



Joakim Prestmo

**Arbeidstilbudet i KVARTS
og MODAG**

Notater

Sammendrag¹

Dette notatet dokumenterer endringer i arbeidstilbudsblokka i KVARTS og MODAG slik modellen fremstod våren 2009. Ligningene i modellen har blitt reestimert som følge av ny demografisk inndeling og på grunn av en definisjonsendring av arbeidstilbudsvariabelen. Estimeringsresultatene er implementert i modellene KVARTS 2006 utgave D (KV06d) og MODAG 2006, men skiller seg ikke vesentlig fra tidligere utgaver av modellene.

¹ Takk til Roger Bjørnstad, Pål Boug, Ådne Cappelen, Marit Gjelsvik, Håvard Hungnes, Laila Haakonsen og Jørgen Ouren.

Innhold

SAMMENDRAG.....	1
1. INNLEDNING.....	5
2. MODERNISERT FOLKETRYGD OG INKLUDERING AV 15-ÅRINGER	5
3. FORSKJELLER I ARBEIDSMARKEDSBEGREPENE I AKU OG NR.....	6
3.1. HVORFOR FORSKJELLER MELLOM AKU OG NR?	7
3.2. GAMMEL MODELL.....	7
3.3. NY MODELL	8
4. ESTIMERING AV YRKESPROSENTENE (Y_P).....	9
4.1. UTELATTE VARIABLER OG KORRELASJON MELLOM VARIABLER	11
4.2 DATA	12
4.2.1. <i>Estimeringsperiode og metode</i>	12
4.3. ESTIMERINGSRESULTATER.....	13
4.4. VIRKNINGSBEREGNING	14
4.4.1. <i>Oppsummering</i>	19
REFERANSER	20
VEDLEGG.....	21
A. ESTIMERINGSRESULTATER, TESTER OG RESTLEDDSEGENSKAPER	21
B. FØYNING.....	25
C. VARIABELLISTE	30
D. FORKORTELSER	30

1. Innledning

Dette notatet tar for seg to vesentlige endringer som har blitt gjennomført i arbeidstilbudsblokken i modellene – nye pensjonsregler samt tilpasning av KVARTS/MODAG til Arbeidskraftundersøkelsens (AKU) begreper for arbeidstilbudet. Moderniseringen av folketrygden har ført til at vi ønsket å endre vår inndeling av de demografiske gruppene i modellene. Videre er det avvik i hvordan både arbeidstilbudet og sysselsettingen er blitt registrert i Nasjonalregnskapet (NR), som KVARTS og MODAG henter sitt datagrunnlag fra, og AKU. Det har ført til at arbeidstilbudet i makromodellene ikke samsvarer med det AKU publiserer. På grunn av økt korttidsinnvandring har forskjellene mellom NR og AKU gitt et økende avvik mellom arbeidstilbudet i KVARTS/MODAG² og AKU. Den økte innvandringen har dermed aktualisert behovet for å endre modellen slik at modellvariablene i KVARTS samsvarer med tallene fra AKU. Nå legges dette om slik at arbeidstilbudet samsvarer med den statistikken som SSB publiserer.

Notatet gir i avsnitt 2 en oversikt over de nye aldersinndelingene. Deretter, i avsnitt 3, gis det en kort innføring i forskjellene i hvordan sysselsettingen blir registrert i NR og AKU. I avsnitt 4 dokumenteres estimeringsresultatene til den nye arbeidstilbudsblokka. Til slutt, i avsnitt 4.4, blir resultatene analysert ved hjelp av en skiftberegning som viser effekten av et etterspørselssjokk på arbeidstilbudet.

2. Modernisert folketrygd og inkludering av 15-åring

Etter innføring av avtalefestet pensjon (AFP) i 1988³ ble det for enkelte yrkesgrupper mulig å gå av med pensjon når man fylte 62 år. Reglene for AFP-ordningen ble endret i 2008. Disse endringene trår i kraft fra og med 1. januar 2011. Endringene medførte at AFP-ordningen ble tilpasset den moderniserte folketrygden, som også tillater pensjonering fra fylte 62 år. De nye AFP-reglene forenkler muligheten til å velge inntektsgivende arbeid samtidig med at man mottar AFP. Dette kan bidra til at flere velger å stå i deltidstillinger i stedet for å trekke seg helt ut av arbeidsmarkedet. Dette vil i så fall trekke arbeidstilbudet, som blir målt i antall personer, opp.

Innføringen av AFP har ført til at vi har sett et behov for å endre aldersinndelingen til de ulike demografiske gruppene. I modellen er det aggregerte arbeidstilbudet splittet opp i åtte ulike ligninger, oppsplittingen er gjennomført etter inndelingen fra de demografiske gruppene. Arbeidstilbudet for de ulike gruppene i modellen blir bestemt av antall i befolkningen, BEF_i , multiplisert med yrkesprosenten for de gitte gruppene, YP_i . Befolkningen er eksogent gitt i modellene, og prognosene tar utgangspunkt

² I hovedsak er modellene KVARTS og MODAG like, men skiller seg på enkelte områder. Den viktigste forskjellen er at KVARTS er en kvartalsmodell, mens MODAGs database benytter årstall. Alle endringer er tatt inn i begge modellene.

³ Lov av 23. desember 1988 nr. 110 – Statstilskott til ordninger for avtalefestet pensjon.

i de årlige befolkningsfremskrivningene⁴. Yrkesprosentene blir bestemt i feiljusteringsmodeller, hvor forklaringsvariablene er lagget endogen, ledighetsrate, reallønn etter skatt samt ulike dummyvariabler og et kvartalsmønster som fanger opp sesongvariasjoner.

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. Det er derfor bokstaveligst sagt naturlig å dele kvinnene inn i de tre gruppene. Da småbarnsmødre ventes å ha en annen tilpasning i arbeidsmarkedet, enn de uten småbarn. Videre har utdanningsmønsteret endret seg, og andelen med høyere utdanning i den yngste kvinnegruppen har økt betraktelig de siste tiårene.

Tilpasningen til den nye folketrygden innebærer at de to yngste årskullene i aldersgruppen 60-66 år har blitt inkludert i aldersgruppene under. I tillegg er 15-åringer nå omfattet i AKU. Disse blir nå inkludert i den yngste aldersgruppen i modellen. Den nye inndelingen er illustrert i tabell 1.

Tabell 1: Inndeling i demografiske grupper tilknyttet arbeidstilbudet og tilhørende variabler.

Gammel inndeling	Ny inndeling	Befolkning	Arbeidstilbud	Yrkesandel
Kvinner og menn 16-19 år	Kvinner og menn 15-19 år	BEF ₁₅₁₉	NT ₁₅₁₉	YP ₁₅₁₉
Kvinner og menn 20-24 år	Kvinner og menn 20-24 år	BEF ₂₀₂₄	NT ₂₀₂₄	YP ₂₀₂₄
Menn 25-59 år	Menn 25-61 år	BEF _{M2561}	NT _{M2561}	YP _{M2561}
Kvinner 25-39 år	Kvinner 25-39 år	BEF _{K2539}	NT _{K2539}	YP _{K2539}
Kvinner 40-59 år	Kvinner 40-61 år	BEF _{K4061}	NT _{K4061}	YP _{K4061}
Menn 60-66 år	Menn 62-66 år	BEF _{M6266}	NT _{M6266}	YP _{M6266}
Kvinner 60-66 år	Kvinner 62-66 år	BEF _{K6266}	NT _{K6266}	YP _{K6266}
Kvinner og menn 67-74 år	Kvinner og menn 67-74 år	BEF ₆₇₇₄	NT ₆₇₇₄	YP ₆₇₇₄

Den nye inndelingen gjør at vi nå har to grupper som inkluderer alderspensjonister. De som har gått av med førtidspensjon går inn i de to gruppene Kvinner 62-66 år og Menn 62-66 år, og de som går av ved ordinær pensjonsalder fanges opp i gruppen 67-74 år.

3. Forskjeller i arbeidsmarkedsbegrepene i AKU og NR

Det er forskjeller i hvordan Nasjonalregnskapet og AKU definerer både sysselsettingen og arbeidstilbudet i norsk økonomi. Dette har ført til at det er et avvik mellom antall i arbeidsstyrken i AKU og antall i arbeidsstyrken i MODAG/KVARTS – som baserer seg på sysselsettingstall fra Nasjonalregnskapet. Vi skal først i dette avsnittet se hvordan dette problemet ble løst i tidligere

⁴ Brunborg et. al. (2008)

utgaver av modellen. Deretter skal vi vise de endringene som er blitt gjort og hvilke konsekvenser det har fått for ligningene i modellen.

3.1. Hvorfor forskjeller mellom AKU og NR?

Kildene som fører til avvik mellom de to statistikkene har vært flere. Blant annet inngår ikke korttidsarbeidsinnvandrere (*KAI*) og dagpendlere fra utlandet i AKU's utvalgsundersøkelse. Korttidsarbeidsinnvandrere er de arbeidsinnvandrerne som har til hensikt å være i landet for en periode som er kortere enn 6 måneder. Dagpendlere inkluderer de som er sysselsatt i Norge, samtidig med at de er bosatt i utlandet (stort sett svensker som er sysselsatt i grensetraktene). Videre tar heller ikke AKU hensyn til utlendinger på norskregistrerte skip (*NUS*). Til slutt må det nevnes at det oppstår statistiske avvik mellom de to statistikkene. AKU baserer seg på utvalgundersøkelser, mens Nasjonalregnskapet 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. Gammel modell

Modellen har blitt endret slik at våre arbeidstilbuds- og arbeidsledighetsbegrep stemmer overens med tallene slik de blir definert av AKU. I tidligere utgaver av KVARTS/MODAG ble sysselsettingen i databanken for hver demografiske gruppe i (N_i) gitt ved sysselsettingen fra AKU for den samme demografiske gruppen (NF_i) multiplisert med en justeringsfaktor. Justeringsfaktoren var den relative forskjellen mellom den totale sysselsettingen unntatt utlendinger på norskregistrerte skip i utenriks sjøfart ifølge nasjonalregnskapet ($NTOT-NUS$) og den totale sysselsettingen ifølge AKU (NF_i).

Tabell 2: Endringer i KVARTS og MODAGs databank

Gammelt opplegg		Nytt opplegg	
(3.1)	$N_i = NF_i \cdot \frac{NTOT - NUS}{NF}$	(3.1')	Ingen N_i beregnes
(3.2)	$NT_i^{gammel} = N_i + AKUL_i$	(3.2')	NT_i^{ny} leses rett inn fra AKU og er definert slik: $NT_i^{ny} = NF_i + AKUL_i$
(3.3)	$AKUL = \sum_{i=1} AKUL_i$	(3.3')	$AKUL = \sum_{i=1} AKUL_i$

Note: 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.

