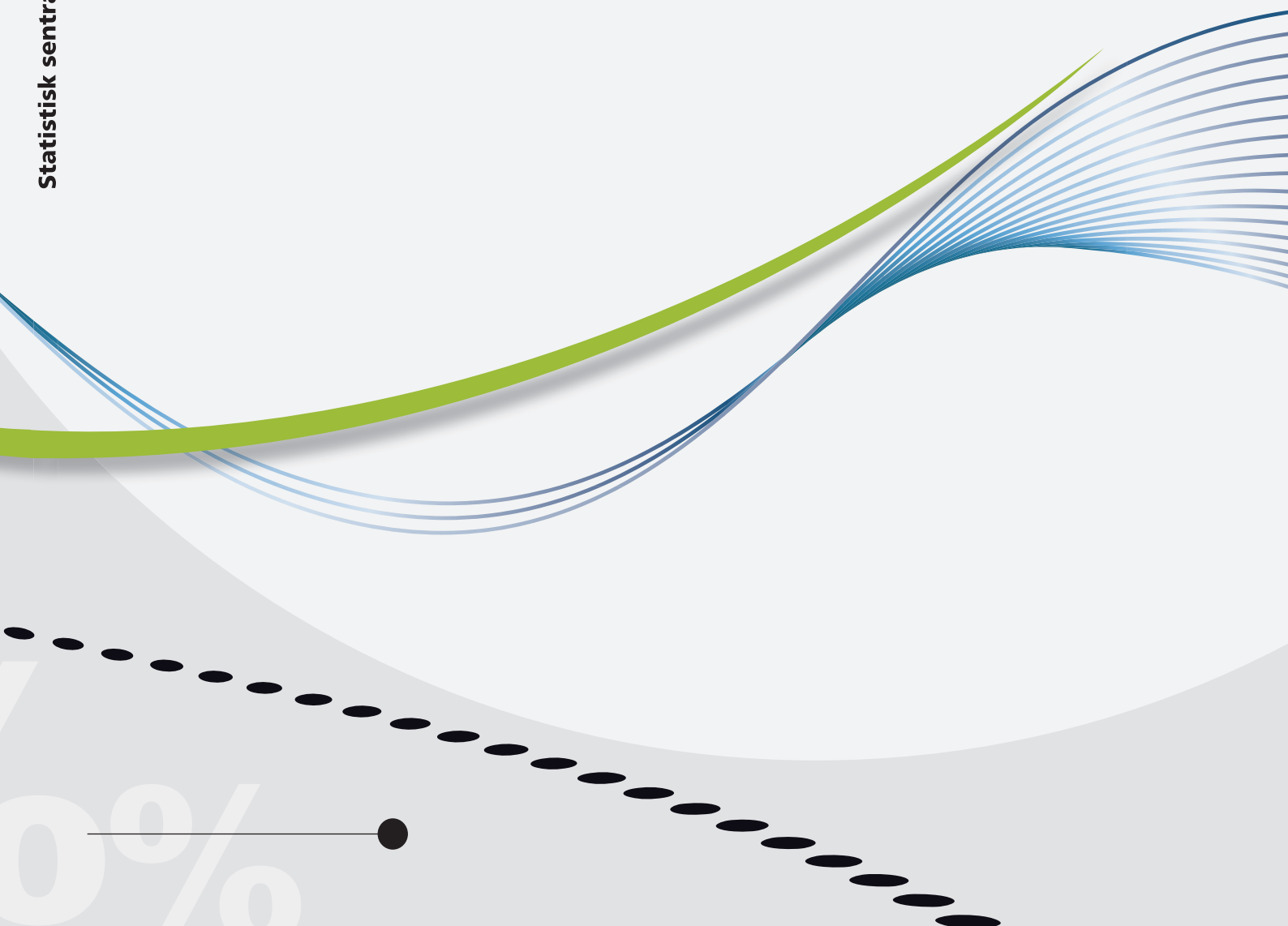


Victoria Sparrman

Lønnsrelasjoner i KVARTS og MODAG etter hovedrevisjonen av nasjonalregnskapet i 2014



Victoria Sparrman

**Lønnsrelasjoner i KVARTS og MODAG etter
hovedrevisjonen av nasjonalregnskapet i 2014**

I serien Notater publiseres dokumentasjon, metodebeskrivelser, modellbeskrivelser og standarder.

© Statistisk sentralbyrå
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen
skal Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde.

Publisert 27. mai 2016

ISBN 978-82-537-9345-0 (elektronisk)

Standardtegn i tabeller	Symbol
Tall kan ikke forekomme	.
Oppgave mangler	..
Oppgave mangler foreløpig	...
Tall kan ikke offentligjøres	:
Null	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	0,0
Foreløpig tall	*
Brudd i den loddrette serien	—
Brudd i den vannrette serien	
Desimaltegn	,

Forord

Dette notatet er et av flere notater som dokumenterer de endringene som er gjort i makromodellene KVARTS og MODAG etter den siste hovedrevisjonen av nasjonalregnskapet i 2014.

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, 28. april 2016

Kjetil Telle

Sammendrag

Dette notatet dokumenterer lønnsrelasjonene i KVARTS og MODAG slik de forelå våren 2016. Hovedfokuset er å gjøre rede for det økonometriske arbeidet knyttet til atferdssammenhengene som utgjør kjernen av lønnsblokken i modellene. Notatet gir også en kort innføring i den teoretiske bakgrunnen for modelleringen av lønnsdannelsen.

Lønnsdannelsen er redegjort for i tre hovedgrupper 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 enkeltvis og ved hjelp av minste kvadraters metode på nye data etter hovedrevisjonen av nasjonalregnskapet i 2014. I tillegg er nye data innhentet og teorien bak relasjonene er vurdert på nytt, se Boug og Dyvi (2008) og Gjelsvik, Nymoen og Sparrman (2013) for tidligere modellversjoner. Estimeringsresultatene er implementert i modellene KVARTS 2012 utgave D (KV12d) og MODAG 2012.

Reestimeringen har ikke avdekket noen vesentlige endringer i lønnsdannelsen sammenlignet med Gjelsvik, Nymoen og Sparrman (2013). Lønnsomheten, målt ved lønnsandelen, er fortsatt viktig for lønnsdannelsen i industrien. Analysen gir ikke støtte til potensielle smitteeffekter fra lønnsomheten i petroleumsnæringen til lønnsutviklingen i industrien.

Innhold

Forord	3
Sammendrag	4
Innhold	5
1. Lønnsdannelse	6
1.1. Bakgrunn og lønnsblokken i modellene	6
1.2. Nærmere om den teoretiske referanserammen	7
2. Lønnsrelasjoner i KVARTS/MODAG	9
2.1. Industrien	9
2.2. Lønnsdannelsen i øvrige næringer.....	15
2.3. Homogenitetsrestriksjoner	16
2.4. Oljepris og industrilønnsutvikling.....	17
Referanser	18
Vedlegg A: Variabelliste i MODAG/ KVARTS	19
Vedlegg B: Estimeringsresultater	20

1. Lønnsdannelse

Dette notatet 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. Myndighetene har også en sentral rolle gjennom riksmeklingsmannen og innretningen av lønnsdannelsen, bl.a. ved at konkurranseutsatt sektor forhandler før andre deler av privat sektor og offentlig sektor. I tillegg deltar myndighetene enkelte ganger aktivt 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 er 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 verdensmarkedspriser 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 i stor grad 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. Vi har funnet støtte for dette systemet på norske data, se Gjelsvik, Nymoen og Sparrman (2015).

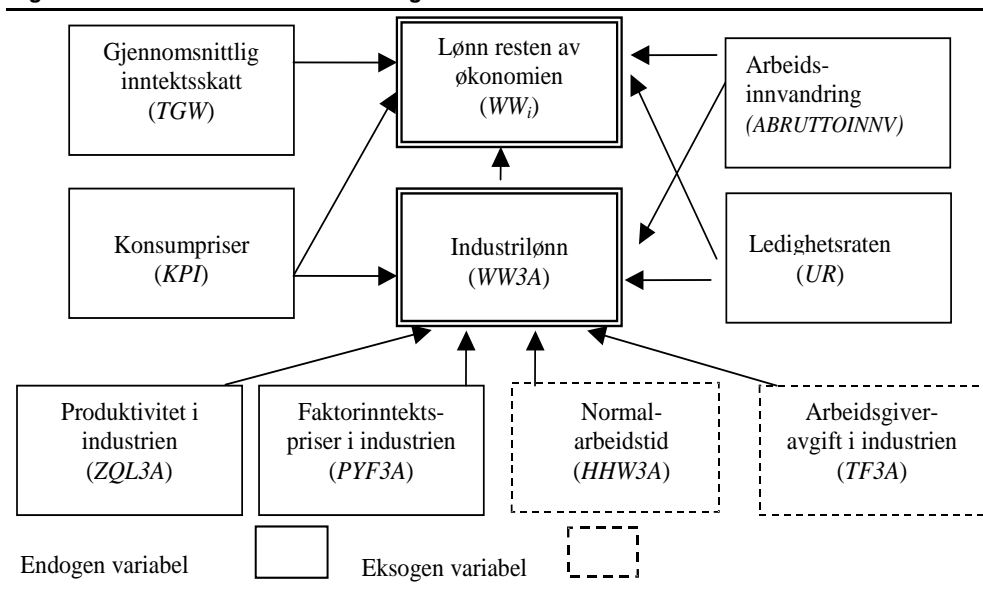
Figur 1.1.1 gir en skjematisk fremstilling av lønnsblokken i KVARTS/MODAG. Variablene som er eksogene i KVARTS/MODAG, arbeidsgiveravgiften i industrien og indikatoren for normalarbeidstid, er markert med stiplede bokser.¹ Variablene som er markert med hele bokser er endogent bestemte.

