

*Marit Gjelsvik, Ragnar Nymoen og  
Victoria Sparrman*

## **Lønnsrelasjoner 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 Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde.	Oppgave mangler	...
Publisert juni 2013	Oppgave mangler foreløpig	...
	Tall kan ikke offentliggjøres	:
	Null	-
ISBN 978-82-537-8687-2 (trykt)	Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	0
ISBN 978-82-537-8688-9 (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 ett av flere notater som dokumenterer de endringene som er gjort i makromodellene KVARTS og MODAG etter den siste hovedrevisjonen av nasjonalregnskapet i 2011. 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 lønnsdannelsen.

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, 13. mars 2013

Hans Henrik Scheel

## Sammendrag

Dette notatet dokumenterer lønnsrelasjonene i KVARTS og MODAG slik de forelå våren 2012. Hovedfokuset er å gjøre rede for det økonometriske arbeidet knyttet til atferdssammenhengene som utgjør kjernen av lønnsblokken i modellene. Vi gir også en kort innføring i den teoretiske bakgrunnen for modelleringen av lønnsdannelsen.

Vi redegjør for tre grupper av næringer; industri, offentlig sektor og markedsrettet tjenesteyting på fastlandet, og skisserer samspillet mellom disse og andre deler av KVARTS/MODAG. Ligningene i modellen er estimert på nye data etter hovedrevisjonen av nasjonalregnskapet i 2011. I tillegg er nye data innhentet og teorien bak relasjonene er vurdert på nytt, se Boug og Dyvi (2008) for tidligere modellversjoner. Estimeringsresultatene er implementert i modellene KVARTS 2009 utgave D (KV09d) og MODAG 2009.

## Innhold

<b>Forord</b> .....	<b>3</b>
<b>Sammendrag</b> .....	<b>4</b>
<b>1. Lønnsdannelse</b> .....	<b>6</b>
1.1. Bakgrunn og lønnsblokken i modellene.....	6
1.2. Nærmere om den teoretiske referanserammen .....	7
Arbeidstidsendringer påvirker timelønnsveksten .....	8
<b>2. Lønnsrelasjoner i KVARTS/MODAG</b> .....	<b>9</b>
2.1. Industrien .....	9
2.1.2. Estimeringsresultater i industrilønnsrelasjonen .....	11
2.2. Lønnsdannelsen i øvrige næringer.....	13
<b>Referanser</b> .....	<b>15</b>
<b>Vedlegg A: Næringsinndeling og variabelliste i MODAG/ KVARTS</b> .....	<b>16</b>
Notasjon: .....	17
Variabelliste:.....	17
<b>Vedlegg B: Estimeringsresultater</b> .....	<b>18</b>
Vedleggstabell B.1. Modell for industrilønnen, D1ww3ai:.....	18
Plott av sammensatte dummier i industrilønnsrelasjonen:.....	18
Rekursiv estimering og chowtester:.....	19
Modellføyning og residualplott:.....	19
Vedleggstabell B.2. Modell for lønnsdannelsen i markedsrettet tjenesteyting, D1ww5i: .....	20
Modelling Dww5i by OLS 1983(1) - 2010(4).....	20
Modellføyning og residualplott:.....	20
Rekursiv estimering og chowtest (1 step):.....	21
Vedleggstabell B.3: Modell for lønnsdannelsen i offentlig sektor, D1ww90i: .....	22
Dww90i by OLS 1983(1) - 2010(4).....	22
Plott av sammensatte dummier:.....	22
Rekursiv estimering: .....	23
Modellføyning og residualplott:.....	23
<b>Vedlegg C: Reestimering av lønnsdannelsen i tre sektorer på reviderte data med modell som spesifisert i Boug og Dyvi (2008)</b> .....	<b>24</b>
Industrilønn: .....	24
Vedleggstabell C.1. Modell for endringen i industrilønnen over 4 kvartaler, D4ww3ai. 1979(1) - 2002(4) .....	24
Lønnsdannelsen i markedsrettet tjenesteyting .....	25
Vedleggstabell C.2. Modell for lønnsdannelsen i markedsrettet tjenesteyting, D1ww5i. 1979(3) - 2010(4) .....	25
Lønnsdannelsen i offentlig sektor.....	26
Vedleggstabell C.3. Modell for lønnsdannelsen i offentlig sector, D1ww90i. 1980(2) - 2010(4) .....	26

## 1. Lønnsdannelse

Dette kapittelet beskriver lønnsdannelsen i KVARTS/MODAG. Avsnitt 1.1 gir en oversikt over institusjonelle forhold som karakteriserer den norske lønnsdannelsen samt en skjematisk fremstilling av lønnsblokken i modellene. I avsnitt 1.2 presenteres en kortversjon av teorien som ligger til grunn for lønnsrelasjonene.

### 1.1. Bakgrunn og lønnsblokken i modellene

Lønnsdannelsen i Norge skjer i betydelig grad gjennom forhandlinger mellom fagforeninger og representanter for arbeidsgiverne. Det hender også at myndighetene deltar i lønnsforhandlingene, enten direkte ved de enkelte oppgjørene eller som del av et inntektspolitisk samarbeid der myndighetene forplikter seg til å føre en viss politikk. Et slikt samarbeid kan sies å ha eksistert gjennom hele etterkrigstiden.

Utover 1960-tallet ble det etablert et system for lønnsdannelse som innebærer at industrien er lønnsledende for de øvrige næringene i økonomien. Dette systemet var ment å bidra til at industrien opprettholder lønnsomheten på lang sikt. Hovedkursmodellen til Aukrust (1977) formaliserer denne mekanismen for en liten åpen økonomi. På lang sikt er lønningene i denne modellen bestemt av produktiviteten i konkurranseutsatt sektor og av verdensmarkedets priser på landets eksportprodukter (modellen ser bort fra produktinnsats). Sammenhengen impliserer at lønnsandelen i konkurranseutsatt sektor er konstant på lang sikt. Dette kan også begrunnes innenfor formelle forhandlingsmodeller, som for eksempel Nickell og Andrews (1983), Nickell (1984), Hoel og Nymoen (1988), Nymoen og Rødseth (2003) og Forslund m.fl. (2008).

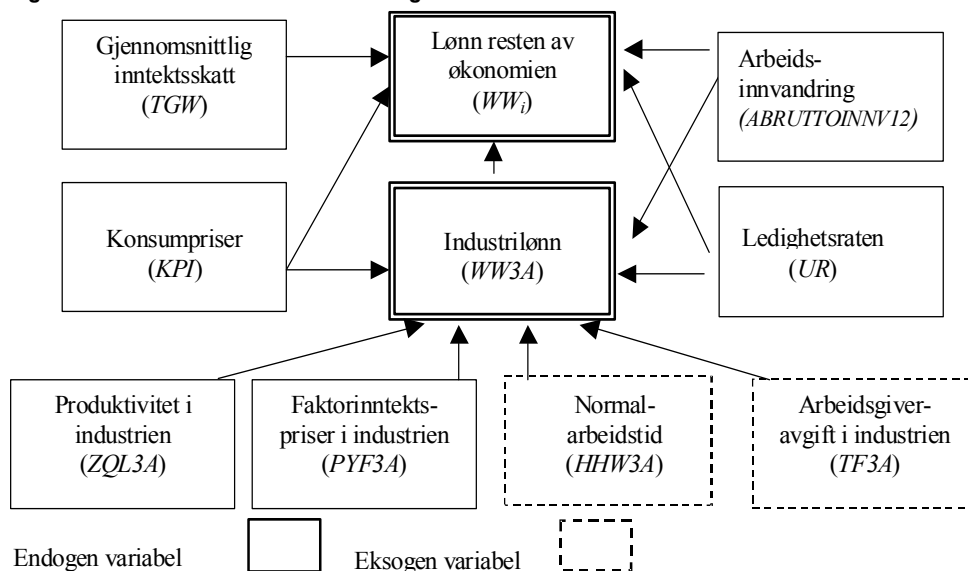
Lønnsrelasjonene i KVARTS/MODAG tar vare på de institusjonelle forholdene ved den norske lønnsdannelsen på flere måter. For det første legges det til grunn at lønningene fastsettes gjennom forhandlinger mellom sentrale fag- og arbeidsgiverforeninger. For det andre er industrien lønnsledende ved at lønningene i de øvrige næringene langt på vei følger industrilønningene.

Figur 1.1.1 gir en skjematisk fremstilling av lønnsblokken i KVARTS/MODAG. Variablene som er eksogene i KVARTS/MODAG, arbeidsgiveravgiften i industrien og indikatoren for normalarbeidstid er markert med stiplede bokser<sup>1</sup>. Variablene som er markert med hele bokser er endogent bestemte.

I industrien blir lønn (målt som lønn per time) hovedsakelig bestemt som funksjon av lønnsomheten i sektoren, hvor lønnsandelen benyttes som mål på lønnsomheten. Dette innebærer i tråd med hovedkursteorien at økt inntjening som knytter seg til høyere produktivitet eller høyere priser på industriprodukter (faktorinntektspriser) på lang sikt motsvares av en tilsvarende økning i lønnsnivået. Tilsvarende vil en økning i arbeidsgiveravgiften i industrien motsvares av en reduksjon i utbetalt lønn. En reduksjon i arbeidsledighetsraten vil imidlertid føre til en økning i lønnsnivået i industrien som ikke kan knyttes til lønnsomhetsutviklingen. Økt innvandring vil isolert sett trekke ned lønnsnivået i industrien. I tillegg til disse effektene har endringer i konsumpriser og normalarbeidstid effekter (om enn bare kortsiktige) på lønningene i industrien. Lønnsnivået i øvrige næringer påvirkes av lønningene i industrien, konsumpriser, ledighetsraten samt en indikator for gjennomsnittlig inntektsskatt på lønn. Dessuten har nivået på arbeidsinnvandringen også betydning for lønnsdannelsen i markedsrettede næringer utenfor industrien.

<sup>1</sup> For å forenkle framstillingen har vi her antatt at alle arbeidstidsendringer påvirker timelønnsveksten likt. I tallfestingen av modellen tester vi denne antakelsen og den blir delvis forkastet da endringer i normalarbeidstiden og i antall feriedager viser seg å virke annerledes enn endringer i antall virkedager, sykefravær, overtid o.l.

Figur 1.1.1 Lønnsblokken i MODAG og KVARTS



## 1.2. Nærmere om den teoretiske referanserammen

I forhandlingsteorier antas fagforeninger å handle ut fra medlemmenes beste. Medlemmene antas å ønske høyest mulig kjøpekraft og lavest mulig arbeidsledighet (blant medlemmene), mens arbeidsgiverne antas å maksimere profitten. Utfallet av lønnsforhandlingene avhenger av partenes forhandlingsstyrke. Over en periode på noen tiår er det trolig at forhandlingsstyrken avhenger av utviklingen i organiseringsgraden og av i hvilken grad de etter hvert mange fagforeningene greier å koordinere sine krav. På kort sikt er det rimelig å anta at forhandlingsstyrken svinger med konjunktorene. Dersom lønnsomheten er dårlig og ledigheten er høy, har arbeidsgiverne gode kort på hånden for å få til et moderat lønnsoppgjør. Er det derimot god lønnsomhet og mangel på arbeidskraft, vil arbeiderne ofte oppnå høye lønnstillegg. Dessuten er det grunn til å tro at fagforeningene legger mer vekt på sysselsetting når ledigheten er høy enn når den er lav. Disse betraktningene taler for at det eksisterer en negativ sammenheng mellom lønnsnivå og arbeidsledighet, og at denne sammenhengen er avtakende med ledigheten. Sammenhengen, som gjerne kalles lønnskurven (Blanchflower og Oswald, 1994), er vist i figur 1.2.1.