Korttidsarbeidsinnvandrerne var inkludert i NR-tallene, men ikke AKU-tallene. På grunn av bruken av justeringsfaktoren, ble de inkludert i de demografiske gruppene etter samme mønster som sysselsatte nordmenn. Arbeidstilbudet for de ulike demografiske gruppene (NT_i^{gammel}) ble dermed lagd ved å legge til antall ledige i gruppen ifølge AKU, og total ledighet var summen av ledigheten i hver demografiske

gruppe. I databanken ble variablene således beregnet ut i fra ligningene (3.1)-(3.3) i tabellen, der $i =$ de åtte demografiske gruppene i KVARTS/MODAG.

I de historiske tallene var det altså slik at summen av alle arbeidsledige var gitt ved antall arbeidsledige innen hver demografiske gruppe. I virkningsberegninger og framskrivninger ble imidlertid arbeidsledighetstall bestemt som i (3.4).

Arbeidstilbudet for de ulike gruppene, i , ble i modellene gitt ved yrkesprosentene multiplisert med befolkningen, slik som vist i ligning (3.5). Det totale arbeidstilbudet ble gitt ved summen av arbeidstilbudet for de ulike gruppene samt et restledd (NTR^{gammel}), slik vi ser i ligning (3.6). NTR^{gammel} viste eventuelle avvik mellom summen av NT_i og totalt arbeidstilbud i modellen.

Tabell 3: Endringer i KVARTS og MODAGs ligningsstruktur

Gammelt opplegg		Nytt opplegg	
(3.4)	$AKUL = NT^{gammel} - (NTOT - NUS)$	(3.4')	$AKUL = NT^{ny} - (NTOT - NUS - KAI - NTR^{ny})$
(3.5)	$NT_i^{gammel} = YP_i^{gammel} \cdot BEF_i$	(3.5')	$NT_i^{ny} = YP_i^{ny} \cdot BEF_i$
(3.6)	$NT^{gammel} = \sum_i NT_i^{gammel} + NTR^{gammel}$	(3.6')	$NT^{ny} = \sum_i NT_i^{ny}$
(3.7)	$UR = \left(1 - \frac{NTOT - NUS}{NT^{gammel}}\right) \cdot 100 + URE^{gammel}$	(3.7')	$UR = \left(\frac{AKUL \cdot 100}{NT^{ny}}\right) + URE^{ny}$

Siden N_i , og således NT_i^{gammel} , inkluderte korttidsinnvandrere som ikke var inkludert i BEF_i , målte YP_i^{gammel} ikke bare antall yrkesaktive i befolkningen som andel av befolkningen, men også antall yrkesaktive utenom befolkningen. Teoretisk sett kan dette forholdstallet dermed bli større enn 1, siden antall yrkesaktive i Norge er befolkningen pluss bl.a. korttidsarbeidsinnvandrere.

Arbeidsledighetsraten (UR) ble tidligere bestemt som forholdet mellom antall sysselsatte unntatt NUS ifølge nasjonalregnskapet og det gamle arbeidstilbudsbegrepet. Men siden UR skulle samsvare med arbeidsledighetsraten i AKU, var det nødvendig med et restledd, URE^{gammel} , for å korrigere for at AKU bruker et annet arbeidstilbudsbegrep enn NR.

3.3. Ny modell

Etter endringen leses nå arbeidstilbudet i følge AKU direkte inn i databanken for de ulike demografiske gruppene. Etter omleggingen er det følgelig ingen av arbeidsmarkedsvARIABLENE som beregnes i databanken. I KVARTS og MODAG har det imidlertid skjedd de endringene som framkommer i tabell 2 og 3.

Tolkningen av NTR er nå endret. Ved å sette (3.2') og (3.6') inn i (3.4') får vi følgende:

$$(3.11) NTR^{ny} = (NTOT - NUS - KAI) - NF$$

NTR^{ny} viser avviket mellom sysselsettingen ikke bare unntatt NUS , men også unntatt KAI , ifølge nasjonalregnskapet og sysselsettingen ifølge AKU. Restleddet skyldes nå kun andre avvik som følge av definisjonsforskjeller og avvik som følger av statistiske feil. Dette avviket er på omlag 8000 personer sett over året i de fire årene vi har korrigert databanken⁵. Tidligere var restleddet om lag tre ganger større enn i den nye modellen.

Ligningen som beregner arbeidsledighetsraten er også endret som følge av omleggingen.

Ledighetsraten viser nå forholdet mellom antall ledige og antall i arbeidsstyrken, slik som definisjonen er i AKU. For å finne AKU-ledigheten så må det korrigeres for korttidsinnvandrere og utlendinger på norskregistrerte skip. På grunn av omleggingen vil ikke restleddet URE være nødvendig for å korrigere historien. Restleddet er per definisjon lik null, men kan likevel være nyttig under utarbeidelsen av prognoser. Vi har derfor valgt å beholde restleddet.

Beregningen av yrkesprosentene blir gjort på samme måte som i tidligere modellutgaver, men siden NT_i nå bare inkluderer antall yrkesaktive i befolkningen ifølge AKU, og ikke det antallet som er sysselsatte ifølge nasjonalregnskapet, er yrkesprosentene likevel endret.

$$(3.12) YP_i^{ny} = \frac{NT_i^{ny}}{BEF_i^{ny}}$$

4. Estimering av yrkesprosentene (YP_i)

Arbeidstilbudet i modellene blir bestemt ved at yrkesprosentene for de ulike demografiske gruppene blir multiplisert med befolkningen i de åtte ulike demografiske gruppene, slik det følger av (3.5).

Befolkningen er eksogent bestemt i modellen, og det er dermed ligningen for yrkesprosentene som bestemmer arbeidstilbudet. Ligningene for yrkesprosentene har blitt estimert på nytt i forbindelse med omlegging av data og ny demografisk inndeling. I estimeringen av yrkesprosentene har det blitt tatt utgangspunkt i teorien og modellene som blir beskrevet i Boug og Dyvi (2008).

Yrkesprosenten (YP) for de åtte demografiske gruppene bestemmes i den nye arbeidstilbudsblokken av følgende variabler:

⁵ Vi har data for korttidsinnvandrere fra og med 2004.

- i) *Reallønn etter skatt*
- ii) *Arbeidsledighetsraten*
- iii) *Antall barn i alderen 0-6 år per kvinne i alderen 25-39 år*
- iv) *Tidsdummyer og kvartalsmønster*
- v) *Egendynamikk*

Det er mest hensiktsmessig å benytte en *logit*-funksjonsform når man skal modellere arbeidstilbudet. Dette er viktig fordi arbeidstilbudsrespons av en endring i forklaringsvariablene avhenger av nivået yrkesprosentene har i utgangspunktet. 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 er definert som $yp = \ln(YP_i/(1 - YP_i))$. Ligning (4.1) er en standard ARDL(2,2)⁶ modell.

$$(4.1) \quad yp_{i,t} = \alpha + \gamma_0 yp_{i,t-1} + \gamma_1 yp_{i,t-2} + \beta_0 x_{i,t-1} + \beta_1 x_{i,t-2} + \mu_{i,t}$$

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

En omskriving av ligning (4.1) gir oss ligning (4.2) som er feiljusteringsmodellen.

$$(4.2) \quad \Delta yp_{i,t} = \alpha + (\gamma_0 - 1) \Delta yp_{i,t-1} + (\gamma_0 + \gamma_1 - 1) yp_{i,t-2} + \beta_0 \Delta x_{t-1} + (\beta_0 + \beta_1) x_{t-2} + \mu_{i,t}$$

Setter inn for $(\gamma_0 - 1) = \varphi_0$, $(\gamma_0 + \gamma_1 - 1) = \theta_0$ og $(\beta_0 + \beta_1) = \theta_1$ i ligning (4.2) Dette gir oss den estimerte feiljusteringsmodellen.

$$(4.3) \quad \Delta yp_{i,t} = \hat{\alpha} + \hat{\varphi}_0 \Delta yp_{i,t-1} + \hat{\theta}_0 yp_{i,t-2} + \hat{\beta}_0 \Delta x_{t-1} + \hat{\theta}_1 x_{t-2}$$

I feiljusteringsmodellen er det mulig å beregne langsiktssammenhengen mellom den endogene variabelen og forklaringsvariablene. At vi har en langsiktsløsning innebærer at modellen er i likevekt, noe som oppnås dersom nivåvariablene er konstante på lang sikt. Vi har da at $yp_{i,t} = yp_{i,t-1} = yp_i^*$ og $x_{i,t-1} = x_{i,t-2} = x_i^*$. Dette fører til at endringsvariablene er lik null, altså at $\Delta yp_{i,t} = \Delta x_{i,t-1} = 0$. Vi kan nå sette disse tre sammenhengene inn i ligning (4.3) og vi får langsiktsløsningen:

$$(4.4) \quad yp_i^* = -\frac{\alpha}{\theta_0} - \frac{\theta_1}{\theta_0} x_i^*$$

Der $-\theta_1/\theta_0$ er langsiktssammenhengen mellom yrkesprosenten og forklaringsvariablene. θ_1 og θ_0 er koeffisientene foran henholdsvis forklaringsvariablene og feiljusteringsleddet. Korttidsdynamikken i

modellen blir beskrevet av parametrene φ_0 og β_0 . φ_1 er korttidsparameteren til den endogene variabelen og β_0 er korttidsparameteren til de ulike forklaringsvariablene. I vår modell er $yp_{i,t}$ gitt ved $\ln(YP_i/(1-YP_i))$, dette innebærer at for å finne elastisiteten til YP med hensyn på forklaringsvariablene, $El_x YP$, i vår modell, må vi multiplisere parametrene med $(1 - YP_i)$. Etter en omskriving av ligning (4.3), hvor vi samler nivåvariablene i et feiljusteringsledd, kan modellen skrives slik:

$$(4.5) \Delta y p_{i,t} = \varphi_0 \Delta y p_{i,t-1} + \beta_0 \Delta x_{i,t-1} + \theta_0 \left(y p_{i,t-2} + \frac{\alpha}{\theta_0} + \frac{\theta_1}{\theta_0} x_{i,t-2} \right)$$

4.1. Utelatte variabler og korrelasjon mellom variabler

Reestimering av ligningene ble gjort med utgangspunkt i samme teori og med de samme forklaringsvariablene som i den gamle modellen. Den største forskjellen mellom de nye og gamle ligningene er at modellen nå har færre variabler som forklarer forløpet til yrkesprosentene. De variablene som ikke lenger benyttes i estimeringen er: Arbeidsmarkedsindikator for kvinner ($NWKI$), andelen ugifte kvinner i aldersgruppen 20-24 år ($ANBU_{2024}$), og uføreraten i aldersgruppe i (UFR_i). Disse variablene ble utelatt fra estimeringen på grunn av problemene bruk av disse variablene kan innebære. I MODAG og KVARTS er andelen ugifte kvinner og uføreraten eksogene, mens $NWKI$ er endogent bestemt av antall kvinnelige sysselsatte (der andelen kvinner blant de sysselsatte er eksogen). Det er naturlig å tenke seg at alle disse tre variablene er korrelert med ledighetsraten ($URKORR$). Ved å inkludere variabler som korrelerer med $URKORR$ risikerer vi at den estimerte parameterverdien for $URKORR$ reduseres. Dermed kan en i modellanalyser komme til å undervurdere betydningen av konjunkturbevegelsene for yrkesprosentene. Korrelasjonen mellom de nevnte variablene og arbeidsledighetsraten er: $\rho_{URKORR, NWKI} = 0,52$; $\rho_{URKORR, ANBU_{2024}} = 0,57$; $\rho_{URKORR, UFR_i} = 0,53$.