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

¹ 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.

industrien, konsumpriser, arbeidsledighetsraten samt en indikator for gjennomsnittlig inntektsskatt på lønn. Dessuten har nivået på arbeidsinnvandringen også betydning for lønnsdannelsen i markedsrettede næringer utenfor industrien.

Figur 1.1.1 Lønnsblokken i MODAG og KVARTS



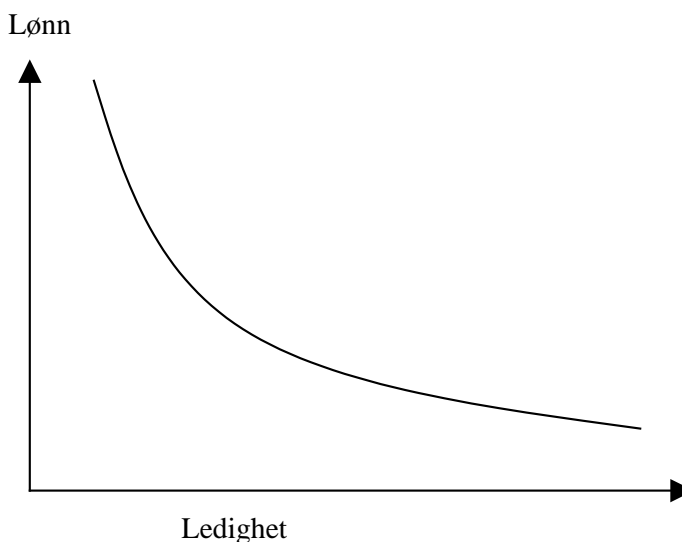
1.2. Nærmere om den teoretiske referanserammen

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 arbeidsledigheten er høy, er det større sannsynlighet for et moderat lønnsoppgjør. Både fordi lønnsevnen er dårlig, men også fordi lønnsfastsetterne har tilstrekkelig forhandlingskraft til å påvirke lønnsvekstens betydning for sysselsetting og arbeidsledighet. Det er grunn til å tro at fagforeningene legger mer vekt på sysselsetting når arbeidsledigheten er høy enn når den er lav. Er det derimot god lønnsomhet og mangel på arbeidskraft, vil lønnstilleggene øke. Disse betraktningene taler for at det eksisterer en negativ sammenheng mellom lønnsnivå og arbeidsledighet, og at denne sammenhengen er avtakende med arbeidsledighetsnivået. Sammenhengen, som gjerne kalles lønnskurven (Blanchflower og Oswald, 1994), er vist i figur 1.2.1.

Lønnskurven kan skifte som følge av endringer i koordineringsgrad, organisasjonsgrad og andre institusjonelle forhold. Endringer i konkurranseforhold på produktmarkedet og i arbeidsmarkedet vil også påvirke lønnskurven. Det mest aktuelle for Norge i dagens situasjon er hvordan økt innvandring 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 arbeidsledighet vil det langsiktige lønnsnivået være lavere med høyere innvandring, alt annet likt.

I lønnsrelasjonene benyttes arbeidsledighetsraten fra arbeidskraftundersøkelsen (AKU)² som mål for stramheten i arbeidsmarkedet. Dette vurderes som en bedre indikator enn den registrerte arbeidsledigheten, som blant annet vil være påvirket av utformingen av regelverket og av omfanget av arbeidsmarkedstiltak. Vi benytter også arbeidsinnvandring³ 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.

Figur 1.2.1 Sammenhengen mellom lønn og arbeidsledighet (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 timelønnskostnadene 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. av 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

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

³ Som et mål på arbeidsinnvandringen har vi valgt å benytte bruttoinnvandringen fra landgruppe 1 og 2 i befolkningsframskrivingene delt på alle personer i aldersgruppen 15-74 år i prosent. 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 KVARTS/ MODAG er arbeidsinnvandringen endogen.

$$= \text{Antall heltidsansatte lønnstakere} + \delta * \text{antall deltidansatte lønnstakere}$$

der δ er en omgjøringsbrøk som avhenger av arbeidstiden til de deltidansatte. 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. Det er imidlertid bare arbeidstidsendringen i 1987 som er innenfor estimeringsperioden i resultatene under.

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 tarifforhandlingene og erstattet således en høyere lønnsvekst. Lønn per normalårsverk vil i dette tilfellet forbli upåvirket. Da vil det ikke være korrekt å korrigere 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 ble derfor estimert fritt i den økonometriske modellen i Gjelsvik, Nymoen og Sparrman (2013) og disse resultatene er videreført i de økonometriske spesifikasjonene som følger under.

2. Lønnsrelasjoner i KVARTS/MODAG

Lønnsrelasjonene baserer seg på tidligere resultater i Gjelsvik, Nymoen og Sparrman (2013), men med nyere data. Estimeringsperioden er basert på endelige nasjonalregnskapstall fra 1983 til 2012. Avsnitt 2.1 spesifiserer industrilønnsrelasjonen og avsnitt 2.2 spesifiserer de andre lønnsrelasjonene for markedsrettede næringer og offentlig sektor. Avsnitt 2.3 rapporterer homogenitetsegenskaper mens avsnitt 2.4 tyder på at lønnsomhet i petroleumssektoren ikke påvirker industrilønnen. Bowitz og Cappelen (2001), Boug og Dyvi (2008) og Gjelsvik, Nymoen og Sparrman (2013) dokumenterer lønnsrelasjonene i tidligere KVARTS-modeller.

2.1. Industrien

Industrilønnsrelasjonen i KVARTS/MODAG er en feiljusteringsmodell der langtidsløsningen og korttidsdynamikken er estimert simultant ved hjelp av minste kvadraters metode.

Langtidsløsningen tar hensyn til at økonomisk teori for kollektive (forhandlingsbaserte) lønnsavtaler impliserer at lønnsnivået over tid skal gjenspeile lønnsomheten i bedriftene. En slik empirisk spesifikasjon 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 Δww vil være slik at lønnsandelen over tid går mot et gitt nivå:

$$\Delta ww_t = a - b(wc_{t-1} - pyf3a_{t-1} - zql3a_{t-2}), b > 0$$

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, benyttes en modell som er utvidet med:

- Indikatorer for press i arbeidsmarkedet (arbeidsledighet i prosent av arbeidsstyrken og bruttoinnvandring i prosent av befolkningen, og er forklart nærmere under)
- Effekter av levekostnadsendringer, målt med vekst i KPI
- Endringer i institusjonelle forhold (representert ved dummier)
- Endringer i normalarbeidstid, målt ved Δnh

Referanserammen som er brukt i denne versjonen samsvarer med en tidligere spesifisering av industrilønnsrelasjonen i MODAG/KVARTS og som er dokumentert i Gjelsvik, Nymoen og Sparrman (2013). Detaljene i nåværende relasjon samsvarer i stor grad med Gjelsvik, Nymoen og Sparrman (2013), men skiller seg noe fra lønnsrelasjonen i Boug og Dyvi (2008). Den teoretiske referanserammen er lik for alle versjoner.

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 er trenden stokastisk. Den kan modelleres ved å betinge på timeverksproduktiviteten og på deflatoren for bruttoproduktet i industrien. Dette betyr at i den statistiske modellen vil logaritmen til lønnskostnad per time ($wc = ww3a + (\log(1+TF3A))$) kointegrere med logaritmene til pris og produktivitet. Det forutsettes også at kointegrasjon opprettholdes av feiljustering i lønnsvariabelen alene, altså en antakelse om eksogenitet av deflatoren og av produktiviteten.

Industrilønnsrelasjonen i MODAG/ KVARTS er spesifisert som:

(2.1.1)

$$\begin{aligned} \Delta ww3ai = & \gamma_0 + \gamma_1 \cdot (wc3a - pyf3a - zql3a_{-1})_{-1} + \gamma_2 \cdot urkorr_{-1} \\ & + \gamma_3 \cdot [1 + \exp(-20,0 \cdot (ABRUTTOINNV12_{-4} - 0,12))]^{-1} + \gamma_4 \cdot \Delta TF3A \\ & + \gamma_5 \cdot \Delta_4 kpitgw + \gamma_6 \cdot \Delta nh + \gamma_7 \cdot \Delta ww3ai_{-1} + \gamma_8 \cdot \Delta ww3ai_{-2} + \gamma_9 \cdot \Delta ww3ai_{-3} \\ & + \gamma_{10} \cdot dumstepww3ai2 + \gamma_{11} \cdot dum903 + \gamma_{12} \cdot dum111 + \gamma_{13} \cdot dum121 \\ & + \gamma_{14} \cdot dumstepww3ai1 + \gamma_{15} \cdot DKV1 + \gamma_{16} \cdot DKV2 + \gamma_{17} \cdot DKV3 \end{aligned}$$

der små bokstaver betegner log (eks: $\text{LOG}(A) = a$), mens Δ betyr endring fra perioden før ($\Delta X = X - X_{t-1}$) og Δ_4 er årlig endring ($\Delta_4 = X - X_{t-4}$). Impulsdummier for enkeltkvartal er av typen $dum\text{ÅÅQ}$ som er 1 i år ÅÅ , kvartal Q og 0 ellers.