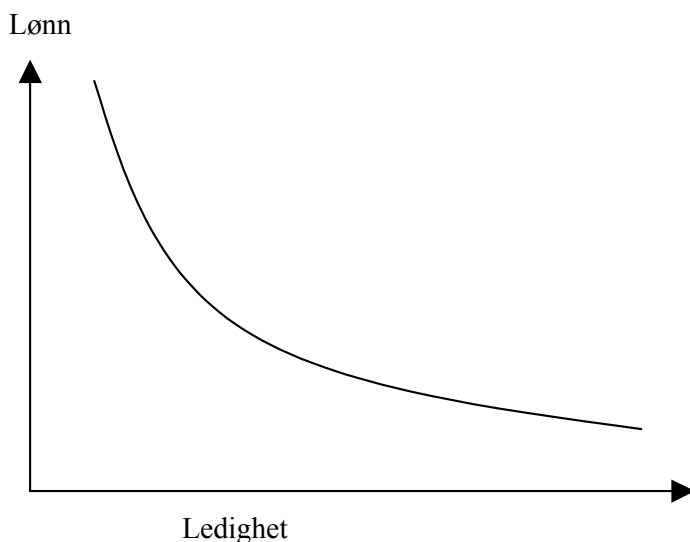
Lønnskurven kan selvsagt skifte som følge av endringer i koordineringsgrad, organisasjonsgrad og andre institusjonelle forhold. Endringer i konkurranseforhold på produktmarkedet og i arbeidsmarkedet vil også spille en rolle. Det mest aktuelle for Norge i dagens situasjon er hvordan den økte innvandringen fra EØS land kan ha påvirket lønnsdannelsen. Økt innvandring innebærer isolert sett at det norske arbeidsmarkedet er mindre begrensende for arbeidsgivernes muligheter til å skaffe arbeidskraft. Til en gitt ledighet vil det langsiktige lønnsnivået være lavere med høyere innvandring, alt annet likt.

I lønnsrelasjonene benyttes ledighetsraten fra arbeidskraftundersøkelsen (AKU)<sup>2</sup> som mål for stramheten i arbeidsmarkedet. Dette vurderes som en bedre indikator enn den registrerte ledigheten, som blant annet vil være påvirket av utformingen av regelverket og av omfanget av arbeidsmarkedstiltak. Vi benytter også arbeidsinnvandring<sup>3</sup> som mål for stramheten i arbeidsmarkedet, og finner at denne er signifikant i både i industrien og i markedsrettet tjenesteyting. Vakanseraten (antall ledige stillinger i prosent av arbeidsstyrken) har tidligere vært inkludert i modellen, men var da insignifikant, og er ikke inkludert nå.

<sup>2</sup> Ifølge AKU regnes en person som arbeidsledig såfremt personen er helt uten inntektsgivende arbeid og har søkt arbeid aktivt de siste fire ukene.

<sup>3</sup> Som et mål på arbeidsinnvandringen har vi valgt å benytte bruttoinnvandringen fra landgruppe 1 og 2 i befolkningsframskrivingene. Landgruppe 1 omfatter innvandrere fra land i EU/EØS/EFTA i Vest-Europa samt USA, Canada, Australia og New Zealand. Landgruppe 2 omfatter EU-land i Øst-Europa. I nyere versjoner av KVARTS/ MODAG er arbeidsinnvandringen endogen.

Figur 1.2.1 Sammenhengen mellom lønn og ledighet (lønnskurven)



### Arbeidstidsendringer påvirker timelønnsveksten

Timelønnsvariabelen i MODAG og i nasjonalregnskapet er for næring  $j$  definert slik:

$$WW_j = \frac{YWW_j}{LW_j}, \text{ der}$$

- $WW_j$  = Lønn per timeverk i næring  $j$ , lønnstakere
- $YWW_j$  = Totalt utbetalt lønn i næring  $j$ , lønnstakere
- $LW_j$  = Antall faktiske timeverk i næring  $j$ , lønnstakere

Det er timelønningene som modelleres i MODAG, mens det langt på vei er lønn for en avtalt mengde arbeid det forhandles om og som forklaringsfaktorene i modellen skal bestemme. Det er derfor viktig å være bevisst på hvordan endringer i arbeidstid påvirker lønn per normalårsverk, dvs. for endringer i normalarbeidstiden. Lønn per normalårsverk er definert slik:

$$WWN_j = \frac{YWW_j}{NHW_j}, \text{ der}$$

- $NHW_j$  = Antall sysselsatte normalårsverk i næring  $j$ , lønnstakere
- = Antall heltidsansatte lønnstakere +  $\delta$ \* antall deltidsansatte lønnstakere

der  $\delta$  er en omgjøringsbrøk som avhenger av arbeidstiden til de deltidsansatte.

I forhold til utviklingen i lønn per normalårsverk vil timelønnsutviklingen altså bli betydelig påvirket av endringer i antall virkedager, sykefravær, overtid, o.l., da slike forhold sjelden blir tatt hensyn til i lønnsfastsettelsen. For de som arbeider etter en fast timelønnsatts og for skiftarbeidere, vil antall virkedager imidlertid ikke påvirke timelønnen. Siden 1965 er den lovpålagte maksimale normalarbeidstiden for heltidsansatte satt ned fra 45 til 37,5 timer per uke i tre omganger - fra 45 til 42,5 1. juli 1968, fra 42,5 til 40 1. januar 1976 og fra 40 til 37,5 fra 1. januar 1987. I tillegg er ferien utvidet med en dag i 1982 (Gro-dagen) og eldre arbeidstakere har fått utvidet ferie. Disse arbeidstidsreduksjonene har kommet utenfor tarifforhandlingene og har derfor trolig i liten grad blitt tatt hensyn til på kort sikt slik at timelønningene økte mer enn de ellers ville gjort. De vil i likhet med andre arbeidstidsendringer ha påvirket forholdet mellom utviklingen i lønningene målt per time og per måned (eller normalårsverk). Det ble krevd lønnskompensasjon for skiftarbeiderne og for de med fast timelønn. Det var for eksempel et krav fra arbeidstakerorganisasjonene at arbeidstidsforkortelsen i 1987, fra 40 til 37,5 timer i uken, skulle kompenseres for dem uten fastlønnsavtaler.

I 2000 ble det framforhandlet ferieutvidelser med 2 dager i 2001 og ytterligere 2 dager i 2002. I motsetning til tidligere arbeidstidsforkortelser som var lovpålagte, var effekten på timelønningene av denne ferieutvidelsen



antakelig langt mindre. Ferieutvidelsen var en del av hva arbeidstakerne oppnådde i tariffforhandlingene og erstattet således en høyere lønnsvekst. Lønn per normalårsverk vil i dette tilfellet forbli upåvirket. Da vil det ikke være korrekt å korrigerer for endret arbeidstid slik vi gjør under andre omstendigheter. Hvorvidt de økonomiske forklaringsfaktorene bak timelønnsveksten i KVARTS skal korrigeres for endringer i arbeidstiden, avhenger med andre ord av årsaken bak arbeidstidsendringene. Effektene av de ulike arbeidstidsendringene som følger av endringer i ferie eller normalarbeidstid per uke er derfor estimert fritt i den økonometriske modellen under.

## 2. Lønnsrelasjoner i KVARTS/MODAG

I avsnitt 2.1 vil vi først gå gjennom industrilønnsespesifikasjonen, da de andre lønnsrelasjonene er antatt å respondere på lønnsutviklingen i industrien. I avsnitt 2.2 er lønnsrelasjonene i øvrig industri presentert. Avsnitt 2.3 rapporterer estimeringsresultater og tilhørende estimerte elastisiteter i lønnsblokken i modellen. Lønnsrelasjonene er tallfestet med utgangspunkt i endelige nasjonalregnskapstall fram til og med 2009. Bowitz og Cappelen (2001) dokumenterer lønnsrelasjonene i en tidligere KVARTS-modell.

### 2.1. Industrien

Industrilønnsrelasjonen i KVARTS/MODAG er en feiljusteringsmodell der langtidsløsningen og korttidsdynamikken er estimert simultant.

Økonomisk teori for kollektive (forhandlingsbaserte) lønnsavtaler impliserer at lønnsnivået over tid skal gjenspeile lønnsomheten i bedriftene. En slik empirisk spesifisering innebærer at lønnskostnadene  $wc$  kointegrerer med faktorinntektsdeflatoren  $pyf3a$  og produktiviteten  $zql3a$  og at kointegrasjonsparametrene er lik 1 for både  $pyf3a$  og  $zql3a$ . Da følger det også at lønnsveksten  $\Delta ww$  vil være slik at lønnsandelen over tid vil gå mot et gitt nivå, altså

$$\Delta ww_t = a - b(wc_{t-1} - pyf3a_{t-1} - zql3a_{t-1}), b > 0$$

I praksis er lønnsdannelsen i industrien mye mer sammensatt og påvirket av flere faktorer enn det en teoretisk forhandlingsmodell tar sikte på å representere. Basert på en bredere referanseramme, og på resultatene av tidligere modellering benytter vi en modell som er utvidet med

- Indikatorer for press i arbeidsmarkedet (ledighet i prosent av arbeidsstyrken og bruttoinnvandring i prosent av befolkningen)
- Effekter av levekostnadsendringer, målt med vekst i KPI
- Endringer i institusjonelle forhold (representert ved dummier)

Dette er samme referanseramme som er brukt for den tidligere spesifiseringen av industrilønnsrelasjonen i MODAG/KVARTS og som er dokumentert i Boug og Dyvi (2008). Vedlegg B viser at den tidligere spesifiseringen av lønnsrelasjonen i industrien ikke finner støtte i det reviderte datasettet som vi nå benytter. I vår analyse har vi lagt til grunn at sammenbruddet i den estimerte relasjonen skyldes detaljer i spesifiseringen, og ikke at selve den teoretiske referanserammen er blitt irrelevant i løpet av det siste tiåret.

Den eksisterende ligningen for timelønn i KVARTS har  $\Delta_4 ww3ai$  (dvs. «årsvekstraten») som venstresidevariabel, men siden  $\Delta_{ww3ai-k}$  ( $k=1,2,3$ ) inngår på høyresiden med fritt estimerte koeffisienter, kan vi like gjerne re-modellere med  $\Delta_{ww3ai}$  («kvartalsvekstraten») som venstresidevariabel. En fordel med å benytte spesifiseringen med lagget nominell lønnsvekst  $\Delta_3 ww3ai_{t-1}$  er at det da er lett å veksle mellom kvartalsvis og årlig lønnsvekst på venstresiden av ligningen. Den empiriske undersøkelsen under viser at modellen forklarer begge disse lønnsvekstratene like godt.

Tidsserier for timelønn inneholder en markert trend. Denne trenden må representeres (eller utelates) i en økonometrisk modell for lønnsdannelsen. I tråd med tidligere modeller for timelønn i KVARTS/MODAG betrakter vi trenden som en stokastisk trend, som kan modelleres ved å betinge på timeverksproduktiviteten og på deflatoren for bruttoproduktet i industrien. Dette betyr at vi baserer oss på en statistisk modell der logaritmen til lønnskostnad per time ( $wc = ww3ai + (\log(1 + TF3A))$ ) kointegrerer med logaritmene til pris og produktivitet. Videre forutsetter vi at kointegrasjon opprettholdes av feiljustering i lønnsvariabelen alene, altså en antakelse om eksogenitet av deflatoren og av produktiviteten.