Arbeidsmarkedsindikatoren vil per definisjon samvarierte med ledighetsraten. Indikatoren skal forklare hvor godt arbeidsmarkedet er for kvinner. Variabelen er gitt som summen av antall sysselsatte kvinner i norsk økonomi. Andelen ugifte kvinner i aldersgruppen 20-24 år viser også en klar samvariasjon med ledighetsraten. Dette kan tenkes å ha sammenheng med at når ledigheten øker, utsettes ekteskapsinngåelsene. I tillegg har andelen ugifte økt betydelig siden midten av 80-tallet, noe som trolig henger sammen med endringer i kulturelle og sosiale forhold og ikke endring i ledighetsraten. Å inkludere $ANBU_{K2024}$ som forklaringsvariabel ved estimering av YP_{2024} fører til at ledighetsraten blir ikke-signifikant som forklaringsvariabel. Uføreraten har også vist seg å øke i perioder med høy

⁶ Autoregressiv fordelt lagget modell (hvor både høyreside- og venstresidevariablene inngår med et lag på 2 perioder)

ledighet. Årsaken til dette kan være at de som er berettiget til uføretrygd heller ønsker å arbeide dersom det er lett å finne en jobb, men velger uføretrygd når arbeidsmarkedet er svakt.

4.2 Data

Årsaken til reestimering av ligningene som beskriver yrkesprosentene er todelt. Først, vi har ny demografisk inndeling tilpasset den moderniserte folketrygden. I tillegg har vi endret definisjonen på arbeidstilbudet i modellen. I det nye opplegget er arbeidstilbudsbegrepet i KVARTS og MODAG i overensstemmelse med arbeidstilbudsbegrepet fra SSBs arbeidskraftsundersøkelse (AKU). Data for antall arbeidsledige og antall i arbeidsstyrken hentes fra AKU. De øvrige variablene er hentet fra Nasjonalregnskapet per 1. kvartal 2009, hvor 2006⁷ er både modellens og Nasjonalregnskapets basisår. Variabler skrives i STORE bokstaver og i kursiv.

Yrkesprosent – $YP_{i,t}$ Der $i = 15-19$ år, $20-24$ år, menn $25-61$ år, kvinner $25-39$ år, kvinner $40-61$ år, menn $62-66$ år, kvinner $62-66$ år, $67-74$ år, og der t indikerer at variablene avhenger av tiden. Yrkesprosentene er i historien definert som forholdet mellom antall i arbeidsstyrken og antall i befolkningen for de gitte demografiske gruppene. Det er altså antall i arbeidsstyrken som blir modellert og ikke antall arbeidstimer.

Arbeidsledighetsraten – $URKORR_t$ Arbeidsledighetsraten er det prosentvise forholdet mellom antall arbeidsledige og antall i arbeidsstyrken.

Disponibel realtimelønn – $WW_{j,t}(1-T\tau W_i)/KPI_t$ Der j referer til henholdsvis timelønn for menn (M) og kvinner (K), og der τ er de ulike skattetyperne M og G . Det skilles mellom marginalsattesats (TMW) og gjennomsnittlig sattesats (TGW).

Antall barn per kvinne – $BPK06$. Antall barn i aldersgruppen 0-6 år i forhold til antall kvinner i aldersgruppen 25-39 år.

4.2.1. Estimeringsperiode og metode

Estimeringsperioden varierer mellom de demografiske gruppene, både på grunn av ulik lengde på dataseriene, men også fordi lengden på lagene varierer mellom de ulike ligningene. Første observasjon er 2. kvartal 1970 og siste observasjon er 4. kvartal 2008. På grunn av omlegging av data, så er det for flere av gruppene kun data tilgjengelig fra og med 1. kvartal 1989. All estimering er gjennomført med kvartalsdata. Koeffisientene i MODAG er beregnet ved hjelp av omregninger av

⁷ 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.

resultatene fra KVARTS-estimeringene. 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 estimering av ligningene. Metoden som er benyttet er minstekvadraters metode (MKM). Ligningene er estimert individuelt.

Estimeringsresultatene er så replisert i programmet TROLL og lagt inn i modellene som simuleres i TROLL.

4.3. Estimeringsresultater

Resultatene fra den nye estimeringen skiller seg ikke betydelig fra tidligere estimeringsresultater. I tabell 4 og 5 kan vi studere resultatene ved å se på korttids- og langsiktselastisitetene i den nye modellen. I parentes kan de tidligere korttids- og langtidselastisitetene observeres. Vi finner elastisiteten ved å regne om koeffisienten i henhold til beskrivelsen i noten tilhørende tabell 4. Etter omregningen er tolkningen av koeffisientene at de viser hvor mange prosent yrkesprosentene endres når den aktuelle forklaringsvariabelen endres med én prosent.

Tabell 4: Partielle korttids- og langtidseffekter i arbeidstilbudsblokken i KVARTS 2009. Effekter fra KVARTS 2008 i parentes.

KVARTS - 2009	Ungdom		Menn		Kvinner			Pensjonister
	15-19	20-24	25-61	62-66	25-39	40-61	62-66	67-74
Yrkesprosent 2006	0,51	0,74	0,92	0,32	0,83	0,85	0,25	0,09
Elastisiteter med hensyn på								
Arbeidsledighetsraten								
Kort sikt		-0,02	-0,02	-0,09				-0,28
Lang sikt	-0,16 (-0,19)	-0,16 (-0,04)	(-0,04)	(-0,19)		-0,06		
Disponibel realtimelønn								
Kort sikt		0,04		(0,18)				
Lang sikt	0,64 (0,41)	0,41 (0,12)	(0,09)		(0,17)	0,08 (1,07)	0,05 (0,43)	2,58 (2,61)
Antall barn per kvinne 0-6 år								
Lang sikt					-0,43 (-0,77)			

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

korttidseffektene: $EL_{x_i} YP_i = \beta_0 \cdot (1 - YP_{i,2006})$ og for langsiktigeffektene: $EL_{x_i} YP_i = -\theta_1 / \theta_0 \cdot (1 - YP_{i,2006})$. β_0 og θ_1 referer til koeffisientene til de ulike forklaringsvariablene, og θ_0 til feiljusteringsleddet. Deretter multipliserer vi med én minus yrkesprosenten som de ulike gruppene hadde i 2006.

Vi ser at for de to yngste og den eldste aldersgruppen er utviklingen i disponibel realtimelønn er en viktig faktor for å kunne bestemme hvor stor andel av befolkningen i disse gruppene som ønsker å stå i arbeidsstyrken. Mens betydningen av realtimelønnen er lavere for utviklingen for yrkesdeltagelsen hos de to eldste kvinnegruppene. I tråd med mikroøkonomistudier (Dagsvik m.fl. 2008) finner vi at yrkesprosentene for menn i liten grad responderer på endring i både lønn og arbeidsledighetsrate.

Historisk varierer også yrkesandelen for denne gruppen lite over konjunktorene. Dette forklarer ved at alternativene til å stå i arbeidsstyrken er få for denne gruppen. Årsaken til at de to yngste aldersgruppene responderer sterkere på lønns- og ledighetsendringer skyldes trolig at de har andre muligheter enn å jobbe. De kan i stedet velge utdanning hvis det enten blir krevende å få jobb grunnet høy ledighet eller hvis lønnen er lavere enn de krever for å jobbe. Dette står i kontrast til menn i alderen 25-61 år og kvinner i alderen 25-39 år hvor vi ikke finner noen effekter av endring i lønn eller ledighetsrate på lang sikt. Hos kvinner i alderen 25-39 år finner vi at for jo høyere andelen barn i alderen 0-6 år per kvinne dess lavere yrkesdeltagelse. Økt lønn etter skatt og justert for prisvekst bidrar i noen grad til økt yrkesaktivitet for kvinner i aldersgruppen 40-61 år. Også dette i tråd med Dagsvik m. fl. 2008.

Tabell 5: Partielle korttids- og langsiktseffekter i arbeidstilbudsblokken i MODAG. Effekter slik modellen fremsto i SØS 111 i parentes⁸

MODAG - 2009	Ungdom		Menn		Kvinner			Pensjonister 67-74
	15-19	20-24	25-61	62-66	25-39	40-61	62-66	
Yrkesprosent 2006	0,51	0,74	0,92	0,32	0,83	0,85	0,25	0,09
Elastisiteter med hensyn på								
Arbeidsledighetsraten								
Kort sikt	-0,05 (-0,17)	-0,03	-0,01	-0,06	(-0,02)	-0,02		-0,12
Lang sikt	-0,14 (-0,37)	-0,21	0,00	0,00		-0,06		(-0,19)
Disponibel realtimelønn								
Kort sikt	0,33	0,11		0,05		0,06	0,14	0,15 (3,62)
Lang sikt	0,60 (0,40)	0,41		0,00	(0,30)	0,08 (0,56)	0,33 (0,70)	2,43 (9,15)
Barn per kvinne								
Kort sikt					-0,03			
Lang sikt					-0,44 (-0,18)			

4.4. Virkningsberegning

Nyestimeringen av de økonometriske ligningene i arbeidstilbudsblokken har ført til endringer i modellens egenskaper og respons på etterspørselssjokk. Det er derfor ønskelig å analysere effekten på yrkesprosentene og arbeidsledigheten av etterspørselssjokk. Analysen vil fungere som en kontroll på at de ønskede effekter er tilstede i den nye modellen, og det er viktig å få bekreftet at estimeringsresultatene gir resultat som er konsistente med teori og tidligere empirisk arbeid.