Forklaringsvariablene til lønnsveksten ($\Delta ww3ai$) er:

1. Årlig inflasjonsrate fratrukket gjennomsnittlig skattesats for lønnstagerer ($\Delta_4 kpitgw$)
2. Lønnsvekst siste kvartal ($\Delta ww3a$)
3. Endret arbeidsgiveravgift ($\Delta TF3A$)
4. Endret normalarbeidstid (Δnh)
5. Lønnsandelen, dvs. produktivitetsjustert produktrealloønn ($wc3a - pyf3a - zql3a$)
6. Arbeidsledighetsrate ($urkorr$)
7. Indikator for arbeidsinnvandringen ($ABRUTTOINNV12$)

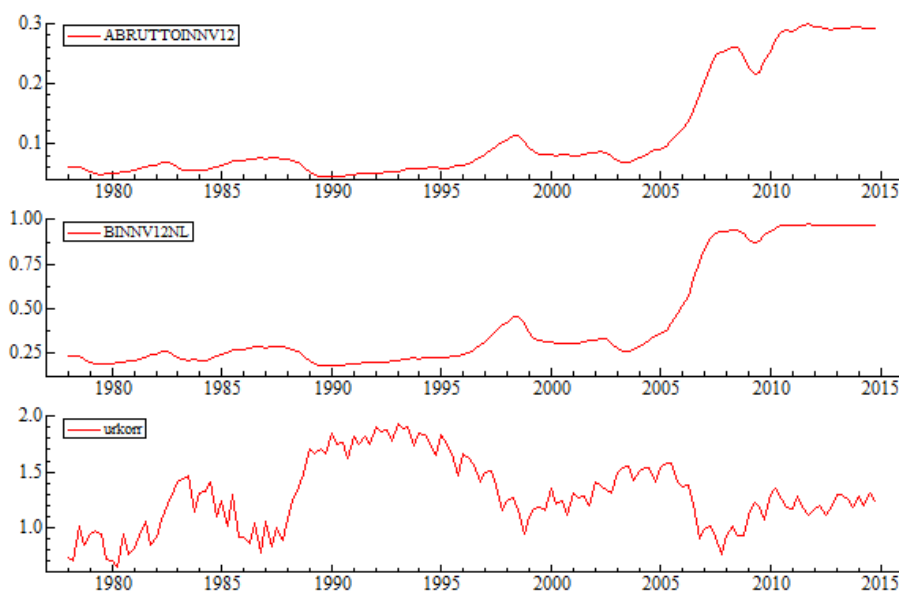
8. Samledummy for lønnstopp og helt sentraliserte oppgjør i perioden 1979-1990 (*dumstepww3ai2*), og enkeltstående dummy for 3. kvartal 1990 (*dum903*) samt for 1. kvartal 2011 og 2012
9. Dummy for uspesifiserte strukturelle endringer på 2000-tallet, *dumstepww3ai1*
10. Kvartalsdummier (*DKV1*, *DKV2*, *DKV3*) og et konstantledd
- Kvartalsdummyene for henholdsvis 1., 2. og 3. kvartal er *DKV1*, *DKV2* og *DKV3*. 4. kvartal angir referansekvartalet. $\Delta TF3A$ og Δnh er i denne spesifikasjonen standard forklaringsvariable for utviklingen i reallønnen. Disse var tidligere representert ved dummier.

Feiljusteringsmekanismen i industrilønnsrelasjonen består av variabel 5, 6 og 7. Variablene er i denne versjonen fritt estimert, og produktiviteten er lagget med et kvartal i forhold til lønnskostnadene og faktorinntektsdeflatoren.

Arbeidsinnvandringsindikatoren (*ABRUTTOINNV12*) er inkludert i industrilønnsrelasjonen. Årsaken til at brutto- og ikke nettoinnvandringen er inkludert i modellen må ses i sammenheng med at det er bruttostrømmene som påvirker lønnsdannelsen gjennom at arbeidstilbudet påvirkes mer med store bruttostrømmer enn med små. I denne modellen betyr det at innvandring vil ha en effekt på lønnsdannelsen dersom det kommer 100 000 til Norge samtidig som det utvandrer 100 000 personer samme år slik at nettoinnvandringen er 0. Denne variabelen er definert som brutto innvandring fra landgruppe 1 og 2 delt på alle personer i aldersgruppen 15-74 år i prosent. 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 industrilønnsrelasjonen:⁴

$$f(\text{ABRUTTOINNV12}_{-4}) = [1 + \exp(-20.0(\text{ABRUTTOINNV12}_{-4} - 0.12))]^{-1}$$

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



⁴ Den valgte funksjonsformen gjør at variabelen *ABRUTTOINNV12* virker om lag som en stepdummy. Parameteren 0,12 angir en terskelverdi for når variabelen får en effekt, mens -20 angir hvor fort variabelen nærmer 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.

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). Med denne modellspesifikasjonen får vi ikke ytterligere effekter dersom innvandringen stiger ut over 0,4 prosent per kvartal. Figur 2.1.1 viser utviklingen i bruttoinnvandringsandelen og den transformerte variabelen over tid. I samme figur er også logaritmen av arbeidsledighetsraten tatt med som referanse.

Estimeringsresultater

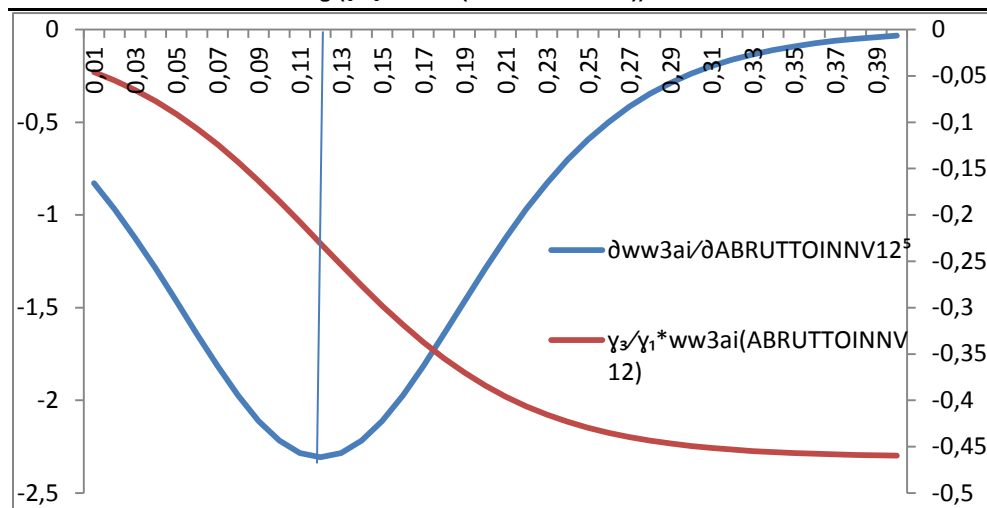
Estimeringsresultatene for industrilønnsrelasjonen er gjengitt i vedleggstabell B.1. Koeffisienten for inflasjonsraten og koeffisientene for lønnsvekst de siste tre kvartaler er i god overensstemmelse med versjonen i Gjelsvik, Nymoen og Sparrman (2013). Den kvartalsvise veksten i lønninger viser betydelige sesongvariasjoner, da de fleste får lønnsoppgjør i 2. og 3. kvartal. Lønnsveksten er systematisk litt svakere i 1. kvartal hvert år. Den estimerte koeffisienten av 1. kvartal er derfor negativ i dette kvartalet. Videre er 2. kvartaleffekten estimert til 0,01 og 3. kvartal til -0,002, 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.

Den signifikante effekten av lønnsandelen ivaretar at lønnsevnen til industribedriftene påvirker lønnsveksten. Over tid vil en høyere lønnsvekst enn bedriftenes inntjening, gjennom produktivitsvekst og økte priser, innebære at lønnsandelen øker ut over likevektsnivået, slik at lønnsveksten trekkes ned av feiljusteringsleddet. Lønnsandelen er konstant på lang sikt for gitt arbeidsledighet og prisstigning siden $-1 < \gamma_1 < 0$. Dette gir støtte til hovedkursteorien, som impliserer at lønnsandelen trekkes tilbake mot et likevektsnivå. Den estimerte feiljusteringskoeffisienten, γ_1 , er -0,05. Dette er om lag som i Gjelsvik, Nymoen og Sparrman (2013), men 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 i Boug og Dyvi (2008).

Resultatene viser også 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 tarifforhandlingene i 2000. Resultatene viser at ferieutvidelsen i seg selv ikke påvirket timelønningene. Dette tyder på at arbeidstakerne i 2000-oppjøret 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.

Vedleggstabell B.1 viser også effekt av innvandring. Effekten av økt arbeidsinnvandring trekker ned lønnsveksten etter fire kvartaler. Den estimerte koeffisienten er nær -0,03 og signifikant. Det innebærer at innvandring har en betydelig effekt på lønnsdannelsen. Effekten av arbeidsinnvandring er avhengig av innvandringsnivået på grunn av den ikke-lineære spesifikasjonen av arbeidsinnvandringen.

Figur 2.1.2: Semielastisitet av lønn som funksjon av bruttoinnvandring
($\partial ww3ai/\partial ABRUTTOINNV12$). Samlet effekt på industrilønnsnivå som funksjon av bruttoinnvandring ($\gamma_3/\gamma_1 * ww3ai(ABRUTTOINNV12)$).



Figur 2.1.2 viser hvordan semielastisiteten (blå linje) av lønn med hensyn på innvandring er en funksjon av ABRUTTOINNV12.⁵ Semielastisitet gir uttrykk for hvor mange prosent lønnen endrer seg som følge av at innvandringsraten øker med ett prosentpoeng. Figuren viser at effekten av endringer i innvandring på lønn øker så lenge innvandringen som andel av befolkningen er mindre enn 0,12 prosent per kvartal, deretter faller den. Den ikke-lineære effekten av endret bruttoinnvandring på lønn kan tolkes både som en sammensetningseffekt og som en forhandlings-effekt. Sammensetningseffekten kommer av at innvandrere gjennomgående har et lavere lønnsnivå enn majoritetsbefolkningen, slik at økt innvandring trekker ned gjennomsnittlig lønnsnivå. Forhandlingseffekten kan tolkes som at majoritetsbefolkningen får mindre forhandlingsstyrke i lønnsdannelsen fordi innvandrere øker tilbudet av arbeidskraft for gitte nivåer på arbeidsledigheten. Dermed presses lønnen ned også for majoritetsbefolkningen når innvandringsstrømmen øker. Det er rimelig å anta at forhandlingsstyrken påvirkes ikke-lineært med antall innvandrere fordi det er tilgangen på arbeidskraft som påvirker forhandlingsstyrken og ikke innvandringsnivået i seg selv. Den logistiske funksjonsformen fanger opp slike effekter ved innvandring. Semielastisiteten øker når innvandringen øker inntil innvandring som andel av befolkningen når 0,12 prosent ($= -0,12 \cdot 20 / 20$). Den samlede effekten på lønn av endret innvandring går mot en grense som er lik den estimerte verdien av innvandring på lønn dividert med den estimerte verdien av langtidskoeffisienten ($-0,0250877 / 0,0543749 = -0,46$).