Vi har også utvidet modellen for lønnsvekst til å fange opp effekter av den betydelige innvandringen de siste årene. I tillegg har vi inkludert levekostnadsendringer representert ved relativ vekst i KPI og representert enkelte institusjonelle forhold ved dummier.

Industrilønnsrelasjonen i MODAG/ KVARTS er spesifisert som:

(2.1.1)

$$\begin{aligned} \Delta ww3ai = & \gamma_0 - \gamma_1 \cdot (wc3a - pyf3a - zql3a)_{-1} \\ & - \gamma_2 \cdot urkorr_{-1} - \gamma_3 \cdot [1 + \exp(-20,0 \cdot (ABRUTTOINNV12_{-4} - 0,12))]^{-1} - \gamma_4 \cdot \Delta TF3A + \gamma_5 \cdot \Delta_4 kpi \\ & - \gamma_6 \cdot \Delta nh - \gamma_7 \cdot \Delta_3 ww3ai_{-1} - \gamma_8 \cdot dumstepww3ai2 + \gamma_9 \cdot dum903 - \gamma_{10} \cdot dumstepww3ai1 \\ & - \gamma_{11} \cdot DKV1 + \gamma_{12} \cdot DKV2 - \gamma_{13} \cdot DKV3, \end{aligned}$$

der små bokstaver betegner log (eks: LOG(A) = a), mens  $\Delta$  betyr endring fra perioden før ( $\Delta X = X - X_{t-1}$ ) og  $\Delta_4$  er årlig endring ( $\Delta_4 = X - X_{t-4}$ ). Impulsdummier for enkeltkvartal er av typen dumÅÅQ som er 1 i år ÅÅ, kvartal Q og 0 ellers.

Elementene som inngår i forklaringen av lønnsveksten ( $\Delta ww3ai$ ) er:

1. Årlig inflasjonsrate ( $\Delta_4 kpi$ )
2. Lønnsvekst siste tre kvartaler ( $\Delta_3 ww3ai$ )
3. Endret arbeidsgiveravgift ( $\Delta TF3A$ )
4. Endret normalarbeidstid ( $\Delta nh$ )
5. Lønnsandelen, dvs. produktivitetsjustert produktreallohn ( $wc3a - pyf3a - zql3a$ )
6. Arbeidsledighetsrate, *urkorr*
7. Indikator for arbeidsinnvandringen. ABRUTTOINNV12 er brutto arbeidsinnvandring som andel av befolkningen,  $f(ABRUTTOINNV12)^4$
8. Samledummy for lønnstopp og helt sentraliserte oppgjør i perioden 1979-1990 (*dumstepww3ai2*), og enkeltstående dummy for 3. kvartal 1990 (*dum903*)
9. Dummy for uspesifiserte strukturelle endringer på 2000-tallet, *dumstepww3ai1*
10. Kvartalsdummier (*DKV1*, *DKV2*, *DKV3*) og et konstantledd

Kvartalsdummyene for henholdsvis 1., 2. og 3. kvartal er *DKV1*, *DKV2* og *DKV3*. 4. kvartal angir referansekvartalet. Sammenlignet med den tidligere spesifikasjonen har vi valgt å gjøre enkelte endringer. For det første er  $\Delta TF3A$  og  $\Delta nh$  som er standard forklaringsvariable for utviklingen i reallønn nå direkte spesifisert, men disse var tidligere bare representert ved dummier.

Feiljusteringsmekanismen i industrilønnsrelasjonen består av variabel 5, 6 og 7. Disse variablene danner motstykket til feiljusteringsvariabelen (*ecmww3ai0*) i den gamle modellspesifikasjonen, se vedlegg C. Disse er i denne versjonen fritt estimert, og produktiviteten er lagget med et kvartal i forhold til lønnskostnadene og faktorinntektsdeflatoren.

Vi har valgt å benytte bruttoinnvandringen fra landgruppe 1 og 2 i industrilønns-spesifikasjonen. Disse landgruppene omfatter alle land i EU og noen andre OECD land, mens landgruppe 3, som historisk har hatt en relativt høy andel flyktninger og asylsøkere, ikke er med i arbeidsinnvandringsindikatoren. Innvandringsraten er transformert ved en såkalt logistisk transformasjon av bruttoinnvandringen fra landgruppe 1 og 2 i industrilønns-spesifikasjonen:

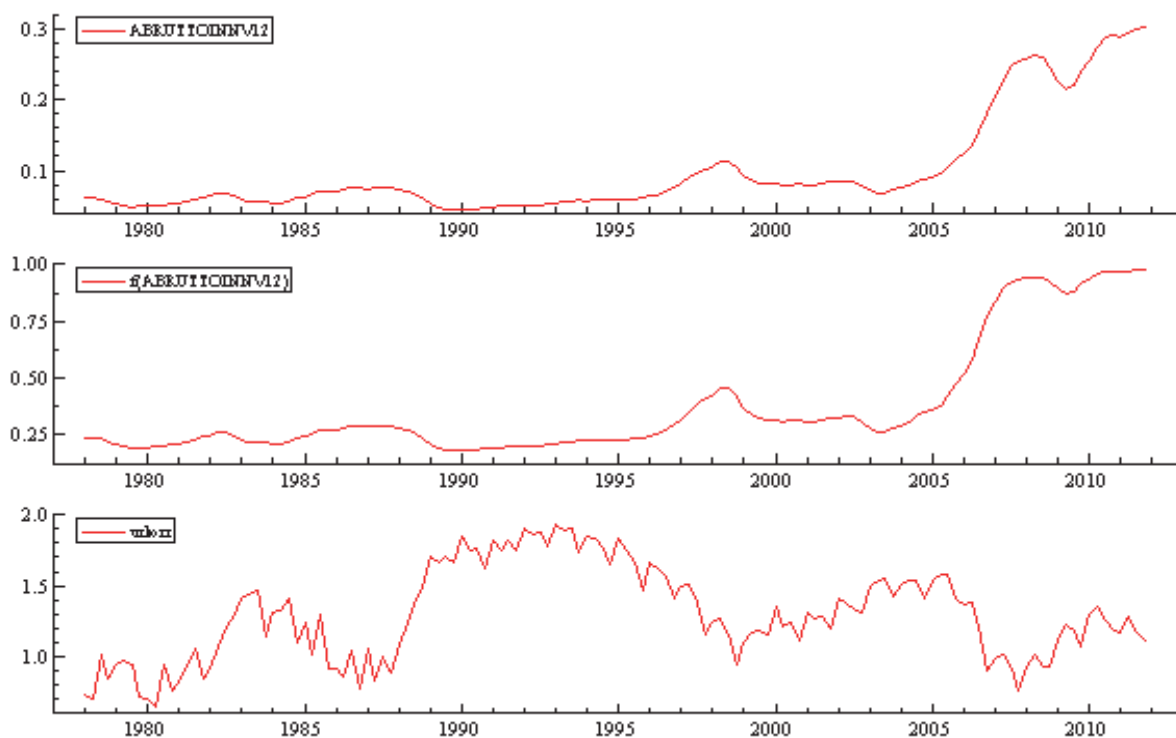
$$f(ABRUTTOINNV12_{-4}) = [1 + \exp(-20,0(ABRUTTOINNV12_{-4} - 0,12))]^{-1}$$

Transformasjonen innebærer at det er små effekter av innvandring så lenge nivået er lavt og større effekter når innvandringsnivået øker. Den transformerte variabelen ligger i intervallet 0 (lav innvandring) til 1 (høy innvandring). En svakhet med vår modellspesifikasjon er at vi ikke vil få ytterlige effekter dersom innvandringen stiger ut over dagens nivå på 0,4 prosent. Figur 2.1.1 viser utviklingen i bruttoinnvandrings-

<sup>4</sup> Den valgte funksjonsformen gjør at variabelen ABRUTTOINNV12 virker om lag som en stepdummy. Mens parameteren 0,12 angir terskelverdi for når variabelen skal begynne å virke, angir -20 hvor fort variabelen skal nærme seg 1, som er maksimalverdien. I figur 2.1.1 kan man se at det er små virkninger av bruttoinnvandringen før 2005, mens effekten øker når bruttoinnvandringsandelen øker utover terskelverdien.

andelen og den transformerte variabelen over tid. I samme figur er også logaritmen av arbeidsledighetsraten tatt med som referanse.

Figur 2.1.1. Bruttoinnvandring fra landgruppe 1 og 2 i prosent av befolkningen 15-74 år, den logistisk transformerte innvandringsvariabelen og logaritmen av ledighetsraten.



## 2.1.2. Estimeringsresultater i industrilønnsrelasjonen

Estimeringsresultatene for industrilønnsrelasjonen er gjengitt i vedlegg B, vedleggstabell B.1. Koeffisienten for inflasjonsraten og lønnsvekst siste tre kvartaler er i god overensstemmelse med forrige versjonen i KVARTS/MODAG.

Lønnsandelen ivaretar at lønnsnivået gjenspeiler lønnsevnene til industribedriftene. Over tid vil en høyere lønnsvekst enn bedriftenes inntjening gjennom produktivitetsvekst og økte priser innebære at lønnsandelen øker ut over likevektsnivået og at lønnsveksten isolert sett trekkes ned av feiljusteringsleddet. Vi ser at lønnsandelen er konstant på lang sikt for gitt ledighet og prisstigning da  $-1 < \gamma_1 < 0$ . Dette gir støtte til hovedkursteorien, som impliserer at lønnsandelen trekkes tilbake mot et likevektsnivå. Den estimerte feiljusteringskoeffisienten,  $\gamma_1$ , er  $-0,06$ . Dette er om lag en tredjedel av den estimerte effekten i Boug og Dyvi (2008). Dette betyr at lønnsveksten korrigeres mot likevektsnivået for lønnsandelen, men langsommere enn tidligere.

Modellen impliserer videre at timelønningene øker på kort sikt når normalarbeidstiden går ned. Det må ses i sammenheng med at fremforhandlet lønnskompensasjon øker timelønningene mer dersom arbeidstidsreduksjonen skyldes lavere lovfestet normalarbeidstid enn dersom arbeidstidsendringene skyldes endringer i antall virkedager, sykefravær o.l. Ferieutvidelsen med 2 dager i 2001 og ytterligere 2 dager i 2002 ble framforhandlet i tariff-forhandlingene i 2000. Resultatene viser at ferieutvidelsen i seg selv ikke påvirket timelønningene. Dette tyder på at arbeidstakerne i 2000-oppgjøret byttet til seg mer ferie mot lavere lønnsvekst. Den langsiktige effekten av alle arbeidstidsendringer på timelønningene avhenger av om også produktiviteten endres. Dersom produktiviteten per timeverk forblir upåvirket slik at produktiviteten per årsverk går ned i forhold til hva den ellers hadde vært, har arbeidstidsendringene ingen effekt på timelønningene på lang sikt. Dersom lavere arbeidstid derimot øker produktiviteten per timeverk, vil timelønningene forbli høyere også på lengre sikt.<sup>5</sup>

<sup>5</sup> Se tilsvarende resultater og tolkninger i Nymoene (1989).

Vedleggstabell B.1 viser at innvandringsvariabelen er inkludert med fire kvartalers lag, så det er betydelig tidsforsinkelse på effekten av økt arbeidsinnvandring på lønnsveksten. Den estimerte koeffisienten er  $-0,02$  og signifikant, hvilket innebærer at innvandring har en betydelig effekt på lønnsdannelsen. Effekten av arbeidsinnvandring er imidlertid avhengig av innvandringsnivået. Det er grunn til å tro at økt mobilitet av arbeidskraft i Europa innebærer at innvandringen øker når ledigheten faller. Det er altså den samlede effekten av endringer i innvandring og arbeidsledighet som bestemmer lønnsveksten knyttet til presset i arbeidsmarkedet.