Egenskapene til den nye modellen vil bli belyst ved å analysere effekten av økt offentlig konsum av varer og tjenester og høyere offentlige investeringer. En økning i offentlig etterspørsel vil øke etterspørselen etter arbeid og dette vil dermed påvirke arbeidstilbudet. I modellen vil yrkesprosentene

⁸ Tidligere modell hadde flere forklaringsvariabler.

endres, noe som innebærer økt arbeidstilbud. Det jeg vil fokusere analysen rundt er dynamikken i tilpasningen. Hvor raskt responderer arbeidstakerne og hvor lang tid tar det før endringene i arbeidstilbudet stabiliseres.

Skiftberegningen gjennomføres som et konstant og permanent relativt skift i offentlig etterspørsel fra 2010Q1. I beregningen er offentlige investeringer, varekjøp og tjenestekjøp økt med 10 % i alle årene i beregningen i forhold til referansebanen⁹. Endringer fra referansebanen tolkes som direkte og/eller indirekte effekter av økt offentlig etterspørsel. Beregningen er gjennomført ved hjelp av SSBs kvartalsmodell – KVARTS¹⁰ – først i en utgave hvor valutakurs og rente er gitt utenfor modellen, og deretter med en modell der rente og valutakurs blir bestemt i modellen. Skiftberegningen med eksogen rente og valuta rendyrker effektene av den økte etterspørselen på økonomien. Renten og valutakursens påvirkning på økonomien er sterk og vil derfor gjøre det vanskeligere å tolke effektene av etterspørselssjokket. Fordi valutakurs- og rentekanalene er viktig for å belyse hvordan økonomien virker, er analysen også gjennomført med en modell med endogen bestemt rente og valutakurs.

Tabell 6 og 7 viser effekten av beregningen på viktige makroøkonomiske variable. Tabellene viser det prosentvise avviket mellom referansebanen¹¹ og skiftbanen. Det vil i en modell som KVARTS være samspilleffekter mellom de ulike variablene. Dette vil i noen tilfeller bidra til å forsterke forsterundeffektene, mens de i andre tilfeller vil trekke effektene ned. Analysen tar utgangspunkt i beregningen med eksogen rente og valuta, og resultatene fra beregningen med endogen rente og valutakurs diskuteres kun unntaksvis.

Tabell 6: Virkninger av økt offentlig etterspørsel, i prosent hvor annet ikke fremkommer. Modell med eksogen valuta og rente

	2010	2011	2012	2013	2014
Husholdningers konsum	0,4	0,8	1,1	1,3	1,6
Offentlige investeringer	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0
Offentlig vare- og tjenestekonsum	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0
Investeringer, næringer	1,8	2,4	2,8	2,9	3,1
Bruttoprodukt F-N	1,3	1,5	1,6	1,7	1,8
Arbeidskraftsproduktivitet	0,6	0,4	0,4	0,4	0,4
Sysselsetting, lønnstakere	0,7	0,9	1,0	1,0	1,1
Lønn	0,5	0,6	0,9	1,4	1,8
Arbeidsstyrke	0,3	0,5	0,4	0,5	0,5
Arbeidsledighet, prosentpoeng	-0,4	-0,4	-0,5	-0,5	-0,5
Yrkesprosent	0,3	0,5	0,4	0,5	0,5
KPI	0,1	0,1	0,2	0,3	0,4

⁹ Referansebanen ligger nært prognosebanen som ble publisert i mai 2009 (ØA 3/09).

¹⁰ Modell KV06d

¹¹ Referansebanen heter simyp100.db og skiftbanen simyp101.db i beregningen med eksogen rente og valuta. I beregningen med endogen rente og valuta heter referansebanen simyp102.db og skiftbanen simyp103.db.

Vi ser fra tabell 6 at effektene fra etterspørselssjokket øker gjennom hele beregningsperioden. Effekten av sjokket er avtakende, det vil si at yrkesprosentene øker sterkest gjennom de to første årene i beregningen, før veksten avtar og arbeidsstyrken stabiliseres på et høyere nivå. Denne trenden fortsetter ut 2015 slik at arbeidstilbudet i skiftbanen et halvt prosent høyere enn referansebanens nivå.

Økt offentlig etterspørsel påvirker arbeidstakernes tilpasning i arbeidsmarkedet, målt ved yrkesprosentene, gjennom økt etterspørsel etter varer og tjenester. For å møte den økte etterspørselen må produksjonen økes. Produksjonsøkningen blir først dekket gjennom en produktivitetsforbedring. Deretter følger en periode hvor næringene sysselsetter flere. I tråd med Kaldors stiliserte fakta fører en produktivitetsforbedring til sterkere lønnsvekst. Videre gir økt sysselsetting redusert arbeidsledighet, og dermed også ytterligere lønnsøkning. Forventning om høyere inntekt og redusert arbeidsledighet gjør at flere melder seg i arbeidsstyrken. Ved et fall i arbeidsledighetsraten øker den forventede sannsynligheten for å få jobb, noe som bidrar til at flere søker jobb og dermed inkluderes i arbeidsstyrken. Det økte arbeidstilbudet bidrar til å redusere effekten av det ekspansive sjokket på arbeidsmarkedet. En økning i arbeidsstyrken gir høyere arbeidsledighetsrate. Dette trekker isolert sett lønningene ned.

Tabell 7: Virkninger av økt offentlig etterspørsel, i prosent hvor annet ikke fremkommer. Modell med endogen valuta og rente

	2010	2011	2012	2013	2014
Husholdningers konsum	0,4	0,5	0,6	0,7	0,7
Offentlige investeringer	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0
Offentlig vare- og tjenestekonsum	10,0	10,0	10,0	10,0	10,0
Investeringer, næringer	1,7	2,1	2,2	2,0	1,7
Bruttoprodukt F-N	1,2	1,3	1,3	1,2	1,1
Arbeidskraftsproduktivitet	0,5	0,3	0,1	0,0	-0,1
Sysselsetting, lønnstakere	0,7	0,8	0,9	0,8	0,8
Lønn	0,5	0,4	0,5	0,8	0,9
Arbeidsstyrke	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4
Arbeidsledighet, prosentpoeng	-0,4	-0,4	-0,4	-0,4	-0,4
Yrkesprosent	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4
KPI	0,0	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2
Pengemarkedsrente, prosentpoeng	0,3	0,3	0,4	0,5	0,6
Valutakurs, NOK/EUR	-1,0	-1,0	-1,7	-1,8	-2,1

Note: Modellens renteligning er estimert på data fra den perioden etter opphevelsen av valutakursmålet. Valutakursligningen er modellert over samme periode.

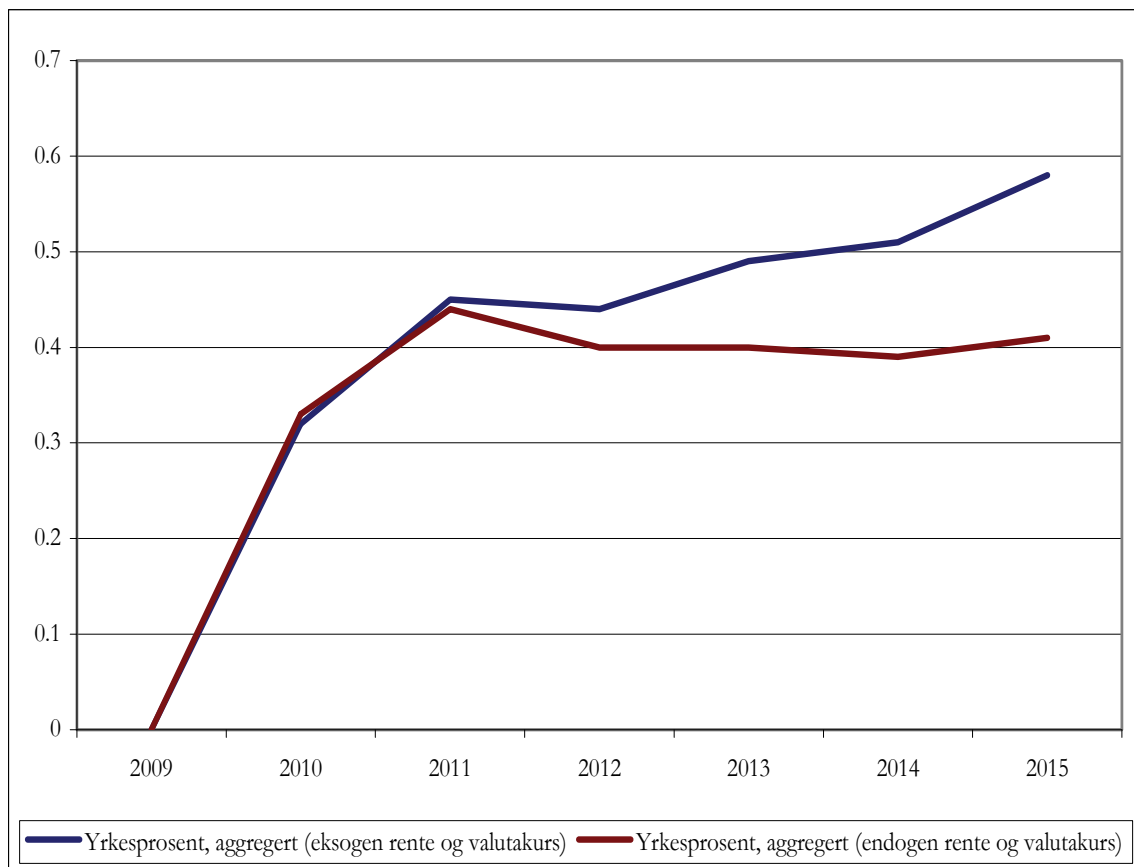
Når vi lar renten og valutakursen være modellbestemt, fører etterspørselssjokket til økte renter. Rentene settes opp for å motvirke presset i økonomien. Økt rentedifferanse i forhold til utlandet fører deretter til en appresiering av kronen. Begge disse effektene virker kontraktivt på økonomien. Den innenlandske etterspørselen øker mindre som følge av at rentene har økt. Appresieringen reduserer prisene på importvarer, dermed økes importen mer og innenlandsk produksjon reduseres. Dette vises

tydelig ved at konsumprisindeksen og produksjonen er lavere i beregningen med modellbestemt rente og valutakurs. Produksjonen reduseres så mye som følge av renteresponsen at antall timerverk øker mer enn brutto produktet. Altså trekkes arbeidskraftproduktiviteten ned sett i forhold til referansebanen.

Studerer vi yrkesandelene for de ulike demografiske gruppene nærmere, ser vi at det er store forskjeller mellom gruppenes tilpasning. Tilpasningshastigheten avhenger av størrelsen på koeffisientene, mens hvordan de ulike gruppene tilpasser seg avhenger av hvilke forklaringsvariabler som inngår i de ulike ligningene.