Siden effekten av innvandring også avhenger av nivået på brutto innvandringsstrøm viser tabell 2.1.1 semielastisiteten av en marginal økning i bruttoinnvandringen for to ulike år. I 2004 er innvandringsstrømmen lav og i 2007 er innvandringsstrømmen høy. I 2004 var innvandringsstrømmen 0,08 prosent per kvartal. Tabellen viser at dette innvandringsnivået reduserte lønnsveksten med 0,11 prosent per kvartal på kort sikt og at lønnsnivået ble nær 2 prosent lavere på lang sikt. I 2007 var brutto innvandringsstrøm 0,23 prosent per kvartal. Tabellen viser at lønnsveksten ved dette innvandringsnivået ble redusert med 0,05 prosent på kort sikt og at lønnsnivået ble vel 0,8 prosent lavere på lang sikt. Selv om semielastisiteten var større i 2004 var endringen i arbeidsinnvandringen større fra 2007 til 2008 (0,01 prosentpoeng per kvartal) sammenlignet med fra 2003 til 2004 (0,08 prosentpoeng per kvartal). Dermed trakk arbeidsinnvandringen ned lønnen med mer i den senere perioden selv om semielastisiteten var større i 2004.

⁵ Den valgte funksjonsformen innebærer at semielastisiteten på lang sikt er:

$$\frac{\partial ww3ai}{\partial ABRUTTOINNV12} = -\frac{\gamma_3}{\gamma_1} * \frac{20 * [\exp(-20,0 \cdot (ABRUTTOINNV12 - 0,12))]}{[1 + \exp(-20,0 \cdot (ABRUTTOINNV12 - 0,12))]^2}$$

Tilvekstendringen i 2004 var 0,2 prosent lavere lønnsnivå per kvartal på lang sikt, mens tilvekstendringen i 2007 var 0,7 prosent per kvartal.

En konsekvens av den valgte funksjonsformen er at økt innvandring ut over dagens nivå ikke vil redusere lønnsveksten ytterligere. I figur 2.1.2 vises dermed også den samlede effekten (rød linje) på lønn for ulike nivåer av innvandring. Figuren viser at med dagens nivå på innvandring, på om lag 0,3 prosent per kvartal, er lønnsnivået i dag -0,45 prosent lavere per kvartal enn det det ville ha vært uten innvandring. Figuren viser også at dersom nivået på innvandringen øker ytterligere ut over dette, så vil den samlede effekten av innvandring på lønn holde seg på dette nivået. Det 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 nevneverdig 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.

Det er grunn til å tro at økt mobilitet av arbeidskraft i Europa innebærer at innvandringen øker når arbeidsledigheten faller. Det er altså den samlede effekten av endringer i innvandring og arbeidsledighet som bestemmer lønnsveksten knyttet til presset i arbeidsmarkedet.

Den langsiktige effekten av arbeidsledighetsraten er estimert til -0,32, se tabell 2.1.1. Denne effekten er på nivå som i Gjelsvik, Nymoen og Sparrman (2013). Effekten av arbeidsledighet må ses i sammenheng med effekten av innvandring.

Tabell 2.1.1 Partielle kortsikts- og langsiktselastisiteter i industrilønnsrelasjonen i KVARTS⁶

Variabel	Kortsiktselastisitet	Langsiktselastisitet
Arbeidsgiveravgift (TF3A)	- 0,13	- 1
Faktorinntektsdeflator (PYF3A)	0	1
Produktivitet (ZQL3A)	0	1
Arbeidsledighet (URKORR)	0	- 0,32
Konsumpris etter skatt (Δ 4KPITGW)	0,26	0
Arbeidstid (Δ nh)	- 0,40	.
Bruttoinnvandring f(ABRUTTOINNV12)) i 2004 ¹	- 0,11	- 1,97
Bruttoinnvandring (f(ABRUTTOINNV12)) i 2007 ²	- 0,05	- 0,83

¹* Innvandringsnivået var i 2004 0,08 prosent av befolkningen og økte med 0,01 prosentpoeng fra 2003, semielastisitet

² Innvandringsnivået var i 2007 0,23 prosent av befolkningen og økte med 0,08 prosentpoeng fra 2006, semielastisitet

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 dummiene i 1. og 3. kvartal 1980, 2., 3. og 4. kvartal 1981 osv. Disse dummiene er deretter satt sammen til en variabel:

$$\text{dumstepww3ai2} = \text{dum801} + \text{dum803} + \text{dum812} + \text{dum813} + \text{dum814} + \text{dum882} + \text{dum883} + \text{dum884} + \text{dum902}$$

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

$$\text{dumstepww3ai1} = \text{dumstep0311} - \text{dumstep0611} - \text{dumstep0911} + \text{dumstep1011};$$

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

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.

2.2. Lønnsdannelsen i øvrige næringer

Lønnsveksten utenfor industrien avhenger i stor grad av *referanselønnen*. Denne lønnen konstrueres som en veid sum av arbeidsledighetstrygden og timelønningene ellers i økonomien. I tillegg åpnes det for separate effekter av arbeidsledigheten og konsumprisene. Også i markedsrettet tjenesteyting finner vi direkte effekter av bruttoinnvandring på lønnsdannelsen. I offentlig sektor finner vi ingen separate effekter av bruttoinnvandringen, se Gjelsvik, Nymoen og Sparrman (2015).

I tjenesteytende markedsrettede næringer m.m. er lønnsrelasjonen:

(2.2.1)

$$\Delta ww5i = \beta_0 + \beta_1 \cdot (ww5i - kwa5)_{-1} + \beta_2 \cdot urkorr_{-1} + \beta_3 \cdot ABRUTTOINNV12 + \beta_4 \Delta_3 ww5i_{-1} + \beta_5 \cdot \Delta kwa5 + \beta_6 \cdot \Delta_4 kpitgw + \beta_7 \cdot \Delta urkorr_{-2} + \beta_8 \cdot dum904 + \beta_9 \cdot DKV3,$$

der

$ww5i$	=	timelønn i bygg og anlegg, produksjon av elektrisk kraft og markedsrettet tjenesteyting ⁷
$kwa5$	=	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
$kpitgw$	=	konsumprisindeksen fratrukket gjennomsnittlig skattesats for lønnstagere
$urkorr$	=	arbeidsledighetsraten

Her inngår altså bruttoinnvandringsandelen uten log, slik at β_3 er en semielastisitet. I offentlig sektor er lønnsdannelsen modellert på følgende måte:

(2.2.2)

$$\Delta ww90i = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot (ww90i - kwa90)_{-1} + \gamma_2 \cdot urkorr_{-1} + \gamma_3 \cdot \Delta kwa90 + \gamma_4 \cdot \Delta ww90i_{-2} + \gamma_5 \cdot \Delta ww90i_{-3} + \gamma_6 \cdot dumstep8802 + \gamma_7 \cdot dum832 + \gamma_8 \cdot dum871 + \gamma_8 \cdot (dum873 - dum863) + \gamma_9 \cdot dum892 + \gamma_9 \cdot dum031,$$

der

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

Den første dummi som er inkludert, $dumstep8802$, er 1 i perioden 1988 til 2002 og 0 ellers. Dummi må trolig ses i sammenheng med at det var en betydelig ferieutvidelse og med skolepakke 1, 2 og 3. Videre er det inkludert en dummyvariabel 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.

⁷ 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).

Ligningene er feiljusteringsmodeller der kort- og langtidsdynamikken er estimert simultant. Markedsrettet virksomhet og offentlig forvaltning er estimert enkeltvis ved hjelp av minste kvadraters metode. 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 negativt 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. Det er en isolert kortsiktseffekt av økte konsumpriser på lønnsdannelsen i markedsrettede tjenesteytende næringer. I offentlig sektor er de estimerte elastisiteter med hensyn på referanselønn på kort sikt og arbeidsledighet på lang sikt lavere enn i Boug og Dyvi (2008). I markedsrettet næringsliv har endringer i både arbeidsledigheten og arbeidsinnvandringsraten isolert effekt på timelønningene. For å finne den samlede effekten av arbeidsledigheten 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
Referanselønn (KWA)	0,52	0,42	1,00	1,00
Konsumpriser (KPI)	0,15	0,00	0,00	0,00
Arbeidsledighet (URKORR)	-0,02	0,00	-0,10	-0,03
Bruttoinnvandring (ABRUTTOINNV12)	-0,70*	0,00	-5,40*	0,00

* 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 følger hovedsakelig utviklingen i industrien, men med noe effekt av lønnsomheten i petroleumssektoren. Primærnæringene (inklusive oppdrett) er pålagt å følge industrilønningene.

2.3. Homogenitetsrestriksjoner

I empiriske relasjoner pålegger man gjerne enkelte homogenitetsrestriksjoner. For lønnsrelasjonene har vi pålagt at industrilønn skal følge pris- og produktivitet-sutvikling i industrien på lang sikt, mens markedsrettede næringer og offentlig sektor følger referanselønn. Det kalles statisk homogenitet. Dynamisk homogenitet innebærer imidlertid at venstresidevariabelen på kort sikt er homogen av grad 1 i kortsiktige prisleddene på høyresidevariablene i modellen. For lønnsrelasjonene kan man tenke seg at man burde pålegge dynamisk prishomogenitet. Det betyr at dersom alle priser øker med 1 prosent så øker lønn også med 1 prosent. Vi har testet om man kan pålegge slike restriksjoner på lønnsrelasjonene i ligning (2.1.1), (2.2.1) og (2.2.2).