Dummyvariablene er fritt estimert og fanger opp ulike strukturelle endringer i arbeidsmarkedet.  $dumstepww3ai2$  fanger opp ettervirkninger av lønns- og prisstopp i 1978-79 og lønnslovene i 1988-89. Det innebærer at vi har estimert numerisk like store signifikante effekter av dummier i 1. og 3. kvartal 1980, 2., 3. og 4. kvartal 1981 osv. Disse dummiene er deretter satt sammen til en variabel:

$$dumstepww3ai2 = dum801 + dum803 + dum812 + dum813 + dum814 + dum882 + dum883 + dum884 + dum902$$

$dumstepww3ai1$  er konstruert av fritt estimerte stepdummier for 2000 tallet. Den er gitt ved:

$$dumstepww3ai1 = dumstep0311 - dumstep0611 - dumstep0911 + dumstep1011;$$

der  $dumstep0311$  er 1 fra og med 1. kvartal 2003, og null i perioden før. På grunn av konstruksjonen er  $dumstepww3ai1$  "tilbake på null" etter 2011.  $Dum903$  er en egen indikatorvariabel og fjerner betydningen av tredje kvartal i 1990 for estimeringsresultatene.

Den kvartalsvise veksten i lønninger viser betydelige sesongvariasjoner. Lønnsveksten er systematisk litt svakere i 1. kvartal hvert år. Den estimerte effekten av 1. kvartal er derfor negativ i dette kvartalet. Videre er 2. kvartal  $0,01$  og 3. kvartal  $-0,004$ , og må ses i sammenheng med at sentrale tillegg kommer i 2. kvartal. Selv om lokale tillegg gis i 3. kvartal er dette ikke tilstrekkelig til at koeffisienten blir positiv sammenlignet med lønnsveksten i referansekvartalet.

Tabell 2.1.1 viser hvor mye industrilønnen øker som følge av en prosentvis endring i en forklaringsvariabel. Den langsiktige effekten av ledighetsraten er estimert til  $-0,32$  mot  $-0,14$  i den gamle spesifikasjonen. Den økte effekten må dels ses i sammenheng med at effekten nå er fritt estimert, mens den tidligere var inkludert i feiljusteringsleddet, og dels at effekten av innvandring er inkludert i den nye modellen for lønnsdannelse.

Tabellen viser også effekten av økt innvandring, regnet med utgangspunkt i innvandringsnivået i 2004 og 2007, altså et år med lav innvandring og et år med høy innvandring. Mens innvandringsandelen økte med  $0,01$  prosentpoeng fra 2003 til 2004 slik at den var  $0,08$  prosent i 2004, økte arbeidsinnvandringen som andel av befolkningen fra 2006 til 2007 med  $0,08$  prosentpoeng til  $0,23$  prosent. I følge den estimerte modellen bidro arbeidsinnvandringen isolert sett til å redusere industrilønnsveksten med  $0,08$  prosentpoeng i 2004, og  $0,28$  prosentpoeng i 2007.

En konsekvens av den valgte funksjonsformen er at økt innvandring ut over dagens nivå ikke vil redusere lønnsveksten ytterligere. Dette kan tolkes som at lønnsnivået har justert seg til de nye forholdene i arbeidsmarkedet som EU-utvidelsen i 2004 førte med seg. Lønnsveksten framover vil, ifølge modellen, ikke øke utover det som følger av de øvrige økonomiske forklaringsvariablene. Den reduserte lønnsveksten som arbeidsinnvandringen førte med seg, vil altså ikke hentes inn på et senere tidspunkt fordi dette kan føre til enda større arbeidsinnvandring. Framover vil derfor lønnsnivået være lavere enn det ville ha vært dersom vi ikke hadde hatt denne innvandringen.

Tabell 2.1.1. Partielle kortsikts- og langsiktselastisiteter i industrilønnsrelasjonen i KVARTS<sup>6</sup>

Variabel	Kortsiktelastisitet <sup>1</sup>	Langsiktselastisitet <sup>1</sup>
Arbeidsgiveravgift (TF3A) .....	-0,10** (0)	-1(-1)
Faktorinntektsdeflator (PYF3A) .....	0 (0)	1 (1)
Produktivitet (ZQL3A) .....	0(0,17)	1(1)
Ledighet (UR) .....	0 (0)	-0,32(-0,13)
Konsumpriser (KPI) .....	0,29 (0)	0 (0)
Bruttoinnvandring (f(ABRUTTOINNV12))04**** .....	-0,08 (.)	. (.)
Bruttoinnvandring (f(ABRUTTOINNV12))07**** .....	-0,28 (.)	. (.)

<sup>1</sup> Elastisiteter fra Boug og Dyvi (2008) i parentes

\* I tillegg er det langtidseffekter av innvandring som fremgår av tabell xx

\*\* Semielastisitet. Angir prosentvis endring i lønnsvekst ved en absolutt endring i TF3A

\*\*\* Innvandringsnivået var i 2004 0,08 prosent av befolkningen og økte med 0,01 prosentpoeng fra 2003

\*\*\*\* Innvandringsnivået var i 2007 0,23 prosent av befolkningen og økte med 0,08 prosentpoeng fra 2006

## 2.2. Lønnsdannelsen i øvrige næringer

Lønnsveksten utenfor industrien avhenger i stor grad av *referanselønnen*. Denne lønnen konstrueres som en veid sum av ledighetstrygden og timelønningene ellers i økonomien. I tillegg åpnes det for separate effekter av ledigheten og konsumprisene. Også i markedsrettet tjenesteyting finner vi direkte effekter av bruttoinnvandring på lønnsdannelsen. I offentlig sektor finner vi ingen separate effekter av bruttoinnvandringen.

I tjenesteytende markedsrettede næringer m.m. er lønnsrelasjonen:

(2.2.1)

$$\Delta ww5i = \beta_0 - \beta_1 \cdot (ww5i - kwa5)_{-1} - \beta_2 \cdot ur_{-1} - \beta_3 \cdot ABRUTTOINNV12 - \beta_4 \cdot \Delta kwa5 + \beta_5 \cdot \Delta_4 kpi - \beta_6 \cdot \Delta urkorr + \beta_7 \cdot dum904 + \beta_8 \cdot DKV3,$$

$ww5i$	= timelønn i bygg og anlegg, produksjon av elektrisk kraft og markedsrettet tjenesteyting <sup>7</sup>
$kwa5$	= referanselønn for sysselsatte i bygg og anlegg, produksjon av elektrisk kraft og markedsrettet tjenesteyting
$ABRUTTOINNV12$	= bruttoinnvandring fra landgruppe 1 og 2 i prosent av befolkningen 15-74 år
$kpi$	= konsumprisindeksen
$urkorr$	= arbeidsledighetsraten

Her inngår altså bruttoinnvandringsandelen uten log, slik at  $\beta_3$  er en semielastisitet. I offentlig sektor er lønnsdannelsen modellert på følgende måte:

(2.2.2)

$$\Delta ww90i = \gamma_0 - \gamma_1 \cdot (ww90i - kwa90)_{-1} - \gamma_2 \cdot urkorr_{-1} + \gamma_3 \cdot \Delta kwa90 - \gamma_4 \cdot \Delta ww90i_{-2} - \gamma_5 \cdot \Delta ww90i_{-3} - \gamma_6 \cdot dumstep8802 - \gamma_7 \cdot dum871 + \gamma_8 \cdot (dum873 - dum863) + \gamma_9 \cdot dum031,$$

$ww90i$	= timelønn i offentlig sektor
$kwa90$	= referanselønn for sysselsatte i offentlig sektor
$urkorr$	= arbeidsledighetsraten

<sup>6</sup> I tabellen refererer . til at det ikke har vært testet om variabelen inngår i spesifikasjonen, mens 0 refererer til at vi har testet uten å finne signifikante effekter.

<sup>7</sup> I dette aggregatet inngår næring 55 (bygg og anlegg), 71 (produksjon av elektrisk kraft), samt markedsrettede tjenestenæringer, dvs 63, 74, 81, 84, 85, 86 (se Vedlegg A)

Den første dummi som er inkludert, dumstep8802, må trolig ses i sammenheng med at det var en betydelig ferieutvidelse og med skolepakke 1, 2 og 3. Videre er det inkludert en dummy-variabel som gir lavere lønnsvekst i forbindelse med ferieutvidelsen i 2001 og 2002, som ble framforhandlet i 2000. Skolepakkene hadde som formål å øke antall undervisningstimer per ansatt mot høyere lønn i undervisningssektoren. I nasjonalregnskapet er imidlertid antall utførte timeverk ikke økt. Dette må ses i sammenheng med at antall økte undervisningstimer motsvares av en klar nedgang i antall lærere i 2002 og 2003. Timelønningene har derfor steget.

Estimeringsresultatene i vedleggstabell B2 og B3 viser at lønningene i markedsrettet tjenesteyting og i offentlig sektor i all hovedsak bestemmes av referanselønnen på lang sikt. Dersom referanselønnen vokser raskere enn lønnen i markedsrettede næringer, vil avviket i parentes bli negativ og gi et positivt bidrag til lønnsveksten i neste periode. Dersom arbeidsledigheten reduseres, øker lønnspresset ytterligere, mens økt arbeidsinnvandring reduserer lønnspresset.

Tabell 2.2.1 viser partielle kort- og langsiktselastisiteter i lønnsrelasjonene for markedsrettet tjenesteyting og offentlig sektor. På kort sikt er utslaget på lønnsveksten fra økt referanselønn mindre enn den var i lønnsrelasjonene i Boug og Dyvi (2008). Det er nå en isolert kortsiktseffekt av økte konsumpriser på lønnsdannelsen i markedsrettede tjenesteytende næringer. På lengre sikt har en økning i arbeidsledigheten mindre effekt på lønnsdannelsen i offentlig sektor enn tidligere. I markedsrettet næringsliv har endringer i både arbeidsledigheten og arbeidsinnvandringsraten isolert effekt på timelønningene. For å finne den samlede effekten av ledigheten og arbeidsinnvandringen må man også ta hensyn til effekten fra industrilønnsrelasjonen gjennom referanselønnen.

**Tabell 2.2.1. Partielle kortsikts- og langsiktselastisiteter i lønnsrelasjonene i øvrige deler av økonomien i KVARTS**

Variabel	Kortsiktselastisitet		Langsiktselastisitet	
	Markedsrettet tjenesteyting	Offentlig sektor	Markedsrettet tjenesteyting	Offentlig sektor
Alternativlønn (KWA) .....	0,52 (0,96)	0,55 (0,96)	1 (1)	1 (1)
Konsumpriser (KPI) .....	0,18 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
Ledighet (UR) .....	0 (0)	0 (0)	-0,19 (0)	-0,015 (-0,023)
Bruttoinnvandring (ABRUTTOINNV12) .....	-0,66*(.)	0 (.)	-9,14*(.)	0 (.)

\*Semielastisitet. Angir prosentvis endring i lønnsvekst ved en endring i bruttoinnvandringsraten på 0.1 prosentpoeng

Lønningene i de tre offentlige produksjonsnæringene pålegges i KVARTS/MODAG å følge *WW90I*, mens lønningene i *Utenriks sjøfart* pålegges å følge *WW5I*. Lønningene i petroleumsvirksomheten og primærnæringene (inklusive oppdrett) pålegges å følge industrilønningene.