Endringen i den aggregerte yrkesprosenten illustreres i figur 1. For yrkesdeltagelsen i økonomien sett under ett øker kraftig de to første årene, for så å holde seg så oppe på et nytt nivå godt over referansebanen. Ser vi nærmere på de enkelte gruppene, så er historien en annen. Tilpasningen til de ulike demografiske gruppene skiller seg fra hverandre. Dette fordi yrkesandelene i de ulike gruppene blir forklart gjennom ligninger med ulik funksjonsform. Noen avhenger av nivåvariabler, noen av variabler på endringsform og enkelte av begge deler. I tillegg inngår ikke de samme forklaringsvariablene i alle ligningene.

Figur 1: Virkninger av økt offentlig etterspørsel, i prosent. Ny modell.



Ved å studere estimeringsresultatene, som er gjengitt i vedlegget, så er det mulig å tolke hvordan de demografiske gruppene endrer sin atferd. Det er tydelig at de yngste og de eldste gruppene som går inn i arbeidsmarkedet når forholdene bedres. Etterspørselssjokket øker lønnen og reduserer arbeidsledighetsraten, slik at større deler av befolkningen ønsker å stå i arbeidsstyrken. Fra historisk statistikk er det tydelig at det er de to yngste og de tre eldste gruppene som er de marginale gruppene. Her endres arbeidstilbudet med konjunktorene. Dette er med på å forklare på hvorfor det norske arbeidsmarkedet viser så stor fleksibilitet.

Vi ser fra tabell 8 at yrkesdeltagelsen for de ulike gruppene, unntatt menn 25-61 år, kvinner 25-39 år og menn 62-66 år, øker betydelig de første årene, før veksten i yrkesdeltagelsen flater ut og stabiliseres på et høyere nivå. Økningen i offentlig konsum og investeringer fører til et høyere nivå på realtimelønnen og til en lavere arbeidsledighetsrate. Feiljusteringsleddet trekker dermed yrkesprosentene varig opp. Virkningene gjennom feiljusteringsleddet fører til at vi når et nytt likevektsnivå på yrkesdeltagelsen for de gruppene hvor disse to forklaringsvariablene inngår på nivåform i ligningene. Historien er en annen for de to gruppene for menn i alderen 25-61 år og 62-66 år. Yrkesprosenten til disse to gruppene avhenger av endringen i ledighetsraten, ikke nivået. Det tar bare et år før man i beregningen når det nye og lavere nivået på arbeidsledighet. Dette fører til at yrkesdeltagelsen for de to nevnte gruppene faller tilbake til nivået til prognosebanen etter to til tre år. Yrkesandelen til gruppen med de yngste kvinnene avhenger ikke av noen realøkonomiske størrelser, kun av antall barn per kvinne, og egendynamikk. Dermed endres ikke yrkesdeltagelsen for denne gruppen.

Tabell 8: Virkninger av økt offentlig etterspørsel, i prosent. Modell med eksogen valuta og rente.

	YP1519	YP2024	YP6774	YPM2561	YPM6266	YPK2539	YPK4061	YPK6266
2010	1,3	0,5	0,6	0,2	0,8	0,0	0,4	0,0
2011	2,8	0,7	1,1	0,2	0,2	0,0	0,8	0,1
2012	2,8	0,9	1,4	0,1	0,0	0,0	0,8	0,2
2013	3,0	1,2	1,7	0,0	0,0	0,0	0,8	0,2
2014	3,1	1,4	2,0	0,0	0,0	0,0	0,9	0,3
2015	3,3	1,5	2,0	0,0	0,1	0,0	1,0	0,3

Tabell 9: Virkninger av økt offentlig etterspørsel, i prosent. Modell med endogen valuta og rente.

	YP1519	YP2024	YP6774	YPM2561	YPM6266	YPK2539	YPK4061	YPK6266
2010	1,4	0,5	0,5	0,2	0,8	0,0	0,4	0,0
2011	2,8	0,7	0,9	0,1	0,2	0,0	0,7	0,2
2012	2,6	0,9	1,2	0,0	-0,1	0,0	0,7	0,2
2013	2,6	1,0	1,5	0,0	-0,1	0,0	0,7	0,2
2014	2,4	1,1	1,7	0,0	-0,2	0,0	0,7	0,3
2015	2,4	1,2	1,7	0,0	-0,1	0,0	0,7	0,3

Når vi lar modellen bestemme rente og valutakurs, er det flere effekter som trår inn. Lavere prisvekst fører isolert sett til høyere reallønn, men denne effekten domineres av at de nominelle lønningene øker mindre i beregningen med endogen rente og valuta. I tillegg reduseres ledighetsraten noe mindre.

Dermed er både økningen i reallønnen og reduksjonen i arbeidsledighetsraten mindre enn i den første beregningen. Dette fører til at arbeidstilbudet øker mindre, og for gruppen menn 62-66 år, faller faktisk arbeidstilbudet i forhold til referansebanen. Dette forklares av egendynamikken til ligningen.

Tabell 10: Virkninger av økt offentlig etterspørsel, i prosent. Tidligere modell, i en utgave med eksogen valuta og rente.

	YP16	YP20	YP67	YPM25	YPM60	YPK2539	YPK4059	YPK6066
2010	1,3	0,1	0,4	0,1	0,1	0,0	0,1	0,0
2011	2,4	0,1	1,0	0,3	0,5	0,0	0,1	0,2
2012	2,4	0,1	1,8	0,4	0,9	0,1	0,1	0,3
2013	2,7	0,1	2,5	0,4	1,2	0,1	0,1	0,3
2014	3,0	0,2	3,1	0,5	1,5	0,1	0,1	0,4
2015	3,1	0,2	3,6	0,5	1,8	0,1	0,1	0,4

Tabell 11: Virkninger av økt offentlig etterspørsel, i prosent. Tidligere modell, i en utgave med endogen valuta og rente.

	YP16	YP20	YP67	YPM25	YPM60	YPK2539	YPK4059	YPK6066
2010	1,5	0,2	0,5	0,1	0,1	0,0	0,1	0,0
2011	2,3	0,0	1,4	0,3	0,5	0,1	0,1	0,2
2012	1,9	0,1	2,1	0,4	0,7	0,1	0,1	0,3
2013	2,3	0,1	2,7	0,4	1,0	0,1	0,1	0,4
2014	2,5	0,1	3,0	0,4	1,2	0,1	0,1	0,4
2015	2,1	0,1	3,2	0,3	1,4	0,1	0,1	0,4

Jeg tenker ikke å gå nærmere inn på de gamle modellene, men det bør nevnes at i den nye modellen så er effektene av et etterspørselssjokk noe annerledes enn tidligere. Effektene på arbeidstilbudet av en beregning med den gamle modellen er gjengitt i tabell 10 og 11. Beregningen viste at økningen i totalt arbeidstilbud var lite som følge av endringene som har blitt gjort i den nye modellen, men dynamikken i de ulike gruppene har endret seg dels betydelig som følge av de nye estimeringene.

4.4.1. Oppsummering

Konklusjonen vi kan trekke fra denne analysen er at i modellen så vil et etterspørselssjokk påvirke det langsiktige nivået på arbeidstilbudet. Aktørene vil tilby mer arbeidskraft og sysselsettingen vil øke. Dette skjer ved at de gruppene som i utgangspunktet har lavest yrkesdeltagelse, og som viser seg å være mest sensitive med hensyn på lønn og ledighetsraten, tilbyr mer arbeidskraft. Effekten av et etterspørselssjokk blir noe redusert i en modell med modellbestemt rente og valutakurs. En økning i offentlig etterspørsel med 10 prosent, fører til at langsiktinnivået på arbeidstilbudet øker med 0,4 prosent når vi lar modellen bestemme renten og valutakurs under beregningen.

Referanser

- Boug, Pål og Yngvar Dyvi (2008): *MODAG: En makroøkonomisk modell for norsk økonomi*. Sosiale og økonomiske studier (SØS) 111, SSB.
- Brunborg, Helge, Inger Texmoen og Silje Vatn Pettersen (2008): *Nye befolkningsfremskrivninger*. *Økonomiske Analyser* 3/2008, SSB, 29-41.
- Dagsvik, J. K., T. Kornstad, Z. Jia og T. O. Thoresen (2008): *LOTTE-Arbeid – mikrobasert modell for mikrosimulering av arbeidstilbudseffekter*. Rapport 1/2008, Statistisk sentralbyrå.
- Engle, Robert F (1982): *Autoregressive Conditional Heteroscedastisity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*. *Econometrica* 40, 187-207.
- Harvey, Andrew C (1981): *The Econometric Analysis of Time Series*. Phillip Allan. Oxford.
- Hungnes, Håvard (2000): *Beregning av årsrelasjoner på grunnlag av økonometriske kvartalsrelasjoner*. Rapport 9/2000 SSB
- Ramsey, James 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.
- Lov av 23. desember 1988 nr. 110 – Lov om statstilskott til ordninger for avtalefestet pensjon.
http://lovdata.no/cgi-wift/wifldles?doc=/usr/www/lovdata/all/nl-19881223-110.html&emne=statstilskott*%20til*%20ordning*%20for*%20avtalefest*&&
- Verbeek, Marno (2008): *A guide to modern Econometrics*. John Wiley & Sons Ltd, Chichester
- White, Halbert (1980): *A Heteroscedastisity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedastisity*. *Econometrica* 48, 817-828.

Vedlegg

A. Estimeringsresultater, tester og restleddsegenskaper

Tabellene under viser estimeringsresultatene og de standardtestene som er inkludert i OxMetrics. *AR₁₋₅-testen* er en Lagranges multiplikator test basert på Harvey (1981), som sjekker om det er seriekorrelasjon i restleddene. *ARCH₁₋₄-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 ligningen for Δy_{p1519} så feiler modellen på normalitetstesten med et signifikansnivå på 5 %. Testen består med et signifikansnivå på 10 %. Ved å inkludere tidsdummyer er det mulig å luke ut observasjoner som forklares dårlig av den estimerte ligningen. Jeg ønsker å unngå bruk av tidsdummyer, og beholder derfor ligningen til tross for at den styrker på normalitetstesten. *Heteroskedastisitetstesten* (HETERO) tester hvorvidt variansen til restleddene avhenger av tidsforløpet. Testen er basert på White (1980) og benytter kvadrerte restledd. *RESET-testen* (regresjonens spesifikasjonstest) er en test som sjekker om funksjonsformen kunne ha vært endret ved å inkludere ikke-lineære kombinasjoner av forklaringsvariablene i modellen (Ramsey, 1969).