For industrien har vi testet følgende restriksjon ved hjelp av Full Information Maximum Likelihood (FIML):

$$1 - 3 \cdot \beta_4 - \beta_5 + 4 \cdot \beta_6 = 0, \quad \chi^2(1) = 12.702 [0.0004]**$$

Tilsvarende har vi testet følgende restriksjon for markedsrettede næringer:

$$1 - 3 \cdot \beta_4 - \beta_5 + 4 \cdot \beta_6 = 0, \quad \chi^2(1) = 25.889 [0.0000]**$$

For offentlig sektor har vi testet følgende restriksjon:

$$1 - \gamma_3 - \gamma_4 - \gamma_5 = 0, \quad \chi^2(1) = 91.457 [0.0000]**$$

Testresultatene innebærer at vi kan forkaste hypotesen om dynamisk pris-homogenitet for alle tre sektorene. Imidlertid er restriksjonene for industri og markedsrettet virksomhet med de estimerte koeffisientene i vedleggene B1 og B2 større enn null. Dermed vil lønnen i disse to sektorene øke, men med mindre enn 1 prosent dersom alle priser øker med 1 prosent. For offentlig sektor innebærer imidlertid restriksjonen og de estimerte koeffisientene i vedleggstabell B.3b at lønningene reduseres ved økt prisvekst. For å unngå at modellen genererer et slikt teoretisk motstridende resultat, pålegges positiv lønnsendring dersom alle priser øker, jf. vedleggstabell B.3a.

2.4. Oljepris og industrilønnsutvikling

Petroleumssektoren har stor innvirkning på norsk økonomi og det er vanlig å dele norsk økonomi med og uten denne sektoren. Videre har flere hevdet at lønnsomheten i petroleumsnæringen kan ha smittet over på lønnsveksten i andre deler av økonomien. Lønnsomheten i denne næringen følger i stor grad prisutviklingen i den samme næringen. For å undersøke denne hypotesen har vi inkludert prisutviklingen i petroleumsnæringen som forklaringsvariabel i industrien. Vi finner ingen signifikante effekter av denne variabelen hverken på kort eller lang sikt, jf. vedlegg, tabell B4. I tillegg er den numeriske verdien negativ og trekker ned lønnsveksten i industrien. En F-test av begge variable er heller ikke signifikant.

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 model 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. Westermarck (2008). Real and Nominal Wage Adjustment in Open Economies, *Scandinavian Journal of Economics*, 110 ((1)), 169-195.
- Gjelsvik M.L., R. Nymoen og V. Sparrman (2013): Lønnsrelasjoner i KVARTS og MODAG, SSB, Notater 25/2013.
- Gjelsvik M.L., R. Nymoen og V. Sparrman (2015): Have inflation targeting and EU labour immigration changed the system of wage formation in Norway? Statistisk sentralbyrå, Discussion Papers nr 824. Universitetet i Oslo, Memorandum 18/2015.
- Hoel, M. og Nymoen, R. (1988): Wage Formation in Norwegian Manufacturing. An Empirical Application of a Theoretical Bargaining Model, *European Economic Review* **32**, 977-997.
- Nymoen, 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.

Vedlegg A: Variabelliste i MODAG/ KVARTS

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

D og Δ 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 , urkorr_1 betyr urkorr_{t-1} .

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

Kvartalsdummyene for henholdsvis 1., 2. og 3. kvartal er DKV1, DKV2 og DKV3. 4. kvartal er basiskategorien.

Variabelliste:

WW3AI	=	timelønn i industrien
TF3A	=	sats for arbeidsgiveravgift
TGW	=	gjennomsnittlig skattesats for lønnstakere
PYF3A	=	faktorinntektsdeflator for industrien
PYF64	=	faktorinntektsdeflator for petroleumssektoren
ZQL3A	=	gjennomsnittlig arbeidskraftsproduktivitet i industrien
URKORR	=	arbeidsledighetsraten
ABRUTTOINNV12	=	bruttoinnvandring fra landgruppe 1 og landgruppe 2 i prosent av befolkningen (se fotnote 3 for definisjon av landgrupper)
KPI	=	konsumprisindeksen
NH	=	tariffestet normalarbeidstid
WW5I	=	timelønn i bygg og anlegg, produksjon av elektrisk kraft og markedsrettet tjenesteyting ⁸
KWA5	=	referanselønn for sysselsatte i bygg og anlegg, produksjon av elektrisk kraft og markedsrettet tjenesteyting
WW90I	=	timelønn i offentlig sektor
KWA90	=	referanselønn for sysselsatte i offentlig sektor
tgw	=	$\log(1 + \text{TGW})$
kpitgw	=	$\text{kpi} - \text{tgw}$
ecmww5ikwa	=	$\text{ww5i} - \text{kwa5}$
ecmw90ikwa	=	$\text{ww90i} - \text{kwa90}$
wc3ai	=	$\text{ww3a} + \log(1 + \text{TF3A})$
BINNV12NL 49	=	$\text{lønnskostnader i industrien}$ $= (\text{f}(\text{ABRUTTOINNV12-4}))$ $= [1 + \exp(-20.0 * (\text{ABRUTTOINNV12-4} - 0.12))] - 1$
dumstepww3ai 1	=	$\text{dumstep0311} - \text{dumstep0611} - \text{dumstep0911} + \text{dumstep1011}$
dumstepww3ai 2	=	$\text{dum801} + \text{dum803} + \text{dum812} + \text{dum813} + \text{dum814}$ $+ \text{dum882} + \text{dum883} + \text{dum884} + \text{dum902}$
DKVi	=	Kvartalsdummy for kvartal i

⁸ I dette aggregatet inngår næring 55 (bygg og anlegg), 71 (produksjon av elektrisk kraft), samt markedsrettede tjenestenæringer, dvs. 63, 74, 81, 84, 85, 86.

⁹ Funksjonsformen er forklart i fotnote 4. s. 10.

Vedlegg B: Estimeringsresultater

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

Vedleggstabell B.1: Modell for industrilønnen, Dww3ai:

Modelling Dww3ai by OLS

The dataset is: lonn_gen.xlsx

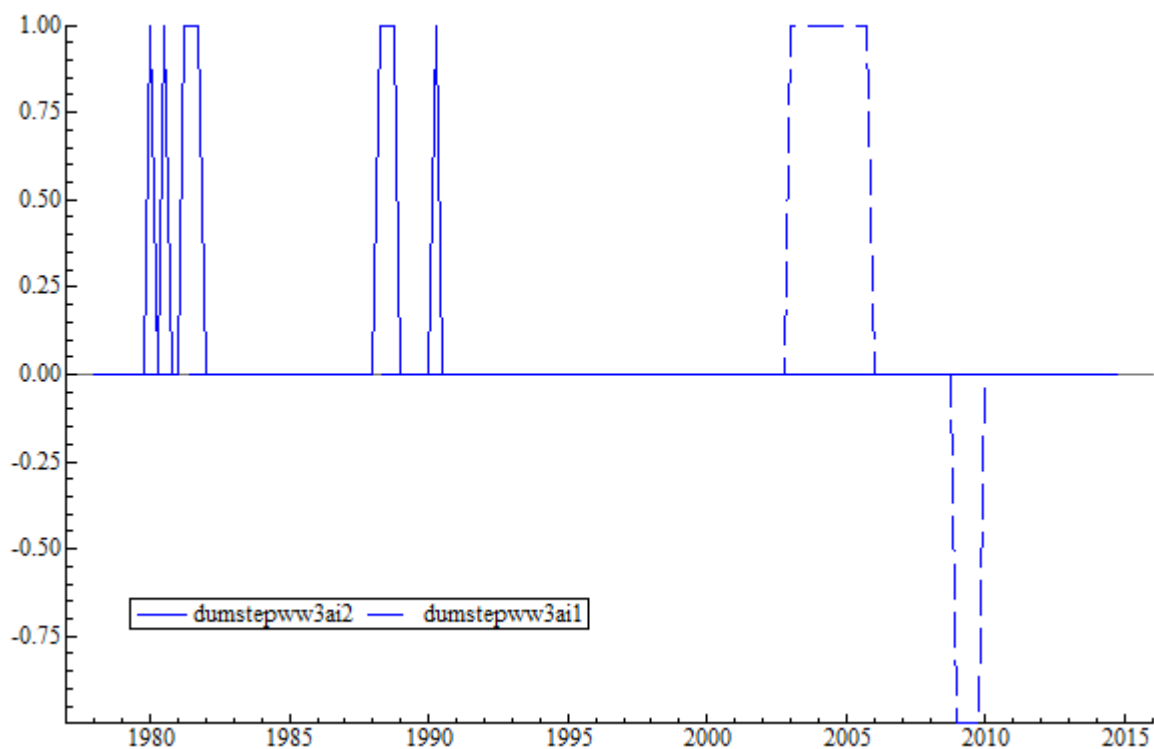
The estimation sample is: 1980(1) - 2012(4)

Dww3ai_1	-0.418736	0.05770	-7.26	0.0000	0.3160
Dww3ai_2	-0.262302	0.05995	-4.38	0.0000	0.1438
Dww3ai_3	-0.101030	0.06017	-1.68	0.0959	0.0241
Constant	0.404802	0.1077	3.76	0.0003	0.1102
DTF3A	-0.129262	0.02963	-4.36	0.0000	0.1431
wc3ai_1-pyf3a_1-zql3a_2	-0.0543749	0.01703	-3.19	0.0018	0.0821
urkorr_1	-0.0171762	0.004192	-4.10	0.0001	0.1284
BINNV12NL_4	-0.0250877	0.004841	-5.18	0.0000	0.1907
D4kpitgw	0.259964	0.04892	5.31	0.0000	0.1985
Dnh	-0.402583	0.1397	-2.88	0.0047	0.0679
dumstepww3ai2	-0.0179396	0.003342	-5.37	0.0000	0.2018
dum903	0.0485506	0.008661	5.61	0.0000	0.2161
dumstepww3ai1	-0.0110238	0.002446	-4.51	0.0000	0.1513
DKV1	-0.0119735	0.002710	-4.42	0.0000	0.1462
DKV2	0.00880628	0.002305	3.82	0.0002	0.1135
DKV3	-0.00238727	0.002431	-0.982	0.3281	0.0084
dum111	0.0386424	0.008908	4.34	0.0000	0.1417
dum121	0.0552185	0.009175	6.02	0.0000	0.2411