## Referanser

Aukrust, O. (1977): "Inflation in the Open Economy. A Norwegian Model" i Krause, L. B. og Sålant, W. S. (red.): *World Wide Inflation. Theory and Recent Experience*, Washington D.C.:Brookings.

Blanchflower, D. G. og Oswald, A. J. (1994): *The Wage Curve*, Cambridge, Mass: MIT Press.

Boug, P. and Y. Dyvi (2008): *MODAG – En makroøkonomisk modell for norsk økonomi. (MODAG a macroeconomic modell for the norwegian economy)*. Social and Economic Studies no. 111, Statistisk sentralbyrå.

Bowitz E. og Å. Cappelen (2001): Modelling income policies: some Norwegian experiences 1973-1993, *Economic Modelling*, Volume 18, Issue 3, 349-379

Forslund, A., N. Gottfries og A. Westermark (2008). Real and Nominal Wage Adjustment in Open Economies, *Scandinavian Journal of Economics*, 110 ((1)), 169-195.

Hoel, M. og Nymoene, R. (1988): Wage Formation in Norwegian Manufacturing. An Empirical Application of a Theoretical Bargaining Model, *European Economic Review* **32**, 977-997.

Nymoene, R. og Rødseth, A. (2003): Explaining unemployment: Some Lessons from Nordic Wage Formation, *Labour Economics* **10**, 1-29.

Nickell, S. J. (1984): "The Modelling of Wages and Employment" i Hendry, D. F. og Wallis K. F. (red.): *Econometrics and Quantitative Economics*, Oxford: Basil Blackwell.

Nickell, S. J. og Andrews, M. (1983): Unions, Real-Wages and Employment in Britain 1951-79, *Oxford Economic Papers (Supplement)* **35**, 183-206.

Rødseth, A. og Nymoene, R. (1999): Nordic Wage Formation and Unemployment Seven Years Later, Memorandum No. 10, Økonomisk institutt, Universitetet i Oslo.

## Vedlegg A: Næringsinndeling og variabelliste i MODAG/ KVARTS

Kode	Navn
<i>Næringsvirksomhet</i>	
10A	Jordbruk, jakt, viltstell og skogbruk
13	Fiske og fangst
14	Fiskeoppdrett
15	Produksjon av konsumvarer
25	Produksjon av produktinnsats og investeringsvarer
30	Kraftkrevende industri
40	Produksjon og raffinering av petroleumsprodukter med videre
45	Produksjon av verkstedprodukter, skip og oljeplattformer
55	Bygg og anlegg
63	Bank- og forsikringstjenester
64	Råolje og naturgass, utvinning og transport og tjenester tilknyttet olje- og gassutvinning
65	Utenriks sjøfart
71	Elektrisk kraft
74	Innenlands samferdsel
81	Varehandel
83	Boligtjenester, egen bolig
84	Informasjonstjenester
85	Annen privat tjenesteproduksjon
86	Utleie, omsetning og drift av fast eiendom
<i>Ikke-markedsprodusenter, statsforvaltningen</i>	
92S	Forsvar
91S	Statlig tjenesteproduksjon utenom forsvar
<i>Ikke-markedsprodusenter, kommuneforvaltningen</i>	
90K	Kommunal tjenesteproduksjon



**Notasjon:**

I estimeringsresultatene betegner små bokstaver log (eks:  $\text{LOG}(A) = a$ )

D og  $\Delta$  betyr endring fra perioden før.  $\text{DX} = \Delta X = X - X_{t-1}$  og  $\text{D4X} = \Delta_4 X = X - X_{t-4}$

Benevnelse for tidsetterslep er understrek etterfulgt av antall kvartaler etter periode  $t$ ,  $\text{urkorr}_1$  betyr  $\text{urkorr}_{t-1}$ .

Impulsdummyer for enkeltkvartal er av typen  $\text{dum}\text{ÅÅ}Q$  som er 1 i år  $\text{ÅÅ}$ , kvartal  $Q$  og 0 ellers.

Kvartalsdummyene for henholdsvis 1., 2. og 3. kvartal er  $\text{DKV1}$ ,  $\text{DKV2}$  og  $\text{DKV3}$ . 4. kvartal er basiskategorien.

**Variabelliste:**

<i>WW3AI</i>	= timelønn i industrien
<i>TF3A</i>	= sats for arbeidsgiveravgift
<i>PYF3A</i>	= faktorinntektsdeflator for industrien
<i>ZQL3A</i>	= gjennomsnittlig arbeidskraftsproduktivitet i industrien
<i>URKORR</i>	= arbeidsledighetsraten
<i>ABRUTTOINNV12</i>	= bruttoinnvandring fra landgruppe 1 og landgruppe 2 i prosent av befolkningen (se fotnote 1 for definisjon av landgrupper)
<i>KPI</i>	= konsumprisindeksen
<i>NH</i>	= tariffestet normalarbeidstid
<i>WW5I</i>	= timelønn i bygg og anlegg, produksjon av elektrisk kraft og markedsrettet tjenesteyting <sup>8</sup>
<i>KWA5</i>	= referanselønn for sysselsatte i bygg og anlegg, produksjon av elektrisk kraft og markedsrettet tjenesteyting
<i>WW90I</i>	= timelønn i offentlig sektor
<i>KWA90</i>	= referanselønn for sysselsatte i offentlig sektor
<i>ecmww5ikwa</i>	= $\text{ww5i} - \text{kwa5}$
<i>ecmw90ikwa</i>	= $\text{ww90i} - \text{kwa90}$
<i>wc3ai</i>	= $\text{ww3a} + \log(1 + \text{TF3A})$
<i>BINNV12NL 4</i>	= lønnskostnader i industrien = $(f(\text{ABRUTTOINNV12}_{-4}))$ = $[1 + \exp(-20.0 * (\text{ABRUTTOINNV12}_{-4} - 0.12))] - 1$
<i>dumstepww3ai1</i>	= $\text{dumstep0311} - \text{dumstep0611} - \text{dumstep0911} + \text{dumstep1011}$
<i>dumstepww3ai2</i>	= $\text{dum801} + \text{dum803} + \text{dum812} + \text{dum813} + \text{dum814}$ + $\text{dum882} + \text{dum883} + \text{dum884} + \text{dum902}$
<i>DKVi</i>	= Kvarlalsdummy for kvartal $i$

<sup>8</sup> I dette aggregatet inngår næring 55 (bygg og anlegg), 71 (produksjon av elektrisk kraft), samt markedsrettede tjenestenæringer, dvs 63, 74, 81, 84, 85, 86 (se Vedlegg 1)

## Vedlegg B: Estimeringsresultater

I dette vedlegget gjengis alle estimeringsresultater for inneværende modell i KVARTS. Koeffisientene i MODAG er konvertert til årsresultater.

### Vedleggstabell B.1. Modell for industrilønnen, D1ww3ai:

EQ(43) Modelling Dww3ai by OLS

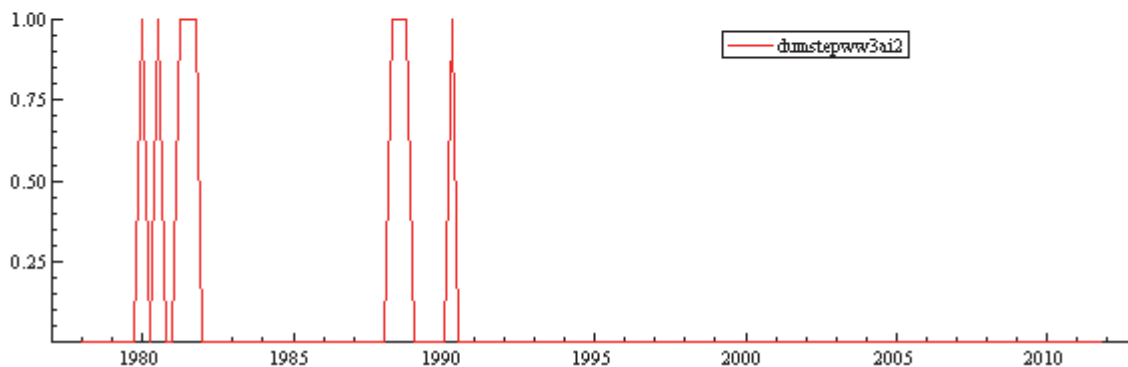
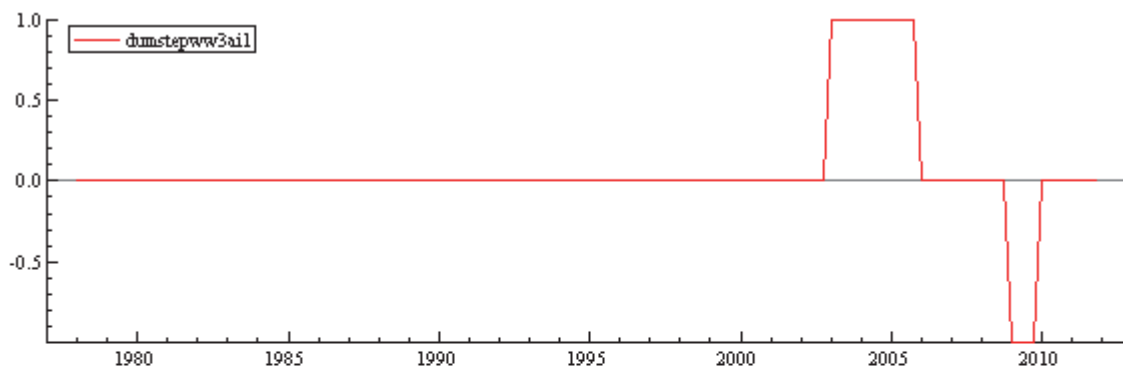
The dataset is: X:\530\Reestimering2012\Lønn\kvartsløenn.xls

The estimation sample is: 1980(1) - 2010(4)