Tabell 12: Estimeringsresultat av yrkesprosenter for aldergruppen 15-19 år

Endogen variabel: **D(LOG(YP1519))**

Antall observasjoner: 132

Estimeringsperiode: 1975(1)-2007(4)

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standard avvik</i>	<i>T-verdi</i>	<i>Ssh</i>
Konstant		3,253	0,5146	6,32
D(LOG(YP1519_1))	0,591435	0,04514	13,1	
LOG(YP1519_1)	-0,525228	0,0607	-8,65	
LOG(URKORR_2)	-0,170358	0,03463	4,92	
LOG(WWK_1*(1-TGW_1)/KPI_1)	0,689824	0,1069	6,45	
DKV3	0,0788439	0,02225	3,54	
DUM762	0,215425	0,09821	2,19	
DUM7090	0,144621	0,03599	4,02	
DUM812	0,233074	0,09933	2,35	
DUM822	0,407914	0,09877	4,13	
DUM883	0,326521	0,098	3,33	
DUM061	0,393977	0,09864	3,99	
R ²		0,89249		
SSR		1,10226		
AR 1-5	F(5,115)	0,3431		
ARCH 1-4	F(4,112)	0,8103		
Normalitet	Chi ² (2)	6,068*		
Heteroskedastisitet	F(15,104)	0,6136		
RESET	F(1,119)	0,0562		

Tabell 13: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for aldergruppen 20-24 årEndogen variabel: **D(LOG(YP2024))**

Antall observasjoner: 132

Estimeringsperiode: 1975(1)-2007(4)

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standard avvik</i>	<i>T-verdi</i>	<i>Ssh</i>
Konstant	-0.588038	0.253189	-2.32	0.022
D(LOG(YP2024_1))	-0.595401	0.069855	-8.52	0.000
D(LOG(YP2024_2))	-0.688774	0.064057	-10.75	0.000
D(LOG(YP2024_3))	-0.449319	0.072678	-6.18	0.000
LOG(WWK_3*(1-TGW_3)/KPI_3)	0.160546	0.05843	2.75	0.007
D(LOG(WWK*(1-TGW)/KPI))	0.691282	0.130614	5.29	0.000
LOG(URKORR_2)	-0.062281	0.026369	-2.36	0.020
LOG(YP2024_3)	-0.101206	0.042848	-2.36	0.020
D3(LOG(URKORR))	-0.086077	0.046192	-1.86	0.065
DKV1step7888	0.079544	0.035656	2.23	0.028
DKV4step7888	0.138137	0.039646	3.48	0.001
DUM801	0.37005	0.099363	3.72	0.000
DUM051	-0.293221	0.094055	-3.12	0.002
R ²		0.70945		
SSR		1.08198		
AR 1-5	F(5,114)	0.5069		
ARCH 1-4	F(4,111)	0.9635		
Normalitet	Chi ² (2)	5.0322		
Heteroskedastisitet	F(20,98)	1.3247		
RESET	F(1,118)	0.6041		

Tabell 14: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for menn 25-61 årEndogen variabel: **D(LOG(YPM2561))**

Antall observasjoner: 78

Estimeringsperiode: 1989(3)-2008(4)

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standard avvik</i>	<i>T-verdi</i>	<i>Ssh</i>
Konstant	0.497532	0.09869	4.94	0.000
D(LOG(YPM2561_1))	0.485736	0.072565	6.69	0.000
LOG(YPM2561_1)	-0.20328	0.03821	-5.32	0.000
D(LOG(URKORR_2))	-0.231247	0.07823	-2.96	0.004
DUM913	0.23201	0.05498	4.22	0.000
DUM924	-0.167933	0.0527	-3.19	0.002
DKV1	0.0315437	0.01867	1.69	0.096
DKV3	0.0539494	0.02325	2.32	0.023
R ²		0.71011		
SSR		0.18897		
AR 1-5	F(5,65)	0.7751		
ARCH 1-4	F(4,62)	0.8799		
Normalitet	Chi ² (2)	1.4234		
Heteroskedastisitet	F(10,59)	0.7058		
RESET	F(1,69)	0.0268		

Tabell 15: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for kvinner 25-39 årEndogen variabel: **D(LOG(YPK2539))**

Antall observasjoner: 138

Estimeringsperiode: 1973(4)-2008(1)

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standard avvik</i>	<i>T-verdi</i>	<i>Ssh</i>
Konstant	0.080848	0.01546	5.23	0.068
D(LOG(YPK2539_1))	-0.273027	0.08782	-3.11	0.171
LOG(YPK2539_1)	-0.267031	0.07497	-3.56	0.087
LOG(YPK2539_4)	0.219141	0.07177	3.05	0.066
LOG(BPK06_1)	-0.121808	0.06739	-1.81	0.024
DKV1	-0.514175	0.01489	-3.45	0.001
DKV3	-0.352789	0.01509	-2.34	0.021
R ²		0.298808		
SSR		0.579331		
AR 1-5	F(5,128)	1.2561		
ARCH 1-4	F(4,125)	0.5750		
Normalitet	Chi ² (2)	1.5439		
Heteroskedastisitet	F(10,122)	1.6026		
RESET	F(1,132)	2.8429		

Tabell 16: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for kvinner 40-61 årEndogen variabel: **D(LOG(YPK4061))**

Antall observasjoner: 78

Estimeringsperiode: 1989(3)-2008(4)

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standard avvik</i>	<i>T-verdi</i>	<i>Ssh</i>
Konstant	-0.132351	0.3537	-0.37	0.709
D(LOG(YPK4061_1))	-0.467372	0.11	-4.25	0.000
D(LOG(YPK4061_2))	-0.459663	0.09445	-4.87	0.000
D(LOG(YPK4061_4))	0.325295	0.09929	3.28	0.002
LOG(YPK4061_3)	-0.457854	0.1021	-4.48	0.000
LOG(URKORR_2)	-0.17215	0.04932	-3.49	0.001
LOG(WWK_3*(1-TGW_3)/KPI_3)	0.232263	0.07886	2.95	0.004
DKV1	0.0496095	0.02342	2.12	0.038
R ²		0.665210		
SSR		0.253402		
AR 1-5	F(5,65)	2.3434		
ARCH 1-4	F(4,62)	1.0787		
Normalitet	Chi ² (2)	2.8206		
Heteroskedastisitet	F(13,56)	0.8722		
RESET	F(1,69)	3.0202		

Tabell 17: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for menn 62-66 årEndogen variabel: **D(LOG(YPM6266))**

Antall observasjoner: 78

Estimeringsperiode: 1989(3)-2008(4)

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standard avvik</i>	<i>T-verdi</i>	<i>Ssh</i>
Konstant	-0.271683	0.04434	-6.13	0.000
D(LOG(YPM6266_2))	-0.176424	0.07672	-2.30	0.024
D(LOG(YPM6266_4))	0.404255	0.07636	5.29	0.000
LOG(YPM6266_1)	-0.638433	0.099	-6.45	0.000
D(LOG(URKORR_3))	-0.269123	0.08266	-3.26	0.002
DUMSTEP98	-0.160203	0.03039	-5.27	0.000
R ²		0.69394		
SSR		0.46042		
AR 1-5	F(5,67)	0.6906		
ARCH 1-4	F(4,64)	0.7650		
Normalitet	Chi ² (2)	0.5720		
Heteroskedastisitet	F(9,62)	1.1782		
RESET	F(1,71)	1.6587		

Tabell 18: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for kvinner 62-66 årEndogen variabel: **D(LOG(YPK6266))**

Antall observasjoner: 79

Estimeringsperiode: 1989(2)-2008(4)

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standard avvik</i>	<i>T-verdi</i>	<i>Ssh</i>
Konstant	0.275597	0.091884	2.999392	0.004
LOG(YPK4061_1)	-1.87754	0.434618	-4.319978	0.000
LOG(WWK_2*(1-TMW_2)/KPI_2)	0.114847	0.025646	4.478253	0.000
DUMSTEP98	-0.033174	0.02163	-1.53371	0.000
DKV1	-0.66895	0.084959	-7.873801	0.000
DKV3	-0.338136	0.081596	-4.144037	0.000
DUM061	-0.103739	0.032318	-3.209978	0.002
R ²		0.70679		
SSR		0.41886		
AR 1-5	F(5,67)	2.1377		
ARCH 1-4	F(4,64)	1.8022		
Normalitet	Chi ² (2)	0.5882		
Heteroskedastisitet	F(8,63)	1.7106		
RESET	F(1,71)	1.1873		

Tabell 19: Estimeringsresultat av yrkesprosjenter for alderen 67-74 årEndogen variabel: **D(LOG(YP6774))**

Antall observasjoner: 78

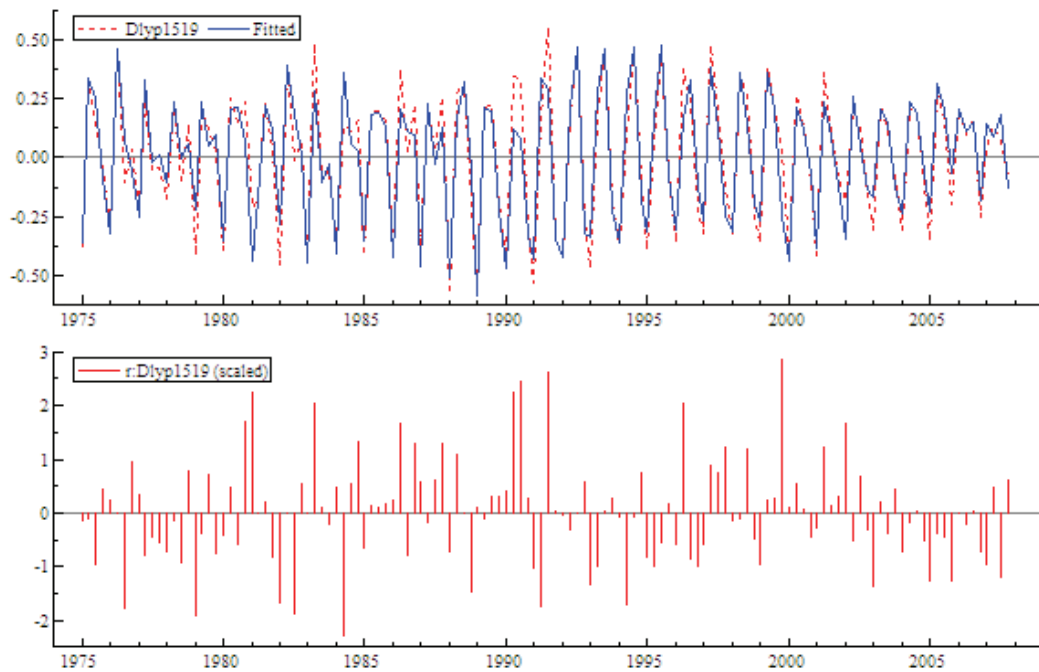
Estimeringsperiode: 1988(3)-2007(4)

