsvariablene i $\Delta y_{p2024}$ .....	31
D.3: Rekursive plott av forklaringsvariablene i $\Delta y_{pm2561}$ .....	32
D.4: Rekursive plott av forklaringsvariablene i $\Delta y_{pk2539}$ .....	32
D.5: Rekursive plott av forklaringsvariablene i $\Delta y_{pk4061}$ .....	33
D.6: Rekursive plott av forklaringsvariablene i $\Delta y_{pm6266}$ .....	33
D.7: Rekursive plott av forklaringsvariablene i $\Delta y_{pk6266}$ .....	34
D.8: Rekursive plott av forklaringsvariablene i $\Delta y_{p6774}$ .....	34

## Tabellregister

1: Demografisk inndeling i makromodellene KVARTS og MODAG.....	7
2: Databankens og modellens arbeidstilbudsligninger .....	9
3: Partielle kort- og langtidseffekter på yrkesandelene i KVARTS 2009d. Effekter fra forrige oppdatering, KVARTS 2006d, i parentes. Prosentvis effekt på yrkesandelene av en prosents endring i forklaringsvariablene .....	14
4: Langsiktsløsning i yrkesprosentene i KVARTS 2009d under ulike alternativer for de eksogene variablene .....	15

### Vedleggstabeller

B.1: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for aldergruppen 15-19 år .....	19
B.2: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for aldergruppen 20-24 år .....	20
B.3: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for menn 25-61 år .....	21
B.4: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for kvinner 25-39 år.....	22
B.5: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for kvinner 40-61 år.....	23
B.6: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for menn 62-66 år .....	24
B.7: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for kvinner 62-66 år.....	25
B.8: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for alderen 67-74 år .....	26