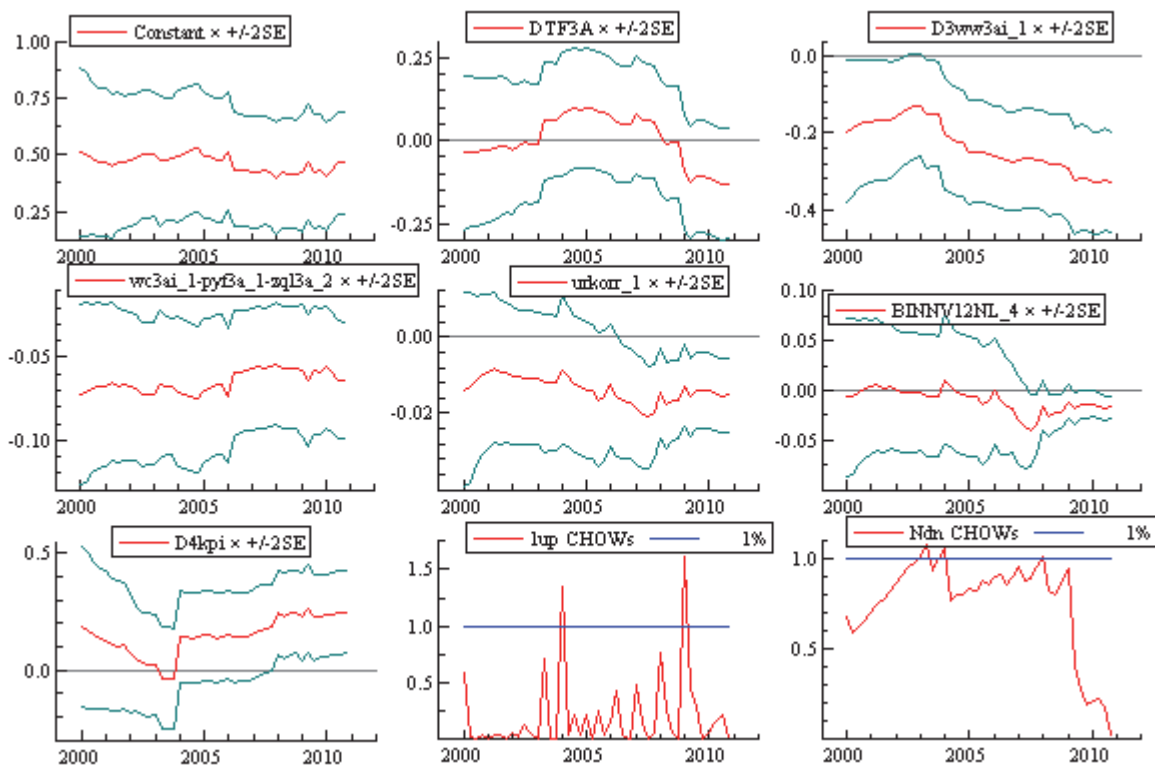
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	0.412225	0.09656	4.27	0.0000	0.1421
DTF3A	-0.101216	0.02698	-3.75	0.0003	0.1134
D3ww3ai_1	-0.307385	0.04286	-7.17	0.0000	0.3186
wc3ai_1-pyf3a_1-zql3a_2	-0.0555179	0.01497	-3.71	0.0003	0.1111
urkor_1	-0.0175020	0.003415	-5.13	0.0000	0.1928
BINNV12NL_4	-0.0192299	0.004863	-3.95	0.0001	0.1245
D4kpi	0.291014	0.04158	7.00	0.0000	0.3081
Dnh	-0.434572	0.1243	-3.49	0.0007	0.0999
dumstepww3ai2	-0.0218351	0.003153	-6.93	0.0000	0.3037
dum903	0.0478682	0.007902	6.06	0.0000	0.2501
dumstepww3ai1	-0.00992079	0.002239	-4.43	0.0000	0.1514
DKV1	-0.00930354	0.002175	-4.28	0.0000	0.1427
DKV2	0.0108872	0.002126	5.12	0.0000	0.1926
DKV3	-0.00404341	0.001981	-2.04	0.0436	0.0365

sigma	0.00759891	RSS	0.00635177179
R <sup>2</sup>	0.804957	F(13,110) =	34.92 [0.000]**
log-likelihood	436.568	DW	2.24
no. of observations	124	no. of parameters	14
mean(Dww3ai)	0.0146597	var(Dww3ai)	0.000262629

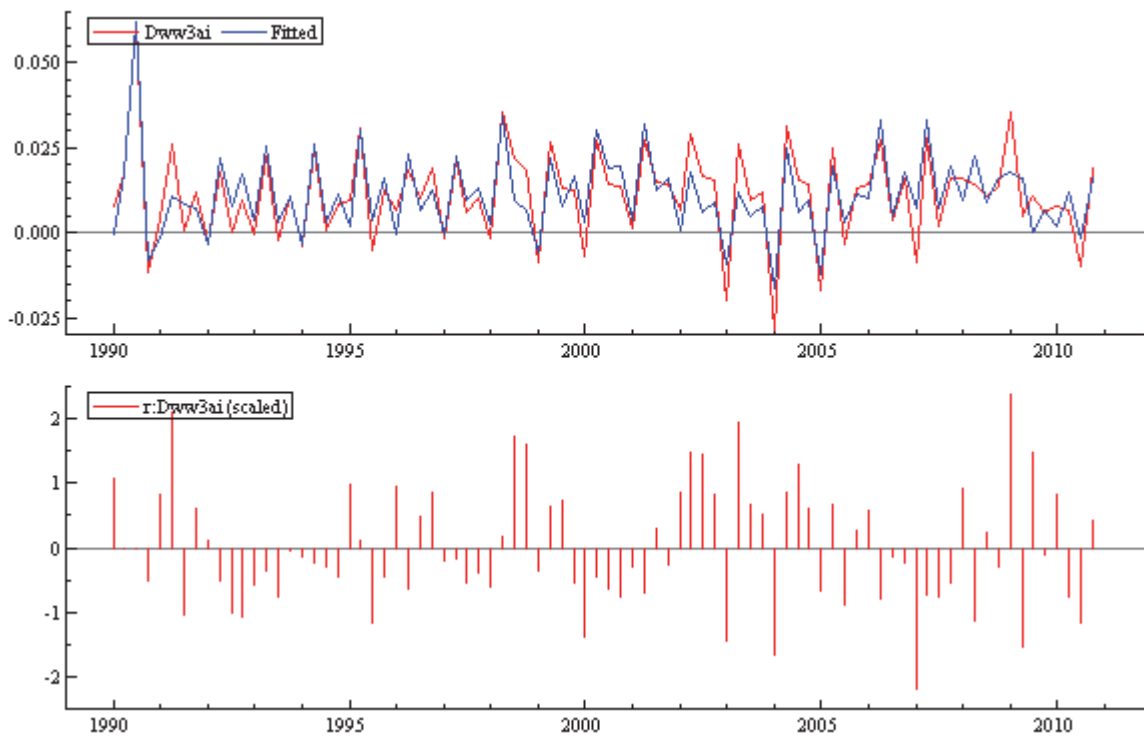
### Plott av sammensatte dummier i industrilønnsrelasjonen:



**Rekursiv estimering og chowtester:**

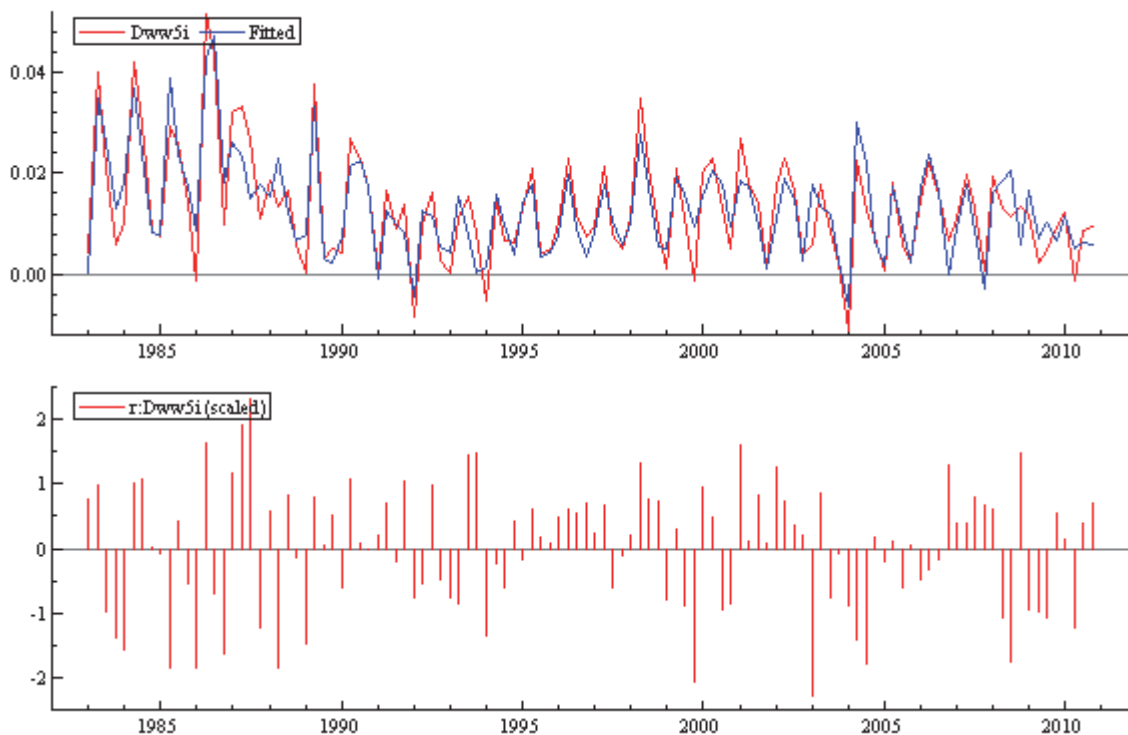


**Modellføyning og residualplott:**

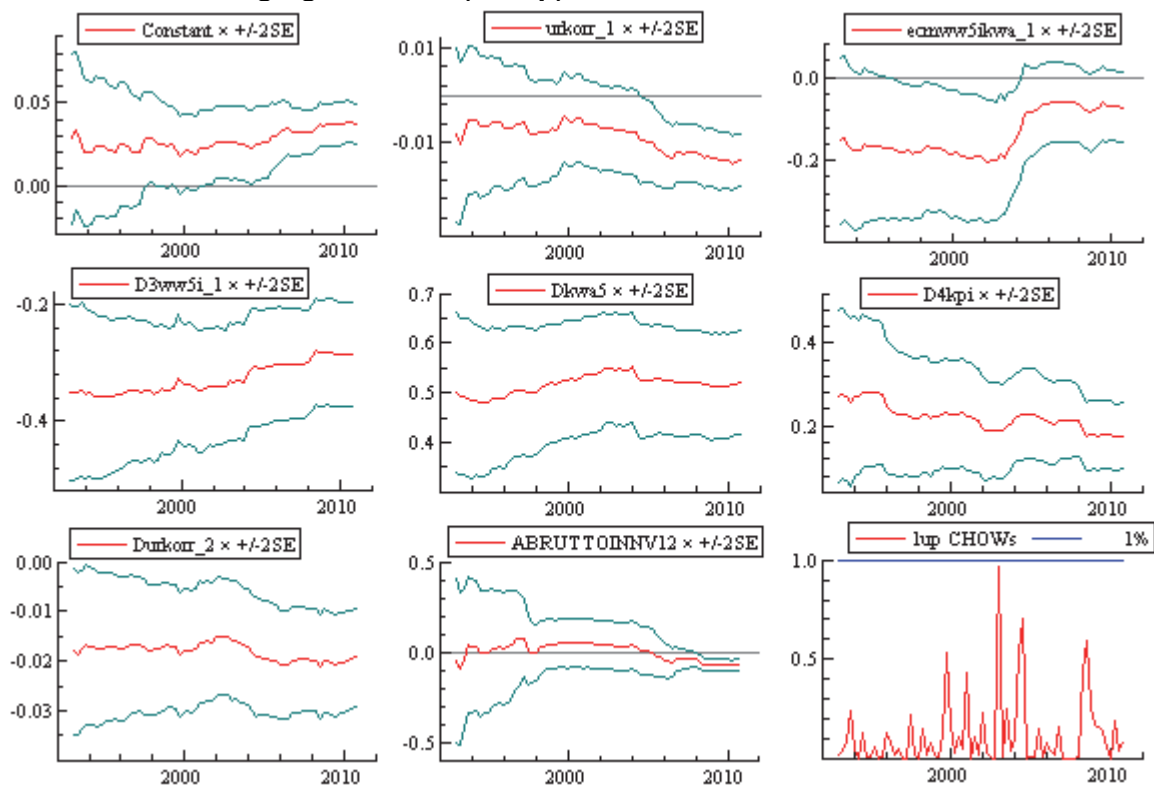


**Vedleggstabell B.2. Modell for lønnsdannelsen i markedsrettet tjenesteyting, D1ww5i:****Modelling Dww5i by OLS 1983(1) - 2010(4)**