	<i>Koeffisient</i>	<i>Standard avvik</i>	<i>T-verdi</i>	<i>Ssh</i>
Konstant	-1.49518	0.2633	-5.68	0.000
LOG(YP6774_1)	-0.52478	0.06065	-8.65	0.000
LOG(YP6774_4)	0.433216	0.06075	7.13	0.000
LOG(WWK_2*(1-TMW_2)/KPI_2)	0.259171	0.059	4.39	0.000
D(LOG(URKORR))	-0.305098	0.1209	-2.52	0.014
DUM901	0.287231	0.07756	3.70	0.006
DUM936	-0.218237	0.07942	-2.75	0.001
DUM004	-0.250363	0.07861	-3.18	0.002
DUM014	0.33126	0.07984	4.15	0.000
DUM061	-0.438092	0.08189	-5.35	0.000
DKV1	0.218237	0.04364	5.00	0.000
DKV2	0.0766831	0.02291	3.35	0.001
R ²		0.075597		
SSR		0.377186		
AR 1-5	F(5,61)	1.2250		
ARCH 1-4	F(4,58)	0.3428		
Normalitet	Chi ² (2)	5.3908		
Heteroskedastisitet	F(15,50)	1.1104		
RESET	F(1,65)	0.3393		

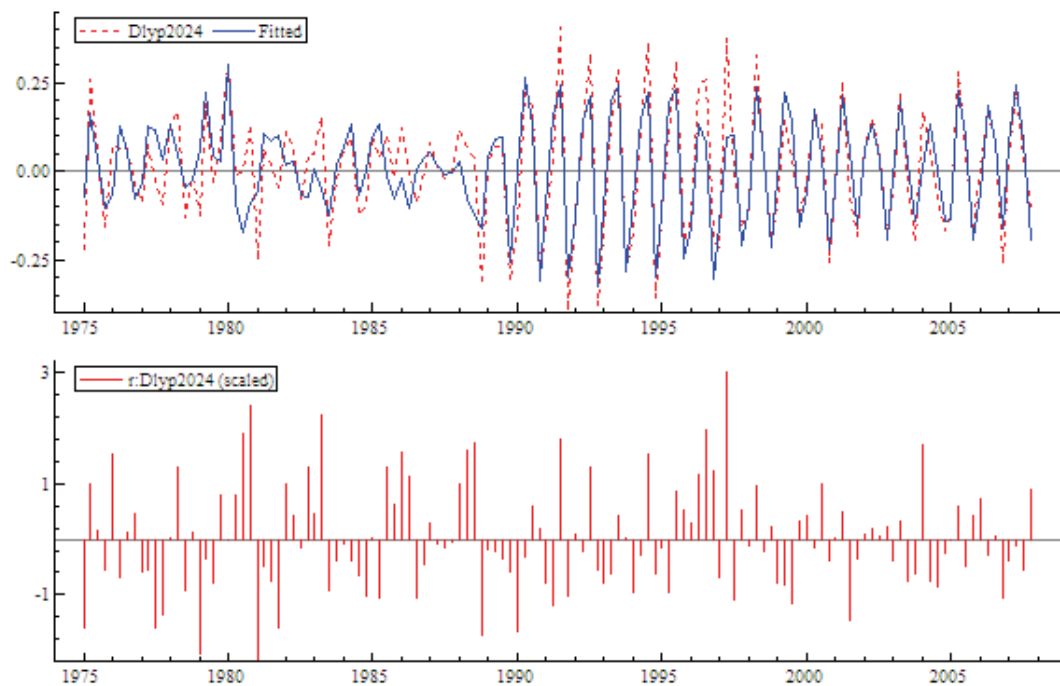
B. Føyning

Figurene i dette kapitlet 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.

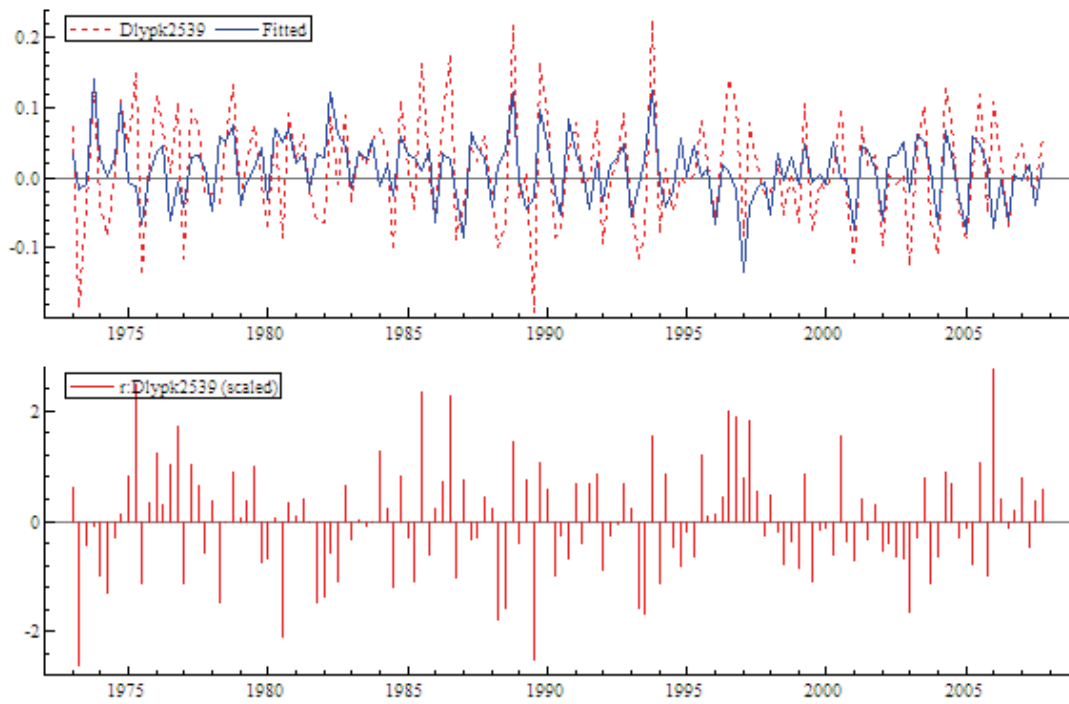
Figur 2: Faktisk og estimert verdi på Δp_{1519} og tilhørende restledd.



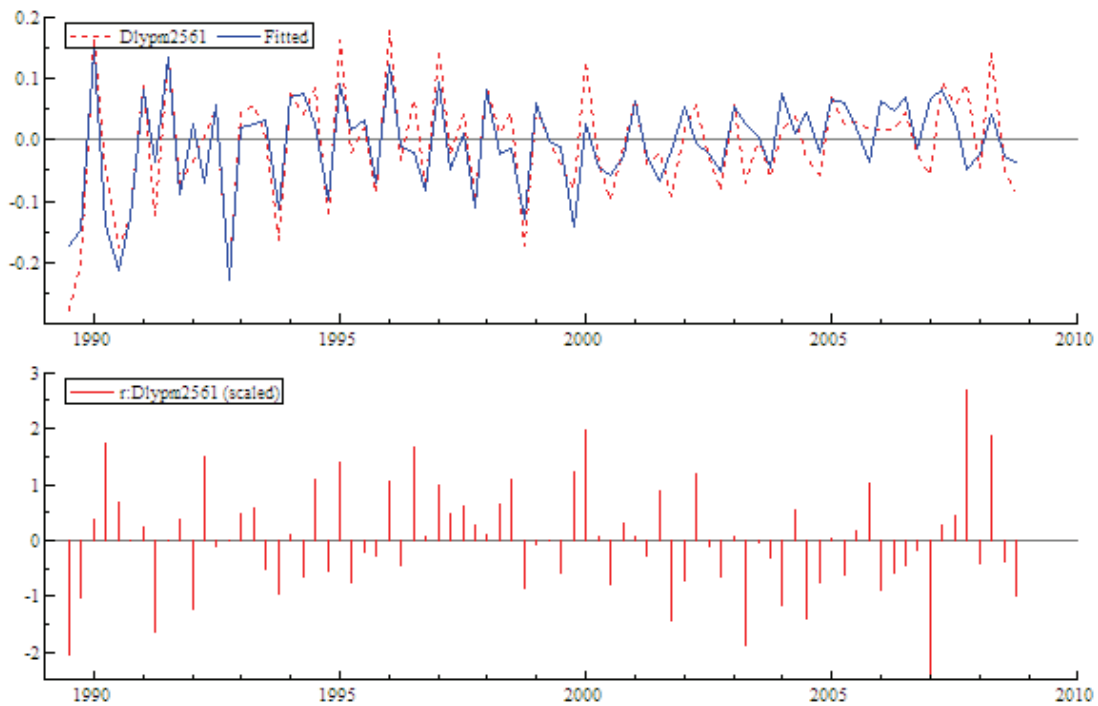
Figur 3: Faktisk og estimert verdi på Δp_{2024} og tilhørende restledd.



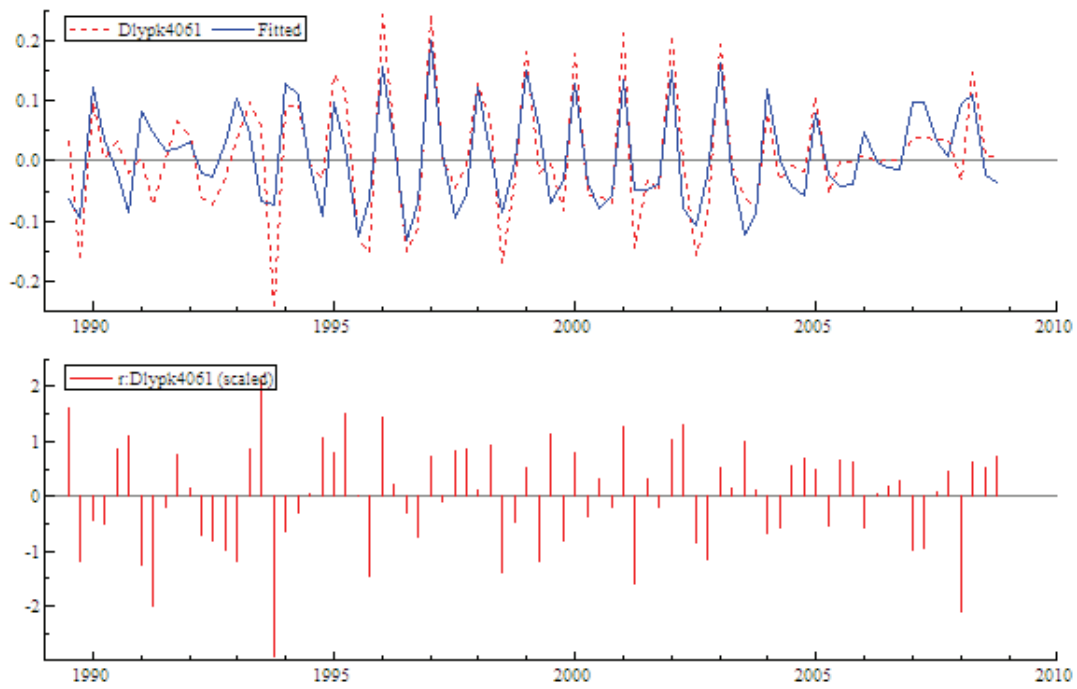
Figur 4: Faktiske og estimerte verdier på Δy_{pk2539} og tilhørende restledd.