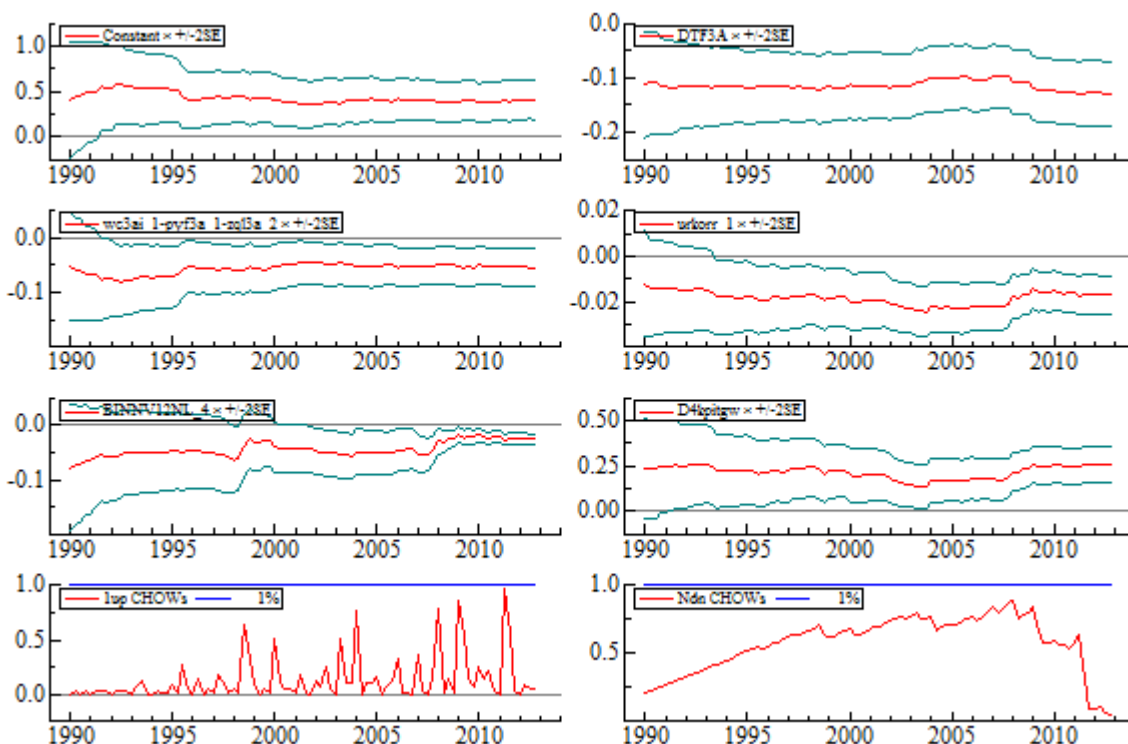
sigma	0.00834473	RSS	0.00793833147
R ²	0.781261	F(17,114) =	23.95 [0.000]**
Adj.R ²	0.748642	log-likelihood	454.144
no. of observations	132	no. of parameters	18
mean(Dww3ai)	0.0143807	se(Dww3ai)	0.0166443

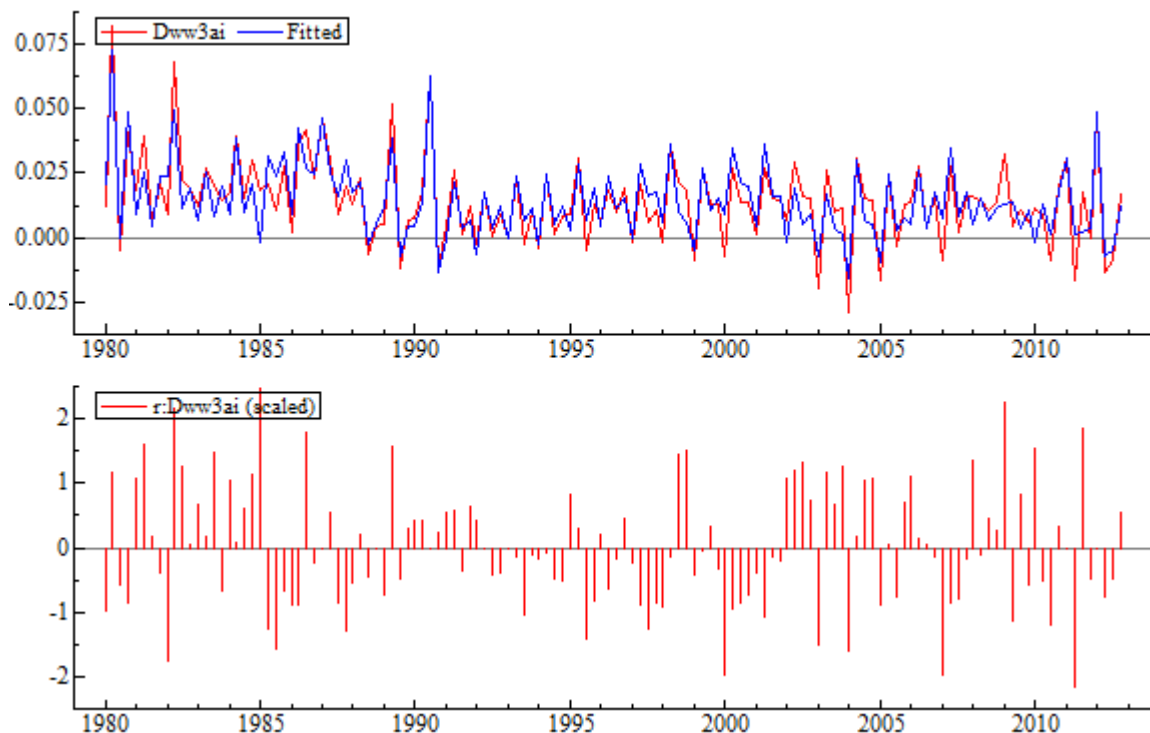
AR 1-5 test:	F(5,109) =	0.62809	[0.6787]
ARCH 1-4 test:	F(4,124) =	2.5542	[0.0422]*
Normality test:	Chi ² (2) =	1.8103	[0.4045]
Hetero test:	F(22,105) =	1.7209	[0.0362]*
Hetero-X test:	F(58,69) =	1.1506	[0.2867]
RESET23 test:	F(2,112) =	3.9975	[0.0210]*

Plott av sammensatte dummier i industrilønnsrelasjonen:



Rekursiv estimering og chowtester:



Modellføyning og residualplott:**Vedleggstabell B.2: Modell for lønnsdannelsen i markedsrettet tjenesteyting, Dww5i:**

Modelling Dww5i by OLS

The dataset is: lonn_gen.xlsx

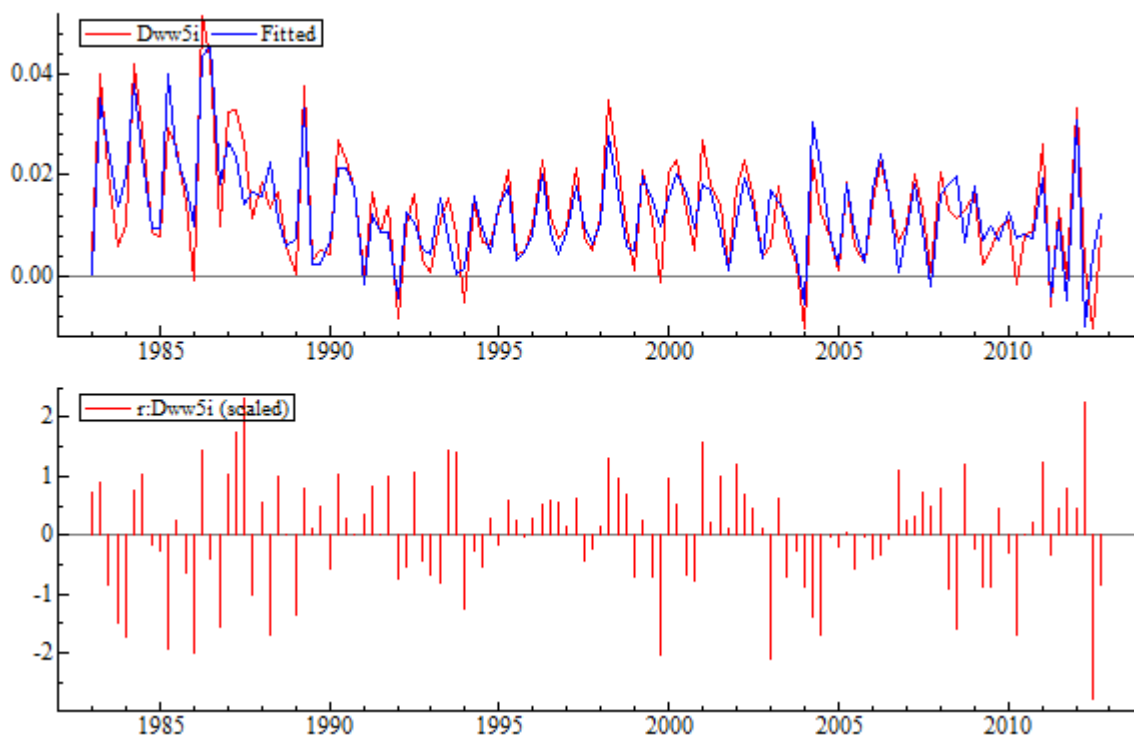
The estimation sample is: 1983(1) - 2012(4)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
Constant	0.0401581	0.006042	6.65	0.0000	0.2865
urkorr_1	-0.0134796	0.002782	-4.84	0.0000	0.1759
ecmww5ikwa_1	-0.128994	0.04566	-2.82	0.0056	0.0676
D3ww5i_1	-0.288559	0.04405	-6.55	0.0000	0.2806
Dkwa5	0.521407	0.05055	10.3	0.0000	0.4917
D4kpi	0.149353	0.04168	3.58	0.0005	0.1045
Durkorr_2	-0.0177937	0.004971	-3.58	0.0005	0.1043
ABRUTTOINNV12	-0.0695606	0.01405	-4.95	0.0000	0.1821
DKV3	0.00220647	0.001568	1.41	0.1622	0.0177
dum904	0.0180772	0.005634	3.21	0.0017	0.0856