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	0.0375826	0.006067	6.19	0.0000	0.2733
urkorr_1	-0.0137553	0.002836	-4.85	0.0000	0.1874
ecmww5ikwa_1	-0.0726670	0.04201	-1.73	0.0867	0.0285
D3ww5i_1	-0.286175	0.04437	-6.45	0.0000	0.2897
Dkwa5	0.520106	0.05185	10.0	0.0000	0.4966
D4kpi	0.175453	0.03995	4.39	0.0000	0.1590
Durkorr_2	-0.0192701	0.004943	-3.90	0.0002	0.1297
ABRUTTOINNV12	-0.0663895	0.01535	-4.33	0.0000	0.1550
DKV3	0.00345732	0.001596	2.17	0.0326	0.0440
dum904	0.0181016	0.005481	3.30	0.0013	0.0966
sigma	0.00523262	RSS	0.00279278787		
R <sup>2</sup>	0.787785	F(9,102) =	42.07	[0.000]**	
log-likelihood	434.635	DW	2.03		
no. of observations	112	no. of parameters	10		
mean(Dww5i)	0.0131733	var(Dww5i)	0.000117502		
AR 1-5 test:	F(5,97) =	0.46266	[0.8031]		
ARCH 1-4 test:	F(4,94) =	2.0951	[0.0876]		
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2) =	2.9759	[0.2258]		
Hetero test:	F(16,85) =	1.8760	[0.0340]*		
Hetero-X test:	F(44,57) =	1.2573	[0.2067]		
RESET test:	F(1,101) =	0.25383	[0.6155]		

**Modellføyning og residualplott:**

**Rekursiv estimering og chowtest (1 step):**

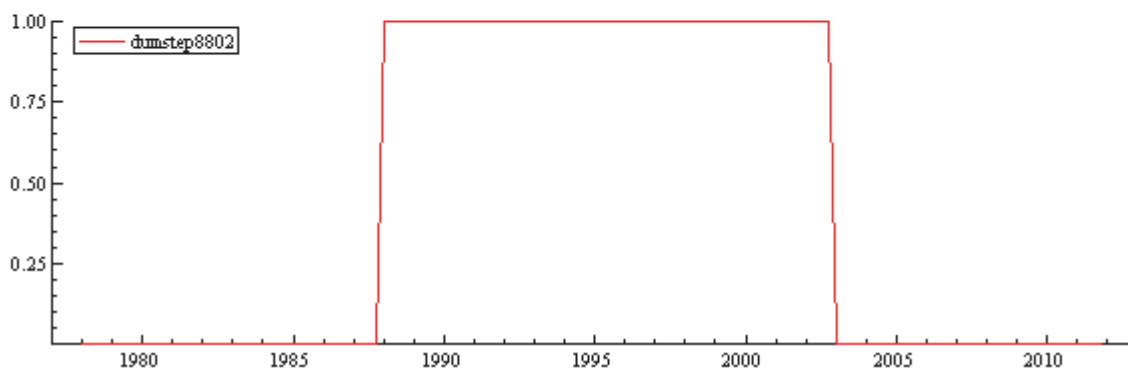
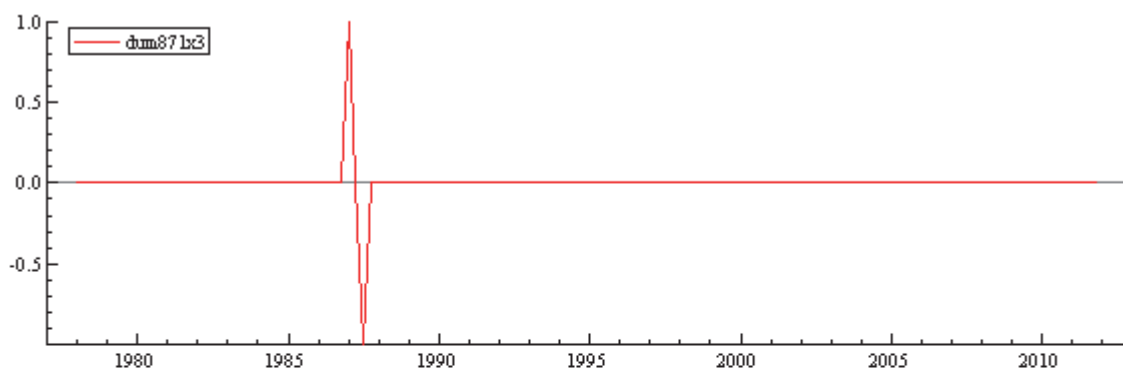


**Vedleggstabell B.3: Modell for lønnsdannelsen i offentlig sektor, Dlww90i:****Dww90i by OLS 1983(1) - 2010(4)**

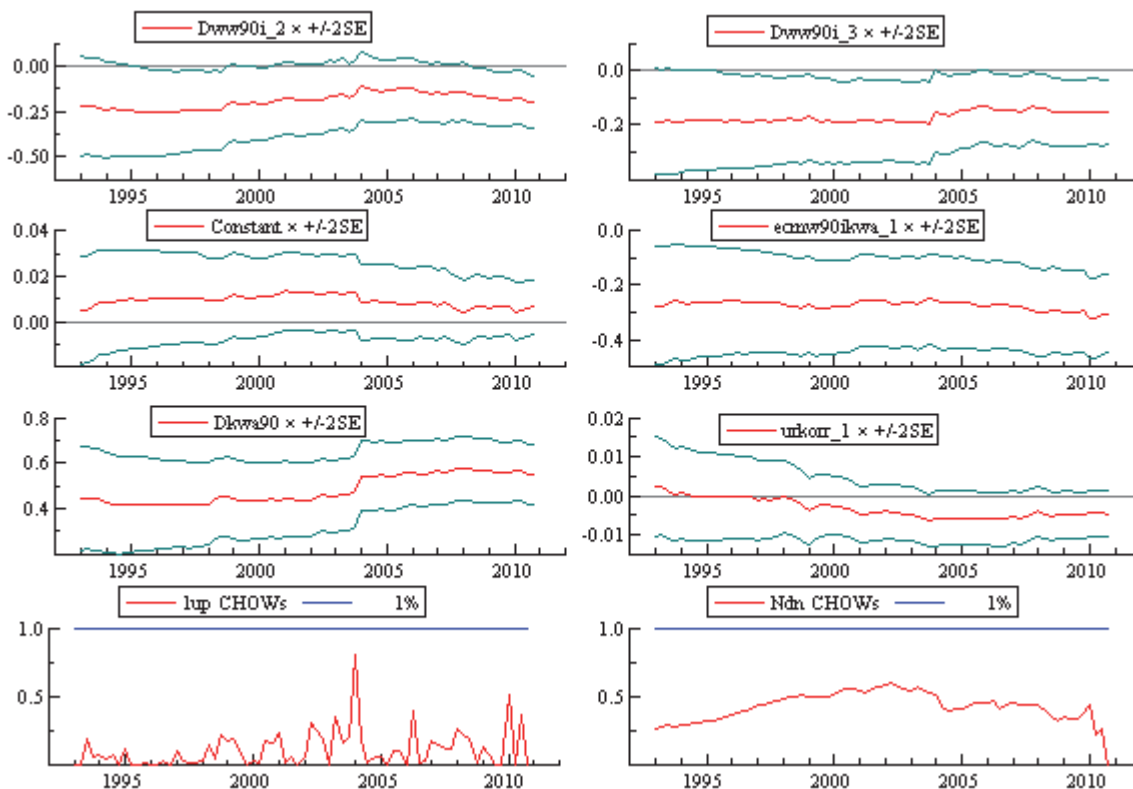
	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Dww90i_2	-0.198775	0.07323	-2.71	0.0078	0.0674
Dww90i_3	-0.155919	0.05903	-2.64	0.0096	0.0640
Constant	0.00620498	0.005928	1.05	0.2977	0.0106
ecmw90ikwa_1	-0.304122	0.07166	-4.24	0.0000	0.1501
Dkwa90	0.553759	0.06548	8.46	0.0000	0.4122
urkorr_1	-0.00457369	0.002980	-1.53	0.1280	0.0226
dumstep8802	-0.0130923	0.003559	-3.68	0.0004	0.1171
dum871	0.0276819	0.008890	3.11	0.0024	0.0868
dum873x863	-0.0258935	0.005524	-4.69	0.0000	0.1772
dum031	0.0249154	0.008045	3.10	0.0025	0.0860

sigma	0.00760074	RSS	0.00589266272
R <sup>2</sup>	0.640492	F(9,102) =	20.19 [0.000]**
log-likelihood	392.821	DW	1.85
no. of observations	112	no. of parameters	10
mean(Dww90i)	0.0134125	var(Dww90i)	0.000146347

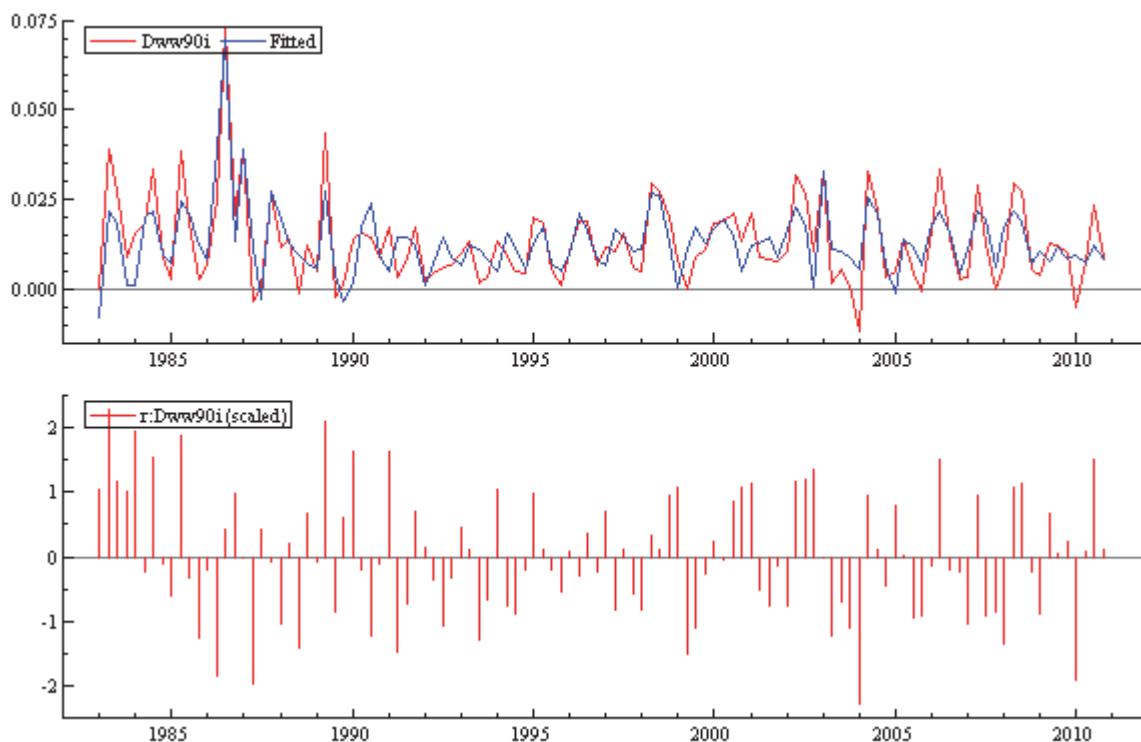
AR 1-5 test:	F(5,97)	=	0.98856	[0.4289]
ARCH 1-4 test:	F(4,94)	=	1.2351	[0.3014]
Normality test:	Chi <sup>2</sup> (2)	=	0.97360	[0.6146]
Hetero test:	F(15,86)	=	3.2268	[0.0003]**
Hetero-X test:	F(30,71)	=	2.0840	[0.0060]**
RESET test:	F(1,101)	=	2.5267	[0.1151]

**Plott av sammensatte dummier:**

**Rekursiv estimering:**



**Modellføyning og residualplott:**



## Vedlegg C: Reestimering av lønnsdannelsen i tre sektorer på reviderte data med modell som spesifisert i Boug og Dyvi (2008)

### Industrilønn:

Vedleggstabell C.1 viser estimeringsresultatet for den eksisterende modellen for industrilønn i KVARTS med nye data. I tillegg til konvensjonene som er spesifisert i variabellisten i vedlegg A inneholder modellen et sammensatt feiljusteringsledd og en del dummyvariable.

Feiljusteringsleddet:

$$\text{ecmww3ai} = (\text{ww3ai} + \log(1 + \text{TF3A}) - \text{pyf3a} - \text{zql3a} + 0.13 * \text{urkorr})$$

Dette er logaritmen til lønnsandelen korrigert for logaritmen til ledighetsraten. Fordi feiljusteringsleddet i ligningen er det eneste «nivåleddet» er tolkningen at langtidselastisiteten av timelønnskostnaden er 1, både mhp bruttoproduktdeflatoren og timeverksproduktiviteten. Langtidselastisiteten mhp ledighetsraten er -0.13.

Dummier:

Det er to sammensatte dummier som er bygget opp av impulsdummier for enkeltkvartal:

$$\begin{aligned} \text{dumstepww3ai0} &= 0.02802 * \text{dum794} - 0.03204 * \text{dum811} + 0.04287 * \text{dum881} \\ &+ 0.03234 * \text{dum884} + 0.04254 * \text{dum893} - 0.0765 * \text{dum903} \end{aligned}$$

$$\text{dumstep02} = \text{dum021} + \text{dum022} + \text{dum023} + \text{dum024}$$

I tillegg er det tre fritt estimerte impulsdummier:

dum831, dum011, dum871

### Vedleggstabell C.1. Modell for endringen i industrilønnen over 4 kvartaler, D4ww3ai. 1979(1) - 2002(4)

	Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	Part. R <sup>2</sup>
Constant	0.179388	0.1198	1.50	0.1373	0.0200
ecmww3ai_4	-0.0245296	0.01776	-1.38	0.1699	0.0171
Dww3ai_1	0.758414	0.08314	9.12	0.0000	0.4307
Dww3ai_2	0.811886	0.09393	8.64	0.0000	0.4045
Dww3ai_3	0.808216	0.08617	9.38	0.0000	0.4443
D2kpi_1	0.488610	0.08187	5.97	0.0000	0.2446
Dzql3a	0.00484215	0.03557	0.136	0.8920	0.0002
D2zql3a_2	0.0702768	0.03193	2.20	0.0298	0.0422
Durkorr_3	-0.0111273	0.01033	-1.08	0.2839	0.0104
Dpyf3a_3	0.00212025	0.03284	0.0646	0.9486	0.0000
dumstepww3ai0	-0.521785	0.1031	-5.06	0.0000	0.1888
dumstep02	0.0101656	0.005938	1.71	0.0897	0.0260
dum831	0.00698193	0.01197	0.583	0.5611	0.0031
dum011	-0.00233029	0.01164	-0.200	0.8417	0.0004
dum871	0.0333568	0.01176	2.84	0.0054	0.0681
DKV1	-0.00982092	0.004521	-2.17	0.0320	0.0411
DKV2	0.00945350	0.004116	2.30	0.0235	0.0458
DKV3	-0.00846641	0.005268	-1.61	0.1109	0.0229
sigma	0.0110853	RSS		0.013517273	
R <sup>2</sup>	0.874113	F(17, 110) =	44.93	[0.000]**	
log-likelihood	404.348	DW		2.05	
no. of observations	128	no. of parameters		18	
mean(D4ww3ai)	0.0580753	var(D4ww3ai)		0.000838875	



```

AR 1-5 test:      F(5,105) = 0.89801 [0.4854]
ARCH 1-4 test:   F(4,102) = 0.78640 [0.5366]
Normality test:  Chi^2(2) = 9.4654 [0.0088]**
Hetero test:     F(27,82) = 1.1566 [0.3016]
Hetero-X test:  not enough observations
RESET test:      F(1,109) = 1.2218 [0.2714]

```

Vi ser at feilleddet i den eksisterende spesifikasjonen ikke er signifikant. Av de økonomiske forklaringsvariablene i den eksisterende modellen er de tre laggene i kvartalsvis lønnsvekst  $Dww3ai_i$  ( $i=1,2,3$ ),  $D2kpi_1$  og  $D2zql3a_2$  signifikante på det nye datasettet. I tillegg er enkelte dummier signifikante. Siden modellen har vært velspesifisert på et tidligere tidspunkt i KVARTS' historie, konkluderer vi med at modellen kan forkastes av datarevisjoner som har påløpt over tid.

### Lønnsdannelsen i markedsrettet tjenesteyting

Vedleggstabell C.2 viser estimeringsresultatet for den eksisterende modellen for lønn i markedsrettede næringer i KVARTS med nye data. I tillegg til konvensjonene som er spesifisert i vedlegg A inneholder modellen et sammensatt feiljusteringsledd, og flere dummyvariable.

Feiljusteringsleddet:

$ecmww5ikwa = (ww5i - kwa5)$ , altså forskjell mellom lønn i egen sektor og referanselønnen.

Langsiktselastisiteten av timelønna mhp referanselønnen er 1.

### Vedleggstabell C.2. Modell for lønnsdannelsen i markedsrettet tjenesteyting, $Dlww5i$ . 1979(3) - 2010(4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Dww5i_1	-0.141754	0.09805	-1.45	0.1509	0.0174
Dww5i_2	-0.292328	0.08994	-3.25	0.0015	0.0822
Constant	0.00285307	0.001626	1.75	0.0819	0.0254
ecmww5ikwa_1	-0.0176675	0.03172	-0.557	0.5785	0.0026
Dkwa5	0.815460	0.04750	17.2	0.0000	0.7141
Dkwa5_1	0.181562	0.08959	2.03	0.0450	0.0336
Dkwa5_2	0.275227	0.08835	3.12	0.0023	0.0760
Dkwa5_5	-0.0399467	0.05270	-0.758	0.4500	0.0048
sigma	0.00705365	RSS		0.00587097196	
R <sup>2</sup>	0.732003	F(7,118) =	46.04	[0.000]**	
log-likelihood	449.577	DW		2.1	
no. of observations	126	no. of parameters		8	
mean(Dww5i)	0.0145352	var(Dww5i)		0.000173864	

```

AR 1-5 test:      F(5,113) = 5.2496 [0.0002]**
ARCH 1-4 test:   F(4,110) = 1.7078 [0.1534]
Normality test:  Chi^2(2) = 13.800 [0.0010]**
Hetero test:     F(14,103) = 1.1544 [0.3217]
Hetero-X test:   F(35,82) = 1.5520 [0.0536]
RESET test:      F(1,117) = 5.6849 [0.0187]*

```

Estimeringsresultatene viser at feiljusteringseffekten er signifikant negativ på gammel estimeringsperiode, på utvidet datasett er den insignifikant. Referanselønn er fortsatt en viktig forklaringsvariabel, men ikke alle lag.

**Lønnsdannelsen i offentlig sektor**

I tillegg til variablene som er spesifisert i vedlegg A, inkluderer modellen følgende variable:

$$\begin{aligned} \text{inv}tgw &= \log(1-TGW) \\ TGW &= \text{gjennomsnittsskattesats for lønnstakere} \end{aligned}$$

Feiljusteringsleddet:

$$\text{ecmww90i} = \text{ww90i} - \text{kwa90} + 0,023 * \text{urkorr}$$

Timelønna i offentlig sektor følger referanselønna utenfor sektoren, korrigert for ledighetsraten. Langsiktselastisiteten mhp referansetimelønn er 1, mens langsiktselastisiteten mhp ledighetsraten er -0,023.

Dummier:

Det er sammensatt dummier som er bygget opp av impulsdummier for hvert enkelt kvartal:

a) TIDSTEP er en dummy som øker med en for hvert kvartal til og med 4. kvartal 1987. Da er verdien på denne 88.

b)  $\text{dum88} = \text{dum881} + \text{dum882} + \text{dum883} + \text{dum884}$

c)  $\text{dum871x3} = (\text{DUM871} - \text{DUM873})$

d)  $\text{dumstep92}$  er en stepdummy som er 1 fra og med 1. kvartal 1992 til og med 4. kvartal 2011 og null ellers.

Variabelen  $\text{D4reall} = \text{D4ww90i} - \text{D4kpi}_{-1}$  er reallønn der kpi er lagget et kvartal.

**Vedleggstabell C.3. Modell for lønnsdannelsen i offentlig sektor,  $\text{Dlww90i}$ . 1980(2) - 2010(4)**

EQ(35) Modelling  $\text{D4ww90i}$  by OLS

The dataset is: X:\530\Reestimering2012\Lønn\kvartsløenn.xls

The estimation sample is: 1980(2) - 2010(4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R <sup>2</sup>
Constant	0.0313326	0.01902	1.65	0.1024	0.0245
TIDSTEP	-0.000401594	0.0001988	-2.02	0.0459	0.0364
Dinvtgw_2	-0.124861	0.08198	-1.52	0.1307	0.0210
Dkpi_1	0.280944	0.1291	2.18	0.0318	0.0420
dum88	-0.0124042	0.005428	-2.29	0.0243	0.0461
ecmww90i_4	-0.0951295	0.04645	-2.05	0.0430	0.0374
Dinvtgw_7	-0.0631673	0.07504	-0.842	0.4017	0.0065
dum871x3	0.0303397	0.006889	4.40	0.0000	0.1522
Dww90i_1	0.485906	0.07129	6.82	0.0000	0.3008
Dww90i_2	0.360515	0.07054	5.11	0.0000	0.1948
Dww90i_3	0.397484	0.07365	5.40	0.0000	0.2124
D4kwa90	0.529607	0.06572	8.06	0.0000	0.3755
D4kwa90_4	0.0647884	0.04941	1.31	0.1925	0.0157
D4reall_4	-0.131139	0.05162	-2.54	0.0125	0.0564
dumstep92	0.00952484	0.003292	2.89	0.0046	0.0719

sigma	0.00892453	RSS	0.00860190465
R <sup>2</sup>	0.916391	F(14,108) =	84.55 [0.000]**
log-likelihood	413.9	DW	1.61
no. of observations	123	no. of parameters	15
mean(D4ww90i)	0.0597211	var(D4ww90i)	0.000836438

AR 1-5 test: F(5,103) = 2.5337 [0.0332]\*

ARCH 1-4 test: F(4,100) = 0.71869 [0.5811]

Normality test: Chi<sup>2</sup>(2) = 19.443 [0.0001]\*\*

Hetero test:  $F(26,81) = 0.32851 [0.9989]$   
Hetero-X test: not enough observations  
RESET test:  $F(1,107) = 0.22280 [0.6379]$

Feiljusteringseffekten er signifikant negativ på utvidet sample, men t-verdien er lavere når vi slutter i 2002. De nye observasjonene støtter ikke opp om feiljusteringen i samme grad. Av de økonomiske forklaringsvariablene er ikke invers skatt (Dinvtgw) signifikant på nytt sample. Fordi kpi er lagget fem perioder i D4reall\_4, får vi ikke estimert før 1980 kv 2. dum871x3 fanger opp kortsiktseffekten av arbeidstidsreduksjonen fra 1. januar 1987. Denne har ikke langsiktige effekter på lønn i offentlig sektor, men er signifikant og positiv. De andre dummy-variablene er også signifikante.