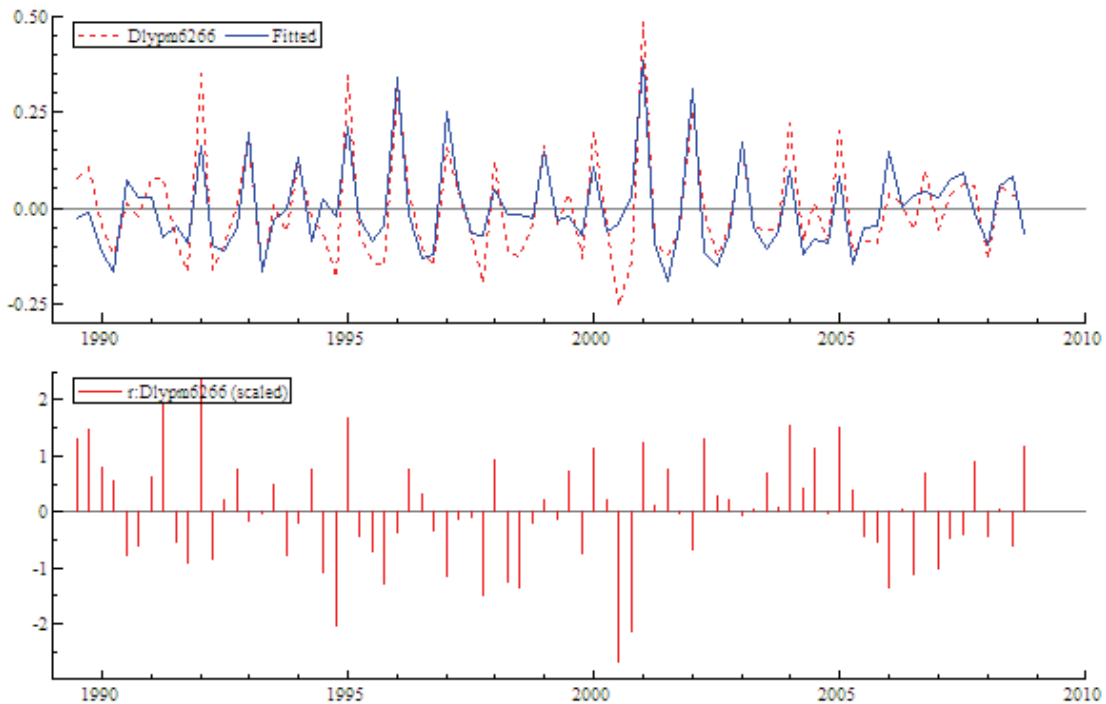
Figur 5: Faktisk og estimert verdi på Δy_{pm2561} og tilhørende restledd



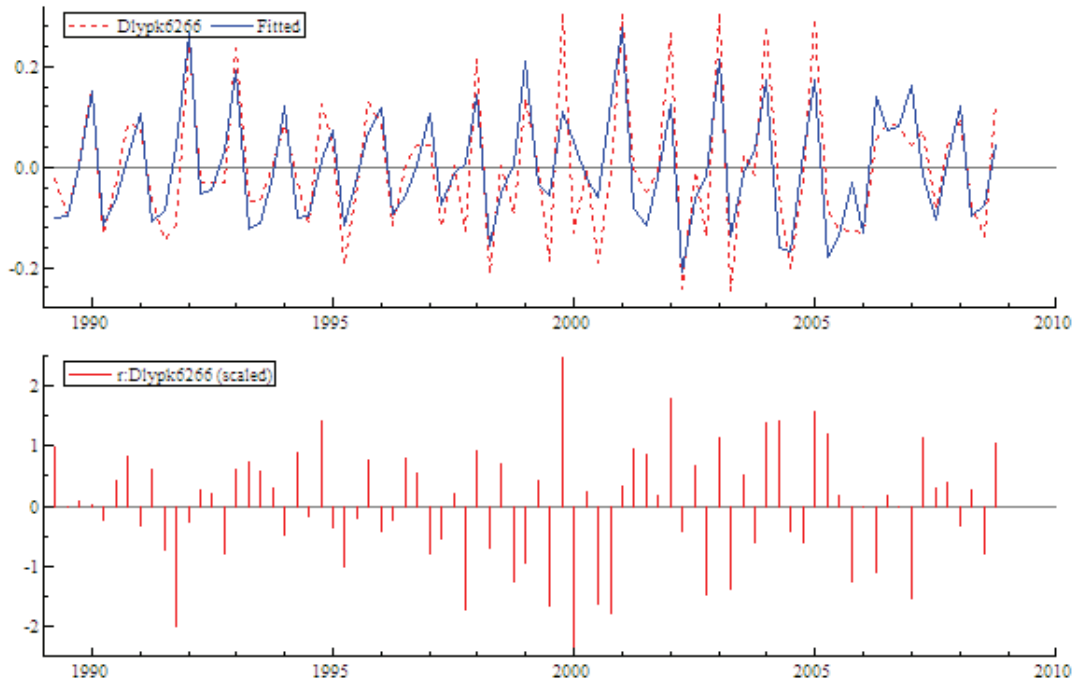
Figur 6: Faktisk og estimert verdi på Δy_{pk4061} og tilhørende restledd



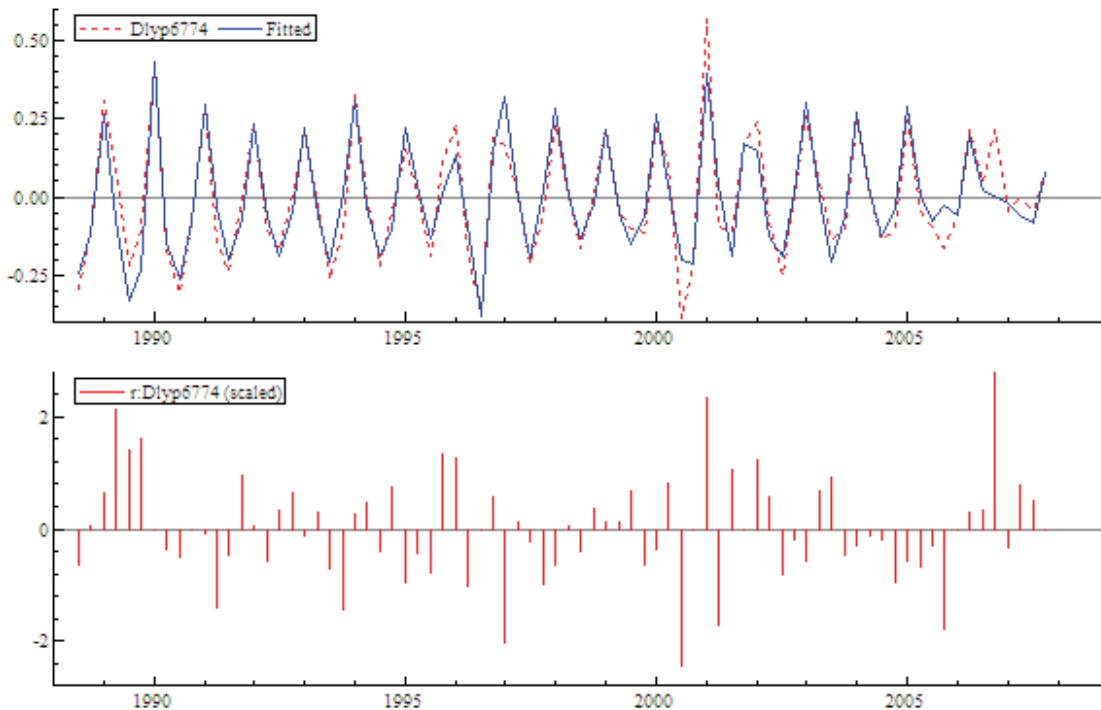
Figur 7: Faktisk og estimert verdi på Δy_{pm6266} og tilhørende restledd



Figur 8: Faktisk og estimert verdi på Δy_{pk6266} og tilhørende restledd



Figur 9: Faktiske og estimerte verdier på Δy_{p6774} og tilhørende restledd



C. Variabelliste

- AKUL* = Antall arbeidsledige, i den nye modellen er tallene i overensstemmelse med AKU-tallene.
- BEF* = Befolkningen, i følge NR
- N* = Antall sysselsatte i gammel utgave av MODAG/KVARTS
- NF* = Sysselsetting, i følge AKU
- NT* = Antall personer i arbeidsstyrken (arbeidstilbudet), i den nye modellen er tallene i følge AKU. I den gamle modellen var arbeidstilbudet summen *NTOT* korrigert for *NUS* og *AKUL*.
- NTOT* = Antall sysselsatte, i følge NR
- NTR* = Restledd som fanger opp avvik mellom NR og AKUs arbeidstilbudsbegrep
- NUS* = Antall utlendinger sysselsatt på norskregistrerte skip
- UR* = Arbeidsledighetsraten, i følge AKU
- URE* = Restledd
- YP* = Yrkesprosent/yrkesandel, i den nye modellen i følge AKU

D. Forkortelser

AFP – Avtalefestet pensjon. Ordning som innebar mulighet for førtidspensjonering med full pensjonsutbetaling. Dette har ikke vært en generell ordning, og har omfattet enkelte grupper – de såkalte sliterne. Ordningen ble gjennomgått i siste stortingsperiode, og vil fremstå i ny drakt fra og med 2011,

AKU – Statistisk sentralbyrås arbeidskraftsundersøkelse. Dette er en utvalgsundersøkelse som søker å tallfeste arbeidsmarkedet, Gjennom spørreundersøkelser fastsettes antall sysselsatte og antall i arbeidsstyrken, Kriteriene som ligger i grunn for de to begrepene avviker fra både Nasjonalregnskapet og arbeids og velferdsetatens begreper,

NR – Nasjonalregnskapet blir utarbeidet av SSB og søker å tallfeste alle de relevante økonomiske variablene. Nasjonalregnskapet bygger sin statistikk på tilgjengelig informasjon og hovedsakelig gjennom registerstatistikk, korttidsstatistikk, strukturstatistikk og utvalgsundersøkelser.