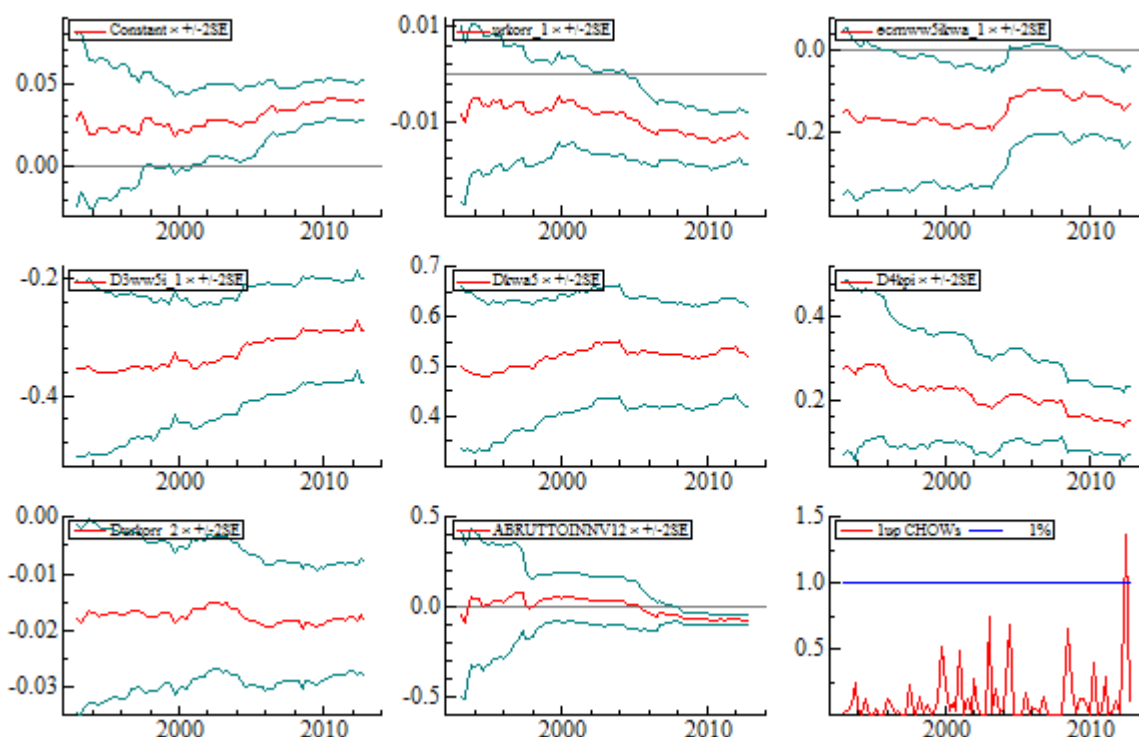
sigma	0.00540197	RSS	0.00320994347
R ²	0.786206	F(9,110) =	44.95 [0.000]**
Adj.R ²	0.768714	log-likelihood	461.467
no. of observations	120	no. of parameters	10
mean(Dww5i)	0.0128762	se(Dww5i)	0.0112325

AR 1-5 test:	F(5,105) =	0.51615 [0.7635]
ARCH 1-4 test:	F(4,112) =	3.1057 [0.0182]*
Normality test:	Chi ² (2) =	2.4178 [0.2985]
Hetero test:	F(15,103) =	1.2404 [0.2546]
Hetero-X test:	F(36,82) =	1.2549 [0.1983]
RESET23 test:	F(2,108) =	1.9319 [0.1499]

Modellføyning og residualplott:



Rekursiv estimering og chowtest (1 step):



Vedleggstabell B.3a: Modell for lønnsdannelsen i offentlig sektor, Dww90i:

Estimating the model by CFIML

The dataset is: lonn_gen.xlsx

The estimation sample is: 1983(1) - 2012(4)

Equation for: Dww90i

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Constant	0.0158701	0.003772	4.21	0.0001
Dww90i_2	-0.241717	0.05129	-4.71	0.0000
Dww90i_3	-0.173929	0.05048	-3.45	0.0008
ecmw90ikwa_1	-0.279662	0.05854	-4.78	0.0000
Dkwa90	0.415646	0.04805	8.65	0.0000
urkorr_1	-0.00776365	0.002731	-2.84	0.0054
dumstep8802	-0.0118163	0.003098	-3.81	0.0002
dum871	0.0307305	0.007989	3.85	0.0002
dum873x863	-0.0262991	0.005394	-4.88	0.0000
dum031	0.0233902	0.007781	3.01	0.0033
dum832	0.0207349	0.007725	2.68	0.0084
dum892	0.0203323	0.007792	2.61	0.0104

sigma = 0.00747177

log-likelihood	423.090743	-T/2log Omega	593.363367
no. of observations	120	no. of parameters	11

LR test of over-identifying restrictions: Chi²(2) = 1.7453 [0.4178]

BFGS using analytical derivatives (eps1=0.0001; eps2=0.005):

Strong convergence

Constraints:

&4=-(&1+&2);

correlation of structural residuals (standard deviations on diagonal)

	Dww90i
Dww90i	0.0074718

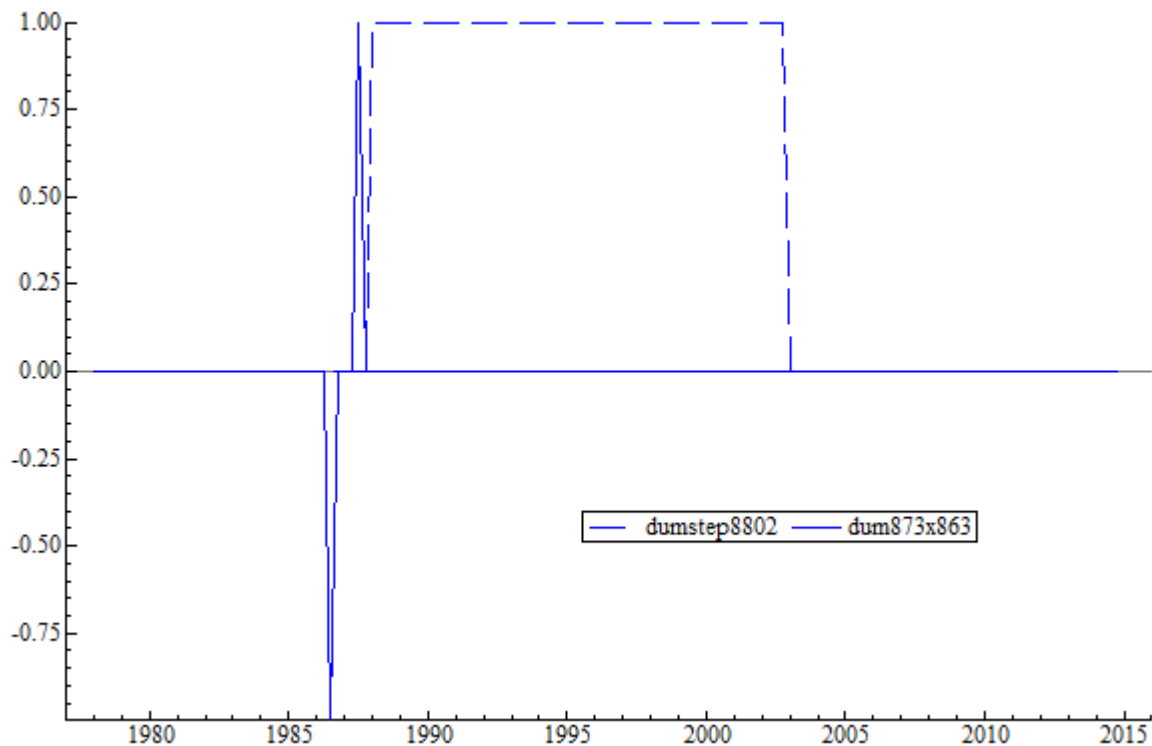
SEM-AR 1-5 test: F(5,104) = 1.0727 [0.3799]

Normality test: Chi²(2) = 1.8007 [0.4064]

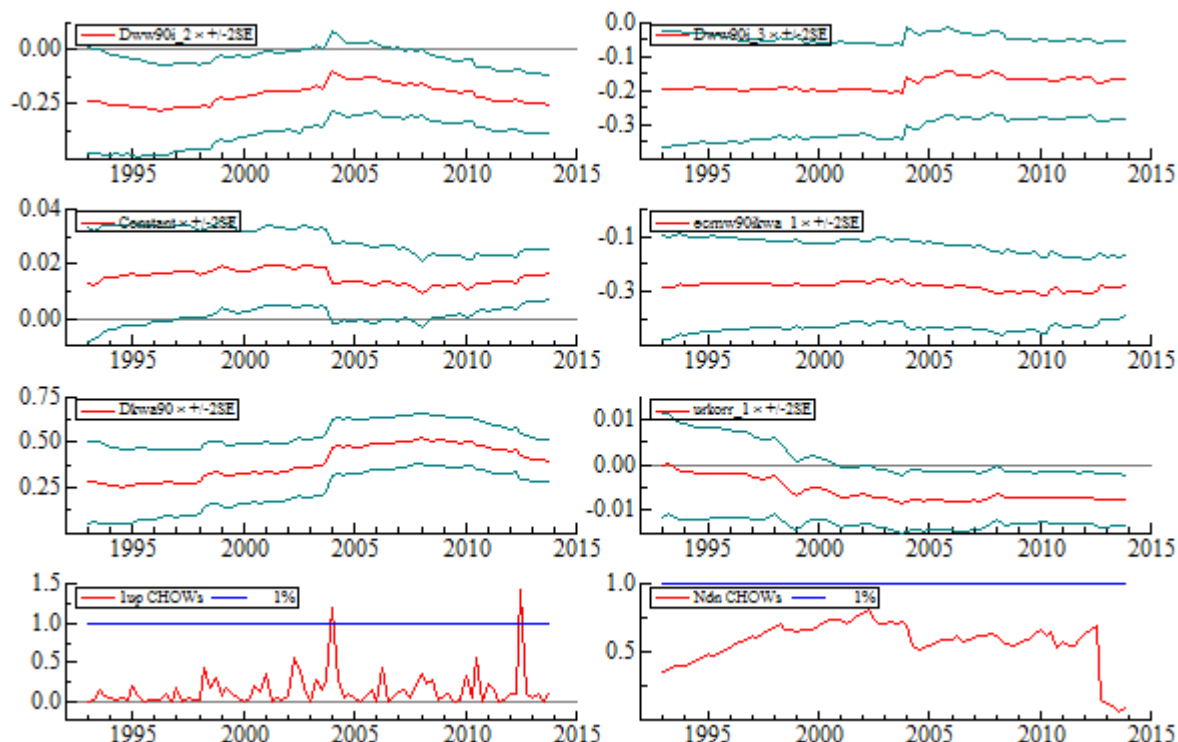
Hetero test: F(15,104) = 1.5684 [0.0955]

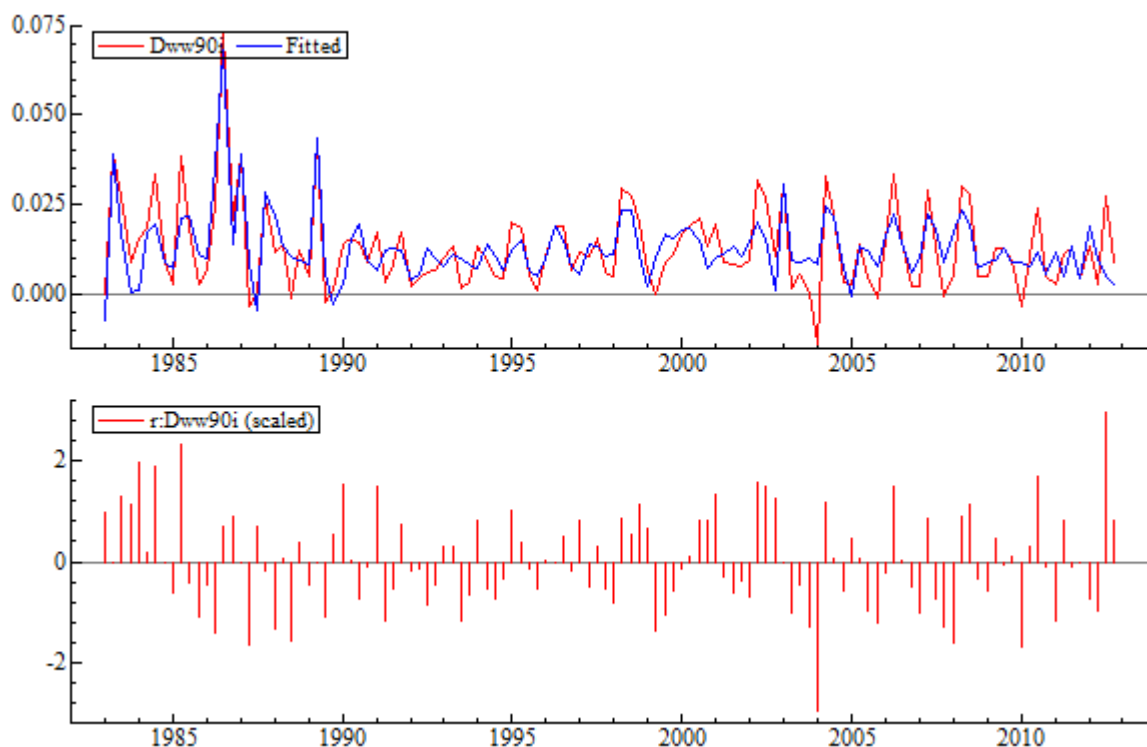
Hetero-X test: F(30,89) = 1.3754 [0.1274]

Plott av sammensatte dummier:



Rekursiv estimering og chow tester:



Modellføyning og residualplott:**Vedleggstabell B.3b: Modell for lønnsdannelsen i offentlig sektor, Dww90i:**

Modelling Dww90i by OLS

The dataset is: lonn_gen.xlsx

The estimation sample is: 1983(1) - 2012(4)

		Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob	Part.R ²
Dww90i_2		-0.244311	0.06914	-3.53	0.0006	0.1036
Dww90i_3		-0.175533	0.05792	-3.03	0.0031	0.0784
Constant	U	0.0160279	0.004709	3.40	0.0009	0.0969
ecmw90ikwa_1	U	-0.279141	0.05958	-4.69	0.0000	0.1689
Dkwa90	U	0.413571	0.06089	6.79	0.0000	0.2993
urkorr_1	U	-0.00781178	0.002873	-2.72	0.0076	0.0641
dum832	U	0.0207972	0.007838	2.65	0.0092	0.0612
dum892	U	0.0203890	0.007890	2.58	0.0111	0.0582
dumstep8802	U	-0.0117935	0.003140	-3.76	0.0003	0.1155
dum871	U	0.0309236	0.008724	3.54	0.0006	0.1042
dum873x863	U	-0.0262670	0.005456	-4.81	0.0000	0.1767
dum031	U	0.0234406	0.007868	2.98	0.0036	0.0759

sigma	0.00750618	RSS	0.00608500826
R ²	0.642576	F(11,108) =	17.65 [0.000]**
Adj.R ²	0.606172	log-likelihood	423.093
no. of observations	120	no. of parameters	12
mean(Dww90i)	0.0130783	se(Dww90i)	0.0119609

AR 1-5 test:	F(5,103) =	1.3352 [0.2553]
ARCH 1-4 test:	F(4,112) =	0.44222 [0.7778]
Normality test:	Chi ² (2) =	1.8204 [0.4024]
Hetero test:	F(13,102) =	2.0015 [0.0278]*
Hetero-X test:	F(23,92) =	1.6370 [0.0522]
RESET23 test:	F(2,106) =	5.2297 [0.0068]**

Vedleggstabell B.4: Modell for lønnsdannelse i industrien med lønnsomhet i petroleumssektor som forklaringsvariabel, Dww3ai:

Modelling Dww3ai by OLS

The dataset is: lonn_gen.xlsx

The estimation sample is: 1980(1) - 2012(4)

		Coefficient	Std. Error	t-value	t-prob	Part.R ²
Constant		0.378615	0.1075	3.52	0.0006	0.0981
DTF3A	U	-0.0964838	0.02865	-3.37	0.0010	0.0905
D3ww3ai_1	U	-0.357406	0.04420	-8.09	0.0000	0.3645
wc3ai_1-pyf3a_1-zql3a_2U		-0.0510695	0.01715	-2.98	0.0035	0.0722
urkorr_1	U	-0.0162899	0.003663	-4.45	0.0000	0.1478
BINNV12NL_4	U	-0.0175356	0.006734	-2.60	0.0104	0.0561
D4kpi	U	0.351393	0.04891	7.18	0.0000	0.3117
Dnh	U	-0.444051	0.1352	-3.28	0.0014	0.0864
dumstepww3ai2	U	-0.0237475	0.003430	-6.92	0.0000	0.2960
dum903	U	0.0497107	0.008593	5.78	0.0000	0.2269
dumstepww3ai1	U	-0.00905598	0.002556	-3.54	0.0006	0.0992
DKV1	U	-0.00953142	0.002289	-4.16	0.0001	0.1320
DKV2	U	0.00842006	0.002166	3.89	0.0002	0.1171
DKV3	U	-0.00358499	0.002039	-1.76	0.0814	0.0264
duml11	U	0.0328767	0.008533	3.85	0.0002	0.1152
duml21	U	0.0468319	0.008711	5.38	0.0000	0.2023
Dpyf64	U	-0.0100914	0.006369	-1.58	0.1159	0.0215
pyf64	U	-0.00135572	0.002521	-0.538	0.5918	0.0025

sigma	0.00808531	RSS	0.00745242717
R ²	0.79465	F(17,114) =	25.95 [0.000]**
Adj.R ²	0.764027	log-likelihood	458.313
no. of observations	132	no. of parameters	18
mean(Dww3ai)	0.0143807	se(Dww3ai)	0.0166443

AR 1-5 test:	F(5,109) =	0.89942	[0.4843]
ARCH 1-4 test:	F(4,124) =	2.4607	[0.0488]*
Normality test:	Chi ² (2) =	3.0397	[0.2187]
Hetero test:	F(22,105) =	1.4671	[0.1020]
Hetero-X test:	F(58,69) =	1.1036	[0.3455]
RESET23 test:	F(2,112) =	1.9636	[0.1452]

Statistisk sentralbyrå

Postadresse:
Postboks 8131 Dep
NO-0033 Oslo

Besøksadresse:
Akersveien 26, Oslo
Oterveien 23, Kongsvinger

E-post: ssb@ssb.no
Internett: www.ssb.no
Telefon: 62 88 50 00

ISBN 978-82-537-9331-3 (elektronisk)



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway